

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PREÇOS INTERNACIONAIS E TAXA DE CÂMBIO: O CASO BRASILEIRO

Fabiano Silvio Colbano

Orientador: Prof. Dr. Siegfried Bender

SÃO PAULO

2006

Profa. Dra. Suelly Vilela
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Ricardo Abramovay
Chefe do Departamento de Economia

Profa. Dra. Vera Lúcia Fava
Coordenadora do Programa de Pós-graduação em Teoria Econômica

FABIANO SILVIO COLBANO

PREÇOS INTERNACIONAIS E TAXA DE CÂMBIO: O CASO BRASILEIRO

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Siegfried Bender

SÃO PAULO

2006

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Colbano, Fabiano Silvio

Preços internacionais e taxa de câmbio: o caso brasileiro / Fabiano Silvio Colbano. -- São Paulo, 2005.

96 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2005

Bibliografia.

1. Preço 2. Taxa de câmbio 3. Importação 4. Exportação 5. Brasil
I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 338.52

Para meus pais, João e Gracia, exemplos de vida, amor e dedicação aos filhos, e aos meus irmãos, Junior e Michele, que sempre torceram pelo meu sucesso nos desafios que enfrentei.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por estar presente em minha vida e sempre me dar forças para enfrentar os momentos mais difíceis;

À minha família, pela paciência e pelos sacrifícios que fizeram para que eu pudesse permanecer estudando;

A meu professor orientador, Siegfried Bender, pelo apoio e encorajamento contínuos na pesquisa;

Aos professores e colegas alunos do IPE-USP (Instituto de Pesquisas Econômicas - Universidade de São Paulo), pelos conhecimentos transmitidos e pelo agradabilíssimo ambiente de trabalho. De forma especial, ao colega José Carlos Domingos da Silva, pelas críticas e sugestões para a melhoria deste trabalho;

A FEA-USP (Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Universidade de São Paulo), pelo apoio institucional e facilidades oferecidas;

Aos professores Márcio Issao Nakane e Fabiana Fontes Rocha, pelas críticas e sugestões oferecidas na qualificação deste trabalho;

A CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) e a FIPE (Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas), pelo suporte financeiro durante o período de elaboração desta obra;

A Consultoria Financeira *Risk Office* e à dois de seus sócios, o professor Carlos Antônio Rocca e o Fernando Lovisotto, que mostraram imenso respeito à minha busca por melhorar minha qualificação profissional, proporcionando-me a possibilidade de reduzir meu horário de trabalho para que eu terminasse a dissertação;

A FUNCEX (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior), por disponibilizar alguns dos dados usados nos testes empíricos;

A Henry Pourchet, pesquisador da FUNCEX que, atenciosamente e prontamente, atendeu ao meu pedido pelos dados.

RESUMO

Este trabalho investiga para o Brasil um dos mais importantes debates da literatura da *Nova Macroeconomia Aberta*: a escolha da moeda na qual a firma exportadora fixará os preços de seu produto vendido no exterior. Duas são as hipóteses possíveis: ou a firma exportadora fixa seu preço com base na sua própria moeda, conhecida como *producer currency pricing (PCP)*, ou ela fixa seu preço com base na moeda do mercado de destino de seu produto, chamada de *local currency pricing (LCP)*.

Como muitos dos problemas verificados na literatura macroeconômica têm origem microeconômica, procuramos responder a questão através das observações encontradas na literatura de *passthrough* e *pricing-to-market*. Além disto, assumimos que, no agregado, os setores exportadores e importadores brasileiros se comportam como uma firma maximizadora de lucros que vende seus produtos para importadores locais. Isto permite que parte das variações cambiais seja repassada para os preços e parte seja absorvida pelo *markup* do setor.

A metodologia empírica incluiu a estimação de dois *VEC's (vector error correction)*, um para as exportações e outro para as importações, pelos quais foram calculadas funções de resposta ao impulso e decomposições da variância dos erros de previsão nos preços. Os resultados obtidos indicam casos intermediários das hipóteses de *LCP* e *PCP* para o Brasil. Enquanto os preços em dólares das exportações brasileiras estão mais próximos da hipótese de *LCP*, os preços em reais das importações estão mais próximos da hipótese de *PCP*.

Outros aspectos interessantes também foram observados. Para os preços das exportações brasileiras, a variável mais importante para sua determinação é a condição econômica do resto do mundo, seguida pelos custos do setor exportador. Já para as importações, tanto as condições econômicas domésticas quanto a taxa de câmbio são variáveis importantes, ao passo que os preços em moeda estrangeira das importações não se mostraram significantes no longo prazo, mas apenas no curto prazo.

ABSTRACT

This work analyzes to Brazil one of the most important debates on the New Open Economy Macroeconomic literature: the choice of the currency in which international prices are fixed. There are two possible hypotheses: either the export firm establishes his prices in your own currency, named producer currency pricing (PCP) or the export firm fix his price in the currency of the market in which his products is sold, named local currency pricing (LCP).

Many questions treated in macroeconomic literature have microeconomic foundations. So we look for answering the question using the literature of passthrough and pricing-to-market. In addition to this, we assume that macroeconomic data for Brazilian's export and import sectors are generated of profit maximizing firms' behavior. The firms sell their products to local importers, allowing that some piece of exchange rate variations are passed through prices and another piece are passed through specific markup sector.

Methodology employed here includes vector error correction (VEC) estimation, one for export prices in dollar and other for import prices in reais, through which were calculated impulse response functions and forecast variance error decompositions for prices. Results point the validity of intermediate cases of LCP and PCP for Brazil. While Brazilian export prices in dollars are closer to LCP hypothesis, Brazilian import prices in reais are closer to PCP hypothesis.

Other interesting aspects were obtained. For Brazilian export prices, the most important variable explaining it is the world economic growth. The second most important variable is the export sector cost. For Brazilian import prices in reais, both domestic economic growth and exchange rate are important in its determination, while import prices in dollars were not showed significant in the long run, but just in the short run.

SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS	2
LISTA DE TABELAS	3
1. INTRODUÇÃO	4
2. REVISÃO DA LITERATURA	8
2.1. A microeconomia dos preços internacionais e da taxa de câmbio	8
2.1.1. A lei do preço único	8
2.1.2. O <i>passthrough</i> da taxa de câmbio para os preços.....	10
2.1.3. Pricing-to-market.....	14
2.2. A nova macroeconomia dos preços e da taxa de câmbio	18
2.2.1. Preços internacionais e a nova macroeconomia aberta	19
2.2.2. Rigidez de preços, <i>local currency pricing</i> e <i>producer currency pricing</i>	22
2.3. Preços e taxa de câmbio no Brasil	26
3. METODOLOGIA EMPÍRICA	35
3.1. Os testes para raiz unitária.....	35
3.1.1. Teste de Dickey-Pantula (<i>DP</i>).....	35
3.1.2. O teste <i>ADF</i>	36
3.2. O teste de cointegração de Johansen e a estimação do <i>VEC</i>	38
3.3. Discussões sobre modelos VAR.....	41
3.3.1. Identificação de modelos <i>VAR</i>	41
3.3.2. A decomposição de Cholesky.....	45
3.3.3. A função de resposta ao impulso	45
3.3.4. A decomposição da variância dos erros de previsão	46
4. RESULTADOS EMPÍRICOS.....	47
4.1. Apresentação dos dados.....	49
4.2. Os testes para raiz unitária.....	52
4.3. Os testes de cointegração e os modelos estimados.....	55
4.3.1. Teste de cointegração e modelo para os preços das exportações	55
4.3.2. Testes de cointegração e modelo para os preços das importações	61
4.4. Resposta ao impulso e decomposição da variância	66
4.4.1. Preços das exportações	67
4.4.1. Preços das importações.....	73
4.5. Resumo dos principais resultados encontrados	78
5. CONCLUSÃO.....	81
REFERÊNCIAS	83
APÊNDICE I: GRÁFICOS DAS SÉRIES USADAS	89
APÊNDICE II: MODELOS ESTIMADOS E SEUS RESÍDUOS	91

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF: Teste Augmented Dickey-Fuller
AIC: Akaike Information Criterion
DP: Teste de Dickey-Pantula
EUA: Estados Unidos da América
FGV: Fundação Getúlio Vargas
FMI: Fundo Monetário Internacional
FPE: Final Prediction Error
FUNCEX: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior
G-7: Grupo de países formado por EUA, Japão, Alemanha, Reino Unido, França, Itália, Canadá e Rússia
HQ: Hannan-Quinn Information Criterion
IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IFS: International Financial Statistics
IGP-DI: Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna
IPA- Índice de Preços no Atadado
IPA-OG: Índice de Preços no Atacado – Oferta Global
IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Amplo
LCP: Local Currency Pricing
LPU: Lei do Preço Único
LR: Teste de Razão de Verossimilhança
MFD: Mundell-Fleming-Dornbush
MRI-85: Matriz Interindustrial de 1985
NMA: Nova Macroeconomia Aberta
PCP: Producer Currency Pricing
PPC: Paridade do Poder de Compra
PTM: Pricing-to-market
RU: Raiz Unitária
SC: Schwarz Information Criterion
VAR: Vector Autoregressive
VEC: Vector Error Correction
VMA: Vector Moving Average

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estimativas do grau de <i>exchange rate passthrough</i>	27
Tabela 2: Estimativa do impacto das variações cambiais sobre os custos industriais sob a hipótese de estabilidade de margens (em porcentagem)	31
Tabela 3: Estimativas <i>VAR</i> do <i>passthrough</i> (%)	33
Tabela 4: Comparação entre as estimativas de <i>passthrough</i> para o Brasil.....	33
Tabela 5: Comparações internacionais do <i>passthrough</i> para os preços ao consumidor.....	34
Tabela 6: Estatísticas dos testes de raiz unitária – preço das exportações	53
Tabela 7: Estatísticas dos testes de raiz unitária – preço das importações	54
Tabela 8: Seleção das defasagens do <i>VAR</i> - modelo para os preços das exportações.....	56
Tabela 9: Testes de cointegração para a equação dos preços das exportações.....	57
Tabela 10: Vetor de cointegração da equação para os preços das exportações.....	57
Tabela 11: Coeficientes de ajustamento do modelo para os preços das exportações.....	58
Tabela 12: Teste de causalidade de Granger para o crescimento mundial.....	59
Tabela 13: Teste de causalidade de Granger para o custo do setor exportador.....	60
Tabela 14: Teste de <i>Wald</i> (χ^2) para as defasagens do <i>VEC</i> para os preços das exportações .	60
Tabela 15: Teste de normalidade dos resíduos – preços das exportações.....	61
Tabela 16: Seleção das defasagens do <i>VAR</i> - preços das importações.....	62
Tabela 17: Testes de cointegração para a equação para os preços das importações	63
Tabela 18: Vetor de cointegração da equação para os preços das importações	63
Tabela 19: Coeficientes de ajustamento do modelo para os preços das importações	64
Tabela 20: Teste de causalidade de Granger para os preços em dólares das importações	65
Tabela 21: Teste de <i>Wald</i> (χ^2) para as defasagens do <i>VEC</i> para os preços das importações.	65
Tabela 22: Teste de normalidade dos resíduos – preços das importações.....	66
Tabela 23: Desvio-padrão dos choques no modelo estrutural – exportações.....	67
Tabela 24: Respostas dos preços das exportações a um choque de 1 desvio-padrão nas variáveis.....	69
Tabela 25: Decomposição da variância dos erros de previsão nos preços das exportações.....	72
Tabela 26: Desvio-padrão dos choques no modelo estrutural – importações	73
Tabela 27: Respostas dos preços das importações a um choque de 1 desvio-padrão nas variáveis.....	75
Tabela 28: Decomposição da variância dos erros de previsão nos preços das importações	77

1. INTRODUÇÃO

Na literatura da *Nova Macroeconomia Aberta (NMA)*, iniciada com o artigo de Obstfeld e Rogoff (1995), um dos mais importantes debates diz respeito à escolha da moeda na qual a firma exportadora fixará os preços de seu produto vendido no exterior. Duas são as hipóteses possíveis: ou a firma exportadora fixa seu preço com base na sua própria moeda, conhecida como *producer currency pricing (PCP)*, ou ela fixa seu preço com base na moeda do mercado de destino de seu produto, chamada de *local currency pricing (LCP)*.

Um canal importante pelo qual a escolha da moeda que denomina os preços de exportação e importação de uma economia afeta o ambiente macroeconômico é através de seus efeitos sobre o *passthrough* das variações cambiais para os preços. Dada uma desvalorização cambial, se os preços da firma exportadora forem rígidos em sua moeda, há uma queda nos preços de exportação na moeda do mercado de destino, aumentando a quantidade demandada do exportado. Já se os preços forem rígidos na moeda do mercado de destino, uma desvalorização cambial provoca apenas uma elevação no *markup* das exportações, sem que a quantidade demandada se altere. Portanto, os efeitos das variações cambiais sobre os preços e o *markup* do exportador dependem da forma como este agente define seu preço. Bacchetta e van Wincoop (2005) desenvolvem dois modelos, um de equilíbrio parcial e outro de equilíbrio geral, para mostrar como as firmas escolhem a moeda na qual suas exportações são denominadas.

Como as relações entre as variáveis macroeconômicas são diferentes sob *PCP* e sob *LCP*, as políticas macroeconômicas ótimas em cada caso podem ser diferentes. Devereux e Engel (1998) analisam os efeitos sobre o bem-estar social dos regimes de câmbio fixo e flutuante, em um ambiente de incerteza gerada pela política monetária. Eles mostram que o regime cambial ótimo pode depender da maneira como os produtores escolhem seus preços, se por *LCP* ou por *PCP*.

Muitos dos problemas verificados na literatura macroeconômica têm origem microeconômica. Questões sobre a lei do preço único, o *passthrough* das variações cambiais para os preços e o

*pricing-to-market (PTM)*¹, são tratados dentro da *NMA*, com o intuito de averiguar como estes problemas podem ser responsáveis por alguns fenômenos macroeconômicos observados. Betts e Devereux (2000) utilizam a hipótese de LCP e *pricing-to-market* para mostrar que, neste caso, as variações cambiais geram desvios da lei do preço único.

Diante do debate atual na literatura internacional, pergunta-se qual é a hipótese mais plausível para a forma pela qual os preços das exportações e das importações brasileiras são calculados: *PCP* ou *LCP*? Uma das maneiras de se responder a esta questão é através da formulação e simulação de um modelo macroeconômico na linha da *NMA*, levando-se em conta os dois casos. Os resultados da simulação indicarão qual das duas hipóteses é mais apropriada, no sentido de gerar resultados mais próximos dos dados observados. Este procedimento pode ser encontrado em Bergin (2003) e Choudhri *et al* (2005). Contudo, este não será o método empregado aqui. Como estamos interessados no problema da firma exportadora, procuraremos responder a questão através das observações encontradas na literatura de *passthrough* e *PTM*, partindo-se do princípio de que os dados sejam gerados com base em modelos microeconômicos com firmas exportadoras.

Como estamos interessados em avaliar o comportamento de variáveis macroeconômicas, assumimos que, no agregado, os setores exportadores e importadores brasileiros se comportam como uma firma maximizadora de lucros. No caso das exportações, assume-se que a firma produtora brasileira vende seus produtos para um importador estrangeiro. Para as importações, assume-se que a firma produtora estrangeira vende seus produtos para um importador brasileiro. Assim, apesar de os preços das importações serem dados em moeda internacional, os preços em moeda doméstica podem variar. Isto abre a possibilidade de que as variações nos preços em moeda estrangeira não sejam repassadas diretamente para o mercado interno, assim como as variações na taxa de câmbio, que podem ser absorvidas pelo *markup* do setor importador.

Nos testes empíricos, serão estimados dois modelos: um para a equação dos preços em moeda estrangeira das exportações e outro para os preços em moeda doméstica das importações. Serão conduzidos testes de raiz unitária e de cointegração. Análises das funções de resposta dos preços a um impulso nas variáveis explicativas serão usadas para averiguar o

¹ Conceito desenvolvido por Krugman (1986), em que a firma exportadora pratica discriminação de preços de terceiro grau entre os mercados de destino de suas exportações.

comportamento dos preços com relação a choques estruturais nas outras. Além disto, os erros de previsão nos preços serão calculados e decompostos para se descobrir quais variáveis explicativas são mais importantes para a dinâmica dos preços.

Os resultados obtidos para o *passthrough* das variações cambiais para os preços, tanto das exportações quanto das importações, mostram que casos intermediários das hipóteses de *LCP* e *PCP* são mais apropriados para o Brasil. Para os preços em moeda estrangeira das exportações brasileiras, há uma relação negativa entre eles e a taxa de câmbio. Se a taxa de câmbio se desvalorizar em 1%, o exportador repassa parte do ganho de rentabilidade que ele afere com a desvalorização para os consumidores externos, e os preços caem 0,3308% no longo prazo. Este comportamento indica alguma preocupação do exportador com os preços em moeda estrangeira de suas exportações, caracterizando uma situação em que uma hipótese mais próxima do *LCP* é válida. Além disto, o ajustamento dos preços a um desvio da condição de equilíbrio de longo prazo é relativamente rápido, de aproximadamente três meses.

Com relação aos preços domésticos das importações, uma desvalorização cambial de 1% faz com que estes preços aumentem em 0,5537%. Ou seja, mesmo no longo prazo o *passthrough* das variações cambiais para os preços em reais das importações não é completo, correspondendo a 55,37%. Assim, parte da perda do importador decorrente da desvalorização cambial é absorvida em seu *markup*. Ainda assim, o significativo repasse para os preços é evidência de que uma hipótese mais próxima do *PCP* é mais apropriada. O ajustamento dos preços em reais das importações a um desvio da condição de equilíbrio de longo prazo é bastante lento, de 26,17 meses.

Outros aspectos interessantes também foram observados. Para os preços das exportações, a variável mais importante para sua determinação é a condição econômica do resto do mundo, seguida pelos custos do setor exportador. Isto também pode explicar porque os exportadores repassam parte dos seus ganhos obtidos com uma desvalorização cambial aos consumidores externos. Já para as importações, tanto as condições econômicas domésticas quanto a taxa de câmbio são variáveis importantes, ao passo que os preços em moeda estrangeira das importações não se mostraram significantes no longo prazo, mas apenas no curto prazo.

A organização deste trabalho é a seguinte. No capítulo 2, faremos uma descrição das literaturas da *NMA* e de *passthrough*. No capítulo 3, está explicitada a metodologia econométrica aplicada empregada aqui. O capítulo 4 apresenta os modelos estimados e os testes feitos para avaliar o grau de *passthrough* da taxa de câmbio para os preços das exportações e para os preços em reais das importações. Finalmente, o capítulo 5 conclui o trabalho.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A pesquisa empírica da relação entre taxa de câmbio e preços dos bens tem sido abundante desde os anos 70. O interesse por este campo de pesquisa cresceu procurando-se avaliar os efeitos de variações na taxa de câmbio sobre o setor externo dos países e também sobre a inflação. Especialmente, era importante descobrir se desvalorizações cambiais eram capazes de melhorar o saldo da balança comercial do país que tinha sua moeda desvalorizada.

Neste sentido, o conceito mais familiar aos economistas é dado pela condição de Marshall-Lerner, que afirma que uma desvalorização cambial melhorará o saldo comercial de um país se a soma das elasticidades-preço das demandas por importações e por exportações for maior do que um. Contudo, para que esta condição seja válida, é necessário que a curva de oferta de exportações seja perfeitamente elástica. Isto gerou uma série de debates para saber se os preços das exportações eram endógenos às variações na taxa de câmbio, ou seja, se haveria algum *passthrough* das variações na taxa de câmbio para os preços.

2.1. A microeconomia dos preços internacionais e da taxa de câmbio

Nesta seção, são apresentadas as três fases da literatura que relaciona a taxa de câmbio aos preços internacionais dos bens no nível microeconômico: a *lei do preço único (LPU)*, o *passthrough* da taxa de câmbio e o *pricing-to-market*. A compreensão dos processos de formação de preços das firmas exportadoras é de considerável interesse: um *passthrough* incompleto das variações cambiais tem importantes implicações sobre a dinâmica da balança comercial, uma vez que é possível que variações cambiais se reflitam em variações nos preços dos produtos exportados pelos países, afetando a demanda por estes produtos.

2.1.1. A lei do preço único

A *lei do preço único* afirma que produtos idênticos vendidos em países diferentes têm o mesmo preço em uma mesma moeda. As hipóteses necessárias para a validade da *LPU* são (i) maximização de lucro e (ii) ausência de custos de transporte, distribuição ou revenda dos produtos.

Formalmente, a *LPU* pode ser expressa da seguinte maneira. Seja p o preço em moeda doméstica do país H, p^* o preço em moeda doméstica do país F e E é a taxa de câmbio, definida como o preço em moeda do país H de uma unidade de moeda do país F. Se a *LPU* vale para um bem i , então

$$p_i = Ep_i^* \quad (2-1)$$

Se a *LPU* é válida para todos os bens, então vigora a *paridade absoluta do poder de compra* (*PPC*) entre os países, e $P = EP^*$, onde P e P^* são os níveis gerais de preços dos países H e F, respectivamente.

Se a condição (ii) para a validade da *LPU* não for atendida mas as fricções de mercado derem origem apenas a um diferencial estável de preços entre os mercados, as versões absolutas da *LPU* e da *PPC* não são válidas. Contudo, o que pode ser observado são as versões relativas da *LPU* e da *PPC*: $p_i = \alpha Ep_i^*$ e $P = \alpha EP^*$, onde α é a taxa de câmbio real.

Goldberg e Knetter (1997) apresentam um modelo econométrico geral, que resume as características testadas nos estudos empíricos sobre a *LPU*. O modelo é dado abaixo:

$$p_t = \alpha + \beta X_t + \gamma E_t + \delta Z_t + \varepsilon_t, \quad (2-2)$$

onde todas as variáveis estão em logaritmos. A variável p representa o preço de um produto, X representa um conjunto de variáveis de controle (uma medida de custos ou preços, dependendo do tipo de estudo), E é a taxa de câmbio nominal à vista, Z é um outro conjunto de variáveis de controle e ε é um termo de erro.

As pesquisas que envolvem a relação entre preços e taxa de câmbio variam com relação à escolha de p , X e Z . Tradicionalmente, os testes da *LPU* especificam X como sendo o preço do produto no mercado estrangeiro, representado por p^* . Nos testes da versão absoluta da *LPU*, esperam-se os seguintes valores para os parâmetros: $\alpha = 0$ e $\gamma = \delta = 1$. No entanto, os pesquisadores têm-se concentrado mais nos testes sobre a versão relativa da *LPU* pelo fato de

que, dificilmente, a hipótese (ii) para a validade da versão absoluta da *LPU* é satisfeita. Neste caso, $\alpha > 0$.

Como apontado em Rogoff (1996), as pesquisas têm rejeitado a hipótese de validade da *LPU* para uma gama diferenciada de produtos e países, mesmo considerando-se a versão relativa. A principal evidência contra a *LPU* é a observação de que variações na taxa de câmbio não são integralmente repassadas para os preços, ou seja, o *passthrough* não é completo. Na equação 2-1, isto é alcançado quando $\gamma < 1$. Isard (1977) examinou dados desagregados das exportações dos EUA, Alemanha, Japão e Canadá para uma série de bens comercializáveis e encontrou que os desvios da *LPU* são grandes, persistentes e, em grande parte, refletem as variações da taxa de câmbio nominal. Aliás, uma parcela muito significativa dos estudos encontra fortes evidências de que os desvios da *LPU* estão bastante correlacionados com as variações na taxa de câmbio nominal. Assim como Isard (1977), Giovanni (1988) tem resultados nesta linha, usando dados desagregados para os EUA e para o Japão.

Rogoff (1996) enumera algumas possíveis explicações para os desvios persistentes da *LPU*. Primeiramente, a existência de custos de transporte poderia impor uma cunha entre os preços em diferentes mercados. Outra explicação é que para muitos bens, embora eles sejam considerados internacionalmente comercializáveis, de fato seus preços contém uma parcela importante de bens não comercializáveis, tais como impostos, custos com seguros e salários. Mesmo os preços no atacado sofrem deste problema, embora em menor magnitude do que os preços ao consumidor. A terceira possível fonte de desvios da *LPU* é a presença de barreiras tarifárias e não-tarifárias. Uma quarta explicação está no fato de que alguns bens possuem características intrínsecas a eles que impossibilitam a equalização dos seus preços internacionais. Como um exemplo, os automóveis têm esta característica por apresentarem padrões diferentes em muitos países. Finalmente, a quinta explicação reside no fato de que muitas firmas podem discriminar preços entre os mercados de destino de suas exportações, fenômeno conhecido como *pricing-to-market*, impossibilitando a arbitragem nos preços dos produtos.

2.1.2. O *passthrough* da taxa de câmbio para os preços

A definição de *passthrough* da taxa de câmbio é a variação percentual dos preços em moeda local das importações ou das exportações, resultante de uma variação de um ponto percentual na taxa de câmbio. Seja P o preço em moeda doméstica das importações/exportações e E é a taxa de câmbio nominal. A expressão para o *passthrough* é dada por

$$\varepsilon = \frac{\partial \ln P}{\partial \ln E}. \quad (2-3)$$

Há três casos possíveis para o grau de *passthrough*: (i) se ele for nulo, então as variações cambiais não são repassadas para os preços; (ii) se o grau de *passthrough* for igual a um em valor absoluto, então as variações cambiais são plenamente repassadas para os preços, e diz-se que o *passthrough* é completo; e (iii) se o grau de *passthrough* estiver entre zero e um, então apenas uma parte das variações são transferidas para os preços, e diz-se que o *passthrough* é incompleto.

Os modelos tradicionais para os preços dos bens comercializáveis assumem que os preços sejam dados na moeda do produtor, fazendo com que uma variação de um ponto percentual na taxa de câmbio se reflita em uma variação de mesma magnitude nos preços em moeda local das importações. Isto significa que o *passthrough* é completo. Contudo, duas condições são necessárias para que este resultado seja alcançado: (i) que o *markup* do preço sobre o custo marginal seja constante; e (ii) custos marginais constantes. Sob estas condições, a elasticidade-preço da demanda de cada país por importações determina o efeito da taxa de câmbio sobre o saldo comercial.

Nos últimos tempos, os pesquisadores têm procurado analisar o fenômeno do *passthrough* no nível industrial, usando a teoria de competição imperfeita e as teorias estratégicas de comércio. Por exemplo, a abordagem industrial pode ser encontrada em Feenstra (1989). Ele mostra que as condições de primeira ordem para um monopolista exportador implicam em uma resposta simétrica dos preços das importações às variações na taxa de câmbio bilateral e nas tarifas de importação.

Os modelos teóricos que procuram explicar a relação entre taxa de câmbio e preços de não envolvem apenas uma condição de não arbitragem entre mercados, tal como no caso da *LPU*, mas um modelo comportamental da firma exportadora. A equação teórica de interesse dos

pesquisadores é obtida com base na condição de primeira ordem, solução do problema de maximização da firma. Campa e Goldberg (2002) apresentam um exemplo da formulação teórica do problema. A equação de preço de um exportador do país x – e sua elasticidade de resposta a uma variação cambial – dependem da sua estrutura de custos e do formato da demanda do país importador. Se os preços de importação no país j , $P_t^{m,j}$, são as variáveis dependentes, a regra de preços do exportador estrangeiro x ofertando no país j é:

$$P_t^{m,j} = E_t P_t^{x,j} = E_t m_t^{x,j} \left(\frac{P_t^{m,j}}{P_t} \right) C^{x,j} (W_t^j, Y_t, E_t), \quad (2-4)$$

onde $m_t^{x,j} = \left(\frac{P_t^{x,j}}{C_t^{x,j}} \right)$ é o *markup* obtido nas vendas ao país j , $C_W^{x,j} > 0$, $C_E^{x,j} < 0$ e $C_Y^{x,j} > 0$.

Na equação 2-4, o *markup* é específico da indústria e depende da curva de demanda que o exportador observa no país j . Por sua vez, esta curva de demanda é função de $\frac{P_t^{m,j}}{P_t}$, os preços das importações relativamente aos preços dos produtores do país j . $C_t^{x,j}$ é o custo marginal do exportador em sua própria moeda. O custo marginal é crescente nos salários pagos pelo exportador, $W_t^{x,j}$, e nas condições de demanda do país j , Y_t . A taxa de câmbio é um argumento da função custo do exportador na medida em que este produtor utiliza insumos importados ou outros tipos de custo com valor relativo na moeda do mercado de destino.

Diferenciando a equação 2-4 obtemos uma expressão da forma

$$\dot{P}_t^{m,j} = \left(1 + \frac{E_t C_E^{x,j}}{C_t^{x,j}} \right) \dot{E}_t + \dot{m}_t^{x,j} + \left(\frac{W_t^{x,j} C_W^{x,j}}{C_t^{x,j}} \right) \dot{W}_t^{x,j} + \left(\frac{Y_t C_Y^{x,j}}{C_t^{x,j}} \right) \dot{Y}_t, \quad (2-5)$$

onde o ponto sobre as variáveis indica uma variação percentual. A equação 2-5 demonstra que especificações empíricas que procuram isolar as elasticidades do *passthrough* precisam introduzir dentro da equação de preços da firma exportadora controles exógenos que desloques os custos do exportador.

A correspondente empírica da equação 2-5 é a equação 2-2. Contudo, o que diferencia os testes empíricos do grau de *passthrough* da taxa de câmbio dos testes da *LPU* são as variáveis incluídas como regressores. Na literatura de *passthrough*, a variável p representa os preços, X representa um conjunto de variáveis de controle que afetam os custos do setor exportador, E é a taxa de câmbio nominal à vista, Z é um outro conjunto de variáveis de controle, que podem representar deslocamentos da demanda pelo produto, por exemplo, e ε é um termo de erro. O parâmetro γ é o coeficiente de *passthrough*: se ele for igual a um, diz-se que o *passthrough* é completo; já se ele for menor do que um, diz-se que o *passthrough* é incompleto.

A manipulação da equação 2-5 fornece uma intuição microfundamentada da elasticidade do *passthrough* para os preços das importações. Multiplicando a equação 2-5 por $\frac{E_t}{P_t^{m,j}}$ e reorganizando os termos, o coeficiente de *passthrough* da taxa de câmbio para os preços, γ , é uma função das elasticidades do *markup* e do custo marginal, η e λ :

$$\gamma = \left(\frac{1 + \lambda}{1 + \eta} \right), \quad (2-6)$$

$$\text{onde } \gamma = \frac{\left(\frac{\dot{P}_t^{m,j}}{P_t^{m,j}} \right)}{\left(\frac{\dot{E}_t}{E_t} \right)}, \quad \eta = \frac{\left(\frac{\dot{m}_t^{m,j}}{m_t^{m,j}} \right)}{\left(\frac{\dot{P}_y^{m,j}}{P_y^{m,j}} \right) \left(\frac{P_y^{m,j}}{P_t} \right)} \leq 0 \text{ e } \gamma = \frac{\left(\frac{\dot{C}_t^{x,j}}{C_t^{m,j}} \right)}{\left(\frac{\dot{E}_t}{E_t} \right)} \leq 0.$$

Qualquer força que torne o custo marginal mais sensível à taxa de câmbio faz com que os preços em moeda local das importações sejam menos sensíveis à taxa de câmbio. A intuição por trás deste resultado é que um exportador que se utiliza de uma quantidade maior de insumos importados tem uma parcela menor de valor adicionado doméstico nos custos que podem flutuar com a taxa de câmbio. Já um exportador que enfrenta uma curva de demanda muito elástica repassará uma parcela pequena da variação da taxa de câmbio para os preços no mercado de destino de seu produto.

Na literatura empírica sobre *passthrough*, questões como não-estacionariedade, simultaneidade, ajustamento dinâmico e a simetria da resposta dos preços aos custos, taxa de câmbio e preço de bens substitutos tem sido de particular interesse. Woo (1984) e Hooper e Mann (1989) são exemplo nesta linha. Fazendo um apanhado da literatura, Goldberg e Knetter (1997) concluem que o grau de *passthrough* da taxa de câmbio para os preços das importações norte-americanas está próximo de 60%, para o período de regime cambial flexível nos EUA. Já para outros países, eles afirmam que o grau de *passthrough* parece ser ainda maior. Ainda assim, as estimativas em vários estudos têm girado ao redor de 60%. Isto implica que 40% da variação na taxa de câmbio são repassadas ao *markup*, dependendo da variável usada para representar os custos do setor exportador. Contudo, ainda não está claro se as variações no *markup* são específicas do mercado de destino das exportações ou se representam uma mudança nos preços mundiais da firma exportadora.

A proliferação de modelos de competição imperfeita nos anos 80 e sua utilização para entender o fenômeno do *passthrough* incitaram uma nova dúvida nos pesquisadores: em que medida a observação empírica de um grau incompleto de *passthrough* é evidência de competição imperfeita? As pesquisas que incluem uma variável de controle para os custos assumem que um *passthrough* incompleto é sinal de ajustamento do *markup* com relação às variações na taxa de câmbio. Contudo, Goldberg e Knetter (1997) mostram que não necessariamente isto é verdade. Normalmente, os pesquisadores utilizam um índice de custos como *proxy* dos custos marginais da firma exportadora. Mas como os autores mostram, este índice é uma boa medida do custo médio da firma, e não do custo marginal, conceito relevante no processo de maximização de lucro. Desta maneira, o índice de custos é uma variável com erro de medida. Em um modelo econométrico, isto implica que os resíduos não são ortogonais às variáveis explicativas, viesando as estimativas dos parâmetros. Goldberg e Knetter (1997) argumentam que o viés é no sentido de subestimar o grau de *passthrough* e superestimar o ajustamento do *markup*. Para corrigir o problema da identificação das mudanças no custo marginal, surgiu a literatura de *pricing-to-market*, que usa a variação entre os mercados de destino das exportações.

2.1.3. Pricing-to-market

O conceito de *pricing-to-market* foi inicialmente apresentado por Krugman (1986), e é uma aplicação da discriminação de preços de terceiro grau ao contexto do comércio internacional. Assumindo que os mercados internacionais sejam segmentados e que não haja possibilidades de re-exportação das mercadorias, é possível para uma firma exportadora monopolista praticar discriminação de preços de terceiro grau entre os diversos mercados de destino de seus produtos, cobrando preços diferentes em cada um deles. A utilização de dois ou mais mercados na análise empírica em *cross-section* dos preços das exportações pode contornar o problema de identificação das mudanças no custo marginal, melhorando as estimativas dos efeitos das variações cambiais sobre os preços. Assim, as estimativas do *passthrough* e do *markup* são mais precisas.

Considere uma firma que exporta seus produtos para n países, indexados por i . A função lucro desta firma é:

$$\Pi(p_1, \dots, p_n) = \sum_{i=1}^n p_i q_i(E_i p_i; v_i) - C\left(\sum_{i=1}^n q_i(E_i p_i; v_i), w\right), \quad (2-7)$$

onde p é o preço na moeda do exportador, q é a quantidade demandada (uma função do preço na moeda do comprador, Ep , e de choques de demanda, v , E é a taxa de câmbio (unidades de moeda estrangeira em termos de moeda doméstica), $C(q, w)$ é a função custo e w é o preço dos insumos. A condição de primeira ordem deste problema implica que a firma iguala a receita marginal das vendas em cada mercado ao custo marginal de produção. Cada preço de exportação será um *markup*, específico do mercado de destino, sobre o custo marginal de produção da firma:

$$p_i = C_q \left(\frac{-\eta_i}{1 - \eta_i} \right), \quad \forall i, \quad (2-8)$$

onde C_q é o custo marginal e η_i é o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda no mercado i .

Marston (1990) modela o comportamento de um monopolista discriminador de preços que vende seu produto em dois mercados, o doméstico e o estrangeiro, e mostra que a resposta dos preços de exportação a uma variação cambial depende de dois fatores. O primeiro fator é a

convexidade da curva de demanda, que determina como a elasticidade-preço da demanda varia com os preços. Se a demanda torna-se mais (menos) elástica com o aumento dos preços na moeda do mercado de destino do produto exportado, então o *markup* das exportações cairá (aumentará) quando os preços na moeda do comprador se elevarem. Isto pode acontecer se houver uma valorização da moeda do exportador. O segundo fator é a resposta do custo marginal às variações no nível de produção. O autor permite que a taxa de câmbio tenha efeitos sobre os custos da firma exportadora, fazendo com que os preços domésticos do produto também sejam afetados por variações cambiais. Seu modelo teórico leva a uma equação empírica em que a razão entre os preços de exportação e domésticos do produto do monopolista é uma função dos preços dos fatores de produção, dos níveis de preços e rendas de cada país e da taxa de câmbio.

Knetter (1989) assume que uma variação cambial pode afetar os preços cobrados no mercado i de duas formas: (i) via custo marginal; ou (ii) via elasticidade-preço da demanda. O primeiro canal alterará os preços de todos os mercados para o qual o produto é vendido, ao passo que o segundo canal provoca uma mudança nos preços que é específica de um mercado. A identificação destes dois canais de transmissão ajuda a distinguir a resposta do custo marginal da resposta do *markup*. O autor estima o seguinte modelo com efeitos fixos dos preços das exportações para uma indústria particular:

$$\ln p_{it} = \theta_t + \lambda_i - \beta_i \ln E_{it} + u_{it}, \quad (2-9)$$

onde p é o preço de exportação na moeda do exportador, θ_t é um conjunto de efeitos temporais, λ_i é um conjunto de efeitos específicos dos mercados de destino das exportações, E é a taxa de câmbio nominal, u é um termo de erro da regressão, i indexa o mercado e t , o tempo.

Knetter (1989) apresenta quatro possíveis situações. Primeiramente, se os mercados mundiais forem competitivos e integrados, os preços em todos os mercados devem ser os mesmos. Assim, os efeitos temporais, θ_t , serão uma medida exata do custo marginal em cada momento, e os parâmetros λ_i e β_i serão nulos. Já se os mercados forem integrados mas imperfeitamente competitivos, os preços em cada mercado serão os mesmos e os parâmetros

λ_i e β_i , nulos. Mas os efeitos temporais não mais serão uma medida exata do custo marginal, e sim uma combinação dele com um *markup* comum entre os mercados. No terceiro caso, se os mercados forem segmentados e imperfeitamente competitivos, os resultados dependerão da hipótese acerca das elasticidades-preço das demandas: se as elasticidades-preço forem constantes, θ_i identificará exatamente o custo marginal, λ_i medirá as diferenças no *markup* com relação ao país base e todos os β_i 's serão nulos. E finalmente, valores estatisticamente significantes para λ_i e β_i são sinais de segmentação de mercados e de rejeição da hipótese de *markups* constantes. Neste último caso, θ_i não fornece uma medida exata do custo marginal.

Os resultados da literatura de *PTM* são amplamente favoráveis à hipótese de segmentação dos mercados internacionais de produtos. Marston (1990) estuda as exportações de 17 setores industriais japoneses e encontra evidências significativas de *PTM* para 15 deles. Em uma série de artigos², Knetter descobre que os preços das exportações são sensíveis às flutuações na taxa de câmbio na grande maioria dos casos analisados. Em um destes artigos, Gagnon e Knetter (1995) estudam *PTM* na indústria automobilística japonesa e percebem que aproximadamente 70% dos efeitos das variações na taxa de câmbio são absorvidas como variações no *markup*. Isto é indício da existência de *PTM*.

Goldberg e Knetter (1997) apontam que se os preços de exportação são rígidos, deve-se tomar cuidado com a distinção entre as variações de curto prazo e longo prazo dos preços em uma moeda comum. Se os preços são rígidos na moeda do comprador (*LCP*), pode-se obter um resultado espúrio de *PTM* na análise empírica, já que as variações da taxa de câmbio provocam desvio da *LPU* no curto prazo. Quando os preços são reajustados e a firma efetivamente não pratica *PTM*, é muito provável que a *LPU* volte a vigorar. Já quando os preços são rígidos na moeda do produtor (*PCP*), o viés pode se dar no sentido de se rejeitar a presença de *PTM*, dado que a *LPU* sempre será respeitada. Marston (1990) mostra que na presença de preços rígidos na moeda do comprador, movimentos nos preços relativos provocados por choques cambiais não-antecipados são funções das variações na taxa de câmbio nominal, enquanto a razão de preços desejada pela firma depende do nível da taxa de câmbio real.

² Knetter (1989,1993) e Gagnon e Knetter (1995).

Ghosh e Wolf (1994) desafiam a visão de que um grau de *passthrough* menor do que um e o comportamento de *PTM* das firmas sejam as duas faces de uma mesma moeda. Eles mostram que a combinação de custos de menu e *LCP* pode levar a uma lenta resposta dos preços a variações na taxa de câmbio, especialmente se a variável usada é um índice de preços agregado, fazendo com que o coeficiente de *passthrough* seja menor do que um no curto prazo. Portanto, um grau de *passthrough* incompleto não é evidência de discriminação de preços entre os mercados de exportação. Usando dados de preços da revista *The Economist* para uma série de países, eles mostram que os testes padrões de *PTM* não são capazes de determinar se um grau incompleto de *passthrough* é causado por considerações de *PTM* ou por custos de menu associados a *LCP*. Mecanismos de correção de erros foram usados para distinguir entre *PTM* de curto prazo e *PTM* de longo prazo por Kasa (1992) e Gagnon e Knetter (1995).

Outro aspecto importante sobre o ajustamento dinâmico dos preços sob *PTM* é a distinção entre choques temporários e choques permanentes na taxa de câmbio. Froot e Klemperer (1989) mostram em um modelo no qual os consumidores enfrentam algum tipo de custo para substituir seu consumo de um produto por outro, que os exportadores podem ter comportamentos diferentes frente a choques temporários e choques permanentes na taxa de câmbio. Com dados para os EUA, as estimativas dos parâmetros obtidas na análise empírica implicam que variações temporárias da taxa de câmbio levam a um aumento no grau de *PTM*: uma apreciação temporária do dólar faz com que as firmas estrangeiras aumentem suas margens de lucro em magnitude suficiente para compensar os efeitos da depreciação cambial no país exportador, resultando em um aumento nos preços em dólar das importações dos EUA.

2.2. A nova macroeconomia dos preços e da taxa de câmbio

Aproveitando-se da estrutura analítica microfundamentada desenvolvida nos trabalhos de ciclos reais de negócios, a Nova Macroeconomia Aberta procura explicações para fenômenos ligados à macroeconomia internacional dos países, tais como os desvios da lei do preço único e da paridade do poder de compra, a baixa correlação entre os consumos dos países e a alta correlação dos produtos, as flutuações na conta corrente e a alta correlação entre os movimentos das taxas de câmbio nominal e real, dentre outros. A principal característica dos

modelos desta linha de pesquisa é a introdução de rigidez nominal e imperfeições de mercado dentro de um modelo de equilíbrio geral dinâmico de economia aberta, e o modelo fundamental foi desenvolvido em Obstfeld & Rogoff (1995).

Os modelos da *NMA* são considerados uma evolução sobre o paradigma anteriormente vigente, dado pelo popular modelo *Mundell-Fleming-Dornbush (MFD)* (MUNDELL, 1962, 1963; FLEMING, 1962; DORNBUSH, 1976). A maior limitação deste modelo decorre da impossibilidade de comparação entre políticas econômicas alternativas, devido à ausência de microfundamentos. Neste caso, não há qualquer métrica para o bem-estar social, não sendo, portanto, possível atribuir valores para o bem-estar da sociedade em um determinado regime econômico.

As presenças de rigidez nominal (preços ou salários) e imperfeições de mercado nos modelos da *NMA* alteram os mecanismos de transmissão dos choques monetários e possibilitam avaliar os efeitos de curto prazo e longo prazo de uma política monetária ativa por parte da autoridade monetária. Em contraste com os modelos de competição perfeita (onde os agentes são tomadores de preços), o poder de mercado permite uma análise explícita das decisões de preços das firmas. Além disto, torna-se possível racionalizar teoricamente um nível de produto determinado pela demanda no curto prazo, uma vez que a decisão ótima das firmas em resposta a choques monetários positivos é o aumento da produção.

2.2.1. Preços internacionais e a nova macroeconomia aberta

O modelo de Obstfeld e Rogoff (1995) assume que a lei do preço único vale para todos os bens. Mas a literatura empírica tem mostrado que esta hipótese não é válida. Por causa disto, o modelo não é capaz de explicar a alta correlação entre os movimentos das taxas de câmbio nominal e real.

De acordo com a literatura, os desvios da lei do preço único são responsáveis por grande parte da variação da taxa real de câmbio, fazendo com que ela seja altamente correlacionada à taxa de câmbio nominal. Por sua vez, as variações na taxa de câmbio nominal são determinadas por choques nas economias doméstica e internacional. Dentre as diversas explicações para os desvios da lei do preço único estão a presença de bens não-comercializáveis, decorrente da

existência de custos de transporte, e a discriminação de preços de terceiro grau entre os países (*PTM*). A rigidez dos preços na moeda do mercado de destino das exportações também é capaz de inviabilizar a lei do preço único no curto prazo.

Dos fatores acima citados, a discriminação de preços entre mercados internacionais pode ser a explicação mais importante para a não validade da lei do preço único e da paridade do poder de compra. Os autores que defendem a hipótese de que os desvios são causados pela presença de bens não comercializáveis internacionalmente argumentam que choques nos fundamentos da economia podem fazer com que o preço dos bens não comercializáveis relativamente ao preço dos bens comercializáveis divirja entre os países. Neste caso, não há motivo para que haja equalização dos preços. Todavia, Betts e Devereux (2000) observam que há uma série de evidências empíricas de que as flutuações da taxa real de câmbio podem ser atribuídas à falha da lei do preço único para bens comercializáveis internacionalmente, e não apenas à presença de bens não comercializáveis. Além disto, Engle (1993) e Engle e Rogers (1996) mostram que para muitos bens os desvios da lei do preço único entre países são bem maiores do que poderia ser explicado por distância geográfica ou custos de transporte. Estes resultados também são consistentes com a visão de que o *passthrough* da taxa de câmbio para o preço das importações é limitado. Marston (1990) estima um grau de *passthrough* de aproximadamente 50% para os países industrializados. Knetter (1989) e Gagnon e Knetter (1995) encontram estimativas ainda menores.

Como foi comentado anteriormente, há fortes evidências empíricas no nível microeconômico de que o comportamento de *PTM* seja a regra, e não a exceção, nas exportações, principalmente para bens manufaturados. Os resultados no nível microeconômico levantam a dúvida a respeito do que acontece no nível macroeconômico. A importância do *PTM* na determinação da taxa de câmbio real está no fato de que ele age como um limite para o *passthrough* dos movimentos da taxa de câmbio nominal para os preços. Neste caso, a magnitude de variação dos preços é menor do que a magnitude de variação da taxa de câmbio nominal, fazendo com que a taxa de câmbio real também se altere. Se for verdade que a hipótese de *PTM* também é factível para os preços agregados das exportações e das importações, o mecanismo de transmissão dos choques na taxa de câmbio nominal para as variáveis macroeconômicas de um país também muda.

Vários autores procuraram racionalizar um comportamento de *PTM* e explicar a ocorrência de *passthrough* incompleto da taxa de câmbio, principalmente através de análise de equilíbrio parcial em modelo de comportamento estratégico das firmas. Dentre estes autores, podemos destacar Dornbush (1987), Krugman (1986), Dixit (1989), Froot e Klemperer (1989), Giovannini (1988) e Kasa (1992). Eles tomam a taxa de câmbio como exogenamente determinada e exploram as consequências da segmentação de mercado para o *passthrough*.

Adicionalmente à hipótese de *PTM*, a literatura da *NMA* tem assumido que os preços das exportações são rígidos na moeda do mercado de destino (*LCP*). Sob estas condições, variações na taxa de câmbio levam a desvios de curto prazo da *LPU*. Com os preços das importações fixados em moeda local, o *passthrough* de curto prazo da taxa de câmbio para estes preços é nulo, e toda a variação cambial é absorvida pelo *markup* do exportador. O contraponto da hipótese de *LCP* ocorre quando os preços das importações são rígidos na moeda do produtor (*PCP*). Neste caso, toda variação na taxa de câmbio é repassada para os preços das importações, fazendo com que o *passthrough* seja completo, enquanto o *markup* do exportador não sofre qualquer alteração.

A abordagem *PTM-LCP* faz com que os efeitos da taxa de câmbio sobre a composição dos gastos de um país sejam diferentes daquilo que é encontrado na abordagem tradicional, que considera a hipótese de *PCP*. Pela abordagem tradicional do modelo *MFD* e do modelo de Obstfeld e Rogoff (1995), uma desvalorização da taxa de câmbio do país doméstico faz com que os preços de suas exportações cobrados no país estrangeiro se reduzam. Quanto aos preços de suas importações, eles aumentam em sua própria moeda. Com a piora dos termos de troca, as exportações do país doméstico se elevam e suas importações diminuem, provocando uma melhora no seu saldo da balança comercial.

Na abordagem *PTM-LCP*, quando a taxa de câmbio varia, tanto os consumidores domésticos quanto estrangeiros não percebem qualquer mudança nos preços relativos das importações. Nesta situação, os produtores deixam o *markup* de suas exportações flutuarem com os movimentos inesperados da taxa de câmbio. Assim, os preços das exportações em moeda estrangeira e os preços das importações em moeda doméstica não se alteram, não havendo, portanto, qualquer impacto de curto prazo sobre as exportações ou sobre as importações do país doméstico, e o saldo comercial não muda. Devereux e Engel (1998) argumentam que este comportamento pode fazer com que, no curto prazo, os efeitos de choques monetários no

exterior não afetem a economia local, alterando as análises positiva e normativa de regimes cambiais alternativos.

Betts e Devereux (2000) flexibilizam o modelo de Obstfeld e Rogoff (1995) assumindo que uma proporção s das firmas de um país praticam *PTM-LCP*. As outras $1-s$ firmas calculam seus preços com base na lei do preço único. Como consequência, o modelo é capaz de alcançar uma correlação mais alta entre os movimentos das taxas de câmbio real e nominal, e os *markups* das vendas externas flutuam endogenamente em resposta aos movimentos da taxa de câmbio nominal³. Os movimentos de curto prazo da taxa de câmbio nominal têm menor efeito sobre o saldo da balança comercial dos países no curto prazo, devido à menor resposta dos preços das exportações de cada país, elevando a correlação entre os produtos dos países. No caso extremo, em que o *PTM* é completo ($s=1$), o saldo da balança comercial não se altera. Com o menor impacto sobre o consumo no curto prazo, a variação cambial necessária para equilibrar o mercado monetário é maior, gerando o *overshooting* da taxa de câmbio. Além disto, os desvios da paridade do poder de compra resultantes do *PTM* implicam em uma menor correlação entre o consumo dos países.

Há outros exemplos na literatura *NMA* da utilização de *PTM* nos modelos. Um deles é Bergin e Feenstra (1999), que assume que as firmas praticam *PTM* e que os indivíduos têm preferências *trans-log*. Neste ambiente, a parcela de gastos em cada bem é inversamente relacionada a seu preço relativo, gerando *markups* variáveis. Os autores também se utilizam da hipótese de que bens intermediários entram na estrutura de produção dos bens finais. Assim, os custos marginais são bastante influenciados pelo nível agregado de preços. Eles também assumem escalonamento de preços. No modelo, os choques monetários têm efeitos persistentes sobre a taxa real de câmbio, mesmo quando as firmas têm a oportunidade de reajustarem seus preços. Outro ponto é que o *markup* variável gera desvios persistentes da *LPU*, diferentemente dos modelos de *PTM* com elasticidade-preço da demanda constante.

2.2.2. Rigidez de preços, *local currency pricing* e *producer currency pricing*

A competição imperfeita é uma característica chave nos modelos da nova macroeconomia aberta pois ela permite a análise explícita das decisões de preço das firmas. Um dos

³ Ver Knetter (1989, 1993).

problemas que as firmas encaram no comércio internacional é a decisão sobre a moeda na qual elas denominarão suas exportações. Os exportadores podem estabelecer seus preços tanto em sua própria moeda, hipótese tradicional e conhecida como *producer currency pricing*, quanto na moeda do comprador, hipótese conhecida como *local currency pricing*. No primeiro caso, os preços das exportações na moeda do mercado de destino variam proporcionalmente com as variações cambiais. Já no segundo caso, variações inesperadas na taxa de câmbio não afetam os preços das exportações no mercado comprador. Estes resultados são fundamentais para a determinação do regime cambial ótimo para um país, pois eles afetam a reação dos preços relativos entre bens domésticos e estrangeiros aos movimentos da taxa de câmbio.

No nível microeconômico, a rigidez dos preços pode ser racionalizada pela existência de *custos de menu*. Neste caso, as firmas não ajustam seus preços sempre que a taxa de câmbio varia. A associação entre as hipóteses de *LCP* e rigidez de preços é uma forma alternativa ao *PTM* para se gerar desvios de curto prazo da lei do preço único e uma alta correlação entre as taxas de câmbio nominal e real. Assim, os preços seriam menos voláteis do que a taxa de câmbio⁴. Além disto, o *markup* do preço sobre o custo marginal flutua endogenamente em resposta aos movimentos da taxa de câmbio⁵.

Com preços predeterminados, a escolha da moeda entre *LCP* e *PCP* afeta o *passthrough* da taxa de câmbio no curto prazo, que por sua vez determina quão significativo serão os efeitos de um choque cambial sobre as exportações e as importações dos países. Com a tradicional hipótese de *PCP*, o *passthrough* no curto prazo é completo, e afeta as exportações e as importações. Já com *LCP*, o *passthrough* é nulo, e não há efeito de curto prazo sobre as exportações ou importações.

Bachetta e van Wincoop (2005) desenvolvem dois modelos, um em equilíbrio parcial e outro em equilíbrio geral, e mostram que as firmas não são neutras na escolha entre *LCP* e *PCP*. A escolha ótima da firma dependerá do grau de incerteza sobre seus lucros em cada uma das estratégias de apreamento. Dois fatos são cruciais na escolha: (i) a parcela de mercado do país exportador no mercado de destino; e (ii) o grau de substitubilidade entre os produtos da firma exportadora e produtos de concorrentes estrangeiros. Quanto maior é a participação de

⁴ Ver Baxter e Stockman (1989) e Flood e Rose (1995) para algumas evidências empíricas.

⁵ Knetter (1993) refere-se a este comportamento dos preços como “estabilidade dos preços em moeda local”.

mercado do país exportador em uma indústria estrangeira e quanto mais diferenciados são os produtos, maior é a probabilidade de que os preços sejam formados com base na moeda do produtor (*PCP*). No caso oposto, a competição internacional é mais intensa quando a participação de mercado do país exportador é menor, e seus produtos têm um alto grau de substitubilidade em relação aos produtos de competidores externos. Neste caso, é mais provável que a firma exportadora calcule seus preços com base na moeda de seus competidores (*LCP*).

Betts e Devereux (2000) mostram que as presenças de *PTM* e de *LCP* são importantes na determinação da taxa de câmbio e das flutuações macroeconômicas internacionais. A hipótese de *PTM* limita o *passthrough* das variações da taxa de câmbio para os preços, e reduz o deslocamento de gastos entre países, provocado pelo choque monetário. Isto gera uma variabilidade muito maior da taxa de câmbio do que no caso em que não há *PTM*. Quando associada à rigidez de preços, *PTM* intensifica a resposta da taxa de câmbio a choques macroeconômicos. Além disso, uma vez que *PTM* gera desvios da paridade do poder de compra, ela tende a reduzir os co-movimentos entre os consumos dos países, enquanto aumenta os co-movimentos dos produtos. Finalmente, a presença de *PTM* tem importantes implicações de bem-estar na transmissão internacional dos choques de política monetária.

Apesar de os modelos normalmente assumirem que os produtores vendem diretamente aos consumidores os bens comercializados internacionalmente, na prática muito deste comércio é feito através de agentes intermediários, que importam os bens para depois os venderem no mercado doméstico de seus países.

Um tipo de agente que pode assumir papel importante na determinação do grau de *passthrough* da taxa de câmbio, alterando a dinâmica das variáveis macroeconômicas, é o importador de mercadorias. Obstfeld e Rogoff (2000) argumentam que a aparente rigidez em moeda local dos preços das importações para os consumidores pode ser o resultado da prática de preços de importadores domésticos e distribuidores. Estes agentes compram os produtos importados pagando preços em moeda internacional e os vendem no varejo doméstico cobrando em moeda doméstica. Como para o importador o preço do produto importado é rígido na moeda estrangeira, se há uma variação na taxa de câmbio nominal, ele deverá decidir se a repassa integralmente para os preços domésticos ou não. Os efeitos macroeconômicos da variação cambial dependerão do grau de *passthrough*. De maneira

especial, os efeitos da taxa de câmbio sobre as importações podem ser reduzidos por meio de sua absorção no *markup* do setor importador. Se todo o ajuste for feito sobre os preços, os resultados macroeconômicos corresponderão àqueles observados sob a hipótese de *PCP*. Já se todo o ajuste for feito sobre o *markup* do importador, os resultados corresponderão àqueles sob a hipótese de *LCP*.

Toda a discussão em torno dos modelos da *NMA* tem como objetivo adequar o modelo ao estudo de políticas macroeconômicas alternativas. Pelo fato de que modelos microfundamentados fornecerem uma métrica para o bem-estar, é possível fazer a escolha entre os regimes possíveis. Dentre as políticas analisadas está o regime cambial ótimo para um país. Devereux e Engel (1998) analisam o bem-estar alcançado nos regimes de câmbio fixo e flutuante, utilizando um modelo com incerteza na política monetária. Neste ambiente, o regime cambial ótimo pode depender da forma em que os produtores calculam seus preços de exportação, se por *PCP* ou *LCP*. Quando os preços são calculados na moeda do comprador, a variância do consumo doméstico não é influenciada pelos choques monetários no exterior sob um regime de câmbio flutuante. Já quando os preços são calculados na moeda do produtor, ou quando o regime cambial é de taxa de câmbio fixa, há a transmissão dos choques monetários externos. Neste modelo, o prêmio de risco cambial também altera o nível de equilíbrio da taxa de câmbio⁶.

Outros assuntos têm sido pesquisados literatura da *NMA* levando-se em consideração a forma de calcular os preços das exportações. Um deles avalia os efeitos da incerteza sobre a economia. O ponto comum destes modelos é que o prêmio de risco é um importante determinante do nível da taxa de câmbio. Modelos com esta propriedade podem explicar as falhas dos modelos monetários tradicionais na determinação da taxa de câmbio, em termos de uma variável omitida na equação, a saber, o prêmio de risco cambial. Estes modelos também têm importantes implicações para o comportamento do *forward premium* e do *forward discount bias*.

Engel (1999) resume em quatro pontos as evidências acerca do prêmio de risco cambial em modelos estocásticos de equilíbrio geral dinâmico que usam *PTM* e *LCP*. Primeiro, o prêmio

⁶ Bacchetta e van Wincoop (1998) também analisam incerteza monetária sob *PTM*, mas eles usam um modelo de dois períodos, que os permite averiguar o caso em que consumo e lazer não podem ser separados nas preferências.

de risco surge endogenamente nestes modelos. Segundo, a distribuição dos choques agregados de oferta não afeta o prêmio de risco cambial. Terceiro, quando a lei do preço único não vale, não há prêmio de risco, já que os produtores formam seus preços usando *LCP*. E quarto, os modelos não necessariamente implicam em grandes prêmios de risco.

2.3. Preços e taxa de câmbio no Brasil

A literatura sobre preços e taxa de câmbio no Brasil tem-se concentrado em estudos empíricos do *passthrough* das variações cambiais para os índices de preços agregados, tanto ao produtor quanto ao consumidor. Poucos são os trabalhos que procuram investigar a relação entre preços de exportação e taxa de câmbio. Com relação aos preços das importações, não foi encontrado qualquer trabalho que faça esta análise. Há também alguns trabalhos que averigam os efeitos das variações cambiais sobre os custos dos setores produtores nacionais e também sobre o *markup*. Abaixo são apresentados os principais artigos sobre estes temas.

Kannebley Júnior (2000) apresenta estimativas do grau de *passthrough* de curto prazo e longo prazo para nove setores exportadores brasileiros, compreendendo o período de 1984 a 1997. O autor usa uma especificação baseada em Hooper e Mann (1989), em que o preço é formado como a aplicação de um *markup* sobre o custo marginal. Por sua vez, o *markup* é função de algumas outras variáveis, tais como a taxa de câmbio, o hiato do produto e a volatilidade cambial. Em logaritmo, a equação assume a seguinte forma linear:

$$p_k^E = \alpha p_k^i + (1 - \alpha)(c^d - e_i^d) + \beta_1 g_k^d + \beta_2 v_k, \quad (2-10)$$

onde p_k^E é o preço em moeda doméstica das exportações do setor k ⁷, p_k^i é o preço em moeda internacional das exportações, c^d é o custo marginal de produção medido em moeda doméstica, e_i^d é a taxa de câmbio nominal, g_k^d é o hiato do produto doméstico e v_k é a volatilidade da taxa de câmbio. O coeficiente de *passthrough* é igual a $(1 - \alpha)$.

⁷ Kannebley Júnior (2000) supõe que o setor exportador fixa os preços de suas exportações com base na moeda doméstica. Ou seja, o autor assume a hipótese de *PCP*.

Os testes conduzidos por Kannebley Júnior (2000) indicam que a análise de cointegração deve-se restringir apenas às relações entre os preços domésticos e internacionais de exportação⁸. Os resultados das estimações do grau de *passthrough* da taxa de câmbio para os preços dos setores são obtidos da estimação de modelos quase-ortogonais, e estão na tabela abaixo. No curto prazo, apenas os setores “Máquinas e tratores” e “Celulose, papel e gráfica” são capazes de repassar para seus preços as variações cambiais. No longo prazo, o repasse acontece apenas no setor “Peças e outros veículos”. Além disto, o grau de *passthrough* encontrado é incompleto para estes setores. De modo geral, não há *passthrough*, e a fixação de preços se dá com base nos preços internacionais.

Tabela 1: Estimativas do grau de *exchange rate passthrough*

Setor	Longo prazo	Curto prazo
Extrativa mineral	Nulo	Nulo
Metais não-ferrosos	-	Nulo
Siderurgia	Nulo	Nulo
Máquinas e tratores	-	0,324
Veículos	Nulo	Nulo
Peças e outros veículos	0,967	Nulo
Madeira e mobiliário	Nulo	Nulo
Celulose, papel e gráfica	Nulo	0,226
Óleos	Nulo	Nulo

Fonte e elaboração: Kannebley Júnior (2000)

Kannebley Júnior (2000) aponta outros resultados importantes em seu trabalho. Um deles diz respeito à possibilidade de recuperação da rentabilidade dos setores exportadores através de desvalorizações da taxa de câmbio nominal. Isto acontece por causa da diferença entre as características temporais das séries de preços de exportações brasileiras e internacionais com relação à série de custos das exportações. O outro resultado indica que a diferenciação de produtos é relativamente mais importante para a capacidade de formação de preços no mercado internacional do que a parcela de mercado detida pelo país exportador. Esta conclusão se deve ao fato de que em diversos setores em que o Brasil tem parcela significativa do mercado mundial⁹, verifica-se a validade da lei do preço único.

Na mesma linha de Kannebley Júnior (2000), Ferreira e Sansó (1999) estimam o *passthrough* das variações cambiais para os preços das exportações brasileiras de produtos manufaturados.

⁸ Exceção feita para os setores de “Siderurgia” e “Madeira e Mobiliário”.

⁹ “Siderurgia”, “Extrativa mineral” e “Celulose, papel e gráfica”.

A metodologia econométrica usada é a de cointegração. Assim como em Kannebley Júnior (2000), o modelo teórico assume que o preço é formado como a aplicação de um *markup* sobre o custo marginal. O *markup* é função de variáveis que representam as pressões competitivas no mercado internacional. O resultado é a seguinte equação, que serve de base para o modelo empírico:

$$p_x = \alpha + \beta c + \gamma e + \delta p_w, \quad (2-11)$$

em que as variáveis estão expressas em logaritmos. A variável p_x é o preço em dólares das exportações brasileiras, c é o custo em reais de produção, e é a taxa de câmbio R\$/US\$ e p_w é o preço mundial das exportações.

Usando uma amostra de dados trimestrais para o período 1978:03 – 1996:04, a relação de longo prazo estimada por três metodologias diferentes: Engle e Granger (1987), Johansen (1988) e Shin (1994). Os resultados apontam para um grau de *passthrough* que varia de 10% a 27%, e uma desvalorização cambial provoca uma queda nos preços em dólares das exportações dentro deste intervalo de magnitude. Contudo, estas estimativas devem ser vistas com ressalvas. Como os próprios autores demonstram, os dados apresentam uma quebra estrutural no primeiro trimestre de 1986. Sub-dividindo a amostra em duas partes, uma abrangendo de 1978:03 a 1985:04 e outra indo de 1986:01 a 1996:04, as estimativas do *passthrough* são estatisticamente diferentes para cada um destes períodos, sendo de 30% para o primeiro e aproximadamente zero para o segundo. A explicação apontada pelos autores para o grau nulo de *passthrough* no segundo período é a grande instabilidade da taxa de câmbio nominal decorrente da inflação alta.

Correa (2004) avalia os impactos do processo de reestruturação da indústria brasileira sobre o comportamento dos coeficientes de repasse cambial aos preços setoriais¹⁰ no período 1996-2001. Usando a metodologia de dados em painel e estimando dois modelos diferentes, um de efeitos fixos e outro de efeitos aleatório, o autor estima que uma desvalorização de 10% na taxa de câmbio provoca um aumento nos preços setoriais domésticos de, em média, 1,22% para o modelo de efeitos aleatórios e 1,21% para o modelo de efeitos fixos. Ou seja, o grau de

¹⁰ O autor usa o Índice de Preços no Atacado – Oferta Global (*IPA-OG*) setorial como variável que representa os preços em cada setor.

passthrough é incompleto e de cerca de 12% no curto prazo. Contudo, há indícios de que a elevação do grau de internacionalização da estrutura produtiva, consubstanciada em maiores coeficientes de comércio e desnacionalização, tende a ampliar o coeficiente de repasse cambial aos preços setoriais. Por um lado, existem efeitos diretos da taxa de câmbio e de suas interações com o maior grau de abertura da economia, que se manifestam na dependência crescente de insumos importados em conjunto à maior vinculação dos preços internos aos preços internacionais. Por outro lado, há o efeito isolado do aumento da participação estrangeira sobre a variação dos preços, decorrente das estratégias das empresas transnacionais que operam no Brasil, as quais tornam os preços domésticos mais sensíveis às desvalorizações cambiais.

Pereira e Carvalho (1998) apresentam estimativas de *markups* setoriais para a economia brasileira no período de 1985 a 1996. Os resultados mostram que a estabilização dos preços e a abertura comercial após 1994, ao desmontar os mecanismos que impulsionavam em períodos anteriores a elevação altista dos *markups* desejados, refletem-se em uma mudança na relação existente entre a calibragem da taxa de câmbio nominal e a formação, *ex post*, da taxa de câmbio setorial real. O nível dos *markups* desejados sob economia aberta e com baixa inflação associa-se mais intensamente às flutuações da taxa de câmbio real. Com a maior pressão concorrencial decorrente da abertura comercial dos anos 90, as trajetórias setorialmente distintas descritas pelos *markups* das indústrias estão ligadas à evolução da rentabilidade relativa das exportações. Paralelamente, a estabilização intensificou a ligação existente entre os movimentos do coeficiente exportado da indústria às flutuações da rentabilidade das exportações. Sob alta inflação, as flutuações de curto prazo da rentabilidade das vendas externas afetavam menos intensamente as decisões de determinação das quantidades desejadas vendidas internamente e externamente pelas firmas exportadoras¹¹.

Pereira e Carvalho (2000) analisam o impacto da depreciação da taxa de câmbio sobre os custos dos principais setores da economia brasileira. Eles estabelecem uma metodologia para averiguar tanto os efeitos de realimentação da pressão de custos no setor produtivo quanto à

¹¹ A idéia subjacente é a de que as decisões de produção das empresas exportadoras, que devem decidir o quanto venderão internamente e externamente, estão apoiadas em um cálculo balizado pelo custo de oportunidade em se utilizar o estoque de capital para atender à demanda externa. O custo de oportunidade de produzir para exportar depende do desempenho dos mercados domésticos, expresso, tudo o mais constante, pela evolução dos *markups* aplicados domesticamente sobre os custos variáveis.

sensibilidade das estruturas de custos setoriais aos movimentos da taxa de câmbio em uma economia aberta.

Os autores apontam dois canais diferentes pelos quais uma desvalorização cambial afeta os preços do setor industrial. Por um lado, no contexto de uma economia aberta, uma desvalorização cambial se materializa em pressão sobre os custos industriais e esse impacto é tão mais intenso quanto maior a participação dos insumos, partes e peças importadas na composição de suas estruturas de custo. O outro canal de ligação depende do comportamento dos *markups* industriais no contexto de mudança cambial. A mudança de patamar da taxa de câmbio nominal descomprime a pressão concorrencial exercida, nos marcos de uma economia aberta, sobre as decisões de determinação dos *markups* praticados pelas empresas líderes no setor. Mantido tudo o mais constante, a desvalorização cambial tende a ampliar a capacidade das firmas líderes de elevarem as margens, sem que isso se traduza em uma perda de *market share*. A intensidade desse movimento varia de setor para setor, e é relativamente mais importante para os segmentos fortemente comercializáveis e para os quais a elasticidade-preço da demanda induz uma relação favorável em termos de perda de *market share* relativo à elevação das margens de lucro.

As preocupações de Pereira e Carvalho (2000) centram-se no primeiro canal de transmissão: o canal dos custos. A elevação dos custos decorrente da mudança cambial se espalha pela economia, e converge para o resultado total, no qual se esgotam os efeitos de encadeamento nos setores produtivos. Os efeitos cambiais sobre os custos dos setores analisados estão na tabela 2. Pela tabela, percebe-se que os setores que produzem bens não-comercializáveis internacionalmente sofrem influência menor das variações cambiais sobre seus custos do que os setores que produzem bens comercializáveis. Isto deve acontecer porque os primeiros têm uma parcela da mão-de-obra como fator de produção maior do que os segundos. Os autores também estimam o impacto sobre os índices de preços ao consumidor de um choque externo, em um ambiente de relativa estabilidade dos *markups* praticados¹² e ausência de mecanismos relevantes de indexação. Segundo as estimativas realizadas, uma depreciação nominal de 50% na taxa de câmbio gera a uma pressão de custos que eleva a inflação ao consumidor (em um cenário de estabilidade de margens) em, aproximadamente, 8,2%.

¹² O autor assume que o *markup* praticado seja estável para que seja possível avaliar os efeitos cambiais apenas sobre o primeiro canal de transmissão, a saber, o canal dos custos.

Tabela 2: Estimativa do impacto das variações cambiais sobre os custos industriais sob a hipótese de estabilidade de margens (em porcentagem)

Setor	A	B	C	D	E	F	G	H
	Participação das importações nos custos variáveis	Primeira rodada do impacto direto das importações nos custos setoriais	Impacto total das importações nos custos setoriais	Diferença entre o impacto total e o primeiro impacto	Sensibilidade dos custos setoriais à variação cambial	Impactos da variação da taxa de câmbio nominal		
				C-B	A+C	VC= 20%	VC= 30%	VC= 50%
						0,2xE	0,3xE	0,5xE
Equipamentos eletrônicos	29,38	10,07	18,07	8,00	47,45	9,49	14,23	23,72
Refino de petróleo	19,01	6,61	11,90	5,29	30,91	6,18	9,27	15,46
Metalurgia não-ferrosos	14,94	6,83	14,57	7,74	29,51	5,90	8,85	14,75
Químicos diversos	14,15	7,66	15,34	7,68	29,48	5,90	8,85	14,74
Automóveis, caminhões e ônibus	15,80	4,21	11,71	7,50	27,51	5,50	8,25	13,75
Indústria têxtil	10,74	7,12	16,68	9,57	27,42	5,48	8,23	13,71
Indústria da borracha	10,18	7,36	16,05	8,70	26,23	5,25	7,87	13,11
Farmacêutica e perfumaria	14,08	4,33	9,42	5,09	23,49	4,70	7,05	11,75
Artigos plásticos	7,55	8,09	14,58	6,49	22,13	4,43	6,64	11,06
Transportes	11,32	5,39	10,69	5,30	22,01	4,40	6,60	11,00
Artigos de vestuário	4,97	5,98	15,17	9,20	20,14	4,03	6,04	10,07
Material elétrico	6,46	5,46	12,92	7,46	19,38	3,88	5,81	9,69
Siderurgia	7,14	4,65	12,24	7,59	19,37	3,87	5,81	9,69
Papel e gráfica	7,02	4,55	10,91	6,36	17,93	3,59	5,38	8,97
Fabricação de calçados	6,00	4,45	11,62	7,17	17,62	3,52	5,29	8,81
Outros veículos e peças	4,91	3,80	10,59	6,79	15,50	3,10	4,65	7,75
Outros produtos alimentares	4,97	3,20	8,90	5,70	13,87	2,77	4,16	6,93
Máquinas e tratores	6,62	2,73	7,23	4,50	13,85	2,77	4,15	6,92
Outros metalúrgicos	2,43	4,24	11,01	6,78	13,44	2,69	4,03	6,72
Fabricação de óleos vegetais	3,76	3,01	9,43	6,42	13,20	2,64	3,96	6,60
Beneficiamento de produtos vegetais	4,83	2,52	7,69	5,17	12,52	2,50	3,76	6,26
Indústrias diversas	4,37	3,31	7,89	4,58	12,26	2,45	3,68	6,13
Elementos químicos	5,02	2,81	7,01	4,20	12,04	2,41	3,61	6,02
Indústria do açúcar	1,76	3,07	9,40	6,32	11,16	2,23	3,35	5,58
Extrativa mineral	2,52	3,56	8,27	4,71	10,79	2,16	3,24	5,39
Minerais não-metálicos	2,75	3,14	7,83	4,69	10,58	2,12	3,17	5,29
Indústria de laticínios	1,85	2,26	7,91	5,65	9,77	1,95	2,93	4,88
Serviços de utilidade pública	4,97	2,25	4,57	2,32	9,54	1,91	2,86	4,77
Madeira e mobiliário	1,83	2,64	7,40	4,76	9,22	1,84	2,77	4,61
Agropecuária	2,52	2,69	6,21	3,53	8,74	1,75	2,62	4,37
Construção civil	2,30	1,94	5,93	3,99	8,23	1,65	2,47	4,11
Abate de animais	0,64	2,15	7,43	5,28	8,07	1,61	2,42	4,03
Serviços prestados às famílias	1,67	2,26	6,07	3,81	7,73	1,55	2,32	3,87
Extração de petróleo e gás	2,38	1,93	4,81	2,88	7,19	1,44	2,16	3,59
Comércio	1,50	2,92	5,64	2,72	7,14	1,43	2,14	3,57
Comunicações	3,70	1,28	2,68	1,40	6,38	1,28	1,91	3,19
Indústria do café	0,18	1,30	5,88	4,58	6,06	1,21	1,82	3,03
Administração pública	1,72	1,41	3,53	2,12	5,25	1,05	1,57	2,62
Serviços prestados às empresas	1,43	1,53	3,77	2,24	5,20	1,04	1,56	2,60
Instituições financeiras	1,01	0,58	1,62	1,04	2,63	0,53	0,79	1,32
Serviços privados não-mercantis	0,22	0,28	0,82	0,54	1,04	0,21	0,31	0,52
Aluguel de imóveis	0,39	0,15	0,47	0,33	0,87	0,17	0,26	0,43

Fonte e elaboração: Pereira e Carvalho (2000)

Albuquerque e Portugal (2004) analisam o *passthrough* da taxa de câmbio para a inflação no Brasil no período 1980-2002. Eles desenvolvem um modelo de *PTM* baseado em Feenstra e Kendal (1997), adaptando o modelo para o caso brasileiro. Para isto, eles consideram os seguintes aspectos: (i) a firma exportadora vende seu produto tanto no mercado doméstico quanto no mercado externo, onde ela é tomadora de preços; (ii) os custos da firma são uma função da taxa de câmbio; e (iii) o grau de abertura da economia aparece na função demanda. Os resultados mostram que a utilização do filtro de Kalman fornece melhor estimativa para o *passthrough* do que os modelos lineares com parâmetros invariantes no tempo. Além disto, o ambiente inflacionário e o regime cambial afetam o grau de *passthrough*. Observa-se uma redução do *passthrough* para o *IPCA*¹³ e *IGP-DI*¹⁴ após a implementação do plano Real. De 1980 até o início do plano Real, o *passthrough* para o *IPCA* de uma variação de 1% na taxa de câmbio era de 0,49%. De 1994 a 1998, o *passthrough* passou para 0,42% e de 1999 a 2002, o *passthrough* foi de 0,40%. Quanto ao *IGP-DI*, as estimativas para cada período são, respectivamente, 0,33%, 0,27% e 0,07%. Os dados mostram que redução é mais intensa após a mudança para o regime de câmbio flutuante, em 1999. Finalmente, o *passthrough* para o *IPA*¹⁵ apresenta pequena mudança ao longo do tempo, sendo de, respectivamente, 0,93%, 0,89% e 0,88% para cada período.

Apesar de não encontrarmos trabalhos que analisam o *passthrough* das variações cambiais para os preços domésticos das importações, a literatura tem artigos que procuram analisar os efeitos das variações cambiais sobre os preços no atacado, que podem ser comparados com os resultados da pesquisa aqui desenvolvida. Belaisch (2003) é um exemplo de trabalho nesta linha. Ela estima o grau de *passthrough* das variações cambiais no nível agregado, e não no nível setorial, usando diversos índices de preços brasileiros: *IPCA*, *IPCA tradables*, *IPCA nontradables*, *IPCA livres*, *IPCA administrados*, *IGP-DI* e *IPA*. Belaisch utiliza a metodologia econométrica de vetores autoregressivos (*VAR*) e funções de resposta ao impulso. As estimativas de *passthrough* obtidas estão na tabela 3:

¹³ Índice de Preços ao Consumidor Amplo, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (*IBGE*).

¹⁴ Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna, calculado pela Fundação Getúlio Vargas (*FGV*).

¹⁵ Índice de Preços no Atacado, calculado pela *FGV*.

Tabela 3: Estimativas VAR do *passthrough* (%)

Horizonte (meses)	IGP-M	IPA	IPCA	Livres	Administrados	Tradables	Nontradables
1	8	12	2	3	1	5	0
3	27	34	6	7	3	12	4
12	53	120	17	15	5	15	12
16	60	139	20	15	5	15	12
Longo prazo	71	165	23	15	5	15	13

Fonte e elaboração: Belaisch (2003)

Dos dados apresentados na tabela 3, percebe-se que os efeitos das variações cambiais são muito mais intensos sobre os preços no atacado do que o são sobre os preços ao consumidor. Isto sugere que os choques cambiais têm um impacto cada vez menor a medida que se avança sobre a cadeia de distribuição. Além disto, a velocidade de ajustamento dos preços ao consumidor também varia, com os preços dos bens *tradables* ajustando-se mais rapidamente. Belaisch (2003) argumenta que o *passthrough* incompleto e o gradual aumento dos preços dos bens *nontradables* são evidências de uma “fuga da qualidade” pelos consumidores, no sentido de que eles estariam trocando o consumo de bens importados por substitutos inferiores localmente produzidos. Esta evidência também seria consistente com a existência de preços rígidos na moeda doméstica, talvez como consequência de *custos de menu* ou uma compressão temporária de margens de lucro pelos ofertantes.

Outra observação importante levantada pela autora diz respeito ao fato de que suas estimativas do *passthrough* para o Brasil serem menores quando comparadas a trabalhos anteriores para a economia brasileira (ver tabela 4).

Tabela 4: Comparação entre as estimativas de *passthrough* para o Brasil

Em porcentagem

Horizonte (meses)	IPA		IPCA		
	Belaisch (2003)	Schwartz e Rabanal (2001)	Belaisch (2003)	Schwartz e Rabanal (2001)	Kfoury (2001)
	jul/99 a dez/02	jan/95 a set/00	jul/99 a dez/02	jan/95 a set/00	1998:1T a 2000:4T
1	27	11	2	5	12
3	53	60	6	48	13
12	60	88	17	79	13

A tabela informa a porcentagem acumulada em resposta a uma desvalorização de magnitude igual a um desvio padrão na taxa de câmbio.

Fonte e elaboração: Belaisch (2003)

Finalmente, Belaisch (2003) aponta que as estimativas de *passthrough* para o Brasil estão mais próximas daquelas obtidas em estudos para os países membros do G-7¹⁶, ainda que os efeitos sobre os preços sejam mais rápidos para o país e que o *passthrough* de curto prazo seja maior (Choudri *et al*, 2005). O impacto da taxa de câmbio sobre a inflação ao consumidor no Brasil é baixo para os padrões internacionais (ver tabela 5). Além disto, ele é mais baixo do que as estimativas obtidas pela metodologia de painel em Goldfajn e Werlang (2000) para os países Latino-americanos.

Tabela 5: Comparações internacionais do *passthrough* para os preços ao consumidor

Em porcentagem

Horizonte (meses)	Brasil (*)	América Latina (**)	G-7, exclusive EUA (***)
1	2	10	-
3	6	20	2
12	17	69	11
16	20	124	-
Longo prazo	23	-	19

A tabela informa a porcentagem acumulada em resposta a uma desvalorização de magnitude igual a um desvio padrão na taxa de câmbio. Observação: "Longo prazo" equivale a um período de 3 anos para o Brasil e 2,5 anos para os países do G-7.

Fontes: (*) Belaisch (2003); (**) Goldfajn e Werlang; (***) Choudri *et al* (2005).

Elaboração: Belaisch (2003)

¹⁶ Grupo de países formado por EUA, Japão, Alemanha, Reino Unido, França, Itália, Canadá e Rússia.

3. METODOLOGIA EMPÍRICA

Nesta seção descrevemos todos os métodos econométricos empregados neste trabalho. Na primeira seção são apresentados os dois testes de raiz unitária (*RU*) utilizados: (i) o teste de Dickey-Pantula (DICKEY e PANTULA, 1987); e (ii) o teste ADF^{17} (DICKEY e FULLER, 1979, 1981). Ambos os testes tem como hipótese nula a presença de uma raiz unitária. Na segunda seção nós descrevemos a metodologia de Johansen (JOHANSEN, 1988)¹⁸, para teste de cointegração e estimação do vetor de correção de erros (VEC^{19}). Na terceira seção está a discussão sobre a identificação de modelos *VAR*, o método de identificação de Cholesky, funções de resposta ao impulso e o método de decomposição da variância.

3.1. Os testes para raiz unitária

3.1.1. Teste de Dickey-Pantula (*DP*)

Os testes usuais verificam se a variável testada é $I(0)$ ou $I(1)$ apenas. Portanto, não são adequados para se verificar a existência de mais de uma raiz unitária ($d > 1$). Para tal, é recomendável usar o procedimento definido por Dickey e Pantula (1987). Eles propuseram testes t e F que comparam uma hipótese nula de d raízes unitárias contra uma alternativa de $d-1$ raízes unitárias. Em essência, a metodologia nada mais é do que aplicação do teste ADF , explicado na seção seguinte, em sucessivas diferenças da série.

O modelo geral para o teste *DP* é

$$\Delta^2 y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3-1)$$

onde $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$. As hipóteses são construídas da seguinte maneira:

- i. Duas raízes unitárias (2 *RU*): $\beta_1 = \beta_2 = 0$;

¹⁷ *Augmented Dickey-Fuller*.

¹⁸ Toda a teoria relacionada a metodologia de Johansen para sistemas cointegrados pode ser encontrada em Johansen (1995)

¹⁹ *Vector error correction*, na sigla em inglês.

- ii. Uma raiz unitária (1 RU): $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = 0$ ou $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 < 0$;
- iii. Nenhuma raiz unitária (0 RU): $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 < 0$.

A primeira etapa do teste confronta a hipótese nula de 2 RU contra a alternativa de 1 RU. Para tanto, estima-se o modelo acima por mínimos quadrados ordinários e obtém-se as estatísticas t de β_1 e β_2 . O valor crítico é obtido da tabela τ apropriada, que depende da presença (ou não) dos termos deterministas. Se $t_{\beta_1} > \tau$, então não se rejeita H_0 e o teste DP acaba. Se não, então H_0 é rejeitada, partindo-se para a segunda etapa do teste.

A segunda etapa do teste confronta a hipótese nula de 1 RU contra a alternativa de 0 RU. O valor crítico é obtido da tabela τ . Se a estatística $t_{\beta_1} < \tau$ e $t_{\beta_2} > 0$, então não se rejeita H_0 e a série tem 1 RU. Se $t_{\beta_1} < \tau$ e $t_{\beta_2} < 0$, então H_0 é rejeitada e a série tem 0 RU.

3.1.2. O teste ADF

A equação geral para o teste ADF é como segue:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3-2)$$

As hipóteses do teste são:

$$\begin{aligned} H_0 : \gamma &= 0 \\ H_1 : \gamma &< 0 \end{aligned}$$

As funções de distribuição individuais e conjuntas dos coeficientes α , β e γ foram simuladas por experimentos de Monte Carlo e estão no artigo de Dickey e Fuller (1979). As estatísticas t para estes coeficientes são dadas por $t_x = \frac{x}{S_x}$, onde $x = \{\alpha, \beta, \gamma\}$ é o valor estimado para o parâmetro em questão e S_x é o erro padrão associado à x . Já as estatísticas F (chamadas ϕ_1 , ϕ_2 e ϕ_3) para testar hipóteses conjuntas são dadas por

$$\phi_i = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/j}{SQR_{IR}/(T-k)}, \quad (3-3)$$

onde $i=\{1,2,3\}$, SQR_R é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito, SQR_{IR} é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo irrestrito, j é o número de restrições em H_0 , T é o tamanho da amostra e k é o número de parâmetros estimados no modelo irrestrito. Para $H_0: (\alpha, \gamma)=(0,0)$, usamos ϕ_1 ; para $H_0: (\alpha, \beta, \gamma)=(0,0,0)$, usamos ϕ_2 ; para $H_0: (\alpha, \beta, \gamma)=(\alpha, 0, 0)$, usamos ϕ_3 . As estatísticas de teste estão no artigo Dickey e Fuller (1981).

Como uma das hipóteses do teste *ADF* é que os resíduos, ε_t , sejam um ruído branco, é necessário utilizar defasagens de Δy_t no modelo para que se corrija o problema de autocorrelação dos resíduos e que os estimadores e suas estatísticas sejam consistentes. Para se determinar o número de defasagens do modelo, usaremos duas estratégias simultaneamente. A primeira estratégia adotada será fixar o número máximo de defasagens, que será dada pela periodicidade dos dados. Em seguida, testa-se a significância da defasagem máxima usando uma distribuição *t*, de Student. Se a estatística for insignificante, parte-se para o teste da defasagem imediatamente anterior. Este procedimento é seguido até que se descubra uma última defasagem significativa. A outra estratégia é testar a significância das autocorrelações dos resíduos obtidos, através da estatística de Ljung-Box:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^L \frac{r_k^2}{T-k} \sim \chi_L^2, \quad (3-4)$$

onde k é a ordem da autocorrelação. Se a estatística Q é próxima de zero, então os resíduos não são autocorrelacionados.

Tendo-se escolhido a defasagem apropriada do modelo, parte-se para a escolha dos termos deterministas (constante e tendência). Como a omissão de termos deterministas relevantes leva o poder do teste *ADF*, que já é baixo, a zero, para se decidir se há termo constante e/ou tendência no modelo a estratégia ótima é incluí-las a priori e depois fazer os testes necessários para saber se estes termos realmente são importantes. Os testes são feitos sobre α e β separadamente, e depois usando as três variações possíveis de testes conjunto.

3.2. O teste de cointegração de Johansen e a estimação do VEC

Engle e Granger (1987) definem *cointegração* da seguinte maneira:

- Os componentes de um vetor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ é dito cointegrado de ordem d, b , e denotado por $x_t \sim CI(d, b)$, se
 - i. Todos os componentes de x_t são integrados de ordem d .
 - ii. Existe um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear βx_t é integrada de ordem $(d-b)$, onde $b > 0$.

Teorias de equilíbrio envolvendo variáveis não estacionárias exigem a existência de uma combinação destas variáveis que seja estacionária. Estas relações de equilíbrio implicam que a tendência estocástica destas variáveis está ligada, ou seja, elas não podem se mover independentemente umas das outras. Dada esta ligação na tendência estocástica, a dinâmica no curto prazo destas variáveis mantém uma relação de correção de desvios do equilíbrio. O modelo dinâmico implicado por esta discussão é de *correção de erros*.

Considere o seguinte $VAR(p)$, onde x_t é um vetor $(n \times 1)$ de variáveis $I(1)$, A_0 é um vetor de constantes e ε_t é um vetor de inovações:

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (3-5)$$

Este modelo pode ser expresso como um modelo $VAR(p-1)$ na forma reduzida:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3-6)$$

onde

$$\Pi = \sum_{j=1}^p A_j - I \quad \text{e} \quad \Gamma_j = - \sum_{i=j+1}^p A_i .$$

A cointegração $x_t \sim CI(1,1)$ resulta em uma combinação linear de variáveis $I(1)$ que é $I(0)$ ²⁰. Se $x_t \sim CI(1,1)$, então é possível decompor a matriz de coeficientes Π , tal que $\Pi = \alpha\beta'$. Neste caso, o VAR na forma reduzida (3-6) pode ser representado sob a forma de um modelo com *mecanismo correção de erros*, ou seja, um modelo VEC dado por

$$\Delta x_t = \alpha\beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3-7)$$

onde:

- β é uma matriz que contém em suas colunas os vetores de cointegração;
- $\beta' x_t \sim I(0)$ é o termo de correção de erros;
- α é uma matriz de parâmetros de ajustamento;
- ε_t é um vetor de resíduos estacionários.

Este resultado é chamado de *Teorema da Representação de Granger*.

Utilizando a definição de cointegração dada acima e a relação entre um VAR(p) e o mecanismo de correção de erros dado pelo sistema (3-7), Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia para testar a existência de cointegração entre um conjunto de n variáveis.

A matriz Π é importante porque as propriedades de longo prazo do sistema (3-6) estão descritas nela. Para que o modelo VAR(p-1) dado pelo sistema (3-6) seja também um mecanismo de correção de erros do tipo dado pelo sistema (3-7), é necessário $\Pi = \alpha\beta'$. Isto só acontece se a matriz Π tiver posto (r) reduzido, ou seja, $0 < r < n$. Sendo assim, há cointegração e o número de vetores de cointegração é dado por r . No caso de o posto da matriz Π ser nulo, as variáveis do sistema são não-estacionárias e não há qualquer relação de

²⁰ Em aplicações econômicas usa-se cointegrações do tipo $x_t \sim CI(1,1)$ visto que a grande maioria das variáveis econômicas são $I(1)$. Além disto, o resíduo desta cointegração, pela definição de Engle e Granger (1987) é estacionário, permitindo a inferência estatística com base nas distribuições convencionais t e F sobre os elementos de β .

cointegração entre elas. Já se a matriz Π tiver posto completo ($r = n$), as variáveis são estacionárias.

Os procedimentos de Johansen para testar a existência ou não de cointegração entre as variáveis do vetor x_t requerem a estimação da matriz Π de maneira irrestrita para então verificar se as restrições de posto reduzido impostas sobre Π podem ser ou não rejeitadas. Há dois testes de cointegração desenvolvidos por Johansen: o teste do máximo autovalor e o teste do traço. Estes testes se baseiam no fato de que o posto da matriz Π iguala o número de raízes características (λ_i) desta matriz que são diferentes de zero. As estatísticas dos testes estão abaixo:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3-8)$$

e

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) , \quad (3-9)$$

em que T é o número de observações na amostra usada na estimação do modelo VAR . A estatística $\lambda_{\max}(r, r+1)$ testa a hipótese nula de haver no máximo r vetores de cointegração contra a alternativa de haver $(r+1)$ vetores. Já a estatística $\lambda_{\text{traço}}(r)$ compara a hipótese nula de haver no máximo r vetores de cointegração contra a hipótese alternativa genérica. O teste do traço deve ser executado seqüencialmente, iniciando-se de uma hipótese nula de no máximo zero vetor de cointegração, indo até o caso em que a hipótese nula seja de no máximo p vetores. Os valores críticos para o teste são tabulados por Johansen, mas também podem ser encontrados em Mackinnon (1991).

Havendo cointegração entre as variáveis, é possível decompor a matriz Π tal que $\Pi = \alpha\beta'$. A estimação do modelo de correção de erros (3-7) normalmente é feita pelos métodos de

estimação que usam uma função de máxima verossimilhança que supõe que os resíduos sejam normalmente distribuídos²¹.

3.3. Discussões sobre modelos VAR

Antes de se descrever a decomposição de Cholesky, as funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão, é necessário discutir a questão da identificação de modelos *VAR*, pois a decomposição é usada justamente para contornar este problema. Os modelos *VAR* (e *VEC*) representam a estrutura probabilística das variáveis de um modelo teórico. O problema da identificação surge quando há mais de uma estrutura de interesse econômico que poderia dar origem ao mesmo modelo estatístico representado pelo *VAR*. Assim, um modelo é identificável se todas as possíveis estruturas econômicas são identificáveis, e se cada uma delas estiver associada a um único modelo estatístico.

3.3.1. Identificação de modelos VAR

Para exemplificar a questão, suponha o seguinte modelo na forma reduzida:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \end{pmatrix} = D_1(L) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{pmatrix}, \quad (3-10)$$

onde Y e M são duas matrizes genéricas de variáveis, $\begin{pmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{pmatrix} \Big|_{I_{t-1}} \sim i.i.d.(0, \Sigma)$,

$\begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \end{pmatrix} \Big|_{I_{t-1}} \sim \left(D_1(L) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix}, \Sigma \right)$, L é o operador defasagem e Σ é a matriz de variância-covariância dos resíduos dos modelo.

Este modelo especifica a distribuição estatística para um vetor de variáveis econômicas, condicional às informações disponíveis no momento $t-1$. O problema de identificação aparece quando mais de um modelo econômico é capaz de gerar o modelo estatístico (3-10).

²¹ Daí surge a necessidade de se fazer os testes de normalidade dos resíduos após a estimação do modelo.

O modelo na forma reduzida (3-10) pode ser obtido de um modelo estrutural

$$A \begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \end{pmatrix} = C_1(L) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix} + B \begin{pmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{pmatrix}, \quad (3-11)$$

com $\begin{pmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{pmatrix} \Big| I_{t-1} \sim (0, I)$, desde que $A^{-1}C_1(L) = D_1(L)$ e $A \begin{pmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{pmatrix} = B \begin{pmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{pmatrix}$.

Para o modelo estrutural acima existe uma classe de modelo que produz o modelo estatístico (3-10) sob a mesma classe de restrições:

$$FA \begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \end{pmatrix} = FC_1(L) \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix} + FB \begin{pmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{pmatrix}, \quad (3-12)$$

onde F é uma matriz em conformidade com o produto por $A, C_1(L)$ e B , e $FA, FC_1(L)$ e FB caracterizam as mesmas restrições que $A, C_1(L)$ e B . O único caso em que não há problema de identificação do modelo na forma reduzida (3-10) ocorre quando a matriz F é uma matriz identidade.

O modelo (3-12) não é diretamente observado. Contudo, o modelo VAR do sistema (3-10) pode ser estimado como a forma reduzida do modelo (3-11). A relação entre os resíduos, u_t , do modelo VAR e os choques estruturais, v_t , do modelo (3-12) é dada por $Au_t = Bv_t$. Assim, os resíduos do VAR podem ser expressos como $u_t = A^{-1}Bv_t$, expressão que pode ser usada para se obter a relação entre as matrizes de variância-covariância de u_t (observado) e v_t (não observado): $E(u_t u_t') = A^{-1}BE(v_t v_t')B' A^{-1}$. Substituindo os momentos populacionais pelos momentos amostrais, temos $\hat{\Sigma} = \hat{A}^{-1} \hat{B} \hat{B}' \hat{A}^{-1}$.

A matriz $\hat{\Sigma}$ contém $\frac{n(n+1)}{2}$ elementos diferentes, que é o número máximo de parâmetros identificáveis nas matrizes A e B . Portanto, uma condição necessária para identificação é que o número máximo de parâmetros contido nas matrizes A e B seja $\frac{n(n+1)}{2}$. Esta condição

faz com que o número de equações do sistema seja igual ao número de variáveis. Para que tal condição também seja suficiente para identificação do modelo, nenhuma equação do sistema (3-10) deve ser uma combinação linear das outras equações. Como em modelos tradicionais, há três casos possíveis para identificação: sub-identificação, identificação exata e super-identificação. Na prática, a identificação do modelo na forma reduzida (3-10) requer a imposição de restrições sobre alguns parâmetros do modelo estrutural (3-11), mais especificamente, sobre os parâmetros das matrizes A e B . Isto acontece porque o número de parâmetros do modelo na forma reduzida é menor do que o número de parâmetros do na forma estrutural. A validade das restrições impostas pode ser testada por meio de testes de razão de verossimilhança, cuja estatística de teste segue uma distribuição χ^2 com graus de liberdade igual ao número de restrições impostas.

A discussão sobre a identificação de modelos VAR pode ser generalizada seguindo a representação abaixo:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \\ Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix} = w_t, \quad (A| - C_1(L)) = D, \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \end{pmatrix} = B \begin{pmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{pmatrix}.$$

Usando a representação acima, o sistema torna-se

$$Dw_t = \varepsilon_t, \quad (3-13)$$

onde $D = \begin{pmatrix} D'_1 \\ \vdots \\ D'_n \end{pmatrix}$.

Restrições sobre a i -ésima equação podem ser representadas como $R_i D_i = 0$, onde R_i é a $(k_i \times 2n)$ matriz impondo k_i restrições nos $2n$ elementos da i -ésima equação do sistema e n é o número de variáveis no sistema.

Uma condição necessária e suficiente para a identificação é $\text{posto}R_i(D_1|D_2 \cdots |D_n) = n - 1$. Esta condição é válida tanto para identificar os parâmetros de curto prazo quanto os parâmetros de longo prazo (no caso da cointegração) do sistema.

Favero (2001: 88) explica que a identificação dos parâmetros de curto prazo e longo prazo de um *VEC* são dois problemas distintos. Para ilustrar este ponto, considere a representação mais simples do *VEC* originado de um *VAR(1)*,

$$\Delta y_t = (A_1 - I)y_{t-1} + u_t = \Pi y_{t-1} + u_t. \quad (3-14)$$

Quando o problema de identificação dos parâmetros de longo prazo (os coeficientes dos vetores de cointegração) é resolvido, $\Pi = \alpha\beta'$. Neste caso, pode-se reescrever o sistema (3-14) da seguinte maneira:

$$\Delta y_t = \alpha z_{t-1} + u_t, \quad (3-15)$$

onde $z_{t-1} = \beta' y_{t-1} + u_t$ é o termo de correção de erros. Assim, a identificação dos parâmetros de curto prazo do modelo estrutural $A\Delta y_t = A\alpha z_{t-1} + Au_t$ é independente da identificação dos parâmetros da matriz β .

A discussão sobre independência da identificação dos parâmetros de curto prazo e longo prazo é importante para o caso da estimação de modelos *VEC* porque ela permite que a identificação dos choques estruturais neste tipo de modelo possa ser conduzida usando-se os procedimentos tradicionalmente empregados no caso dos modelos *VAR*. Dentre estes procedimentos, está a decomposição de Cholesky.

3.3.2. A decomposição de Cholesky

A utilização da decomposição de Cholesky para a identificação exata de modelo *VAR* foi proposta por Sims (1980)²². Este método é um esquema de identificação exata, onde a identificação dos choques estruturais depende da ordenação imposta às variáveis. Ele corresponde a uma estrutura econômica recursiva, com a variável mais endógena ordenada por último. Pela decomposição de Cholesky, a forma assumida para as matrizes A e B é a seguinte:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & \cdots & 1 \end{pmatrix}, B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & b_{22} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & b_{nn} \end{pmatrix}.$$

3.3.3. A função de resposta ao impulso

Após a identificação dos choques estruturais, as propriedades dos modelos *VAR* podem ser descritas usando funções de resposta ao impulso e decomposição da variância. Considere um modelo *VAR* estrutural para um vetor y_t contendo m variáveis:

$$[A_0 - A(L)]y_t = Bv_t, \quad (3-16)$$

onde $A(L) = \sum_{i=1}^p A_i L^i$.

Invertendo $[A_0 - A(L)]$ (supondo que as condições para invertibilidade desta polinomial sejam satisfeitas), obtém-se a representação em média móvel do modelo *VAR*, conhecida como *VMA* (*vector moving average*):

²² Há vários procedimentos para a identificação de modelos *VAR*. Um deles é a imposição de restrições contemporâneas em modelos estruturais, em que uma informação a priori é usada como restrição sobre as matrizes A e B . Um exemplo de aplicação deste método pode ser encontrado em Christiano, Eichenbaum e Evans (1996). Outro método que pode ser usado é a decomposição com restrições de longo prazo, desenvolvido por Blanchard e Quah (1989). Uma terceira metodologia é apresentada em Favero (2001), páginas 171-172, usada para identificar choques transitórios e choques permanentes em modelos *VEC*.

$$y_t = C(L)Bv_t = C_0v_t + C_1v_{t-1} + \dots + C_s v_{t-s}, \quad (3-17)$$

em que $C(L) = [A_0 - A(L)]^{-1}$ e $C_0 = A_0^{-1}B$.

De forma genérica, da equação (3-17) pode-se encontrar $C_s = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial v_t}$. Esta é a representação de uma função de resposta ao impulso.

O elemento genérico $\{i, j\}$ da matriz C_s representa o impacto de um choque no momento t na i -ésima variável sobre a j -ésima variável do sistema no momento $t+s$. Como s varia, tem-se uma função descrevendo a resposta da variável i à um impulso na variável j . Para que esta função tenha algum significado, é necessário que não haja choques nas outras variáveis. A decomposição de Cholesky garante a validade desta condição na medida em que ela ortogonaliza os choques estruturais nas variáveis.

3.3.4. A decomposição da variância dos erros de previsão

A decomposição da variância dos erros de previsão é obtida de (3-17) derivando-se o erro de previsão de y s períodos no futuro:

$$(y_{t+s} - E_t y_{t+s}) = C_0 v_t + C_1 v_{t-1} + \dots + C_s v_{t-s}. \quad (3-18)$$

A variância do erro de previsão é dada por

$$\text{var}(y_{t+s} - E_t y_{t+s}) = C_0 IC'_0 + C_1 IC'_1 + \dots + C_s IC'_s. \quad (3-19)$$

Da expressão acima, é possível computar a parcela da variância total que pode ser atribuída à variância de cada tipo de choque estrutural. Isto só pode ser feito se os choques estruturais forem ortogonais, caso em que a variância total do erro é a soma das variâncias de cada tipo de choque.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

O principal objetivo deste capítulo é mostrar através de testes econométricos como os preços em dólares das exportações e os preços em reais das importações brasileiras reagem a uma variação da taxa de câmbio nominal brasileira. Com estes resultados é possível saber como os choques cambiais afetam a economia brasileira. Todos os métodos empregados aqui estão descritos no capítulo 3.

A equação teórica usada nos testes pode ser derivada do problema de maximização de lucros de uma firma exportadora. Os modelos mostrados no capítulo 2 são bons exemplos nesta linha. Supondo que a firma ofereça seus produtos em dois mercados segmentados, a saber, o mercado doméstico e o mercado estrangeiro, suas variáveis de escolha serão os preços cobrados em cada um destes mercados. A condição de primeira ordem com relação aos preços de exportação é a equação que normalmente se usa na literatura para abordar questões relativas ao *passthrough* da taxa de câmbio para os preços de bens comercializáveis²³ e o grau de *pricing-to-market* de uma firma exportadora²⁴. O modelo econométrico (2-2) inspirado na equação teórica é apresentado em Goldberg e Knetter (1997), e reproduzido logo abaixo:

$$p_t = \alpha + \beta X_t + \gamma E_t + \delta Z_t + \varepsilon_t,$$

onde todas as variáveis estão em logaritmos. A variável p representa os preços, X representa um conjunto de variáveis de controle que afetam os custos do setor exportador, E é a taxa de câmbio nominal à vista, Z é um outro conjunto de variáveis de controle, que podem representar deslocamentos da demanda pelo produto, por exemplo, e ε é um termo de erro. Se a hipótese de *local currency pricing* é válida, o grau de *passthrough* é nulo, e $\gamma = 0$. Já se a hipótese de *producer currency pricing* é válida, então o *passthrough* é completo, e $\gamma = 1$.

Como estamos interessados em avaliar o comportamento de variáveis macroeconômicas, assumimos que, no agregado, os setores exportadores e importadores brasileiros se

²³ *Tradables*, na expressão em inglês.

²⁴ Goldberg e Knetter (1997) discorrem uma interessante discussão sobre como a literatura tem trabalhado estes três temas. Especificamente sobre a lei do preço único e a paridade do poder de compra, que é um assunto relacionado, Rogoff (1996) é uma boa opção de leitura.

comportam como uma firma maximizadora de lucros. No caso das exportações, assume-se que a firma produtora brasileira vende seus produtos para um importador estrangeiro. Para as importações, assume-se que a firma produtora estrangeira vende seus produtos para um importador brasileiro. Assim, apesar de os preços das importações serem dados em moeda internacional, os preços em moeda doméstica podem variar. Isto abre a possibilidade de que as variações nos preços em moeda estrangeira não sejam repassadas diretamente para o mercado interno, assim como as variações na taxa de câmbio, que podem ser absorvidas pelo *markup* do setor importador.

A existência de um agente importador, tanto domesticamente quanto internacionalmente implica algum poder de formação de preços para a firma exportadora brasileira e para o importador doméstico, e faz com que, das variações cambiais, parte possa ser repassada para os preços e parte repassada para o *markup*.

Como aqui trabalharemos com séries de tempo, o modelo econométrico de estimação recomendado pela literatura é um *VEC*, uma vez que, como será mostrado abaixo, as variáveis usadas nos testes são não-estacionárias e cointegradas. Assim, serão estimados dois *VEC*'s, um representando a equação para os preços em moeda estrangeira das exportações e outro representando os preços em moeda doméstica das importações.

Para concluir a parte empírica, utilizaremos dois outros instrumentos econométricos para avaliar a relação entre os preços e a taxa de câmbio nominal: as funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão. Pelas funções de resposta ao impulso, podemos verificar os efeitos de um choque estrutural na taxa de câmbio sobre os preços. Já a decomposição da variância dos erros de previsão dos preços nos ajuda a observar quais variáveis explicativas são mais importantes para entender o comportamento dos preços.

Para que seja possível usar as funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância, é necessário fazer a identificação do modelo *VEC*, assumindo alguma hipótese acerca da relação entre os choques estruturais do modelo teórico e os choques observados no *VEC*. Sem esta hipótese, os choques estruturais, que são não observados, não podem ser identificados. Para a identificação é usada a decomposição de Cholesky, que permite ortogonalizar os choques estruturais e recuperá-los dos resíduos do *VEC* estimado. A ordenação das variáveis para a decomposição de Cholesky será feita com base na teoria econômica e na hipótese de

que o Brasil é uma economia pequena. Assim, as variáveis que representam o resto do mundo não devem ser influenciadas por choques em variáveis domésticas.

As próximas seções se dividem como segue. Iniciaremos apresentando os dados usados na estimação. Em seguida, procederemos aos resultados dos testes de raiz unitária. Na terceira seção estão os resultados dos testes de cointegração. Na quarta seção estão os resultados da estimação dos modelos *VEC* para os preços das exportações e das importações brasileiras. Na quinta seção, são mostradas as funções de resposta ao impulso e as decomposições de variância. Finalmente, a seção seis encerra o capítulo com uma discussão sobre os resultados encontrados.

4.1. Apresentação dos dados

Os dados usados nas análises são mensais e compreendem o período que vai de janeiro de 1999 a maio de 2005, totalizando 76 observações. Os gráficos com as séries estão no apêndice I. A utilização dos dados mensais é justificada pelo interesse em se descobrir os efeitos de *passthrough* sobre os preços no período em que vigora o regime de taxa de câmbio flutuante no Brasil. Como este período é relativamente curto, se fossem usados dados trimestrais a amostra seria muito pequena, e os graus de liberdade necessários nos testes de hipóteses seriam reduzidos. Excluiu-se da análise o período de taxa de câmbio administrada por causa da baixa volatilidade cambial neste interregno, que prejudicaria a identificação da resposta dos preços ao câmbio.

Inicialmente, todas as séries foram colocadas na forma de índices, cuja base 100 era janeiro de 1999 para, em seguida, serem transformadas em logaritmos naturais. A transformação logarítmica é importante porque ela permite que os coeficientes do vetor de cointegração estimado em cada modelo sejam interpretados como medidas de elasticidade.

O modelo para os preços das exportações brasileiras engloba as seguintes variáveis:

- i. Índice de preços das exportações: calculado com base na metodologia de Fisher, obtido junto a *FUNCEX* (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior)²⁵.
- ii. Índice de custos do setor exportador: construído pela *FUNCEX*. O índice de custos usado aqui é uma agregação dos índices de custos setoriais ponderados pela participação relativa de cada setor nas exportações brasileiras. Além disto, a construção dos índices de custos setoriais teve como base a estrutura de custos dos diversos setores produtivos exportadores derivada da matriz de relações interindustriais, observando a classificação de setores de atividade da Matriz Interindustrial de 1985 (*MRI-85*) do *IBGE*. Os resultados relativos ao conjunto de setores indicam que os bens de procedência nacional respondem por 61% do custo total, cabendo 10% aos bens importados, 16% aos salários e custos trabalhistas e 13% ao custo de serviços de diversas naturezas²⁶.
- iii. Taxa de câmbio: a taxa de câmbio usada é a média no mês da taxa de câmbio nominal R\$/US\$, obtida no *site* do Banco Central do Brasil²⁷.
- iv. Produção industrial sazonalmente ajustada: esta variável foi usada como indicador do nível de atividade do mercado externo, e procura captar os efeitos de uma maior pressão de demanda internacional pelas exportações brasileiras. Ela foi construída usando-se dados de produção industrial, sazonalmente ajustados, divulgados pelo Fundo Monetário Internacional (*FMI*) através do *International Financial Statistics (IFS)*, para 14 dos maiores parceiros comerciais brasileiros. Os países incluídos nos cálculos foram os seguintes: Bélgica, Canadá, Chile, Coréia do Sul, Espanha, França, Alemanha, Itália, Japão, México, Holanda, Reino Unido, Estados Unidos e Argentina. No período analisado, eles representavam 67% da corrente de comércio brasileira, em média²⁸. O peso de cada país no indicador de produção industrial da economia

²⁵ A descrição da metodologia de construção do índice de preços das exportações e também das importações brasileiras pode ser encontrada em Guimarães *et. al* (1997) e Markwald *et al* (1998).

²⁶ A metodologia do índice de custos está em Guimarães (1995).

²⁷ Disponível em: <www.bcb.gov.br>.

²⁸ É preciso fazer uma ressalva aqui. Desde 1999, o Brasil tem experimentado um aumento no número de parceiros comerciais. Apesar de os países usados na construção das variáveis representarem, em média, 67% da corrente de comércio brasileira no período analisado, suas participações têm caído ao longo do tempo. Em janeiro de 1999, estes países tinham uma participação de 74,5% na corrente de comércio brasileira, enquanto que, em maio de 2005, esta participação passou para 60,5%. Contudo, optou-se por manter a amostra de países fixada por causa das dificuldades em se conseguir dados para muitos dos novos parceiros comerciais brasileiros

mundial é sua participação na corrente de comércio com o Brasil, ajustada pela participação da amostra de países na corrente de comércio. Por exemplo, se o peso de um determinado país na corrente de comércio total com o Brasil fosse de 10%, e se a participação dos 14 países da amostra na corrente de comércio com o Brasil fosse de 70%, o peso deste país no cálculo seria de $\frac{10\%}{70\%} = 14,3\%$. Este procedimento foi necessário porque não trabalhamos com a população total de parceiros comerciais do Brasil.

O modelo para os preços das importações brasileiras engloba as seguintes variáveis, além da taxa de câmbio (a mesma usada na equação para os preços das exportações):

- i. Índice de preços das importações: a variável representativa dos preços em reais das importações brasileiras é o *IPA-OG*, calculado pela *FGV*. Como não existe no Brasil um índice de preços construído exclusivamente com os preços em reais das importações brasileiras, optou-se pela utilização do *IPA-OG* pois ele tem em sua composição uma parcela significativa de bens importados, tanto diretamente quanto indiretamente, por meio de preços de setores produtivos que se utilizam de insumos importados. Além disto, quando se observa que mais da metade do valor importado pelo Brasil entre 1999 e 2004 é de bens intermediários, justifica-se a utilização do *IPA-OG*, que também tem uma grande parcela de preços de bens intermediários em sua composição.
- ii. Índice de custos do setor importador: assumiu-se que os custos do setor importador são dados pelos preços em dólares das importações, calculado com base na metodologia de Fisher e obtido junto a *FUNCEX*.
- iii. Produção industrial brasileira, sazonalmente ajustada: esta variável, obtida do *IBGE*, foi usada como indicador do nível de atividade do mercado brasileiro, e procura captar os efeitos de uma maior pressão de demanda doméstica por importações.

(Afeganistão, por exemplo). Além disto, consideramos a amostra suficientemente representativa das condições do comércio internacional brasileiro.

4.2. Os testes para raiz unitária

Dois testes de raiz unitária tradicionalmente usados pela literatura foram aplicados para se determinar o grau de integração de cada uma das séries. Cada um deles tem um objetivo diferente. Os valores críticos para os testes de raiz unitária e para os testes dos termos deterministas foram obtidos em Dickey e Fuller (1979, 1981), supondo uma amostra de 100 observações e nível de significância de 5%.

Primeiramente, procurou-se averiguar o grau de integração das séries através da metodologia desenvolvida em Dickey e Pantula (1987), conhecido como teste de *Dickey-Pantula*. Ele é um teste para múltiplas raízes unitárias. Ou seja, ele ajuda a determinar o número de raízes unitárias que uma série possui. Em nosso caso, o teste DP terá duas etapas: na primeira, testaremos a hipótese de haver duas raízes unitárias, contra a hipótese alternativa de haver uma raiz unitária; caso a hipótese nula seja rejeitada na primeira etapa do teste, procederemos à segunda etapa, na qual se testa a hipótese nula de uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de não haver raiz unitária na série.

Em seguida ao teste DP, foi usado o teste *ADF*, elaborado em Dickey e Fuller (1979, 1981). Este teste compara a hipótese nula de haver uma raiz unitária na série contra a hipótese alternativa de não haver qualquer raiz unitária.

Iniciamos com os testes para os dados das variáveis que entram na equação para os preços de exportação. Os resultados dos testes de raiz unitária para estas variáveis estão resumidos na tabela1, abaixo:

Tabela 6: Estatísticas dos testes de raiz unitária – preço das exportações

Variável	Dickey-Pantula		ADF
	Etapa 1	Etapa 2	
Preços das exportações (lpx) ($\Delta^2 y_t$)			
Δy_{t-1}	-7,1952	-7,2836	-
y_{t-1}	-	1,0850	-0,3951
Constante	Não	Não	0,3374
Tendência	Não	Não	3,2698
Defasagens de $\Delta^2 y_t$	0	0	0
Custos das exportações (lcusto) ($\Delta^2 y_t$)			
Δy_{t-1}	-4,7144	-5,4978	-
y_{t-1}	-	2,6343	2,6343
Constante	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não
Defasagens de $\Delta^2 y_t$	0	0	1
Taxa de câmbio (lcamb) ($\Delta^2 y_t$)			
Δy_{t-1}	-8,0749	-7,9847	-
y_{t-1}	-	0,2775	0,2775
Constante	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não
Defasagens de $\Delta^2 y_t$	0	0	1
Produção industrial mundial (lpindm) ($\Delta^2 y_t$)			
Δy_{t-1}	-3,4884	-3,5935	-
y_{t-1}	-	0,8921	0,8921
Constante	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não
Defasagens de $\Delta^2 y_t$	3	3	4

Fora o teste *ADF* para a série de preços de exportação, cuja equação tem termos deterministas, todos os outros modelos não os têm. Para o modelo com termos deterministas, o valor crítico do teste de raiz unitária, obtido da tabela $\tau_{\beta\tau}$, foi de -3,45. Já para os modelos sem termos deterministas, o valor crítico do teste de raiz unitária, obtido da tabela τ , foi de -1,95. Comparando as estatísticas de teste presentes na tabela 1, e seguindo a metodologia definida no item 3.1 do capítulo 3, percebe-se que tanto o teste *DP* quanto o teste *ADF* não rejeitam a hipótese de as séries terem uma raiz unitária.

Os resultados dos testes de raiz unitária as variáveis da equação para os preços em reais das importações estão resumidos na tabela 7, a seguir. Como a série de taxa de câmbio usada na equação para os preços das importações é a mesma usada na equação para os preços das

exportações, não há necessidade de apresentar os resultados dos testes para esta variável novamente. Portanto, eles foram omitidos da tabela 7.

Tabela 7: Estatísticas dos testes de raiz unitária – preço das importações

Variável	Dickey-Pantula		ADF
	Etapa 1	Etapa 2	
Preços das importações (lipa) ($\Delta^2 y_t$)			
Δy_{t-1}	-3,2099	-4,2585	-
y_{t-1}	-	2,6611	2,6611
Constante	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não
Defasagens de $\Delta^2 y_t$	1	2	2
Custos das importações (lpm) ($\Delta^2 y_t$)			
Δy_{t-1}	-10,4575	-10,6423	-
y_{t-1}	-	1,2575	1,2575
Constante	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não
Defasagens de $\Delta^2 y_t$	0	0	1
Produção industrial brasileira (lpindbr) ($\Delta^2 y_t$)			
Δy_{t-1}	-5,8494	-6,4010	-
y_{t-1}	-	2,2062	2,2992
Constante	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não
Defasagens de $\Delta^2 y_t$	2	2	3

Para a equação dos preços das importações, nenhuma das variáveis apresentou termos deterministas, tanto no teste *DP* quanto no teste *ADF*. Assim, o valor crítico usado, obtido da tabela τ , foi de -1,95. Comparando as estatísticas de teste presentes na tabela 2, e seguindo a metodologia definida no item 3.1 do capítulo 3, percebe-se que tanto o teste *DP* quanto o teste *ADF* não rejeitam a hipótese de as séries terem uma raiz unitária.

Para concluir esta seção, enfatizamos que os testes de raiz unitária não rejeitaram a hipótese de haver uma raiz unitária nas séries que serão usadas na modelagem. Logo, é recomendável fazermos os testes de cointegração. Os resultados dos testes de cointegração nos indicarão que tipo de modelo deve ser estimado: um modelo *VAR* na primeira diferença ou um modelo *VEC*.

4.3. Os testes de cointegração e os modelos estimados

Como vimos acima, todas as séries envolvidas apresentam uma tendência estocástica. Portanto, não é possível estimar um modelo *VAR* com as variáveis no nível porque as estimativas dos parâmetros seriam inconsistentes. Também não é recomendável estimar o *VAR* com as variáveis na primeira diferença sem antes fazer um teste de cointegração. Se as séries apresentarem uma tendência estocástica comum, ou seja, se elas cointegrarem, a estimação de um *VAR* na primeira diferença também forneceria estimativas inconsistentes para os parâmetros por causa da omissão do(s) termo(s) de correção de erros.

Logo, o procedimento correto recomenda que sejam feitos os testes de cointegração entre as variáveis antes de se partir para a fase de estimação dos modelos. Se as variáveis cointegrarem, então o modelo a ser estimado será um *VEC*. Se não, poderemos estimar o *VAR* na primeira diferença. O teste de cointegração usado será aquele descrito em Johansen (1988), conhecido como o teste de cointegração de Johansen. Os modelos estimados e os gráficos que mostram a autocorrelação dos resíduos dos modelos estão no apêndice II.

4.3.1. Teste de cointegração e modelo para os preços das exportações

Começaremos apresentando os resultados dos testes de cointegração para as variáveis da equação dos preços de exportação. Pela metodologia usualmente empregada nos testes, inicialmente é necessário determinar o número de defasagens para variáveis, a serem incluídas no modelo estimado. Isto será feito através dos critérios de informação, da seguinte maneira: o número de defasagens escolhida para o *VAR* no nível será aquele indicado pelo maior número de critérios de informação. Assim, estimamos um modelo *VAR* no nível, com as variáveis “preço das exportações (*lpx*)”, “custos de produção do setor exportador (*lcusto*)”, “taxa de câmbio nominal efetiva (*lcamb*)” e “produção industrial mundial (*lpindm*)”. Os resultados dos critérios de informação são dados na tabela 8 abaixo:

Tabela 8: Seleção das defasagens do VAR - modelo para os preços das exportações

Defasagens	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	372,0791	NA	2,73E-10	-10,669	-10,5395	-10,6176
1	780,8699	758,3366	3,11E-15	-22,0542	-21,40663*	-21,79729*
2	796,4898	27,16498	3,16E-15	-22,0432	-20,8776	-21,5807
3	812,0394	25,24001	3,24E-15	-22,0301	-20,3465	-21,3622
4	831,6177	29,50932	2,99E-15	-22,1339	-19,9321	-21,2604
5	855,6565	33,44525*	2,46E-15*	-22,36686*	-19,6471	-21,2878
6	864,8248	11,69284	3,18E-15	-22,1688	-18,931	-20,8843
7	884,3065	22,58748	3,13E-15	-22,2698	-18,5139	-20,7797
8	899,7086	16,07179	3,58E-15	-22,2524	-17,9785	-20,5568

* Indica a ordem selecionada pelo critério

LogL: Log-likelihood

LR: Teste da razão de verossimilhança (ao nível de 5%)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Pela tabela 8, vemos que três critérios (*LR*, *FPE* e *AIC*) apontam para uma defasagem ótima de cinco, e dois critérios (*SC* e *HQ*) apontam para uma única defasagem. Assim, optou-se pela utilização de cinco defasagens, já que é possível testar a significância destas defasagens extras depois de estimado o modelo. Este procedimento é feito por meio de um teste de *Wald*. O teste de *Wald* compara a verossimilhança de um modelo restrito com o modelo irrestrito. A estatística do teste segue uma distribuição $\chi^2(k)$, onde os graus de liberdade k são iguais ao número de restrições impostas ao modelo. A hipótese nula do teste é de que as restrições são válidas. Se as restrições forem válidas, espera-se que o valor da estatística de teste seja próximo de zero.

Depois de definirmos que a defasagem escolhida seria cinco, partimos para o teste de cointegração. Dois testes diferentes serão usados: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. A definição do tipo de vetor de cointegração usado será dada pelo *princípio de Pantula*. O método do princípio de Pantula é o seguinte: partindo-se do modelo mais simples, testa-se para a existência de cointegração; se o resultado do teste for positivo, este é o modelo a ser usado; se não, então se parte para o teste do modelo seguinte. Esta seqüência de testes é aplicada até que o teste de cointegração dê positivo para a existência de vetores de cointegração. Caso os testes de cointegração sejam aplicados a todos os modelos de vetores sem que haja indicação de evidências de cointegração entre as variáveis para qualquer dos modelos, então se conclui que as variáveis são não cointegradas.

Começando pelo primeiro tipo de vetor de cointegração, aquele que não tem constante ou tendência tanto no vetor de cointegração quanto no *VAR*, os resultados dos testes estão na tabela 9:

Tabela 9: Testes de cointegração para a equação dos preços das exportações

Modelo tipo 1: sem constante ou tendência no vetor de cointegração e no *VAR*

Hipótese nula	Estatística do traço	Valores críticos (5%)	Estatística do máximo autovalor	Valores críticos (5%)
r = 0	55,80157	39,89	32,28271	23,8
r = 1	23,51886	24,31	17,02105	17,89
r = 2	6,497816	12,53	6,462515	11,44
r = 3	0,035301	3,84	0,035301	3,84

Valores críticos obtidos de Mackinnon (1991), para uma amostra com 75 observações.

Comparando-se as estatísticas de teste com os valores críticos (ver tabela 9), conclui-se pela existência de um vetor de cointegração, tanto pelo teste do traço quanto pelo teste do máximo autovalor, ao nível de significância de 5%. Assim, as variáveis que compõe a equação dos preços das exportações são cointegradas de ordem 1, e apresentam apenas 1 vetor de cointegração.

O vetor de cointegração estimado é apresentado abaixo:

Tabela 10: Vetor de cointegração da equação para os preços das exportações

lpx	lcusto	lcamb	lpindm
1	-0,32677 (0,03015) [-10,8381]	0,330794 (0,03207) [10,3143]	-0,98039 (0,01594) [-61,5211]

Erro padrão entre parêntesis e estatística t entre colchetes.

Analisando os sinais do vetor, vemos que eles estão de acordo com a teoria. Suponha aumentos de 1% nas variáveis explicativas para os preços das exportações. Um aumento nos custos em reais do setor exportador faz com que os preços em dólares aumentem em 0,3268%. Este resultado mostra que os exportadores não absorvem totalmente em seus *markups* o aumento de custo, repassando uma parcela dele aos importadores estrangeiros na forma de preços maiores em dólares. Já um maior crescimento econômico mundial faz com que os preços em dólares das exportações aumentem em 0,9804%.

Com relação à taxa de câmbio, uma desvalorização cambial de 1% faz com que os preços em dólares se reduzam em 0,3308%. Este resultado mostra que os exportadores não absorvem

totalmente em seus *markups* as variações na taxa de câmbio. Uma parcela da desvalorização cambial é repassada aos importadores estrangeiros na forma de preços menores em dólares. Como estamos tratando da relação de longo prazo entre as variáveis, pode-se concluir que mesmo no longo prazo o *passthrough* da taxa de câmbio para os preços não é completo.

Um aspecto interessante quando se compara os coeficientes das variáveis “lcamb” e “lcusto” é que eles têm magnitudes bastante semelhantes. Isto significa que o poder que os produtores domésticos têm para repassar para os importadores estrangeiros aumentos de custos também se reflete na possibilidade de repasse de variações cambiais para os preços em dólares das exportações, mas com sinais inversos.

Quanto aos coeficientes de ajustamento associados ao termo de correção de erros do *VEC*, eles estão na tabela 11 a seguir:

Tabela 11: Coeficientes de ajustamento do modelo para os preços das exportações

	Equações			
	D(lpx)	D(lcusto)	D(lcamb)	D(lpindm)
Coeficientes de ajustamento	-0,385830	-0,106999	-0,657103	-0,004217
Erro padrão	(0,08486)	(0,07063)	(0,29462)	(0,07842)
Estatística-t	[-4,54644]	[-1,51498]	[-2,23031]	[-0,05377]

Pela estatística-t de cada coeficiente, vemos que as variáveis que se ajustam aos desvios da relação de longo prazo são os preços das exportações e a taxa de câmbio. Pelo coeficiente de ajustamento na equação para os preços de exportação, se o desvio da relação de longo prazo é positivo, os preços de exportação devem cair no curto prazo para que o sistema volte para seu equilíbrio. Além disto, a magnitude de 0,38583 do coeficiente mostra que o processo de ajustamento dos preços dura três meses, aproximadamente. Ou seja, apesar de haver alguma rigidez que impede o completo e instantâneo ajustamento dos preços à condição de equilíbrio, o ajustamento é relativamente rápido. Já pelo coeficiente de ajustamento na equação para a taxa de câmbio, se o desvio da relação de longo prazo é positivo, a taxa de câmbio deve cair no curto prazo para que o sistema volte para seu equilíbrio. Quanto à variável “custo”, sua dinâmica de curto prazo desfavorece a volta do sistema para o equilíbrio de longo prazo, apesar de o coeficiente ser estatisticamente insignificante.

Outro ponto importante é que a variável “custo” e a variável representativa do crescimento econômico mundial são fracamente exógenas para o vetor de cointegração estimado, segundo conceito apresentado em Engle *et al* (1983), e não se ajustam aos desvios da relação de longo prazo. É interessante analisarmos com mais profundidade a relação entre o crescimento econômico mundial e as outras variáveis do sistema. Como esta variável é fracamente exógena com relação ao vetor de cointegração, podemos testar a exogeneidade forte dela, seguindo o conceito em Engle *et al* (1983). Para isto, faremos um *teste de causalidade de Granger*. O teste de causalidade de Granger é um teste de *Wald* para a significância das defasagens das outras variáveis do sistema na equação para o crescimento econômico mundial. Os resultados do teste estão abaixo:

Tabela 12: Teste de causalidade de Granger para o crescimento mundial

Variável dependente: D(lpindm)			
Variáveis excluídas	Estatística de teste (χ^2)	Graus de liberdade	p-valor
D(lpx)	4,199012	4	0,3797
D(lcusto)	4,049956	4	0,3993
D(lcamb)	4,947659	4	0,2927
Conjunto	11,83176	12	0,4593

Através do p-valor, tanto para os testes individuais quanto para o teste conjunto, não se rejeita a hipótese de que as variáveis “lpx”, “lcusto” e “lcamb” não Granger-causam a variável representativa do crescimento econômico mundial. Logo, juntamente com o fato de o crescimento econômico mundial ser fracamente exógeno para o vetor de cointegração, o resultado do teste de causalidade de Granger indica que esta variável é fortemente exógena. Ou seja, o processo gerador destes dados não tem relação com o processo gerador dos dados das outras variáveis do sistema. O resultado é compatível com a hipótese de que o Brasil é uma economia pequena e, assim, mudanças nas condições macroeconômicas internas não devem afetar o crescimento mundial.

Como os custos do setor exportador também são fracamente exógenos para o vetor de cointegração, também é possível fazermos o teste de exogeneidade forte para esta variável. Na tabela abaixo estão os resultados do teste de causalidade de Granger para a variável “custo”. Pelos resultados da tabela, podemos ver que os preços das exportações não Granger-causam a variável “custo”, mas a taxa de câmbio e o nível de atividade da economia mundial afetam os

custos do setor exportador. Portanto, os custos do setor exportador não são fortemente exógenos.

Tabela 13: Teste de causalidade de Granger para o custo do setor exportador

Variáveis excluídas	Variável dependente: D(lcusto)		
	Estatística de teste	Graus de liberdade	p-valor
D(lpx)	6,804623	4	0,1466
D(lcusto)	19,29119	4	0,0007
D(lpindm)	8,892511	4	0,0638
Conjunto	41,36296	12	0,0000

Dado que há um vetor de cointegração, o modelo a ser estimado é um *VEC*. A defasagem usada no *VEC* é 4, uma vez que a defasagem selecionada para o *VAR* no nível foi 5. Aplicando um teste de *Wald* para determinar a significância das defasagens, temos:

Tabela 14: Teste de Wald (χ^2) para as defasagens do *VEC* para os preços das exportações

	Testes individuais				Teste conjunto
	D(lpx)	D(lcusto)	D(lcamb)	D(lpindm)	
Δy_{t-1}	9,731558 [0,045201]	55,58291 [2,45E-11]	13,3822 [0,009552]	2,250015 [0,689884]	82,54662 [5,76E-11]
Δy_{t-2}	3,986426 [0,407846]	16,93347 [0,001991]	4,285194 [0,368783]	3,607757 [0,461684]	27,1229 [0,040137]
Δy_{t-3}	7,863577 [0,096705]	2,899251 [0,574825]	5,124974 [0,274713]	6,630182 [0,156770]	27,57808 [0,035488]
Δy_{t-4}	2,644092 [0,619033]	10,5024 [0,032764]	6,650002 [0,155581]	8,470559 [0,075785]	41,98391 [0,000397]
Graus de liberdade	4	4	4	4	16

p-valor entre colchetes

Os testes de *Wald* indicam que, conjuntamente, rejeita-se a hipótese nula de que as defasagens no *VEC* não sejam significantes, já que o p-valor da estatística de teste é menor do que o nível de significância de 5%. Logo, o número de defasagens usado foi adequado.

Para finalizar, é necessário testarmos se os resíduos do *VEC* têm uma distribuição de probabilidades do tipo normal multivariada. Isto se justifica porque a estimação por máxima verossimilhança do modelo *VEC* assume que os resíduos seguem esta distribuição. O teste para normalidade dos resíduos é o *Jarque-Bera*, que avalia a assimetria e a curtose da distribuição dos resíduos, comparando-as com as de uma distribuição normal. Para o teste

multivariado, é necessário aplicar algum método de identificação dos choques estruturais, pois o teste de normalidade é feito sobre os choques estruturais e não sobre os resíduos no modelo *VEC*. Assim, definiu-se pela utilização da decomposição de Cholesky, com a seguinte ordem das variáveis: “lpx”, “lcusto”, “lcamb” e “lpindm”. Aqui, “lpx” é definida como a variável mais endógena e “lpindm” é a variável mais exógena. Os resultados dos testes estão resumidos na tabela 15:

Tabela 15: Teste de normalidade dos resíduos – preços das exportações

Equação	Assimetria	χ^2	Graus de liberdade	p-valor
D(lpx)	-0,39037	1,828669	1	0,1763
D(lcusto)	-0,19998	0,479895	1	0,4885
D(lcamb)	-0,36227	1,574846	1	0,2095
D(lpindm)	0,182423	0,399339	1	0,5274
Conjunto	-	4,282749	4	0,3691
Equação	Curtose	χ^2	Graus de liberdade	p-valor
D(lpx)	2,041392	2,75679	1	0,0968
D(lcusto)	1,894245	3,668083	1	0,0555
D(lcamb)	2,786403	0,136871	1	0,7114
D(lpindm)	2,067429	2,609065	1	0,1063
Conjunto	-	9,170808	4	0,057
Equação	Jarque-Bera	-	Graus de liberdade	p-valor
D(lpx)	4,585459	-	2	0,1010
D(lcusto)	4,147978	-	2	0,1257
D(lcamb)	1,711717	-	2	0,4249
D(lpindm)	3,008404	-	2	0,2222
Conjunto	13,45356	-	8	0,0972

Todos os testes individuais e conjuntos para a assimetria das distribuições dos resíduos não rejeitam a hipótese de que este momento da distribuição é estatisticamente igual ao de uma distribuição normal, a um nível de significância de 5%. O mesmo resultado é alcançado para a curtose. Finalmente, os testes *Jarque-Bera* individuais e conjunto não rejeitam a hipótese de que a distribuição dos resíduos é uma normal multivariada, satisfazendo a hipótese usada para a estimação em máxima verossimilhança.

4.3.2. Testes de cointegração e modelo para os preços das importações

Seguindo a mesma seqüência de testes aplicada para os preços das exportações, começaremos apresentando os resultados dos testes de cointegração para as variáveis da equação dos preços de importação. Novamente, é necessário determinar o número de defasagens das variáveis, a

serem incluídas no modelo estimado. Isto será feito através dos critérios de informação, da mesma forma que foi feita para o modelo para os preços das exportações. Assim, estimamos um modelo *VAR* no nível, com as variáveis “preço das importações (lipa)”, “custos de produção do setor importador (lpm)”, “taxa de câmbio nominal efetiva (lcamb)” e “produção industrial brasileira (lpindbr)”. Os resultados dos critérios de informação são dados na tabela 16:

Tabela 16: Seleção das defasagens do *VAR* - preços das importações

Defasagens	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	319,9309	NA	1,24E-09	-9,157418	-9,027904	-9,106035
1	750,8343	799,357	7,42E-15	-21,1836	-20,53604	-20,92669
2	786,1847	61,47890*	4,26E-15*	-21,74448*	-20,57886*	-21,28204*
3	800,4707	23,18886	4,53E-15	-21,6948	-20,01113	-21,02683
4	809,0663	12,95576	5,75E-15	-21,48018	-19,27845	-20,60668
5	816,9061	10,90761	7,56E-15	-21,24366	-18,52387	-20,16463
6	831,4553	18,55542	8,36E-15	-21,2016	-17,96377	-19,91704
7	842,07	12,30687	1,06E-14	-21,04551	-17,28962	-19,55542
8	862,1182	20,91991	1,06E-14	-21,16285	-16,8889	-19,46723

* Indica a ordem selecionada pelo critério

LogL: Log-likelihood

LR: Testado a razão de verossimilhança (ao nível de 5%)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Pela tabela 16, vemos que todos os cinco critérios apontam duas defasagens para o *VAR* no nível. Portanto, o número de defasagens escolhido é dois.

Depois de definirmos a defasagem do *VAR*, partimos para o teste de cointegração. Como para os preços das exportações, dois testes diferentes serão usados: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. A definição do tipo de vetor de cointegração usado será dada pelo princípio de Pantula. Os testes para os dois primeiros modelos, aquele que não inclui termos deterministas (constante ou tendência) e aquele que inclui uma constante no vetor de cointegração, não indicaram a existência de cointegração entre as variáveis. Já para o terceiro tipo de vetor de cointegração, aquele tem uma constante dentro do vetor de cointegração e outra no *VAR*, os resultados estão na tabela 17:

Tabela 17: Testes de cointegração para a equação para os preços das importações

Hipótese nula	Estatística do traço	Valores críticos (5%)	Estatística do máximo autovalor	Valores críticos (5%)
$r = 0$	64,46906	47,21	35,06425	27,07
$r = 1$	29,40482	29,68	17,52363	20,97
$r = 2$	11,88118	15,41	10,73515	14,07
$r = 3$	1,146032	3,76	1,146032	3,76

Valores críticos obtidos de Mackinnon (1991), para uma amostra com 73 observações.

Pela tabela 17, vemos que os testes do traço e do máximo autovalor indicam a existência de um vetor de cointegração, ao nível de significância de 5%. O vetor de cointegração estimado está abaixo:

Tabela 18: Vetor de cointegração da equação para os preços das importações

lipa	lcamb	lpindbr	lpm	Constante
1	-0,55365 (0,09141) [-6,05675]	-2,81218 (0,39879) [-7,05177]	0,594012 (0,31616) [1,87885]	8,19247

Erro padrão entre parêntesis e estatística t entre colchetes.

Suponha aumentos de 1% nas variáveis explicativas dos preços em reais das importações. Um aumento nos custos do setor importador, representado pelos preços em dólares das importações faz com que os preços em reais das importações diminuam em 0,5937%, enquanto um nível de atividade mais alto da economia brasileira faz com que estes mesmos preços aumentem em 2,8122%.

É necessário ressaltar que o coeficiente associado a variável “lpm” não é estatisticamente significativo, o que quer dizer que os preços em dólares das importações não são importantes na determinação dos preços em reais das importações no longo prazo²⁹. No entanto, há efeitos de curto prazo da variável “lpm” sobre “lipa”. Como se pode ver na equação para a primeira diferença da variável “lipa”, resultado da estimação do VEC e mostrada no apêndice II, ela responde positivamente à primeira diferença da variável “lpm”, com um coeficiente estimado igual a 0,11852. Assim, apesar de não haver efeitos de longo prazo da variável “lpm” sobre a variável “lipa”, há efeitos positivos de curto prazo. Por isto, como será visto na seção com as

²⁹ Uma possível causa deste resultado pode ser a variável que está sendo usada como preços em reais das importações, a saber, o IPA-OG. Apesar do IPA-OG ser a melhor variável disponível para os testes propostos uma vez que ela possui uma parcela significativa de bens importados em sua construção, ela tem problemas que surgem do fato de que em sua composição também haver produtos nacionais.

funções de resposta ao impulso, “lipa” sobre no curto prazo quando há um choque em “lpm”, mas os efeitos se dissipam no longo prazo.

Com relação à taxa de câmbio, que é a variável que mais nos interessa, uma desvalorização cambial de 1% faz com que os preços em reais das importações aumentem em 0,5537%. Este resultado mostra que os importadores absorvem parcialmente em seus *markups* uma parcela de 0,4463% da variação na taxa de câmbio. Assim, nem todo o aumento de custos em reais do setor importador gerado por uma desvalorização cambial é repassado aos consumidores. Mesmo no longo prazo o *passthrough* da taxa de câmbio para os preços em reais das importações não é completo.

Quanto aos coeficientes de ajustamento associados ao termo de correção de erros do *VEC*, eles estão na tabela 19:

Tabela 19: Coeficientes de ajustamento do modelo para os preços das importações

	Equações			
	D(lipa)	D(lcamb)	D(lpindbr)	D(lpm)
Coefficientes de ajustamento	-0,03821	-0,2024	0,055338	0,00367
Erro padrão	-0,01129	-0,05206	-0,01954	-0,02374
Estatística-t	[-3,38309]	[-3,88778]	[2,83205]	[0,15460]

A tabela mostra que somente os custos do importador (lpm) são fracamente exógenos para o vetor de cointegração. As outras três variáveis reagem, no curto prazo, a desvios da relação de longo prazo. Um ponto importante diz respeito à velocidade de ajustamentos dos preços em reais aos desequilíbrios da relação de longo prazo. Com um coeficiente de ajustamento de -0,03821, o processo de ajustamento dos preços em reais das importações é bastante lento, e levaria 26,17 meses para completá-lo. Para concluir, os sinais dos coeficientes de ajustamento para as equações dos preços das importações e nível de atividade da economia brasileira favorecem o retorno do sistema para as relações de longo prazo. Já a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio faz com que o sistema se afaste do equilíbrio de longo prazo.

Como os custos do setor importador (lpm) não se ajustam no curto prazo aos desvios da relação de longo prazo, sendo fracamente exógenos para o vetor de cointegração, também é possível fazermos o teste de exogeneidade forte para esta variável. Na tabela 20 estão os resultados do teste de causalidade de Granger para a variável “lpm”. Pela tabela, podemos ver

que as outras variáveis do sistema não Granger-causam a variável “lpm”. Logo, os custos do setor importador são fortemente exógenos, significando que o processo gerador dos dados da variável “lpm” não tem relação com o processo gerador dos dados das outras variáveis. A exogeneidade forte dos preços em dólares das importações brasileiras mostra que o Brasil não tem influência sobre o processo de formação dos preços de suas importações, resultado que está em linha com a hipótese de pequena economia.

Tabela 20: Teste de causalidade de Granger para os preços em dólares das importações

Variáveis excluídas	Variável dependente: D(lpm)		
	Estatística de teste	Graus de liberdade	p-valor
D(lpm)	0,475298	1	0,4906
D(lpindbr)	1,224498	1	0,2685
D(lcamb)	0,001808	1	0,9661
Conjunto	1,358874	3	0,7152

Para avaliarmos a significância da defasagem do *VEC*, usaremos o teste de *Wald*. Os resultados deste teste estão na tabela 21. A defasagem usada no *VEC* mostrou-se estatisticamente significativa.

Tabela 21: Teste de Wald (χ^2) para as defasagens do *VEC* para os preços das importações

Defasagens	Testes individuais				Teste conjunto
	D(lipa)	D(lcamb)	D(lpindbr)	D(lpm)	
Δy_{t-1}	71,89858 [8.99E-15]	13,08528 [0.010867]	4,400192 [0.354547]	4,279307 [0.369523]	124,9865 [0.000000]
Graus de liberdade	4	4	4	4	16

p-valor entre colchetes

Para finalizar, é necessário testarmos a hipótese de normalidade dos resíduos do *VEC*. Como no caso do setor exportador, aqui também é preciso assumir alguma hipótese para a identificação dos resíduos. Assim, definiu-se pela utilização da decomposição de Cholesky, com a seguinte ordem das variáveis: “lipa”, “lcamb”, “lpindbr” e “lpm”. Aqui, “lipa” é definida como a variável mais endógena e “lpm” é a variável mais exógena. Colocamos os preços em dólares das importações brasileiras como a mais exógena das variáveis causa da hipótese de que o Brasil é uma economia pequena. Isto se justifica pela pequena parcela do valor das importações brasileiras no valor total das exportações mundiais, que foi de 0,78%, em média, no período de janeiro de 1999 a abril de 2005. Os resultados dos testes estão resumidos na tabela 22:

Tabela 22: Teste de normalidade dos resíduos – preços das importações

Equação	Assimetria	χ^2	Graus de liberdade	p-valor
D(lipa)	0,040094	0,020094	1	0,8873
D(lcamb)	-0,50229	3,153712	1	0,0758
D(lpindbr)	0,396108	1,961274	1	0,1614
D(lpm)	0,423642	2,243411	1	0,1342
Conjunto	-	7,378491	4	0,1172
Equação	Curtose	χ^2	Graus de liberdade	p-valor
D(lipa)	3,146341	0,066924	1	0,7959
D(lcamb)	2,858536	0,062538	1	0,8025
D(lpindbr)	2,561716	0,600291	1	0,4385
D(lpm)	3,517837	0,837985	1	0,36
Conjunto	-	1,567737	4	0,8146
Equação	Jarque-Bera	-	Graus de liberdade	p-valor
D(lipa)	0,087018	-	2	0,9574
D(lcamb)	3,21625	-	2	0,2003
D(lpindbr)	2,561565	-	2	0,2778
D(lpm)	3,081396	-	2	0,2142
Conjunto	8,946229	-	8	0,3469

Tanto as análises dos resíduos das equações individualmente quanto a análise multivariada indicam que a hipótese de normalidade dos resíduos não deve ser rejeitada, a um nível de significância de 5%. Desta forma, o método de estimação por máxima verossimilhança assumindo a hipótese de que os resíduos se distribuem como uma normal multivariada está correto.

4.4. Resposta ao impulso e decomposição da variância

Depois de apresentarmos os testes de cointegração e os *VEC's* estimados para os preços das exportações e das importações, passamos agora para a análise das funções de resposta ao impulso e da decomposição da variância dos erros de previsão dos preços. Estes dois instrumentos nos permitirão estudar dois pontos diferentes com relação aos preços de exportação e de importação: (i) a função de resposta ao impulso mostra o *passthrough* das variações da taxa de câmbio para os preços; e (ii) a decomposição da variância dos erros de previsão dos preços mostra quais choques mais influenciam o comportamento dos preços. Os resultados obtidos através destes métodos econométricos são apresentados a seguir.

4.4.1. Preços das exportações

Como fizemos nas seções anteriores, utilizaremos a decomposição de Cholesky para a identificação dos choques estruturais. A ordenação das variáveis é a seguinte: “lpx”, “lcusto”, “lcamb” e “lpindm”. Aqui, “lpx” é definida como a variável mais endógena, no sentido de que ela responde contemporaneamente a choques em todas as variáveis do sistema, e “lpindm” é a variável mais exógena, supondo que ela responde contemporaneamente apenas a choques nela mesma. Esta ordenação considera as relações econômicas entre as variáveis para o caso da economia brasileira. O crescimento econômico mundial é exógeno, e os choques nas outras variáveis não o afetam. A taxa de câmbio sofre os efeitos de seus próprios choques e de choques externos. Os custos do setor exportador respondem aos choques neles mesmos e também na taxa de câmbio e no crescimento econômico mundial. E finalmente, os preços das exportações respondem a choques em todas as variáveis do sistema.

A função de resposta ao impulso será obtida com base em choques de magnitude igual a um desvio-padrão nas variáveis. O desvio-padrão de cada choque é dado na tabela a seguir:

Tabela 23: Desvio-padrão dos choques no modelo estrutural – exportações

	lpx	lcusto	lcamb	lpindm
Desvio-padrão	1,0183%	0,8299%	3,5246%	0,9429%

O gráfico e a tabela com a resposta dos preços das exportações aos choques nas variáveis estão abaixo:

Gráfico 1: Respostas dos preços das exportações a um choque de 1 desvio-padrão nas variáveis

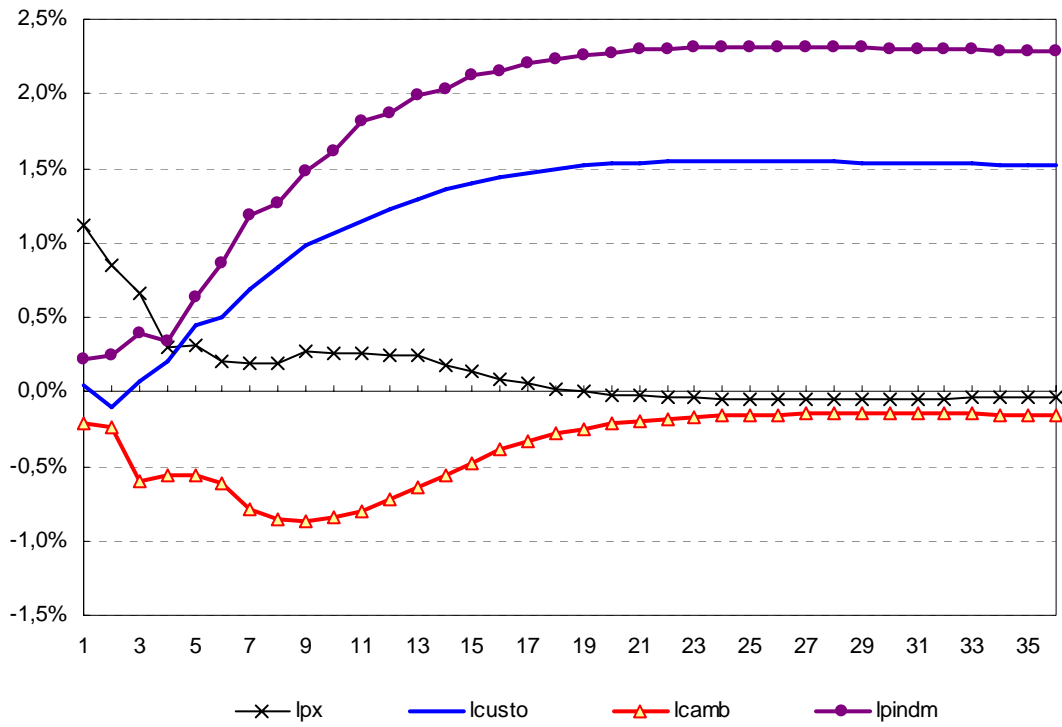


Tabela 24: Respostas dos preços das exportações a um choque de 1 desvio-padrão nas variáveis

Período	Variáveis onde os choques foram dados			
	lpx	lcusto	lcamb	lpindm
1	1,119%	0,042%	-0,208%	0,215%
2	0,843%	-0,100%	-0,235%	0,250%
3	0,660%	0,069%	-0,601%	0,387%
4	0,300%	0,202%	-0,558%	0,336%
5	0,311%	0,442%	-0,559%	0,628%
6	0,211%	0,504%	-0,609%	0,858%
7	0,195%	0,685%	-0,782%	1,185%
8	0,191%	0,830%	-0,855%	1,262%
9	0,270%	0,985%	-0,868%	1,484%
10	0,256%	1,058%	-0,841%	1,616%
11	0,265%	1,138%	-0,801%	1,821%
12	0,239%	1,220%	-0,727%	1,874%
13	0,245%	1,298%	-0,647%	1,986%
14	0,178%	1,356%	-0,560%	2,032%
15	0,138%	1,398%	-0,476%	2,118%
16	0,082%	1,440%	-0,392%	2,144%
17	0,064%	1,471%	-0,332%	2,204%
18	0,020%	1,499%	-0,285%	2,228%
19	0,001%	1,517%	-0,248%	2,263%
20	-0,024%	1,533%	-0,215%	2,270%
21	-0,028%	1,540%	-0,195%	2,295%
22	-0,042%	1,546%	-0,179%	2,304%
23	-0,042%	1,548%	-0,169%	2,314%
24	-0,047%	1,550%	-0,160%	2,311%
25	-0,045%	1,548%	-0,156%	2,316%
26	-0,049%	1,547%	-0,151%	2,314%
27	-0,047%	1,544%	-0,149%	2,314%
28	-0,048%	1,541%	-0,147%	2,309%
29	-0,046%	1,538%	-0,147%	2,307%
30	-0,047%	1,536%	-0,147%	2,303%
31	-0,046%	1,533%	-0,148%	2,300%
32	-0,045%	1,531%	-0,148%	2,296%
33	-0,044%	1,528%	-0,150%	2,294%
34	-0,043%	1,526%	-0,152%	2,291%
35	-0,042%	1,525%	-0,153%	2,289%
36	-0,041%	1,523%	-0,155%	2,287%

Ordenação por Cholesky: lpindm, lcamb, lcusto, lpx

Do gráfico 1, percebe-se que os preços das exportações respondem positivamente a choques no crescimento mundial e nos custos dos setores exportadores, e negativamente com relação a uma desvalorização cambial. Já os choques nos próprios preços são positivos no curto prazo, com seus efeitos se dissipando ao longo do tempo.

Comparando os dados da tabela 24 com os dados da tabela 23, vemos que um crescimento de 0,8299% nos custos em reais dos produtores faz com que os preços das exportações subam 1,398% depois de 15 meses e 1,525% depois de 35 meses. Já um choque de 0,943% no

crescimento mundial faz com que os preços das exportações brasileiras se elevem continuamente ao longo do tempo, alcançando um crescimento de 2,289% depois de 35 meses. Ou seja, tanto um aumento de custos de produção no setor exportador quanto um maior crescimento econômico mundial fazem com que os preços das exportações aumentem e, no longo prazo, a variação de preços tem uma magnitude maior do que a magnitude dos choques.

Quanto a uma desvalorização cambial, um choque de magnitude de 3,53% na taxa de câmbio provoca uma queda nos preços em dólares das exportações que alcança -0,868% depois de 9 meses e apenas -0,155% depois de 35 meses. A queda nos preços indica que parte do ganho de rentabilidade em moeda doméstica do exportador é repassada para os importadores estrangeiros na forma de preços menores em dólares. Contudo, este repasse é maior no curto prazo do que no longo prazo.

A seguir, apresentamos a decomposição da variância do erro de previsão dos preços em dólares das exportações, sob as mesmas hipóteses de identificação dos choques estruturais usadas nas funções de resposta ao impulso. Este instrumento é interessante porque nos permite avaliar quais variáveis são mais importantes para a determinação dos preços das exportações. O gráfico e a tabela com a decomposição estão abaixo:

Gráfico 2: Decomposição da variância dos erros de previsão nos preços das exportações

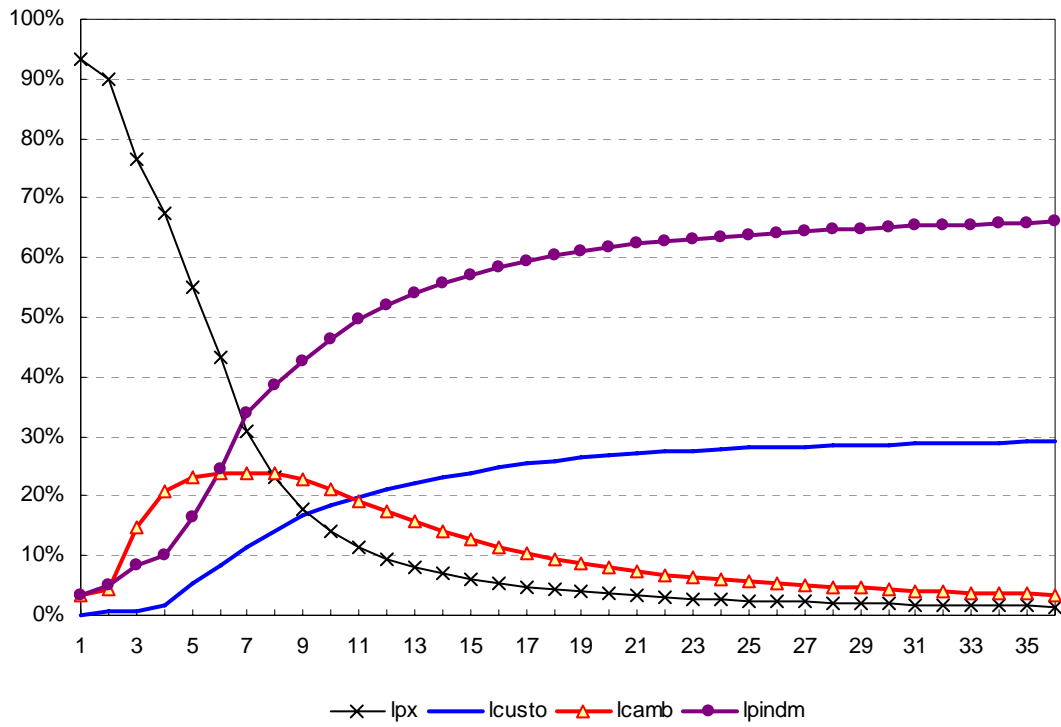


Tabela 25: Decomposição da variância dos erros de previsão nos preços das exportações

Período	Variância do erro de previsão	lpx	lcusto	lcamb	lpindm
1	1,159%	93,23%	0,13%	3,21%	3,43%
2	1,477%	89,98%	0,54%	4,51%	4,96%
3	1,770%	76,58%	0,52%	14,67%	8,23%
4	1,920%	67,49%	1,55%	20,91%	10,04%
5	2,165%	55,16%	5,39%	23,12%	16,32%
6	2,468%	43,16%	8,31%	23,88%	24,64%
7	2,935%	30,97%	11,32%	23,99%	33,73%
8	3,415%	23,19%	14,26%	23,98%	38,57%
9	3,958%	17,73%	16,82%	22,67%	42,78%
10	4,491%	14,10%	18,61%	21,11%	46,18%
11	5,048%	11,43%	19,81%	19,22%	49,54%
12	5,574%	9,56%	21,04%	17,47%	51,94%
13	6,097%	8,15%	22,11%	15,72%	54,01%
14	6,595%	7,04%	23,13%	14,16%	55,66%
15	7,084%	6,14%	23,95%	12,73%	57,19%
16	7,551%	5,42%	24,72%	11,47%	58,40%
17	8,009%	4,82%	25,34%	10,37%	59,47%
18	8,452%	4,33%	25,90%	9,42%	60,35%
19	8,884%	3,92%	26,36%	8,61%	61,11%
20	9,299%	3,58%	26,78%	7,91%	61,74%
21	9,703%	3,29%	27,11%	7,30%	62,30%
22	10,094%	3,04%	27,40%	6,78%	62,78%
23	10,472%	2,82%	27,64%	6,33%	63,21%
24	10,837%	2,64%	27,86%	5,93%	63,58%
25	11,190%	2,48%	28,04%	5,58%	63,91%
26	11,532%	2,33%	28,20%	5,27%	64,20%
27	11,864%	2,21%	28,34%	5,00%	64,46%
28	12,185%	2,09%	28,46%	4,75%	64,70%
29	12,498%	1,99%	28,57%	4,53%	64,91%
30	12,801%	1,90%	28,67%	4,33%	65,10%
31	13,097%	1,82%	28,76%	4,15%	65,28%
32	13,386%	1,74%	28,84%	3,99%	65,44%
33	13,668%	1,67%	28,91%	3,84%	65,58%
34	13,943%	1,60%	28,98%	3,70%	65,72%
35	14,213%	1,55%	29,04%	3,57%	65,84%
36	14,477%	1,49%	29,10%	3,45%	65,96%

Ordenação por Cholesky: lpindm, lcamb, lcusto, lpx

Da tabela 25, vemos que choques na taxa de câmbio têm importância maior no curto prazo do que no longo prazo sobre o comportamento dos preços das exportações, alcançando 12,73% depois de 15 meses, com um pico de 23,99% no mês 7. A partir do mês 7, a importância dos choques cambiais diminui, atingindo um valor de 3,57% após 35 meses. Quanto aos choques no nível de atividade da economia mundial, eles têm importância crescente ao longo do tempo, sendo que, no longo prazo, eles assumem o papel de principal responsável pelas variações nos preços, com 65,843%. Choque nos custos é o segundo fator mais importante na formação dos preços das exportações, totalizando 29,042% depois de 35 meses.

4.4.1. Preços das importações

Para os preços das importações, a ordenação das variáveis é a seguinte: “lipa”, “lpindbr”, “lcamb” e “lpm”. Aqui, “lipa” é definida como a variável mais endógena e “lpm” é a variável mais exógena. Esta ordenação considera as relações econômicas entre as variáveis para o caso da economia brasileira. Os preços em dólares das importações são colocados como a variável mais exógena por causa da pequena participação do valor das importações brasileiras no valor das exportações mundiais. Desta maneira, é razoável supor que o mercado brasileiro tenha pequeno peso sobre as decisões de preço e produção dos produtores estrangeiros.

A função de resposta ao impulso será obtida com base em choques de magnitude igual a um desvio-padrão nas variáveis. O desvio-padrão de cada choque é dado na tabela a seguir:

Tabela 26: Desvio-padrão dos choques no modelo estrutural – importações

	lipa	lcamb	lpindbr	lpm
Desvio-padrão	0,8055%	3,713%	1,3936%	1,693%

O gráfico e a tabela com a resposta dos preços das importações aos choques nas variáveis estão abaixo:

Gráfico 3: Respostas dos preços das importações a um choque de 1 desvio-padrão nas variáveis

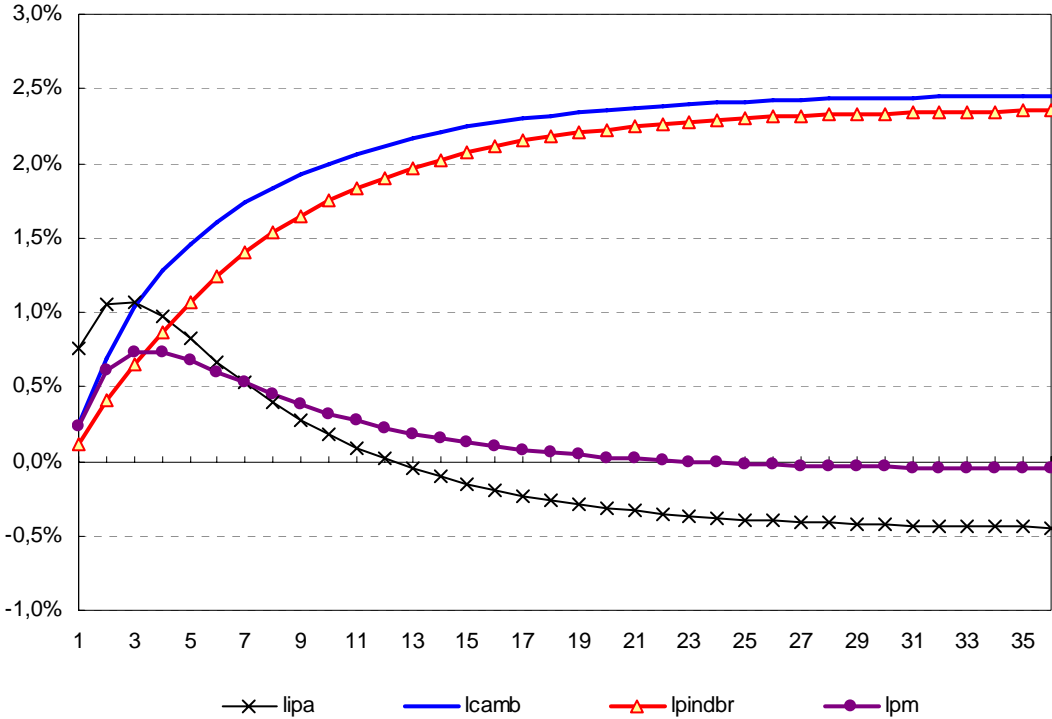


Tabela 27: Respostas dos preços das importações a um choque de 1 desvio-padrão nas variáveis

Período	Variáveis onde os choques foram dados			
	lipa	lcamb	lpindbr	lpm
1	0,755%	0,245%	0,110%	0,233%
2	1,048%	0,697%	0,411%	0,606%
3	1,070%	1,037%	0,653%	0,730%
4	0,968%	1,279%	0,869%	0,737%
5	0,823%	1,463%	1,067%	0,681%
6	0,671%	1,610%	1,243%	0,604%
7	0,527%	1,733%	1,397%	0,524%
8	0,396%	1,837%	1,530%	0,450%
9	0,280%	1,925%	1,646%	0,382%
10	0,179%	2,000%	1,746%	0,322%
11	0,091%	2,064%	1,832%	0,270%
12	0,015%	2,119%	1,906%	0,224%
13	-0,051%	2,167%	1,970%	0,185%
14	-0,107%	2,208%	2,025%	0,151%
15	-0,156%	2,243%	2,072%	0,122%
16	-0,198%	2,273%	2,113%	0,097%
17	-0,234%	2,299%	2,148%	0,075%
18	-0,265%	2,322%	2,178%	0,056%
19	-0,292%	2,341%	2,204%	0,040%
20	-0,315%	2,358%	2,227%	0,026%
21	-0,335%	2,372%	2,246%	0,015%
22	-0,352%	2,384%	2,263%	0,004%
23	-0,367%	2,395%	2,277%	-0,005%
24	-0,380%	2,404%	2,289%	-0,012%
25	-0,390%	2,412%	2,300%	-0,019%
26	-0,400%	2,419%	2,309%	-0,024%
27	-0,408%	2,425%	2,317%	-0,029%
28	-0,415%	2,430%	2,324%	-0,033%
29	-0,421%	2,434%	2,329%	-0,037%
30	-0,426%	2,438%	2,334%	-0,040%
31	-0,430%	2,441%	2,339%	-0,043%
32	-0,434%	2,444%	2,342%	-0,045%
33	-0,438%	2,446%	2,346%	-0,047%
34	-0,440%	2,448%	2,348%	-0,049%
35	-0,443%	2,450%	2,351%	-0,050%
36	-0,445%	2,451%	2,353%	-0,051%

Ordenação por Cholesky: lpm, lcamb, lpindbr, lipa

Do gráfico 3, percebe-se que os preços em reais das importações respondem positivamente a choques na taxa de câmbio e no crescimento doméstico, com a resposta crescendo continuamente ao longo do tempo. Um choque de magnitude 1,394% no nível de atividade da economia brasileira faz com que os preços das importações subam 2,072% depois de 15 meses e 2,351% depois de 35 meses. Quanto à uma desvalorização cambial, um choque de magnitude de 3,713% na taxa de câmbio provoca um aumento nos preços em reais das importações que alcança 2,243% depois de 15 meses e 2,45% depois de 35 meses. Finalmente, os preços em reais das importações sobem no curto prazo em resposta a um

choque de 1,693% nos preços em dólares, alcançando um pico de 0,737% depois de 4 meses. No longo prazo, praticamente não há efeitos sobre os preços em reais, resultado compatível com o fato de os preços em dólares não serem estatisticamente significantes na relação de longo prazo.

A seguir, apresentamos a decomposição da variância do erro de previsão dos preços das importações, sob as mesmas hipóteses de identificação dos choques estruturais usadas nas funções de resposta ao impulso. Como já comentamos, este instrumento é interessante porque nos permite avaliar quais variáveis são mais importantes para a determinação dos preços das importações. O gráfico e a tabela com a decomposição estão abaixo:

Gráfico 4: Decomposição da variância dos erros de previsão nos preços das importações

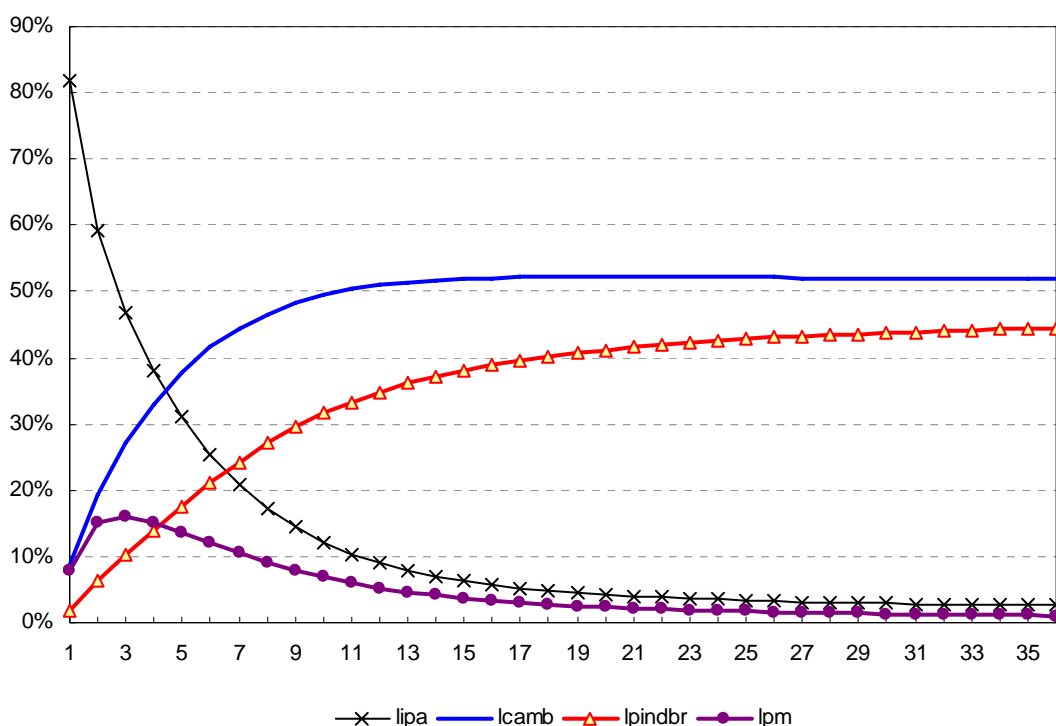


Tabela 28: Decomposição da variância dos erros de previsão nos preços das importações

Período	Variância do erro de previsão	lipa	lcamb	lpindbr	lpm
1	0,834%	81,80%	8,65%	1,75%	7,79%
2	1,678%	59,18%	19,40%	6,44%	14,98%
3	2,449%	46,91%	27,04%	10,13%	15,92%
4	3,142%	37,99%	33,01%	13,81%	15,18%
5	3,780%	30,99%	37,77%	17,51%	13,73%
6	4,386%	25,35%	41,53%	21,02%	12,09%
7	4,975%	20,83%	44,43%	24,23%	10,51%
8	5,552%	17,24%	46,62%	27,05%	9,10%
9	6,120%	14,39%	48,24%	29,49%	7,87%
10	6,681%	12,15%	49,44%	31,57%	6,84%
11	7,235%	10,38%	50,31%	33,34%	5,97%
12	7,779%	8,98%	50,94%	34,84%	5,25%
13	8,314%	7,86%	51,38%	36,11%	4,64%
14	8,840%	6,97%	51,70%	37,20%	4,14%
15	9,354%	6,25%	51,91%	38,12%	3,71%
16	9,858%	5,67%	52,06%	38,92%	3,35%
17	10,351%	5,19%	52,15%	39,61%	3,05%
18	10,833%	4,80%	52,21%	40,21%	2,78%
19	11,304%	4,48%	52,24%	40,73%	2,56%
20	11,764%	4,20%	52,25%	41,19%	2,36%
21	12,214%	3,98%	52,24%	41,59%	2,19%
22	12,654%	3,78%	52,23%	41,95%	2,04%
23	13,083%	3,62%	52,21%	42,27%	1,91%
24	13,503%	3,47%	52,18%	42,55%	1,79%
25	13,914%	3,35%	52,15%	42,81%	1,69%
26	14,315%	3,24%	52,12%	43,04%	1,60%
27	14,709%	3,15%	52,09%	43,25%	1,51%
28	15,094%	3,07%	52,05%	43,44%	1,44%
29	15,471%	2,99%	52,02%	43,62%	1,37%
30	15,841%	2,93%	51,99%	43,78%	1,31%
31	16,203%	2,87%	51,96%	43,92%	1,25%
32	16,558%	2,81%	51,93%	44,06%	1,20%
33	16,907%	2,77%	51,90%	44,18%	1,15%
34	17,250%	2,72%	51,87%	44,30%	1,10%
35	17,587%	2,68%	51,85%	44,41%	1,06%
36	17,917%	2,65%	51,82%	44,51%	1,02%

Ordenação por Cholesky: lpm, lcamb, lpindbr, lipa

Dos dados da tabela 28, vemos que no longo prazo choques na taxa de câmbio são os que mais afetam os preços em reais das importações. Depois de 35 meses, eles representam 51,85% da variância dos erros de previsão da variável “lipa”. Choques no nível de atividade da economia brasileira também têm importância significativa, representando 44,41% dos erros de previsão de “lipa” depois de 35 meses. Já os choques nos preços em dólares das importações e os choques nos preços em reais das importações são muito pouco relevantes, representado apenas 2,68% e 1,06% da variância do erro de previsão de “lipa”, respectivamente, no longo prazo.

4.5. Resumo dos principais resultados encontrados

A obtenção de um vetor de cointegração indica que, no longo prazo, a equação de equilíbrio para determinação dos preços de exportação da firma exportadora é respeitada. Pela magnitude dos coeficientes do vetor de cointegração, uma variação de 1% no custo em reais de produção, na taxa de câmbio ou na atividade econômica internacional faz com que os preços em moeda estrangeira das exportações se alterem em, respectivamente, 0,3268%, -0,3308% e 0,9804%.

Os coeficientes associados aos custos do setor exportador e à taxa de câmbio mostram que há repasse das elevações de custos e de variações cambiais para os preços em dólares cobrados dos importadores estrangeiros. No caso de um aumento de 1% nos custos, os preços em dólares das exportações se elevam em 0,3268%, e o restante do aumento é absorvido pelo exportador como redução de *markup*. Com relação à taxa de câmbio, uma desvalorização cambial de 1% faz com que os preços em dólares das exportações se reduzam em 0,3308%, com o restante da variação sendo absorvida como aumento de *markup*. Isto significa que há um *passthrough* negativo de 33,08% para os preços em dólares das exportações. Pela função de resposta a um impulso na taxa de câmbio, vê-se que a queda nos preços em dólares é maior no curto prazo do que o é o longo prazo. Isto deve acontecer por causa do aumento nos custos em reais do setor exportador, que decorre da desvalorização cambial.

Quanto ao ajustamento dos preços das exportações aos desvios da relação de longo prazo, a magnitude de 0,38583 do coeficiente mostra que este processo dura três meses, aproximadamente. Ou seja, apesar de haver alguma rigidez que impede o completo e instantâneo ajustamento dos preços à condição de equilíbrio, este processo é relativamente rápido.

Através das funções de resposta ao impulso, vemos que um crescimento de 0,8299% nos custos em reais dos produtores faz com que os preços das exportações subam 1,398% depois de 15 meses e 1,525% depois de 35 meses. Já um choque de 0,943% no crescimento mundial faz com que os preços das exportações brasileiras se elevem continuamente ao longo do tempo, alcançando um crescimento de 2,289% depois de 35 meses. Ou seja, tanto um aumento de custos de produção no setor exportador quanto um maior crescimento econômico

mundial fazem com que os preços das exportações aumentem e, no longo prazo, a variação de preços tem uma magnitude maior do que a magnitude dos choques.

A decomposição da variância dos erros de previsão dos preços das exportações releva que a variável mais importante na determinação dos preços do setor exportador no longo prazo é o nível de atividade da economia internacional, que explica 65,843% do erro de previsão depois de 35 meses, seguido pelo custo, responsável por 29,042% do erro. Isto também pode explicar porque os exportadores repassam parte dos seus ganhos obtidos com uma desvalorização cambial aos consumidores externos. A importância da taxa de câmbio é maior no curto prazo do que no longo prazo, explicando 23,99% do erro de previsão depois de sete meses e apenas 3,57% depois de 35 meses. O que se pode concluir destes dados é que a determinação dos preços das exportações brasileiras está ligada, primeiramente, às condições econômicas internacionais e, secundariamente, às condições de custo do setor exportador, com a taxa de câmbio assumindo um papel pequeno neste processo.

Da mesma forma que no caso do setor exportador, há uma relação de equilíbrio para os preços em reais do setor importador. Todavia, o custo do setor importador, dado pelos preços em dólares das importações, não apareceu como variável estatisticamente significativa para a determinação dos preços em reais das importações no longo prazo, mas apenas no curto prazo. Esta relação torna-se clara quando se observa a função de resposta dos preços em reais a um impulso nos preços em dólares. Os preços em reais das importações são muito sensíveis ao nível de atividade da economia brasileira, na medida em que um aumento de 1% nesta variável provoca uma elevação de 2,8122% nos preços.

Com relação à taxa de câmbio, uma desvalorização cambial de 1% faz com que os preços em reais das importações aumentem em 0,5537%. Ou seja, mesmo no longo prazo o *passthrough* das variações cambiais para os preços em reais das importações não é completo, correspondendo a 55,37%. Este resultado mostra que os importadores absorvem parcialmente em seus *markups* uma parcela de 44,63% da variação na taxa de câmbio. Assim, nem todo o aumento de custos em reais do setor importador gerado por uma desvalorização cambial é repassado aos consumidores.

Um ponto importante diz respeito à velocidade de ajustamentos dos preços em reais aos desequilíbrios da relação de longo prazo. Com um coeficiente de ajustamento de magnitude

igual a 0,03821, o processo de ajustamento dos preços em reais das importações é bastante lento, e levaria 26,17 meses para completá-lo.

Pelas funções de resposta ao impulso, percebe-se que os preços em reais das importações respondem positivamente a choques na taxa de câmbio e no crescimento doméstico, com a resposta crescendo continuamente ao longo do tempo. Um choque de magnitude 1,394% no nível de atividade da economia brasileira faz com que os preços das importações subam 2,072% depois de 15 meses e 2,351% depois de 35 meses. Quanto à uma desvalorização cambial, um choque de magnitude de 3,713% na taxa de câmbio provoca um aumento nos preços em reais das importações que alcança 2,243% depois de 15 meses e 2,45% depois de 35 meses. Finalmente, os preços em reais das importações sobem no curto prazo em resposta a um choque de 1,693% nos preços em dólares, alcançando um pico de 0,737% depois de 4 meses. No longo prazo, praticamente não há efeitos sobre os preços em reais, resultado compatível com o fato de os preços em dólares não serem estatisticamente significantes na relação de longo prazo.

A decomposição da variância dos erros de previsão dos preços em reais das importações mostra que as duas variáveis mais importantes na determinação dos preços são a taxa de câmbio e o nível de atividade doméstico, que explicam, respectivamente, 51,85% e 44,41% dos erros de previsão 35 meses depois de um choque. Ou seja, o processo de formação dos preços em reais das importações brasileiras está mais ligado às condições domésticas do que às condições internacionais. Já os choques nos preços em dólares das importações e os choques nos preços em reais das importações são muito pouco relevantes, representado apenas 2,68% e 1,06% da variância do erro de previsão de “lipa”, respectivamente, no longo prazo.

5. CONCLUSÃO

Um dos mais importantes debates da literatura da *Nova Macroeconomia Aberta* diz respeito à escolha da moeda na qual a firma exportadora fixará os preços de seu produto vendido no exterior. Duas são as hipóteses possíveis: ou a firma exportadora fixa seu preço com base na sua própria moeda, conhecida como *producer currency pricing*, ou ela fixa seu preço com base na moeda do mercado de destino de seu produto, chamada de *local currency pricing*. Como as relações entre as variáveis macroeconômicas são diferentes sob *PCP* e sob *LCP*, as políticas macroeconômicas ótimas em cada caso podem ser diferentes. Assim, diante deste debate, o presente trabalho se preocupou em descobrir qual era a hipótese mais plausível para a forma pela qual os preços das exportações e das importações brasileiras são calculados: *PCP* ou *LCP*.

Como muitos dos problemas verificados na literatura macroeconômica têm origem microeconômica, procurou-se responder a questão através das observações encontradas na literatura de *passthrough* e *pricing-to-market*, partindo-se do princípio de que os dados sejam gerados com base em modelos microeconômicos com firmas exportadoras. Como estamos interessados em avaliar o comportamento de variáveis macroeconômicas, assumimos que, no agregado, os setores exportadores e importadores brasileiros se comportam como uma firma maximizadora de lucros. No caso das exportações, assume-se que a firma produtora brasileira vende seus produtos para um importador estrangeiro. Para as importações, assume-se que a firma produtora estrangeira vende seus produtos para um importador brasileiro. Assim, apesar de os preços das importações serem dados em moeda internacional, os preços em moeda doméstica podem variar. Isto abre a possibilidade de que as variações nos preços em moeda estrangeira não sejam repassadas diretamente para o mercado interno, assim como as variações na taxa de câmbio, que podem ser absorvidas pelo *markup* do setor importador.

Foram estimados dois *VEC's* (*vector error correction*), um para as exportações e outro para as importações, pelos quais foram calculadas as funções de resposta dos preços a um impulso nas variáveis explicativas, além dos erros de previsão nos preços. Os resultados empíricos obtidos para o *passthrough* das variações cambiais para os preços, tanto das exportações quanto das importações, mostram que casos intermediários das hipóteses de *LCP* e *PCP* são

mais apropriados para o Brasil. Para os preços em moeda estrangeira das exportações brasileiras, há uma relação negativa entre eles e a taxa de câmbio. Se a taxa de câmbio se desvalorizar em 1%, o exportador repassa parte do ganho de rentabilidade que ele afere com a desvalorização para os consumidores externos, e os preços caem 0,3308% no longo prazo. Este comportamento indica alguma preocupação do exportador com os preços em moeda estrangeira de suas exportações, caracterizando uma situação em que uma hipótese mais próxima do *LCP* é válida. Além disto, o ajustamento dos preços a um desvio da condição de equilíbrio longo prazo é relativamente rápido, de aproximadamente três meses.

Com relação aos preços domésticos das importações, uma desvalorização cambial de 1% faz com que estes preços aumentem em 0,5537%. Ou seja, mesmo no longo prazo o *passthrough* das variações cambiais para os preços em reais das importações não é completo, correspondendo a 55,37%. Assim, parte da perda do importador decorrente da desvalorização cambial é absorvida em seu *markup*. Ainda assim, o significativo repasse para os preços é evidência de que uma hipótese mais próxima do *PCP* é mais apropriada. O ajustamento dos preços em reais das importações a um desvio da condição de equilíbrio de longo prazo é bastante lento, de 26,17 meses.

Outros aspectos interessantes também foram observados. Para os preços das exportações, a variável mais importante para sua determinação é a condição econômica do resto do mundo, seguida pelos custos do setor exportador. Isto também pode explicar porque os exportadores repassam parte dos seus ganhos obtidos com uma desvalorização cambial aos consumidores externos. Já para as importações, tanto as condições econômicas domésticas quanto a taxa de câmbio são variáveis importantes, ao passo que os preços em moeda estrangeira das importações não se mostraram significantes no longo prazo, mas apenas no curto prazo.

REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, Christiane R.; PORTUGAL, Marcelo. *Pass-through from exchange rate to prices in Brazil*. **Texto para discussão n. 2004/05**, PPGE, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2004. Disponível em: <http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2004_05.pdf>. Acesso em: 10/11/2005.

BACCHETTA, Philippe; VAN WINCOOP, Eric. *Does exchange rate stability increase trade and capital flows?*. **Federal Reserve Bank of New York Research Paper**, n. 9818, 1998. Disponível em: <http://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/research_papers/9818.pdf>. Acesso em: 20/06/2005.

BACCHETTA, Philippe; VAN WINCOOP, Eric. *A theory of currency denomination of international trade*. **Journal of International Economics**, v. 67, p. 295-319, 2005.

BAXTER, Marianne; STOCKMAN, Alan C. *Business cycles and the exchange-rate regime: some international evidence*. **Journal of Monetary Economics**, v. 23, p. 377-400, 1989.

BELAISCH, Agnès. *Exchange rate pass-through in Brazil*. **International Monetary Fund Working Paper**, n. 03141, 2003. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03141.pdf>>. Acesso em: 30/10/2004.

BERGIN, Paul R. *Putting the 'new open economy macroeconomic' to a test*. **Journal of International Economics**, v. 60 (1), p. 3-34, 2003.

BERGIN, Paul R.; FEENSTRA, Robert C. *Pricing to market, staggered contracts and real exchange rate persistence*. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, n. 7026, 1999. Disponível em: <http://nber15.nber.org/papers/w7026.pdf?new_window=1>. Acesso em: 01/02/2005.

BETTS, Caroline; DEVEREUX, Michael B. *Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market*. **Journal of International Economics**, v. 50 (1), p. 215-244, 2000.

BLANCHARD, Olivier J.; QUAH, Danny. *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*. **American Economic Review**, v. 79, p. 655-673, 1989.

CAMPA, José M.; GOLDBERG, Linda S. *Exchange rate pass-through into import prices: a macro or a micro phenomenon?*. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, n. 8934, 2002. Disponível em: <http://nber15.nber.org/papers/w8934.pdf?new_window=1>. Acesso em: 15/11/2004.

CHOUDHRI, Ehsan U. *et al.* *Explaining the exchange rate pass-through in different prices.* **Journal of International Economics**, v. 65, p. 349-374, 2005.

CHRISTIANO, Lawrence J. *et al.* *The effects of monetary policy shocks: evidence from the flow of funds.* **Review of Economic and Statistics**, v. 78, p. 16-34, 1996.

CORREA, André L. **Avaliação dos impactos da internacionalização da indústria sobre os coeficientes de pass-through setoriais no Brasil no período 1996-2001.** Campinas, 2004. Dissertação (Mestrado em Economia) - Instituto de Economia da Universidade de Campinas. Disponível em: <http://www.eco.unicamp.br/Neit/download/teses/dissertacao_ANDRE.pdf>. Acesso em: 04/03/2005.

DEVEREUX, Michael B.; ENGEL, Charles. *Fixed vs. floating exchange rates: how price setting affects the optimal choice of exchange-rate regime.* **National Bureau of Economic Research Working Paper**, n. 6867, 1998. Disponível em: <http://nber15.nber.org/papers/w6867.pdf?new_window=1>. Acesso em: 27/01/2005.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. *Distribution of the estimator for autoregressive time series with a unit root.* **Journal of the Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root.* **Econometrica**, v. 49 (4), p. 1057-1072, 1981.

DICKEY, David A.; PANTULA, Sastry G. *Determining the order of differencing in autoregressive process.* **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 15, p. 455-461, 1987.

DIXIT, Avinash K. *Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through.* **Quarterly Journal of Economics**, v. 104, p. 205-228, 1989.

DORNBUSH, Rudiger. *Expectations and exchange rate dynamics.* **Journal of Political Economy**, v. 84 (6), p. 1161-1176, 1976.

DORNBUSH, Rudiger. *Exchange rates and price.* **American Economic Review**, v. 77, p. 93-106, 1987.

ENGEL, Charles. *Real exchange rates and relative prices: an empirical investigation.* **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 35-50, 1993.

ENGEL, Charles. *Accounting for US real exchange rate changes.* **Journal of Political Economy**, v. 107 (3), p. 507-538, 1999.

ENGEL, Charles; ROGERS, John H. *Regional patterns in the law of one price: the roles of geography vs. currencies.* **National Bureau of Economic Research Working Paper**, n.

5395, 1995. Disponível em: <http://nber15.nber.org/papers/w5395.pdf?new_window=1>. Acesso em: 23/05/2004.

ENGLE, Robert F. *et al.* *Exogeneity*. **Econometrica**, v. 51(2), p. 277-304, 1983.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive W.J. *Cointegration and error correction: representation, estimation and testing*. **Econometrica**, v. 55 (2), p. 251-276, 1987.

FAVERO, Carlo A. **Applied macroeconometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2001.

FEENSTRA, Robert C. *Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: an empirical test*. **Journal of International Economics**, v. 27 (1,2), p. 25-45, 1989.

FEENSTRA, Robert C.; KENDAL, Jon D. *Pass-through of exchange rates and purchasing power parity*. **Journal of International Economics**, v. 43, p. 237 – 261, 1997.

FERREIRA, Afonso; SANSÓ, Andreu. *Exchange rate passthrough: the case of Brazilian exports of manufactures*. In: XII WORLD CONGRESS OF INTERNATIONAL ECONOMIC ASSOCIATION, Buenos Aires: agosto de 1999. Disponível em: <http://www.cepe.ecn.br/publicacoes_trabalhos_apresentados_congressos.html>. Acesso em: 30/11/2005.

FLEMING, J. Marcus. *Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates*. **International Monetary Fund Staff Papers**, v. 9 (3), p. 369-380, 1962.

FLOOD, Robert P.; ROSE, Andrew K. *Fixing exchange rates: a virtual quest for fundamentals*. **Journal of Monetary Economics**, v. 36, p. 3-37, 1995.

FROOT, Kenneth A.; KLEMPERER, Paul D. *Exchange rate pass-through when market share matters*. **American Economic Review**, v. 79, p. 637-654, 1989.

GAGNON, Joseph E.; KNETTER, Michael M. *Markup adjustment and exchange rate fluctuations: evidence from panel data on automobile exports*. **Journal of International Money and Finance**, v. 14, p. 289-310, 1995.

GHOSH, Atish R.; WOLF, Holger C. *Pricing in international markets: lessons from The Economist*. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, n. 4806, 1994. Disponível em: <http://nber15.nber.org/papers/w4806.pdf?new_window=1>. Acesso em: 07/02/2005.

GIOVANNINI, Alberto. *Exchange rates and traded goods prices*. **Journal of International Economics**, v. 24, p. 45-68, 1988.

GOLDBERG, Pinelopi K.; KNETTER, Michael M. *Goods prices and exchange rates: what have we learned?*. **Journal of Economic Literature**, v. 35 (Setembro), p. 1243-1272, 1997.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sérgio R.C. *The passthrough from depreciation to inflation: a panel study*. **Banco Central do Brasil Working Paper**, n. 05, 2000. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps05.pdf>. Acesso em: 30/10/2004.

GUIMARÃES, Eduardo Augusto. *Taxas de câmbio setoriais, metodologia e resultados*. **Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior Texto Para Discussão**, n. 106, 1995.

GUIMARÃES, Eduardo Augusto *et al.* *Índices de preço e quantum das exportações brasileiras*. **Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior Texto Para Discussão**, n. 121, 1997.

HOOPER, Peter; MANN, Catherine L. *Exchange rate pass-through in the 1980s: the case of U.S. imports of manufactures*. **Brooking Papers on Economic Activities**, v. 1, p. 297-337, 1989.

ISARD, Peter. *How far can we push the law of one price?*. **American Economic Review**, v. 32 (1,2), p. 1-30, 1977.

JOHANSEN, Søren. *Statistical analysis of cointegrating vectors*. **Journal of Economics Dynamics and Control**, Março, 1988.

JOHANSEN, Søren. **Likelihood-based inference on cointegration in the vector autoregressive model**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KANNEBLEY JÚNIOR, Sérgio. *Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997)*. **Economia Aplicada**, v. 4, n. 3, p. 435-463, 2000.

KASA, Kenneth. *Adjustment costs and pricing to market: theory and evidence*. **Journal of International Economics**, v. 32, p. 1-30, 1992.

KNETTER, Michael M. *Price discrimination by U.S. and German exporters*. **American Economic Review**, v. 83 (3), p. 473-486, 1989.

KNETTER, Michael M. *International comparisons of pricing-to-market behavior*. **American Economic Review**, v. 83, p. 473-486, 1993.

KOLLMANN, Robert *The exchange rate in a dynamic-optimizing current account model with nominal rigidities: a quantitative investigation*. **Journal of International Economics**, v. 55, p. 243-262, 2001.

KRUGMAN, Paul R. *Pricing to market when exchange rates change*. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, n. 1926, 1986. Disponível em: <http://nber15.nber.org/papers/w1926.pdf?new_window=1>. Acesso em: 30/10/2004.

LANE, Philip R. *The new open economy macroeconomics: a survey*. **Journal of International Economics**, v. 54, p. 235-266, 2001.

MACKINNON, James. *Critical values for cointegration tests*. In: ENGLE, ROBERT F.; GRANGER, CLIVE W.J. (Eds.). **Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration**. Oxford: Oxford University Press, 1991.

MARKWALD, Ricardo Andrés *et al.* *Índices de preço e quantum do comércio exterior*. **Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior Texto Para Discussão**, n. 134, 1998.

MARSTON, Richard. *Pricing to market in Japanese manufacturing*. **Journal of International Economics**, v. 29 (3,4), p. 217-236, 1990.

MUNDELL, Robert A. *The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability*. **International Monetary Fund Staff Papers**, v. 9 (1), p. 70-79, 1962.

MUNDELL, Robert A. *Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates*. **Canadian Journal of Economics and Political Science**, v. 29 (4), p. 475-485, 1963.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. *Exchange rate dynamics redux*. **Journal of Political Economy**, v. 103 (3), p. 624-660, 1995.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. *New directions for stochastic open economy models*. **Journal of International Economics**, v. 50 (1), p. 117-153, 2000.

PEREIRA, Thiago R.; CARVALHO, Alexandre. *Abertura comercial, markups setoriais domésticos e rentabilidade relativa das exportações*. **Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas Texto Para Discussão**, n. 571, 1998. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/1998/td_0571.pdf>. Acesso em: 01/06/2005.

PEREIRA, Thiago R.; CARVALHO, Alexandre. *Desvalorização cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil: uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos*. **Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas Texto Para Discussão**, n. 711, 2000. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2000/td_0711.pdf>. Acesso em: 01/06/2005.

ROGOFF, Kenneth. *The purchasing power parity puzzle*. **Journal of Economic Literature**, v. 34, p. 647-668, 1996.

SHIN, Yongcheol. *A residual-based test of the null cointegration against the alternative of no cointegration*, **Econometric Theory**, v. 10, p. 91-115, 1994.

SIMS, Christopher A. *Macroeconomic and reality*. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

WOO, Wing T. *Exchange rates and the prices of nonfood, nonfuel products*. **Brooking Papers on Economic Activities**, v. 2, p. 511-530, 1984.

APÊNDICE I: GRÁFICOS DAS SÉRIES USADAS

Gráfico A 1: Gráfico das séries usadas no modelo para os preços das exportações

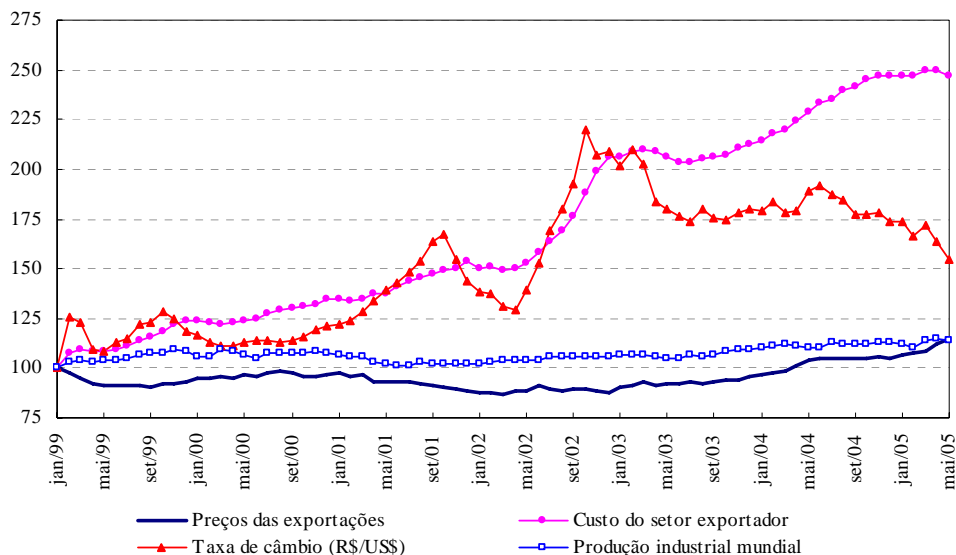


Gráfico A 2: Preços das exportações

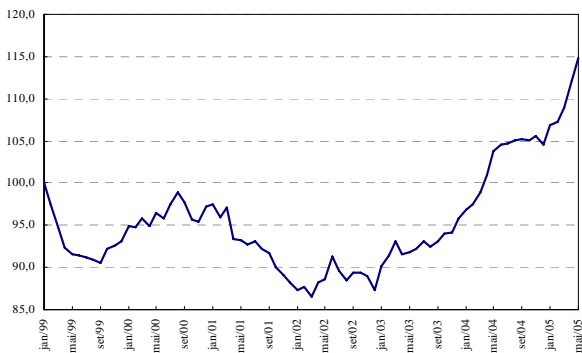


Gráfico A 3: Custos do setor exportador

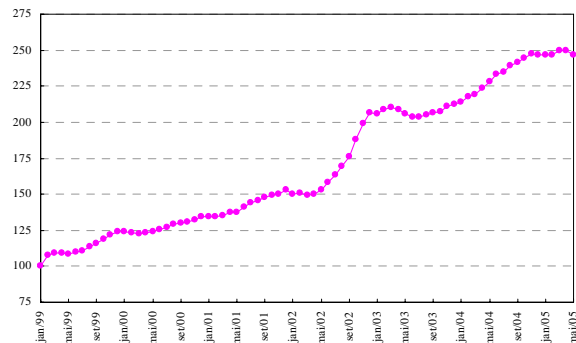


Gráfico A 4: Taxa de câmbio R\$/US\$

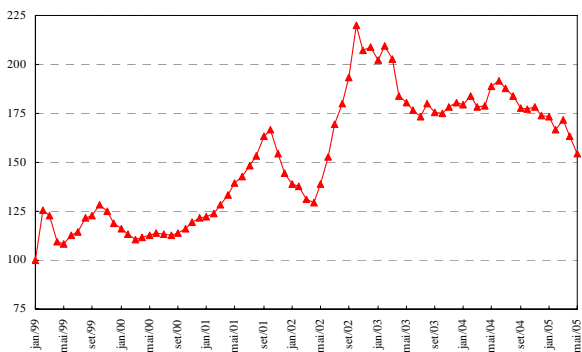


Gráfico A 5: Produção industrial mundial

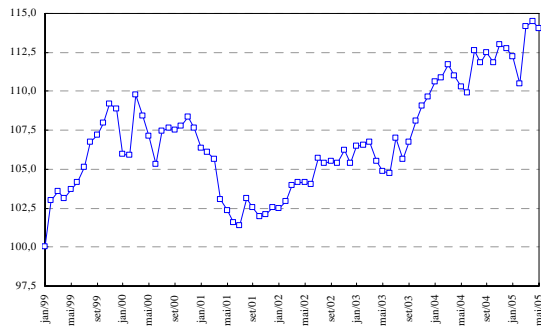


Gráfico A 6: Gráfico das séries usadas no modelo para os preços das importações

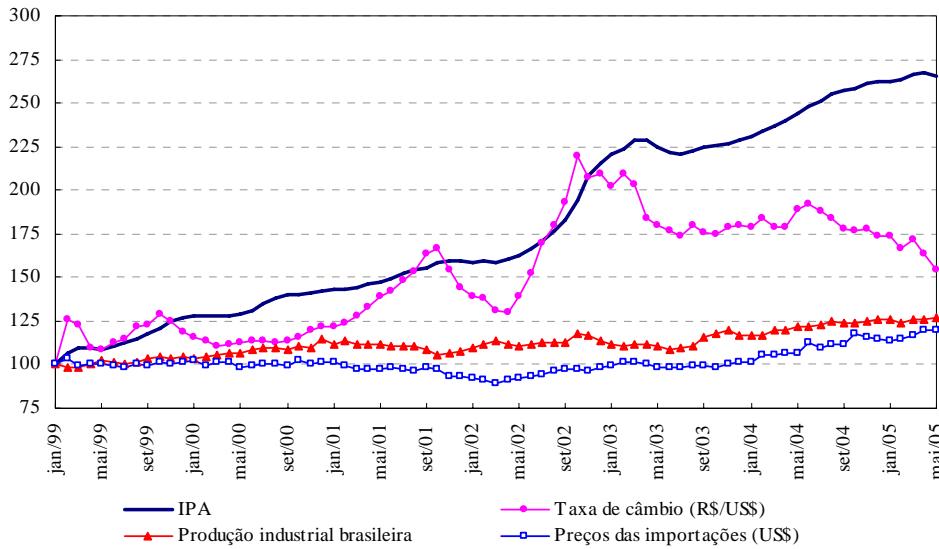


Gráfico A 7: Preços das importações (IPA)

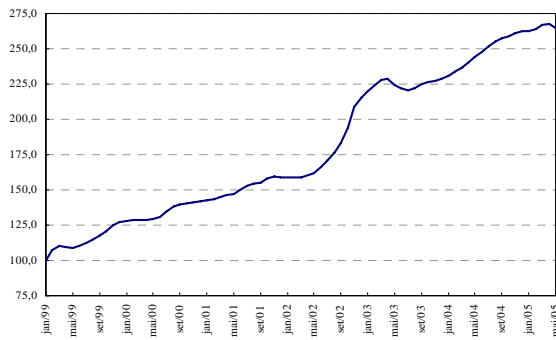


Gráfico A 8: Preços das importações (US\$)

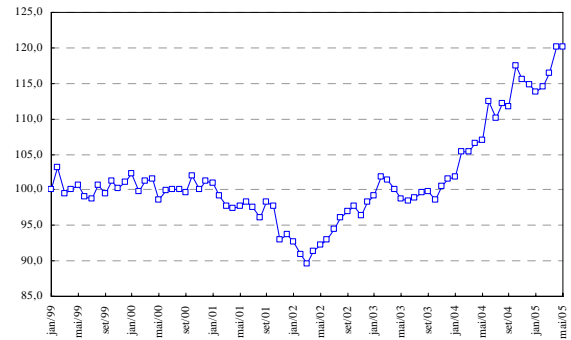


Gráfico A 9: Taxa de câmbio R\$/US\$

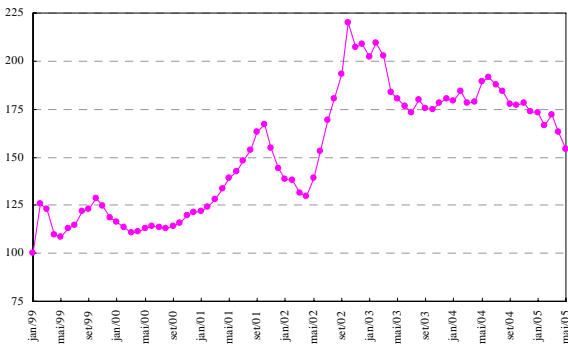
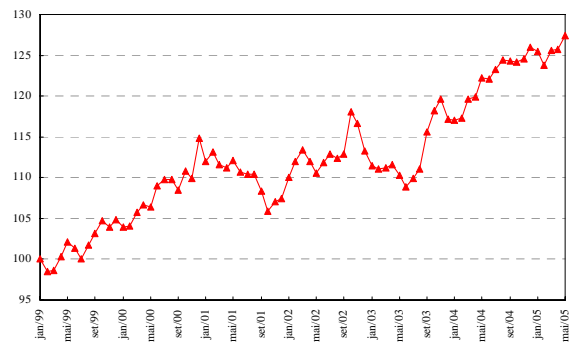


Gráfico A 10: Produção industrial brasileira



APÊNDICE II: MODELOS ESTIMADOS E SEUS RESÍDUOS

Tabela A 1: Vetor de correção de erros estimado para os preços das exportações

Sample(adjusted): 1999:06 2005:05

Included observations: 72 after adjusting endpoints

t-statistics in []

Error Correction:	D(LPX)	D(LCUSTO)	D(LCAMB)	D(LPINDM)
CointEq1	-0.385830 [-4.54644]	-0.106999 [-1.51498]	-0.657103 [-2.23031]	-0.004217 [-0.05377]
D(LPX(-1))	0.139013 [1.20549]	0.120401 [1.25456]	0.175503 [0.43838]	-0.118932 [-1.11605]
D(LPX(-2))	0.174848 [1.42093]	-0.203530 [-1.98743]	-0.127044 [-0.29739]	0.143120 [1.25861]
D(LPX(-3))	-0.137238 [-1.19195]	-0.079266 [-0.82722]	-0.668895 [-1.67340]	-0.075685 [-0.71134]
D(LPX(-4))	0.064034 [0.56373]	0.133505 [1.41224]	0.198171 [0.50252]	-0.094434 [-0.89964]
D(LCUSTO(-1))	-0.292793 [-1.65465]	0.315661 [2.14347]	-0.717622 [-1.16815]	0.103840 [0.63502]
D(LCUSTO(-2))	0.106152 [0.56794]	0.277353 [1.78304]	0.092706 [0.14287]	0.085557 [0.49535]
D(LCUSTO(-3))	-0.023627 [-0.13880]	-0.191802 [-1.35391]	0.264014 [0.44675]	0.158659 [1.00862]
D(LCUSTO(-4))	0.023123 [0.18207]	0.137116 [1.29726]	-0.489960 [-1.11123]	-0.175631 [-1.49647]
D(LCAMB(-1))	0.130954 [2.73600]	0.164546 [4.13080]	0.579741 [3.48889]	0.016497 [0.37297]
D(LCAMB(-2))	0.017569 [0.31165]	0.090651 [1.93216]	0.281748 [1.43958]	-0.023444 [-0.45002]
D(LCAMB(-3))	0.096796 [1.90422]	0.029963 [0.70826]	0.101445 [0.57484]	-0.095982 [-2.04330]
D(LCAMB(-4))	0.055589 [1.28357]	0.010959 [0.30404]	0.308742 [2.05344]	0.000827 [0.02067]
D(LPINDM(-1))	-0.297202 [-1.82704]	0.135092 [0.99788]	-0.226665 [-0.40136]	-0.032595 [-0.21683]
D(LPINDM(-2))	-0.179715 [-1.17346]	-0.082316 [-0.64583]	-0.663210 [-1.24737]	-0.169797 [-1.19976]
D(LPINDM(-3))	-0.281336 [-1.77949]	-0.042092 [-0.31991]	-0.680796 [-1.24035]	-0.118490 [-0.81102]
D(LPINDM(-4))	-0.025360 [-0.16946]	0.283872 [2.27927]	-0.734369 [-1.41349]	0.328423 [2.37484]
R-squared	0.453042	0.660783	0.295862	0.295020
Adj. R-squared	0.293927	0.562101	0.091022	0.089934
F-statistic	2.847257	6.696125	1.444358	1.438522
Akaike AIC	-5.873950	-6.241220	-3.384656	-6.031811
Schwarz SC	-5.336404	-5.703674	-2.847110	-5.494264
Determinant Residual Covariance				1.45E-15
Log Likelihood				860.1596
Log Likelihood (d.f. adjusted)				821.3756
Akaike Information Criteria				-20.81599
Schwarz Criteria				-18.53932

Gráfico A 11: Resíduos do modelo para os preços das exportações

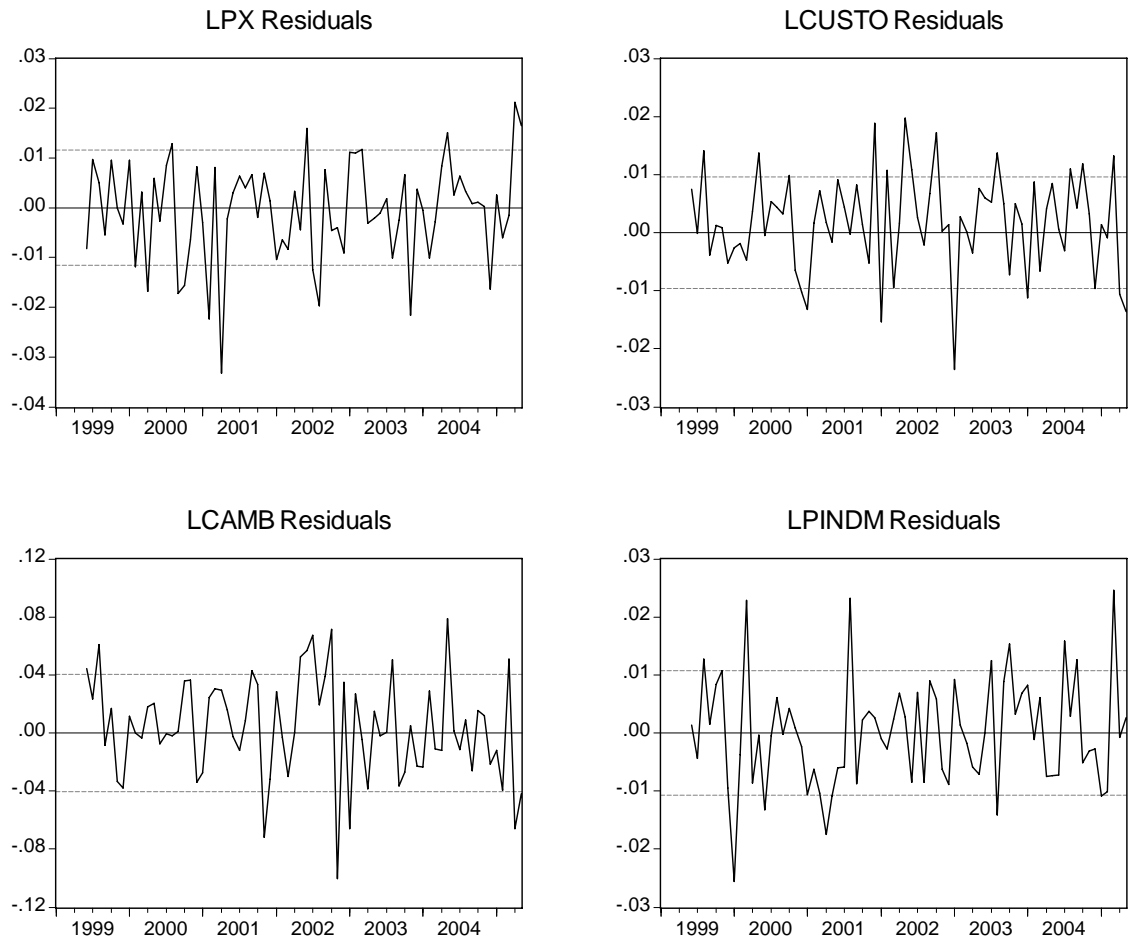


Gráfico A 12: Autocorrelação dos resíduos do modelo para os preços das exportações

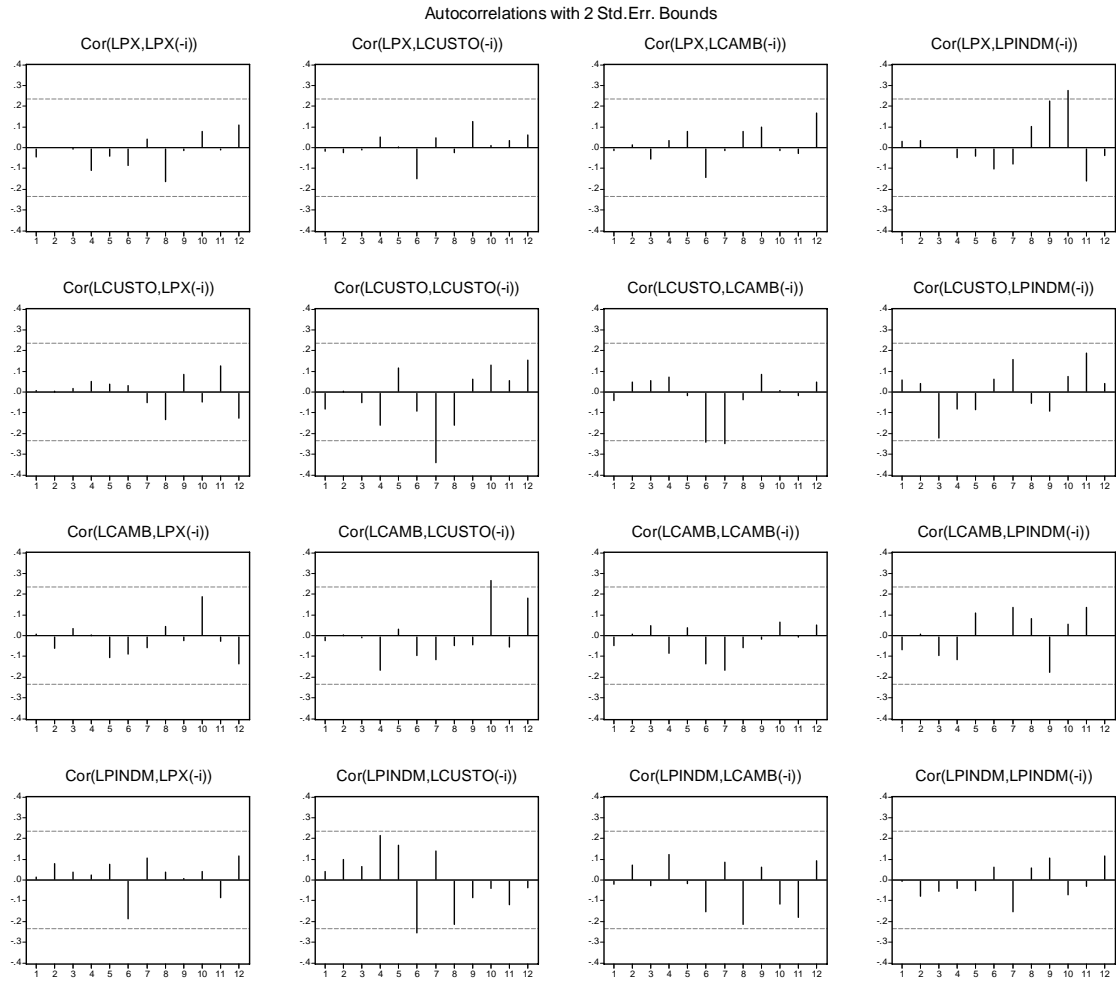


Tabela A 2: Vetor de correção de erros estimado para os preços das importações

Sample(adjusted): 1999:03 2005:05

Included observations: 75 after adjusting endpoints

t-statistics in []

Error Correction:	D(LIPA)	D(LCAMB)	D(LPINDBR)	D(LPM)
CointEq1	-0.038209 [-3.38309]	-0.202398 [-3.88778]	0.055338 [2.83205]	0.003670 [0.15460]
D(LIPA(-1))	0.426846 [5.58079]	-0.991842 [-2.81331]	-0.023964 [-0.18110]	0.110824 [0.68942]
D(LCAMB(-1))	0.062401 [2.62351]	0.150859 [1.37598]	0.073096 [1.77628]	-0.055318 [-1.10657]
D(LPINDBR(-1))	0.075487 [1.13485]	-0.514402 [-1.67773]	0.079840 [0.69378]	0.005944 [0.04252]
D(LPM(-1))	0.118516 [2.01268]	0.452346 [1.66655]	-0.149734 [-1.46977]	-0.163247 [-1.31908]
C	0.005519 [3.96830]	0.015703 [2.44932]	0.003348 [1.39126]	0.001357 [0.46439]
R-squared	0.674493	0.274148	0.125143	0.059469
Adj. R-squared	0.650905	0.221550	0.061747	-0.008685
F-statistic	28.59537	5.212146	1.974001	0.872567
Akaike AIC	-6.658418	-3.602196	-5.562067	-5.172907
Schwarz SC	-6.473019	-3.416797	-5.376668	-4.987508
Determinant Residual Covariance		4.51E-15		
Log Likelihood		825.5469		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		813.0397		
Akaike Information Criteria		-20.93439		
Schwarz Criteria		-20.06920		

Gráfico A 13: Resíduos do modelo para os preços das importações

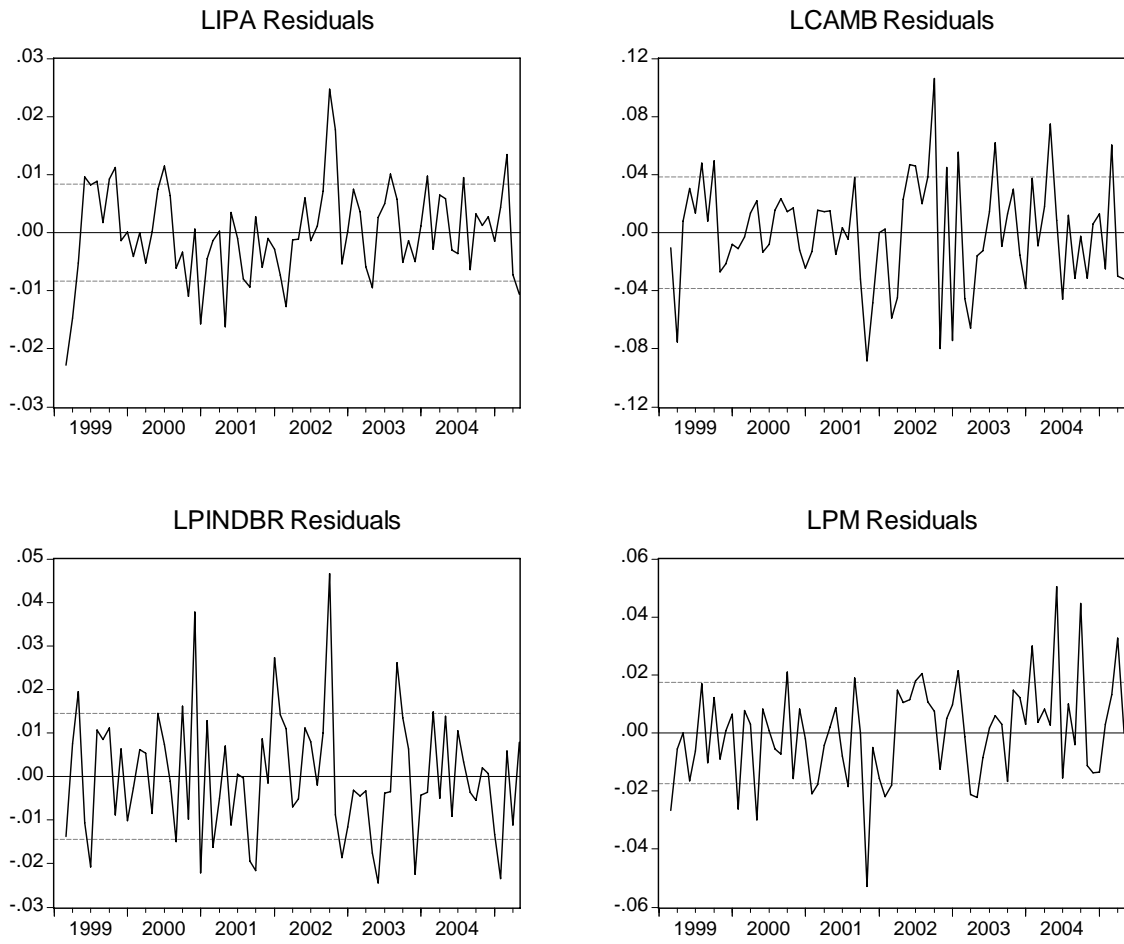


Gráfico A 14: Autocorrelação dos resíduos do modelo para os preços das importações

