

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS – UNISINOS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
NÍVEL MESTRADO

ARGOS UNILDO MAZZOTTI

**EQUAÇÕES DE OFERTA E DEMANDA POR  
EXPORTAÇÕES DO BRASIL: UM ESTUDO  
COMPARATIVO DO SETOR DE MADEIRA E MÓVEIS**

São Leopoldo  
2008

Argos Unildo Mazzotti

**EQUAÇÕES DE OFERTA E DEMANDA POR  
EXPORTAÇÕES DO BRASIL: UM ESTUDO  
COMPARATIVO DO SETOR DE MADEIRA E MÓVEIS**

Dissertação apresentada à  
Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS,  
como requisito parcial para a obtenção do  
título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo

Co-orientador: Prof. Dr. Igor Alexandre Clemente de Morais

São Leopoldo  
2008

Ficha Catalográfica

M478e Mazzotti, Argos Unildo

Equações de oferta e demanda por exportações do Brasil: um estudo comparativo do setor de madeira e móveis / por Argos Unildo Mazzotti. – 2008.

82 f. : il. ; 30cm.

Dissertação (mestrado) — Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2008.

“Orientação: Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo, Ciências Econômicas; Co-orientador: Prof. Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes, Ciências Econômicas”.

1. Exportação. 2. Indústria moveleira – Exportação. 3. Exportação – Oferta. 4. Exportação – Demanda. 5. Mecanismo – Correção de erros. I. Título.

CDU 339.564

ARGOS UNILDO MAZZOTTI

EQUAÇÕES DE OFERTA E DEMANDA POR EXPORTAÇÕES DO BRASIL:  
UM ESTUDO COMPARATIVO DO SETOR DE MADEIRA E MÓVEIS

Dissertação apresentada à Universidade  
do Vale do Rio dos Sinos – Unisinos,  
como requisito parcial para obtenção do  
título de Mestre em Economia.

Aprovado em

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Honorio Kume - UERJ/IPEA

---

Prof. Dr. Roberto Camps de Moraes - UNISINOS

---

Prof. Dr. Divanildo Triches - UNISINOS

Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo (Orientador)

Visto e permitida a impressão

São Leopoldo,

Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo  
Coordenador Executivo PPG em Economia

## **AGRADECIMENTOS**

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer ao professor André Filipe Zago de Azevedo pelo privilégio de tê-lo como orientador e pela valiosa contribuição em todos os momentos de minha vida acadêmica na UNISINOS.

Agradeço ao meu co-orientador, professor Igor Alexandre Clemente de Moraes, pelo essencial auxílio econométrico e por esclarecer inúmeras dúvidas na elaboração deste estudo.

Agradeço aos professores Roberto Camps de Moraes, Divanildo Triches, Tiago Wickstrom Alves e Honorio Kume pelas preciosas sugestões a respeito deste trabalho.

Agradeço à secretaria do departamento de pós-graduação, nas pessoas de Alessandra Simone Madalosso de Freitas e Maristela Kirst de Lima Girola pelo auxílio no relacionamento acadêmico com a UNISINOS.

Agradeço aos meus colegas de mestrado pela amizade e companheirismo em todos os momentos de convivência.

Finalmente, agradeço à minha família, em especial à minha esposa, meu pai e minha mãe, pela ajuda e estímulo em todos os momentos.

## RESUMO

Esta dissertação trata da estimação das equações de exportação para o total da economia brasileira e para o setor madeira e mobiliário do Brasil, a partir de dados trimestrais, no período entre 1985 e 2006. Os procedimentos econométricos utilizam o conceito de co-integração de Johansen associado a um modelo de correção de erros. É dada especial atenção a um possível problema de instabilidade dos parâmetros resultante, principalmente, do impacto da abertura comercial no início do período, das mudanças associadas ao Plano Real e da elevação nos preços de exportação no final do período. Um dos aspectos mais interessantes, relacionado com a abertura comercial brasileira, está presente na demanda por exportações onde a renda externa passa a ter uma importância relativa muito maior ao longo do período quando comparada ao câmbio. Esta mudança está presente no âmbito do setor madeira e mobiliário, mas também é destaque no agregado. Outro resultado importante, agora no lado da oferta por exportações, mostra a relação de significância entre as principais fontes de rentabilidade do exportador - os preços de exportação e o câmbio. No caso dos preços de exportação, tanto o setor quanto o agregado apresentam aumento de influência dessa variável na parte final do período de estimação. Já o câmbio apresenta aumento de importância para o setor e diminuição para o agregado. Nas estimações de curto prazo, destaca-se a ocorrência do “efeito em J” tanto nas equações de oferta quanto nas equações de demanda. Além disso, na demanda ocorrem impactos de curto prazo também na variável de renda externa tanto para o agregado quanto para o setor. Nas equações de oferta de curto prazo há um choque significativo nos preços de exportação do agregado e um impacto relevante para o setor ocorre no câmbio. Nota-se ainda que os ajustamentos a desequilíbrios de longo prazo ocorrem mais rapidamente no agregado do que no setor.

**Palavras-chave:** Exportação; Equações de oferta de exportações; Equações de demanda por exportações; Co-integração; Mecanismo de Correção de Erros; Madeira e mobiliário.

## **ABSTRACT**

This dissertation is about the estimation of export equations for both Brazilian total economy and Brazilian wood-furniture sector, using quarterly data, from 1985 to 2006. The econometric procedures use the Johansen's co-integration concept associated to an error-correction model. Special attention is dedicated to a possible problem of instability in parameters resulting, mainly, from the impact of the opening trade in the beginning of the period, from changes associated to the Real Plan and from the raise of the export prices in the end of the period. One of the most interesting aspects, related to the Brazilian trade opening, occurs in the export demand where the foreign income starts to have relatively higher importance along the period when compared to the exchange rate. This change is present in the ambit of the wood-furniture sector, but it also stands out for the aggregate. Another important result, now related to export supply, shows the relation of significance between the main sources of exporter's profit – export prices and exchange rate. In the case of export prices, both the sector and the aggregate show increase of influence of this variable in the final part of the estimation period. However, the exchange rate shows increase in importance for the sector and decrease for the aggregate. In the short run estimations, a "J curve" stands out in both supply and demand equations. Besides, the demand also shows short run impacts on the external income variable for the aggregate and sector as well. In the short run supply equations there is a significant shock in the aggregate export prices and a relevant impact on the sector occurs in the exchange rate. It is still noticed that adjustments on the long run disequilibrium are faster in aggregate than in sector.

**Key-words:** Export; Export supply equations; Export demand equations; Co-integration; Error-Correction Mechanism; Wood and furniture.

**JEL classification:** C22, Time-Series Models. F14, Country and Industry Studies of Trade.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1: Estudo comparativo sobre funções de exportação no Brasil.....	37
Tabela 4.1: Teste de Raiz Unitária Sazonal .....	47
Tabela 4.2: Teste de Raiz Unitária ADF .....	48
Tabela 4.3: Teste de Raiz Unitária na Presença de Quebra Estrutural.....	49
Tabela 4.4: Oferta: Estimação de $qx$ por MQO .....	50
Tabela 4.5: Oferta: Estimação de $qx$ por MQO, com <i>dummies</i> .....	51
Tabela 4.6: Oferta Total: Teste de co-integração de Johansen.....	52
Tabela 4.7: MCE para oferta de exportações $\Delta qx$ .....	53
Tabela 4.8: Oferta: Estimação de $qx_{13}$ por MQO .....	54
Tabela 4.9: Oferta: Estimação de $qx_{13}$ por MQO, com <i>dummies</i> .....	55
Tabela 4.10: Oferta Setorial: Teste de co-integração de Johansen .....	56
Tabela 4.11: MCE para oferta de exportações $\Delta qx_{13}$ .....	56
Tabela 4.12: Demanda: Estimação de $qx$ por MQO .....	58
Tabela 4.13: Demanda: Estimação de $qx$ por MQO, com <i>dummies</i> .....	59
Tabela 4.14: Demanda Total: Teste de co-integração de Johansen.....	60
Tabela 4.15: MCE para demanda por exportações $\Delta qx$ .....	60
Tabela 4.16: Demanda: Estimação de $qx_{13}$ por MQO .....	61
Tabela 4.17: Demanda: Estimação de $qx_{13}$ por MQO, com <i>dummies</i> .....	62
Tabela 4.18: Demanda Setorial: Teste de co-integração de Johansen.....	64
Tabela 4.19: MCE para demanda por exportações $\Delta qx_{13}$ .....	64

## LISTA DE FIGURAS

Gráfico 2.1: Tarifa nominal média das importações brasileiras.....	18
Gráfico 2.2: Balança Comercial do Brasil.....	22
Gráfico 2.3: Exportações totais: Valores correntes e variação anual.....	23
Gráfico 2.4: Quantum e Preço - Exportações Totais.....	24
Gráfico 2.5: Produção Física: Indústria Geral-Madeira-Mobiliário.....	27
Gráfico 2.6: Quantum e Preço - Exportações Madeira e Mobiliário.....	28

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF - *Augmented Dickey-Fuller*  
ADL - *Augmented Distributed Lags*  
ALCA - Área de Livre Comércio das Américas  
ALICE - Sistema de Análise das Informações de Comércio via internet  
BLS - *Bureau of Labor Statistics*  
CGIR - Coordenação Geral de Integração Regional  
CUSUM - *Cumulative Sum of the Recursive Residuals*  
DEINT - Departamento de Negociações Internacionais  
FGV - Fundação Getúlio Vargas  
FMI - Fundo Monetário Internacional  
FOB - *Free on Board*  
FUNCEX - Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior  
HEGY test - *Hylleberg, Engle, Granger and Yoo test*  
IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística  
IIN - Independente, idêntico e normal (propriedade dos erros aleatórios)  
IMF/IFS - *International Monetary Fund/International Financial Statistics*  
INPC - Índice Nacional de Preços ao Consumidor  
IPA - Índice de Preços por Atacado  
IPA-OG - Índice de Preços por Atacado - Oferta Global  
IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada  
IPI - Imposto sobre Produtos Industrializados  
MCE - Mecanismo de Correção de Erros  
MDIC - Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior  
MQO - Mínimos Quadrados Ordinários  
NCM - Nomenclatura Comum do Mercosul  
OMC - Organização Mundial do Comércio  
PACE - Política Ativa de Comércio Exterior  
PIB - Produto Interno Bruto  
PIM-PF - Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física  
Proex - Programa de Financiamento às Exportações  
P&D – Pesquisa e desenvolvimento  
RAIS - Relação Anual das Informações Sociais  
SECEX - Secretaria de Comércio Exterior  
Siscomex - Sistema Integrado de Comércio Exterior  
SITC - *Standard International Trade Classification*  
TEC - Tarifa Externa Comum  
VAR - *Vector Autoregressive*  
VCE<sub>t-1</sub> - Coeficiente de Ajustamento do MCE  
VECM - *Vector Error Correction Model*  
X<sup>D</sup> - Demanda por exportações  
X<sup>S</sup> - Oferta de exportações

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	11
2. LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL: TEORIA E PRÁTICA BRASILEIRA.....	14
2.1. Argumentos favoráveis à liberalização comercial.....	14
2.2. A liberalização comercial no Brasil.....	15
2.3. Exportações totais brasileiras (1985-2006) .....	22
2.4. Produção e exportações do setor madeira e mobiliário (1985-2006).....	25
3. ASPECTOS EMPÍRICOS: AS EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO .....	30
3.1. Estudos sobre equações de exportação no Brasil .....	30
3.1.1. Os modelos econométricos.....	30
3.1.2. As equações básicas e considerações econométricas .....	31
3.1.3. Literatura sobre equações de exportação no Brasil .....	34
3.2. Descrição das variáveis utilizadas.....	38
3.3. Abordagem econométrica .....	41
4. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES .....	47
4.1. Testes de raiz unitária .....	47
4.2. Equações da oferta de exportações.....	50
4.2.1. Oferta de exportações totais .....	50
4.2.2. Oferta de exportações madeira e mobiliário.....	54
4.3. Equações da demanda por exportações.....	57
4.3.1. Demanda por exportações totais.....	58
4.3.2. Demanda por exportações madeira e mobiliário .....	61
5. CONCLUSÃO.....	66
REFERÊNCIAS.....	70
ANEXO A – Tabelas.....	74
ANEXO B – Gráficos das séries.....	77
ANEXO C – Gráficos recursivos.....	79
ANEXO D – Fontes dos dados.....	82

## 1. INTRODUÇÃO

A crescente tendência em favor da integração mundial evidencia a importância do comércio entre os países, que buscam incrementar as suas trocas para obterem uma maior participação no mercado global. Ressalta-se que um aumento no nível de comércio pode influenciar positivamente a geração de empregos e a renda da população. Segundo Krugman e Obstfeld (2005, p. 41): “O motivo fundamental pelo qual o comércio beneficia potencialmente um país é que ele expande as escolhas da economia. Essa expansão de escolhas significa que é sempre possível redistribuir renda de tal modo que todos saiam ganhando com o comércio”. Destaca-se, assim, o importante papel das exportações como elemento de alavancagem de emprego e renda. Desta forma, manifesta-se a necessidade de melhor mensuração dos principais determinantes do desempenho exportador brasileiro<sup>1</sup>.

Desde o início dos anos 1980, houve um aumento do interesse pelo estudo das implicações econômicas do comércio brasileiro com o resto do mundo. Neste sentido, alguns trabalhos esforçaram-se na estimação das equações de importação e exportação do país para fins de análise de política econômica. Com a abertura comercial, a partir do final da década de 1980, esse interesse fortaleceu-se. Vários trabalhos foram desenvolvidos, com inúmeros enfoques, utilizando dados agregados e desagregados, alguns abordando apenas as importações, outros apenas as exportações, com regressões em equações estruturais ou na forma reduzida. Observando-se esse esforço, nota-se claramente uma melhoria nas técnicas econométricas utilizadas, muito em função das ferramentas computacionais e dos dados disponíveis, possibilitando uma análise mais profunda e sólida dessa sistemática.

Um assunto recorrente no meio empresarial e nos círculos acadêmicos é a questão da influência do câmbio sobre o comércio exterior. Na história econômica do Brasil é possível identificar diversos períodos de câmbio com estrutura de flutuação livre, com intervenções administradas e com taxas múltiplas. Com tantas modificações, é natural supor que se veja, no caso brasileiro, forte apelo para questões de competitividade cambial. Mas, mesmo com o câmbio valorizado, em

---

<sup>1</sup> O Brasil representou uma parcela de 1,15% das exportações mundiais de mercadorias em 2006 [SECEX/MDIC (2007)].

especial na década de 2000, o Brasil alcançou excelentes níveis na exportação de produtos, com saldos positivos na balança comercial<sup>2</sup>. Ao mesmo tempo, cabe destacar a renda mundial como variável importante e fonte de influência na determinação dos níveis de comércio internacional. Assim, o conhecimento das elasticidades relacionadas às equações de exportações pode auxiliar na determinação da verdadeira influência destas variáveis explicativas sobre o comércio e na tomada de decisão sobre produção e comercialização. Além desses argumentos, cabe ressaltar a significativa importância do impacto dos preços sobre as exportações do setor de madeira e mobiliário do país<sup>3</sup>. É importante notar que nos últimos anos esse segmento no Brasil sofreu dificuldades com o real valorizado, já que é de sua característica ser um setor exportador.

Devido à necessidade de aprofundar o tema, o objetivo geral desta dissertação é estimar, através de métodos econométricos, equações de demanda e de oferta de exportações totais brasileiras e do setor de madeira e mobiliário do Brasil, que possam ser utilizadas na previsão e análise de políticas econômicas. A estimação das equações de exportações pode dar uma indicação *ex-ante* do efeito das políticas comerciais e cambiais sobre a balança comercial e do comportamento futuro do comércio externo.

Assim, o foco do estudo terá uma abordagem quantitativa, utilizando séries de dados trimestrais sem ajuste sazonal, agregados e setoriais, abrangendo o período entre o primeiro trimestre de 1985 até o quarto trimestre de 2006. As variáveis serão transformadas em índice e a forma funcional utilizada será a log-linear. Para tanto, será utilizado um modelo econométrico de correção de erros, que possibilitará a análise e comparação das elasticidades de longo prazo e da dinâmica de ajustamento de curto prazo.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais quatro capítulos. O capítulo 2 descreve a política comercial brasileira recente (1985 a 2006) e o setor da madeira e mobiliário do mesmo período, com ênfase no seu desempenho comercial

---

<sup>2</sup> Em 2006, o Brasil obteve um superávit comercial de US\$ 46,4 bilhões, apresentando um aumento de aproximadamente 17% no valor de suas exportações em relação ao ano anterior. Por outro lado, o quantum exportado não apresentou o mesmo desempenho, com um crescimento de aproximadamente 3% [SECEX/MDIC (2007)].

<sup>3</sup> As exportações do setor moveleiro, que vinham crescendo de forma consistente nos últimos anos, apresentaram uma queda em 2006 de 2,4%, em valores correntes, em relação a 2005. Já as exportações do setor madeira, que também vinham apresentando crescimento consistente nos últimos anos, ficaram praticamente estagnadas no período 2005-2006, com crescimento médio anual de 1,9%, em valores correntes. [SECEX/MDIC (2007)].

exportador. O capítulo 3 apresenta uma revisão de literatura sobre equações de exportação no Brasil, mostrando as especificações econométricas mais usuais e uma comparação entre seus resultados. O capítulo 4 estima as equações de demanda e de oferta de exportações do Brasil e do setor de madeira e mobiliário. O capítulo 5 apresenta as conclusões.

## **2. LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL: TEORIA E PRÁTICA BRASILEIRA**

### **2.1. Argumentos favoráveis à liberalização comercial**

Ao longo das últimas décadas houve um avanço no processo de abertura comercial entre os países. Alguns autores descrevem este período como sendo a segunda onda de globalização, em contraste com a primeira, ocorrida entre o final do século XIX e a Primeira Guerra Mundial<sup>4</sup>. No Brasil, essa abertura tomou força em 1988 e continuou nos anos seguintes com uma série de medidas implantadas pelo governo visando à redução das restrições ao comércio internacional. Devido à importância desse assunto, diversos estudos foram iniciados a fim de determinar as implicações dessas mudanças. Mas até que ponto a liberalização comercial é importante?

Os argumentos baseados no conceito de vantagem comparativa, de Ricardo e de Heckscher-Ohlin, mostram os benefícios associados ao processo de liberalização comercial, pois os países estariam se especializando naqueles produtos em que seriam relativamente mais eficientes. Os países tenderiam a exportar bens em que possuem produtividade relativamente alta e bens intensivos nos fatores cuja oferta seria abundante. Assim, os ganhos oriundos da melhor alocação dos recursos produtivos da economia, em conjunto com o comércio internacional, têm um forte impacto sobre a renda de um país.

A nova teoria do comércio internacional ampliou o espectro de benefícios associados à liberalização comercial. Segundo Moreira e Correa (1997), os novos argumentos a favor do livre comércio apontam para ganhos em relação à diversidade dos produtos, eficiência técnica e de escala e decorrentes de menores incentivos para atividades improdutivas, fruto da menor intervenção governamental em economias abertas. Quanto à diversidade de produtos, nenhum país pode, isoladamente, produzir gama tão variada de produtos quanto aqueles oferecidos pelo comércio internacional. Isso traria ganhos de bem-estar e eficiência na medida em que o produtor teria acesso a insumos e bens mais especializados. No caso de eficiência técnica, um movimento em direção ao livre comércio traria ganhos na medida em que, em mercados protegidos, faltam incentivos concorrenciais para que

---

<sup>4</sup> Ver Baldwin e Martin (1999) para maiores detalhes sobre estas duas ondas de globalização.

as firmas cortem custos e elevem a produtividade, com implicações negativas sobre o bem-estar. Os ganhos de escala seriam provenientes do ajuste das firmas em direção a volumes de produção mais eficientes, em função da maior competição e ampliação do mercado.

Há ainda argumentos em favor do livre comércio associados ao crescimento econômico. Moreira e Correa (1997) destacam a idéia de que o comércio internacional afetaria o crescimento econômico por meio do ritmo do progresso técnico, através de 4 canais principais. O primeiro é que o fluxo de idéias associado ao comércio internacional expande a base tecnológica de cada país, reduzindo o custo de inovação. O segundo canal aponta que a competição internacional pressiona os empresários no sentido da inovação, ao mesmo tempo em que evita duplicação de gastos com P&D em nível mundial. O terceiro mostra que a integração comercial aumenta o mercado potencial em que as firmas operam, criando a possibilidade de exploração de economias de escala associadas aos gastos em P&D. Finalmente, no quarto canal, o mercado levará os setores produtivos locais a se especializarem, se os países apresentarem dotação de fatores diferentes.

Por outro lado, Krugman e Obstfeld (2005) afirmam que o debate sobre quanto comércio permitir assumiu grande importância a partir de 1990. Nesta época vários acordos de livre comércio foram negociados, dentre eles, o Acordo de Livre Comércio da América do Norte, aprovado em 1993, e o acordo da Rodada do Uruguai, que deu impulso à criação da Organização Mundial do Comércio em 1994. Desde então, um movimento político contrário à globalização ganhou vários adeptos, com ideologias protecionistas novas e tradicionais<sup>5</sup>.

## **2.2. A liberalização comercial no Brasil**

A economia brasileira do período entre a década de 1930 e o final dos anos 1970 caracterizou-se pelo modelo de substituição de importações, o que implicava

---

<sup>5</sup> Nesta linha, Moreira e Correa (1997) também apontam ressalvas aos argumentos de livre comércio. O primeiro aspecto é que as firmas e indústrias teriam dificuldades em acessar mercados devido à estrutura oligopolista dos setores que apresentam retornos crescentes de escala. Além disso, com economias de escala há uma significativa vantagem para aquelas firmas que se estabelecem primeiro no mercado, pela diferença de aprendizado, principalmente em setores de tecnologia complexa. Os autores alertam ainda que um mercado de capitais desenvolvido é fundamental para garantir bons resultados ao livre comércio, característica nem sempre presente em países com baixo desenvolvimento.

um baixo grau de abertura comercial ao exterior. O objetivo era proteger a indústria nacional de modo que o país pudesse se industrializar e, posteriormente, concorrer em igualdade com setores externos tecnologicamente mais avançados<sup>6</sup>.

Após a crise da dívida externa, a restrição às importações foi intensificada, não mais devido a uma estratégia de industrialização, mas à necessidade de se gerar saldos positivos na balança comercial<sup>7</sup>. As importações, que já eram baixas, foram ainda mais comprimidas [Oliveira Junior (2000)]. Por outro lado, as exportações eram estimuladas. Segundo Pinheiro *et al* (1993), os incentivos às exportações no início da década de 1980 correspondiam a 45,1% do total exportado de produtos manufaturados, predominantemente em incentivos financeiros e crédito prêmio de IPI.

A partir de 1983, os incentivos às exportações resultariam principalmente de programas de importação bastante favoráveis que eram permitidos a empresas exportadoras. Segundo Veiga (2002) a existência de um viés antiexportador decorrente da política comercial pode ser avaliada pela comparação entre os incentivos à produção para o mercado interno e os que se aplicam à produção para a exportação: o viés antiexportador existe em uma dada economia quando os incentivos às vendas domésticas superam os estímulos à exportação. Barreiras tarifárias e não-tarifárias generalizadas encarecem os custos de produção das exportações pela sua influência nos custos dos insumos utilizados nas cadeias produtivas de setores ligados à exportação. Desta forma, a diminuição do protecionismo na economia brasileira colaborou em diminuir o viés antiexportador no Brasil.

A política comercial brasileira sofreu profundas alterações a partir do final da década de 1980. Pelo lado das exportações, houve um crescimento bastante modesto entre 1990 e 2000. De acordo com os dados da tabela 2.2 do anexo A, neste período as exportações totais cresceram 5,8% ao ano, mas com uma diferença significativa entre esses anos. De 1991 a 1997 a expansão foi de 9% ao ano e de 1998 a 2000 o crescimento reduziu-se para 3,8% ao ano. Markwald (2001) destaca dois aspectos relevantes relacionados às exportações. O primeiro é um forte incremento na base exportadora, que passou de 8,5 mil empresas (industriais e

---

<sup>6</sup> Para mais detalhes sobre o modelo de substituição de importações no Brasil, ver Barbosa (2007).

<sup>7</sup> A crise da dívida externa foi uma sucessão de problemas econômicos que atingiu a América Latina, inclusive o Brasil, após a declaração de moratória da dívida externa pelo governo do México em agosto de 1982.

não industriais) em 1990 para 16 mil no ano 2000, concentrado principalmente no início e no final da década, fenômeno ligado às desvalorizações cambiais de 1991-92 e 1999. O segundo aspecto é a mudança observada na intensidade tecnológica de nossas exportações de produtos industrializados. A participação dos produtos manufaturados de alta e média-alta intensidade tecnológica pulou de 22% em 1990, para mais de 35% em 2000, fenômeno que se tornou possível devido ao acesso a insumos e componentes externos em razão da abertura comercial.

De acordo com Pinheiro *et al* (1993), os incentivos à exportação no início da década de 1990 estavam ligados a políticas de financiamentos pré-embarque e pós-embarque, principalmente com recursos do Programa de Financiamento às Exportações (Proex), apoiado por medidas introduzidas pela Política Ativa de Comércio Exterior (PACE), destinado a incentivar as exportações brasileiras. Quanto aos incentivos fiscais, foram instituídas isenções de IPI nas vendas internas de empresas com contratos de exportação e foi permitido que créditos de IPI não aproveitados fossem transferidos para outras empresas. Foram implementados também, nesta época, alguns procedimentos administrativos para facilitar os trabalhos de exportação como, por exemplo, o Sistema Integrado de Comércio Exterior (Siscomex) para viabilizar a integração computadorizada de órgãos federais com agentes exportadores. Adotou-se ainda a simplificação de procedimentos aduaneiros e a consolidação da legislação em uma lei única de exportação.

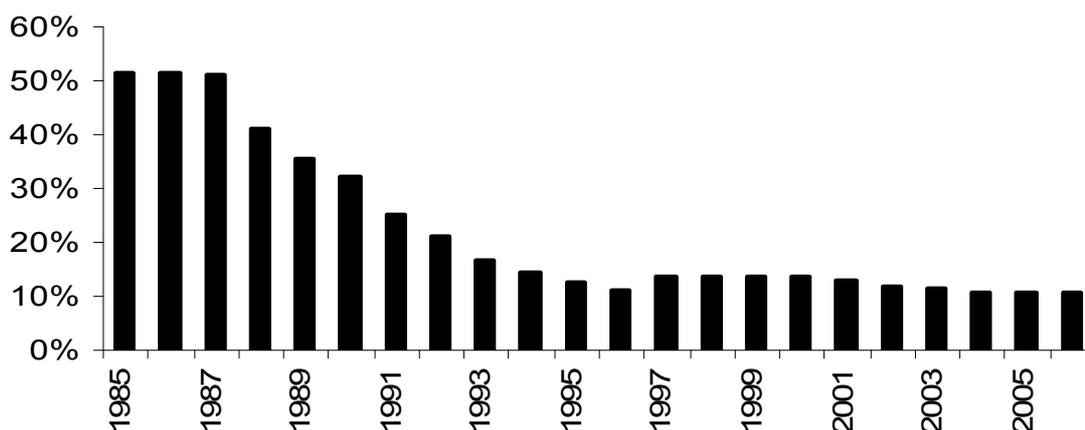
Markwald (2001) calculou a evolução do coeficiente de exportação da indústria ao longo da década de 1990 e registrou um incremento bastante expressivo de 4,6 pontos percentuais. O comportamento do coeficiente registrou crescimento de forma persistente em um primeiro momento em virtude da elevação dos preços e do quantum (1990-1994). Em seguida, há uma contração das exportações devido à expansão da atividade interna e apreciação cambial (1994-1996) e o coeficiente apresenta tendência de queda. Em 1997-1998, o coeficiente volta a crescer acompanhando a evolução do quantum, enquanto os preços de exportação caem. Em 1999, as exportações sofrem queda e o coeficiente cai voltando a crescer no ano seguinte.

Quanto às importações, depois de um longo período de fechamento do mercado, o país iniciou um processo de liberalização comercial com a redução de tarifas de importação (ver gráfico 2.1 abaixo e tabela 2.1 no anexo A) e eliminação de determinadas barreiras não-tarifárias. O processo de abertura comercial

apresentou momentos de forte avanço e outros de estagnação e até mesmo retrocesso. O principal período de liberalização compreende os anos de 1988 até 1996 e é dividido pela literatura em três etapas [p.ex.: Kume (1996); Moreira e Correa (1997); Azevedo e Portugal (1998)].

A primeira etapa, entre 1988 e 1989, caracterizou-se por uma alteração pequena na estrutura tarifária. Neste período foi abolida a maior parte dos regimes especiais de importação, unificaram-se os principais tributos incidentes sobre as compras externas e reduziram-se levemente o nível e a variação do grau de proteção tarifária da indústria local. A tarifa média passou de 51,3% para 35,5%, a modal passou de 30% para 40%, e a amplitude que era de 0-105% passou a 0-85%. O desempenho das importações durante a primeira fase do processo de liberalização comercial está extremamente relacionado com o início da flexibilização das restrições comerciais e com o desempenho macroeconômico verificado no período. Em 1989, após seis anos de estagnação, o valor das importações brasileiras apresentou um crescimento de 25%. O desempenho das importações neste último ano da década reflete a volta do crescimento econômico (o PIB se elevou em 3,2%), a valorização cambial decorrente do Plano Verão e a queda da tarifa de importação média e modal [Azevedo e Portugal (1998)].

**Gráfico 2.1:**  
**Tarifa nominal média das importações brasileiras (1985-2006)**



**Fonte: MDIC/SECEX/DEINT/CGIR**

A segunda fase teve início em 1990 com a definição de novas diretrizes para a política industrial e de comércio exterior. Segundo Moreira e Correa (1997), a maior parte das barreiras não-tarifárias foi extinta e definiu-se um cronograma de redução gradual das tarifas de importação. Apesar da desaceleração da economia

provocada pelo Plano Collor I, quando o PIB real declinou 5% nos três primeiros anos da década e da desvalorização real do câmbio, o volume importado cresceu em função da abertura comercial. Em meados de 1993, a tarifa média chegava a 16,5%, a modal passou a 20% e a amplitude a 0-55%.

A terceira etapa do processo de liberalização comercial teve início em julho de 1994 com o Plano Real. No início desta fase houve mais uma queda na alíquota média da tarifa nominal de importação e uma diminuição das tarifas de produtos com peso nos índices de preços, além da antecipação da Tarifa Externa Comum (TEC) de janeiro de 1995 para setembro de 1994 [Azevedo e Portugal (1998)]. Em 1994 a tarifa média passou a 14,3% e a amplitude foi de 0-40%. De acordo com Kume (1996), a partir de meados de 1994 a condução da política de importações esteve crescente e fortemente dominada pelo objetivo de garantir o sucesso da estabilização de preços, resultando em uma escalada de iniciativas destinadas a ampliar a abertura comercial.

No início de 1995, com a trajetória crescente das importações e com a entrada de capitais externos após a implantação do Plano Real, ocorreu uma forte valorização cambial e um desequilíbrio nas contas externas. Houve o surgimento de déficits comerciais recorrentes e dificuldades de acesso a financiamentos externos devido à crise mexicana. Associada a estes fatos estava a perda da autonomia de condução da política tarifária devido às regras estabelecidas tanto pelo Mercosul como pela Organização Mundial do Comércio. Como consequência, o governo brasileiro incluiu uma série de produtos na lista de exceções do Mercosul e buscou novamente a adoção de restrições não-tarifárias como a exigência de certificados de qualidade para os produtos importados [Kume (1996)].

No segundo semestre de 1996, o governo reassumiu uma postura liberalizante, tanto em função da pressão exercida pelos seus parceiros do Mercosul e do risco de retaliações junto à OMC, como pela solução da crise externa com o retorno dos capitais voláteis que haviam migrado com o advento da crise cambial mexicana. Se as importações, tanto medidas em valor quanto em volume, já mostravam uma trajetória ascendente desde o início do processo de abertura comercial, em 1988, o período compreendido entre o segundo semestre de 1994 e o final de 1995 foi marcado por um crescimento exponencial desta variável. Em apenas dois anos, entre 1993 e 1995, o valor das importações cresceu algo em torno de 100%. O quantum importado, por sua vez, aumentou em 85,3%. Isto

significa um crescimento médio anual de 41,4% e 36,1%, respectivamente, do valor e do quantum importado. Sem dúvidas, a maior variação verificada durante todo o período de liberalização comercial iniciado em 1988. A conjugação de uma série de fatores colaborou para que as importações apresentassem este desempenho. Destacam-se o crescimento econômico verificado, a acentuada valorização nominal e real da taxa de câmbio, a manutenção da queda das alíquotas de importação e o maior acesso a financiamentos externos para as importações. [Azevedo e Portugal (1998)].

Contudo, de acordo com Azevedo (2004), houve uma reversão na tendência anterior quando a TEC foi introduzida e exceções foram permitidas no âmbito do Mercosul a partir de 1995. De 1995 a 1996, a tarifa média permaneceu estável, pois nenhuma mudança drástica na TEC foi observada. No entanto, a tarifa média voltou a crescer em 1997 devido ao aumento de 3 pontos percentuais acordado na esfera de ação do Mercosul (na verdade, a Argentina já havia fixado uma taxa de estatística de 3% nas importações em 1995 e, assim, esta taxa apenas mudou de nome neste país em 1997). Portanto, em todos os membros do bloco, a tarifa média de importação era maior em 1998 do que em 1995, ano da introdução da TEC. Assim, desde o final do período de transição houve um aumento do grau de protecionismo em razão do Mercosul, fenômeno somente revertido no início dos anos 2000.

Segundo Averbug (1999), entre 1988 e 1997, as exportações brasileiras apresentaram um crescimento médio anual de 4,6%, enquanto que as importações cresceram em média 15,4% ao ano. Essa assimetria nos ritmos de crescimento levou a uma inversão no sinal do saldo da balança comercial com o superávit de US\$ 19,2 bilhões em 1988 transformando-se no déficit de US\$ 8,4 bilhões em 1997. Em 1998, as exportações caíram 3,5% em razão da crise internacional impulsionada pela crise asiática e pelo menor crescimento do comércio mundial e as importações caíram 6,2% resultando em um déficit comercial de US\$ 6,4 bilhões. A crise asiática do final da década afetou a balança comercial brasileira de duas formas: reduzindo o poder de compra das nações asiáticas e, devido à desvalorização de suas moedas, tornando os produtos dessas economias mais competitivos.

De acordo com Vizentini (2005), observou-se um desequilíbrio entre Brasil e Argentina no âmbito do Mercosul em 1999, o que também afetou a relação com os demais membros e os países associados. Esgotou-se a etapa dos ganhos fáceis

com a integração, característicos da fase inicial de expansão de comércio, em decorrência da redução tarifária automática. A partir deste momento, a Argentina passou a investir duramente contra o Mercosul e sua Tarifa Externa Comum, apostando na integração hemisférica proposta pelos EUA, a ALCA. Ao mesmo tempo, o Brasil também avançava em tentativas de acordos bilaterais com a União Européia e negociações na OMC. Diante do problema, o segundo governo Fernando Henrique Cardoso tentou manter o processo de integração do Mercosul. A resposta à crise semeou a idéia de uma integração de toda a América do Sul, mas a conjuntura adversa do momento impossibilitou uma integração comercial imediata. Somente em 2002 iniciou-se um acordo de complementação econômica com a Comunidade Andina e o compromisso de dar continuidade à integração entre os dois blocos.

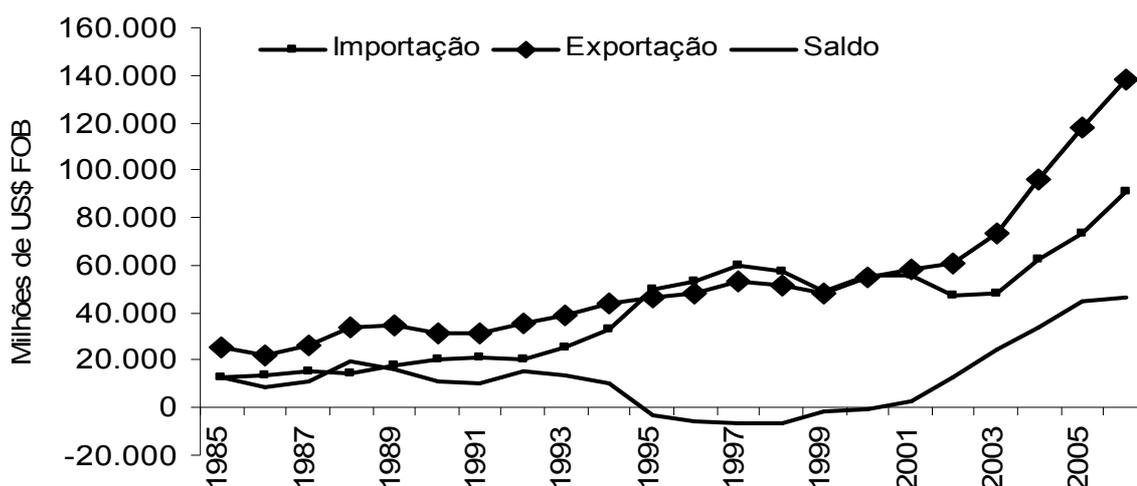
O governo Lula iniciou mantendo relações com várias áreas do mundo, mas priorizando o Mercosul e a integração sul-americana. As negociações comerciais pareciam dar continuidade aos eixos centrais da política econômica externa do Brasil herdada dos governos pós-abertura comercial no início dos anos 1990. Nesse aspecto, destaca-se a tradicional prioridade conferida às negociações multilaterais e uma aposta inequívoca no sentido estratégico do Mercosul (e da integração regional na América do Sul) a despeito do aumento da fragilidade do bloco. Ao mesmo tempo, percebe-se uma sensível mudança na hierarquia das agendas de negociação hemisférica e inter-blocos. No primeiro governo Lula houve uma manifestação de preferência explícita pela integração Mercosul-União Européia em detrimento da ALCA [Veiga (2005)].

No plano das negociações multilaterais destaca-se o peso crescente que as demandas de liberalização agrícola adquiriram na agenda comercial do Brasil, conferindo à OMC um papel central na atual estratégia brasileira de negociações. Já os acordos comerciais Sul-Sul, de alcance muito limitado em termos econômicos, são concebidos como instrumentos de construção de coalizões que só adquirem sentido pleno – na estratégia do governo – dentro de uma lógica de oposição à integração Norte-Sul, que se manifestaria tanto nas instâncias multilaterais (OMC), quanto nas negociações preferenciais com os países desenvolvidos [Veiga (2006)].

O gráfico 2.2 mostra o histórico recente da balança comercial brasileira. Durante o período 1985-1994, o Brasil gerou superávits recorrentes e apresentou déficits comerciais desde 1995 até o ano 2000. A partir daí vem acumulando

superávits crescentes e culminando com um saldo positivo de US\$ 46,4 bilhões em 2006 (SECEX/MDIC 2007). Historicamente o desempenho comercial brasileiro foi influenciado principalmente pelo câmbio, pelos preços de exportação e importação, por planos econômicos, pelo crescimento da economia brasileira e mundial e pelo maior ou menor grau de abertura da economia do país. Ribeiro (2006) destaca o caso do papel do câmbio, onde depreciações implicavam aumentos e apreciações implicavam diminuições dos saldos comerciais. Esse comportamento perdeu intensidade após 2002, com saldos comerciais positivos associados à apreciação da moeda brasileira. Essa nova dinâmica pode estar associada à melhora nas contas externas brasileiras, à diversificação geográfica do comércio do país e à importante influência das *commodities* no comércio mundial.

**Gráfico 2.2:**  
**Balança Comercial do Brasil (1985-2006)**



Fonte: SECEX / MDIC

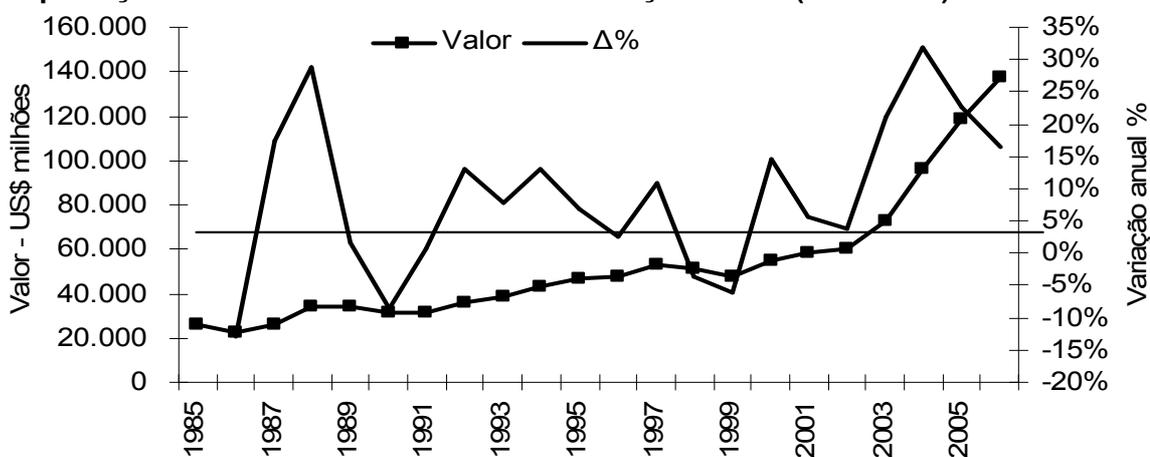
### 2.3. Exportações totais brasileiras (1985-2006)

As exportações totais brasileiras em dólares correntes apresentaram tendência de crescimento no período, como se pode ver pelo gráfico 2.3 abaixo<sup>8</sup>. Este gráfico também mostra alguns movimentos de forte retração ocorridos nos anos

<sup>8</sup> Para dar uma idéia da dimensão das exportações brasileiras, note-se que o país exportou US\$ 137,807 bilhões no ano de 2006, representando 1,15% das exportações mundiais de mercadorias. A tabela 2.3 no anexo A mostra uma comparação de vários anos. (SECEX/MDIC 2007).

1986, 1990, 1998-1999. A queda de 12,8% no valor corrente das exportações totais de 1986, comparada ao ano anterior, estava relacionada ao direcionamento da oferta para o mercado interno em função do aumento da demanda interna causada pelo Plano Cruzado. A retração de 8,6% ocorrida no ano de 1990 estava relacionada ao choque devido ao Plano Collor I. Já a queda ocorrida no final da década de 1990 tem explicação nos efeitos da crise asiática de 1997, na crise russa de 1998 e na crise cambial brasileira de 1999.

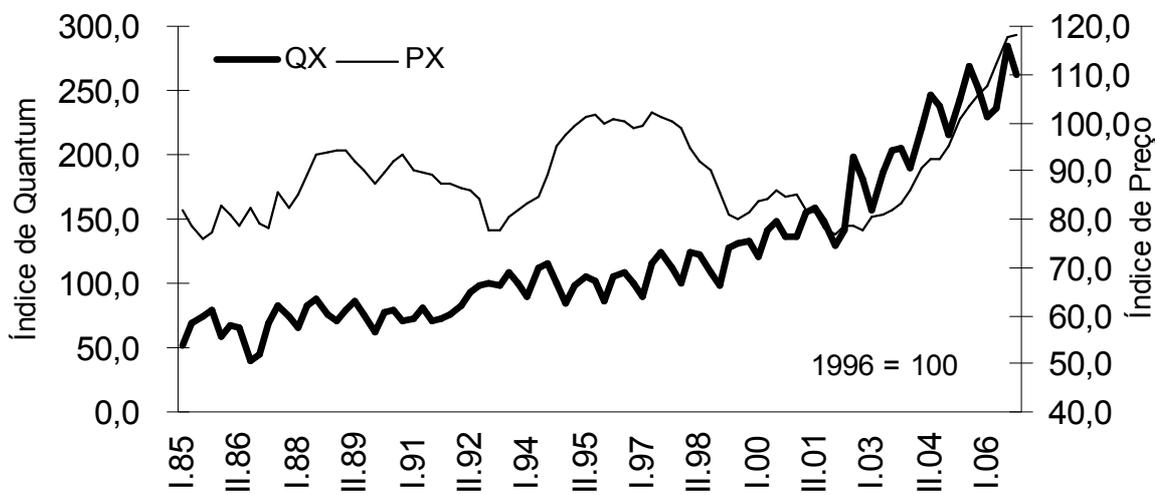
**Gráfico 2.3:**  
**Exportações totais-Valores correntes e variação anual (1985-2006)**



Fonte: SECEX/MDIC

Como o valor exportado é resultado da combinação de quantidades e preços, é importante observar-se estes fatores em separado. O gráfico 2.4 mostra o comportamento dos índices de preço e quantum das exportações totais. Ao longo do período analisado está nítida a diferença de comportamento dos índices. O quantum aumentou em mais de 5 vezes, passando de 51 pontos em 1985-I para 261,8 pontos em 2006-IV. Já o índice de preço aumentou em aproximadamente 1,5 vezes, passando de 81,9 pontos em 1985-I para 118 pontos em 2006-IV. Nota-se que ao longo do período há uma tendência oscilatória clara do índice de preço com períodos de queda, como 1990-1993 e 1997-1999, seguidos de movimentos de recuperação. Somente no período final aqui considerado essa série aponta para um crescimento contínuo, que inicia em 2003 e atinge seu maior valor histórico em dezembro de 2006.

**Gráfico 2.4:**  
**Quantum e Preço - Exportações Totais (1985.I-2006.IV)**



Fonte: Funcex

Em relação ao índice de quantum das exportações totais do período nota-se que a fase compreendida entre 1985 e 1998 apresenta aumentos rápidos e curtos seguidos de fases de estagnação nas quantidades exportadas. Cavalcanti e Ribeiro (1998) argumentam que os períodos de saltos, em 1987-1988 e 1992-1993, caracterizaram-se por grandes desvalorizações reais do câmbio e recessão que, ao mesmo tempo, reduziam a demanda interna aumentando os excedentes exportáveis e elevavam fortemente a rentabilidade das exportações. No entanto, uma vez passados os efeitos imediatos dessas medidas, o quantum permanecia estabilizado. Por outro lado, a partir de 1999 o quantum de exportações começou a apresentar sinais modestos de crescimento, acelerando a partir de 2002. Note-se que o forte crescimento do quantum entre os anos de 2002 e 2004 aconteceu em período de valorização cambial<sup>9</sup>. Esse aparente paradoxo pode ser explicado pela grande demanda por *commodities* originada em alguns países emergentes (principalmente China e Índia), elevando então o quantum e também pressionando os preços para

<sup>9</sup> Em 2002, com a perspectiva de vitória do candidato Lula, houve uma grande inquietação no mercado. Como consequência, ocorreu uma forte depreciação do real. Seguiu-se um aumento da taxa de juros e reflexo na dívida pública, indexada ao câmbio e à taxa de juros. Ao mesmo tempo, a incerteza levou ao aumento da expectativa de inflação. Com a vitória na eleição, o governo Lula deu uma indicação ao mercado de que conservaria as políticas de seu antecessor. Começou combatendo a inflação através da elevação da taxa de juros e buscando aumentar o superávit primário. O governo Lula ainda mudou a composição da dívida pública tornando a economia brasileira menos vulnerável a choques externos. A dívida pública indexada ao dólar praticamente desapareceu e a dívida pública indexada à taxa de juros fixada pelo Banco Central tem diminuído na proporção da dívida total [Barbosa (2007)]. Este ambiente macroeconômico mais estável foi um dos fatores que influenciou na apreciação apresentada pelo real no final do período analisado.

cima. Depois de 2004 houve uma diminuição no ritmo de aumento do quantum exportado (que continuou crescendo, mas a taxas menores) resultando em uma variação positiva de 3,3% no ano de 2006.

## **2.4. Produção e exportações do setor madeira e mobiliário (1985-2006)**

Moraes, Hilgemberg e Farina (2001) destacam que os principais aspectos relacionados ao desenvolvimento da competitividade da cadeia produtiva de madeira e móveis referem-se à matéria-prima, produção e vendas<sup>10</sup>. Quanto à matéria-prima, os principais pontos estão ligados à base florestal, ao processamento da madeira e à qualidade. No que se refere à produção, os principais fatores são a tecnologia, especialização da produção, mão-de-obra e design. Por fim, na questão das vendas, o preço, a marca e o apelo visual são fatores importantes para o sucesso na comercialização de móveis.

Segundo Ferraz, Kupfer e Haguenuer (1996), são características do setor mobiliário a excessiva verticalização e a grande diversificação da produção. Trata-se de um modelo de produção radicalmente distinto das melhores práticas internacionais neste setor, que tendem à horizontalização e especialização. Os autores também destacam o sistema tributário brasileiro, o mau desempenho dos serviços portuários no país e o alto custo dos fretes como os grandes empecilhos à competitividade desta indústria.

Por outro lado, nos últimos anos a cadeia produtiva da madeira e mobiliário sofreu uma série de transformações estruturais, mudando aos poucos este cenário. Moraes (2002) aponta que essas mudanças estão ocorrendo principalmente devido a questões ambientais de restrição à utilização de madeiras nobres, com

---

<sup>10</sup> Os setores de madeira e mobiliário fazem parte do Sistema Industrial de Base Florestal do Brasil. A indústria moveleira é um subsistema responsável pela segunda transformação industrial da madeira [Moraes (2002)]. Neste trabalho foram consideradas para o setor da madeira as posições do capítulo 44 da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) e para o setor do mobiliário foram consideradas as posições do capítulo 94 da NCM. As posições referem-se a: 4407: Madeira serrada ou fendida longitudinalmente, cortada transversalmente ou desenrolada, mesmo aplainada, polida ou unida pelas extremidades, de espessura superior a 6 mm; 4410: Painéis de partículas, painéis denominados OSB e painéis semelhantes, de madeira ou de outras matérias lenhosas, mesmo aglomeradas com resinas ou com outros aglutinantes orgânicos; 4411: Painéis de fibras de madeira ou de outras matérias lenhosas, mesmo aglomeradas com resinas ou com outros aglutinantes orgânicos; 4412: Madeira compensada, madeira folheada, e madeiras estratificadas semelhantes; 9401: Assentos (exceto os da posição 94.02), mesmo transformáveis em camas, e suas partes; 9403: Outros móveis e suas partes; 9404.2: Colchões.

conseqüente busca de novas matérias-primas, novas tecnologias de produção e aprimoramento das técnicas de gestão. A soma desses fatores acaba por gerar resultados positivos (como ganhos de produtividade e rentabilidade) e melhora no desempenho das exportações.

De acordo com Moraes, Hilgemberg e Farina (2001), a melhora no desempenho exportador do setor de mobiliário do Brasil, ocorrido nos anos 1990, deveu-se principalmente à melhoria da capacidade produtiva da indústria e ao salto tecnológico da indústria moveleira propiciado pelos investimentos em equipamentos modernos. Além disso, empresas do Leste Europeu deixaram de exportar no início dos anos 1990 devido a transformações na região, fato que permitiu ao Brasil aumentar suas exportações para os Estados Unidos e Europa. Por fim, o avanço das negociações do Mercosul também contribuiu para expandir as vendas externas do setor. Somado a esses fatores, Coelho e Berger (2004), utilizando um modelo de *constant-market-share*, identificaram que o crescimento das exportações de móveis do Brasil na década de 1990 deveu-se principalmente ao efeito competitividade, ao efeito crescimento do mercado mundial de móveis e ao efeito destino das exportações. Estes pesquisadores apontaram que no período total há uma predominância do efeito competitividade, mas dividindo o período em estudo, notaram que o efeito do crescimento do comércio mundial passa a ser predominante na segunda metade da década<sup>11</sup>.

Mesmo com a melhora do cenário exportador brasileiro, há ainda uma série de questões comerciais que precisam de atenção como, por exemplo, o desenvolvimento de novos mercados compradores e a manutenção de parceiros comerciais. Neste ponto a questão alfandegária é muito importante. Quanto às barreiras comerciais, os principais consumidores (Estados Unidos e União Européia) impõem tarifas menores que as do Brasil para todos os produtos analisados. Segundo Moraes (2002), estes países aplicam tarifas mínimas às exportações

---

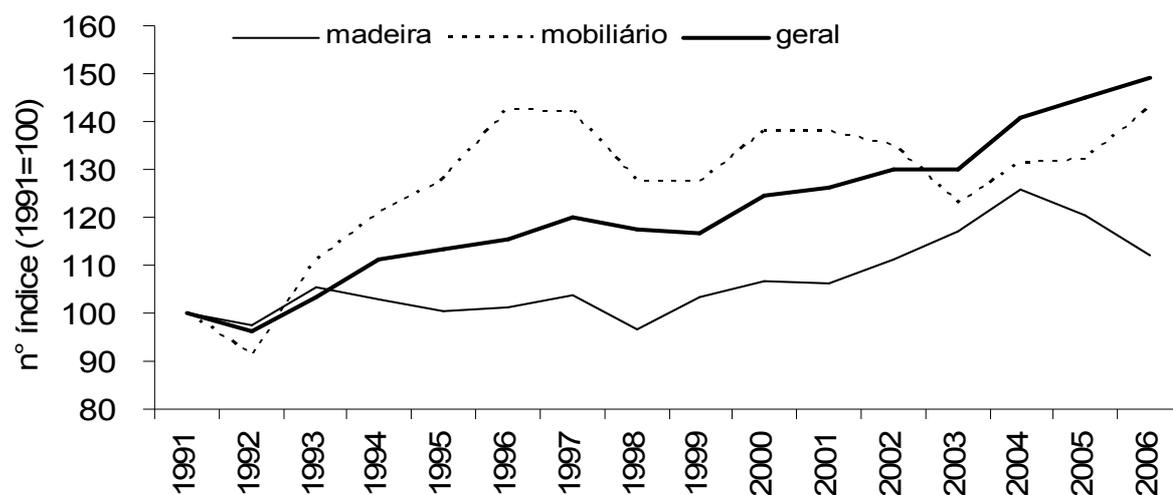
<sup>11</sup> O efeito competitividade está associado ao desempenho das exportações. Assim, são competitivas as indústrias que ampliam sua participação no comércio mundial do produto em questão. O efeito crescimento do comércio mundial de móveis é representado pela percentagem de crescimento observada se as exportações do país crescerem na mesma taxa do comércio mundial. O efeito destino das exportações é representado pelos ganhos (ou perdas), em termos da percentagem de crescimento, pelo fato de o país exportar para mercados que cresceram a taxas superiores (ou inferiores) à média observada para todos os países.

brasileiras de madeira e móveis das seções 4407, 4410, 4411, 4412, 9401, 9403 e 9404.2, em alguns casos incluindo o Brasil no sistema geral de preferências<sup>12</sup>.

A melhora nas condições tecnológicas e de gestão vem propiciando incrementos produtivos no setor. Como se pode ver no gráfico 2.5, a produção da indústria moveleira apresentou um comportamento oscilante, mas com tendência de crescimento na última década. No ano de 2006 registrou um aumento, em média<sup>13</sup>, de 8,5% em relação a 2005. O gráfico mostra que os aumentos da produção física do mobiliário e da indústria geral apresentam resultados muito semelhantes entre si (ao longo de todo o período os dois índices aumentam em torno de 1,5 vezes), mas o comportamento do índice do mobiliário apresenta maiores variações no interior do intervalo (PIM-PF / IBGE).

O mesmo gráfico mostra que a produção da indústria da madeira no Brasil também apresentou característica oscilante e com tendência de crescimento na última década, mas o ano de 2006 registrou, em média<sup>13</sup>, uma queda de 6,8% em relação a 2005 (PIM-PF / IBGE). O aumento da produção física do setor da madeira apresenta resultado inferior ao obtido pela indústria geral (ao longo de todo o período o índice da madeira aumentou somente em torno de 1,1 vezes). Nota-se que o comportamento do índice da madeira apresenta maiores variações no interior do intervalo (PIM-PF / IBGE).

**Gráfico 2.5:**  
**Produção Física Industrial: Geral-Madeira-Mobiliário (1991-2006)**



Fonte: IBGE

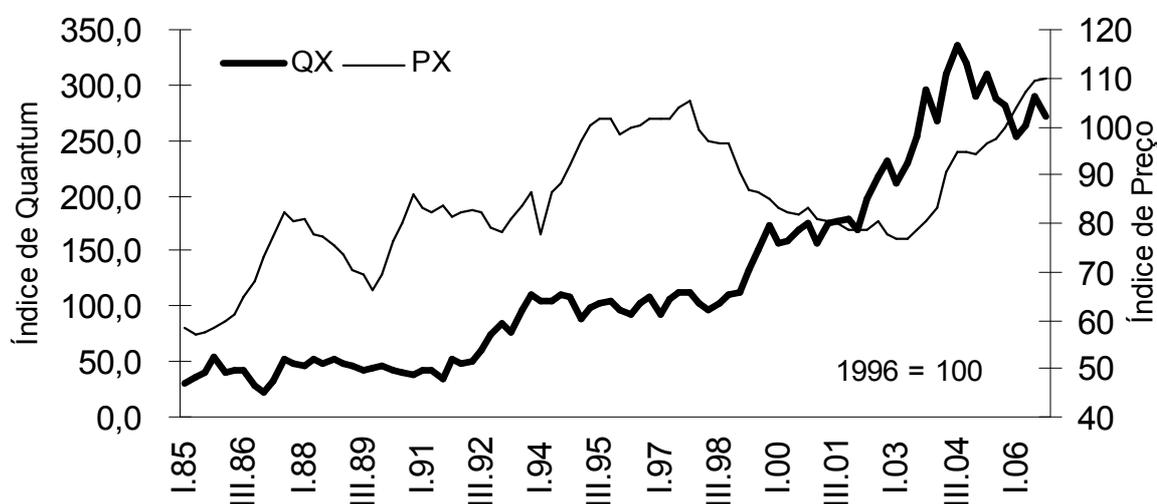
<sup>12</sup> Ver Moraes (2002) para maiores detalhes.

<sup>13</sup> Média de um ano em relação à média do ano anterior.

Com relação aos dados comerciais, o faturamento do setor mobiliário em 2006 foi de R\$ 14,133 bilhões (Abimóvel 2007)<sup>14</sup>. Segundo dados da Coordenação de Contas Nacionais do IBGE (2006), o setor de serrarias e artigos de madeira e mobiliário apresenta uma participação no valor adicionado a preços básicos de aproximadamente 0,70% do total brasileiro. O setor mobiliário exportou mais de US\$ 955 milhões no ano de 2006, representando 0,69% das exportações brasileiras. Os principais países de destino das exportações do setor naquele ano foram: Estados Unidos, Reino Unido, França e Argentina. Já o setor da madeira exportou mais de US\$ 1.671 milhões no ano de 2006, representando 1,21% das exportações brasileiras. Os principais países de destino das exportações brasileiras de madeira naquele ano foram: Estados Unidos, China, Reino Unido e França (ver tabelas 2.2 e 2.4 no anexo A).

Como o valor exportado é resultado da combinação de quantidades e preços, é mais adequado observar-se estes fatores em separado. O gráfico 2.6 apresenta os índices de quantum e preço das exportações de madeira e mobiliário no período de 1985-I a 2006-IV.

**Gráfico 2.6:**  
**Quantum e Preço - Exportações Madeira-Mobiliário (1985.I-2006.IV)**



Fonte: Funcex

Assim como ocorreu nas exportações totais do Brasil, o crescimento do volume exportado foi muito superior ao observado nos preços. No período

<sup>14</sup> Os dados mais recentes sobre o setor moveleiro do país apontam para a existência de 16.104 empresas, de capital nacional em sua maioria, que geram 206.352 empregos. Grande parte das empresas concentra-se nas regiões sul e sudeste (RAIS 2004). (ver tabela 2.5 no anexo A).

considerado, o índice de quantum aumentou em 9 vezes (passou de 29,9 pontos em 1985-I para 272,1 pontos em 2006-IV), enquanto o índice de preço aumentou em 1,9 vezes (passou de 58,5 pontos em 1985-I para 109,8 pontos em 2006-IV). No entanto, observa-se que nos últimos anos a dinâmica dos preços tem apresentado melhora significativa, provavelmente em decorrência da melhor aceitação externa dos produtos brasileiros deste setor. Observe-se, como no total das exportações, que aqui também ocorreu um forte aumento do quantum exportado do período 2002-2004, mesmo frente à valorização cambial. Mais uma vez pode-se ligar a situação desse período ao aquecimento da demanda mundial, assim como esse processo pode explicar também a melhora recente no índice de preço. Por outro lado, ao contrário do que ocorreu com o quantum de exportações totais, houve uma queda do quantum de exportações do setor no período pós-2004. Este pode ser um sinal de que a influência do câmbio valorizado já começa a manifestar-se para as indústrias de madeira e mobiliário.

### **3. ASPECTOS EMPÍRICOS: AS EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO**

#### **3.1. Estudos sobre equações de exportação no Brasil**

##### **3.1.1. Os modelos econométricos**

Conforme Portugal (1993b), a forma tradicional de se abordar equações de comércio trata os produtos comercializáveis como mercadorias finais que entram diretamente no setor de consumo. De acordo com essa abordagem, há duas diferentes formas de se modelar equações de comércio, dependendo se os produtos domésticos e estrangeiros são substitutos perfeitos ou imperfeitos. A maioria dos trabalhos sobre funções de exportação no Brasil parte do pressuposto de que os bens comercializáveis são substitutos imperfeitos, ou seja, que os bens domésticos e os seus concorrentes externos apresentam certa diferenciação entre si, inclusive nos preços. Ribeiro (2006) lembra que a equação da demanda refere-se ao problema da maximização da utilidade do consumidor representativo e a equação da oferta vem do problema de maximização do lucro da firma representativa.

Tal como destacado em Braga e Markwald (1983), a estimação de equações de exportação pode seguir três maneiras distintas. A primeira delas é considerar a hipótese de país pequeno<sup>15</sup> (no que se refere à demanda mundial) e estimar apenas a equação da oferta, implicando uma equação de demanda infinitamente preço-elástica. As variáveis da demanda não são explicitadas e são captadas integralmente pela variável preço na equação estrutural da oferta. Na segunda opção, como se pode ver no modelo padrão de Cheng (2004), a estrutura é baseada na demanda e a função oferta de exportações é considerada infinitamente elástica. Supõe-se que o exportador pode absorver alterações nas quantidades sem repasses para os preços. Esse fenômeno pode apresentar-se quando existe capacidade ociosa ou, de forma geral, com retornos constantes ou crescentes de escala. Assim, o modelo resume-se somente à estimação de uma equação de demanda. A terceira forma é a estimação através de um modelo simultâneo, onde as equações de demanda e de oferta possuem elasticidades-preço finitas. Neste caso se aceita que as quantidades ofertadas e demandadas também afetam os preços.

---

<sup>15</sup> Hipótese de que as exportações de determinado país representariam, efetivamente, minúscula parcela do mercado mundial e, por isso, não influenciariam os preços internacionais.

Alguns autores também estimam modelos uniequacionais que incluem as funções tanto de oferta como de demanda na mesma equação, ou seja, formas reduzidas de modelos estruturais não especificados<sup>16</sup>. O objetivo seria obter somente o efeito das variáveis exógenas sobre os preços e as quantidades. Na maioria das vezes, o modelo estrutural é desconhecido, estimando-se uma forma reduzida *ad-hoc*. Esse caso apresenta toda a problemática da ausência de um modelo estrutural que permita a correta especificação dos parâmetros. Por outro lado, quando a forma reduzida é derivada de um modelo estrutural explícito, podem surgir problemas de identificação, uma vez que se torna impossível qualificar os parâmetros estruturais como funções de oferta ou de demanda.

Ainda com respeito a equações únicas, há a opção de utilização de um método onde a estimação das equações de oferta e de demanda é feita separadamente, isto é, de forma uniequacional. A idéia é utilizar métodos de co-integração e mecanismo de correção de erros e verificar a validade do modelo através de testes específicos para a estimação dos dados.

### 3.1.2. As equações básicas e considerações econométricas

A literatura disponível sobre estimação de equações de demanda e oferta de exportações apresenta, de forma geral, especificações semelhantes [p.ex. Portugal (1993a); Castro e Cavalcanti (1997); Carvalho e De Negri (2000); Pourchet (2003); Morais e Barbosa (2006)]. As variáveis dependentes geralmente são baseadas no índice de quantum das exportações<sup>17</sup>. As variáveis explicativas utilizadas nas equações de demanda consistem em uma *proxy* para o nível de renda externa (renda mundial), e variáveis que captam o efeito preço relativo entre preço das exportações e preço do concorrente externo. Nas equações de oferta, utilizam-se variáveis que captam os efeitos cíclicos (como o nível de utilização de capacidade na economia) e dos preços relativos, comparando-se preço de exportação a preços domésticos.

$$QX_s = f [(E \cdot P_x) / P_d, U] + \mu \quad (\text{Equação 3.1})$$

$$QX_d = g [Y_f, P_x / P_{xw}] + \xi$$

<sup>16</sup> Castro e Cavalcanti (1997), Carvalho e De Negri (2000) e Pourchet (2003) utilizaram esta sistemática.

<sup>17</sup> Exceção à Castro e Cavalcanti (1997) que utilizaram valores em dólares.

onde:

(QXs) é o índice de quantum da oferta de exportações;

(QXd) é o índice de quantum da demanda por exportações;

(E) é a taxa nominal de câmbio (em R\$/unidade de moeda estrangeira);

(P<sub>x</sub>) é o índice de preço de exportações;

(P<sub>d</sub>) é o índice de preço doméstico;

(U) é a utilização da capacidade instalada;

(Y<sub>f</sub>) é uma *proxy* para a renda mundial;

(P<sub>xw</sub>) é o índice de preço de exportações estrangeiras;

$\mu$  é um erro aleatório, com  $\mu \sim \text{IIN}(0, \sigma^2_\mu)$ .

$\xi$  é um erro aleatório, com  $\xi \sim \text{IIN}(0, \sigma^2_\xi)$ .

Para a equação da oferta de exportações, espera-se, *a priori*, um coeficiente positivo relacionado à variável de preços relativos e um coeficiente negativo para a variável de utilização da capacidade instalada. Para a equação da demanda por exportações os estudos esperam, *a priori*, um coeficiente maior que zero relacionado à variável renda mundial e um coeficiente menor que zero para a variável de preços relativos.

Na estimação de equações de comércio, assim como em várias outras relações econômicas, surgem diversos problemas econométricos, tais como a especificação da dinâmica, estacionariedade, escolha da forma funcional e estabilidade dos parâmetros.

Dado que uma resposta total da variável dependente a mudanças nas variáveis explanatórias pode não se completar no mesmo período, diferentes modelos dinâmicos vêm sendo utilizados. Portugal (1993b) aponta para o mecanismo de correção de erros (MCE) como um método bastante adequado para se lidar com a questão da dinâmica. Neste modelo a estimação dos coeficientes de curto e longo prazo é feita separadamente. Os coeficientes de longo prazo são obtidos num primeiro estágio e são utilizados em um segundo momento para se obter os resultados de curto prazo.

Alguns estudos realizados no Brasil sobre equações de exportação encontraram o fenômeno do “efeito J” na dinâmica de curto prazo<sup>18</sup>. Segundo Krugman e Obstfeld (2005) uma hipótese importante na dinâmica dos fluxos de

---

<sup>18</sup> Castro e Cavalcanti (1997) para as exportações de semimanufaturados entre 1955 e 1995 e Morais e Barbosa (2006) para exportações de calçados entre 1985 e 2003.

comércio é que, permanecendo tudo o mais constante, uma depreciação real da moeda local melhora imediatamente as transações correntes. No entanto, às vezes se observa que as transações correntes de um país pioram imediatamente após uma depreciação real da moeda e só começam a melhorar algum tempo mais tarde. Se este fenômeno acontece, a trajetória temporal das transações correntes tem um segmento inicial que lembra um “J” e, portanto, é denominada “curva J”. Tal fenômeno emana do fato de que no momento em que ocorre a mudança na taxa de câmbio os bens já estão sendo comercializados sob contratos que não podem ser quebrados, e que a finalização de tais transações domina as flutuações comerciais no curto prazo. Assim, embora uma depreciação tenda a deteriorar o saldo das transações correntes no curtíssimo prazo, ela tende a elevar tal saldo no médio prazo. Já Junz e Rhomberg (1973) argumentam que a “curva J” está relacionada com diversos aspectos que seguem o choque no câmbio, como o reconhecimento da nova situação, a decisão de se alterar variáveis reais, o tempo de entrega das mercadorias exportadas, a substituição tecnológica e de material e a produção. Assim, espera-se que uma depreciação real da moeda local aumente o quantum exportado no médio e longo prazo, mas piore as transações correntes do país no curto prazo.

Quanto à questão da estacionariedade, diversos trabalhos apresentaram como resultado a não-estacionariedade das séries utilizadas para a estimação de equações de comércio do Brasil [p.ex. Portugal (1992); Castro e Cavalcanti (1997); Morais e Barbosa (2006)]. Neste caso, o modelo de correção de erros também é uma boa resposta. Se as variáveis são não-estacionárias, mas co-integradas, o MCE é o modelo mais indicado. Portugal (1993a) indica que a vantagem de se usar um mecanismo de correção de erros (MCE) está baseada no fato de a teoria econômica ser usada para estabelecer somente a relação de longo prazo entre as variáveis, enquanto a dinâmica de curto prazo é determinada pelos dados.

Há uma nítida opção na literatura pela forma log-linear, pois as elasticidades são obtidas diretamente dos coeficientes estimados na regressão e, diferentemente das formas lineares, são constantes e independem dos valores assumidos pelas variáveis [Gujarati (2006)].

Segundo Portugal (1993b), é comum a aceitação da estabilidade dos parâmetros em econometria. Em termos de equações de comércio, isto implica elasticidade de preço e de renda constantes no tempo. No entanto, esta suposição

parece não se confirmar, em especial para dados da economia brasileira, pois na literatura há muitas evidências de mudanças estruturais, resultando em instabilidade dos coeficientes [ex: Azevedo e Portugal (1998); Morais e Portugal (2004); Morais e Barbosa (2006)]. Dessa forma, devem ser levadas em conta as diversas fontes de instabilidade macroeconômica, como modificações na condução do comércio devido ao processo de desenvolvimento econômico; reversões rápidas, como mudanças no regime de câmbio; e alterações cíclicas, como transformações no comportamento dos negócios.

### 3.1.3. Literatura sobre equações de exportação no Brasil

Cardoso e Dornbusch (1980) estimaram uma equação de oferta de exportações brasileiras de produtos manufaturados com a utilização do método de mínimos quadrados ordinários, com dados anuais do período 1961-77 e forma funcional do tipo log-linear. Foi estimado também um modelo de desequilíbrio que tenta capturar a dinâmica de ajustamento das exportações. A estimação mostra desempenho satisfatório, com todos os coeficientes apresentando os sinais esperados. A elasticidade-preço de curto prazo é igual a 0,51 e no longo prazo é igual a 1,09. A defasagem média é um pouco maior que um ano. Não foi abordada a hipótese de quebra estrutural.

Braga e Markwald (1983) estimaram um modelo simultâneo para as exportações de manufaturados. Foi utilizado o método sistêmico de mínimos quadrados em três estágios, com dados anuais do período 1959-81 e forma funcional do tipo log-linear. Cada modelo foi estimado em quatro combinações alternativas, de acordo com a forma com que foram construídos os preços relativos. Os resultados mais significativos para o modelo de desequilíbrio apresentam uma elasticidade-renda da demanda por exportações de 2,37 para o curto prazo e 6,75 para o longo prazo e elasticidade-preço da demanda de -1,25 no curto prazo e -3,56 no longo prazo, com coeficiente de ajustamento de 0,35. A elasticidade associada à utilização da capacidade na curva de oferta de exportações só é significativa no modelo de equilíbrio e apresenta valor de -3,14 e a elasticidade-preço da oferta é 2,74. Não foi levantada a hipótese de instabilidade dos parâmetros.

Portugal (1993a) estimou equações de exportações industriais brasileiras com dados trimestrais para o período 1975-I e 1988-IV através do mecanismo de correção de erros e investigou a hipótese de instabilidade dos parâmetros. Para a equação de oferta de exportação a elasticidade-preço é de 1,79 no longo prazo e de 1,04 no curto prazo, a elasticidade com relação à utilização da capacidade instalada é de -3,90 no longo prazo e de -3,04 no curto prazo, com coeficiente de ajustamento de -0,23. Para a equação de demanda de exportação a elasticidade-preço é de -1,75 no longo prazo e de -1,47 no curto prazo, e a elasticidade-renda é de 2,15 no longo prazo e de 1,49 no curto prazo, com coeficiente de ajustamento igual a -0,20 a cada trimestre. O ajustamento é bastante rápido e simples. O estudo aponta que, para o caso das exportações do período, a instabilidade dos parâmetros existe, mas não é muito substancial.

Em Castro e Cavalcanti (1997) foi estimado um modelo uniequacional, em forma reduzida, que inclui tanto as funções de oferta quanto funções de demanda de exportações na mesma equação. O modelo foi estimado a partir de dados anuais para o Brasil no período entre 1955 e 1995. A estimação baseia-se nos conceitos de co-integração e modelo de correção de erros. Para o caso das exportações totais, o coeficiente do preço estimado para o longo prazo no modelo restrito é de 0,65, enquanto que o coeficiente do câmbio não é significativo no curto prazo. O coeficiente da renda para o longo prazo é de 0,93 e para o curto prazo é de 0,65. O coeficiente de ajustamento é de -0,39. Para o caso das exportações, não foi considerada a possibilidade de quebras estruturais.

Em Carvalho e De Negri (2000) foram estimadas equações trimestrais para o quantum de produtos agropecuários exportados pelo Brasil no período de 1977 a 1998. A estimação utilizou vetores de co-integração e as relações de longo e de curto prazo foram sintetizadas em um mecanismo de correção de erros. As exportações brasileiras desses produtos são influenciadas basicamente pelo nível de atividade mundial, com elasticidade de longo prazo igual a 0,65 e, em menor grau, pela taxa de câmbio real, com elasticidade de longo prazo igual a 0,12. No curto prazo, a elasticidade-preço é de -0,62. Isso demonstra que, apesar de um aumento nos preços relativos no longo prazo provocar um aumento na quantidade exportada, no momento da variação do câmbio real os exportadores parecem agir de maneira contrária. No entanto, com o fator de ajustamento do termo de correção de erros de 0,99, os desvios da relação de longo prazo no período atual são quase

imediatamente compensados. Não foi considerada a hipótese de quebras estruturais.

Pourchet (2003) estimou equações de quantum de exportação formuladas para 18 setores e para o total das exportações brasileiras no período 1991 a 2002, com dados mensais para o agregado e dados trimestrais para os setores. O autor utilizou um modelo de estrutura única, em forma reduzida, que inclui tanto as funções de oferta quanto funções de demanda de exportações na mesma equação. A estimação utilizou um modelo em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL) para a solução estática de longo prazo. A dinâmica de curto prazo foi obtida sob a forma de um modelo de correção de erros. Para o agregado, no longo prazo, o coeficiente da renda é de 0,74 e o coeficiente do preço é de 0,52. Nas estimativas de curto prazo, apenas o impacto da variação do preço foi significativo para a explicação da variação do quantum total exportado, com coeficiente de 0,34 e o impacto ocorrendo em três meses. O ajuste provocado por um suposto desvio no equilíbrio de longo prazo entre os agentes, medido no período anterior, é de 37% a cada período. Para o setor madeira e mobiliário o autor não conseguiu estabelecer tanto uma relação de longo como de curto prazo. Devido ao período relativamente curto, não foi considerada a possibilidade de instabilidade dos parâmetros.

Morais e Barbosa (2006) estimaram as equações de oferta e de demanda por exportações de calçados brasileiros, entre o primeiro trimestre de 1985 e o primeiro trimestre de 2003, a partir da metodologia de Johansen para co-integração e modelo de correção de erros. A elasticidade-preço da oferta de longo prazo é igual a 0,17. Já no curto prazo os autores apontam a ocorrência do “efeito J” e que há evidências de que uma desvalorização no câmbio começa a produzir efeitos nas exportações de calçados somente a partir de  $t+4$  períodos. O ajuste da quantidade exportada a uma variação dos preços e do câmbio é relativamente rápido, ocorrendo uma correção em torno de 53% em cada trimestre. A equação da demanda por exportações apresenta elasticidade-preço negativa, concentrando seus efeitos no curto prazo. A elasticidade-renda da demanda de longo prazo é de 0,76 e o impacto ocorre no curto prazo. O ajuste a desequilíbrios do modelo é rápido, em torno de 38% em cada trimestre. Os autores se ocuparam da questão da instabilidade dos parâmetros levando em conta as quebras estruturais nos testes de raízes unitárias. Encontraram evidências de quebras na variável câmbio real em março de 1990, entre o Plano Collor II e o final de 1994, e após a mudança de regime cambial em

1999. No caso da utilização da capacidade instalada, os autores encontraram quebras em 89-III e 92-I. Para o quantum exportado, em 92-I e nos preços relativos em 96-II e 98-III.

Ribeiro (2006) estimou equações de oferta e demanda por exportações totais através de modelos uniequacionais, com dados mensais, para o período janeiro de 1999 a dezembro de 2005. Na demanda, a expansão da renda mundial e os preços de exportação brasileiros foram determinantes. No longo prazo a elasticidade-renda é de 1,42 e a elasticidade-preço é de -1,15. No curto prazo, a elasticidade-renda é de 0,49 e a elasticidade-preço não é significativa. O ajuste do desequilíbrio é rápido, 84% a cada período. Na oferta, o preço de exportação e o câmbio influem fortemente na decisão da firma exportadora. No longo prazo a elasticidade-preço inter-setorial (taxa de câmbio) é de 0,28 e a elasticidade-preço intra-setorial (preço de exportação) é de 1,79. A dinâmica de curto prazo não foi estimada para a oferta. O autor conclui afirmando que, no período considerado, a demanda internacional é o fator de maior relevância nas exportações brasileiras. O crescimento do comércio mundial e a expansão dos preços tiveram papel primordial para a expansão das exportações brasileiras, sobrepondo-se aos efeitos da apreciação cambial. Devido ao período relativamente curto da base de dados, a instabilidade dos parâmetros foi descartada pelo autor. A tabela 3.1 mostra, de forma sucinta, uma comparação entre os principais aspectos dos estudos acima descritos.

**Tabela 3.1: Estudo comparativo sobre funções de exportação no Brasil**

Equações de exportação				Elasticidades Longo Prazo			VCE <sub>t-1</sub>
Autores	Período*	Agregação	**	Pr.Rel	Renda	Ciclos	
Cardoso e Dornbush (1980)	A 61-77	manufaturados	Xs	1,09	-	-	-
Braga e Markwald (1983)	A 59-81	manufaturados	Xs	2,74	-	-3,14	-
			Xd	-3,56	6,75	-	0,35
Portugal (1993)	T 75-88	manufaturados	Xs	1,79	-	-3,90	-0,23
			Xd	-1,75	2,15	-	-0,20
Castro e Cavalcanti (1997)	A 55-95	totais	X	0,65	0,93	-	-0,39
Carvalho e De Negri (2000)	T 77-98	agropecuários	X	0,12	0,65	-	0,99
Pourchet (2003)	M 91-02	totais	X	0,52	0,74	-	-0,37
Morais e Barbosa (2006)	T 85-03	setor de calçados	Xs	0,17	-	-	-0,53
			Xd	-0,24	0,76	-	-0,38
Autores	Período*	Agregação	**	Pr.exp	Renda	Câmbio	
Ribeiro (2006)	M 99-05	totais	Xs	1,79	-	0,28	-
		totais	Xd	-1,15	1,42	-	-0,84

\* T: dados trimestrais; A: dados anuais; M: dados mensais

\*\* Xs: oferta de exportações; Xd: demanda por exportações; X: exportações (forma reduzida)

### 3.2. Descrição das variáveis utilizadas

Além das variáveis dependentes, este trabalho utiliza variáveis independentes que tentam captar os efeitos preço, renda externa e cíclicos<sup>19</sup>.

Como variáveis dependentes, as equações de oferta e demanda utilizam o quantum de exportações, cujos dados foram obtidos junto à Fundação de Comércio Exterior (FUNCEX). A série dos índices de quantum das exportações segundo o total brasileiro, originalmente com periodicidade mensal, foi transformada em trimestral através de média simples e calculada em logaritmos, sendo denominada de (qx). A série dos índices de quantum das exportações segundo o setor de atividade madeira e mobiliário, originalmente com periodicidade trimestral, foi transformada em logaritmos, sendo denominada de (qx13)<sup>20</sup>.

No caso das variáveis independentes que captam o efeito preço e de acordo com a especificação sugerida por Ribeiro (2006), considera-se que é incompleta a utilização usual na literatura das duas variáveis de preços relativos (ver equação 3.1). O enfoque não deve ter caráter alternativo, mas sim complementar, tanto na equação de oferta como na equação de demanda. De acordo com este ponto de vista, a primeira medida de preço relativo ( $P_x/P_{xw}$ ), que compara preços de bens comercializáveis nacionais e estrangeiros, completa a segunda medida de preços relativos [ $(E \cdot P_x)/P_d$ ], que compara a rentabilidade/custo da produção entre bens comercializáveis e não comercializáveis.

Quanto à demanda, a idéia é que as duas variáveis estariam relacionadas à escolha do consumidor externo representativo. A primeira, na comparação entre os preços de exportação do país doméstico e de seus concorrentes. A segunda, na relação entre as moedas dos parceiros comerciais, através da taxa de câmbio real efetiva. Como neste trabalho pretende-se medir a influência dos preços de exportação do país doméstico e de seus concorrentes isoladamente, espera-se, *a priori*, que o coeficiente relativo aos preços de exportação, a elasticidade-preço da demanda, tenha sinal negativo, já que um aumento nos preços de exportação do país doméstico diminuiria a demanda por suas exportações. O coeficiente dos

---

<sup>19</sup> Os gráficos das séries podem ser consultados no anexo B e um resumo das fontes dos dados está disponível no anexo D.

<sup>20</sup> Os nomes das séries em letras minúsculas representam seus logaritmos. O motivo para a utilização do número 13 na notação deve-se ao fato de que este é o número de referência do setor madeira e mobiliário na FUNCEX.

preços de exportação do concorrente externo seria positivo, já que um aumento nestes preços elevaria a demanda por exportações do país doméstico. O coeficiente ligado à taxa de câmbio efetiva real, a elasticidade-câmbio da demanda, deve ser positivo, já que se espera que uma desvalorização real da moeda nacional reflita em aumento da demanda por suas exportações.

Em relação à oferta, fica evidenciada a dinâmica relacionada à remuneração da firma exportadora. Para captar o efeito preço, utiliza-se como variável o índice de preço de exportação, que dá uma indicação de nível de rentabilidade, assumindo a preferência por moeda forte. Para captar o efeito câmbio, utiliza-se a taxa de câmbio real efetiva como meio de se medir receitas na presença de moedas diferentes, assim como níveis de preços internos e externos diferentes. Espera-se que o coeficiente dos preços de exportação, a elasticidade-preço da oferta, tenha sinal positivo, e que a elasticidade-câmbio da oferta também seja positiva.

Os preços de exportação foram obtidos junto à Fundação de Comércio Exterior (FUNCEX). A série dos índices de preço das exportações segundo o total brasileiro, originalmente com periodicidade mensal, foi transformada em trimestral através de média simples e calculada em logaritmos, sendo denominado de (px). A série dos índices de preço das exportações segundo o setor de atividade madeira e mobiliário, originalmente com periodicidade trimestral, foi transformada em logaritmos, sendo denominada de (px13).

A série dos preços de exportação do concorrente externo do agregado foi obtida junto ao Fundo Monetário Internacional (FMI / IFS). A *proxy* utilizada é o índice de preço das exportações mundiais, originalmente com periodicidade mensal, que foi transformada em dados trimestrais através de média simples e posteriormente calculada em logaritmos, sendo denominada de (pxw).

A série dos preços de exportação do concorrente externo segundo o setor de atividade madeira e mobiliário foi construída a partir de dados do *Bureau of Labor Statistics* (BLS) de acordo com metodologia aplicada por Pourchet (2003). A *proxy* foi calculada supondo-se que os índices de preço de importação dos Estados Unidos (*Standard International Trade Classification - SITC import indexes*) representam muito bem os índices de preço de exportação do concorrente externo. Assim, utilizaram-se os dados de três setores da classificação SITC a dois dígitos ponderando-se os itens pela sua participação no total geral do índice de importação dos EUA fornecida pelo BLS, para resultar em um setor comparável ao setor

madeira e mobiliário da FUNCEX<sup>21</sup>. A variável foi transformada em logaritmo, sendo denominada (pxw13).

A taxa de câmbio real efetiva, aqui denominada de (e), é calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preços por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil<sup>22</sup>. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Também calculada em logaritmos.

Para captar o efeito renda externa, a renda do resto do mundo aparece como variável explicativa na equação da demanda por exportações. Admite-se que o efeito renda externa possa induzir variações nas exportações do país doméstico, sem afetar obrigatoriamente os preços. Para construir a série foi calculada uma ponderação a fim de constituir um índice de renda externa relevante para o país. Primeiramente determinaram-se quais foram os principais destinos das exportações trimestrais brasileiras no período 1989-2006. Para cada ano do período, a ponderação foi calculada considerando-se os dez países de destino com maior valor FOB exportado, desde que a representatividade atinja no mínimo 60% do total das exportações. Para os anos 1985-1988 foi considerada a mesma ponderação do ano 1989, já que os dados da fonte (MDIC – Sistema ALICE) iniciam somente em 1989. O próximo passo foi obter o Produto Interno Bruto dos países representativos, junto ao Fundo Monetário Internacional (IMF – *World Economic Outlook Database 2007*). Esses dados, originalmente trimestrais e na forma de índice com base no ano 2000, foram ponderados de acordo com os critérios pré-estabelecidos e transformados em logaritmos com base no ano de 1996. A *proxy* para a renda externa foi então denominada de (yw). Presume-se uma elasticidade-renda positiva, pois um aumento na renda externa deve aumentar a demanda por exportações do país doméstico.

Os efeitos cíclicos, como mudanças nos níveis de produção industrial

---

<sup>21</sup> Os três setores e as suas ponderações no índice de importação dos EUA e no grupo: 24–Cortiça e madeira: 0,69% (23,3%). 63–Manufaturas de cortiça e madeira, exceto móveis: 0,59% (19,9%). 82–Móveis e suas partes: 1,68% (56,8%).

<sup>22</sup> Também foram feitas estimações utilizando-se a taxa de câmbio real efetiva, calculada pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice de Preços por Atacado oferta global (IPA-OG/FGV) do Brasil, obtida junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Apesar da utilização do IPA do Brasil ser mais recomendável do ponto de vista teórico, os resultados alcançados não foram satisfatórios.

doméstica, podem afetar o quantum exportado. A abordagem comum na literatura é de que o mercado externo é visto como uma alternativa para a redução da ociosidade na economia. Nesta proposição, espera-se que o coeficiente ligado à utilização da capacidade instalada seja negativo na equação da oferta de exportações. O argumento central é que os produtores preferem abastecer primeiro o mercado doméstico, pois os mercados externos tendem a ser menos rentáveis devidos a maiores custos e riscos. No entanto, esta hipótese pode não se confirmar no caso de economias muito abertas, em que flutuações do quantum podem ser reflexo de flutuações nas próprias exportações. Assim, o sinal desta variável é considerado ambíguo. As séries da utilização da capacidade instalada têm como fonte a Fundação Getúlio Vargas – Sondagem Conjuntural. Para o total da economia a série foi chamada de (uci) e para o setor madeira e mobiliário, (uci13). Para o caso setorial, a fonte dispõe apenas das séries separadas para móveis e para madeira. Foi calculada, então, a série setorial agrupada através da média simples das séries separadas. Para o agregado, a fonte fornece dados trimestrais até setembro de 2005 e mensais a partir daí, que foram trimestralizados por média simples. No setor, as séries são originalmente trimestrais. As duas séries foram transformadas em logaritmos.

### 3.3. Abordagem econométrica

Foram estimadas equações de quantum para o total das exportações brasileiras e para o setor de madeira e mobiliário, com dados trimestrais, para o período que vai do primeiro trimestre de 1985 até o quarto trimestre de 2006, totalizando 88 observações. Todas as séries foram transformadas em índice com base na média do ano de 1996 e estão de acordo com as definições da seção 3.2. As equações de oferta e demanda por exportações utilizadas neste trabalho baseiam-se nas seguintes relações:

$$qx(s) = f [e, px, uci ] + \mu \quad \text{(Equação 3.2)}$$

$$qx(d) = g [e, yw, px, pxw ] + \xi \quad \text{onde:}$$

[qx(s)] é o índice de quantum da oferta de exportações;

[qx(d)] é o índice de quantum da demanda por exportações;

(e) é a taxa de câmbio real efetiva;

(px) é o índice de preço de exportação;

(uci) é a utilização da capacidade instalada;

(yw) é uma *proxy* para a renda mundial;

(pxw) é o índice de preço de exportação do concorrente externo.

$\mu$  é um erro aleatório, com  $\mu \sim \text{IIN}(0, \sigma_\mu^2)$ .

$\xi$  é um erro aleatório, com  $\xi \sim \text{IIN}(0, \sigma_\xi^2)$ .

A análise empírica parte da investigação das propriedades de integração e co-integração das séries. Uma vez que é comum a presença de sazonalidade em séries macroeconômicas com dados trimestrais, pode ocorrer que estas apresentem uma ordem de integração em frequência sazonal. De acordo com Portugal (1992), normalmente é comum tratar-se de co-integração aplicada a variáveis de tendência ou, em outras palavras, como lidar com variáveis de tendência que têm uma combinação linear específica que não contém tendência. O mesmo tipo de indagação pode ser colocado no tocante a séries sazonais.

Em termos do domínio da frequência, uma série  $I(d)$  tem um pico nas baixas frequências. Similarmente, uma série integrada sazonalmente,  $SI(d)$ , tem um pico nas frequências sazonais. Se duas variáveis são integradas de ordem  $d$ , existindo uma combinação linear dessas duas variáveis que seja integrada sazonalmente de ordem  $(d-b)$  para  $b > 0$ , diz-se que essas séries são co-integradas sazonalmente. Tomando-se o caso em que  $d=1$  e  $b=1$  pode-se escrever:  $X_t \sim SI(1)$  e  $y_t \sim SI(1)$ . Mas  $z_t = y_t - \alpha x_t \sim SI(0)$ , onde  $(\alpha)$  é o vetor de co-integração sazonal.

Esta questão foi analisada por Hylleberg *et al* (1990) para verificar raízes unitárias sazonais em séries de dados trimestrais e é baseada no modelo:

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 z_{1,t-1} + \pi_2 z_{2,t-1} + \pi_3 z_{3,t-1} + \pi_4 z_{3,t-2} + \sum_j \alpha_j \Delta_4 y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{Equação 3.3})$$

onde:  $z_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3) y_t$ ;  $z_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3) y_t$  e  $z_{3t} = -(1 - L^2) y_t$ , com  $(L)$  sendo o operador de defasagens. As hipóteses nulas  $H_0: \pi_1 = 0$ ,  $H_0: \pi_2 = 0$ ,  $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ , correspondem a testar raízes unitárias em nível, e nas frequências semi-anual e anual respectivamente. Estas hipóteses podem ser testadas estimando a equação 3.3 por mínimos quadrados ordinários e considerando os relevantes testes  $t$  e  $F$ . Portanto, se  $\pi_2$  e  $\pi_3$  ou  $\pi_4$  forem estatisticamente diferentes de zero, não existirão raízes unitárias sazonais. Por outro lado, se  $\pi_1$  for estatisticamente diferente de zero, não haverá raiz unitária associada à tendência. Desse modo, primeiramente serão aplicados às séries os teste de raízes unitárias sazonais. Estes testes são

chamados de HEGY e seus valores críticos são encontrados em Hylleberg *et al* (1990).

A seguir, para verificar a existência de estacionariedade na frequência zero, é feito o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) para as séries em nível e em primeira diferença [ver Dickey e Fuller (1979)], utilizando-se os valores críticos das distribuições das estatísticas de testes tabulados por MacKinnon (1991).

Tendo em vista que, na presença de mudanças estruturais, o teste ADF pode erroneamente apontar para a não estacionariedade de uma série que seja estacionária em torno de uma tendência determinística, foi realizado também um teste de raiz unitária que leva em conta as quebras estruturais. Este teste, proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), parte de uma função de mudança, denotada por  $f_t(\theta)' \gamma$ , que é adicionada ao termo determinístico  $\mu_t$  de um processo gerador de dados. Assim, considera-se o modelo:

$$Y_t = \mu_0 + \mu_{1t} + f_t(\theta)' \gamma + x_t \quad (\text{Equação 3.4})$$

onde  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros desconhecidos e os erros  $x_t$  são gerados por um processo AR(p), com possível raiz unitária. O teste oferece três possíveis funções de mudança:

a) *Dummy* de mudança com data  $Tb$ , dada por:

$$f_t^{(1)} = d_{1t} = \begin{cases} 0 & \text{se } t < Tb \\ 1 & \text{se } t \geq Tb \end{cases}$$

A função não envolve parâmetros  $\theta$ . No termo  $f_t^{(1)} \gamma$ , o parâmetro  $\gamma$  é escalar. A diferenciação desta função leva a uma *dummy* de impulso.

b) Mudança exponencial, baseada em uma função de distribuição exponencial que leva a uma mudança não linear gradual, com o novo nível iniciando em  $Tb$ .

$$f_t^{(2)}(\theta) = \begin{cases} 0 & \text{se } t < Tb \\ 1 - \exp[-\theta(t - Tb + 1)] & \text{se } t \geq Tb \end{cases}$$

No termo  $f_t^{(2)} \theta \gamma$ ,  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros escalares, sendo o primeiro necessariamente positivo e o segundo podendo assumir qualquer valor.

c) Função racional no operador de defasagens aplicada a uma *dummy*  $d_{1t}$ :

$f_t^{(3)}(\theta) = [d_{1,t}/1-\theta L : d_{1,t-1}/1-\theta L]'$  onde  $\theta$  é um escalar entre 0 e 1, e  $\gamma = (\gamma_1 : \gamma_1)'$  é um parâmetro vetorial de duas dimensões.

$f_t^{(2)}(\theta) \gamma$  e  $f_t^{(3)}(\theta) \gamma$  podem gerar mudanças drásticas no tempo  $Tb$  para determinados valores de  $\theta$ . Por isso são mais gerais que  $f_t^{(1)} \gamma$ . Saikkonen e Lütkepohl

(2002) propuseram testes de raízes unitárias para a equação 3.4 baseados primeiramente na estimação de termos determinísticos por mínimos quadrados generalizados sob a hipótese nula de raiz unitária e posteriormente subtraindo-os da série original. Após, um teste ADF é realizado na série ajustada. Como no caso das estatísticas para o teste ADF, a distribuição assintótica nula não é padrão. Os valores críticos são tabulados em Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002). *Dummies* sazonais podem ser incluídas, assim como uma constante e termo de tendência linear.

Após os testes de raízes unitárias, foram estimadas as equações de longo prazo por mínimos quadrados ordinários, verificadas suas especificidades e, quando necessário, inseridas *dummies* de impulso, sazonais ou de mudança para torná-las estáveis e melhor especificadas. A escolha das datas para a inserção das *dummies* não foi um processo aleatório. Ao contrário, levou em conta a observação dos gráficos das séries e os resultados dos testes de estabilidade (através de estimações recursivas como, por exemplo, teste CUSUM, N passos à frente e coeficientes recursivos). Por fim, a decisão sobre os melhores pontos para a inclusão das *dummies* foi baseada na minimização dos critérios de Schwarz e de Akaike, além de levar em conta o teste RESET de Ramsey para má especificação. Foi utilizada a metodologia de Newey-West (1987) na estimação, que calcula estimadores consistentes mesmo na presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

Se todas as séries são integradas de ordem 1,  $I(1)$ , pode existir uma combinação linear entre elas que seja estacionária,  $I(0)$ , e então a identificação das relações de longo prazo através de estimadores de máxima verossimilhança, como proposto por Johansen (1988), parece constituir um método bastante adequado, por ser assintoticamente eficiente e não viesado para pequenas amostras. A abordagem utilizada parte da representação das séries como um processo VAR<sup>23</sup>:

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{para } t = 1, \dots, T) \quad (\text{Equação 3.5})$$

onde:  $\varepsilon_t, \dots, \varepsilon_T$  são idênticos, independentes e normalmente distribuídos com média zero e variância  $\Omega$ , enquanto  $k$  é escolhido de forma a fazer  $\varepsilon_t$  ruído branco. Pode-se

---

<sup>23</sup> É importante destacar que se deve utilizar a abordagem “geral para específico” ao se construir o VAR, uma vez que, segundo Hendry e Mizon (1978), o teste realizado no novo modelo esta condicionado no resultado do teste feito no modelo anterior.

reparametrizar a equação 3.5, na qual as variáveis são supostamente integradas de ordem 1, de forma a se obter um modelo em primeiras diferenças:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{Equação 3.6})$$

onde:  $\Gamma_k = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$

Como os resíduos  $\varepsilon_t$  são estacionários, o posto  $r$  da matriz  $\Gamma_k$  determina o número de combinações lineares do vetor  $X_t$  que são estacionárias. Se a matriz  $\Gamma_k$  tem posto completo, então  $X_t$  é estacionário e não tem sentido usar diferenças. Neste caso o modelo apropriado é o VAR em níveis. Se  $r=0$ , de modo que  $\Gamma$  é nula, então não existem vetores de cointegração, tornando o VAR em diferenças o mais apropriado. No caso em que  $0 < r < p$ , onde  $p$  é a dimensão do vetor  $X_t$ , existem  $r$  vetores de co-integração e a matriz  $\Gamma_k$  pode ser escrita como  $\Gamma_k = \alpha\beta'$  (onde  $\beta$  é uma matriz  $p \times r$  dos vetores de co-integração e  $\alpha$  é uma matriz  $p \times r$  de coeficientes de ajustamento). Sob esta hipótese, a equação 3.6 é dita VECM (*Vector Error Correction Model*), e é utilizada para se obter a dinâmica de curto e longo prazo. Seguindo a abordagem de estimação e teste proposta por Johansen, podem-se derivar estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros da equação 3.5, bem como testar hipóteses sobre o número de vetores de co-integração  $r$ , e sobre restrições lineares nos vetores de co-integração e nos coeficientes de ajustamento [Johansen e Juselius (1990)].

Para se encontrar  $r$ , o número de vetores de co-integração, utiliza-se o teste da razão da verossimilhança. O teste, contendo no máximo  $r$  vetores de co-integração, é aplicado sequencialmente para valores decrescentes de  $r$ . Desse modo, se existem quatro variáveis explicativas, dever-se-ia começar fazendo o teste para, no máximo, quatro vetores de co-integração. Se esta hipótese for aceita, então se passa para o teste de no máximo três vetores de co-integração e assim por diante. Johansen e Juselius (1990) apresentam dois testes, bem como seus valores críticos, para o número de vetores de co-integração. Trata-se dos testes do  $\lambda$  traço e do  $\lambda_{\text{máx}}$ . O teste do  $\lambda$  traço é definido como:  $-2\ln(q) = -T \sum (1-\lambda_i)$ . O teste  $\lambda_{\text{máx}}$  é simplesmente a diferença entre sucessivas estatísticas traço.

Se as variáveis não são estacionárias, mas co-integradas, então o Mecanismo de Correção de Erros é o modelo próprio para se utilizar. Parte-se de uma equação geral inicial:  $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$

Que pode ser transformada em:  $\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)Y_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t + (\beta_0 + \beta_1)X_{t-1} + \varepsilon_t$

E resulta na expressão:  $\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta X_t - (1-\alpha_1)\{Y_{t-1} - [(\beta_0+\beta_1)/(1-\alpha_1)]X_{t-1}\} + \varepsilon_t$

Neste caso:

$(\alpha_0 + \beta_0 \Delta X_t)$  representa a dinâmica de curto prazo;

$(1-\alpha_1)$  é a velocidade de ajustamento a desequilíbrios de longo prazo;

$\{Y_{t-1} - [(\beta_0+\beta_1)/(1-\alpha_1)]X_{t-1}\}$  representa o termo de correção de erros.

## 4. RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

### 4.1. Testes de raiz unitária

Como já foi explicitado anteriormente, se uma série apresenta uma forte sazonalidade, então ela pode conter uma raiz unitária sazonal. Neste caso, uma co-integração pode ocorrer tanto em algum ciclo sazonal, quanto no domínio de frequência zero. Para verificar este comportamento, inicialmente são feitos testes de raiz unitária para a frequência zero, semi-anual e anual<sup>24</sup>. As estimativas são apresentadas na tabela 4.1.

**Tabela 4.1: Teste de Raiz Unitária Sazonal - Teste HEGY**

		-	I	I, Tr	I, SD	I, Tr, SD
e	t( $\pi$ 1)	-0,361	-2,031	-2,349	-2,015	-2,334
	t( $\pi$ 2)	-5,271 a	-5,371 a	-5,354 a	-5,399 a	-5,384 a
	F3,4	22,015 a	21,524 a	21,374 a	23,173 a	23,028 a
uci	t( $\pi$ 1)	0,147	-2,118	-2,495	-2,007	-2,402
	t( $\pi$ 2)	-3,236 a	-3,317 a	-3,329 a	-3,597 a	-3,591 a
	F3,4	8,652 a	7,814 a	7,551 a	9,848 a	9,652 a
uci13	t( $\pi$ 1)	-0,169	-2,245	-2,739	-2,166	-2,681
	t( $\pi$ 2)	-3,246 a	-3,335 a	-3,381 a	-3,550 a	-3,579 a
	F3,4	12,547 a	11,246 a	10,804 a	12,183 a	11,827 a
px	t( $\pi$ 1)	0,716	-1,978	-2,154	-1,925	-2,099
	t( $\pi$ 2)	-5,065 a	-5,255 a	-5,194 a	-5,268 a	-5,205 a
	F3,4	24,900 a	21,973 a	21,570 a	23,729 a	23,285 a
px13	t( $\pi$ 1)	0,994	-2,311	-2,711	-2,255	-2,605
	t( $\pi$ 2)	-3,706 a	-3,772 a	-3,804 a	-4,075 a	-4,104 a
	F3,4	22,945 a	22,090 a	21,058 a	29,672 a	28,293 a
qx	t( $\pi$ 1)	2,167	0,334	-2,843	0,583	-2,302
	t( $\pi$ 2)	-3,577 a	-3,552 a	-3,778 a	-4,198 a	-4,413 a
	F3,4	5,116 a	5,059 a	4,136 b	19,643 a	15,950 a
qx13	t( $\pi$ 1)	1,710	-0,484	-3,547 b	-0,497	-3,415 b
	t( $\pi$ 2)	-3,900 a	-3,857 a	-4,137 a	-4,462 a	-4,779 a
	F3,4	12,910 a	12,732 a	9,397 a	17,130 a	12,651 a
yw	t( $\pi$ 1)	0,578	-1,444	-2,243	-1,425	-2,187
	t( $\pi$ 2)	-2,949 a	-2,957 a	-3,025 a	-3,107 b	-3,166 b
	F3,4	8,747 a	8,398 a	7,930 a	8,788 b	8,298 b
pxw	t( $\pi$ 1)	1,080	-1,960	-2,064	-1,952	-2,046
	t( $\pi$ 2)	-3,735 a	-3,749 a	-3,741 a	-3,829 a	-3,817 a
	F3,4	13,237 a	13,191 a	12,744 a	13,000 a	12,545 a
pxw13	t( $\pi$ 1)	1,628	-2,184	-2,338	-2,280	-2,274
	t( $\pi$ 2)	-3,636 a	-3,573 a	-3,593 a	-4,196 a	-4,206 a
	F3,4	20,748 a	20,443 a	19,077 a	32,065 a	29,900 a

O termo determinístico é zero (-), um intercepto (I), uma *dummy* sazonal (SD) e uma tendência (Tr).  
Rejeita Ho a: (a : 1%) , (b : 5%). A tabela pode ser consultada em Hylleberg et al. (1990).

<sup>24</sup> Para a execução dos testes e estimações deste trabalho foram utilizados os pacotes econométricos EViews 5 e JMulTi 4.

Como pode ser visto, a partir dos resultados em  $\pi_1$ , há um forte indicativo de existência de raiz unitária na freqüência zero para a maioria das séries. Somente no caso da série (qx13) esta evidência é fraca, mesmo assim, somente quando a tendência é anexada. Desta forma, ela também será considerada uma série com raiz unitária na freqüência zero. A existência de raiz unitária semi-anual e de raiz unitária na freqüência anual é rejeitada em  $\pi_2$  e em  $\pi_3 \cap \pi_4$ , respectivamente, ou seja, todas as séries são  $I_{1/2}(0)$  e  $I_{1/4}(0)$ .

A seguir, é feito o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) para as séries em nível e em primeira diferença. Os resultados são apresentados na tabela 4.2.

**Tabela 4.2: Teste de raiz unitária ADF**

Nível	—	I	I, Tr	1° diferença	—	I	I, Tr
e	-0,1924	-1,7715	-1,8795	$\Delta e$	-8,1095 a	-8,0665 a	-8,0445 a
uci	0,3771	-2,5561	-5,4950 a	$\Delta uci$	-9,2740 a	-9,2338 a	-9,1808 a
uci13	0,0470	-2,7920	-5,9669 a	$\Delta uci13$	-11,7052 a	-11,6340 a	-11,5624 a
px	1,0802	-1,1757	-1,3834	$\Delta px$	-6,7908 a	-6,8868 a	-6,8833 a
px13	1,7971	-1,6371	-1,7488	$\Delta px13$	-7,0033 a	-7,2135 a	-7,1985 a
qx	1,9119	0,0486	-3,1122	$\Delta qx$	-4,4653 a	-4,9275 a	-4,9902 a
qx13	1,5259	-1,0855	-3,8610 b	$\Delta qx13$	-9,3850 a	-9,6038 a	-9,5456 a
yw	1,2293	-1,1987	-1,4033	$\Delta yw$	-8,9567 a	-9,0617 a	-9,0320 a
pxw	2,1036	-2,0957	-2,1064	$\Delta pxw$	-6,9071 a	-7,1196 a	-7,0962 a
pxw13	2,7700	-2,9397 b	-2,5123	$\Delta pxw13$	-8,1731 a	-8,8051 a	-9,0819 a

O termo determinístico é zero (—), um intercepto (I), com intercepto e tendência (I,Tr).  
Rejeita  $H_0$  a: ( a : 1% ), ( b : 5% ). Seleção automática de lags - Critério de Schwarz.

De acordo com os resultados, as séries de (qx13) e (pxw13) apresentam apenas uma fraca indicação de existência de raiz unitária em nível e quando são calculadas suas primeiras diferenças, tornam-se estacionárias. Neste caso, as variáveis (qx13) e (pxw13) serão aqui consideradas  $I(1)$ . No caso das séries (uci) e (uci13), há uma forte rejeição à existência de raiz unitária em nível<sup>25</sup>. Assim, essas variáveis serão consideradas  $I(0)$ . Todas as outras variáveis, quando medidas em nível, acusam a presença de raiz unitária, contudo, quando feita a primeira diferença, tornam-se estacionárias, isto é, as variáveis em nível são fortemente  $I(1)$ . Apesar disso, cabe salientar que várias séries macroeconômicas possuem pontos de quebras estruturais, tanto no intercepto quanto na tendência, que podem viesar os testes de raiz unitária em favor da não rejeição de  $H_0$ .

<sup>25</sup> Apesar de diversos trabalhos apontarem para a UCI como  $I(1)$ , é importante considerar a existência de quebras estruturais em diversos momentos da economia brasileira. Neste sentido, não parece ser viável, do ponto de vista da teoria econômica, considerar que a UCI seja  $I(1)$ .

Para verificar a hipótese da existência ou não de raiz unitária na presença de mudança de regime, os testes propostos em Saikkonen e Lütkepohl (2002) foram feitos para todas as séries em questão, e os resultados encontram-se na tabela 4.3.

**Tabela 4.3: Teste de Raiz Unitária na Presença de Quebra Estrutural  
Teste de Saikkonen e Lütkepohl ( 2002)**

		I	I, Tr	I, SD	I, Tr, SD
e	<i>Dummy</i> de impulso	-1,748	-1,618	-1,766	-1,623
	<i>Dummy</i> de mudança	-2,081	-2,138	-2,000	-2,213
	Mudança exponencial	-2,071	-2,219	-1,971	-2,292
	Mudança racional	-2,354	-1,988	-2,412	-2,061
uci	<i>Dummy</i> de impulso	-2,693	-2,901	-2,336	-2,512
	<i>Dummy</i> de mudança	-1,881	-2,141	-1,940	-1,940
	Mudança exponencial	-1,715	-1,823	-1,598	-1,074
	Mudança racional	-2,875	-3,395 b	-2,262	-2,637
uci13	<i>Dummy</i> de impulso	-2,867	-3,084 b	-2,685	-2,842
	<i>Dummy</i> de mudança	-1,829	-2,231	-1,807	-2,050
	Mudança exponencial	-1,792	-2,151	-1,728	-1,893
	Mudança racional	-2,723	-3,453 b	-2,339	-2,996
px	<i>Dummy</i> de impulso	-1,687	-1,606	-1,716	-1,613
	<i>Dummy</i> de mudança	-1,588	-1,822	-1,631	-1,823
	Mudança exponencial	-1,550	-1,771	-1,597	-1,778
	Mudança racional	-1,573	-2,101	-1,615	-2,138
px13	<i>Dummy</i> de impulso	-2,484	-1,701	-2,521	-1,754
	<i>Dummy</i> de mudança	-1,977	-1,919	-2,071	-1,973
	Mudança exponencial	-1,917	-1,918	-2,047	-1,993
	Mudança racional	-1,848	-1,746	-1,927	-1,805
qx	<i>Dummy</i> de impulso	0,331	-2,551	0,216	-2,209
	<i>Dummy</i> de mudança	0,546	-2,473	-1,242	-2,503
	Mudança exponencial	0,581	-2,668	-1,334	-2,568
	Mudança racional	0,333	-1,076	0,572	-0,660
qx13	<i>Dummy</i> de impulso	-0,354	-2,314	-0,432	-2,532
	<i>Dummy</i> de mudança	-0,302	-2,669	-1,275	-2,678
	Mudança exponencial	-0,327	-2,845	-1,433	-2,823
	Mudança racional	-0,816	-2,123	-1,967	-1,982
yw	<i>Dummy</i> de impulso	-1,126	-1,485	-1,177	-1,484
	<i>Dummy</i> de mudança	-1,570	-1,745	-1,723	-1,843
	Mudança exponencial	-1,657	-1,790	-1,767	-1,879
	Mudança racional	-3,468 b	-2,756	-3,510 a	-2,898
pxw	<i>Dummy</i> de impulso	-1,758	-1,036	-1,893	-1,047
	<i>Dummy</i> de mudança	-1,773	-1,003	-1,856	-1,019
	Mudança exponencial	-1,783	-0,992	-1,799	-1,058
	Mudança racional	-1,812	-1,123	-1,910	-1,043
pxw13	<i>Dummy</i> de impulso	-2,966 b	-1,325	-2,832	-1,325
	<i>Dummy</i> de mudança	-3,763 a	-1,144	-3,538 a	-1,070
	Mudança exponencial	-3,864 a	-1,157	-3,606 a	-1,081
	Mudança racional	-3,020 b	-0,819	-2,862	-0,893

Um intercepto (I), uma *dummy* sazonal (SD) e uma tendência(Tr).

Rejeita Ho a: (a : 1%) , (b : 5%). A tabela pode ser consultada em Lanne et al (2002).

Como se pode observar há algumas poucas indicações de estacionariedade em certas variáveis na presença de quebra estrutural. No entanto, para o teste mais

completo, com constante, tendência e *dummy* sazonal, há uma forte indicação de que a existência de raiz unitária não pode ser rejeitada.

A partir dos resultados dos três testes de raízes unitárias, pode-se inferir que as séries da utilização da capacidade instalada (*uci*) e (*uci13*) não apresentam raízes unitárias, sendo consideradas estacionárias, ou  $I(0)$ . Todas as demais serão consideradas  $I(1)$ . Não houve indicações de existência de raízes unitárias nas freqüências semi-anual e anual, portanto todas as séries são  $I_{1/2}(0)$  e  $I_{1/4}(0)$ . Como as séries de (*uci*) e (*uci13*) não apresentam a mesma ordem de integração das demais, não serão utilizadas nas estimações de longo prazo.

## 4.2. Equações da oferta de exportações

Nesta seção são analisadas as questões relacionadas à oferta de exportações brasileiras, primeiramente enfocando o total das exportações *e*, a seguir, o setor madeira e mobiliário.

### 4.2.1. Oferta de exportações totais

A tabela 4.4 representa a equação de oferta de longo prazo para o total das exportações brasileiras:

**Tabela 4.4**  
**Oferta: Estimação de *qx* por MQO (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
<i>px</i>	2,785	0,588	4,731	0,0000
<i>e</i>	1,369	0,282	4,852	0,0000
<i>constante</i>	-14,495	3,424	-4,232	0,0001

$R^2=0,41$ ;  $AIC=0,74$ ;  $SIC=0,82$ ;  $F=29,93a$ ;  $RESET(1)=7,94a$   
*Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.*

Nesta e nas tabelas subseqüentes: AIC é o critério de informação de Akaike; SIC é o critério de informação de Schwarz; RESET é o teste de Ramsey para má especificação; White é o teste de White para heterocedasticidade; JB é a estatística Jarque-Bera para normalidade. LM é o teste *Lagrange Multiplier* para correlação serial. *Newey-West HAC Standard Errors & Covariance* é o procedimento de correção de erros padrão na presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Rejeita  $H_0$  a: (a ; 1%), (b : 5%).

A estimação apresenta fraco desempenho, com um baixo coeficiente de determinação e evidência de má especificação. Além disso, os testes CUSUM [Brown, Durbin e Evans (1975)] e de previsão N passos à frente apontam para a

instabilidade nos parâmetros (ver o gráfico 4.1 no anexo C). É evidente que os processos geradores das variáveis do modelo estão sujeitos a mudanças de regime. A inclusão de variáveis *dummy* e de uma tendência linear torna-se necessária para a tentativa de obtenção de um modelo bem especificado e constante. Assim, junto às variáveis do modelo inicial foram incorporadas duas novas, além de uma *dummy* de impulso e uma tendência. A nova variável ( $e^*DU94T4$ ) é resultado da multiplicação da variável ( $e$ ) por uma *dummy*, igual a zero entre 1985T1 e 1994T3 e igual a 1 a partir de 1994T4. Esta variável foi introduzida para captar o choque sofrido pelo câmbio por ocasião do Plano Real. A nova variável ( $px^*DU02T3$ ) é resultado da multiplicação da variável ( $px$ ) por uma *dummy*, igual a zero entre 1985T1 e 2002T2 e igual a 1 a partir de 2002T3. Esta variável foi inserida com o fim de mostrar o crescimento do índice de preço de exportação a partir do final de 2002, fenômeno já evidenciado no gráfico 2.4 do capítulo 2. Este procedimento permite definir tanto os valores dos coeficientes associados a estas duas variáveis, como se estas são significativas em cada um dos períodos analisados. A *dummy* de impulso (DU1) capta um *outlier* para 1986T4 na variável ( $qx$ ).

**Tabela 4.5**  
**Oferta: Estimação de  $qx$  por MQO, com *dummies* (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
$px$	0,426	0,172	2,468	0,0157
$px^*DU02T3$	0,034	0,011	2,879	0,0051
$e$	0,304	0,078	3,874	0,0002
$e^*DU94T4$	-0,028	0,013	-2,179	0,0322
DU1	-0,513	0,033	-15,369	0,0000
tendência	0,015	0,001	9,770	0,0000
constante	0,676	1,104	0,612	0,5421

$R^2=0,94$ ; AIC=-1,47; SIC=-1,27; F=215,9a; RESET(1)=0,82  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

A nova estimação apresenta bom desempenho, com um alto coeficiente de determinação e boa especificação. Além disso, os testes CUSUM e de previsão N passos à frente não apontam problemas (ver o gráfico 4.2 no anexo C). Conforme esperado, os resultados da tabela 4.5 mostram momentos distintos assumidos pelo câmbio e pelos preços de exportação. No caso do câmbio, entre 1985T1 e 1994T3 o coeficiente é significativo e apresenta elasticidade-câmbio da oferta de 0,304. A partir de 1994T4 a elasticidade-câmbio da oferta de longo prazo perde força, passando a 0,276, uma diminuição de 9,2%. No caso dos preços de exportação,

entre 1985T1 e 2002T2 o coeficiente é significativo e apresenta elasticidade-preço da oferta de 0,426. A partir de 2002T3 a elasticidade-preço da oferta de longo prazo passa para 0,460, um aumento de 8%. Essas variações estariam enfatizando a mudança de importância relativa entre câmbio e preços a partir da segunda metade do período considerado. Tal fenômeno pode ser explicado pela valorização dos preços de exportação (principalmente em função da elevação dos preços das *commodities* no final do período) e pelo câmbio apreciado, ocasionando uma mudança na fonte de rentabilidade do exportador, com os preços de exportação suplantando em importância o câmbio. Essas mudanças, mesmo não sendo muito substanciais, apresentam variações próximas às encontradas por Portugal (1993a), que identificou alteração de 15,5% na elasticidade-preço da oferta de exportações industriais no período 1975-1988.

Uma vez que as séries são  $I(1)$ , então pode existir uma combinação linear entre elas que seja  $I(0)$ . Para se verificar isto é feito o teste de Johansen (1988). Inicialmente, parte-se de um VAR com quatro defasagens em  $[qx = f(px, e)]$ . Cabe salientar a importância do teste de diagnóstico para o VAR, já que sua instabilidade pode tornar certos resultados inválidos. No caso aqui apresentado, todas as raízes apresentam módulo inferior à unidade, condição que satisfaz a estabilidade do VAR. Como pode ser visto na tabela 4.6, o teste de co-integração de Johansen de máximo autovalor mostra a existência de um vetor co-integrado. Normalizando-se este vetor para  $(qx)$ , tem-se que  $\beta = (1; -0,272; -0,259; -0,016t; -1,512c)$ . A ordem aqui é:  $\beta = (qx; px; e; tendência; constante)$ .

**Tabela 4.6**  
**Oferta Total: Teste de co-integração de Johansen (1985.I-2006.IV)**

<i>Teste de Johansen – teste do traço</i>			
Ho: Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2
Autovalor	0,274	0,111	0,057
Estatística traço	41,242	14,624	4,849
Valor crítico a 5%	42,915	25,872	12,518
<i>Teste de Johansen – teste do máximo autovalor</i>			
Ho: Posto = r	r = 0	r = 1	r = 2
Autovalor	0,274	0,111	0,057
Estatística max autovalor	26,618	9,775	4,849
Valor crítico a 5%	25,823	19,387	12,518

Tendência: Linear determinística restrita. Lags em  $1^\circ\Delta$ : 1 a 4.

Assim, pode ser determinado o Mecanismo de Correção de Erros (MCE) que irá preservar as informações de curto e de longo prazo das séries. O MCE para  $\Delta q_x$  parte, como de hábito, de um número de defasagens compatível com o VAR inicial. Utilizando-se o critério “geral para específico” e eliminando-se algumas defasagens cujos coeficientes mostraram-se não significativos chega-se aos resultados da tabela 4.7.

**Tabela 4.7**  
**MCE para oferta de exportações  $\Delta q_x$  (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>
$\Delta q_{x,t-4}$	0,431	0,069	6,167
$\Delta q_{x,t-1}$	0,309	0,083	3,715
$\Delta e_{t-2}$	-0,318	0,132	-2,390
$\Delta p_{x,t-1}$	1,060	0,352	3,006
constante	-0,001	0,010	-0,104
$vce_{t-1}$	-0,730	0,096	-7,569

$R^2=0,62$ ; AIC=-1,87; SIC=-1,70; White=64,68; JB=152,09a; LM(4)=13,44.

A partir da análise dos coeficientes da tabela 4.7, podemos ver que as elasticidades encontradas fazem sentido econômico tanto pelo sinal quanto pela sua magnitude. O impacto da taxa de câmbio real no longo prazo é diferente do impacto ocorrido em dois trimestres, isto é, a elasticidade-câmbio da oferta tem sinal negativo no curto prazo. Esta seria uma evidência de algum tipo de “efeito J”, ou seja, no curto prazo a desvalorização cambial não produz um efeito positivo sobre as exportações totais. Portanto, há evidências de que uma desvalorização real da taxa de câmbio começa a produzir efeitos significativos sobre a quantidade exportada somente no longo prazo. O “efeito J” também foi encontrado por Moraes e Barbosa (2006) para exportações de calçados entre 1985 e 2003 e por Castro e Cavalcanti (1997) para exportações de semimanufaturados entre 1955 e 1995.

A elasticidade-preço da oferta tem o sinal esperado e o impacto gerado por uma variação nos preços se concentra no 1º trimestre, decaindo ao longo do tempo. Os termos defasados da variável dependente no mecanismo, com coeficientes positivos, podem estar indicando a existência de fatores de escala e de aprendizagem que influenciariam positivamente o quantum já a partir do curto prazo.

A análise da resposta das variáveis a desequilíbrios de longo prazo pode ser feita a partir do coeficiente de realimentação do modelo, que na tabela 4.7 é dado

por -0,730. A velocidade do ajuste é bastante rápida, ocorrendo uma correção de 73% do desequilíbrio a cada trimestre. Para efeito de comparação, Pourchet (2003) encontrou uma velocidade de ajustamento de 37% a cada mês para as exportações totais brasileiras no período 1991-2002.

#### 4.2.2. Oferta de exportações madeira e mobiliário

Nesta seção são analisadas as relações do segmento de madeira e mobiliário seguindo os mesmos passos utilizados para os dados gerais. A estimativa da equação de longo prazo a partir da relação [qx13 = f(px13, e)] produz os resultados da tabela 4.8:

**Tabela 4.8**  
**Oferta: Estimação de qx13 por MQO (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
px13	3,791	0,381	9,933	0,0000
e	2,194	0,375	5,851	0,0000
constante	-22,935	3,094	-7,411	0,0000

$R^2=0,65$ ; AIC=1,20; SIC=1,28; F=79,20a; RESET(1)=9,25a  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

Assim como ocorreu com a oferta de exportações totais, os resultados apresentam um fraco desempenho e evidências de má especificação. Além disso, os testes CUSUM e de previsão N passos à frente apontam para a instabilidade nos parâmetros (ver o gráfico 4.3 no anexo C). Fica claro que as variáveis do modelo estão sujeitas a quebra estrutural e a incorporação de variáveis *dummy* pode tornar o modelo mais estável e melhor especificado. Assim, além das variáveis do modelo inicial foram acrescentadas duas novas e mais uma *dummy* de impulso. A nova variável (e\*DU94T4) é resultado da multiplicação da variável (e) por uma *dummy* igual a zero entre 1985T1 e 1994T3 e igual a 1 a partir de 1994T4. Esta variável foi implementada para evidenciar o choque sofrido pelo câmbio por ocasião do Plano Real. A nova variável (px13\*DU02T1) é resultado da multiplicação da variável (px13) por uma *dummy* igual a zero entre 1985T1 e 2001T4 e igual a 1 a partir de 2002T1. Esta variável foi adotada com o objetivo de mostrar o crescimento do índice de preço de exportação do setor a partir de 2002, fenômeno já evidenciado no gráfico 2.6 do capítulo 2. A partir daí é possível definir tanto os valores quanto a significância dos

coeficientes associados a estas duas variáveis em cada um dos períodos. A *dummy* de impulso (DU2) capta um *outlier* para 1987T1 na variável (qx13).

**Tabela 4.9**  
**Oferta: Estimação de qx13 por MQO, com *dummies* (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
px13	1,049	0,428	2,448	0,0165
px13*DU02T1	0,123	0,026	4,682	0,0000
e	0,619	0,267	2,317	0,0230
e*DU94T4	0,148	0,037	3,932	0,0002
DU2	-0,848	0,106	-7,993	0,0000
constante	-3,611	2,746	-1,314	0,1922

$R^2=0,87$ ; AIC=0,25; SIC=0,42; F=113,2a; RESET(1)=1,06  
*Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.*

Os novos resultados apresentam um alto coeficiente de determinação e melhor especificação do modelo. Além disso, os testes CUSUM e de previsão N passos à frente mostram respostas aceitáveis (ver o gráfico 4.4 no anexo C). De acordo com o previsto, os resultados da tabela 4.9 mostram que câmbio e preços de exportação do setor apresentam diferentes comportamentos antes e depois da mudança de regime. No caso do câmbio, entre 1985T1 e 1994T3 o coeficiente é significativo e apresenta elasticidade-câmbio da oferta de 0,619. A partir de 1994T4 a elasticidade-câmbio da oferta de longo prazo passa a 0,767, um aumento de 23,9%. No caso dos preços de exportação do setor, entre 1985T1 e 2001T4 o coeficiente é significativo e apresenta elasticidade-preço da oferta de 1,049. A partir de 2002T1, a elasticidade-preço da oferta de longo prazo passa para 1,172, um aumento de 11,7%.

As mudanças ocorridas com as quebras estruturais ainda não são muito substanciais, mas ao contrário do total das exportações brasileiras, indicam aumento de importância para ambas as variáveis. No caso dos preços de exportação a variação é bastante próxima àquela encontrada para o agregado, mas o tamanho dos coeficientes indica que o setor sofre mais a influência dos preços de exportação do que o total dos produtos brasileiros. No caso do câmbio, a variação tem sentido contrário ao agregado. Esta indicação, tanto pelo sentido da mudança quanto pelo tamanho dos coeficientes, mostra que o setor é muito mais sensível a alterações nesta variável que o total dos produtos da economia do país. A evidência encontrada dá suporte à diferença de comportamento entre o quantum total e setorial na parte

final do período aqui estimado, com o câmbio valorizado afetando muito mais o quantum do setor, conforme observado nos gráficos 2.4 e 2.6 do capítulo 2. Além disso, os resultados reforçam a constatação de que é importante determinar as respostas de elasticidades setoriais para análises de comércio exterior.

Como as séries possuem a mesma ordem de integração  $I(1)$ , pode existir uma combinação linear entre elas que seja estacionária e isto pode ser verificado pelo teste de Johansen. Parte-se de um VAR com quatro defasagens em  $[qx_{13} = f(px_{13}, e)]$ , onde todas as raízes apresentam módulo inferior à unidade, satisfazendo a condição de estabilidade. A tabela 4.10 mostra que o teste do traço indica a existência de um vetor co-integrado. Normalizando o vetor para  $(qx_{13})$ , tem-se que  $\beta = (1; -0,993; -0,815; -0,023t; 4,836c)$ , cuja ordem é:  $\beta = (qx_{13}; px_{13}; e; \text{tend.}; \text{const.})$ .

**Tabela 4.10**  
**Oferta Setorial: Teste de co-integração de Johansen (1985.I-2006.IV)**

<i>Teste de Johansen – teste do traço</i>			
Ho: Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2
Autovalor	0,242	0,175	0,054
Estatística traço	43,765	20,678	4,639
Valor crítico a 5%	42,915	25,872	12,518
<i>Teste de Johansen – teste do máximo autovalor</i>			
Ho: Posto = r	r = 0	r = 1	r = 2
Autovalor	0,242	0,175	0,054
Estatística max autovalor	23,087	16,039	4,639
Valor crítico a 5%	25,823	19,387	12,518

Tendência: Linear determinística restrita. Lags em  $1^\circ\Delta$ : 1 a 4.

Em seguida é estimado o modelo dinâmico dado pelo mecanismo de correção de erros onde se podem ver as elasticidades de curto prazo e o vetor de ajuste. O MCE para  $\Delta qx_{13}$  parte de quatro defasagens e utiliza o critério “geral para específico” para chegar aos resultados da tabela 4.11.

**Tabela 4.11**  
**MCE para oferta de exportações  $\Delta qx_{13}$  (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>
$\Delta qx_{13,t-4}$	0,182	0,093	1,954
$\Delta e_{t-2}$	-0,365	0,164	-2,230
DU2	-0,281	0,119	-2,359
constante	0,021	0,012	1,605
$vce_{t-1}$	-0,358	0,070	-5,079

$R^2=0,30$ ; AIC=-1,46; SIC=-1,32; White=53,12; JB=142,82a; LM(4)=10,80.

Os resultados da tabela 4.11 parecem ser bastante razoáveis, pois todas as variáveis são significativas e têm sinais que podem ser explicados. Foi inserida uma *dummy* de impulso (DU2) para captar um *outlier* para 1987T1 na variável (qx13), que se mostrou significativa e melhorou a especificação do modelo. Como no caso do agregado, o impacto da taxa de câmbio real no longo prazo é diferente do impacto ocorrido em dois trimestres, ou seja, a elasticidade-câmbio da oferta tem sinal negativo no curto prazo, o que seria mais uma evidência de algum tipo de “efeito J”. Pode-se concluir que uma desvalorização real da taxa de câmbio começa a produzir efeitos significativos sobre a quantidade exportada somente a partir do longo prazo. Assim como na equação da oferta por exportações totais, o termo defasado da variável dependente no MCE do setor, com coeficiente positivo, pode estar indicando a existência de fatores de escala e de aprendizagem que influenciariam positivamente o quantum a partir do quarto trimestre.

A análise da resposta das variáveis a desequilíbrios de longo prazo pode ser feita a partir do coeficiente de realimentação do modelo que na tabela 4.11 é dado por -0,358, ou seja, a velocidade do ajuste é bastante rápida, ocorrendo uma correção de aproximadamente 36% do desequilíbrio a cada período. Como não há trabalho anterior similar que tenha estimado este ajuste para a oferta de exportações brasileiras de madeira e mobiliário, não é possível fazer uma comparação. Mas, este resultado é menor do que o encontrado em Moraes e Barbosa (2006), onde o processo de ajustamento da oferta de exportações de calçados entre 1985-2003 também é rápido, 54% de correção a cada trimestre. Já Portugal (1993a) estimou uma velocidade de ajuste de 23% a cada trimestre para a oferta de exportações de produtos industriais no período 1975-1988.

### **4.3. Equações da demanda por exportações**

Nesta seção são analisadas as questões relacionadas à demanda por exportações brasileiras. Em um primeiro momento é feita uma averiguação para o total das exportações e, a seguir, para os dados setoriais.

### 4.3.1. Demanda por exportações totais

A tabela 4.12 representa a equação de demanda de longo prazo para o total das exportações brasileiras:

**Tabela 4.12**  
**Demanda: Estimação de  $qx$  por MQO (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
px	0,984	0,618	1,590	0,1154
pxw	1,280	0,559	2,287	0,0247
e	0,469	0,242	1,932	0,0568
yw	1,864	0,237	7,847	0,0000
constante	-16,493	2,320	-7,108	0,0000

$R^2=0,80$ ; AIC=-0,31; SIC=-0,17; F=85,49a; RESET(1)=19,00a  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

A estimação apresenta desempenho razoável, com um alto coeficiente de determinação. O teste CUSUM não aponta para instabilidade nos parâmetros, mas a estatística RESET mostra má especificação do modelo e o teste de previsão N passos à frente mostra certa instabilidade nos parâmetros (ver o gráfico 4.5 no anexo C). Neste caso a inclusão de variáveis *dummy* pode tornar-se necessária para a obtenção de um modelo bem especificado e constante. Assim, junto às variáveis do modelo inicial foram inseridas duas novas, além de uma *dummy* de impulso e uma *dummy* sazonal. A nova variável (px\*DU93T3) é resultado da multiplicação da variável (px) por uma *dummy* igual a zero entre 1985T1 e 1993T2 e igual a 1 a partir de 1993T3. Esta variável foi introduzida para evidenciar o choque sofrido pelos preços, que começaram a apresentar maior influência a partir da parte final do principal período de abertura comercial brasileira. A nova variável (pxw\*DU04T2) é resultado da multiplicação da variável (pxw) por uma *dummy* igual a zero entre 1985T1 e 2004T1 e igual a 1 a partir de 2004T2. Esta variável foi inserida para captar a excelente recuperação do índice de preço de exportação do concorrente externo ocorrido na parte final do período aqui considerado. Desta forma os valores dos coeficientes destas variáveis, assim como suas significâncias, podem ser determinados para cada um dos períodos analisados. A *dummy* de impulso (DU1) capta um *outlier* para 1986T4 na variável (qx), e (S1) é uma *dummy* sazonal para o primeiro trimestre.

A nova estimação mostra bons resultados, com um alto coeficiente de determinação e melhor especificação. Os testes CUSUM e de previsão N passos à frente não apontam problemas e todos os coeficientes apresentam os sinais esperados (ver o gráfico 4.6 no anexo C).

**Tabela 4.13**  
**Demanda: Estimação de  $qx$  por MQO, com *dummies* (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
px	-0,209	0,454	-0,459	0,6471
px*DU93T3	0,072	0,009	7,295	0,0000
pxw	0,827	0,374	2,206	0,0303
pxw*DU04T2	0,091	0,023	3,829	0,0003
yw	0,965	0,153	6,271	0,0000
e	0,308	0,140	2,194	0,0311
DU1	-0,598	0,035	-16,77	0,0000
S1	-0,151	0,027	-5,449	0,0000
constante	-4,310	2,415	-1,784	0,0782

$R^2=0,93$ ; AIC=-1,27; SIC=-1,01; F=133,6a; RESET(1)=0,01

*Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.*

Na tabela 4.13, os preços têm comportamentos diferentes devido à mudança de regime. Quanto aos preços de exportação (px), em 1985T1-1993T2 o coeficiente não é significativo. A partir de 1993T3 a elasticidade-preço da demanda de longo prazo torna-se significativa, passando a -0,137. Essa mudança pode estar refletindo o aumento de importância dos preços frente à diminuição do protecionismo na economia brasileira, ou seja, um reflexo da diminuição do viés antiexportador no Brasil. No caso dos preços de exportação do concorrente externo, entre 1985T1 e 2004T1 o coeficiente é significativo e apresenta elasticidade de 0,827. A partir de 2004T2 a elasticidade-preço do concorrente no longo prazo passa para 0,918, uma variação de 11%. É importante destacar a diferença de grandeza entre as elasticidades de (px) e (pxw). A baixa elasticidade de (px) e a elasticidade próxima à unidade de (pxw) ressaltam que os preços dos concorrentes são muito mais importantes para a demanda do que os preços brasileiros. A elasticidade-câmbio da demanda mostra que uma desvalorização de 1% do câmbio real elevaria o quantum exportado em 0,30%. A elasticidade-renda próxima à unidade mostra que uma variação de 1% na renda mundial causaria um impacto de 0,96% sobre o quantum exportado, resultado próximo ao encontrado por Castro e Cavalcanti (1997) e por Ribeiro (2006).

A seguir é feito o teste de co-integração de Johansen para verificar quantos vetores co-integrados existem. De início implementa-se um VAR com quatro defasagens em  $[qx = f(px, pxw, e, yw)]$  com a condição de estabilidade satisfeita. Os testes de co-integração de Johansen do máximo autovalor e do traço mostram a existência de um vetor co-integrado. Normalizando este vetor para a variável (qx), tem-se que  $\beta = (1; 0,006; -1,454; -0,908, 0,234, -0,014t; 5,782c)$ . A ordem aqui apresentada é:  $\beta = (qx, px, pxw, e, yw, tendência, constante)$ .

**Tabela 4.14**  
**Demanda Total: Teste de co-integração de Johansen (1985.I-2006.IV)**

<i>Teste de Johansen – teste do traço</i>					
Ho: Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3	r ≤ 4
Autovalor	0,408	0,212	0,182	0,113	0,092
Estatística traço	98,10	54,55	34,73	18,00	8,03
Valor crítico a 5%	88,80	63,87	42,91	25,87	12,51
<i>Teste de Johansen – teste do máximo autovalor</i>					
Ho: Posto = r	r = 0	r = 1	r = 2	r = 3	r = 4
Autovalor	0,408	0,212	0,182	0,113	0,092
Estat. max autovalor	43,55	19,81	16,73	9,96	8,03
Valor crítico a 5%	38,33	32,11	25,82	19,38	12,51

Tendência: Linear determinística restrita. Lags em  $1^\circ\Delta$ : 1 a 4.

Com o objetivo de modelar a dinâmica de curto prazo de forma semelhante às equações de oferta, formula-se um MCE que inclui as diferenças das variáveis do modelo e um termo de correção de erros, correspondente ao vetor de co-integração resultante da tabela 4.14. Partindo-se do geral para o particular, inicialmente com um VAR de quatro defasagens, chega-se aos resultados da tabela 4.15.

**Tabela 4.15**  
**MCE para demanda de exportações  $\Delta qx$  (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>
$\Delta qx_{t-4}$	0,309	0,071	4,321
$\Delta qx_{t-2}$	-0,266	0,076	-3,462
$\Delta e_{t-2}$	-0,384	0,117	-3,278
$\Delta yw_{t-2}$	0,567	0,284	1,993
DU1	-0,479	0,077	-6,156
constante	0,018	0,008	2,103
$vce_{t-1}$	-0,402	0,064	-6,220

$R^2=0,73$ ; AIC=-2,22; SIC=-2,01; White=142,84; JB=163,75a; LM(4)=37,43.

O MCE estimado na tabela 4.15 fornece resultados razoáveis com todos os coeficientes se mostrando significativos. Foi inserida uma *dummy* de impulso (DU1)

para captar um *outlier* para 1986T4 na variável (qx), que se mostrou significativa e melhorou a especificação do modelo. O impacto da taxa de câmbio real no longo prazo é diferente do impacto ocorrido em dois trimestres, ou seja, a elasticidade-câmbio da demanda tem sinal negativo no curto prazo, uma evidência da presença, mais uma vez, de algum tipo de “efeito J”. Pode-se concluir que uma desvalorização real da taxa de câmbio começa a produzir efeitos significativos sobre a quantidade exportada somente no longo prazo.

A elasticidade-renda da demanda tem o sinal esperado e o impacto se concentra a partir do 2º trimestre, com coeficiente de 0,567. Neste caso, 59% do impacto total ocorre no curto prazo, ficando 41% para o longo prazo. Já os termos defasados da variável dependente no mecanismo apresentam comportamento cíclico, mas em conjunto influenciam positivamente o quantum exportado no curto prazo. Esta pode ser uma evidência de que os produtos nacionais têm boa aceitação no exterior.

A análise da resposta das variáveis a desequilíbrios de longo prazo pode ser feita a partir do coeficiente de realimentação do modelo, que na tabela 4.15 é dado por -0,402. A velocidade do ajuste é rápida ocorrendo uma correção de 40% do desequilíbrio a cada trimestre, velocidade menor que a encontrada por Ribeiro (2006) para a demanda total por exportações brasileiras, a partir de dados mensais para o período 1999-2005, com um coeficiente de -0,84.

#### 4.3.2. Demanda por exportações madeira e mobiliário

Essa seção analisa os dados referentes à demanda por exportações do segmento de madeira e mobiliário. A regressão que obtém os dados de longo prazo é apresentada pela tabela 4.16:

**Tabela 4.16**  
**Demanda: Estimação de qx13 por MQO (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
px13	-0,076	0,434	-0,177	0,8599
pxw13	3,794	0,594	6,385	0,0000
e	0,957	0,212	4,513	0,0000
yw	1,255	0,336	3,725	0,0004
constante	-22,790	2,037	-11,186	0,0000

$R^2=0,91$ ; AIC=-0,12; SIC=0,02; F=202,13a; RESET(1)=16,45a

A estimação apresenta desempenho razoável, com um alto coeficiente de determinação. O teste CUSUM não aponta para instabilidade nos parâmetros, mas a estatística RESET mostra má especificação do modelo e o teste de previsão N passos à frente mostra instabilidade nos parâmetros (ver o gráfico 4.7 no anexo C). Assim, a inserção de variáveis *dummy* no modelo pode colaborar para uma melhor especificação e estabilidade. Desta forma, além das variáveis do modelo inicial foram agregadas duas novas. A nova variável ( $e*DU94T3$ ) é resultado da multiplicação da variável ( $e$ ) por uma *dummy* igual a zero entre 1985T1 e 1994T2 e igual a 1 a partir de 1994T3. Esta variável foi adotada a fim de mostrar o choque sofrido pelo câmbio por ocasião do Plano Real. A nova variável ( $px13*DU94T3$ ) é resultado da multiplicação da variável ( $px13$ ) pela mesma *dummy*. Esta variável foi implementada para evidenciar o choque sofrido pelos preços do setor, que começaram a apresentar maior influência a partir da parte final do principal período de abertura comercial brasileira, mais uma vez apontando a importância da redução do viés antiexportador no país. Neste processo é possível definir os valores dos coeficientes associados a estas duas variáveis e suas significâncias em cada um dos períodos analisados.

**Tabela 4.17**  
**Demanda: Estimação de  $qx13$  por MQO, com *dummies* (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
px13	-1,874	0,357	-5,236	0,0000
px13*DU94T3	1,288	0,340	3,786	0,0003
pxw13	4,699	0,389	12,070	0,0000
yw	1,497	0,446	3,357	0,0012
e	1,483	0,163	9,089	0,0000
e*DU94T3	-1,136	0,328	-3,457	0,0009
constante	-22,772	2,847	-7,998	0,0000

$R^2=0,95$ ; AIC=-0,70; SIC=-0,50; F=256,8a; RESET(1)=1,34  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance.

A estimação com *dummies* mostra um melhor desempenho, com boa especificação apontada pelo teste RESET e com um alto  $R^2$ . Os testes CUSUM e de previsão N passos à frente apresentam-se satisfatórios (ver o gráfico 4.8 no anexo C). Os resultados da tabela 4.17 mostram que a quebra estrutural ocorrida em 1994T3 altera significativamente o comportamento assumido pelo câmbio e pelos preços de exportação. No caso do câmbio, entre 1985T1 e 1994T2 o coeficiente é

significativo e apresenta elasticidade-câmbio da demanda de 1,483. A partir de 1994T3 a elasticidade-câmbio da demanda de longo prazo perde força, passando a 0,347, uma diminuição de 76,6%. Comparando-se a influência do câmbio para a demanda por exportações totais e setoriais, nota-se que as duas elasticidades apresentam magnitudes semelhantes, na ordem de 0,30 e 0,35. No caso dos preços de exportação, entre 1985T1 e 1994T2 o coeficiente é significativo e apresenta elasticidade-preço da demanda de -1,874. A partir de 1994T3 a elasticidade-preço da demanda de longo prazo passa para -0,586, uma diminuição de 68,7%. Essas variações estariam enfatizando a mudança de importância relativa entre câmbio e preços em relação à renda externa e preços dos concorrentes externos a partir do final de 1994. Com esta mudança, a renda externa e os preços dos concorrentes passaram a ter uma importância relativa bem mais pronunciada devido ao avançado estágio que atingira o processo de abertura comercial do Brasil.

Assim como a renda externa mostrou-se importante para a demanda por exportações totais do Brasil, com elasticidade de 0,965, cabe destacar também a relevância da renda externa para o setor, que no caso de uma variação de 1%, causaria um impacto de 1,5% no quantum exportado. Ribeiro (2006) também encontrou evidências de que a absorção externa é o principal determinante da demanda por exportações brasileiras no período 1999-2005. Nota-se ainda que, como ocorrera com a demanda por exportações totais com diferença de grandeza entre  $(px)$  e  $(pxw)$  na ordem de 6,5 vezes, o setor também apresenta essa característica. A alta elasticidade associada a  $(pxw13)$ , que na eventualidade de um aumento de 1% aumentaria o quantum exportado em 4,7%, apresenta grandeza oito vezes maior que a elasticidade de  $(px13)$ .

Após, seguindo a proposta de Johansen, testam-se as séries para a possibilidade de co-integração partindo-se de um VAR com quatro defasagens em  $[qx13 = f(px13, e, pxw13, yw)]$ . Como anteriormente, todas as raízes apresentam módulo inferior à unidade, satisfazendo a condição de estabilidade do VAR. De acordo com a tabela 4.18, os testes de co-integração de Johansen do traço e do máximo autovalor mostram a existência de um vetor co-integrado. Normalizando este vetor para  $(qx13)$ , tem-se que  $\beta = (1; -1,161; -3,682; -1,249; -1,323; 29,539c)$ . A ordem aqui é:  $\beta = (qx13, px13, pxw13, e, yw, constante)$ .

**Tabela 4.18**  
**Demanda Setorial: Teste de co-integração de Johansen (1985.I-2006.IV)**

<i>Teste de Johansen – teste do traço</i>					
Ho: Posto = r	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3	r ≤ 4
Autovalor	0,377	0,208	0,165	0,068	0,015
Estatística traço	79,07	40,63	21,65	7,02	1,25
Valor crítico a 5%	69,81	47,85	29,79	15,49	3,84
<i>Teste de Johansen – teste do máximo autovalor</i>					
Ho: Posto = r	r = 0	r = 1	r = 2	r = 3	r = 4
Autovalor	0,377	0,208	0,165	0,068	0,015
Estat. max autovalor	38,44	18,97	14,62	5,77	1,25
Valor crítico a 5%	33,87	27,58	21,13	14,26	3,84

Tendência: Linear determinística. Lags em  $1^\circ\Delta$ : 1 a 4.

Procede-se, então, à especificação do MCE para  $\Delta qx_{13}$ , com o termo de correção de erros correspondente ao respectivo vetor de co-integração gerado pelos resultados da tabela 4.18. Partindo-se de um número de defasagens compatível com o VAR inicial e com o critério do geral para o particular chega-se aos resultados da tabela 4.19:

**Tabela 4.19**  
**MCE para demanda de exportações  $\Delta qx_{13}$  (1985.I-2006.IV)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-padrão</i>	<i>Estatística t</i>
$\Delta e_{t-4}$	0,221	0,154	1,434
$\Delta e_{t-2}$	-0,308	0,163	-1,892
$\Delta yw_{t-2}$	0,532	0,404	1,316
DU2	-0,166	0,111	-1,496
S1	-0,095	0,029	-3,283
constante	0,045	0,014	3,247
$vce_{t-1}$	-0,287	0,064	-4,444

$R^2=0,39$ ; AIC=-1,53; SIC=-1,33; White=161,18; JB=122,05a; LM(4)=31,50.

As variáveis da tabela 4.19 mostram os sinais esperados, embora algumas delas sejam significantes somente nos níveis de 10% ou 15%. Foi inserida uma *dummy* de impulso (DU2) para captar um *outlier* para 1987T1 na variável ( $qx_{13}$ ) e também uma *dummy* sazonal (S1) para o primeiro trimestre. Essas *dummies* colaboraram substancialmente para melhorar os resultados. O impacto da taxa de câmbio real em quatro trimestres é diferente do impacto ocorrido em dois trimestres, ou seja, a elasticidade-câmbio da demanda muda de sinal entre o 2º e o 4º trimestre, fenômeno semelhante ao encontrado por Morais e Barbosa (2006) para o setor de calçados, que seria mais uma evidência do “efeito J”. No curto prazo a

desvalorização cambial não produz um efeito positivo sobre as exportações de madeira e mobiliário. A elasticidade-renda da demanda tem o sinal esperado e o impacto gerado se concentra a partir do 2º trimestre, com coeficiente de 0,532. Já que o coeficiente de longo prazo é 1,497, significando que somente 35,5% do impacto total ocorre no curto prazo, ficando o restante para ser ajustado no longo prazo, ou seja, a resposta do consumidor a aumentos da renda pode ser considerado lento para bens desse setor.

A análise da resposta das variáveis a desequilíbrios de longo prazo pode ser feita a partir do coeficiente de realimentação do modelo, que na tabela 4.19 é dado por -0,287. A velocidade do ajuste é rápida, ocorrendo uma correção de 28,7% do desequilíbrio a cada trimestre. Como no caso da oferta, não há trabalhos anteriores para comparações, mas Moraes e Barbosa (2006) encontraram para a demanda por exportações brasileiras de calçados uma velocidade de ajuste de 38% a cada trimestre no período 1985-2003. Já Portugal (1993a) estimou para a demanda por exportações de produtos industriais, com dados trimestrais para 1975-1988, um coeficiente de ajustamento de -0,20.

## 5. CONCLUSÃO

O objetivo geral desta dissertação foi estimar equações de demanda e de oferta das exportações totais brasileiras e do setor de madeira e mobiliário do Brasil, com dados trimestrais, no período entre 1985 e 2006, para sua utilização na previsão e análise de políticas econômicas.

O enfoque teórico procurou descrever o processo de abertura comercial brasileira no período compreendido entre o final da década de 1980 e o início dos anos 1990 e apresentar as principais características exportadoras do agregado brasileiro e do setor da madeira e mobiliário do Brasil entre 1985 e 2006. Também foram revisados alguns trabalhos sobre equações de exportação realizados no Brasil, evidenciando os modelos propostos e os resultados obtidos. Finalmente, foram abordados os aspectos econométricos, principalmente aqueles ligados à existência de raízes unitárias e co-integração em séries econômicas.

Na abordagem empírica foram executados os testes pertinentes nas séries e estimadas as equações de exportações totais e do setor. Primeiramente foram feitos os testes de raiz unitária para as variáveis do quantum exportado e para as variáveis independentes que captam os efeitos preço, renda e cíclicos e que poderiam ser utilizadas para explicar o modelo proposto. O teste de raiz unitária para a frequência sazonal não encontrou evidência de integração sazonal em nenhuma das séries. O teste conduzido na presença de quebra estrutural apontou a presença de raiz unitária em todas as variáveis. Já o teste ADF mostrou que as séries da utilização da capacidade instalada ( $uci$ ) e ( $uci13$ ), ao contrário das demais variáveis que são  $I(1)$ , são estacionárias em nível, de onde se conclui que  $(uci) \sim I(0)$  e  $(uci13) \sim I(0)$ . Portanto, estas ficaram fora das estimações por não apresentarem a mesma ordem de integração das demais séries. Depois, foram estimadas as equações de longo prazo e através da metodologia de Johansen verificou-se a possível existência de vetores de co-integração para cada relação. Por fim, a relação de curto prazo foi obtida através da metodologia do mecanismo de correção de erros.

Para a equação da oferta de exportações totais ficou evidente que as variáveis explicativas sofrem quebra estrutural no período. Para o caso do câmbio, a mudança ligada ao Plano Real ocorre em 1994T4, com a elasticidade-câmbio da oferta passando de 0,304 para 0,276. No caso dos preços de exportação a mudança

ocorre em 2002T3, com a elasticidade-preço da oferta passando de 0,426 para 0,460, fenômeno ligado ao crescimento do índice de preço de exportação a partir do final de 2002. Mesmo não sendo alterações muito substanciais, apresentam variações próximas às encontradas por Portugal (1993a) para a oferta de exportações industriais entre 1975 e 1988. Essas variações estariam enfatizando a mudança de importância relativa entre câmbio e preços e a consequente alteração da fonte de rentabilidade do exportador a partir da segunda metade do período considerado. No curto prazo ocorre algum tipo de “efeito J”, ou seja, após a desvalorização do câmbio as exportações não reagem como esperado, ficando o ajuste para o longo prazo. A elasticidade-preço da oferta tem o sinal esperado e o impacto gerado por uma variação nos preços se concentra no 1º trimestre, decaindo ao longo do tempo. O coeficiente de realimentação do modelo mostra que a velocidade do ajuste é bastante rápida, ocorrendo uma correção de 73% do desequilíbrio a cada trimestre, valor um pouco menor que o encontrado por Pourchet (2003) de 37% ao mês entre 1991 e 2002.

Na equação da oferta de exportações do setor madeira e mobiliário também ocorreram quebras estruturais no período. Para o caso do câmbio a mudança ocorre em 1994T4, com a elasticidade-câmbio da oferta passando de 0,619 para 0,767. No caso dos preços de exportação do setor a mudança ocorre em 2002T1, com a elasticidade-preço da oferta passando de 1,049 para 1,172. Para ambas as variáveis o resultado obtido mostra que o setor é muito mais sensível a mudanças que o agregado. A evidência aqui encontrada dá suporte à diferença de comportamento entre o quantum total e setorial na parte final do período aqui estimado, com o câmbio valorizado afetando muito mais o quantum do setor. No curto prazo também ocorre o “efeito J”, com o coeficiente da elasticidade-câmbio da oferta setorial apresentando sinal negativo no 2º trimestre. No caso dos preços o impacto limita-se ao longo prazo. O coeficiente de ajustamento do modelo mostra que a velocidade de realinhamento é rápida, ocorrendo uma correção em torno de 36% do desequilíbrio a cada período, resultado menor do que o encontrado em Morais e Barbosa (2006) onde o processo de ajustamento da oferta de exportações de calçados é de 54% a cada trimestre para o período 1985-2003. Já Portugal (1993a) estimou para a oferta de exportações de produtos industriais uma velocidade de ajuste de 23% a cada trimestre entre 1975 e 1988.

Na equação de longo prazo da demanda por exportações totais ocorre uma quebra estrutural nos preços de exportação do concorrente externo em 2004T2, com sua elasticidade passando de 0,827 para 0,918. No caso dos preços de exportação, entre 1985T1 e 1993T2 o coeficiente não é significativo e entre 1993T3 e 2006T4 a elasticidade-preço da demanda torna-se significativa com coeficiente de -0,137, mudança que enfatiza o aumento de importância dos preços frente à diminuição do protecionismo na economia brasileira. A baixa elasticidade de  $(px)$  e a elasticidade próxima à unidade de  $(pxw)$  mostram que os preços dos concorrentes são muito mais importantes para a demanda do que os preços brasileiros. A elasticidade-renda próxima à unidade mostra que uma variação de 1% na renda mundial causaria um impacto de 0,96% sobre o quantum exportado, resultado próximo ao encontrado por Castro e Cavalcanti (1997) e por Ribeiro (2006), e a elasticidade-câmbio da demanda apresenta que uma desvalorização de 1% do câmbio real elevaria o quantum exportado em 0,30%. No curto prazo a elasticidade-câmbio da demanda tem sinal negativo, ao contrário do longo prazo, evidência de algum tipo de “efeito J”. A elasticidade-renda de curto prazo é 0,567 e significa que 59% do impacto total das mudanças na renda externa sobre as exportações ocorrem no ano corrente. O coeficiente de realimentação do modelo mostra que a velocidade de ajuste é rápida, ocorrendo uma correção de cerca de 40% do desequilíbrio de longo prazo a cada período, velocidade menor que a encontrada por Ribeiro (2006) para a demanda total por exportações brasileiras, a partir de dados mensais de 1999-2005, com um coeficiente de -0,84.

Para a equação da demanda por exportações do setor madeira e mobiliário ocorre uma quebra estrutural nos preços de exportação em 1994T3, com sua elasticidade passando de -1,874 para -0,586, uma diminuição de 68,7%. No caso do câmbio a quebra também ocorre em 1994T3, com o coeficiente passando de 1,483 para 0,347, uma diminuição de 76,6%. Essas variações estariam enfatizando a mudança de importância relativa entre câmbio e preços em relação à renda externa e preços dos concorrentes externos a partir do final de 1994. Com esta mudança, a renda externa e os preços dos concorrentes passariam a ter uma importância relativa bem mais pronunciada, fato que pode estar associado ao avanço do processo de abertura comercial do Brasil. Nesta mesma linha, Ribeiro (2006) encontrou evidências de que a absorção externa é o principal determinante da demanda por exportações brasileiras no período 1999-2005. A elasticidade-renda

mostra que uma alteração de 1% na renda mundial causaria um impacto de 1,5% no quantum exportado e a elasticidade associada aos preços do concorrente externo mostra que na eventualidade de um aumento de 1%, o impacto sobre o quantum exportado seria de 4,7%. No curto prazo há evidência de “efeito J” com a elasticidade-câmbio da demanda apresentando sinal negativo no segundo trimestre e mudando de sinal em quatro trimestres. O coeficiente da renda é de 0,532 e é concentrado no 2º trimestre, mostrando que 35,5% do impacto total ocorre no curto prazo, ficando o restante do ajuste para o longo prazo. O coeficiente de realimentação do modelo mostra que a velocidade de ajuste é rápida, ocorrendo uma correção de aproximadamente 29% do desequilíbrio de longo prazo a cada trimestre. Morais e Barbosa (2006) encontraram, para 1985-2003, correção de 38% a cada trimestre para calçados. Já Portugal (1993a), para o período 1975-1988, encontrou correção de 20% ao trimestre para produtos industriais.

Os resultados obtidos estão de acordo com os objetivos traçados. A maior contribuição desta dissertação foi encontrar as elasticidades do setor madeira e mobiliário e fazer uma comparação entre este setor e o agregado brasileiro. Como sugestão de pesquisa futura, propõe-se testes alternativos de quebra estrutural, como Gregory *et al* (1996) e especificações com parâmetros variáveis ou mudança de regime.

## REFERÊNCIAS

AVERBUG, André. Abertura e Integração Comercial Brasileira na Década de 90. In: Giambiagi, F. (org.); Moreira, M. M. (org.). **A Economia Brasileira nos Anos 90**. Rio de Janeiro, BNDES, out. 1999. p. 43-82.

AZEVEDO, André Filipe Zago de. Mercosur: Ambitious Policies, Poor Practices. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 24, n. 4, p. 584-601, out./dez. 2004.

AZEVEDO, André Filipe Zago de; PORTUGAL, Marcelo Savino. Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importações. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 8, n. 1, p. 37-63, jul. 1998.

BALDWIN, Richard E.; MARTIN, Philippe. Two waves of globalisation: Superficial similarities, fundamental differences. **NBER**, Working Paper n. 6904. Cambridge, 1999. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/>>. Acesso em: 10 set. 2007.

BARBOSA, Fernando de Holanda. Crescimento, crise e transição da economia. **Conjuntura Econômica**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 11, p. 22-29, nov. 2007.

BRAGA, Helson C.; MARKWALD, Ricardo A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. **IPEA**, Texto para Discussão Interna n. 57. Brasília, 1983. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 05 set. 2007.

BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. **Journal of the Royal Statistical Society - Series B**, v. 37, n. 2, p. 149-192. 1975.

CARDOSO, Eliana; DORNBUSCH, Rudiger. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 3, p. 429-437, jul./set. 1980.

CARVALHO, Alexandre; DE NEGRI, João Alberto. Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil 1977/1998. **IPEA**, Texto para Discussão Interna n. 698. Brasília, 2000. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 10 out. 2007.

CASTRO, Alexandre Samy de; CAVALCANTI, Marco Antônio F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. **IPEA**, Texto para Discussão Interna n. 469. Rio de Janeiro, 1997. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 15 out. 2007.

CAVALCANTI, Marco Antônio F. H.; RIBEIRO, Fernando José. As exportações brasileiras no período 1977/96: Desempenho e determinantes. **IPEA**, Texto para Discussão Interna n. 545. Rio de Janeiro, 1998. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 15 out. 2007.

CHENG, Kevin C. A reexamination of Korea's Trade flows: What has changed and what explains these changes? **IMF**. Working paper n. 04/145. 2004. Disponível em: <<http://www.imf.org/>>. Acesso em: 15 dez. 2007.

COELHO, Maritzel Rios Fuentes; BERGER, Ricardo. Competitividade das exportações brasileiras de móveis no mercado internacional: uma análise segundo a visão desempenho. **Revista da FAE**, Curitiba, v. 7, n. 1, p. 51-65, jan./jun. 2004.

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

FERRAZ, João Carlos; KUPFER, David; HAGUENAUER, Lia. **Made in Brazil**, Desafios Competitivos para a Indústria. Rio de Janeiro: Campus, 1996. 386p.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812p.

HENDRY, David F.; MIZON, Grayham E. Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England. **The Economic Journal**, v. 88, n. 351, p. 549-563, set. 1978.

HYLLEBERG, S. *et al.* Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, v. 44, n. 1-2, p. 215-238, 1990.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, jun./set. 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JUNZ, H.; RHOMBERG, R. Price competitiveness in export trade among industrial countries. **The American Economic Review**, v. 63, n. 2, p. 412-418, Maio 1973.

KRUGMAN, Paul R; OBSTFELD, Maurice. **Economia Internacional - Teoria e Política**. Tradução de Eliezer Martins Diniz. 6. ed. São Paulo: Pearson, 2005. 558p.

KUME, Honorio. A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva. **IPEA**, Texto para Discussão Interna n. 423. Rio de Janeiro, 1996. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 19 set. 2007.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, v. 23, n. 6, p. 667-685, nov. 2002.

MACKINNON, James G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F. (ed.); GRANGER, C. W. J. (ed.). **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. New York, Oxford University Press, 1991. p. 267-276.

MARKWALD, Ricardo A. **O impacto da abertura comercial sobre a indústria brasileira**: balanço de uma década. In: XIII Fórum Nacional promovido pelo Instituto Nacional de Altos Estudos. Rio de Janeiro, 2001.

MORAES, Márcia Azanha F. D. **Estudo da competitividade de cadeias integradas no Brasil**: impactos das zonas de livre comércio. Cadeia de Madeira e Móveis. Nota Técnica – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2002.

MORAES, Márcia Azanha F. D.; HILGEMBERG, Emerson Martins; FARINA, Elizabeth M.M.Q. **Relatório do fórum de competitividade da cadeia produtiva da indústria de madeira e móveis (CPIMM)** – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, São Paulo, 2001.

MORAIS, Igor Alexandre C.; BARBOSA, Alexandre Englert. Equações de oferta e demanda por exportações do setor de calçados, 1985/2003. **Revista Análise**, Porto Alegre, v. 17, n. 1, p. 67-90, jan./jul. 2006.

MORAIS, Igor Alexandre C.; PORTUGAL, Marcelo Savino. **Structural Changes in the Brazilian Demand for Imports: A Switching Approach**. In: Latin American Meeting of the Econometric Society, 2004. Santiago. LAMES 2004. Santiago, 2004.

MOREIRA, Mauricio Mesquita; CORREA, Paulo Guilherme. Abertura comercial e indústria: o que se pode esperar e o que se vem obtendo. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 17, n. 2, p. 61-91, abr./jun. 1997.

NEWKEY, Whitney; WEST, Kenneth. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, maio 1987.

OLIVEIRA JÚNIOR, Márcio de. A liberalização comercial brasileira e os coeficientes de importação — 1990/95. **IPEA**, Texto para Discussão Interna n. 703. Rio de Janeiro, 2000. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 12 set. 2007.

PINHEIRO, Armando Castelar *et al.* Incentivos Fiscais e Creditícios às Exportações Brasileiras – Resultados Setoriais para o Período 1980-91. **IPEA**, Texto para Discussão Interna n. 300. Rio de Janeiro, 1993. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 10 set. 2007.

PORTUGAL, Marcelo Savino. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 501-540, dez. 1992.

\_\_\_\_\_. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 313-348, ago. 1993a.

\_\_\_\_\_. Equilibrium models of trade equations: A critical review. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 11, p. 69-91, set. 1993b.

POURCHET, Henry Claudio Pereira. **Estimação de Equações de Exportação por Setores: Uma Investigação do Impacto do Câmbio**. 2003. 139 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

RIBEIRO, Livio Santos de Leite. **Dois Ensaio sobre a Balança Comercial Brasileira: 1999/2005**. 2006. 148 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHI, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, n. 2, p. 313-348, 2002.

VEIGA, João Paulo C. As negociações comerciais no governo Lula. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, Rio de Janeiro, v. 83, p 10-15, abr./jun. 2005.

VEIGA, Pedro da Motta. O Viés Antiexportador: Mais Além da Política Comercial. In: Pinheiro, A. C. (org.); Markwald, R. (org.); Pereira, L. V. (org.). **O desafio das exportações**. Rio de Janeiro, BNDES, 2002. p. 155-174.

\_\_\_\_\_. As negociações comerciais sob Lula: o nacional desenvolvimentismo repaginado. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, Rio de Janeiro, v. 87, p 40-44, abr./jun. 2006.

VIZENTINI, Paulo Fagundes. De FHC a Lula - Uma década de política externa (1995-2005). **Civitas – Revista de Ciências Sociais**, Porto Alegre, v. 5, n. 2, p. 381-397, jul./dez. 2005.

## ANEXO A – Tabelas.

Tabela 2.1: Alíquotas de Importação Brasil (1983-2006)

ANO	Nº ITENS	ALÍQUOTA				
		MÍNIMA	MÁXIMA	MÉDIA	MODAL	MEDIANA
1983/1	11.004	0	205	78	30	45
1984	11.106	0	105	47	30	45
1985	11.289	0	105	51,3	30	45
1986	11.333	0	105	51,3	30	45
1987	11.516	0	105	51	30	45
1988	11.516	0	85	41	40	40
1989	12.444	0	85	35,5	40	35
1990	12.750	0	105	32,2	40	30
1991	12.763	0	85	25,3	20	25
1992	12.578	0	65	21,15	20	20
1993/2	13.117	0	55	16,5	20	20
1994/3	12.745	0	40	14,38	20	20
1995/4	8.766	0	62	12,6	14	14
1995/5	8.803	0	70	11,2	14	14
1996/6	9.046	0	70	11,13	14	14
1997/7	9.212	0	63	13,81	17	17
1998/8	9.212	0	49	13,81	17	17
1999/9	9.226	0	35	13,8	17	17
1999/10	9.234	0	35	13,79	17	15
2000	9.372	0	55	13,8	17	17
2001/11	9.406	0	55	12,95	4,5	14
2001/12	9.407	0	55	13	4,5	14
2001/13	9.414	0	55	12,82	4,5	14
2002/14	9.623	0	55	11,79	3,5	13,5
2002/15	9.623	0	55	11,8	3,5	13,5
2002/16	9.626	0	55	11,79	3,5	13,5
2003/17	9.651	0	55	11,55	3,5	13,5
2003/18	9.690	0	55	11,52	3,5	13,5
2004/19	9.730	0	55	10,55	14	12
2004/20	9.730	0	55	10,83	14	13,5
2004/21	9.750	0	55	10,83	14	13
2005/22	9.784	0	55	10,75	14	12
2005/23	9.784	0	55	10,73	14	12
2006/24	9.793	0	55	10,63	14	12
2006/25	9.793	0	35	10,59	14	12
2006/26	9.802	0	35	10,59	14	12
2006/27	9.811	0	35	10,59	14	12

Fonte: MDIC/SECEX/DEINT/CGIR

Notas sobre a tabela 2.1:

/1 - com inclusão de sobretaxas

/2 - vigência a partir de 01/10/92

/3 - entrou em vigor em 01/07/93

/4 - a Tarifa Externa Comum -TEC- entrou em vigor em 01/01/95

/5 - com as alterações feitas na TEC até outubro/95

/6 - em 01/01/96

/7 - em novembro/97- Decreto 2.376/97- inclui acréscimo de 3 pontos percentuais

/8 - em dezembro/98- Decreto 2.376/97- inclui acréscimo de 3 pontos percentuais

/9 - em setembro /99 - Decreto 2.960/99 - inclui acréscimo de 3 pontos percentuais

/10 - em outubro/99 Decreto 3.212/99 - inclui acréscimo de 3 pontos percentuais  
 /11 - em janeiro/01- Decreto 3.704/00 - inclui acréscimo de 2,5 pontos percentuais  
 /12 - em março/01 - Resolução CAMEX 07/01 - inclui acréscimo de 2,5 pontos percentuais  
 /13 - em nov/01 - Resoluções CAMEX 24/01, 27/01, 29/01 e 35/01 – acres. de 2,5 pontos perc.  
 /14 - em jan/02 (Res.CAMEX 42/01) e fev/02 (Res.CAMEX 02/02) – acres. de 1,5 ponto perc.  
 /15 - em jun/02 (até Res.CAMEX 14/02) - inclui acréscimo de 1,5 ponto percentual  
 /16 - em ago/02 (até Res.CAMEX 18/02 e 21/02) - inclui acréscimo de 1,5 ponto percentual  
 /17 - em 01/01/03 (até Res.CAMEX 40/02) - inclui acréscimo de 1,5 ponto percentual  
 /18 - em 28/07/03 (até Res.CAMEX 23/03) - inclui acréscimo de 1,5 ponto percentual  
 /19 - em 01/01/04 (até Res.CAMEX 41/03) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 /20 - em 01/04/04 (até Res.CAMEX 9/04) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 /21 - em 01/08/04 (até Res.CAMEX 22/04) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 /22 - em 01/01/05 (até Res.CAMEX 37/04) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 /23 - em 27/04/05 (até Res.CAMEX 12/05) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 /24 - em 01/01/06 (até Res.CAMEX 44/05) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 /25 - em 07/03/06 (até Res.CAMEX 4/06) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 /26 - em 01/07/06 (até Res.CAMEX 15/06) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 /27 - em 03/11/06 (até Res.CAMEX 33/06) - encerrado o acréscimo temporário da TEC  
 Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/Comercio Exterior/Negociações Internacionais/Mercado Comum do Sul - Mercosul/TEC>

Tabela 2.2: Comparativo das Exportações Totais e Setoriais (1989-2006) (milhões de US\$ FOB)

Ano	Totais	Mobiliário	%	Madeira	%
1989	34.383	47,59	0,14%	325,87	0,95%
1990	31.414	41,84	0,13%	322,61	1,03%
1991	31.620	61,56	0,19%	327,32	1,04%
1992	35.793	130,99	0,37%	404,03	1,13%
1993	38.555	249,48	0,65%	607,88	1,58%
1994	43.545	271,19	0,62%	732,14	1,68%
1995	46.506	316,74	0,68%	756,73	1,63%
1996	47.747	330,84	0,69%	698,59	1,46%
1997	52.986	366,33	0,69%	774,83	1,46%
1998	51.120	338,06	0,66%	688,31	1,35%
1999	48.011	385,23	0,80%	919,07	1,91%
2000	55.086	489,28	0,89%	963,35	1,75%
2001	58.223	484,96	0,83%	963,71	1,66%
2002	60.362	536,61	0,89%	1.112,63	1,84%
2003	73.084	668,43	0,91%	1.359,44	1,86%
2004	96.475	948,18	0,98%	1.893,15	1,96%
2005	118.308	997,47	0,84%	1.844,41	1,56%
2006	137.807	955,99	0,69%	1.671,48	1,21%

Fonte: SECEX / MDIC

Tabela 2.3: Comparativo das Exportações Totais Brasileiras e Mundiais (1989-2006) (bilhões de US\$ FOB)

Ano	Mundo	Brasil	%
1989	2.930,310	34,383	1,173%
1990	3.329,230	31,414	0,944%
1991	3.419,330	31,620	0,925%
1992	3.641,310	35,793	0,983%
1993	3.636,880	38,555	1,060%
1994	4.140,630	43,545	1,052%
1995	4.947,200	46,506	0,940%
1996	5.169,250	47,747	0,924%
1997	5.539,220	52,986	0,957%
1998	5.454,640	51,120	0,937%
1999	5.645,900	48,011	0,850%
2000	6.371,390	55,086	0,865%
2001	6.135,170	58,223	0,949%
2002	6.434,820	60,362	0,938%
2003	7.485,910	73,084	0,976%
2004	9.091,510	96,475	1,061%
2005	10.387,800	118,308	1,139%
2006	12.006,200	137,807	1,148%

Fontes: Mundo: FMI / IFS. Brasil: SECEX / MDIC

Tabela 2.4: Principais destinos das exportações brasileiras de madeira e mobiliário em 2006

Mobiliário		Madeira	
País	US\$ FOB	País	US\$ FOB
ESTADOS UNIDOS	298.301.173	ESTADOS UNIDOS	589.573.171
REINO UNIDO	86.624.050	CHINA	158.751.022
FRANCA	83.480.110	REINO UNIDO	112.529.397
ARGENTINA	76.003.712	FRANCA	97.288.333
ESPAÑA	40.705.554	BELGICA	89.429.645
CHILE	40.695.006	ALEMANHA	64.120.709
ANGOLA	32.700.489	HOLANDA	62.642.024
ALEMANHA	28.929.704	ESPAÑA	53.050.680
HOLANDA	27.278.157	ITALIA	50.638.954
MEXICO	17.273.835	PORTUGAL	31.113.349

Fonte: SECEX / MDIC

Tabela 2.5: Dados do setor mobiliário

Porte da empresa	Quantidade
Micro	11.992
Pequeno	3.372
Médio	436
Grande	304

Concentração	Quantidade
São Paulo	3.754
Rio Grande do Sul	2.443
Minas Gerais	2.126
Paraná	2.133
Santa Catarina	2.020

Fonte: RAIS (2004)

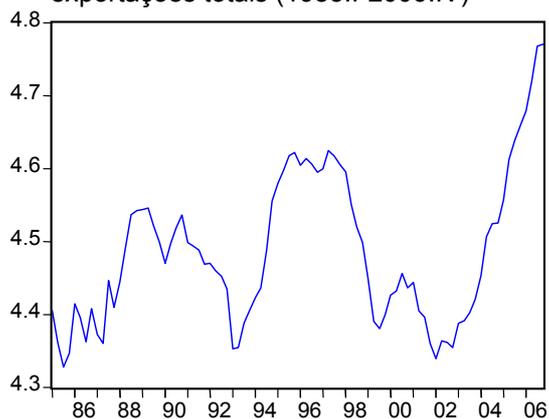
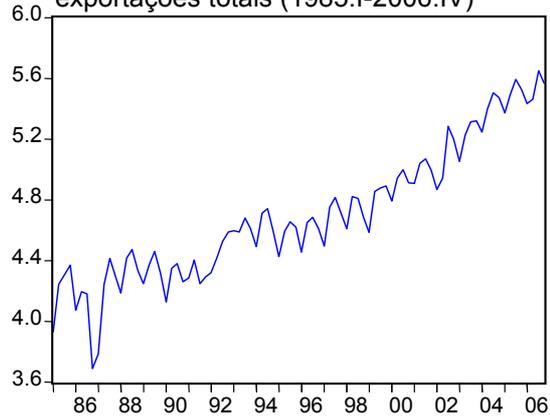
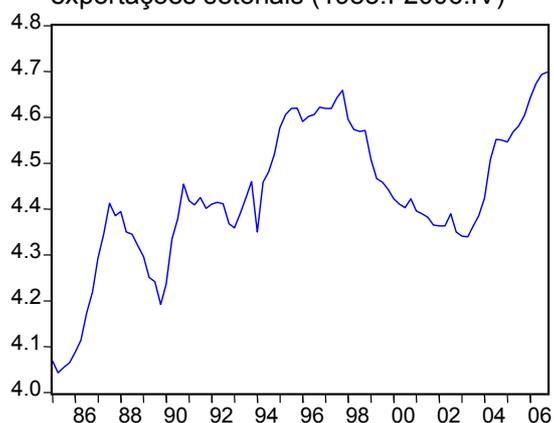
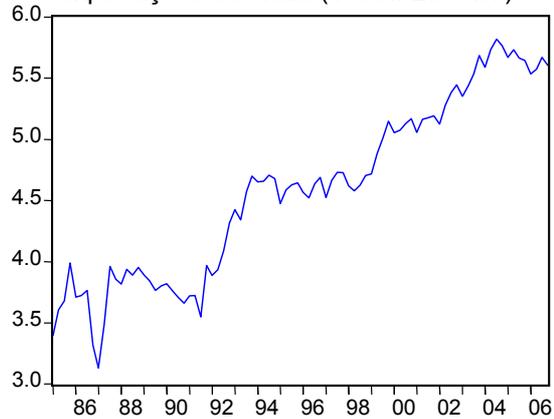
**ANEXO B – Gráficos das séries.****Gráfico 3.1: px - índice de preço das exportações totais (1985.I-2006.IV)****Gráfico 3.2: qx - índice de quantum das exportações totais (1985.I-2006.IV)****Gráfico 3.3: px13 - índice de preço das exportações setoriais (1985.I-2006.IV)****Gráfico 3.4: qx13 - índice de quantum das exportações setoriais (1985.I-2006.IV)**

Gráfico 3.5: pxw - índice de preço das exportações do concorrente externo do agregado (1985.I-2006.IV)

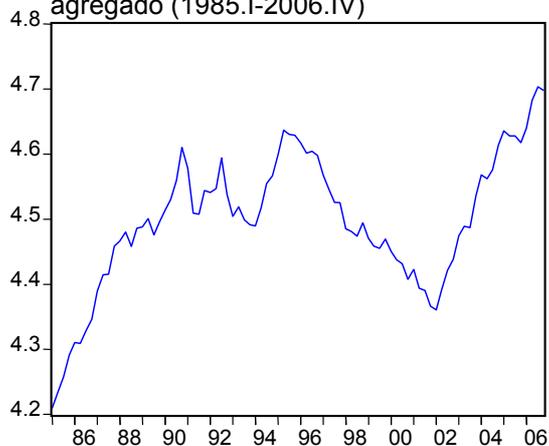


Gráfico 3.6: pxw13 - índice de preço das exportações do concorrente externo do setor (1985.I-2006.IV)

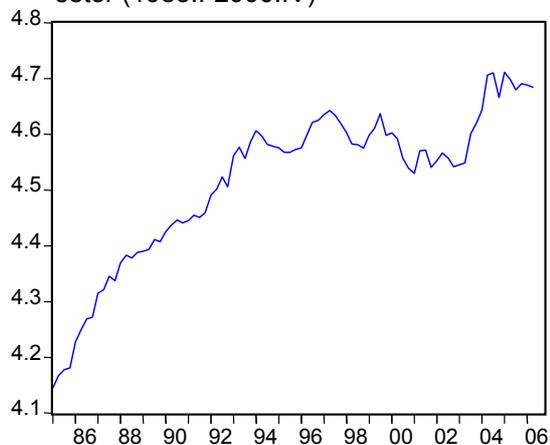


Gráfico 3.7: e - taxa de câmbio real efetiva (1985.I-2006.IV)

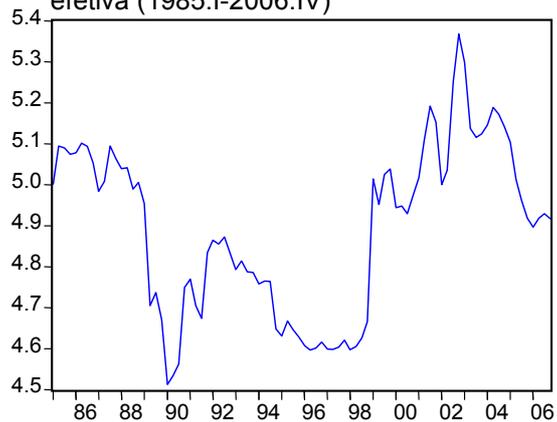


Gráfico 3.8: yw - renda mundial (1985.I-2006.IV)

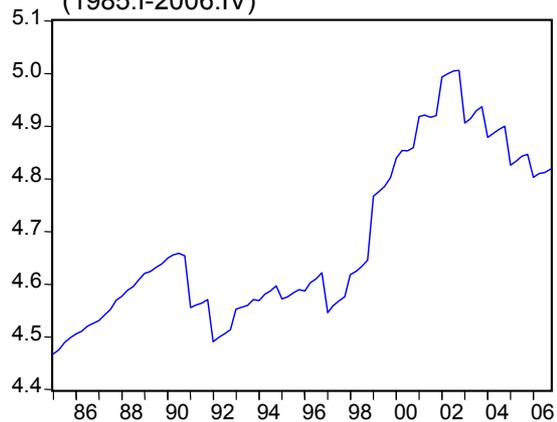


Gráfico 3.9: uci - utilização da capacidade instalada do agregado (1985.I-2006.IV)

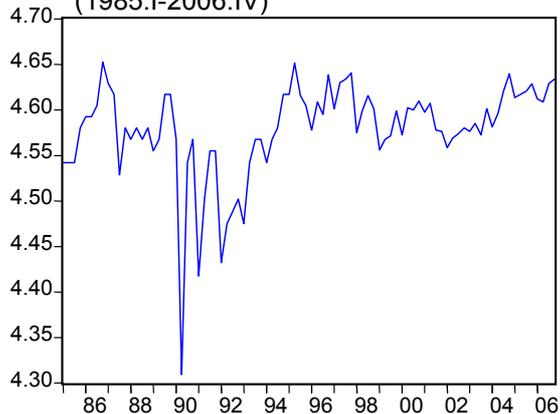
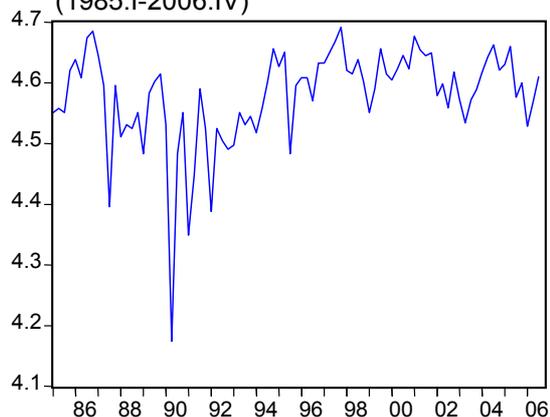
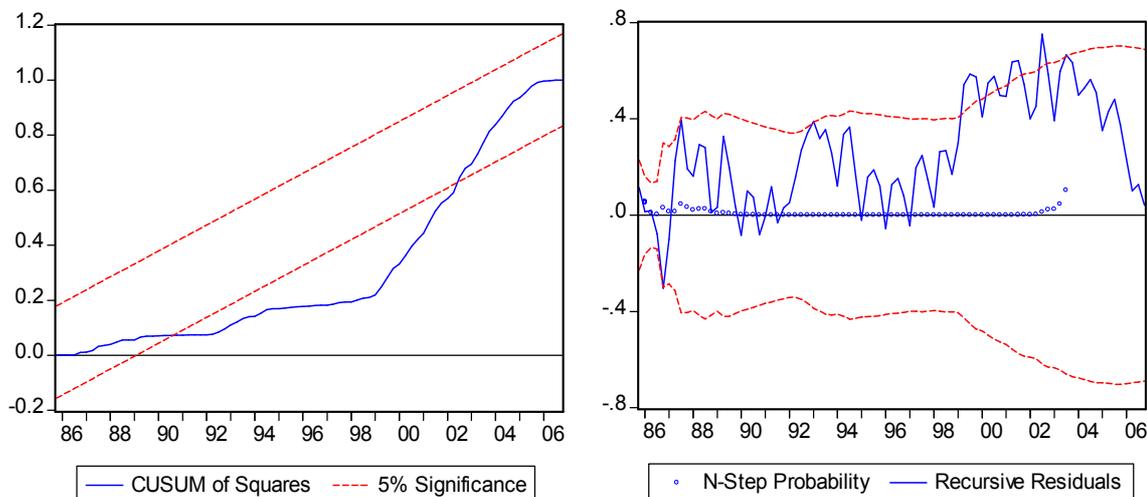


Gráfico 3.10: uci13 - utilização da capacidade instalada do setor (1985.I-2006.IV)

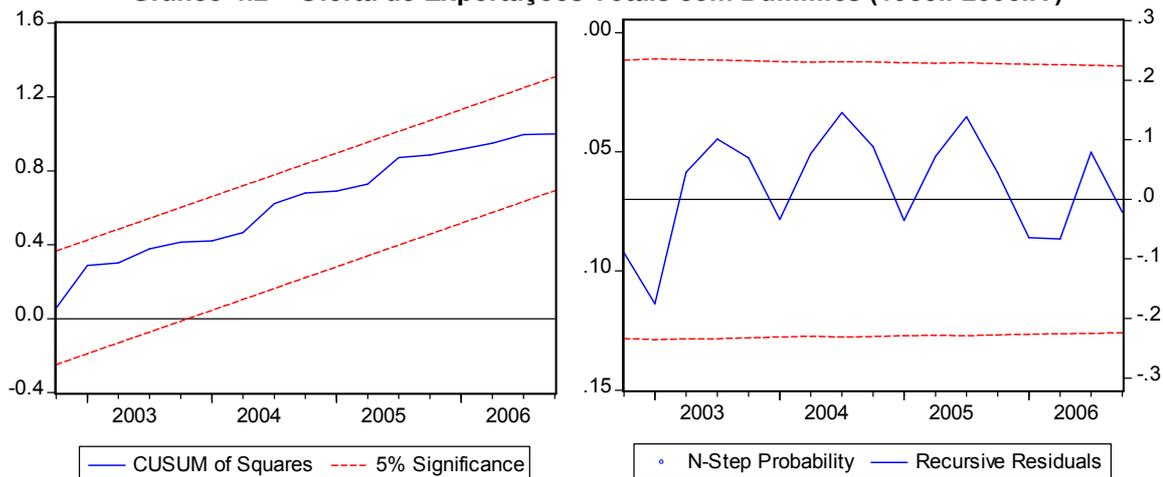


## ANEXO C – Gráficos recursivos.

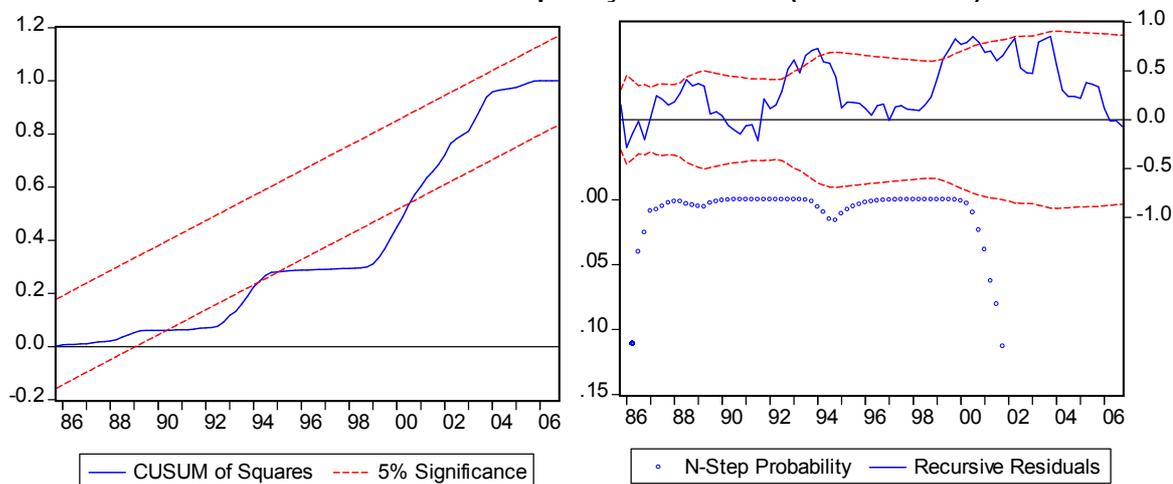
**Gráfico 4.1 – Oferta de Exportações Totais (1985.I-2006.IV)**



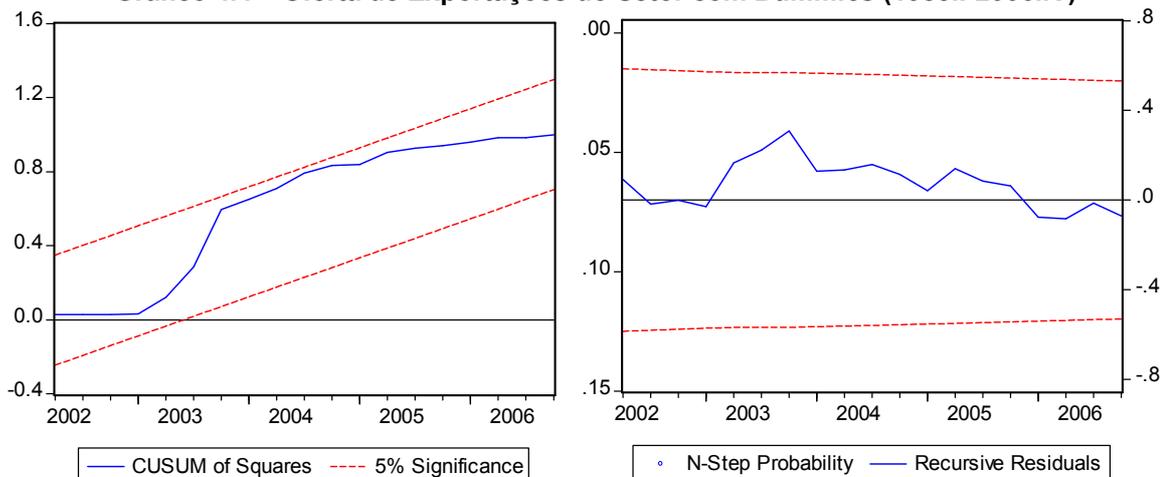
**Gráfico 4.2 – Oferta de Exportações Totais com *Dummies* (1985.I-2006.IV)**



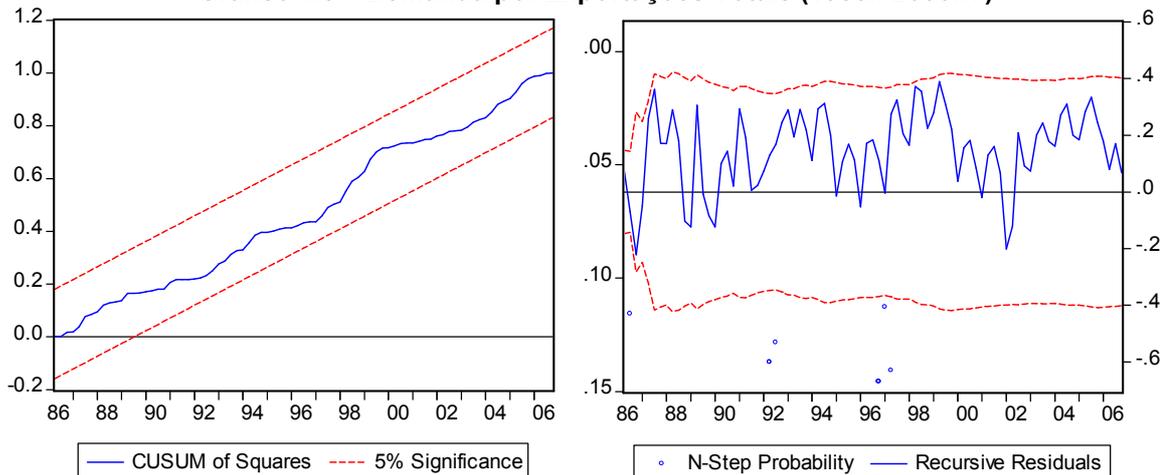
**Gráfico 4.3 – Oferta de Exportações do Setor (1985.I-2006.IV)**



**Gráfico 4.4 – Oferta de Exportações do Setor com *Dummies* (1985.I-2006.IV)**



**Gráfico 4.5 – Demanda por Exportações Totais (1985.I-2006.IV)**



**Gráfico 4.6 – Demanda por Exportações Totais com *Dummies* (1985.I-2006.IV)**

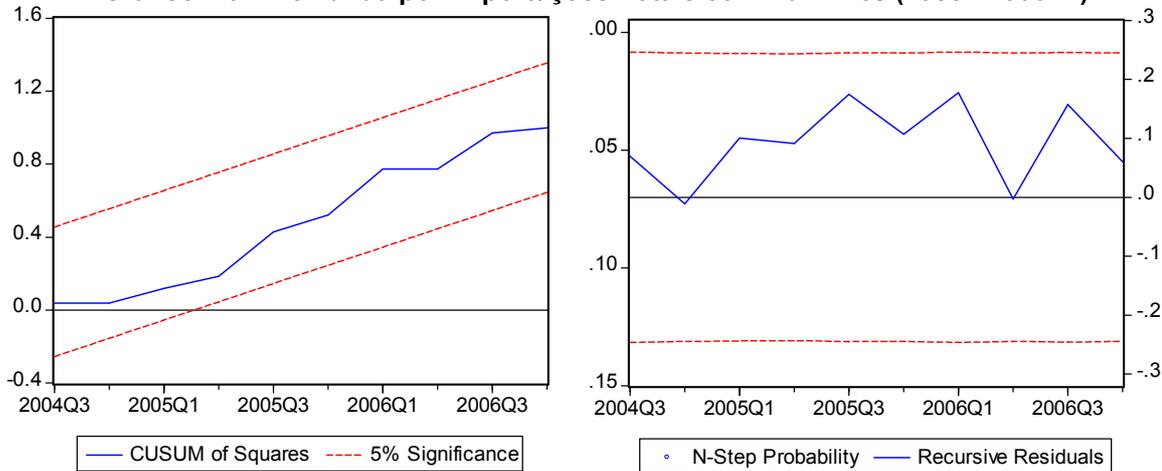
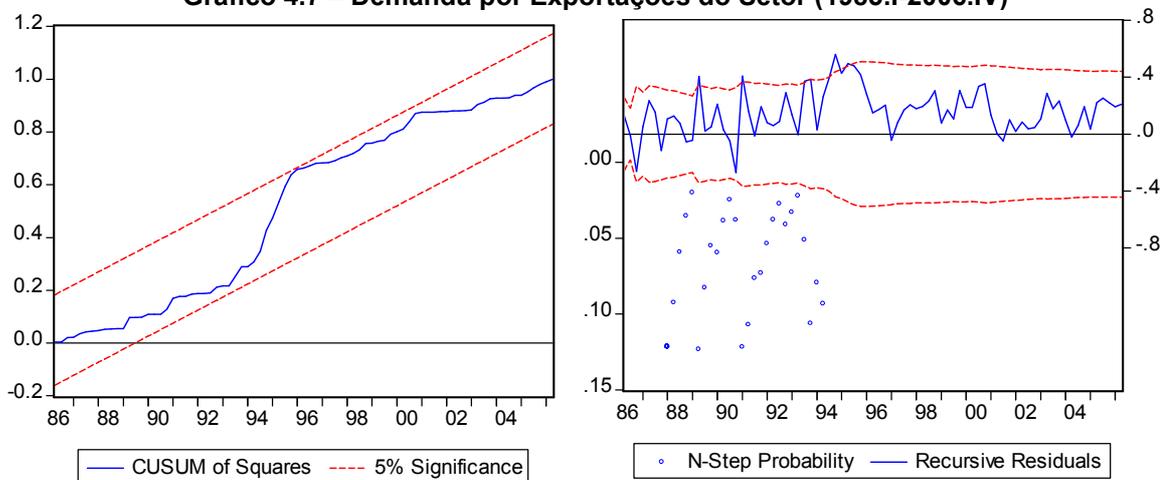
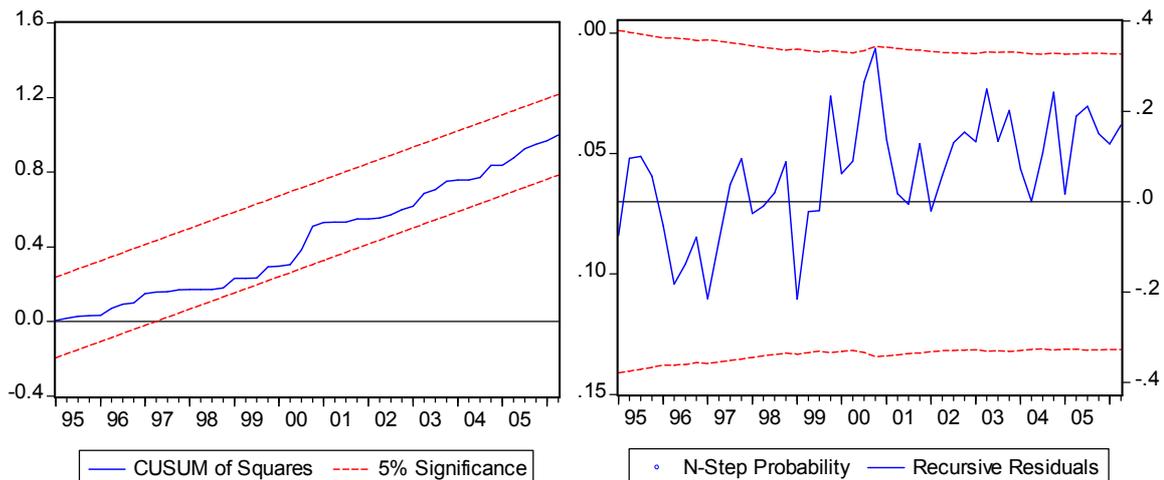


Gráfico 4.7 – Demanda por Exportações do Setor (1985.I-2006.IV)

Gráfico 4.8 – Demanda por Exportações do Setor com *Dummies* (1985.I-2006.IV)

## ANEXO D – Fontes dos dados.

qx = índice de quantum das exportações segundo o total brasileiro.

Fonte: Fundação de Comércio Exterior (FUNCEX).

qx13 = índice de quantum das exportações segundo o setor de atividade madeira e mobiliário.

Fonte: Fundação de Comércio Exterior (FUNCEX).

px = índice de preço das exportações segundo o total brasileiro.

Fonte: Fundação de Comércio Exterior (FUNCEX).

px13 = índice de preço das exportações segundo o setor de atividade madeira e mobiliário.

Fonte: Fundação de Comércio Exterior (FUNCEX).

pxw = índice de preço de exportação do concorrente externo do agregado.

Fonte: Fundo Monetário Internacional (FMI/IFS).

pxw13 = índice de preço de exportação do concorrente externo segundo o setor de atividade madeira e mobiliário.

Fonte: Bureau of Labor Statistics (BLS).

e = taxa de câmbio real efetiva.

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

uci = utilização da capacidade instalada para o total da economia.

Fonte: Fundação Getúlio Vargas – Sondagem Conjuntural.

uci13 = utilização da capacidade instalada para o setor madeira e mobiliário.

Fonte: Fundação Getúlio Vargas – Sondagem Conjuntural.

yw = variável *proxy* que capta o efeito renda externa.

Fonte para o PIB dos diversos países: Fundo Monetário Internacional (IMF – World Economic Outlook Database 2007).

Fonte para as exportações brasileiras: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) – Sistema ALICE.