



Henry Claudio Pereira Pourchet

**Estimação de Equações de Exportações por Setores
Uma Investigação Sobre o Impacto do Câmbio**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica da PUC-Rio.

Orientador: Dr. Cristiano Augusto Coelho Fernandes



Henry Claudio Pereira Pourchet

**Estimação de Equações de Exportação
por Setores: Uma Investigação do
Impacto do Câmbio**

Dissertação de Mestrado apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica do Departamento de Engenharia Elétrica do Centro Técnico Científico da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Dr. Cristiano Augusto Coelho Fernandes
Orientador

Departamento de Engenharia Elétrica - PUC-Rio

Dr. Armando Manuel da Rocha Castelar Pinheiro
IPEA

Dr. Renato da Fonseca
CNI

Prof. Ney Augusto Dumont
Coordenador Setorial do Centro
Técnico Científico - PUC-Rio

Rio de Janeiro, 12 de setembro de 2003

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

Henry Claudio Pereira Pourchet

Graduou-se em Estatística pela ENCE (Escola Nacional de Ciências Estatísticas) em 1993.

Ficha Catalográfica

Pourchet, Henry Claudio Pereira

Estimação de equações de exportações por setores: uma investigação sobre impacto de câmbio / Henry Claudio Pereira Pourchet ; orientador: Cristiano Fernandes. – Rio de Janeiro : PUC, Departamento de Engenharia Elétrica, 2003.

139 f. : il. ; 30 cm

Dissertação (mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Engenharia Elétrica.

Inclui referências bibliográficas.

1. Engenharia elétrica – Teses. 2. Exportação. 3. Elasticidade do câmbio. 4. Defasagens auto-regressivas distribuídas. 5. Mecanismo corretor de erros. I. Fernandes, Cristiano. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Engenharia Elétrica. III. Título.

CDD: 621.3

Agradecimentos

Agradeço sinceramente a todos que me ajudaram de alguma forma a realização desse trabalho. Mas gostaria de destacar alguns que foram determinantes para que eu pudesse empreender essa longa, trabalhosa, mas bastante gratificante jornada

Gostaria de agradecer aos diretores da FUNCEX, Ricardo Markwald e Fernando Correia, pela ajuda financeira e pela disponibilização de horários de trabalho compatíveis com a frequência do curso, bem como a todos os funcionários que sempre cooperaram de muitas formas para o desenvolvimento dessa dissertação. A Fernando Ribeiro e Elisa Pessoa, economistas da FUNCEX, por esclarecer minhas inúmeras dúvidas no campo “arenoso” da economia. A Denilde Barros Pereira, pelo esforço de reunião da bibliografia selecionada.

À reitoria da PUC, pela concessão da bolsa parcial do curso, e à secretaria do departamento de pós-graduação, na pessoa de Maria Alcina Pontes, pelo auxílio no relacionamento acadêmico com a PUC.

Ao meu orientador Cristiano Fernandes que além das suas palavras de estímulo, prestou efetiva orientação, não somente na elaboração desse estudo, como também na minha vida acadêmica na PUC.

A Roberto Olinto, técnico do IBGE, e Sérgio Kannenbley Jr, economista da FE/USP, pelo envio de informações e dados necessários para a elaboração desse estudo.

Em especial à Marco Antônio Cavalcanti, economista do IPEA e Adrian Pizzinga, meu colega de mestrado. Ambos dedicaram pacientemente várias horas para solução de dúvidas na elaboração dos modelos econométricos.

A minha família e, com carinho, a minha esposa Priscilla, pela ajuda nos momentos difíceis dessa caminhada.

Resumo

Pourchet, Henry Claudio Pereira Pourchet. Fernandes, Cristiano. **Estimação de Equações de Exportações por Setores - Uma investigação sobre o impacto do câmbio. Rio de Janeiro.** Rio de Janeiro, 2003. 139 p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Engenharia Elétrica, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O objeto desta dissertação é investigar o impacto do câmbio em diversos setores de exportação no Brasil, utilizando equações econométricas uniequacionais. Em particular, é utilizado o modelo em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL) para obtenção das elasticidades de longo prazo. A dinâmica de curto prazo é obtida sob a forma de um modelo de correção de erros (ECM). São estimadas seis formas alternativas para a equação das exportações, as quais se diferenciam pelas medidas de câmbio (três) e renda mundial (duas) utilizadas.

As estimativas das elasticidades-câmbio das exportações indicam uma relação de longo prazo na maior parte dos 18 setores estudados, porém seu impacto sobre o nível das exportações não é considerado alto, pois as estimativas em sua maioria são inferiores a unidade. No curto prazo, o impacto do câmbio revelou-se ainda mais baixo. Em síntese, o presente estudo mostra que, para o crescimento das exportações, o comportamento do câmbio não é o fator de destaque. No bojo desse estudo, no entanto, outros determinantes das exportações setoriais são identificados: renda mundial, competitividade externa e o produto potencial da indústria.

Palavras-chave

exportação, elasticidade do câmbio, defasagens auto-regressivas distribuídas, mecanismo corretor de erros

Abstract

Pourchet, Henry Claudio Pereira Pourchet. Fernandes, Cristiano. **Estimação de Equações de Exportações por Setores - Uma investigação sobre o impacto do câmbio. Rio de Janeiro.** Rio de Janeiro, 2003. 139 p. MSc. dissertation - Departamento de Engenharia Elétrica, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

The aim of this dissertation is to investigate the impact of the exchange rate in several export sectors of the Brazilian economy, throughout the use of uniequation econometric models. In particular, we make use of the autoregressive distributed lags model (ADL) to obtain the long run exchange rate elasticities. The short run dynamics is obtained by use of a model with error correction mechanism (ECM). We estimate six alternative forms for the export equations, which differ by the indicators of exchange rate (three) and world income (two) used.

The elasticities estimated for the majority of the 18 export sectors investigated suggest the existence of a long run relation between exchange rate and quantum of exports. Nevertheless this impact is not substantial, given the small size of the elasticities coefficients. On the short run, the exchange rate impact was even less pronounced. In a nut shell, our study shows that, in Brazil, the growth of exports is not very much affected by the exchange rate, although other factors have been found to have an effect: world income, foreign competition and industry potential product

Keywords

exports, exchange rate elasticities, autoregressive distributed lags, error correction mechanism

Sumário

1 . Introdução	13
2 . Comportamento das Exportações e Câmbio	14
2.1. Desempenho Setorial das Exportações	24
3 . Revisão da Literatura	28
3.1. Aspectos Teóricos	28
3.2. Estruturas Utilizadas	30
3.3. Métodos de Estimação Empregados	32
3.4. Resultados selecionados	35
4 . Metodologia	38
4.1. Seleção das Variáveis	39
4.2. Método de Estimação	46
4.3. Aplicação do Método de Estimação	50
4.3.1. Análise Inicial das Séries	50
4.3.2. Resultados das Estimativas	56
4.3.3. Investigação do impacto do câmbio	97
4.3.4. Comparação com resultados anteriores	99
5 . Conclusões	101
6 . Referências Bibliográficas	104
Apêndice 1: Séries Elaboradas para o Estudo	107
Apêndice 2: Modelos Estruturais para Séries Temporais	112
Apêndice 3: Aplicação dos Modelos Estruturais	115
Anexo Estatístico: Tabelas e Gráficos	126

Lista de figuras

Figura 1 Evolução mensal das exportações do Brasil	15
Figura 2 Evolução da taxa de câmbio real e de taxa de câmbio efetiva real	17
Figura 3 Evolução dos índices de preço e <i>quantum</i> do Total das exportações - média móvel de 12 meses -	20
Figura 4 Evolução do índice de rentabilidade	22
Figura 5 Evolução da taxa de investimento a preços constantes de 1980	23
Figura 6 Etapas da estimação das equações de exportação	62
Figura 7 Séries do Total de exportação	63
Figura 8 Séries do setor de Extrativa Mineral	67
Figura 9 Séries do setor de Máquinas e Tratores	70
Figura 10 Séries do setor de Material Elétrico	71
Figura 11 Séries do setor de Equipamentos Eletrônicos	73
Figura 12 Séries do setor de Veículos Automotores	75
Figura 13 Séries do setor de Peças e Outros Veículos	77
Figura 14 Séries do setor de Celulose, papel e gráfica	79
Figura 15 Séries do setor de Refino de Petróleo e Petroquímico	81
Figura 16 Séries do setor de Calçados, Couros e Peles	83
Figura 17 Séries do setor de Café	85
Figura 18 Séries do setor de Agropecuária	87
Figura 19 Séries do setor de Açúcar	89
Figura 20 Séries do setor de Óleos Vegetais	92
Figura 21 Séries do setor de Siderurgia	94
Figura 22 Séries do setor de Metalurgia dos Não Ferrosos	95
Figura 23 Séries do setor de Beneficiamento de Produtos Vegetais	96
Figura A24 Série original e componente estimada	120
Figura A25 Autocorrelação do índice de <i>quantum</i> de exportação de Beneficiamento de Produtos Vegetais	128
Figura A26 Autocorrelação do índice de competitividade de Óleos	

Vegetais	128
Figura A27 Autocorrelação do índice de competitividade de Agropecuária	129
Figura A28 Autocorrelação do índice de rentabilidade de Siderurgia	129
Figura A29 Gráficos dos valores efetivo e estimado e resíduos dos modelos ADL	134

Lista de tabelas

Tabela 1	Saldo comercial anual do Brasil	14
Tabela 2	Índices de taxa de câmbio real e de taxa de câmbio efetiva real	18
Tabela 3	Índices de preço e <i>quantum</i> e valor de exportação	19
Tabela 4	Taxas de crescimentos do valor das exportações setoriais	24
Tabela 5	Taxas de crescimentos dos indicadores setoriais	25
Tabela 6	Comparação entre elasticidades de longo prazo setorial	37
Tabela 7	Valor de exportação dos 20 maiores destinos da exportação brasileira na média 2000/02	43
Tabela 8	Testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries do total de exportação e por setores	53
Tabela 9	Testes de Phillips e Perron (PP) para as séries do total de exportação e por setores	54
Tabela 10	Testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips e Perron (PP) para renda mundial e taxas de câmbio	55
Tabela 11	Condição de estacionaridade das séries analisadas	55
Tabela 12	Resultados da aplicação do método de estimação segundo casos	59
Tabela 13	Variáveis indicadoras utilizadas segundo séries	61
Tabela 14	Taxas de crescimentos das exportações brasileiras e importações mundiais	64
Tabela 15	Elasticidades de longo prazo para as medidas do câmbio	98
Tabela 16	Elasticidades de curto prazo para as medidas do câmbio	99
Tabela 17	Comparativo com resultados anteriores	100
Tabela A18	Exportação do setor de Agropecuária segundo produto nível 100	107
Tabela A19	Participação do valor exportado de cada <i>commodity</i> por setor	108
Tabela A20	Relação entre os setores da FUNCEX e os índice de preço do GBL	109

Tabela A21 Participação do exportações brasileiras nas importações dos EUA segundo STIC	110
Tabela A22 Ponderação anual utilizada no cálculo do índice da renda dos principais destinos das exportações	111
Tabela A23 Tipos de modelos em nível e em tendência	114
Tabela A24 Diagnósticos dos resíduos dos modelos estimados pelo método estrutural	117
Tabela A25 Intervenções realizadas nos modelos pelo método estrutural	119
Tabela A26 Valor das exportações segundo setores de atividade	126
Tabela A27 Participação do valor das exportações segundo setores de atividade	126
Tabela A28 Índices de preço de exportação segundo setores de atividade	127
Tabela A29 Índices de <i>quantum</i> de exportação segundo setores de atividade	127
Tabela A30 Índices de rentabilidade de exportação segundo setores de atividade	127
Tabela A31 Correlação entre as séries do Total de exportação e setores	130
Tabela A32 Resultados dos testes de exogeneidade fraca de Wu-Hausman	131

Lista de quadros

Quadro 1	Estimativas para o Total de Exportação	66
Quadro 2	Estimativas para o setor de Extrativa Mineral	69
Quadro 3	Estimativas para o setor de Máquinas e Tratores	71
Quadro 4	Estimativas para o setor de Material Elétrico	72
Quadro 5	Estimativas para o setor de Equipamentos Eletrônicos	74
Quadro 6	Estimativas para o setor de Veículos Automotores	76
Quadro 7	Estimativas para o setor de Peças e Outros Veículos	78
Quadro 8	Estimativas para o setor de Celulose, papel e gráfica	80
Quadro 9	Estimativas para o setor de Refino de Petróleo e Petroquímico	82
Quadro 10	Estimativas para o setor de Calçados, Couros e Peles	84
Quadro 11	Estimativas para o setor de Café	86
Quadro 12	Estimativas para o setor de Agropecuária	88
Quadro 13	Estimativas para o setor de Açúcar	91
Quadro 14	Estimativas para o setor de Óleos Vegetais	93
Quadro 15	Estimativas para o setor de Siderurgia	95
Quadro 16	Estimativas para o setor de Metalurgia dos Não Ferrosos	96
Quadro 17	Estimativas para o setor de Beneficiamento de Produtos Vegetais	97

1. Introdução

O comportamento das exportações brasileiras sempre mereceu bastante atenção por parte dos agentes econômicos. Primeiro, porque seu incremento pode significar maior geração de renda e emprego. Depois, porque uma capacidade grande de geração de divisas via exportação suaviza a escassez potencial de moeda conversível necessária para honrar compromissos financeiros externos e assegurar a importação de bens e serviços.

O objeto desse trabalho é a estimação de equações de exportação utilizando o conceito de cointegração no contexto de um modelo uniequacional, isto é, considerando o equilíbrio entre oferta e demanda de exportação. A relevância do tema parece inquestionável, visto a surpresa com o fato da desvalorização do real que se seguiu à mudança do regime cambial em 1999 não ter levado a um aumento das exportações naquele ano. Em especial, se coloca a questão de como o câmbio está influenciando as exportações, especialmente nestes três últimos anos, após a adoção do regime de câmbio flutuante.

A partir das estimativas dessas equações, que devem levar em conta todas as variáveis que influenciam o processo gerador dos dados das exportações no Brasil, serão calculadas as elasticidades-câmbio, elasticidade-rentabilidade das exportações e, na presença de outros determinantes, como a renda mundial, a elasticidade-renda mundial.

Em virtude de diferenciações nos fatores determinantes das exportações de alguns produtos importantes na pauta de exportação brasileira, esse estudo estima equações de exportação para determinados setores econômicos, sendo assim possível identificar os setores com maior sensibilidade a variações cambiais no longo e curto prazo e estimar o impacto de mudanças no câmbio sobre as exportações.

Existe uma extensa literatura sobre esse tema. Este trabalho, no entanto, se diferencia dos demais no que tange aos métodos de cálculo de alguns agregados econômicos o que ensejou mudanças nos resultados anteriores.

2. Comportamento das Exportações e Câmbio

Nos últimos anos, podemos destacar dois momentos de inflexão no curso da política econômica: na introdução do plano Real em 1994, com a utilização da âncora cambial que traduziu-se em valorização da moeda brasileira e aprofundamento da abertura comercial, e no início de 1999, com a adoção do regime de câmbio flutuante, da qual resultou uma significativa desvalorização real da moeda. Pela tabela 1 podem-se observar os impactos dessas mudanças nas exportações e no saldo da balança comercial.

Tabela 1

Saldo comercial anual do Brasil

Valor US\$ milhões FOB

Ano	Exportação		Importação		Saldo Comercial
	Valor	a.a.(%)	Valor	a.a.(%)	
1991	31.620	-	21.041	-	10.579
1992	35.793	13,2	20.554	-2,3	15.239
1993	38.555	7,7	25.256	22,9	13.299
1994	43.545	12,9	33.079	31,0	10.466
1995	46.506	6,8	49.970	51,1	-3.464
1996	47.747	2,7	53.346	6,8	-5.599
1997	52.986	11,0	59.842	12,2	-6.856
1998	51.120	-3,5	57.714	-3,6	-6.594
1999	48.011	-6,1	49.210	-14,7	-1.199
2000	55.086	14,7	55.783	13,4	-697
2001	58.223	5,7	55.582	-0,4	2.641
2002	60.362	3,7	47.232	-15,0	13.130

Fonte: FUNCEX

Com a implementação do Plano Real em julho de 1994, o Banco Central alterou a política cambial, levando a uma valorização da taxa de câmbio real em relação ao dólar de 13,4% naquele ano. A partir de 1995 são registrados sucessivos saldos comerciais negativos, atingindo-se o valor mais expressivo em 1997, com um déficit de US\$ 6,8 Bilhões.

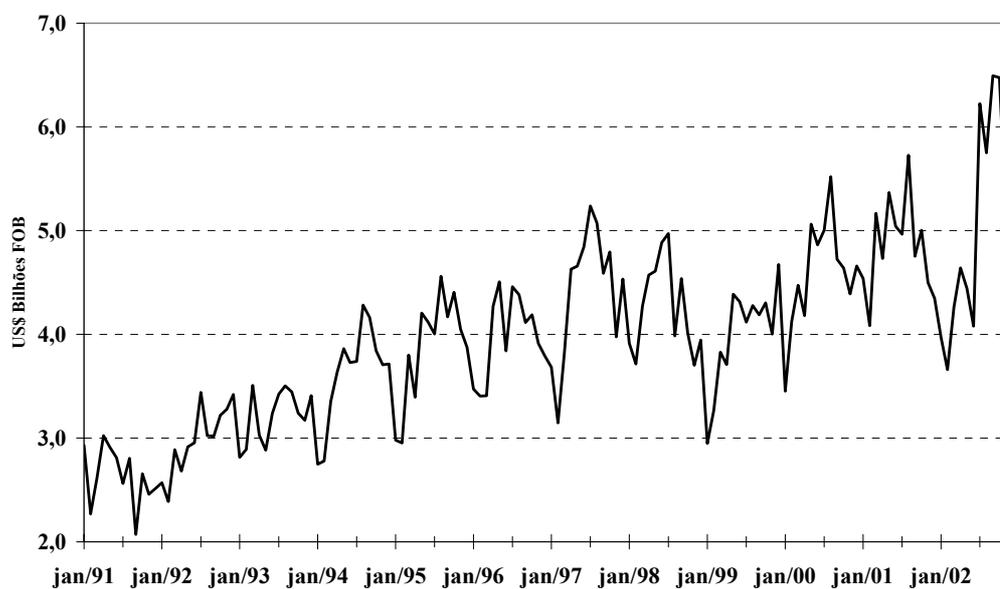
Apesar do câmbio valorizado, as exportações tiveram um crescimento elevado no período de 1994 a 1996 em relação ao período de 1991 a 1993, 9,1% ao ano. Para Cavalcanti e Ribeiro (1998) era esperado um menor crescimento das exportações não somente devido à valorização do câmbio real, que teria tornado o mercado internacional menos atrativo em virtude do aumento do preço relativo dos bens domésticos, mas também por conta do aquecimento da demanda interna,

provocada pela estabilização de preços na esteira do Plano Real. Note-se que o excedente exportável era reduzido, uma vez que havia restrição de oferta devido à baixa taxa de ampliação da capacidade produtiva nos últimos anos. Segundo esses autores, o comportamento das exportações poderia ser explicado, então, pela evolução do comércio mundial.

Pela figura 1 é possível verificar que o nível das exportações tem uma tendência crescente desde o início da década de 90, sendo que os anos de 1998 e 1999 foram os únicos anos em que não foram registrados uma taxa de crescimento positiva.

Figura 1

Evolução mensal das exportações do Brasil



Fonte: FUNCEX e IFS/IMF

Em toda a literatura econômica consultada, aponta-se a taxa de câmbio real como variável explicativa das exportações. Ademais, significativas variações da taxa real de câmbio podem estar relacionadas ao investimento na produção voltada ao mercado externo, como destacou Cavalcanti e Ribeiro (1998), o que pode suavizar a restrição de capacidade produtiva ao crescimento das exportações.

Para efeito de análise da evolução do câmbio real, convém dividir o período de 1991 a 2002 em 3 subperíodos. O primeiro compreende os quatro anos iniciais de aplicação das medidas de abertura comercial, terminando com o ano de introdução do plano Real; o segundo se estende de 1995 a 1998, período que se caracteriza pela valorização do câmbio real; e, por fim, o período que vai de 1999

a 2002, ou seja, após a mudança do regime cambial, onde se destaca a desvalorização que levou o câmbio real a um patamar semelhante ao do início da década de 1990.

São utilizados dois conceitos para medir a taxa de câmbio real. O primeiro refere-se à taxa de troca do real pelo dólar americano (R\$/US\$) e o segundo diz respeito à troca com relação a uma cesta de moedas correspondentes a um grupo de 13 países selecionados (R\$/cesta de moedas¹).

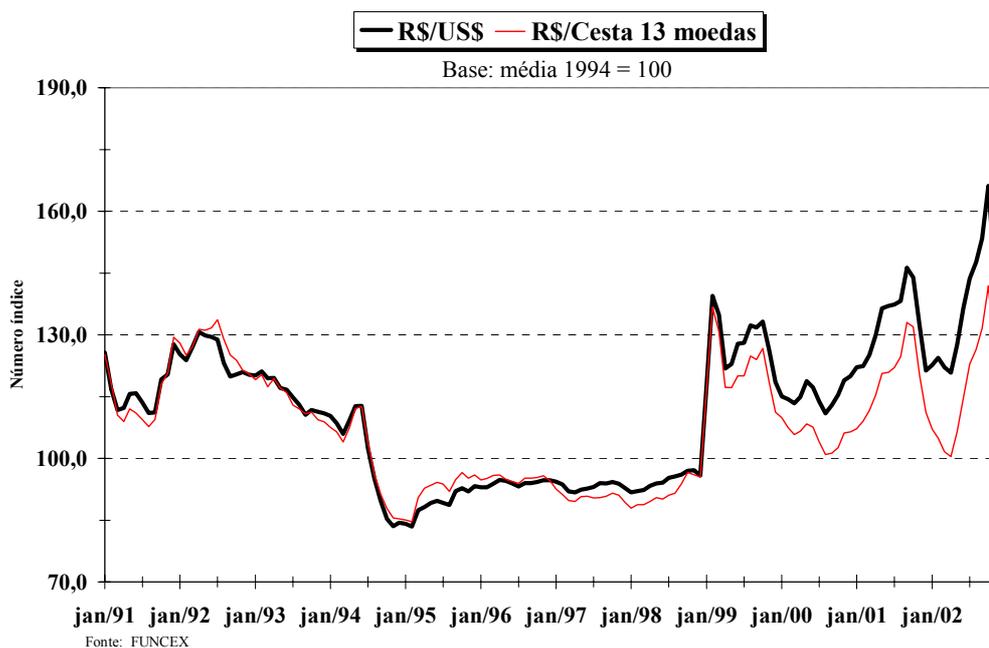
Os dois conceitos utilizados são, no entanto, de câmbio real, isto é, calcula-se o poder real de compra da moeda brasileira com relação às moedas em questão, de modo que se tem que levar em consideração não somente o câmbio nominal, mas também a relação entre a inflação doméstica e a do país/grupo de países considerado.

Pela figura 2, ambas séries mostram um comportamento semelhante até 1999, quando, então, a taxa de câmbio real R\$/US\$ se desvaloriza numa intensidade maior do que a taxa efetiva real. Isso decorreu da desvalorização das moedas dos países da Europa e do Japão em relação ao dólar americano e da participação desse grupo de países na cesta de moedas ser de 37,9%.

¹ O índice da taxa de câmbio efetiva real R\$/cesta de 13 moedas é calculado com base nas taxas de câmbio reais dos países que compõem a respectiva cesta de moedas, ponderadas pela participação média de cada país no total das exportações brasileiras, com equação similar a taxa de câmbio real. Foram utilizadas três ponderações: até dezembro/94, a base de ponderação foi a média do período 1992/94; de janeiro/95 a dezembro/99, a ponderação levou em conta a média do período de 1995/98 e a partir de janeiro/2000 utilizou-se como base o período de 2000/01. As participações relativas são: EUA (35,9%); Japão (5,8%); Alemanha (6,5%); França (4,4%); Itália (5,1%); Holanda (7,3%); Reino Unido (4,1%); Bélgica (4,8%); Argentina (14,5%); Uruguai (1,7%); Paraguai (2,0%); Chile (3,4%) e México (4,6%). Em virtude da redução de importância a partir de janeiro de 1995 a Suíça foi substituída pela Bélgica.

Figura 2

Evolução da taxa de câmbio real e de taxa de câmbio efetiva real



Esse descolamento entre as taxas de câmbio real e efetiva real pode ser medido pela comparação das médias dos períodos de 1995 a 1998 e 1999 a 2001 com os quadriênios anteriores. Ambas as taxas registraram valorização cambial igual no primeiro período (1995-98), de 5,1%, porém no segundo período a taxa de câmbio real R\$/US\$ apresentou uma desvalorização maior que a taxa cambial referente à cesta de moedas, 8,3% e 5,3%, respectivamente (tabela 2).

Tabela 2

Índices de taxa de câmbio real e de taxa de câmbio efetiva real

Base média 1994=100

Ano	RS/US\$		RS/Cesta de 13 moedas	
	Índice	a.a. ¹ (%)	Índice	a.a. ¹ (%)
1991	116,7	-	115,0	-
1992	125,0	7,1	127,3	10,7
1993	115,5	-7,6	114,5	-10,0
1994	100,0	-13,4	100,0	-12,7
1995	89,2	-10,8	92,4	-7,6
1996	94,0	5,4	95,1	2,9
1997	93,2	-0,8	90,7	-4,6
1998	94,5	1,4	91,7	1,1
1999	127,9	35,3	122,0	33,1
2000	115,5	-9,7	105,6	-13,5
2001	132,7	14,9	119,0	12,7
2002	133,2	0,4	112,9	-5,1

Taxas de crescimento em períodos selecionados				
Períodos	Índice	a.a. ¹ (%)	Índice	a.a. ¹ (%)
Média(1991/94)	114,3	-	114,2	-
Média(1995/98)	92,7	-5,1	92,5	-5,1
Média(1999/2002)	127,3	8,3	114,9	5,6

Notas:

(1) Variação ao ano, período atual em relação ao período anterior

Fonte: FUNCEX

À luz da relação teórica entre o valor de exportação e o câmbio, se procurará extrair o efeito das mudanças da política cambial nesses últimos 12 anos sobre os dois componentes na formação do valor exportado: preço e quantidade. Para essa análise, serão utilizados os índices calculados pela FUNCEX².

Pela tabela 3, é verificado que nos anos de 1994 e 1995 o aumento do valor exportado deve-se, sobretudo ao aumento do preço dos produtos. Com efeito, a quantidade apresentou leve aumento em 1994 e queda de 6,1% em 1995, enquanto o preço cresceu 10,7% e 13,6%, em 1994 e 1995, respectivamente.

Porém, na média do período 1995/1998 contra a dos quatro anos anteriores, o aumento do valor exportado é explicado não somente pelo aumento do preço, mas também pelo aumento do *quantum*. Isso decorreu do fato de que, em 1998, o preço das exportações caiu em média 6,8%. Essa queda não é explicada por uma mudança na taxa de câmbio real e sim por acontecimentos externos.

² Conforme elaborado em Guimarães *et alli* (1997), os índices de preço e *quantum* são calculados conforme metodologia proposta por Pinheiro e Motta (1991). O índice de preço é elaborado segundo um índice de Fisher com encadeamento anual e para o *quantum*, um índice implícito, obtido da relação entre as variações do valor exportado FOB e o índice de preço.

O índice de preço mensal é calculado pela comparação do preço do produto no mês atual relativamente ao preço do produto no ano anterior e, então, encadeado mensalmente. O índice de *quantum* mensal é calculado da mesma forma que o anual.

Tabela 3

Índices de preço e *quantum* e valor de exportação

Valor US\$ milhões FOB
Base média 1994=100

Ano	Exportação		Índices de			
	Valor	a.a. ¹ (%)	Preço	a.a. ¹ (%)	Quantum	a.a. ¹ (%)
1991	31.620	-	101,0	-	71,8	-
1992	35.793	13,2	97,7	-3,3	84,1	17,0
1993	38.555	7,7	90,3	-7,6	98,0	16,5
1994	43.545	12,9	100,0	10,7	100,0	2,1
1995	46.506	6,8	113,6	13,6	93,9	-6,1
1996	47.747	2,7	113,6	0,0	96,4	2,7
1997	52.986	11,0	114,4	0,7	106,3	10,2
1998	51.120	-3,5	106,7	-6,8	109,9	3,4
1999	48.011	-6,1	93,1	-12,8	118,4	7,7
2000	55.086	14,7	96,1	3,3	131,5	11,1
2001	58.223	5,7	92,7	-3,5	144,1	9,5
2002	60.362	3,7	88,5	-4,5	156,5	8,6

Taxas de crescimento em períodos selecionados						
Períodos	Valor	a.a. ¹ (%)	Preço	a.a. ¹ (%)	Quantum	a.a. ¹ (%)
Média(1991/94)	37.378,3	-	97,3	-	88,5	-
Média(1995/98)	49.589,8	7,3	112,1	3,6	101,6	3,5
Média(1999/2002)	55.420,5	2,8	92,6	-4,7	137,6	7,9

Notas:

(1) Variação ao ano, período atual em relação ao período anterior

Fonte: FUNCEX

De fato, com as crises asiática e russa em 1997 e 1998, respectivamente, houve uma queda no comércio mundial e redução do nível de atividade dos países asiáticos, grandes importadores de *commodities*. Tendo em vista que as *commodities* detêm uma grande participação no total das exportações brasileiras³, com peso de 36,5% nesse período, a queda no preço das *commodities* que se seguiu à redução da demanda levou à queda no índice de preços de exportação.

Até 1998 a política cambial estimulava a geração de grandes déficits de conta corrente e, portando, impunha a necessidade de grande fluxos de financiamento externo. A partir da crise asiática em 1997, esses fluxos se contraíram levando a ataques especulativos contra o real, aos quais se seguiu a adoção de um novo regime cambial de taxa flutuante.

No primeiro momento, em 1999, houve uma desvalorização cambial real da moeda brasileira em relação ao dólar de 35% e 33% frente à cesta de moedas. A mudança cambial repercutiu no índice de preços de exportação com uma queda de 12,8% no ano, pois, aliado à queda do preço internacional de *commodities*, houve também o repasse de parte da desvalorização do câmbio para os preços de venda dos produtos manufaturados ao exterior. O aumento na quantidade exportada não

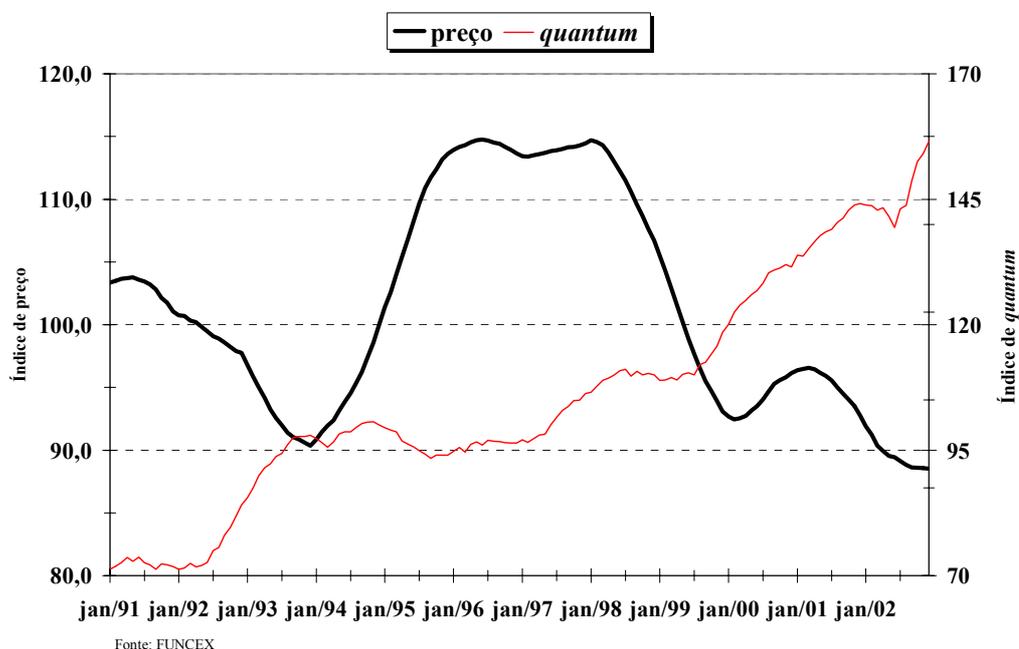
³ Os setores identificados como *commodities* são: Abate de Animais, Açúcar, Agropecuária, Beneficiamento de Produtos Vegetais, Café, Extrativa Mineral e Óleos Vegetais. No período de 1991 a 2002, as exportações desses sete setores corresponderam a 33,5% do total exportado.

foi suficiente para compensar a forte redução dos preços, de modo que se registrou queda no valor exportado.

Nos anos seguintes a 1999, foram registrados aumentos consecutivos do valor exportado, tendo o *quantum* como o principal responsável. No período de 1999 a 2002, é registrado um aumento no valor exportado de 2,8% ao ano, quando comparado ao período de 1995 a 1998, tendo a quantidade crescido 7,9% ao ano, como pode ser visto na tabela 3.

Figura 3

Evolução dos índices de preço e *quantum* do Total das exportações
- média móvel de 12 meses -



Apesar da queda do índice anual de *quantum* de exportação em 1995, o comportamento mensal desse agregado desde 1991 é nitidamente crescente, como visto pela figura 3, com estabilidade em sua volatilidade de 1994 a 1997, após brusca mudança do nível entre o final de 1992 e início de 1993.

Já no índice de preço não é identificado um padrão. A volatilidade do índice acompanha, ao menos em parte, as flutuações ocorridas na taxa de câmbio real. Os pontos máximos das séries ocorrem no período de valorização da taxa de câmbio real, de 1995 a 1997, e decaem por conta da queda de demanda em 1998 e da desvalorização de 1999. Em 2002 o índice se encontra com os menores valores do período analisado.

Com objetivo de capturar a rentabilidade auferida pelo exportador, foi utilizado o índice de rentabilidade⁴ elaborado por Markwald *et alli* (1997), calculado a partir da taxa de câmbio nominal média do mês (R\$/US\$) corrigida pela relação entre o índice de preço das exportações e o índice de custo de produção^{5,6}. Pode-se verificar a tendência de queda desse indicador desde 1991 até 1998, com perda acumulada nesse período de 25,2% ou 4,1% ao ano.

A manutenção da rentabilidade em um patamar inferior a um número-índice de 100 no período de 1995 a 1998 deve-se à variação do custo de produção⁷, que compensou a alta dos preços de exportação, e à evolução do câmbio. Ou seja, a rentabilidade continuou baixa não obstante a evolução positiva do preço de exportação.

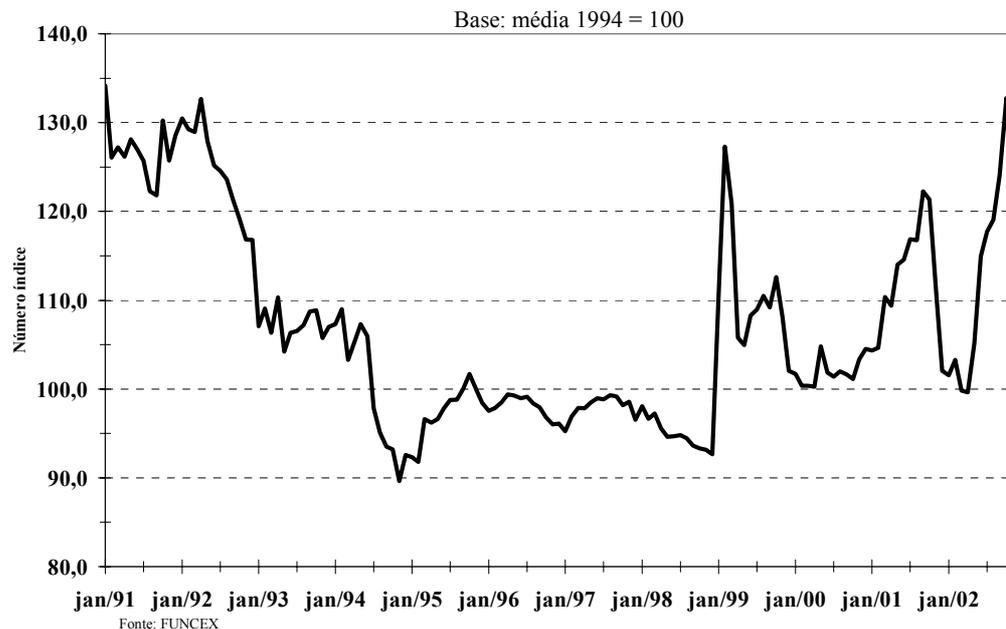
⁴ O índice de rentabilidade é calculado regularmente pela FUNCEX e é dado pela seguinte fórmula: $R_t = e_t P_{x_t} / C_t$, onde e_t é o câmbio nominal, P_{x_t} é o índice de preço e C_t o custo. Esse índice é construído para medir o ganho do exportador em moeda nacional.

⁵ O índice de custo total C_t , como proposto em Guimarães (1995), agrega 31 setores sendo elaborado a partir da estrutura de custos dos setores produtivos derivada da Matriz Interindustrial de 1995 do IBGE (MRI-95). O índice de custo de cada setor é calculado com base na participação dos insumos de procedência nacional, dos insumos importados e dos salários e encargos, conforme derivada da matriz. Os índices de preços associados a esses três componentes são: (i) os índices setoriais atacadistas divulgados pela Fundação Getúlio Vargas; (ii) o índice de preço do total das importações divulgado pela FUNCEX multiplicado pela taxa de câmbio nominal R\$/US\$; e (iii) um índice de salário médio por hora calculado com base nos dados de salários e horas pagas totais da FIESP.

⁶ Segundo Cavalcanti e Ribeiro (1998) um indicador para a rentabilidade deveria incluir um índice de incentivos às exportações, como incentivos fiscais e creditícios, porém não há uma série confiável para seu uso.

⁷ Segundo Bonneli e Fonseca (1998) o aumento do custo unitário de mão-de-obra nos primeiros anos do Real deve-se mais ao aumento do salário real do que ao câmbio.

Figura 4
Evolução do índice de rentabilidade



A partir de 1999, o comportamento da rentabilidade é altamente volátil com um pico no momento da mudança do regime cambial. O aumento da rentabilidade no período de 1999/02 frente à 1995/98 foi inferior, no entanto, à desvalorização das taxas de câmbio real e efetiva real, que tiveram variação de 8,3% e 5,6% ao ano.

A rentabilidade teve nesse período uma valorização de apenas 2,8%. A queda do preço de exportação e aumento do custo de produção⁸ mitigaram os efeitos positivos da desvalorização sobre a rentabilidade do exportador.

Outro fator importante é o nível de investimentos que determina o crescimento da produtividade ao longo do tempo⁹. De outro lado, em uma situação de baixos níveis de investimentos, o crescimento das exportações pode ser restringido por um eventual crescimento da demanda doméstica.

⁸ A influência da desvalorização cambial nos índices de custo e preços industriais foi investigada por Pereira e Carvalho (2000) entre 1998 e 1999 e concluíram que a pressão de custos dos segmentos industriais mostrou-se, em termos gerais, relativamente baixa, em virtude das restrições a reajustes de margens e aos efeitos de feedback sobre outros preços não transacionáveis, devido ao quadro de baixa atividade econômica e às políticas monetária e fiscal austeras adotadas.

⁹ Uma análise sobre a taxa de investimento e exportação durante as últimas décadas se encontram em Motta (2001) e Cavalcanti e Ribeiro (1998).

Como afirmado por Motta (2001), é de fundamental importância a manutenção de altos níveis de investimentos para que não seja ameaçado o desempenho das exportações brasileiras no mercado mundial.

Como verificado pela figura 5, as exportações têm um comportamento semelhante ao nível de investimentos, medido pela sua participação em relação ao PIB. Após o crescimento exibido nos anos iniciais de implantação do plano Real, seguiu-se, a partir de 1997, um período de redução das taxas de investimento, provocado, em parte, pelas crises externas e também por mudanças nas políticas de juros e câmbio. Nos dois últimos anos, embora muito volátil, a taxa de investimento situou-se em patamar superior ao registrado nos anos iniciais da década de 90.

Figura 5

Evolução da taxa de investimento a preços constantes de 1980



Em resumo, nesses últimos 12 anos, fatores de demanda, como nível de comércio mundial, e de oferta, como a produção e câmbio, afetaram as exportações brasileiras com influências diferentes sobre o preço e o *quantum* exportado.

Enquanto o preço exibe um comportamento extremamente volátil, visualiza-se na série de *quantum* uma tendência crescente – houve um crescimento de 6,1% ao ano no *quantum* exportado no período de 2000/02 frente à 1991/93. A

rentabilidade das exportações decaiu a partir de 1994 e só retorna aos níveis de 1991 nos últimos três anos, porém sem apresentar um padrão estável.

A seguir, com este ferramental, será feita uma análise preliminar do comportamento dos setores exportadores brasileiros.

2.1. Desempenho Setorial das Exportações

Primeiramente, serão analisados apenas os setores com uma participação relevante nas exportações nos últimos três anos. Para isso foi utilizado como critério de seleção o valor médio exportado no período de 2000 a 2002, superior à US\$ 1,5 bilhão FOB, representando uma participação superior a 2,6% do total exportado. Foram então selecionados 18 setores. A participação agregada desses setores no total do valor exportado foi sempre superior a 80% em todos os anos da série.

Tabela 4

Taxas de crescimentos do valor das exportações setoriais - Ordenados segundo participação no valor do triênio 2000/02 -

Setor	Descrição	Participação (%)				Taxa de crescimento (% a.a.)			
		1991/93 (A)	1994/96 (B)	1997/99 (C)	2000/02 (D)	(B/A)	(B/C)	(D/C)	(D/A)
12	Peças e outros veículos	7,2	7,3	9,0	11,2	9,8	11,0	12,2	11,0
2	Extrativa mineral	8,1	6,6	7,0	6,4	2,0	5,4	1,6	3,0
1	Agropecuária	3,5	3,5	5,3	6,1	9,6	18,0	9,5	12,3
5	Siderurgia	11,3	8,8	6,7	5,8	0,5	-5,8	-0,3	-1,9
11	Veículos automotores	3,9	3,0	5,0	4,8	-0,6	23,1	2,7	7,9
26	Abate animais	3,4	3,1	3,5	4,7	6,7	6,7	15,4	9,5
17	Refino de petróleo e petroquímicos	4,4	4,0	3,3	4,5	5,8	-3,3	16,1	5,9
29	Óleos vegetais	5,6	7,1	5,5	4,5	17,6	-5,1	-2,3	2,9
23	Calçados, couros e peles	5,5	4,7	4,2	4,4	4,2	-0,5	5,6	3,1
14	Celulose, papel e gráfica	4,1	4,7	4,1	4,0	14,8	-1,6	3,4	5,3
10	Equipamentos eletrônicos	1,9	1,6	2,2	3,9	3,8	13,4	27,1	14,4
8	Máquinas e tratores	4,3	5,0	4,7	3,8	14,9	1,0	-2,9	4,0
25	Beneficiamento de produtos vegetais	5,7	5,7	5,4	3,7	8,8	1,8	-7,5	0,8
13	Madeira e mobiliário	2,1	3,0	3,1	3,6	22,4	4,7	9,3	11,9
6	Metalurgia dos não ferrosos	4,6	4,6	3,9	3,5	9,5	-2,4	1,1	2,6
28	Açúcar	1,7	3,3	3,7	3,2	35,1	7,5	-0,2	13,2
24	Cafê	4,1	5,4	5,6	2,6	20,2	4,3	-18,4	0,7
9	Material elétrico	3,0	3,0	2,6	2,6	8,9	-0,4	3,8	4,0
Total Brasileiro		84,4	84,6	84,8	83,2	9,1	3,4	4,5	5,6

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX

Com base nos triênios idênticos aos da tabela 2, pode-se verificar que o aumento de 9,1% ao ano nas exportações nos primeiros anos do Real, de 1994 a 1996, deve-se muito à variação das *commodities*. Os valores exportados pelos

setores produtores de *commodities* não somente apresentaram as maiores altas¹⁰ (ao todo esses setores cresceram 12% ao ano em relação aos primeiros anos de 1990), como representaram 34,7% do total da pauta de exportação desse período.

Os setores com as maiores taxas de crescimento do valor exportado, considerando a média do período de 2000 a 2002 contra 1991 a 1993, foram os setores de Equipamentos Eletrônicos (14,4% a.a.), Peças e Outros Veículos (11,0% a.a.), Açúcar (13,2% a.a.), Agropecuária (12,3% a.a.) e Madeira e Mobiliário (11,9% a.a.).

Tabela 5

Taxas de crescimentos dos indicadores setoriais
-Ordenados segundo variação do índice de *quantum* (D/C)-

Setor	Descrição	Índice de preço				Índice de <i>quantum</i>				Índice de rentabilidade			
		(B/A)	(B/C)	(D/C)	(D/A)	(B/A)	(B/C)	(D/C)	(D/A)	(B/A)	(B/C)	(D/C)	(D/A)
26	Abate animais	6,2	-4,5	-11,0	-3,4	0,6	12,3	29,9	13,7	-4,4	-2,1	-4,6	-3,7
10	Equipamentos eletrônicos	6,7	-2,3	1,3	1,8	-2,7	16,8	25,2	12,5	2,2	0,7	8,2	3,6
1	Agropecuária	4,9	-1,2	-7,4	-1,4	4,3	19,2	18,4	13,7	-6,0	-1,2	-2,0	-3,1
13	Madeira e mobiliário	5,1	0,2	-5,7	-0,2	16,5	4,7	15,5	12,1	-9,4	1,4	0,7	-2,6
17	Refino de petróleo*	0,7	-2,6	3,1	0,3	5,4	-0,9	12,7	5,6	-4,6	-0,1	5,4	0,1
9	Material elétrico	2,7	1,7	-6,3	-0,7	5,8	-2,2	10,9	4,7	-5,0	5,6	0,5	0,3
12	Peças e outros veículos	1,0	1,7	3,8	2,2	7,7	8,3	8,0	8,0	-9,8	5,0	12,0	2,0
11	Veículos automotores	3,0	1,1	-4,1	-0,1	-3,3	21,0	7,4	7,9	-5,1	4,9	2,2	0,6
23	Calçados, couros e peles	2,4	-2,5	-1,2	-0,5	1,3	2,1	6,8	3,4	-8,6	0,1	4,9	-1,4
2	Extrativa mineral	-2,3	1,5	-3,4	-1,4	4,2	3,9	5,1	4,4	-11,8	3,8	2,0	-2,3
24	Café	29,6	-1,5	-21,8	-0,1	-7,1	6,8	5,1	1,4	4,5	-0,5	-12,4	-3,1
28	Açúcar	5,1	-9,6	-6,4	-3,9	28,1	21,7	5,0	17,9	-6,7	-8,7	-1,8	-5,8
5	Siderurgia	3,5	-3,0	-4,7	-1,5	-2,9	-2,9	4,4	-0,5	-5,7	0,3	0,2	-1,7
14	Celulose, papel e gráfica	9,3	-7,0	-0,3	0,4	4,6	5,5	4,0	4,7	-1,5	-3,2	3,9	-0,3
29	Óleos vegetais	4,2	-1,7	-5,2	-1,0	13,0	-3,3	2,7	3,9	-8,9	-0,9	3,5	-2,2
8	Máquinas e tratores	3,6	1,8	-5,1	0,1	11,3	0,0	2,4	4,5	-8,0	3,5	2,3	-0,9
6	Metalurgia não ferrosos	5,3	-3,3	-1,1	0,2	4,1	1,1	2,2	2,5	-1,2	0,5	5,0	1,4
25	Benefic. de prod. vegetais	1,9	-0,8	-8,3	-2,5	6,5	2,7	0,9	3,3	-9,5	0,0	-3,8	-4,5
Total Brasileiro		4,2	-1,3	-4,1	-0,5	4,6	4,8	8,9	6,1	-6,3	0,9	2,2	-1,1

Notas: Os Períodos utilizados para o cálculo foram:

A = Média(1991/93)

C=Média(1997/99)

B = Média(1994/96)

D=Média(2000/02)

*inclui petroquímicos

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX

Como resultado das crises de 1997 e 1998 e da queda do nível de comércio mundial, os setores de Beneficiamento de Produtos Vegetais e Café foram os únicos com taxa de crescimento do valor de exportação inferiores a 1% ao ano, considerando os períodos extremos. Ou seja, esses setores estão entre os que

¹⁰ Dos sete setores identificados, quatro tiveram variações bem superiores à do total, são eles: Açúcar; Café; Óleos Vegetais e Agropecuária. Dois setores tiveram um desempenho próximo ao do total: Beneficiamento de Produtos Vegetais e Abate de Animais; apenas a Extrativa Vegetal teve um crescimento bem abaixo, com 2,0% ao ano.

menos se beneficiaram da queda do preço de exportação ocorrida em 1999 na esteira da desvalorização cambial, como pode ser visto pela tabela 6.

O setor de siderurgia foi o único a exibir queda do valor de exportação, com uma variação de -1,9% ao ano na média do período de 2000/02 em relação a 1991/93¹¹. Esta retração foi provocada tanto pelo efeito do preço quanto pelo efeito do *quantum*.

Nos três primeiros anos do Real, de 1994 a 1996, se destaca que, na maior parte dos setores, o responsável pelo crescimento do valor exportado foi um aumento de quantidade transacionada mais do que do preço, quando comparado a média de 1991 a 1993. Registre-se a exceção dos setores de Café e Papel e Celulose, que apresentaram aumentos consideráveis do preço, de 29,6% e 9,3%, respectivamente, repercutindo num alto crescimento do volume exportado no período.

A desvalorização cambial no período¹² aliada a outros fatores externos provocaram uma queda generalizada, embora com diferentes magnitudes, nos preços setoriais, compensando o aumento praticado entre 1994 e 1998. Ao final de 2002, apenas dois setores se encontram com uma valorização do preço de exportação superior em 1% ao ano em relação aos preços praticados no início de 1990. Os demais setores ou estão com níveis de preços semelhantes ou inferiores.

O efeito provocado pela queda dos preços de exportação não foi uniforme entre os setores. Isso pode ser visto comparando-se a variação média entre os períodos de 2000/02 e 1991/93 dos índices de preço e *quantum*. Para efeito de análise, dividem-se os setores em dois grupos: os quatro setores que exibiram queda relativamente pequena de preço, ou seja, inferior a queda média total de 0,5% ao ano, e os oito setores com variação superior.

No primeiro grupo, composto pelos quatro setores com queda no índice médio do preço de 0,2% ao ano, o volume médio de exportação aumentou 6% ao

¹¹ Como comentado por Motta (2001) e Miranda (2001), esse setor vem passando por uma reestruturação mundial, que tem provocado aumento na oferta mundial. Aliado a esse fato, esse setor tem barreiras não tarifárias que restringem as suas exportações.

¹² A desvalorização cambial medida pela taxa do câmbio Real/US\$ entre a média de 2000/02 contra a média de 1991/93 foi de 0,7% ao ano.

ano, enquanto nos outros oito setores, cuja queda no índice de preço médio foi 1,9%, a variação do volume médio foi de 8,6%.

O impacto da queda do preço resultou na perda de rentabilidade exportadora em quase todos os setores, principalmente entre os setores exportadores de *commodities*. Os únicos que apresentaram um crescimento no período acima de 1% ao ano foram Equipamentos Eletrônicos, Peças e Outros Veículos e Metalurgia de Não Ferrosos.

Concluindo, verificamos que o efeito da volatilidade do câmbio nos setores selecionados não foi igual, apesar de uma queda bastante generalizada do preço e da rentabilidade no período analisado. Alguns setores importantes, no entanto, não exibiram queda de preço nem de *quantum*, enquanto no setor de Siderurgia apesar da queda de preços não houve o crescimento esperado do *quantum*. Essas evidências apontam para a existência de outros fatores além do câmbio afetando as exportações.

Em capítulo posterior, será realizado um esforço de identificação exata das componentes das equações de exportação, de modo a se evitar erro de especificação que possa resultar em estimativas espúrias para os parâmetros da equação. Assim, se alcançará o objetivo de encontrar as melhores estimativas para as elasticidades-câmbio do volume exportado setorialmente.

3. Revisão da Literatura

O objetivo desse capítulo é duplo: primeiro, abordar os aspectos teóricos necessários à formulação do modelo objeto desse estudo e segundo, apresentar, de modo sintético, as principais contribuições feitas até o momento, tanto no aspecto do cálculo utilizado nas estimativas das elasticidades, quanto de seleção e construção das variáveis utilizadas nas equações de exportação para o Brasil¹³.

3.1. Aspectos Teóricos

Os modelos de exportação estudados se baseiam nas teorias econômicas do consumidor e da firma, onde o primeiro afeta a demanda e o segundo a oferta de exportações.

A especificação do modelo, diante dessas relações, pode seguir caminhos distintos ao assumir uma das três hipóteses abaixo:

- (1) *País pequeno*: considera-se que a participação das exportações do país em relação ao total do comércio mundial é baixa e o país é incapaz de influenciar o nível de preço internacional. Em outras palavras, o exportador consegue colocar qualquer quantidade do seu produto no mercado ao preço internacional. Por esta suposição, então, tem-se que a quantidade exportada é determinada pela oferta.
- (2) *Elasticidade-preço* da demanda finita e função de oferta perfeitamente elástica: assume-se em conjunto a existência de capacidade ociosa na indústria doméstica ou de uma tecnologia produtiva sujeita a retornos constantes ou crescentes de escala e que o país detêm uma

¹³ Nas últimas décadas, diversos trabalhos se dedicaram a realizar sínteses e comparações da extensa literatura sobre a estimação de modelos econométricos de exportação e importação, alguns no âmbito da economia brasileira e outros de abrangência internacional. Os leitores interessados podem consultar os trabalhos de Braga e Markwald (1983), Zini Jr (1988), Motta (2001) e Barros et alli (2002).

representatividade significativa no comércio mundial ou produz bens não substitutos perfeitos. Nesse caso o modelo resume-se à estimação de uma equação de demanda.

- (3) *Oferta e demanda com elasticidades finitas*: dessa forma o preço e quantidades são determinados simultaneamente pela interação das equações de oferta e demanda.

A partir do trabalho de Braga e Markwald (1983), onde preço e quantidade exportada eram determinados por meio de equações simultâneas, deixou-se de ser adotada a hipótese de país pequeno nas análises econométricas sobre as exportações brasileiras, como assumidas em Cardoso e Dornbush (1980).

Braga e Markwald (1983), na análise das exportações de manufaturados, ressaltam que a adoção da hipótese de país pequeno elimina teoricamente o efeito da variável renda mundial sobre o comportamento das exportações, o que não condiz com seus resultados que revelam que a demanda de manufaturados é bastante sensível à variação do preço e da renda mundial, confirmando, então, a impropriedade de se considerar a demanda externa como infinitamente elástica¹⁴.

Outro aspecto a ser observado na especificação do modelo teórico diz respeito aos tipos de bens exportados pelo país que podem ser bens substitutos perfeitos ou imperfeitos¹⁵ para os bens domésticos e para os bens comercializados no mercado internacional.

Como um grande número de estudos empíricos tem demonstrado que existem diferenças significativas, dado o mesmo produto, entre o preço praticado entre países e entre o preço doméstico e o preço de exportação do mesmo país [Mota (2001)] é comum adotar-se a hipótese de substitutos imperfeitos para os produtos, mesmo naqueles que têm como característica a sua homogeneidade (*commodities*) como pode ser verificado em Castro e Rossi (2000), Carvalho e De Negri (2000) e Barros *et alli* (2002).

¹⁴ Muitos trabalhos recentes, no entanto, adotaram a hipótese de país pequeno, tendo em vista a falta de estimativas para preço dos bens no mercado internacional, como por exemplo em Carvalho e De Negri (2000) e Motta (2001)

¹⁵ Outros detalhes sobre a adoção dessas especificações nos modelos, consultar Motta (2001), p 95.

3.2. Estruturas Utilizadas

O trabalho de maior referência é do Goldstein e Khan (1978). Nesse estudo foram propostos dois modelos de equações: no primeiro, onde se supõe um equilíbrio entre quantidade ofertada e demandada, estimam-se as elasticidades de longo prazo; no segundo, supõe-se um desequilíbrio momentâneo, especificado com base em um mecanismo de ajustamento parcial e estimam-se as elasticidades de curto prazo.

Motivados a realizar uma melhor especificação da renda mundial nas exportações, Braga e Markwald (1983) foram os pioneiros a utilizar uma estrutura semelhante a Goldstein e Khan (1978). As equações de demanda e oferta foram especificadas nesse estudo como:

$$X_t^d = f(Px_t/Pw_t, Yw_t) \quad (1)$$

$$X_t^s = g(e_t Px_t S_t / Pd_t, U_t) \quad \text{para } t=1951, \dots, 1981 \quad (2)$$

Onde:

X_t^d = quantidade demandada de exportação;

Px_t = preço das exportações em dólares;

Pw_t = preço mundial das exportações em dólares;

Yw_t = renda mundial;

X_t^s = quantidade ofertada de exportação;

e_t = taxa de câmbio nominal;

S_t = índice de incentivos fiscais;

Pd_t = índice de preços domésticos;

U_t = índice de utilização da capacidade produtiva.

No modelo em equilíbrio¹⁶, é esperado que a renda mundial afete positivamente a demanda de exportação, enquanto que um aumento do preço dos produtos exportados em relação ao preço internacional afete negativamente.

¹⁶ Ou seja, supõe-se que $X_t^d = X_t^s$.

No caso da oferta, uma elevação do preço recebido pelos exportadores *vis-à-vis* os preços internos tende a aumentar a rentabilidade do exportador e, conseqüentemente, a oferta.

A introdução do índice de utilização da capacidade tem por objetivo captar a influência do comportamento cíclico da demanda interna sobre a decisão de exportar. Em um ambiente de baixo nível de atividade doméstica, o mercado externo é visto como uma alternativa para a redução das margens de capacidade ociosa e, em um período de intensa atividade econômica, os exportadores devem provavelmente se voltar para o mercado doméstico, em razão de dificuldades para a realização de um suprimento eficiente ao mercado externo. O emprego desse índice foi uma modificação em relação à estrutura proposta por Goldstein e Khan, que utilizavam um índice de capacidade potencial da produção da economia que era suposto ter um relacionamento positivo com a oferta exportadora¹⁷.

As equações (1) e (2) foram reformuladas para uma forma reduzida com o objetivo de se obter somente o efeito das variáveis exógenas, obtendo uma equação para a quantidade e outra para o preço.

Quando da suposição de desequilíbrio de oferta e demanda, a introdução do mecanismo de ajuste foi feita na forma de uma defasagem da variável dependente na equação de demanda¹⁸ com pesos que declinavam geometricamente.

A suposição de desequilíbrio entre oferta e demanda tem como motivo incorporar o custo necessário para que se alcance um novo ajuste frente a inovações no processo, como a presença de contratos de longo-prazo, de informação imperfeita entre os mercados, etc.

Estrutura semelhante foi utilizada em trabalhos posteriores, como pode ser verificado em Rios (1986), que analisou as exportações de manufaturados no

¹⁷ Segundo os autores, o emprego do índice de produto potencial na equação da oferta no lugar de índice de capacidade indicou uma preferência pelo aspecto de longo prazo nas exportações. A opção pela variável utilização da capacidade refletiu ainda a percepção de que não havia uma relação entre o aumento da capacidade produtiva e a expansão das exportações particularmente naquele momento de recente industrialização. De toda forma, os modelos foram estimados com o produto potencial, mas o coeficiente exibiu sinal negativo, contrariamente à hipótese de Goldstein e Khan.

¹⁸ O mecanismo é feito utilizando a expressão: $\Delta \ln X_t = \gamma [\ln X_t^d - \ln X_t]$, onde γ é um coeficiente de ajustamento.

período de 1964/84, por meio de um modelo em desequilíbrio com uma separação ótima dos dados em regimes de oferta e demanda. Em Zini Jr (1988) foram estimadas funções de exportação e importação para o total e para os seguintes grupos de produtos: industrializados, agrícolas e minerais. Neste trabalho foram usados dados trimestrais no período de 1970/86 sendo adotada uma desagregação da rentabilidade das exportações¹⁹.

A partir da adoção de métodos sistêmicos de estimação por cointegração, como visto em Castro e Cavalcanti (1998) ou Motta (2001), as equações são estimadas em sua forma uniequacional, reduzidas a partir das estruturas das equações de oferta e demanda. A dinâmica de desequilíbrio do modelo não é mais imposta e sim verificada sua validade através de testes específicos, como de Johansen (1988), para ser estimada pelos dados.

Em relação à estrutura funcional, toda literatura revista apresenta as equações sob a forma log-linear, visto que as elasticidades são obtidas diretamente dos resultados da regressão.

3.3. Métodos de Estimação Empregados

Em virtude dos avanços das técnicas de econometria para séries temporais nestes últimos anos, há dois momentos que caracterizam os métodos utilizados nas estimativas das equações de exportações para o Brasil.

Nos primeiros estudos realizados, como em Braga e Markwald (1983) e Zini Jr (1988), era comum estabelecer dois modelos: o primeiro, supondo equilíbrio entre oferta e demanda; e o segundo, impondo uma dinâmica de desequilíbrio, com os parâmetros estimados por algum método adequado para a estimação de equações simultâneas, como o mínimo quadrado de três estágios (3SLS).

Esses primeiros métodos partiam do pressuposto de que as séries temporais utilizadas eram estacionárias²⁰ e que as estimativas dos parâmetros eram

¹⁹ A rentabilidade foi desagregada em quatro parcelas, a saber: a taxa de câmbio real, o preço real das exportações no mercado externo, o preço real das exportações no mercado doméstico e a taxa de subsídios.

²⁰ Numa série estacionária, choques externos não são capazes de alterar o nível dessa série durante longos períodos de tempo. Quando choques alteram significativamente ou permanente o

invariantes no tempo. Essas hipóteses eram aceitas sem a realização de testes específicos. Modelos desse tipo foram empregados até o final da década de 80.

A utilização dessa metodologia na estimativa das elasticidades apresenta sérios problemas. Além de impor uma estrutura restritiva aos dados, pelo fato de assumir *a priori* a existência de um ajuste parcial em direção ao equilíbrio, não testando sua validade, a aplicação do método pode não produzir resultados válidos. Como provado em Philips (1986), o tratamento de séries não estacionárias por métodos tradicionais, como MQO, produzem estimativas enviesadas para os parâmetros e os testes estatísticos, como estatística t e F, não sendo mais válidos por não seguirem a distribuição de probabilidades tabeladas.

No final da década de 80, com o avanço das técnicas econométricas de séries temporais, são estabelecidos testes adequados para as hipóteses de estacionariedade e estimadores eficientes para o cálculo das relações de longo e curto prazos na presença de séries não estacionárias utilizando cointegração.

Portugal (1993) foi um dos pioneiros a pesquisar a hipótese de estacionariedade²¹ nas séries temporais utilizadas e a estimar, por cointegração, as equações de exportações brasileiras industriais com o objetivo de analisar a estabilidade dos parâmetros estimados. No seu estudo, foram utilizadas séries com duas periodicidades: anuais de 1950 a 1985 e trimestrais de 1975 a 1987.

Portugal (1993) concluiu que as variáveis utilizadas em seu estudo, quando em nível, são integradas em primeira ordem, $I(1)$, enquanto em primeira diferença, são estacionárias, $I(0)$, tanto na frequência mensal, como na trimestral. Em seguida, obteve as elasticidades de longo prazo estimando a regressão cointegrada por Engle e Granger, que utiliza os resíduos no mecanismo de correção de erros (ECM) para modelar a dinâmica de curto prazo, onde foi estabelecida a partir de uma estrutura bastante geral para uma mais parcimoniosa.

Embora a representação de ECM em modelos de equação única evite a imposição *a priori* de estruturas dinâmicas restritivas, pois essas são estimadas e não impostas, a utilização desse método não é plenamente satisfatório porque,

nível de uma série, essa é dita não estacionária. No primeiro caso, os choques são chamados de transientes e no segundo de choques permanentes.

²¹ A presença de raízes unitárias foi investigada com aplicação de testes específicos, como o de Dickey e Fuller Ampliado (ADF).

além de estimar apenas um vetor de cointegração, produz estimativas enviesadas caso as variáveis do lado direito das equações não sejam fracamente exógenas aos parâmetros de interesse, ou seja, que variações marginais do modelo não possam interferir nas estimativas dos parâmetros, o que levaria a uma perda de eficiência.

Castro e Cavalcanti (1998), quando estimaram equações de exportação e importação numa forma reduzida²² para séries anuais no período de 1955 a 1995, analisaram os conceitos de exogeneidade como propostos por Engle, Hendry e Richard (1983) para as variáveis explicativas constantes do modelo.

Diferentes objetivos requerem distintos conceitos de exogeneidade. A exogeneidade fraca possibilita estimar, a partir de uma equação única, a relação de longo prazo e validar inferências relativas aos parâmetros de interesse sem perda de eficiência. A aceitação de exogeneidade forte torna válido o uso do modelo para previsões condicionais, e a constatação de superexogeneidade fornece indicação de que as equações sobrevivem à crítica de Lucas, o que permite a sua utilização para a avaliação de política econômica²³.

Porém, na estimação das equações, Castro e Cavalcanti (1998) empregaram no lugar de Engle e Granger a metodologia de Hendry (1986), que parte de uma representação das séries como um processo vetor auto-regressivo (VAR) para modelar as relações de longo prazo, e as de curto prazo seguem um modelo de correção de erros condicional (VECM). Os testes de cointegração aplicados foram feitos através de estimadores de máxima verossimilhança (FIML), como proposto por Johansen (1988), por serem mais eficientes.

Apesar do emprego do método de Johansen em um vetor de variáveis $I(1)$ para estimar o vetor de cointegração constituir-se o método mais adequado²⁴, a necessidade de estimação conjunta de diversos parâmetros pode comprometer sua superioridade em relação a estimações uniequacionais devido à parametrização excessiva que gera perda de graus de liberdade [Carvalho e Parente (1999) e Carvalho e De Negri (2000)].

²² Onde não foram identificadas formas estruturais de oferta ou demanda.

²³ Outros detalhes ver Johnston e Dinardo (1997) p 253.

²⁴ Ressalte-se que diversas investigações feitas a partir de simulações de Monte Carlo apontam tal método como assintoticamente eficiente e não enviesado para pequenas amostras.

Como apontado em Carvalho e Parente (1999), o emprego da metodologia de Hendry para ser aplicada ainda requer que o vetor autoregressivo inicial estimado seja estável ao longo da amostra, o que é difícil em séries que não sejam anuais, exigindo a inclusão de inúmeras variáveis indicadoras (*dummies*) ou de defasagens excessivas para torná-lo estável.

Uma alternativa ao método de Johansen para estimar modelos uniequacionais foi sugerido por Kremers *et alli* (1992) que consiste na estimação do modelo em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL) para determinação da solução estática de longo prazo. Segundo Inder (1993), esse procedimento fornece estimativas precisas dos vetores de longo prazo, além de testes t-válidos. Nesse caso, pode-se utilizar a tabela de distribuição normal padronizada, mesmo na presença de variáveis endógenas do lado direito. Quando estabelecida a hipótese de exogeneidade fraca ou estrita das variáveis do lado direito da equação, esse método produz resultados tão eficientes quanto o de Johansen [Kanennbly Jr (2001), p.58].

Segundo Kremers *et alli* (1992), o procedimento ADL difere do método de Engle e Granger²⁵ ao utilizar os resíduos da relação de longo prazo em que se estimam conjuntamente os coeficientes das variáveis defasadas para obter o termo de correção de erro (ECM), revelando-se um procedimento superior ao de Engle e Granger, que utiliza os resíduos em uma regressão estática.

A dinâmica de curto prazo é obtida pela reparametrização[Banerjee *et alli* (1993)] da equação em ADL sob a forma de um modelo de correção de erro (ECM), possibilitando uma análise mais simples da estabilidade estrutural e interpretação imediata dos coeficientes estimados.

3.4. Resultados selecionados

O foco dos diversos trabalhos anteriormente referidos foi em grande parte a estimação de equações de exportação desagregada em classes de bens básicos, semimanufaturados e manufaturados.

Particularmente, nos trabalhos de Kannenbly Jr (1999), Motta (2001) e Carvalho e De Negri (2000) são estimadas equações para setores de atividades

compatíveis com a agregação utilizada nesse estudo, sendo que o último dos autores mencionado utilizou apenas o setor de Agropecuária.

Como o objetivo do nosso estudo é a especificação e estimação de equações setoriais, apenas os três estudos citados anteriormente são diretamente relevantes para os nossos propósitos. Entretanto persistem algumas diferenças, pois estes trabalhos, além de utilizarem diferentes estruturas nas equações, utilizam diferentes indicadores para as variáveis econômicas, bem como diferentes períodos.

O custo de produção doméstica pode ser utilizado como um exemplo das diferenças encontradas nestes estudos no que concerne à utilização de indicadores diferentes para uma mesma variável. Motta (2001) utiliza o índice de preços no atacado calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e Kannenbly Jr (1999), o índice de custo de exportação elaborado pela FUNCEX.

Pela tabela 6 é possível comparar os resultados obtidos, a estrutura equacional final e os setores analisados nesses três estudos selecionados.

Em relação ao escopo do trabalho, Motta (2001) estimou equações para seis setores e o total de bens manufaturados incorporando ao modelo as seguintes variáveis: a quantidade exportada, renda mundial, a utilização da capacidade e uma medida para rentabilidade das exportações (expressa como a relação dos preços de exportação e um índice de preço ao atacado em dólares²⁶). Kannenbly Jr (1999) analisou onze setores incorporando outras variáveis, como preços internacionais, produto potencial e uma medida para a volatilidade do câmbio, bem como o preço de exportação e o custo.

Comum a esses estudos foi a baixa significância de algumas variáveis relevantes, que foram, portanto, excluídas nos modelos. Kannenbly Jr (1999) registra que a instabilidade das estimativas em alguns setores, foi provocada pelas mudanças na economia brasileira nas últimas décadas. Como resultado, em alguns setores foram estimados na presença de quebras estruturais, geralmente por volta de 1990.

²⁵ Os resultados obtidos via Engle e Granger podem apresentar vies significativo para pequenas amostras, conforme evidenciado em Barnejee *et alli* (1993).

²⁶ Com exceção do total de manufaturados, para o qual utilizou-se no lugar do IPA um índice de salários.

Tabela 6

Comparação entre elasticidades de longo prazo setorial

Autor	Kannenbley Jr. (1999)							Carvalho De Negri (2000)			Motta (2001)		
	1984 a 1997							1977 a 1998			1977 a 1999		
Período ¹	Preço mundial	Preço export	Renda mundial	Custos	Produto potencial	Produção	Util cap	Renda mundial	Preço export	Util cap	Renda Mundial	Rentab	Util cap
Produtos manufaturados	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,13	1,27	*
1 Agropecuária	-	-	-	-	-	-	-	0,92	0,41	**	-	-	-
2 Extrativa mineral	**	**	**	**	1,01	**	**	-	-	-	-	-	-
5 Siderurgia	***	***	***	***	***	***	***	-	-	-	1,78	0,90	**
6 Metalurgia não ferrosos ²	**	**	1,00	**	**	**	**	-	-	-	-	-	-
8 Máquinas e tratores	*	*	*	*	*	*	*	-	-	-	-	-	-
10 Equip. eletrônicos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	*	*	*
11 Veículos automotores ³	**	**	**	**	**	**	-0,44	-	-	-	3,12	1,80	**
12 Peças e outros veículos ²	**	**	1,01	**	**	**	**	-	-	-	-	-	-
13 Madeira e mobiliário	*	*	*	*	*	*	*	-	-	-	-	-	-
14 Celulose, papel e gráfica ²	**	**	**	**	**	0,93	**	-	-	-	4,05	2,01	0,03
16 Elementos químicos	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	*	*	*
21 Têxtil	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4,01	0,87	**
23 Calçados, couros e peles	**	-0,30	**	**	**	0,81	**	-	-	-	0,25	0,49	**
24 Café	0,51	**	**	-0,83	**	**	**	-	-	-	-	-	-
29 Óleos vegetais	***	***	***	***	***	***	***	-	-	-	-	-	-

Notas:

* não foi possível estabelecer tanto uma relação de longo como de curto prazo. 1) Enquanto o total de produtos manufaturados tem periodicidade mensal os setores trimestrais.

** variável não foi significante. 2) Utilizando o período 1990 a 1997

*** Apenas foi estimada a relação de curto prazo. 3) Utilizando o período 1984 a 1989

- setor não foi objeto do estudo.

Util Cap = utilização da capacidade instalada

Rentab = rentabilidade

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos estudos originais.

A influência do câmbio, medida pelo impacto da variável rentabilidade, mostrou-se significativa, com exceção dos resultados de Kannenbley Jr (1999), onde a variável construída no estudo e utilizada para medir esse efeito, a volatilidade da taxa real do câmbio, não se apresentou significativa em nenhum setor.

Com essa última análise, é alcançado o objetivo do presente capítulo. Passaremos então, para próxima etapa, onde serão identificados os componentes das equações de exportação e proposto um modelo geral para estimar as elasticidades-câmbio do volume exportado setorialmente. Para tal esforço, esses três trabalhos serão utilizados como base.

4. Metodologia

Nessa dissertação iremos assumir um modelo de exportação de substitutos imperfeitos, como Carvalho e De Negri (2000), que supôs e descreveu as funções de oferta e demanda de exportação de um país da seguinte forma:

$$X_t^d = f(Px_t/Pw_t, Yw_t) \quad (3)$$

$$X_t^s = g(e_t Px_t S_t / Pd_t, Yp_t) \quad (4)$$

$$X_t^d = X_t^s \quad (5),$$

onde t = períodos;

X_t^d = quantidade demandada de exportação;

Px_t = preço das exportações brasileiras em dólares;

Pw_t = preço das exportações mundiais em dólares;

Yw_t = renda mundial;

X_t^s = quantidade ofertada de exportação;

e_t = taxa de câmbio nominal;

S_t = índice de incentivos fiscais;

Pd_t = índice de preços domésticos;

Yp_t = índice de produção potencial da indústria doméstica ;

Nas equações (3) e (4) f(.) e g(.) são funções contínuas das variáveis independentes, especificadas conforme a teoria econômica e/ou estimadas empiricamente.

A elaboração das equações de quantidade terá estrutura única, reduzidas a partir de (3) e (4). Como colocado por Kannenbly Jr (1999), essa opção revela o interesse em capturar os efeitos das variáveis econômicas sobre as quantidades efetivamente transacionadas e não as quantidades ofertadas ou demandadas.

A quantidade exportada X_t , total e dos setores selecionados é especificada na forma log-linear como na equação geral abaixo descrita:

$$\ln X_t^k = \alpha_1^k + \alpha_2^k \ln(Px_t^k / Pw_t^k) + \alpha_3^k \ln(Yw_t) + \alpha_4^k \ln(e_t Px_t^k S_t^k / Pd_t^k) + \alpha_5^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_t^k \quad (6)$$

onde $t = 1991$ a 2002 , $K = 1, 2, \dots, S$, indica os setores e o total de exportação; ε_t^k representa um distúrbio aleatório resultante do ajuste do modelo k com distribuição Normal com média zero, variação constante e correlação igual a zero, ou sejam, $\text{Cov}(\varepsilon_t^k, \varepsilon_i^k) = 0, \forall t \neq i$.

É esperado $\alpha_2^k < 0$, denotando o fato de que um aumento do preço dos produtos exportados em relação ao preço internacional reduz as quantidades exportadas e que a renda mundial afete positivamente a demanda de exportação total e setorial, portanto $\alpha_3^k > 0$.

Tanto um aumento da rentabilidade do exportador como do produto potencial são esperados acarretar um aumento em X_t , logo $\alpha_4^k > 0$ e $\alpha_5^k > 0$.

A partir desse modelo geral serão estimados os parâmetros de interesse para o total das exportações e os setores selecionados anteriormente. Antes, porém, é necessário identificar os indicadores que meçam corretamente as variáveis que figuram em (6). Note-se que problemas de compatibilidade entre os indicadores podem ocorrer devido ao fato de que eles são construídos a partir de diferentes metodologias ou fontes. Esse esforço foi feito para que esses indicadores representem a mesma agregação de produtos.

4.1.

Seleção das Variáveis

A seguir serão informados quais foram os indicadores utilizados, quais as suas fontes e os problemas de compatibilidade, de acordo com a função que exercem no modelo. Isto é, se figuram como variável dependente ou independente e, entre estas, categorizadas pelos efeitos que refletem.

A) Escolha da variável dependente

O indicador que melhor expressa a evolução das quantidade exportada X_t é um índice de *quantum*. Essa foi à escolha da maior parte dos trabalhos consultados, com exceção de Castro e Cavalcanti (1998) que optou por utilizar

diretamente o valor exportado, porém numa estrutura que não considerava o preço de exportação do lado direito da equação.

As outras opções possíveis são o valor de exportação ou um índice de valor, porém a escolha dessas variáveis tem como inconvenientes serem influenciadas pelas flutuações do preço dos produtos e faria com que o preço constasse dos dois lados da equação de exportação.

Serão selecionados os índices de *quantum* elaborados pela FUNCEX como proposto por Guimarães *et alli* (1997), os quais foram analisados no capítulo 2. As variáveis independentes deverão ter a mesma periodicidade da variável dependente selecionada, isto é, mensal ou trimestral.

B) Escolha das variáveis independentes

Para um melhor entendimento da influência de cada uma das variáveis explicativas, elas foram identificadas de acordo com o efeito que geram sobre a quantidade exportada, sendo agrupadas segundo 5 categorias.

B.1) Variáveis que captam o efeito preço

Para oferta de exportação, o efeito preço é geralmente expresso por um conjunto de variáveis que afetam a remuneração real do exportador, como um índice de rentabilidade dado por:

$$R_t = e_t P x_t S_t / P d_t \quad (7)$$

Há no entanto duas observações com relação a este indicador. Primeiro, os incentivos, representados por S_t , não são obtidos com facilidade. Existe um indicador construído para medir o montante de incentivos, mas ele só está disponível até o ano de 1992²⁷. Segundo como indicador para os preços domésticos, Pd_t , o ideal é utilizar um índice que medisse o custo de produção dos produtos exportados no lugar de, simplesmente, um índice de inflação de preços no atacado.

Esse último fato é comprovado pela falta de significância da rentabilidade obtidos em Portugal²⁸ (1992) e Motta (2001), quando se utiliza apenas um índice de inflação como medida para estimar Pd_t para o modelo do total de exportação

²⁷ Castro e Cavalcanti (1998) utilizam esse índice, que tem frequência anual, na construção de taxas de câmbio real para o total e classes de produtos.

²⁸ Portugal identificada esse fato apenas em modelos com frequência trimestral.

brasileiro. Nesses estudos foi também utilizada outra medida, um índice de salários, que obteve melhores resultados.

No presente estudo serão utilizados os índices de rentabilidade elaborados por Markwakt *et alli* (1997), já vistos no capítulo 2, os quais empregam no cálculo os índices de custo proposto por Guimarães (1995). Este índice de custo é obtido pela média ponderada entre os índices de preços no atacado, salários e demais insumos com pesos extraídos da matriz de insumo-produto do IBGE.

Alternativamente, no lugar da rentabilidade, pode ser adotado ainda o ponto de vista de competitividade entre os mercados internos e externos, onde a taxa de câmbio cumpre a função de compatibilizar as remunerações obtidas entre esses mercados. Para isso serão utilizados os conceitos, já citados anteriormente, da taxa de câmbio real e efetiva real, descritos, respectivamente, em (8) e (9), e divulgados pela FUNCEX.

$$TCR_t = e_t US_t / IPA_t \quad (8)$$

$$TCE_t = e_t^* P^*_t / IPA_t \quad (9)$$

onde US_t é o índice de preço ao atacado dos EUA (*US-Wholesales Prices*), P^*_t é um índice construído a partir da média ponderada de índices de preço de 13 países, IPA_t é o índice de preços atacadista doméstico (IPA-DI) da FGV.

O efeito preço que afeta a demanda de exportação, como expresso em (10), visa captar a competitividade externa do mercado internacional frente as exportações brasileiras.

$$CE_t = Px_t / Pw_t \quad (10)$$

Os índices de preço de exportação Px_t tem a metodologia construída por Guimarães *et alli* (1997) para o total e setores e são elaborados pela FUNCEX. Já os índices de preço de exportação mundial, Pw_t , para o total e setores são obtidos utilizando diferentes fontes devido à grande dificuldade de sua obtenção e da manutenção da compatibilidade com os índices brasileiros por setores.

O total das exportações será confrontado com o índice mensal de preço das importações mundiais, divulgado pelo *International Financial Statistic/IFS* publicado pelo Fundo Monetário Internacional/FMI e obtido via IPEADATA(www.ipeadata.gov.br).

Os índices de preço das importações mundiais segundo setores serão obtidos de duas formas: (i) para os setores de Agropecuária, Açúcar e Óleos Vegetais, o índice é elaborado a partir do preço das *commodities* fornecidos pelo FMI²⁹ (*Indices of Market Prices for Non-Fuel Commodities, Petroleum and Natural Gas*), agregados pela participação de cada *commodity* no total do valor de exportação trimestral de cada setor; (ii) para outros 15 setores será seguida proposta feita em Kannenbly Jr (2001)³⁰ e utilizados os índices de preços das importações americanas³¹ com agregação de produtos mais próxima da adotada pela FUNCEX. Esse índices são produzidos pelo *Bureau of Labor Statistics/BLS*³² e divulgados segundo classificação da *Standard International Trade Classification/STIC*, 3ª revisão. No caso de um setor da FUNCEX ser relacionado a mais de um índice da STIC, será realizada uma agregação conforme ponderação disponibilizada pelo BLS, que informa a participação dos setores no índice geral. Detalhes da construção dessas variáveis podem ser vistas no apêndice 1.

B.2) Variáveis que captam o efeito renda mundial

Como indicador para renda mundial ou externa Y_w , geralmente é utilizado o valor das importações mundiais. Nesse estudo serão utilizados dois indicadores para a renda mundial com propriedades distintas. Um será o índice de *quantum* para as importações mundiais, YAw_i , que visa captar a influência do volume comercializado no mundo, calculado a partir da relação entre o valor de

²⁹ Com endereço na internet www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp

³⁰ Segundo o autor, “A utilização do índice de preços de importações dos EUA tem como inconveniente a ponderação dada pelo intercâmbio comercial americano, além do fato de ser este um mercado de características particulares que não necessariamente refletem as características de formação de preços a que estão sujeitos os produtos de exportação brasileiros. Contudo, tem como vantagem ser os EUA um dos maiores importadores do mundo, o que não só reduz o efeito da participação relativa do Brasil neste mercado, como também traz informações relevantes sobre os preços das exportações praticados pelos concorrentes internacionais das exportações brasileiras”, [Kannenbly Jr (2001), p. 74].

³¹ O risco desses índices de importação sofrerem alguma influência dos índices de exportação brasileiras não é alta devido à baixa participação do Brasil nesses setores, com exceção do setor de Café que teve uma participação média nos anos de 1992 a 2000 de 12,9%.

³² Com endereço na internet, www.bls.gov.

importação mundial e o índice de preço das importações. Será elaborado com periodicidade mensal e trimestral,

O outro, YBw_t tem por objetivo medir a relação entre a renda dos principais destinos e a atividade exportadora. Será obtido a partir da média dos índices do produto interno bruto (PIB) dos principais destinos das exportações do Brasil ponderada pela participação de cada um nas exportações no ano anterior e calculado apenas com frequência trimestral devido à falta de informações mensais.

Tabela 7
**Valor de exportação dos 20 maiores destinos da
exportação brasileira na média 2000/02**

No	País	Seleção	Valor FOB US\$ Milhão	
			Média	
			Valor	Part.(%)
1	Estados Unidos	1	14.426	25,3
2	Argentina	1	4.526	7,9
3	Países Baixos	1	2.947	5,2
4	Alemanha	1	2.521	4,4
5	Japão	1	2.186	3,8
6	México	1	1.974	3,5
7	Itália	1	1.924	3,4
8	Belgica-Luxemburgo	1	1.857	3,3
9	China		1.836	3,2
10	Reino Unido	1	1.657	2,9
11	França	1	1.635	2,9
12	Chile		1.353	2,4
13	Espanha	1	1.057	1,9
14	Venezuela		880	1,5
15	Coreia, Rep da	1	723	1,3
16	Paraguai		703	1,2
17	Canadá	1	634	1,1
18	Uruguai		573	1,0
19	Hong-Kong		490	0,9
20	Taiwan		365	0,6
Subtotal 1 : 13 países			38.067	66,7
Subtotal 2 : 20 países			44.268	77,6
Total brasileiro			57.066	100,0

Nota: (1) selecionado por dispor da informação do PIB trimestral.

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX.

O critério de seleção do grupo de países foi a participação no valor médio exportado de 2000 a 2002 e, naturalmente, a existência dessa informação. Como verificado pela tabela 7, dentre os 20 principais destinos nesse período, foram selecionados apenas 13 países. Esse grupo de países representa 66,7% das exportações totais do Brasil, indicando uma elevada representatividade.

Foram utilizados como fonte informações do *International Financial Statistic/IFS* do FMI, disponibilizado pelo IPEADATA, e da FUNCEX. Para outros detalhes da construção desses indicadores consultar o apêndice 1.

B.3) Variáveis que captam o efeito de tendência

O produto potencial Y_p tem por objetivo captar algum efeito de tendência ou de economia de escala, decorrente da expansão da capacidade produtiva.

Diferentemente do método geralmente utilizado para estimar Y_p , que consiste na aplicação de médias móveis nos índices da produção física da pesquisa industrial mensal (PIM/PF) do IBGE, nesse estudo a tendência será obtida utilizando um método estrutural de componentes não observáveis como proposto por Harvey (1989).

Um entrave à estimação da tendência é a obtenção de séries setoriais da PIM/PF do IBGE compatíveis com os índices setoriais de exportação da FUNCEX. A PIM/PF é divulgada segundo três classificações: gêneros da indústria, classes da indústria e produtos nível 100. Enquanto as duas primeiras classificações apresentam setores mais agregados que os da FUNCEX, inviabilizando o seu uso, a última, apresenta a dificuldade de não haver um vetor de ponderação disponível para agregar os vários produtos da PIM/PF em setores da FUNCEX³³.

A solução encontrada foi obter índices da PIM/PF segundo produto nível 80, que são relacionados com os índices da FUNCEX e com a matriz de insumo produto do IBGE de onde foi obtida a ponderação³⁴ para agregar esses produtos em setores da indústria. Essa solução implica restringir o tamanho das séries, visto que produto nível 80 só está disponível a partir de janeiro de 1991.³⁵

Para o setor de Agropecuária foram utilizadas as informações disponíveis da série do índice do produto interno bruto-PIB, com frequência trimestral, divulgado pelo setor de Contas Nacionais do IBGE, pois a pesquisa da PIM/PF engloba apenas os setores da indústria. Para o total brasileiro foi utilizado o total da indústria divulgado pela PIM/PF.

³³ Utilizar um vetor de ponderação baseado na participação do valor de exportação desse produto nível 100 não é recomendado, por não representar a real estrutura do mercado interno.

³⁴ Extraída da tabela 1 de recursos e usos.

³⁵ O encadeamento com a classificação de gêneros da indústria, que dispõem de dados a partir de 1985, não é possível sem introduzir um viés nas séries dado a diferença de classificação dos setores.

Para a extração da tendência nos setores, inicialmente os índices mensais foram agregados em frequência trimestral, compatíveis com os índices de exportação setoriais. Para um detalhamento do método utilizado para extração da tendência e dos resultados da sua aplicação, consultar os apêndices 2 e 3, respectivamente.

Pelo valor do coeficiente estimado para Yp , é possível determinar a existência de um viés pró ou anticomércio, caso sua estimativa seja superior ou inferior à unidade, respectivamente. Um valor unitário significa um efeito neutro da evolução da capacidade sobre as quantidades exportadas [Braga e Markwald (1983), p 719].

B.4) Variáveis que captam o efeito sazonal

Uma questão a ser discutida é o tratamento adequado para estimar a influência da sazonalidade na estimação das relações de longo e curto prazos.

A utilização de variáveis indicadoras (*dummies*) para captar a influência do padrão sazonal tem por hipótese a existência de um comportamento sazonal comum entre as séries ou co-sazonalidade. Impõe-se, então, a necessidade de realização de testes específicos que comprovem essa hipótese, como, testes de raízes unitárias na presença de sazonalidade.

Outro ponto de dúvidas é qual o procedimento correto para estimar relações entre séries com e sem padrão sazonal, visto que a imposição de indicadoras é feita para todas as variáveis do modelo.

Para evitar problemas desse tipo, a sazonalidade de todas as séries temporais utilizadas nas equações de exportação foi investigada e, quando presente, foram produzidas séries ajustadas sazonalmente. Para esse fim, utilizamos a metodologia de decomposição de séries, baseados nos modelos estruturais de Harvey (1989). Esta metodologia é detalhada no apêndice 2 e os resultados da aplicação estão no apêndice 3.

Foram, então, produzidas séries sazonalmente ajustadas dos índices de *quantum* de exportação doméstico, para 13 dos 18 setores selecionados, inclusive o total, para o índice de *quantum* das importações mundiais (tanto nas séries mensais como trimestrais), para o índice do PIB dos principais destinos (apenas Argentina, Coréia do Sul e México) e para os índices de preço de exportação do setor de Calçados, Couros e Peles e do setor Óleos Vegetais. Para as demais

séries, não foram identificados padrões de sazonalidade, o que era esperado, em particular no caso das séries de índices de preço e de índices de taxas de câmbio.

4.2. Método de Estimação

O período de análise compreende os anos de janeiro de 1991 a dezembro de 2002, totalizando 144 observações mensais ou 48 observações trimestrais. A periodicidade será mensal para o total de exportação e trimestral para os setores, devido à restrição de dados com relação aos índices de preço e *quantum* de exportação doméstica.

As equações de exportação reduzidas a partir de (6) resultaram em três alternativas para o total, e seis para cada setor, devido às distintas formas de medir a renda mundial e o preço, tal como vistos pelo lado da oferta. Serão então estimadas as seguintes equações:

$$\text{Ln}X_t^k = \alpha_{11}^k + \alpha_{12}^k \ln(CE_t^k) + \alpha_{13}^k \ln(YAw_t) + \alpha_{14}^k \ln(R_t^k) + \alpha_{15}^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_{1t}^k \quad (12)$$

$$\text{Ln}X_t^k = \alpha_{21}^k + \alpha_{22}^k \ln(CE_t^k) + \alpha_{23}^k \ln(YAw_t) + \alpha_{24}^k \ln(TCR_t) + \alpha_{25}^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_{2t}^k \quad (13)$$

$$\text{Ln}X_t^k = \alpha_{31}^k + \alpha_{32}^k \ln(CE_t^k) + \alpha_{33}^k \ln(YAw_t) + \alpha_{34}^k \ln(TCE_t) + \alpha_{35}^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_{3t}^k \quad (14)$$

$$\text{Ln}X_t^k = \alpha_{41}^k + \alpha_{42}^k \ln(CE_t^k) + \alpha_{43}^k \ln(YBw_t) + \alpha_{44}^k \ln(R_t^k) + \alpha_{45}^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_{4t}^k \quad (15)$$

$$\text{Ln}X_t^k = \alpha_{51}^k + \alpha_{52}^k \ln(CE_t^k) + \alpha_{53}^k \ln(YBw_t) + \alpha_{54}^k \ln(TCR_t) + \alpha_{55}^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_{5t}^k \quad (16)$$

$$\text{Ln}X_t^k = \alpha_{61}^k + \alpha_{62}^k \ln(CE_t^k) + \alpha_{63}^k \ln(YBw_t) + \alpha_{64}^k \ln(TCE_t) + \alpha_{65}^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_{6t}^k \quad (17)$$

onde k = total e setores selecionados e ε_{it}^k = erro aleatório do modelo k da equação i , com $i = 1, 2, \dots, 6$, isto é, tem distribuição Normal, com média zero, variação constante e $\text{cov}(\varepsilon_t^k, \varepsilon_t^k) = 0, \forall t \neq i$. Note: se k = total exportado, t = janeiro de 1991 a dezembro de 2002 e apenas serão estimados os modelos 12, 13 e 14; quando k = setores, t = primeiro trimestre de 1991 ao quarto trimestre de 2002.

As equações 12 a 17 serão denominadas, a partir de agora, de I, II, III, IV, V e VI, respectivamente.

Como todas as variáveis são expressas em índices, primeiramente, eles foram transformados para a mesma base e depois aplicada a forma logarítmica. A base escolhida para os índices foi à média anual de 1991.

Como visto pelo capítulo 3, o método mais eficiente para estimação das equações é o de Hendry (1986), que testa o vetor de cointegração por Johansen (1988). Entretanto, devido ao baixo número de graus de liberdade disponíveis nas séries desse estudo, esse método não é o recomendado, pois a parametrização excessiva utilizada para estimar o vetor de cointegração pode comprometer sua superioridade em relação a estimações uniequacionais.

As equações foram, então, estimadas como proposto em Kremers *et alli* (1992) que consiste na estimação do modelo em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL) para determinação da solução estática de longo prazo. A dinâmica de curto prazo foi obtida pela reparametrização da equação sob a forma de um modelo de correção de erros (ECM).

A hipótese de cointegração das variáveis incluídas em cada equação foi investigada, primeiramente, pela análise da estacionariedade - ou presença de raízes unitárias - de cada série e, em seguida, foi examinado a existência de um vetor de cointegração pelo teste proposto por Banerjee, Dolado e Mestre (1992 e 1998) [Hendry e Doornik (2001), p. 44 e 133].

A condição de estacionariedade das séries será examinada de duas formas: pela inspeção visual dos gráficos das séries no tempo e, em seguida, pela análise da autocorrelação em nível e em primeira diferença³⁶ das séries. A não estacionariedade será formalmente testada através de aplicação de dois testes de raiz unitária, o de Dickey-Fuller Aumentado (1979) e o de Phillips e Perron (1988) [Enders (1995), p.221 e p.239], feitos nas séries em nível e diferença³⁷ com os valores críticos para os testes obtidos por MacKinnon (1991). Ao longo do texto, nos referiremos a esses testes como ADF e PP, respectivamente.

Ambos os testes de raiz unitária adotam como hipótese nula a não estacionariedade da série e são elaborados de três formas, dependendo dos componentes incluídas no modelo. Estes componentes têm por objetivo aumentar o poder dos testes, sendo eles: intercepto, intercepto e tendência determinística e sem a inclusão de componentes. Visto que a não rejeição da hipótese nula pode ser devido a má especificação dos componentes determinísticos incluídos

³⁶ Somente foram incluídos no anexo os gráficos de autocorrelação julgados necessários para a análise.

³⁷ Serão apresentados apenas os resultados dos testes das séries em nível.

[Campbel e Perron (1991)], o modelo apresentado para os testes será aquele que produzir melhor aderência aos dados.

Como o resultado do teste de raiz unitária ADF é sensível ao número de defasagens que são incluídas no modelo, será adotada como estratégia de seleção dessa ordem a metodologia proposta por Campbel e Perron (1991) onde se utiliza, a princípio, cinco defasagens, reduzindo-a progressivamente caso a última não seja significativa. Será mantida sob controle a hipótese de ausência de autocorrelação dos resíduos, obtida pelo teste de Durbin Watson. No teste PP, a ordem de defasagens foi dada automaticamente pelo programa utilizado nessa etapa.

Como a possibilidade de existência de quebras estruturais nas séries pode diminuir o poder dos testes de raiz unitária, produzindo um viés em favor da não rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária [Perron *et alli* (1995)], a análise gráfica servirá para esclarecer eventuais divergências entre os resultados dos testes.

A ordem de defasagem do modelo ADL será selecionada dentre aquela que minimiza as estatísticas obtidas para o critério de informação do ajuste de Schwartz e Hannan-Quinn, visto que o uso de teste de hipótese para seleção de variáveis não ser válido na presença de séries não estacionárias. Serão comparados todos os modelos ADL estimados até uma ordem máxima de 12 meses, para séries com periodicidade mensal, e de 5, para as séries trimestrais.

Uma vez aceita a hipótese de cointegração entre as variáveis do modelo, que é feita testando a hipótese nula da ausência dessa relação, podem-se analisar os resultados da solução estática de longo prazo, quando serão válidos os testes de significância da inclusão das variáveis no modelo e as estimativas dos parâmetros serão eficientes. Somente então, será formulada a dinâmica de curto prazo sob a forma de um modelo de correção de erros (ECM) [Hendry e Doornik (2001), páginas 55 e 157].

Como no modelo em ECM as variáveis são estacionárias, valem os valores críticos da regressão por MQO tradicional. A redução do sistema de curto prazo é feita utilizando o teste t de significância dos parâmetros, começando pelas variáveis defasadas de maior ordem, e teste F de validade do modelo.

Além dos testes t e F serão aplicados outros testes para validade dos modelos, como o teste de Wald, que testa a hipótese nula dos coeficientes de

longo prazo serem conjuntamente iguais a zero (com exceção da constante) e o de RESET, proposto por Ramsey (1969), para forma funcional, que utiliza como hipótese nula a especificação correta do modelo.

Serão ainda conduzidos testes específicos para os resíduos, com o objetivo de analisar a adequação do modelo aos dados. Neste sentido serão aplicados testes de diagnóstico dos resíduos para verificação das seguintes hipóteses nulas:

a) Durbin-Watson para a ausência de autocorrelação de primeira ordem (ρ).

Testa se ρ é igual a zero, numa regressão dos resíduos no período t contra $t-1$;

b) Breusch-Godfrey é a estatística do multiplicador de Lagrange para ausência de correlação serial. Tem como hipótese nula a inexistência das r primeiras autocorrelações;

c) Ausência de Heterocedasticidade condicional autoregressiva (γ), de Engle (1982), para a verificar a presença do padrão ARCH. Testa se γ é igual a zero;

d) Normalidade, de Jarque-Bera (1987), para testar a hipótese nula dos resíduos seguirem uma distribuição normal;

e) Homocedasticidade, baseados em White (1980), para testar a hipótese nula de homocedasticidade incondicional contra a hipótese alternativa de que a variância dos erros dependam de alguma função das variáveis independentes.

Um modelo bem estimado ainda requer que os parâmetros sejam constantes no tempo. Essa condição será verificada através de duas formas: pela aplicação do teste de Chow (1960), onde será testada a hipótese de estabilidade dos parâmetros nos dois últimos anos³⁸, e por variantes desse teste, que são apresentados em forma gráfica³⁹, especificamente, Resíduos Recursivos, Teste de Chow de um passo para existência de quebra estrutural e Testes de Chow com Horizontes Decrescentes e Crescentes⁴⁰.

³⁸ Como a presença de variáveis indicadoras interfere no resultado do teste, o período selecionado será diferente quando nos dois últimos anos ocorrem esse tipo de variáveis.

³⁹ Nesse caso o período compreendido é dependente do número de graus de liberdade utilizado pelo modelo, logo o número de anos empregados não é fixo em todos os setores. Em geral foi utilizado os últimos quatro anos.

⁴⁰ Para detalhes sobre o critério de informação, dos testes de validade do modelo, dos diagnósticos dos resíduos e dos testes de estabilidade dos parâmetros, consultar Hendry e Doornik (2001) capítulos 17 e 18.

Tanto no modelo ADL e ECM serão impostas variáveis indicadoras (*dummies*) para conferir estabilidade ao modelo e melhorar os testes de diagnósticos dos resíduos.

A estimação de uma equação única para o *quantum* de exportação assume que as variáveis empregadas no lado direito da equação sejam fracamente exógenas em relação aos parâmetros de interesse. Como forma de verificar essa hipótese será empregado o teste de exogeneidade fraca de Wu-Hausman para as variáveis que fazem parte de cada modelo ADL [Jhonston e Dinardo (1997) p. 257]. Esse teste é composto de dois estágios. Primeiramente, é feita uma regressão da variável de interesse Z , a que se deseja testar, contra um conjunto de variáveis relevantes a Z , e se obtêm os valores previstos de ajuste \hat{Z} . No segundo estágio, se estima o modelo ADL incluindo \hat{Z} . A hipótese nula de exogeneidade fraca de Z é testada pela análise de significância do parâmetro estimado para \hat{Z} , no modelo ADL⁴¹.

4.3. Aplicação do Método de Estimação

Nessa seção serão apresentados os principais resultados dos modelos propostos utilizando a metodologia já apresentada. Inicia-se com uma breve análise das séries com o objetivo de investigar a presença de raízes unitárias. Em seguida, comentam-se os testes de cointegração, os diagnósticos dos resíduos e testes de estabilidade dos parâmetros estimados e de exogeneidade fraca. Por fim apresentam-se as estimativas dos parâmetros de longo e curto prazo para o total exportado e setores selecionados⁴².

4.3.1. Análise Inicial das Séries

Índices de *quantum* de exportação

Pela análise gráfica das séries em nível, apenas nos setores de Siderurgia, Metalurgia dos Não Ferrosos, Máquinas e Tratores e Café não foi notado um comportamento crescente no índice, ou seja, a evolução da quantidade exportada

⁴¹ Note que o teste é formulado para cada variável do modelo em separado.

⁴² Para os testes de raiz unitária foi utilizado o programa Eviews 4.0, nas demais etapas foi empregado o PC Give 10.

pode ser considerada como estacionária nesse período. Entretanto, quando aplicados os testes de raiz unitária, apenas três setores tiveram rejeitada, ao nível de 5% significância, a hipótese nula da existência de raiz unitária. São os setores: Siderurgia, Metalurgia dos Não Ferrosos e o de Beneficiamento de Produtos Vegetais, como pode ser visto pela tabela 8 e 9.

Apesar da hipótese de não estacionariedade ter sido rejeitada para o setor de Beneficiamento de Produtos Vegetais apenas no teste ADF, este comportamento é também evidenciado pela análise dos gráficos de correlação da série em nível, onde apresentam poucas defasagens significantes, como pode ser visto no gráfico A25 em anexo.

Os testes foram refeitos sem valores extremos (*outliers*) pelo risco desses valores alterarem os resultados do teste ADF e PP. Foram identificados no setor de Açúcar, o primeiro trimestre de 1994 e segundo de 2000, no de Óleo Vegetal, o quarto trimestre de 1997. Entretanto, mesmo expurgando esses valores das séries, continua-se aceitando a hipótese nula de existência de raiz unitária.

Os testes de raiz unitária não tiveram a hipótese nula rejeitada quando analisadas as séries em primeira diferença. Logo, como conclusão, se admite que todas as séries são integradas de ordem 1, $I(1)$, exceto as séries dos três setores já mencionados, os quais tiveram rejeitados a hipótese nula, ou seja, são estacionários $I(0)$.

Índices de competitividade externa

A valorização do Real, logo no início de sua implementação em 1994, teve como efeito o aumento desse índice para alguns setores e para o total exportado, indicando queda da competitividade das exportações brasileiras, isto é, aumento do preço de exportação brasileiro em relação aos preços praticados pelo resto do mundo. Com a desvalorização do Real ocorrida em 1999, houve a reversão desse quadro. Com exceção dos setores de Equipamentos Eletrônicos, Peças e Outros Veículos, Café e Óleos Vegetais foram registrados queda na evolução de todos os outros índices setoriais, quando comparados os pontos extremos de cada série.

Os setores de Peças e Outros Veículos, Calçados, Agropecuária e Óleos Vegetais foram apontados, pela análise gráfica da série em nível, como estacionários. Entretanto, apenas para os dois últimos setores houve a rejeição da hipótese nula por pelo menos um dos testes aplicados (ADF ou PP). A análise do

gráfico de autocorrelação dessas duas séries em nível, figuras em anexo, aponta para a hipótese de estacionariedade, pois contém poucas defasagens significativas.

Todas as séries tiveram rejeitados os testes de raiz unitária para as séries em primeira diferença. Logo, excluindo as séries de Agropecuária e Óleos Vegetais, todas as demais são I(1).

Índices de rentabilidade das exportações

Na maior parte dos índices setoriais e para o total das exportações observou-se queda da rentabilidade a partir de 1994 e recuperação a partir de 1999, exceto para os setores de exportação de produtos de *commodities* (Agropecuária, Extrativa Mineral, Café, Beneficiamento de Produtos Vegetais, Abate de Animais, Açúcar, Óleos Vegetais) e o setor Madeira e Mobiliário.

Nos setores de Siderurgia, Refino de Petróleo e Petroquímicos e Celulose, Papel e Gráfica, não foi possível identificar um padrão nem de crescimento ou nem de queda.

A aplicação dos testes de estacionariedade, ADF e PP, apresentaram resultado dúbio para o setor de Siderurgia, pois esse setor teve rejeitada a hipótese nula apenas no teste de ADF, como pode ser visto nas tabelas 8 e 9. A decisão de qual resultado é o adequado foi feita pela análise do gráfico de autocorrelação, em anexo, cuja inspeção visual confirmou a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade.

Em síntese, as séries de rentabilidade para os setores e para o total exportado são aceitas como I(1), com exceção do setor de Siderurgia, que foi considerado I(0).

Índices de produto potencial

Apenas nos setores de Equipamentos Eletrônicos e Beneficiamento de Produtos Vegetais, é visível uma queda do produto potencial dessas indústrias. Nos demais, é geralmente identificado um componente de tendência, o qual é captado nos testes de raiz unitária.

O setor de Madeira e Mobiliária é o único que apresenta pouca volatilidade no índice. Este setor não foi considerado estacionário, apesar dos resultados divergentes entre os testes ADF e PP. Esse resultado dúbio foi ocasionado pela presença de valores altamente voláteis no ano de 1991, pois, quando refeito o teste PP sem esses valores, ambos os testes apontam para a não rejeição da hipótese de presença de raiz unitária.

A presença de valores extremos também levou a rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária nos setores de Máquinas e Tratores, Celulose, Papel e Gráfica e Refino de Petróleo. Como os resultados foram alterados com a exclusão desses trimestres, esses setores foram considerados I(1).

Os valores obtidos nos testes de não estacionariedade ADF e PP, aplicados nas séries em primeira diferença, rejeitam a hipótese nula para todos os setores, exceto para o setor de Açúcar. Ou seja, se considera que todas as séries são I(1), exceto a de Açúcar que será considerada como I(2).

Tabela 8
Testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)
para as séries do total de exportação e por setores

Série	Descrição	Índice de <i>quantum</i> de exportação		Índice de competitividade		Índice de rentabilidade		Índice de Produto Potencial	
		t-ADF	n Tipo	t-ADF	n Tipo	t-ADF	n Tipo	t-ADF	n Tipo
TT	Total	-2,978	2 C,T	-1,838	0 C	-2,460	2 C	-3,260	2 C,T
1	Agropecuária	-2,834	1 C,T	-2,096	2 C	-2,138	0 C	-2,515	5 C,T
2	Extrativa mineral	1,124	1 -	-2,166	1 C	-2,392	5 C	-3,043	4 C,T
5	Siderurgia	-4,747 *	0 C	-2,108	1 C	-3,511 *	3 C	-2,712	3 C,T
6	Metalurgia dos não ferrosos	-3,856 *	0 C	-1,734	1 C	-1,711	0 C	-3,500	2 C,T
8	Máquinas e tratores	-2,023	0 C	-2,803	0 C	-1,840	0 C	0,926	2 -
9	Material elétrico	-1,517	1 C	-1,310	3 C	-1,765	0 C	-2,252	1 C,T
10	Equipamentos eletrônicos	-2,598	3 C,T	-3,007	0 C,T	-2,291	0 C,T	-2,003	5 C
11	Veículos automotores	-2,083	0 C	-0,925	2 -	-1,835	0 C	-1,991	0 C
12	Peças e outros veículos	-1,883	2 C	-2,180	0 C	-1,491	0 C,T	-1,708	0 C
13	Madeira e mobiliário	-2,638	3 C,T	-0,506	3 -	-2,268	0 C	-2,446	5 C
14	Celulose, papel e gráfica	-2,375	2 C	-0,563	4 -	-2,870	1 C	-0,629	3 C
17	Refino de petróleo	-1,511	2 C	-2,796	0 C,T	-2,809	0 C	-1,727	4 C
23	Calçados, couros e peles	-1,951	0 C	-2,048	0 C	-2,097	0 C	-1,490	5 -
24	Café	-2,346	0 C	-1,409	2 C	-1,174	0 C	-1,907	2 C
25	Benefic. de prod. vegetais	-3,318 *	1 C	-1,460	0 C	-2,736	1 C	-2,330	0 C
26	Abate animais	-0,796	0 C,T	-0,555	1 C	-2,010	1 C	-3,351	5 C,T
28	Açúcar	-1,655	1 C	-2,353	0 C	1,549	0 C	-2,825	5 C,T
29	Óleos vegetais	-2,874	0 C	-4,222 *	0 C	-2,345	2 C	1,558	1 -

Notas:

1) * indica rejeição da hipótese nula a 5%, valores críticos obtidos em MacKinnon (1991).

2) C,T = inclusão de constante e tendência, C = inclusão de constante, - = sem inclusão alguma.

Tabela 9
Testes de Phillips e Perron (PP)
para as séries do total de exportação e por setores

Série	Descrição	Índice de <i>quantum</i> de exportação			Índice de competitividade			Índice de rentabilidade			Índice de Produto Potencial		
		t-PP	n	Tipo	t-PP	n	Tipo	t-PP	n	Tipo	t-PP	n	Tipo
TT	Total	-1,498	4	C	-1,884	4	C	-2,766	4	C	-3,042	4	C,T
1	Agropecuária	0,186	3	C	-4,297 *	3	C	-2,186	3	C	-1,959	3	C,T
2	Extrativa mineral	-2,687	0	C	-1,522	3	C	-1,733	3	C	-2,799	3	C,T
5	Siderurgia	-4,703 *	3	C	-1,610	3	C	2,334	3	C	2,012	3	C
6	Metalurgia dos não ferrosos	-3,826 *	3	C	-1,461	3	C	-1,744	3	C	-3,069	3	C,T
8	Máquinas e tratores	-1,975	3	C	-1,983	3	C	-1,868	3	C	1,135	3	-
9	Material elétrico	-2,714	3	C	-0,904	3	C	-1,836	3	C	-2,115	3	C
10	Equipamentos eletrônicos	-1,771	3	C,T	-3,003	3	C,T	-2,279	3	C,T	-1,419	3	C
11	Veículos automotores	-3,011	3	C,T	-1,577	2	C	-1,624	3	C	-2,063	3	C
12	Peças e outros veículos	-1,840	3	C	-2,187	3	C	-1,349	3	C,T	-1,666	3	C
13	Madeira e mobiliário	-1,195	3	C	-1,972	3	C	-2,262	3	C	-4,386 *	3	C
14	Celulose, papel e gráfica	-2,333	3	C	-0,457	3	C	-2,822	3	C	-1,769	3	C
17	Refino de petróleo	-2,512	3	C	-2,757	3	C,T	-2,862	3	C	-2,704	3	C
23	Calçados, couros e peles	-2,090	3	C	-2,164	3	C	-1,963	3	C	-3,084	3	C,T
24	Cafê	-2,457	3	C	-2,307	3	C	-1,188	3	C	-1,962	3	C,T
25	Benefic. de prod. vegetais	-2,738	3	C	-1,457	3	C	-2,186	3	C	-2,243	3	C
26	Abate animais	-0,971	3	C,T	-0,473	3	-	-1,946	3	C	-1,874	3	C,T
28	Açúcar	-1,584	3	C	-2,353	3	C	-1,311	3	C	1,978	3	C
29	Óleos vegetais	-2,701	3	C	-4,232 *	3	C	-2,443	3	C	-3,381	3	C,T

Notas:

1) * indica rejeição da hipótese nula a 5%, valores críticos obtidos em MacKinnon (1991).

2) C,T = inclusão de constante e tendência, C = inclusão de constante, - = sem inclusão alguma.

Índices de renda mundial e índice da taxa de câmbio

Como esses índices são comuns aos setores e ao total, tiveram que ser elaborados com frequência mensal e trimestral, exceto para o índice do PIB dos principais destinos de exportação brasileira, que foi elaborado somente por trimestres. Os testes de raiz unitária foram aplicados em ambas periodicidades, apesar de, intuitivamente, se uma série mensal for não estacionária, a sua transformação em trimestres também deverá ser não estacionária.

Os índices que medem a atividade mundial têm por característica o componente de tendência. Foi observado que o índice de *quantum* das importações mundiais tem um crescimento mais acentuado que o do índice da renda dos principais destinos das exportações, como pode ser visto pela figura 8.

Os índices da taxa de câmbio real e efetiva real refletem as mudanças das políticas econômicas realizadas nesse período, conforme detalhado no capítulo 2.

A conclusão dos testes de ADF e PP, aplicados nas séries em nível e em primeiras diferenças, é de que todas são integradas de ordem um, I(1), pois os valores do teste não rejeitam a hipótese nula, quando aplicado nas séries em nível, mas a rejeitam nas séries em primeiras diferenças.

Tabela 10
Testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips e Perron (PP)
para renda mundial e taxas de câmbio

Série	Descrição	ADF			PP		
		t-ADF	n	Tipo	t-PP	n	Tipo
Séries mensais							
YAW	Índice de <i>quantum</i> mundial	-2,298	2	C,T	-1,348	4	C
TCR	Taxa de câmbio real	-1,900	2	C	-2,375	4	C
TCE	Taxa de câmbio efetiva real	-1,826	2	C	-2,263	4	C
Séries trimestrais							
YAW	Índice de <i>quantum</i> mundial	-2,639	2	C,T	-2,260	3	C
YBW	Índice do PIB destinos	-1,528	1	C,T	-0,900	3	C
TCR	Taxa de câmbio real	-0,843	2	C	-0,985	3	C
TCE	Taxa de câmbio efetiva real	-1,750	0	C	-1,868	3	C

Notas:

1) * indica rejeição da hipótese nula a 5%, valores críticos obtidos em MacKinnon (1991).

2) C,T = inclusão de constante e tendência, C = inclusão de constante, - = sem inclusão alguma.

A tabela a seguir sintetiza os resultados obtidos nos testes de estacionariedade para as séries analisadas.

Tabela 11
Condição de estacionariedade das séries analisadas

Série	Descrição	Índices individuais				Índices comuns			
		X	CE	R	Yp	YAw	YBw	TCR	TCE
TT	Total	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-	I(1)	I(1)
1	Agropecuária	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
2	Extrativa mineral	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
5	Siderurgia	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
6	Metalurgia dos não ferrosos	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
8	Máquinas e tratores	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
9	Material elétrico	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
10	Equipamentos eletrônicos	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
11	Veículos automotores	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
12	Peças e outros veículos	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
13	Madeira e mobiliário	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
14	Celulose, papel e gráfica	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
17	Refino de petróleo	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
23	Calçados, couros e peles	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
24	Cafê	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
25	Benefic. de prod. vegetais	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
26	Abate animais	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
28	Açúcar	I(1)	I(1)	I(1)	I(2)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
29	Óleos vegetais	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Obs.: - série inexistente para esse setor.

Notas:

X = índice de *quantum* de exportação brasileiro

CE = índice de competitividade externa ($CE = P_x / P_w$)

R = índice de rentabilidade das exportações ($R = P_x e / Custo$)

Yp = índice do produto potencial da economia

(0) série estacionária

(1) série não estacionária - integrada de ordem 1

(2) série não estacionária - integrada de ordem 2

YAw = índice de *quantum* das importações mundiais

YBw = índice da renda dos principais destinos

TCR = índice da taxa de câmbio real

TCE = índice da taxa de câmbio efetiva real

4.3.2. Resultados das Estimativas

Visto que o emprego do método ADL tem como condição necessária que todas as variáveis que fazem parte do modelo tenham a mesma ordem de integração, foram adotadas três formas de estimação.

Caso 1: todas as variáveis têm a mesma ordem de integração. Foi o que ocorreu na maior parte dos modelos, onde as séries são todas $I(1)$. O método será empregado com todas as séries em nível.

Caso 2: alguma variável explicativa é integrada de ordem diferente das demais, como ocorreu em três setores. No caso do setor de Açúcar, a série que é $I(2)$ será incluída em primeira diferença no modelo ADL, enquanto que, nos setores de Óleos Vegetais e Agropecuária, a série $I(0)$ somente será introduzida quando formulado o ECM.

Caso 3: a variável dependente é estacionária, o que aconteceu para os setores de Siderurgia, Metalurgia dos Não Ferrosos e Beneficiamento de Produtos Vegetais, indicando que o método de regressão clássico é o apropriado. Para esse caso será formulada a equação apenas no curto prazo, visto que as séries são estacionárias, e com isso, não é necessário estimar o termo de correção de erro. Todas as variáveis dependentes que são $I(1)$ deverão ser incluídas em primeira diferença. O modelo será estimado em defasagens.

Como forma de orientar o leitor acerca das etapas percorridas até o momento será apresentado no final dessa seção um fluxograma dos procedimentos utilizados para estimar as equações de exportação.

A partir das equações relativas ao total de exportação e aos setores propostas no item 4.2, foram estimados modelos ADL apenas para aqueles que se enquadram nos casos 1 e 2, com a ordem de defasagem selecionada de modo a minimizar os critérios de informação⁴³. Para cada ajuste, foi testada a hipótese de ausência de cointegração entre as séries do modelo pelo teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992).

Nos casos em que o teste foi aceito, foi verificado se esse resultado se deveu a alguma variável defasada do modelo ADL, inicialmente selecionada. O critério

⁴³ Para evitar que o critério de informação fosse viesado pelo número de observações, que afeta o resultado do ajuste, foi utilizado o mesmo tamanho das séries em todos os modelos ADL.

utilizado para identificar qual variável defasada deveria ser excluída foi novamente as estatísticas do critério de informação do modelo ajustado.

Apesar desse procedimento, em dois setores foram aceitas as hipóteses de ausência de cointegração para todas as equações formuladas, a saber: Madeira e Mobiliário e Abate de Animal. Esse resultado implicou que para esses setores não se analisaram os resultados do ajuste, pois nem os testes de hipóteses nem as estimativas para os parâmetros podem ser considerados válidos.

Nos demais modelos, onde a hipótese de ausência de cointegração foi rejeitada para ao menos uma das equações formuladas, foi testada a relevância das variáveis incluídas no modelo ADL, pelo teste t da solução de longo prazo. Esse teste tem como hipótese nula a soma dos coeficientes estimados para variável independente defasada igual a zero. Quando foi aceita essa hipótese, o modelo ADL foi estimado novamente sem essa variável.

Um problema recorrente, em pelo menos metade dos modelos estimados, está na identificação de efeitos de multicolinearidade⁴⁴, principalmente entre as variáveis com um comportamento de tendência como as medidas de renda mundial e do produto potencial da indústria doméstica. Nesses casos a regra de decisão de qual variável deveria ser mantida na equação foi a que obtivesse a maior correlação com a variável dependente, ou seja, a que obtivesse a menor soma dos quadrados dos resíduos.

Pela análise da tabela A31 do anexo, onde foi elaborado o grau de correlação entre as séries em nível para cada modelo, é possível verificar que um grau superior a 0,5 ocorre entre outras variáveis para determinados setores, como o índice de competitividade e as medidas para o câmbio. Como altos graus de correlação podem indicar a presença de multicolinearidade, essa tabela serviu de apoio para analisar se a falta de significância de uma variável era devido a esse efeito.

Apenas para o Total de exportação foram estimadas todas as equações formuladas em 4.2. Os modelos finais foram descartados ou por que tiveram

⁴⁴ No contexto de regressão múltipla, alguns indicadores de multicolinearidade alta são: (i) se o R^2 de cada regressor nas demais variáveis é alto, maior que 0,8; (ii) se a presença da variável torna um resultado anterior que era significativo em insignificante; (iii) se os coeficientes têm sinais não esperados e magnitudes implausíveis.

rejeitado o diagnóstico dos resíduos, ou seja, pela violação de uma das condições de normalidade, ou pela rejeição dos testes para a hipótese de estabilidade dos parâmetros estimados.

Apesar dos diagnósticos dos testes nos ajustes de todas equações para os setores 8, 9 e duas para o setor 28 serem satisfatórios, esses foram descartados devido a relação do comportamento do *quantum* de exportação com as medidas elaboradas para o câmbio não serem compatíveis com teoria econômica.

Para elaborar os testes de Wu-Hausman foram utilizadas como variáveis da regressão auxiliar, a taxa básica de juros do Brasil – a SELIC -, obtida no sítio do Banco Central⁴⁵ e o IGP-DI da FGV, obtida no IPEADATA. Como a análise da raiz unitária dessas séries indicou que são I(1) e I(0), respectivamente, a SELIC será empregado nos modelos do caso 1 e 2 e o IGP-DI nos do caso 3.⁴⁶

O resultado desse testes, aplicados nos modelos anteriormente aprovados, é que a hipótese nula de exogeneidade fraca das variáveis em relação aos parâmetros estimados foi aceita a um nível de significância de 1% para todos, ou seja, as variações marginais do modelo não são relevantes, como pode ser visto pela tabela A32.

Um demonstrativo de quais equações foram estimadas e quais não foram, identificando-se inclusive os motivos dos descartes, é apresentado na tabela 12. Nessa tabela estão incluídos os modelos do caso 3, onde também ocorreram descartes pela análise dos resíduos e testes de estabilidade.

⁴⁵ A taxa original é fornecida com periodicidade mensal onde é informada a taxa de juros anualizada e nominal, logo foi necessária sua transformação em taxa básica mensal real. Foi utilizado como deflator o IGP-DI da FGV. Os valores trimestrais exprimem a taxa de juros acumulada nos três meses.

⁴⁶ Além da SELIC e do IGP-DI, para cada regressão auxiliar ainda foram empregados as séries que não foram utilizadas no modelo final, com seu emprego de acordo com seu grau de relação com a variável em análise.

Tabela 12

Resultados da aplicação do método de estimação segundo casos

Setor	Descrição	Importação Mundial				PIB Destinos			
		R	TCR	TCE	Sem	R	TCR	TCE	Sem
		I	II	III	Câmbio	IV	V	VI	Câmbio
Caso 1									
TT	Total	a	a	a	-	-	-	-	-
2	Extrativa mineral	c	c	c	a	c	c	c	a
8	Máquinas e tratores	c	b	c	-	b	b	b	-
9	Material elétrico	c	c	c	-	c	c	b	-
10	Equipamentos eletrônicos	b	b	b	-	b	a	a	-
11	Veículos automotores	a	b	b	-	b	b	b	-
12	Peças e outros veículos	c	c	c	a	c	c	c	a
13	Madeira e mobiliário	b	b	b	-	b	b	b	-
14	Celulose, papel e gráfica	c	c	c	a	c	c	c	a
17	Refino de petróleo	c	a	c	-	c	c	c	-
23	Calçados, couros e peles	a	c	c	-	c	a	a	-
24	Cafê	b	a	a	-	b	a	a	-
26	Abate animais	b	b	b	-	b	b	b	-
Caso 2									
1	Agropecuária	c	a	b	-	a	b	b	-
28	Açúcar	c	c	c	-	c	c	c	a
29	Óleos vegetais	c	c	c	a	c	c	c	-
Caso 3									
5	Siderurgia	c	c	a	-	c	c	c	-
6	Metalurgia dos não ferrosos	a	c	c	-	c	c	c	-
25	Benefic. de prod. vegetais	a	c	c	-	c	c	c	-
Total de equações estimadas		5	4	3	4	1	3	3	4

Notas:

(i) Tipos de resultado da aplicação do ADL:

- a Estimado.
- b Não estimado pela rejeição da hipótese de cointegração.
- c Descartado.
- não elaborado.

(ii) R = índice de rentabilidade, TCR= índice da taxa de câmbio real, TCE=índice da taxa de câmbio efetiva real.

Pela tabela acima se verifica que os setores de Extrativa Mineral, Peças e Outros Veículos, Celulose, Papel e Gráfica, Óleos vegetais e Açúcar nenhuma medida de câmbio foi significativa, tanto na equação de longo quanto na de curto prazo.

Todos os modelos apresentados a seguir, tiveram aceitas as hipóteses de validade do modelo e o diagnóstico dos resíduos indica a não rejeição da hipótese de que tenham uma distribuição Normal. Todos os parâmetros dos modelos foram significantes a um nível de 5%.

Os testes de estabilidade dos parâmetros apresentaram resultados ambíguos em alguns modelos, pois nesses casos os testes gráficos dos Resíduos Recursivos e do Teste de Chow para quebra estrutural indicam a rejeição da hipótese para alguns trimestres ou meses, enquanto os demais a aceitavam. Como não houve rejeição da hipótese de estabilidade de parâmetros⁴⁷ pelo teste de Chow, que

⁴⁷Os gráficos para o teste de estabilidade e o teste F não serão apresentados para não tornar esse estudo muito extenso. Os que desejarem vê-los poderão solicitá-los ao autor.

utiliza os dois últimos anos, não rejeitaremos a hipótese de estabilidade para os modelos de longo e curto prazo, apesar da divergência apontada nos testes.

Os resultados dos ajustes podem ser vistos na figura A29 do anexo, onde se verifica que os valores estimados têm o mesmo comportamento dos valores efetivos. Na mesma figura são apresentados os gráficos dos resíduos no tempo, onde se conclui que não possuem nenhum padrão, o que é o esperado.

A denominação das variáveis apresentadas nos quadros de resultados segue a seguinte nomenclatura:

i)O nome das variáveis será composto da sua abreviatura, como visto em 4.1. Caso seja necessário, é seguida de TT para denominar o total e ST[i], onde i é o número do setor (vide tabela 12).

ii)A inclusão da letra D, antes do nome da variável, indica a primeira diferença da série e D2 a segunda diferença. Por exemplo, DXTT representa a primeira diferença do índice de *quantum* do total de exportação;

iii)A identificação da ordem de defasagem das variáveis será feita acrescentando ao nome da variável o sufixo _k, onde k representa a ordem da defasagem. Dessa maneira, DXTT_1 representa a primeira diferença do índice de *quantum* do total de exportação defasada em um período.

iv)Quando necessário as variáveis indicadoras (*dummies*) serão identificadas pela letra D, seguida do dois últimos dígitos do ano e, conforme a séries, dos dois dígitos representado o mês ou o trimestre. Por exemplo, no setor 6, Metalurgia dos Não Ferrosos, D9202, representa o segundo trimestre de 1992.

A imposição de variáveis indicadoras foi útil para conferir estabilidade ao modelo e melhorar os testes de diagnósticos dos resíduos. A relação de valores discrepantes (*outliers*) identificados em cada ajuste está disposta na próxima tabela.

Tabela 13

Variáveis indicadoras utilizadas segundo séries

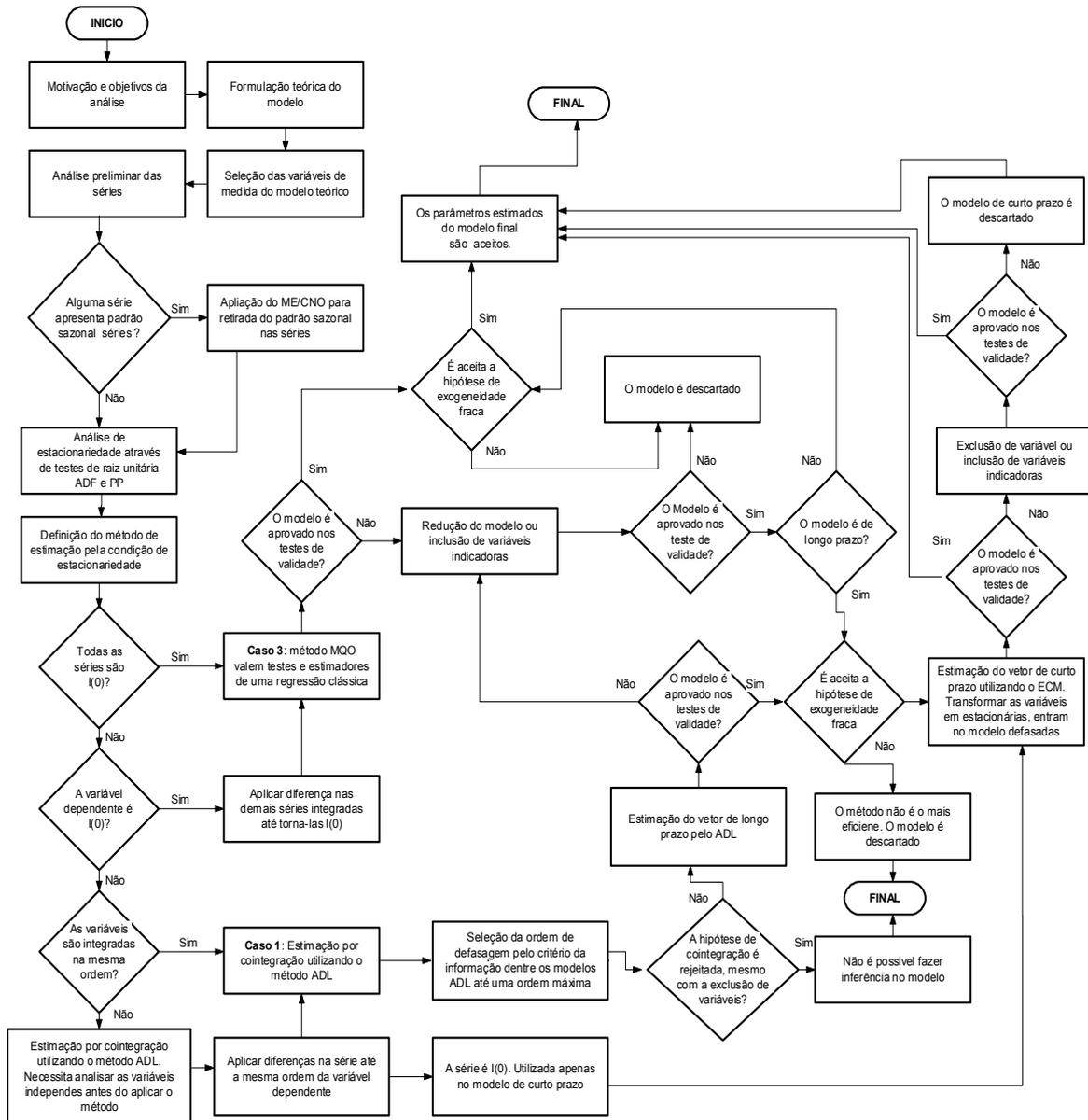
Variável	Mês/trimestre e série empregada
Indicadora	
Série mensal	
1991	07, 09 e 10 no Total
1998	08 no Total
2002	07 e 10 no Total
Série trimestral	
1992	II no setor 6, IV nos setores 2,23 e 25
1994	I no setor 28 e IV nos setores 9 e 23
1995	I no setor 6
1996	II no setor 1
1997	IV nos setores 1 e 29
1998	I no setor 2
1999	III no setor 28
2000	I no setor 10 e II no setor 28
2001	I nos setores 23 e 29
2002	II nos setores 2, 14 e 25. III nos setores 1, 2, 5 e 29 e IV no setor 8

Fonte: Quadros de resultados

Os gráficos das séries em nível, utilizadas em cada modelo, serão visualizados junto com os resultados das estimativas. As séries comuns aos diversos setores, como por exemplo a taxa de câmbio real, serão apresentadas apenas uma vez.

A seguir serão apresentados os principais resultados de cada modelo.

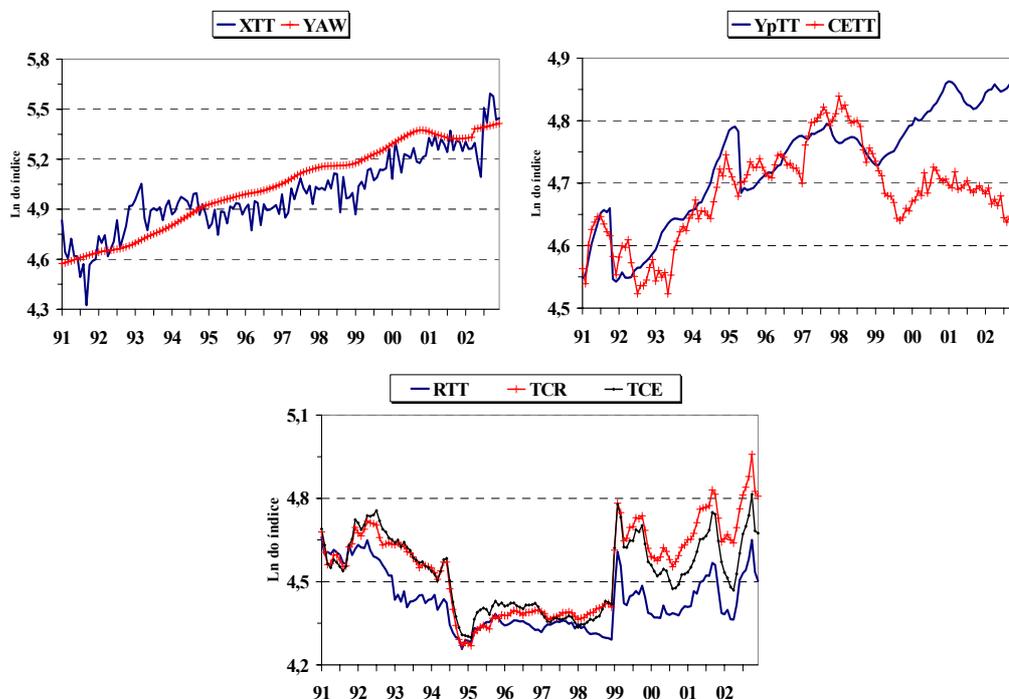
Figura 6
Etapas da estimação das equações de exportação



4.3.2.1. Total brasileiro

Figura 7

Séries do Total de exportação



Foram identificados sintomas de multicolinearidade entre dois conjuntos de séries: entre o produto potencial e a renda mundial e entre o índice de competitividade e as taxas de câmbio. Isso significa que não se pode considerar os dois elementos desses pares de variáveis numa mesma equação, visto a falta de significância. Utilizando-se como critério de inclusão da variável no modelo final, aquela que obtivesse a maior correlação com a variável dependente, foi decidida pela variável da renda mundial em detrimento da produção física e, tendo em vista o objetivo desse estudo, foram mantidas as medidas de câmbio e retirado o índice de competitividade.

Como pode ser visto pelo quadro 1, os parâmetros estimados de longo prazo para as medidas de câmbio não têm uma alta elasticidade, se considerarmos como nível a unidade. Uma variação de 10% na taxa de câmbio acarretaria um impacto no índice de *quantum* exportado de cerca de 5%, independente da medida de câmbio considerada. Exercício semelhante mostra que o impacto de um aumento

de 10% no *quantum* de importação mundial (YAW) provocaria um aumento de cerca de 7% nas exportações brasileiras.

As elasticidades estimadas para YAW indicam uma tendência de queda na participação das exportações brasileiras em um cenário de crescimento do comércio mundial. Essa estimativa reflete o comportamento recente das exportações brasileiras, como pode ser visto pela tabela 14, que cresceram a uma taxa inferior quando comparado as importações mundiais, o que resultou numa perda continuada de participação desde o início da década.

Tabela 14

Taxas de crescimentos das exportações brasileiras e importações mundiais

- Períodos selecionados -

Ano	Exportação		Importação Mundial		Part. (%)
	Valor FOB	a.a. ¹ (%)	Valor CIF	a.a. ¹ (%)	
Média(1991/93)	35,3	-	3.776,6	-	0,94
Média(1994/96)	45,9	9,1	4.997,5	9,8	0,92
Média(1997/99)	50,7	3,4	5.666,9	4,3	0,89
Média(2000/02)	57,9	4,5	5.919,7	1,5	0,98

Notas:

(1) Variação da média do período em relação ao período anterior

Fonte: FUNCEX e International Financial Statistics (IFS/IMF).

Nas estimativas de curto prazo, apenas o impacto da variação da rentabilidade foi significativo para explicação da variação do *quantum* total exportado. Pela estimativa na equação I, um aumento em 1% na taxa de crescimento da rentabilidade acarretaria, três meses depois, uma elevação de 0,34% na taxa de crescimento das exportações (*ceteris paribus*).

Um motivo para as demais medidas do câmbio não serem significativas no curto prazo foram os diversos choques, externos e internos, e a mudança na política cambial durante esse período, que afetaram o perfil da série. Para que a taxa de câmbio afete as exportações, ela deve, ao encontrar um novo patamar, se manter estável durante um período de tempo suficiente para afetar as expectativas dos agentes, incentivando-os a exportar. Outro fator é que a volatilidade do câmbio inibe as exportações mesmo num ambiente de desvalorização.

Os resultados obtidos para o *quantum* das importações mundiais (YAW), no curto prazo, devem ser vistos com cuidado, pois, além de apresentarem sinal negativo em algumas defasagens, contrariamente ao esperado, os seus coeficientes são altos, implicando aumentos expressivos da taxa de crescimento das

exportações. A explicação para esses resultados está no efeito compensatório entre as defasagens como, por exemplo, na equação I, onde um aumento de 1% na taxa de crescimento de YAW acarretaria, em dois meses, uma queda de 4,6% da taxa de crescimento das exportações, porém, no mês seguinte, haveria uma compensação com o aumento de 4,9% na taxa de crescimento, o que tornaria o efeito líquido do aumento de YAW compatível com o parâmetro estimado para rentabilidade.

O termo do mecanismo de correção de erros (ECM) foi significativo nas três equações formuladas⁴⁸, indicando a boa representação da relação de cointegração das variáveis pelo modelo formulado. A estimativa para esse parâmetro foi baixa nas três formulações, com cerca de 0,3% de variação compensatória na taxa de crescimento das exportações, provocada por um suposto desvio de 1% no equilíbrio de longo prazo entre os agentes, medido no período anterior.

⁴⁸ O ECM foi significativo em todos os modelos de curto prazo apresentados, e em geral, apresentam uma magnitude semelhante ao total.

Quadro 1
Estimativas para o Total de Exportação

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:										
(I)	XTT =	-0,975	+0,737	YAW	+0,515	RTT	-1,010	D9109	+0,996	D0207 +0,825 D0209
	(d.p.)	(1,300)	(0,088)		(0,243)	(0,314)		(0,341)	(0,315)	
	Teste de Wald:	$\chi^2(5) = 109,804 [0,0000] **$								
	Teste de Chow para o período:07/00 a 06/02 :	F(24,95) = 1,075 [0,3859]								
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração:	-4,2537*								
(II)	XTT =	-0,316	+0,635	YAW	+0,466	TCR	-0,819	D9109	-0,566	D9107 +0,646 D0209
	(d.p.)	(0,514)	(0,063)		(0,107)	(0,221)		(0,201)	(0,225)	
	Teste de Wald:	$\chi^2(5) = 200,082 [0,0000] **$								
	Teste de Chow para o período:09/00 a 08/02 :	F(24,96) = 1,6002 [0,0570]								
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração:	-5,0575**								
(III)	XTT =	-0,561	+0,704	YAW	+0,449	TCE	-0,823	D9109	+0,824	D0207 +0,711 D0209
	(d.p.)	(0,752)	(0,069)		(0,139)	(0,248)		(0,270)	(0,256)	
	Teste de Wald:	$\chi^2(5) = 158,461 [0,0000] **$								
	Teste de Chow para o período:07/00 a 06/02 :	F(24,102) = 0,55313 [0,9513]								
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração:	-4,6768*								
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:										
Modelo (I)			Modelo (II)			Modelo (III)				
R ² :	0,92		R ² :	0,93		R ² :	0,92			
DW :	2,07		DW :	2,11		DW :	2,08			
Sigma (σ):	0,069		Sigma (σ):	0,065		Sigma (σ):	0,067			
AR 1-7 :F(7,118) =	0,592 [0,7618]		AR 1-7 :F(7,117)	1,168 [0,3265]		AR 1-7 :F(7,118)	0,588 [0,7647]			
ARCH 1-7 :F(7,111) =	0,630 [0,7305]		ARCH 1-	0,850 [0,5482]		ARCH 1-7 :F(7,111)	0,630 [0,7304]			
Normal : $\chi^2(2)$ =	3,756 [0,1529]		Normal : $\chi^2(2)$ =	2,097 [0,3505]		Normal : $\chi^2(2)$ =	2,990 [0,2243]			
hetero :F(25,99) =	1,020 [0,4501]		hetero :F(27,96)	1,289 [0,1848]		hetero :F(25,99) =	0,970 [0,5130]			
hetero-X :	não disponível		hetero-X :	não disponível		hetero-X :	não disponível			
RESET :F(1,124) =	0,353 [0,5535]		RESET :F(1,123)	0,158 [0,6913]		RESET :F(1,124)	0,206 [0,6509]			

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :											
Modelagem de DXTT por MQO											
Modelo (I)			Modelo (II)			Modelo (III)					
Período:	05/1991 a 12/2002		Período:	05/1991 a 12/2002		Período:	05/1991 a 12/2002				
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
Constante	-0,006	0,009	0,5240	Constante	-0,001	0,009	0,8950	Constante	-0,001	0,009	0,8940
DXTT_1	-0,285	0,064	0,0000	DXTT_1	-0,284	0,067	0,0000	DXTT_1	-0,542	0,067	0,0000
DXTT_3	0,204	0,056	0,0000	DXTT_3	0,192	0,059	0,0010	DXTT_2	-0,285	0,071	0,0000
DYAW_2	-4,645	1,100	0,0000	DYAW_2	-4,227	1,166	0,0000	DYAW_2	-4,207	1,106	0,0000
DYAW_3	4,994	1,103	0,0000	DYAW_3	5,384	1,165	0,0000	DYAW_3	4,973	1,113	0,0000
DRTT_3	0,348	0,159	0,0300	ECM2_1	-0,375	0,065	0,0000	ECM3_1	-0,248	0,050	0,0000
ECM1_1	-0,374	0,065	0,0000	D9109	-0,292	0,070	0,0000	D9808	-0,186	0,066	0,0050
D9107	-0,178	0,065	0,0070					D9110	0,229	0,071	0,0010
D9109	-0,278	0,066	0,0000					D9109	-0,281	0,066	0,0000
D9808	-0,178	0,066	0,0080					D0209	0,263	0,070	0,0000
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:											
Modelo (I)			Modelo (II)			Modelo (III)					
R ² :	0,59		R ² :	0,525		R ² :	0,585				
D.W.:	1,99		D.W.:	2,00		D.W.:	1,80				
Sigma (σ):	0,064		Sigma (σ):	0,069		Sigma (σ):	0,065				
AR 1-7 :F(7,123) =	0,459 [0,8621]		AR 1-7 :F(7,126) =	0,876 [0,5276]		AR 1-7 :F(7,123) =	1,968 [0,0647]				
ARCH 1-7 :F(7,116) =	0,934 [0,4834]		ARCH 1-7 :F(7,119) =	0,614 [0,7435]		ARCH 1-7 :F(7,116) =	1,790 [0,0957]				
Normal : $\chi^2(2)$ =	1,851 [0,3964]		Normal : $\chi^2(2)$ =	3,651 [0,1611]		Normal : $\chi^2(2)$ =	2,033 [0,3619]				
hetero :F(15,114) =	0,810 [0,6644]		hetero :F(11,121) =	0,387 [0,9591]		hetero :F(14,115) =	0,464 [0,9476]				
hetero-X :F(30,99) =	0,738 [0,8277]		hetero-X :F(21,111) =	0,583 [0,9223]		hetero-X :F(24,105) =	0,748 [0,7903]				
RESET :F(1,129) =	3,708 [0,0563]		RESET :F(1,132) =	1,930 [0,1671]		RESET :F(1,129) =	0,818 [0,3674]				
Chow* :F(24,106) =	0,913 [0,5843]		Chow* :F(24,109) =	0,840 [0,6794]		Chow* :F(24,102) =	0,553 [0,9513]				
*Período utilizado :01/01 a 12/02			*Período utilizado :01/01 a 12/02			*Período utilizado :00/09 a 02/08					

Notas:

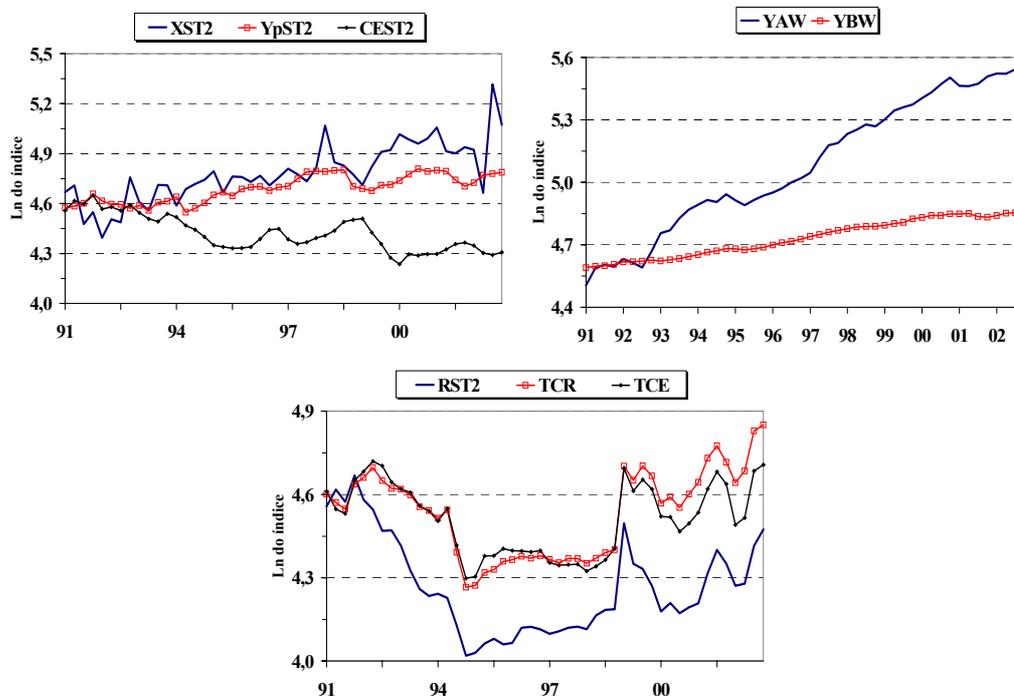
- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homocedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

4.3.2.2. Setores selecionados

Setor 2: Extrativa Mineral

Figura 8

Séries do setor de Extrativa Mineral



Foram identificadas duas equações de demanda, visto que nenhum dos modelos ajustados foram significantes à influência do comportamento do câmbio e do produto potencial da indústria na determinação do comportamento da quantidade exportada, tanto no longo quanto no curto prazo.

Esse resultado pode ser explicado pelas características desse setor, onde o minério de ferro, em bruto ou manufaturado (*pellets*), é o produto com maior participação nas exportações. Segundo Miranda (2001), entre 1998/99, houve uma depressão do mercado internacional de minério de ferro, causando um aumento do nível dos estoques dos quatro maiores produtores brasileiros. Como resultado, houve uma paralisação temporária em algumas plantas de produção de *pellets* e redução das operações de extração, afetando a oferta de produtos no mercado externo.

A inversão dessa tendência da queda na produção deve-se à reestruturação mundial por que passa o setor de siderurgia, onde está ocorrendo uma expansão constante da demanda das usinas de aço com fornos elétricos.

A análise das elasticidades de longo prazo indica que uma variação da competitividade tem efeitos semelhantes, independente do mercado utilizado para o cálculo. Um aumento expressivo da quantidade exportada será dado por uma variação da renda dos principais destinos das exportações brasileiras.

No curto prazo, foi significativa apenas a competitividade, com elasticidades semelhantes em ambas as equações, onde uma variação desse índice tem um impacto na variação da quantidade exportada no trimestre seguinte.

Quadro 2
Estimativas para o setor de Extrativa Mineral

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:												
(I)	XST2=	5,774	-0,577	CEST2	+0,304	YAW	+0,240	D9801	-0,295	D0202	+0,387	D0203
	(d.p.)	(0,944)	(0,161)		(0,055)		(0,078)		(0,079)		(0,111)	
	Teste de Wald: $\chi^2(5) = 245,689$ [0,0000] **											
	Teste de Chow para o período:II.00 a I.02 :F(8,27) =0,61006 [0,7614]											
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -8,5056**											
(IV)	XST2=	2,294	-0,564	CEST2	+1,051	YBW	+0,264	D9801	-0,316	D0202	+0,439	D0203
	(d.p.)	(1,719)	(0,178)		(0,218)		(0,087)		(0,090)		(0,127)	
	Teste de Wald: $\chi^2(5) = 186,337$ [0,0000] **											
	Teste de Chow para o período:II.00 a I.02 :F(8,27) =0,31934 [0,9516]											
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -7,8275**											
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:												
Modelo (I)				Modelo (IV)								
R ² :	0,89			R ² :	0,88							
DW :	2,07			DW :	2,00							
Sigma (σ):	0,064			Sigma (σ):	0,067							
AR 1-7 :F(4,34) =	0,594 [0,6692]			AR 1-7 :F(4,34) =	0,107 [0,9792]							
ARCH 1-7 :F(4,30) =	0,459 [0,7648]			ARCH 1-7 :F(4,30) =	1,758 [0,1634]							
Normal : $\chi^2(2)$ =	3,088 [0,2135]			Normal : $\chi^2(2)$ =	3,217 [0,2002]							
hetero :F(13,24) =	1,330 [0,2632]			hetero :F(13,24) =	0,605 [0,8260]							
hetero-X :	não disponível			hetero-X :	não disponível							
RESET :F(1,37) =	0,034 [0,8545]			RESET :F(1,37) =	0,250 [0,6201]							

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados:												
Modelagem de DXST2 por MQO												
Modelo (I)						Modelo (IV)						
Período: III.91 até IV.02						Período: III.91 até IV.02						
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor			Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor			
DXST2_1	-0,302	0,070	0,0000			DXST2_1	-0,336	0,071	0,0000			
Constant	-0,005	0,010	0,5870			Constant	-0,011	0,010	0,2650			
DCEST2_1	-0,599	0,260	0,0270			DCEST2_1	-0,707	0,266	0,0110			
ECM1_1	-0,598	0,163	0,0010			ECM4_1	-0,477	0,160	0,0050			
D9801	0,300	0,063	0,0000			D9801	0,304	0,066	0,0000			
D9204	0,228	0,063	0,0010			D0203	0,552	0,070	0,0000			
D0203	0,550	0,066	0,0000			D0202	-0,270	0,065	0,0000			
D0202	-0,281	0,062	0,0000			D9204	0,215	0,067	0,0030			
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:												
Modelo (I)				Modelo (IV)								
R ² :	0,86			R ² :	0,85							
D.W.:	2,01			D.W.:	1,94							
Sigma (σ):	0,062			Sigma (σ):	0,065							
AR 1-7 :F(4,34) =	0,578 [0,6802]			AR 1-7 :F(4,34) =	0,598 [0,6665]							
ARCH 1-7 :F(4,30) =	0,749 [0,5668]			ARCH 1-7 :F(4,30) =	0,800 [0,5349]							
Normal : $\chi^2(2)$ =	1,387 [0,4999]			Normal : $\chi^2(2)$ =	2,373 [0,3053]							
hetero :F(10,27) =	0,574 [0,8208]			hetero :F(10,27) =	0,434 [0,9166]							
hetero-X :	não disponível			hetero-X :	não disponível							
RESET :F(1,37) =	0,439 [0,5118]			RESET :F(1,37) =	1,479 [0,2317]							
Chow* :F(8,27) =	0,524 [0,8281]			Chow* :F(8,27) =	0,604 [0,7660]							
*Período utilizado :II.00 a I.02						*Período utilizado :II.00 a I.02						

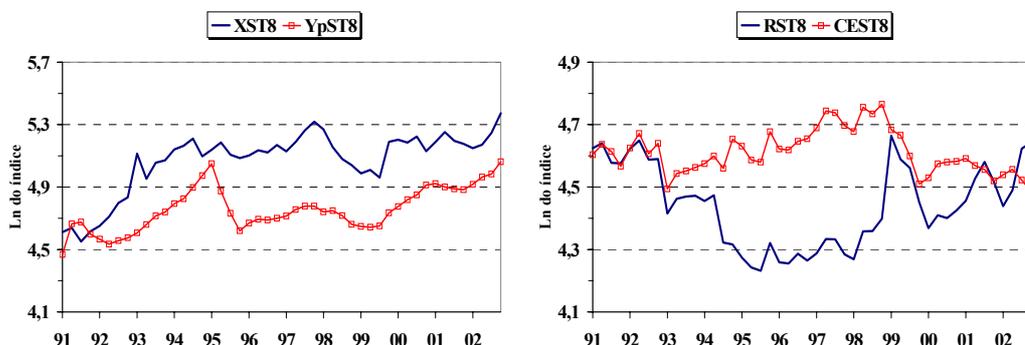
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 8 : Máquinas e Tratores

Figura 9

Séries do setor de Máquinas e Tratores



A hipótese de cointegração foi aceita apenas nas equações I e III. Na equação I, o índice de competitividade (CEST8) não foi significativo, quando formulada a solução estática de longo prazo, e na equação III não foi significativo o produto potencial do setor (YpST8).

Um resultado comum na formulação de longo prazo nos dois modelos é que o sinal estimado para medidas do câmbio não é o esperado, ou seja, uma desvalorização da taxa de câmbio real provocaria uma queda da quantidade, o que não faz sentido econômico.

Pela análise da figura 9, verifica-se que esse efeito é oriundo dos dados, e não de possível efeito de multicolinearidade, pois o ajuste capturou a tendência do índice de *quantum* e do índice de rentabilidade nos período entre 1993 e 1999. Outros fatores, que não estão incluídos no modelo, podem estar provocando uma queda da quantidade exportada, independente do efeito do câmbio.

Por esse motivo serão então descartadas as estimativas feitas para o longo prazo. Como resultado não também não serão elaboradas as equações no curto prazo.

Quadro 3
Estimativas para o setor de Máquinas e Tratores

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:						
(I)	XST8=	2,285	+0,141 YAW	-0,401 RST8	+0,798 YpST8	
	(d.p.)	(1,079)	(0,053)	(0,130)	(0,167)	
	Teste de Wald: $\chi^2(3) = 111,011 [0,0000]$ **					
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,14) = 1,0722 [0,4338]					
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -3,9833*					
(III)	XST8=	16,515	+0,258 YAW	-1,115 TCE	-1,686 CEST8	+0,193 D0204
	(d.p.)	(2,098)	(0,038)	(0,153)	(0,320)	(0,071)
	Teste de Wald: $\chi^2(4) = 182,118 [0,0000]$ **					
	Teste de Chow para o período: IV.00 a III.02 :F(8,11) = 0,99654 [0,4881]					
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,9356**					
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:						
Modelo (I)			Modelo (III)			
R ² :	0,89		R ² :	0,94		
DW :	2,23		DW :	1,92		
Sigma (σ):	0,059		Sigma (σ):	0,045		
AR 1-7 :F(3,19) =	1,363 [0,2841]		AR 1-7 :F(3,17)=	2,592 [0,0865]		
ARCH 1-7 :F(3,16) =	0,813 [0,5055]		ARCH 1-7 :F(3,14)=	0,165 [0,9184]		
Normal : $\chi^2(2) =$	1,999 [0,3681]		Normal : $\chi^2(2) =$	0,189 [0,9098]		
hetero :	não disponível		hetero :	não disponível		
hetero-X :	não disponível		hetero-X :	não disponível		
RESET :F(1,21) =	0,024 [0,8777]		RESET :F(1,19)=	2,363 [0,1408]		

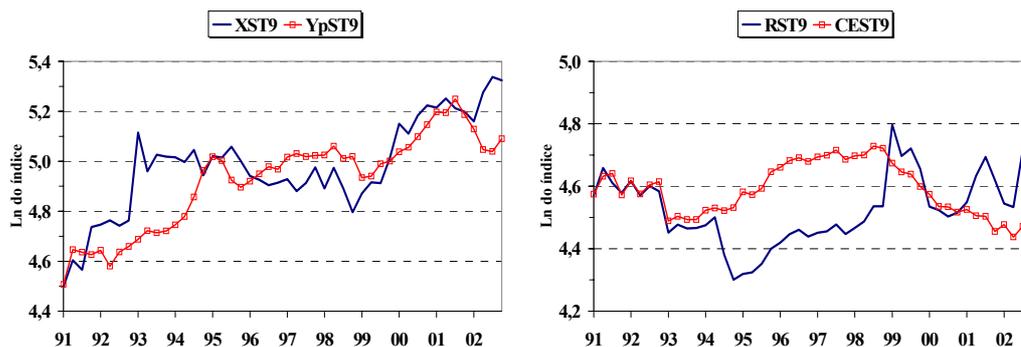
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White (1980) para a homocedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 9 : Material Elétrico

Figura 10

Séries do setor de Material Elétrico



Foram identificados efeitos de multicolinearidade entre as medidas de renda mundial, YAW e YBW, e as do produto potencial do setor, YpST9, que impediram que as variáveis fossem estimadas numa equação única. O modelo escolhido foi aquele que obteve a menor soma do quadrado dos resíduos de cada equação estimada.

Como no setor anterior, os sinais estimados para as medidas de câmbio, na solução de longo prazo, são contrários aos esperados pela teoria econômica e por esse motivo esses resultados serão descartados e não será estimado o modelo no curto prazo.

Quadro 4 Estimativas para o setor de Material Elétrico

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:										
(I)	XST9=	11,843	-1,298	CEST9	+0,382	YAW	-0,630	RST9	-0,217	D9404
	(d,p)	(0,900)	(0,137)		(0,038)		(0,119)		(0,084)	
	Teste de Wald: $\chi^2(4) = 234,177$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: 1.01 a IV.02 :F(8,29) = 2,2171 [0,0558]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,4103**									
(II)	XST9=	14,119	-1,846	CEST9	+0,347	YAW	-0,536	TCR	-0,278	D9404
	(d,p)	(1,539)	(0,232)		(0,047)		(0,128)		(0,110)	
	Teste de Wald: $\chi^2(4) = 146,856$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: :F(8,30) = 1,5469 [0,1831]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,3387**									
(III)	XST9=	14,349	-1,766	CEST9	+0,269	YAW	-0,584	TCE	-0,287	D9404
	(d,p)	(1,787)	(0,246)		(0,054)		(0,161)		(0,123)	
	Teste de Wald: $\chi^2(4) = 117,791$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: :F(8,30) = 1,1017 [0,3895]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,0738**									
(IV)	XST9=	9,403	-1,519	CEST9	+1,262	YBW	-0,763	RST9		
	(d,p)	(1,230)	(0,154)		(0,143)		(0,133)			
	Teste de Wald: $\chi^2(3) = 210,106$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: 1.01 a IV.02 :F(8,26) = 0,39626 [0,9125]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,4417*									
(V)	XST9=	11,793	-2,101	CEST9	+1,178	YBW	-0,612	TCR		
	(d,p)	(1,804)	(0,243)		(0,160)		(0,139)			
	Teste de Wald: $\chi^2(3) = 155,683$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: 1.01 a IV.02 :F(8,26) = 0,34993 [0,9372]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,6051**									
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:										
Modelo (I)			Modelo (II)			Modelo (III)				
R ² :	0,93		R ² :	0,93		R ² :	0,93			
DW :	2,04		DW :	2,16		DW :	2,21			
Sigma (σ):	0,053		Sigma (σ):	0,054		Sigma (σ):	0,05			
AR 1-7 :F(4,33) =	1,648 [0,1857]		AR 1-7 :F(4,34) =	1,293 [0,2922]		AR 1-7 :F(4,34) =	0,74 [0,5728]			
ARCH 1-7 :F(4,29) :	0,986 [0,4306]		ARCH 1-7 :F(4,30) =	0,628 [0,6461]		ARCH 1-7 :F(4,30) =	1,16 [0,3500]			
Normal : $\chi^2(2)$ =	0,705 [0,7029]		Normal : $\chi^2(2)$ =	0,406 [0,8162]		Normal : $\chi^2(2)$ =	0,72 [0,6968]			
hetero :F(15,21) =	0,480 [0,9251]		hetero :F(15,22) =	0,382 [0,9702]		hetero :F(15,22) =	0,31 [0,9891]			
hetero-X :	não disponível		hetero-X :	não disponível		hetero-X :	não disponível			
RESET :F(1,36) =	1,707 [0,1996]		RESET :F(1,37) =	1,508 [0,2273]		RESET :F(1,37) =	2,443 [0,1265]			
Modelo (IV)			Modelo (V)							
R ² :	0,94		R ² :	0,929						
DW :	1,85		DW :	1,98						
Sigma (σ):	0,047		Sigma (σ):	0,051						
AR 1-7 :F(4,30) =	0,770 [0,5532]		AR 1-7 :F(4,31) =	0,281 [0,8879]						
ARCH 1-7 :F(4,26) :	0,394 [0,8113]		ARCH 1-7 :F(4,27) =	0,311 [0,8678]						
Normal : $\chi^2(2)$ =	1,566 [0,4572]		Normal : $\chi^2(2)$ =	1,787 [0,4092]						
hetero :F(22,11) =	0,573 [0,8718]		hetero :F(20,14) =	1,033 [0,4860]						
hetero-X :	não disponível		hetero-X :	não disponível						
RESET :F(1,33) =	0,272 [0,6056]		RESET :F(1,34) =	0,511 [0,4796]						

Notas:

a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.

b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.

c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.

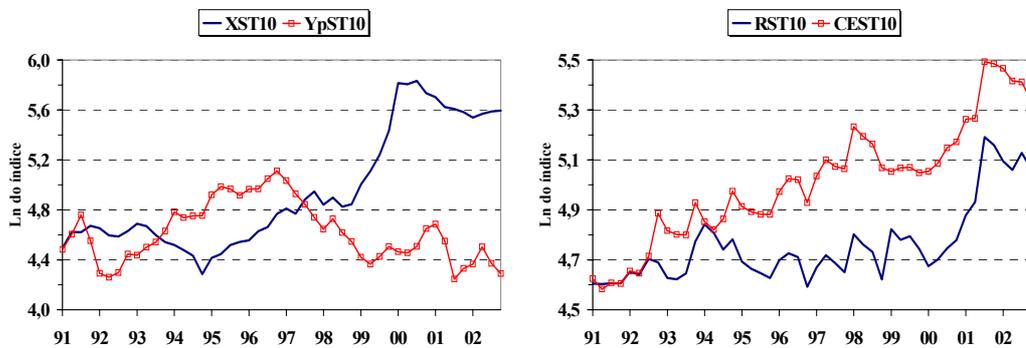
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.

f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Sector 10 : Equipamentos Eletrônicos

Figura 11

Séries do setor de Equipamentos Eletrônicos



Não houve rejeição da hipótese de ausência de cointegração apenas nos modelos V e VI. Os resultados das estimativas da solução de longo prazo indicam uma alta sensibilidade da quantidade exportada do setor ao comportamento das variáveis do modelo, com exceção do produto potencial do setor, YpST10.

Esse setor é caracterizado por problemas estruturais agravados pela liberalização comercial: escalas inadequadas, custos elevados, desatualização tecnológica, baixa produtividade, e, conseqüentemente, baixa competitividade [Miranda (2001) p.101]

O coeficiente estimado para YpST10 revela um viés anticomércio do setor, pois obteve um valor menor que a unidade, apesar do registro do crescimento do valor exportado no período de 14,4% ao ano, na comparação da média da exportação de 2000/02 contra a média de 1991/93 (vide tabela 4). Esse resultado pode expressar a orientação da produção pelas empresas optando pelo mercado interno em detrimento do mercado externo, causado ou pela falta de competitividade ou pelo aquecimento do mercado interno ocorrido depois do plano Real.

O modelo no curto prazo mostra que o nível do ECM é compatível com o total exportado e que todas as variáveis foram relevantes para a explicação do comportamento do crescimento das exportações. As variações da taxa de câmbio real (TCR) e da taxa de câmbio efetiva real (TCE) têm influência no índice de *quantum* de exportação no mesmo trimestre.

Quadro 5

Estimativas para o setor de Equipamentos Eletrônicos

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:						
(V) XST10=	-31,428	+6,349 YBW	-1,022 CEST10	+1,958 TCR	+0,569 YpST10	
(d.p.)	(2,228)	(0,599)	(0,241)	(0,180)	(0,126)	
Teste de Wald: $\chi^2(5) = 4.193,14$ [0,0000] **						
Teste de Chow para o período:1.01 a IV.02 :F(8,7) =0,8414 [0,5968]						
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -6,8119**						
(VI) XST10=	-41,117	+7,900 YBW	-1,184 CEST10	+2,536 TCE	+0,704 YpST10	
(d.p.)	(3,924)	(0,894)	(0,356)	(0,326)	(0,188)	
Teste de Wald: $\chi^2(4) = 1.065,74$ [0,0000] **						
Teste de Chow para o período:1.01 a IV.02 :F(8,4) =0,9631 [0,5556]						
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -6,3376**						
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:						
Modelo (V)				Modelo (VI)		
R ² :	0,99			R ² :	0,99	
DW :	2,19			DW :	2,22	
Sigma (σ):	0,042			Sigma (σ):	0,042	
AR 1-7 :F(3,12) =	1,453 [0,2765]			AR 1-7 :F(3,12) =	1,367 [0,3000]	
ARCH 1-7 :F(3,9) =	0,250 [0,8594]			ARCH 1-7 :F(3,9) =	0,454 [0,7210]	
Normal : $\chi^2(2)$ =	4,958 [0,0838]			Normal : $\chi^2(2)$ =	4,368 [0,1126]	
hetero :	não disponível			hetero :	não disponível	
hetero-X :	não disponível			hetero-X :	não disponível	
RESET :F(1,14) =	0,791 [0,3890]			RESET :F(1,14) =	1,196 [0,2927]	

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :							
Modelagem de DXST10 por MQO							
Modelo (V)				Modelo (VI)			
Período:	I.92 até IV.02			Período:	I.92 até IV.02		
Variável	Coefficien	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
DXST10_2	0,334	0,078	0,0000	DXST10_2	0,241	0,071	0,0020
Constant	0,000	0,010	0,9880	Constant	0,004	0,009	0,6620
DCEST10	-0,323	0,098	0,0020	DCEST10	-0,395	0,089	0,0000
DCEST10_1	0,336	0,110	0,0050	DCEST10_1	0,291	0,101	0,0070
DYBW_2	-3,157	1,269	0,0180	DYBW_2	-4,768	1,230	0,0000
DTCR	0,570	0,111	0,0000	DTCE	0,526	0,097	0,0000
DTCR_1	-0,233	0,118	0,0560	DTCE_1	-0,415	0,123	0,0020
DTCR_2	-0,376	0,114	0,0020	DTCE_2	-0,542	0,121	0,0000
DYpST10_3	-0,240	0,064	0,0010	DYpST10_1	-0,167	0,080	0,0450
ECM5_1	-0,344	0,053	0,0000	DYpST10_3	-0,261	0,059	0,0000
D0001	0,310	0,049	0,0000	ECM6_1	-0,329	0,042	0,0000
				D0001	0,284	0,044	0,0000
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:							
Modelo (V)				Modelo (VI)			
R ² :	0,82			R ² :	0,86		
D.W.:	1,87			D.W.:	1,98		
Sigma (σ):	0,044			Sigma (σ):	0,039		
AR 1-7 :F(3,30) =	0,636 [0,5975]			AR 1-7 :F(3,29) =	0,746 [0,5336]		
ARCH 1-7 :F(3,27) =	2,377 [0,0920]			ARCH 1-7 :F(3,26) =	2,871 [0,0556]		
Normal : $\chi^2(2)$ =	0,096 [0,9532]			Normal : $\chi^2(2)$ =	0,222 [0,8948]		
hetero :F(19,13) =	0,331 [0,9859]			hetero :F(21,10) =	0,219 [0,9984]		
hetero-X :	não disponível			hetero-X :	não disponível		
RESET :F(1,32) =	1,180 [0,2856]			RESET :F(1,31) =	0,289 [0,5948]		
Chow* :F(8,25) =	1,455 [0,2234]			Chow* :F(8,24) =	0,815 [0,5963]		
*Período utilizado :I.01 a IV.02				*Período utilizado :I.01 a IV.02			

Notas:

a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.

b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.

c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.

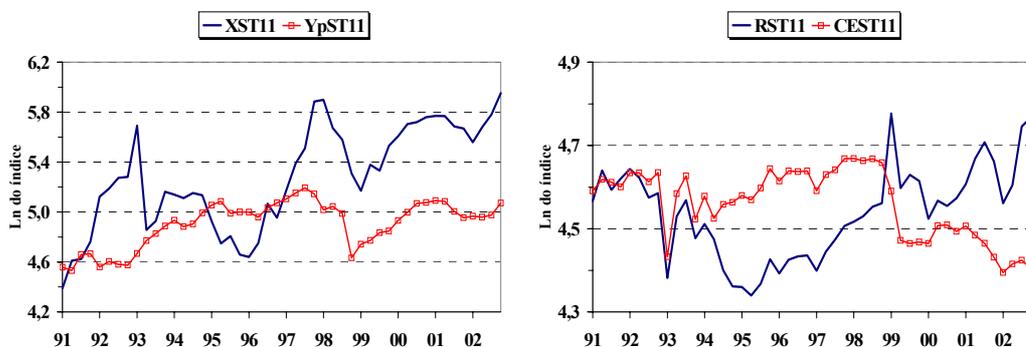
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.

f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 11 :Veículos Automotores

Figura 12

Séries do setor de Veículos Automotores



No único modelo em se rejeitou o teste de ausência de cointegração, isto é, na equação I, foram identificados sinais de multicolinearidade entre o índice de competitividade do setor, CEST11, e a medida de renda mundial, YAw. Esse diagnóstico se deve à mudança de significância registrada em ambas as variáveis, quando estimadas numa equação única e quando estimadas em separado, onde apenas CEST11 foi significativa.

A decisão das montadoras em utilizar o Brasil como plataforma de produção mundial, com a introdução do conceito de carro mundial, pode ter afetado os resultados do modelo. Os altos valores obtidos para as elasticidades do índice de rentabilidade e do produto potencial são frutos do aumento do nível de investimento e da inserção de parte da produção brasileira no circuito global de produção das montadoras, respectivamente.

O sinal contrário ao esperado para CEST11 pode indicar que um aumento do preço foi feito para agregar valor ao produto e, com isso, aumentar a sua competitividade.

Na equação de curto prazo, as estimativas para variação da rentabilidade apresentam um sinal contrário ao esperado, pois um aumento de 1% na sua variação acarretaria uma queda, no trimestre seguinte, na taxa de crescimento do *quantum* exportado de 1,7%.

Quadro 6
Estimativas para o setor de Veículos Automotores

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:								
(I)	XST11=	-47,051	+2,985	CEST11	+5,985	RST11	+2,369	YpST11
	(d.p.)	(13,860)	(1,424)		(1,270)		(0,505)	
Teste de Wald: $\chi^2(3) = 43,175$ [0,0000] **								
Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,21) = 0,91027 [0,5268]								
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,5206*								
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:								
Modelo (I)								
	R ² :	0,90						
	DW :	2,14						
	Sigma (σ):	0,147						
	AR 1-7 :F(4,25) =	0,661 [0,6247]						
	ARCH 1-7 :F(4,21) =	0,323 [0,8592]						
	Normal : $\chi^2(2)$ =	1,289 [0,5248]						
	hetero: $\chi^2(30)$ =	25,845 [0,6830]						
	hetero-X :	não disponível						
	RESET :F(1,28) =	0,085 [0,7731]						

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :				
Modelagem de DXST11 por MQO				
Modelo (I)				
Período: IV.91 até IV.02				
Variável	Coefficient	D.P.	p-valor	
Constant	0,007	0,022	0,7580	
DRST11_1	-1,742	0,599	0,0060	
DRST11_2	-1,291	0,409	0,0030	
DYpST11	0,964	0,298	0,0020	
ECM1_1	-0,493	0,084	0,0000	
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:				
Modelo (I)				
	R ² :	0,56		
	D.W.:	1,90		
	Sigma (σ):	0,143		
	AR 1-7 :F(4,36) =	0,765 [0,5553]		
	ARCH 1-7 :F(4,32) =	0,201 [0,9361]		
	Normal : $\chi^2(2)$ =	3,298 [0,1922]		
	hetero :F(8,31) =	0,211 [0,9866]		
	hetero-X :F(14,25) =	0,211 [0,9980]		
	RESET :F(1,39) =	3,629 [0,0642]		
	Chow* :F(8,32) =	0,874 [0,5479]		
*Período utilizado :I.01 a IV.02				

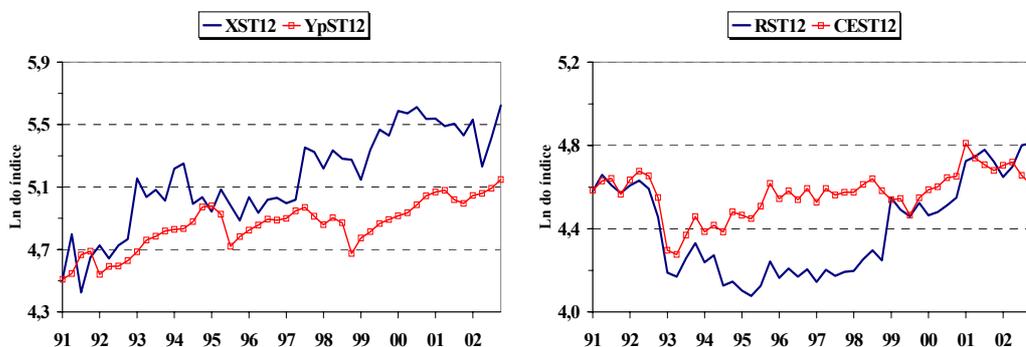
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Sector 12 : Peças e outros veículos

Figura 13

Séries do setor de Peças e Outros Veículos



Semelhante ao setor de Extrativa Mineral, foram identificadas duas funções de demanda. As medidas de renda mundial foram selecionadas pelo critério da informação, devido ao efeito de multicolinearidade entre essas medidas e o produto potencial do setor. Nenhuma medida de câmbio foi significativa a 5% pelo teste t da solução de longo prazo.

Semelhante ao ocorrido no setor de Veículos Automotores, esse setor passou por fortes reestruturações desde de 1995 [Motta (2001)] com o objetivo de diminuir a participação das importações de peças na produção do setor automotivo, dada a decisão das montadoras de implantar no Brasil centros de produção de automóveis e de distribuição de peças para outros centros produtores [Miranda (2001)].

Outra característica de setor é a produção de Aeronaves pela Embraer, voltada para atender a demanda externa. Conclui-se, então, que as exportações do setor estão bem representadas por uma função de demanda.

As elasticidades obtidas pela solução de longo prazo são mais altas na equação IV, ou seja, o comportamento da quantidade exportada do setor é mais sensível a uma variação da renda dos principais destinos do que a um aumento da quantidade mundial importada.

Nas estimativas de curto prazo, foi significativa apenas a variação da competitividade externa na explicação do comportamento das exportações do setor. O valor estimado para o termo de correção de erros é maior do que o estimado para o total de exportação.

Quadro 7

Estimativas para o setor de Peças e Outros Veículos

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade do modelo:			
(I)	XST12=	3,527	-0,770 CEST12 +1,008 YAW
	(d.p.)	(1,097)	(0,274) (0,089)
	Teste de Wald: $\chi^2(2) = 140,058$ [0,0000] **		
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,31) = 1,5325 [0,1864]		
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -3,65*		
(IV)	XST12=	-6,972	-1,047 CEST12 +3,580 YBW
	(d.p.)	(1,154)	(0,231) (0,270)
	Teste de Wald: $\chi^2(2) = 168,66$ [0,0000] **		
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,33) = 0,9356 [0,5010]		
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,6344**		
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:			
Modelo (I)		Modelo (IV)	
R ² :	0,882	R ² :	0,87
DW :	1,71	DW :	1,88
Sigma (σ):	0,110	Sigma (σ):	0,113
AR 1-7 :F(4,34) =	0,862 [0,4964]	AR 1-7 :F(4,37) =	0,294 [0,8797]
ARCH 1-7 :F(4,30) =	1,152 [0,3513]	ARCH 1-7 :F(4,33) =	0,662 [0,6226]
Normal : $\chi^2(2)$ =	2,466 [0,2915]	Normal : $\chi^2(2)$ =	0,128 [0,9378]
hetero :F(14,23) =	0,625 [0,8174]	hetero :F(10,30) =	0,991 [0,4723]
hetero-X :	não disponível	hetero-X :F(20,20) =	0,565 [0,8947]
RESET :F(1,37) =	0,996 [0,3247]	RESET :F(1,40) =	2,364 [0,1321]

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :			
Modelagem de DXST12 por MQO			
Modelo (I)		Modelo (IV)	
Período:	III.91 até IV.02	Período:	III.91 até IV.02
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
Constant	0,033	0,017	0,0570
DCEST12	-0,750	0,240	0,0030
ECM2 1	-0,841	0,157	0,0000
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:			
Modelo (I)		Modelo (IV)	
R ² :	0,47	R ² :	0,51
D.W.:	1,85	D.W.:	1,77
Sigma (σ):	0,113	Sigma (σ):	0,106
AR 1-7 :F(4,40) =	0,459 [0,7656]	AR 1-7 :F(4,39) =	0,708 [0,5912]
ARCH 1-7 :F(4,36) =	1,613 [0,1920]	ARCH 1-7 :F(4,35) =	0,739 [0,5716]
Normal : $\chi^2(2)$ =	1,113 [0,5734]	Normal : $\chi^2(2)$ =	0,917 [0,6321]
hetero :F(4,39) =	0,457 [0,7666]	hetero :F(4,38) =	0,834 [0,5121]
hetero-X :F(5,38) =	0,411	hetero-X :F(5,37) =	1,012 [0,4243]
RESET :F(1,43) =	0,041 [0,8411]	RESET :F(1,42) =	0,546 [0,4642]
Chow* :F(8,36) =	1,085 [0,3953]	Chow* :Chow	F(8,35) = 1,134
*Período utilizado :I.01 a IV.02		*Período utilizado :I.01 a IV.02	

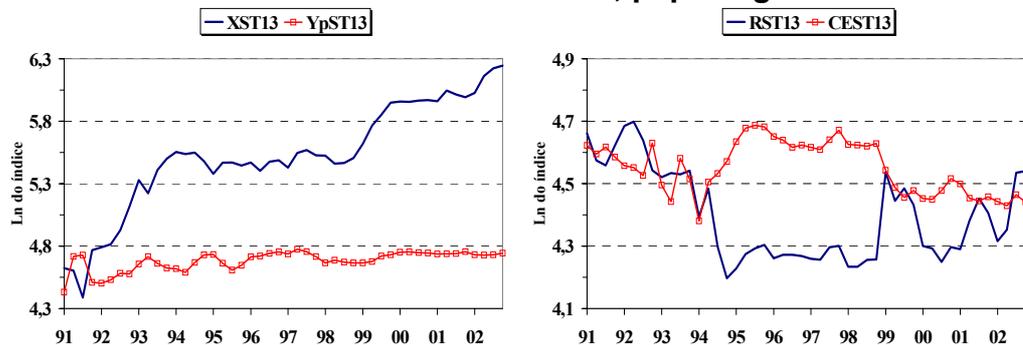
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 14 : Celulose, papel e gráfica

Figura 14

Séries do setor de Celulose, papel e gráfica



Com no setor anterior, foi identificada a presença de multicolinearidade entre as medidas de renda mundial e a de produto potencial do setor. O critério de escolha apontou para o uso da variável de renda mundial em todas as equações estudadas.

As variáveis de medida do câmbio não foram significativas, o que era esperado, dado que o exportador brasileiro é *price-taker* do mercado externo. Apesar da não consideração do produto potencial no modelo final, um aumento da produção é muito demorado, pois o tempo de maturação das florestas no Brasil, é considerado longo, cerca de 5 anos, além de requerer um elevado nível de investimento [Miranda (2001) p. 73].

Pode-se, então, aceitar o modelo final pode descrito como uma função de demanda.

A comparação das elasticidades de longo prazo, estimadas para as duas equações de demanda, indica que apenas o impacto da competitividade nas exportações é do mesmo nível. Um aumento do nível de renda dos principais destinos provocaria um aumento mais elevado nas quantidades se comparado com o impacto de um aumento do índice de quantidade importado pelo mundo.

Em relação às estimativas elaboradas no curto prazo, apenas a competitividade foi significativa, em ambas as equações. Sua influência na taxa de crescimento do *quantum* exportado ocorre no mesmo trimestre da competitividade.

Outro ponto de destaque é o alto valor estimado para o ECM, indicando uma rapidez de compensação entre os agentes para a volta do equilíbrio do que ocorre com o total de exportação.

Quadro 8

Estimativas para o setor de Celulose, papel e gráfica

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:			
(I)	XST14=	4,620	-0,348 CEST14 +0,397 YAW
	(d.p.)	(0,965)	(0,157) (0,073)
Teste de Wald: $\chi^2(2) = 61,562$ [0,0000] **			
Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,29) = 2,0592 [0,0741]			
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,5396**			
(IV)	XST14=	1,451	-0,458 CEST14 +1,206 YBW
	(d.p.)	(1,866)	(0,174) (0,297)
Teste de Wald: $\chi^2(2) = 37,4547$ [0,0000] **			
Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,29) = 1,8443 [0,1089]			
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,3364**			
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:			
Modelo (I)		Modelo (IV)	
R ² :	0,75	R ² :	0,75
DW :	2,21	DW :	2,25
Sigma (σ):	0,099	Sigma (σ):	0,099
AR 1-7 :F(4,33) =	0,533 [0,7126]	AR 1-7 :F(4,33) =	0,822 [0,5204]
ARCH 1-7 :F(4,29) =	0,351 [0,8410]	ARCH 1-7 :F(4,29) =	0,402 [0,8056]
Normal : $\chi^2(2)$ =	1,817 [0,4031]	Normal : $\chi^2(2)$ =	0,607 [0,7384]
hetero :F(14,22) =	1,162 [0,3656]	hetero :F(14,22) =	1,352 [0,2559]
hetero-X :	não disponível	hetero-X :	não disponível
RESET :F(1,36) =	1,822 [0,1855]	RESET :F(1,36) =	1,963 [0,1698]

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :			
Modelagem de DXST14 por MQO			
Modelo (I)		Modelo (IV)	
Período:	IV.91 até IV.02	Período:	IV.91 até IV.02
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
Constant	0,015	0,014	0,2730
DCEST14	-0,350	0,163	0,0380
ECM1_1	-0,740	0,117	0,0000
D0202	-0,216	0,092	0,0240
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:			
Modelo (I)		Modelo (IV)	
R ² :	0,55	R ² :	0,49
D.W.:	2,02	D.W.:	2,28
Sigma (σ):	0,091	Sigma (σ):	0,096
AR 1-7 :F(4,37) =	0,087 [0,9859]	AR 1-7 :F(4,38) =	0,800 [0,5325]
ARCH 1-7 :F(4,33) =	0,162 [0,9561]	ARCH 1-7 :F(4,34) =	0,536 [0,7103]
Normal : $\chi^2(2)$ =	3,237 [0,1982]	Normal : $\chi^2(2)$ =	1,250 [0,5353]
hetero :F(5,35) =	0,436 [0,8203]	hetero :F(4,37) =	0,579 [0,6800]
hetero-X :F(6,34) =	1,094 [0,3861]	hetero-X :F(5,36) =	1,188 [0,3345]
RESET :F(1,40) =	0,461 [0,5012]	RESET :F(1,41) =	0,170 [0,6826]
Chow* :F(8,30) =	1,802 [0,1160]	Chow* :F(8,34) =	2,188 [0,0537]
*Período utilizado :II.00 a I.02		*Período utilizado :I.01 a IV.02	

Notas:

a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.

b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.

c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.

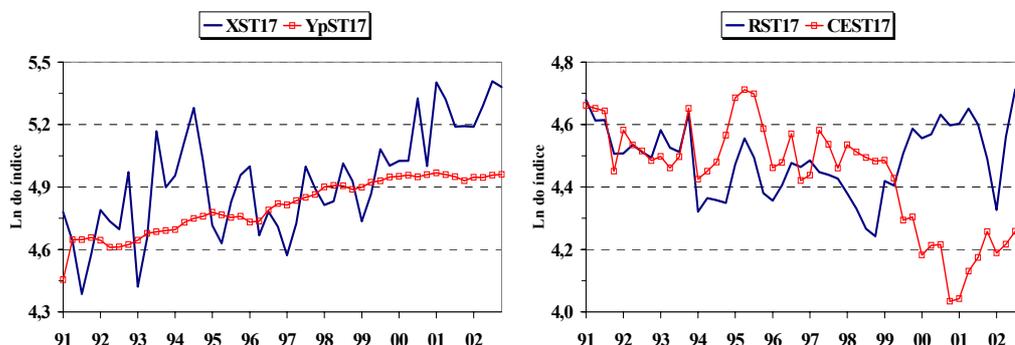
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White (1980) para a homocedasticidade.

f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 17: Refino de petróleo e petroquímico

Figura 15

Séries do setor de Refino de Petróleo e Petroquímico



Foi aceita a hipótese de cointegração em todas as equações formuladas, porém os resultados mostram-se inconsistentes. Além do parâmetro estimado para o produto potencial ter uma alta magnitude e sinal diferente do esperado, a significância de cada variável dependia da presença das variáveis de competitividade, renda mundial e produto potencial.

Como o grau de correlação entre essas séries é alto - o grau oscila entre 70% a 90% - foi aceito o efeito de multicolinearidade.

Buscou-se, então, uma formulação ótima entre esse conjunto de variáveis e as medidas de câmbio, utilizando como critérios de seleção do modelo final a soma do quadrado dos resíduos obtidos nos ajustes e a análise da estatística t para solução de longo prazo. Como resultado foi aceita a equação II. As demais equações foram descartadas, pois ou as medidas de câmbio não foram significantes ou as variáveis selecionadas não foram significantes conjuntamente.

Como a produção de petróleo doméstica é voltada para tornar o Brasil auto-suficiente, a parte voltada para a exportação é apenas o excedente. Por esse motivo, apenas foram significativas as elasticidades no longo prazo, sendo que uma variação de 10% na taxa de câmbio real, ocasionaria um aumento de 4,9% na quantidade exportada.

No curto prazo, o termo de correção do equilíbrio tem valor maior que o obtido para o total de exportação.

Quadro 9

Estimativas para o setor de Refino de Petróleo e Petroquímico

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade :			
(II) XST17=	0,120	+0,521 YAW	+0,495 TCR
(d.p.)	(1,099)	(0,114)	(0,239)
Teste de Wald: $\chi^2(2) = 81,186$ [0,0000] **			
Teste de Chow para o período: $F(8,30) = 0,79861$ [0,6084]			
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: $-5,1221$ **			
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:			
Modelo (II)			
R ² :	0,63		
DW :	1,76		
Sigma (σ):	0,170		
AR 1-7 :F(4,34) =	0,591 [0,6717]		
ARCH 1-7 :F(4,30) =	0,751 [0,5650]		
Normal : $\chi^2(2) =$	2,389 [0,3028]		
hetero :F(14,23) =	0,621 [0,8207]		
hetero-X :	não disponível		
RESET :F(1,37) =	0,962 [0,3331]		

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados			
Modelagem de DXST17 por MQO			
Modelo (II)			
Período: II.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
Constant	-0,046	0,027	0,0900
ECM2 1	-0,698	0,133	0,0000
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:			
Modelo (I)			
R ² :	0,38		
D.W.:	1,94		
Sigma (σ):	0,166		
AR 1-7 :F(4,41) =	0,558 [0,6945]		
ARCH 1-7 :F(4,37) =	0,377 [0,8237]		
Normal : $\chi^2(2) =$	0,955 [0,6205]		
hetero :F(2,42) =	0,398 [0,6743]		
hetero-X :F(2,42) =	0,398 [0,6743]		
RESET :F(1,44) =	0,001 [0,9803]		
Chow* :F(8,37) =	0,474 [0,8666]		
*Período utilizado :I.01 a IV.02			

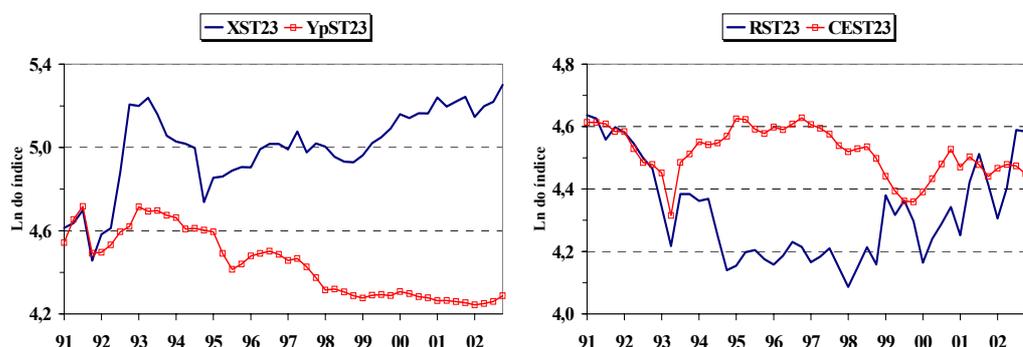
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 23: Calçados, Couros e Peles

Figura 16

Séries do setor de Calçados, Couros e Peles



Entre os para os quais foi aceita a hipótese de existência da relação de cointegração, apenas as equações I, V e VI obtiveram significância nas medidas de câmbio, um diagnóstico dos resíduos satisfatório e a hipótese estabilidade dos parâmetros aceita.

As elasticidades para as medidas do câmbio, obtidas para a solução de longo prazo, indicam que os impactos na quantidade exportada têm o mesmo nível, abaixo da unidade, independente do tipo de medida empregada para a renda mundial.

Os maiores impactos na quantidade exportada, para o longo prazo, são registrados nas elasticidades (exceto o câmbio) dos modelos que utilizam como medida para renda mundial o PIB dos principais destinos. Nesse caso é possível afirmar que há um viés pró-comercio.

A dinâmica de curto prazo apresenta significância para a medida de câmbio apenas na equação I, sendo que, deve ser visto com atenção, pois a elasticidade obteve sinal contrário ao esperado.

Quadro 10
Estimativas para o setor de Calçados, Couros e Peles

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade :										
(I)	XST23=	-4,895	+0,711	YAW	+0,518	RST23	+0,917	YpST23	-0,434	D9404
	(d.p.)	(1,667)	(0,143)		(0,117)		(0,272)		(0,084)	
	Teste de Wald: $\chi^2(6) = 213,54$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(7,11) = 0,67127 [0,6934]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,8115**									
(V)	XST23=	-20,652	+3,473	YBW	+0,387	TCR	+1,690	YpST23	-0,294	D9404
	(d,p)	(5,226)	(0,781)		(0,133)		(0,412)		(0,083)	
	Teste de Wald: $\chi^2(4) = 128,365$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,13) = 1,8558 [0,1546]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,6719*									
(VI)	XST23=	-23,059	+3,857	YBW	+0,430	TCE	+1,784	YpST23	-0,317	D9404
	(d,p)	(5,741)	(0,837)		(0,176)		(0,462)		(0,096)	
	Teste de Wald: $\chi^2(4) = 103,015$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,13) = 2,3904 [0,0785]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,1161*									
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:										
Modelo (I)			Modelo (V)				Modelo (VI)			
R ² :	0,98		R ² :	0,99			R ² :	0,95		
DW :	2,04		DW :	1,95			DW :	2,15		
Sigma (σ):	0,029		Sigma (σ):	0,028			Sigma (σ):	0,047		
AR 1-7 :F(3,15) =	0,370 [0,7756]		AR 1-7 :F(3,18) =	0,763 [0,5295]			AR 1-7 :F(3,18) =	0,519 [0,6748]		
ARCH 1-7 :F(3,12) =	0,198 [0,8956]		ARCH 1-7 :F(3,15) =	0,098 [0,9598]			ARCH 1-7 :F(3,15) =	0,109 [0,9536]		
Normal : $\chi^2(2)$ =	3,019 [0,2210]		Normal : $\chi^2(2)$ =	3,270 [0,1949]			Normal : $\chi^2(2)$ =	2,280 [0,3198]		
hetero :	não disponível		hetero :	não disponível			hetero :	não disponível		
hetero-X :	não disponível		hetero-X :	não disponível			hetero-X :	não disponível		
RESET :F(1,17) =	0,211 [0,6518]		RESET :F(1,20) =	0,408 [0,5303]			RESET :F(1,20) =	0,067 [0,7986]		

Mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :												
Modelagem de DXST23 por MQO												
Modelo (I)				Modelo (V)				Modelo (VI)				
Período:	III.91 até IV.02			Período:	II.92 até IV.02			Período:	I.92 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	
DXST23_2	0,396	0,069	0,0000	DXST23_2	0,232	0,076	0,0040	DXST23_2	0,193	0,074	0,0140	
Constant	0,011	0,010	0,2630	Constant	0,007	0,007	0,3230	Constant	0,002	0,007	0,7990	
DYpST23	0,451	0,178	0,0160	DYpST23	0,770	0,215	0,0010	DYpST23	0,540	0,217	0,0170	
DYpST23_4	-0,501	0,120	0,0000	DYpST23_4	-0,457	0,180	0,0150	DYpST23_3	-0,371	0,133	0,0080	
DYAW	1,119	0,311	0,0010	ECM5_1	-0,599	0,090	0,0000	ECM6_1	-0,469	0,079	0,0000	
DYAW_1	-1,001	0,248	0,0000	D9204	0,137	0,062	0,0340	D9204	0,257	0,045	0,0000	
DRST23_1	-0,204	0,069	0,0060	D9404	-0,308	0,044	0,0000	D9404	-0,297	0,044	0,0000	
ECM1_1	-0,663	0,074	0,0000									
D9404	-0,369	0,039	0,0000									
D0101	0,142	0,041	0,0010									
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:												
Modelo (I)			Modelo (V)				Modelo (VI)					
R ² :	0,88		R ² :	0,80			R ² :	0,80				
D.W.:	2,37		D.W.:	1,97			D.W.:	2,02				
Sigma (σ):	0,036		Sigma (σ):	0,043			Sigma (σ):	0,044				
AR 1-7 :F(3,30) =	0,643 [0,5933]		AR 1-7 :F(3,33) =	1,267 [0,3016]			AR 1-7 :F(3,34) =	1,023 [0,3944]				
ARCH 1-7 :F(3,27) =	0,177 [0,9110]		ARCH 1-7 :F(3,30) =	1,205 [0,3247]			ARCH 1-7 :F(3,31) =	0,311 [0,8175]				
Normal : $\chi^2(2)$ =	3,878 [0,1439]		Normal : $\chi^2(2)$ =	2,636 [0,2676]			Normal : $\chi^2(2)$ =	0,246 [0,8841]				
hetero :F(16,16) =	0,395 [0,9640]		hetero :F(10,25) =	0,408 [0,9298]			hetero :F(10,26) =	0,623 [0,7804]				
hetero-X :	não disponível		hetero-X :	não disponível			hetero-X :	não disponível				
RESET :F(1,32) =	4,135 [0,0504]		RESET :F(1,35) =	3,369 [0,0749]			RESET :F(1,36) =	0,108 [0,7442]				
Chow* :F(7,26) =	1,811 [0,1276]		Chow* :F(8,28) =	0,848 [0,5697]			Chow* :F(8,29) =	0,997 [0,4593]				
	*Período utilizado :I.01 a IV.02				*Período utilizado :I.01 a IV.02				*Período utilizado :I.01 a IV.02			

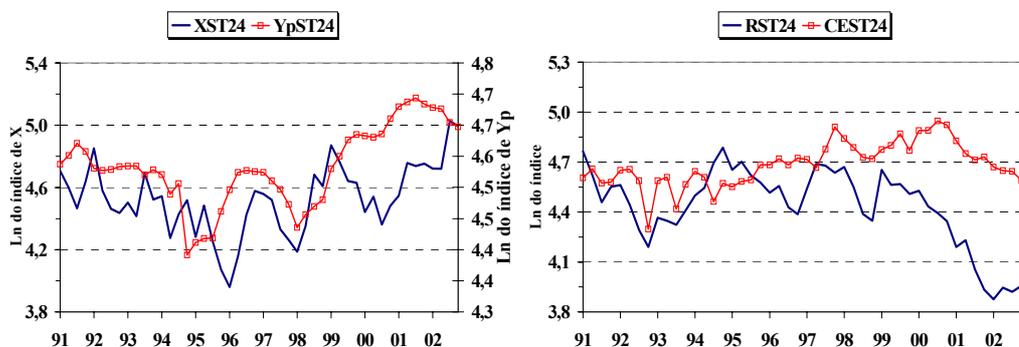
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White (1980) para a homocedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Sector 24: Café

Figura 17

Séries do setor de Café



Somente para as equações elaboradas com o índice de rentabilidade aceitou-se o teste de ausência de cointegração. Nos demais modelos, o produto potencial não foi significativo. Esse resultado pode ser devido à alta produção do setor, capaz de atender a demanda interna e externa.

Pelo resultado do modelo ADL, as elasticidades estimadas para as medidas de câmbio acarretariam, ao longo prazo, um aumento nas quantidades exportadas de 8,0% a 9,8%, considerando uma variação de 10% no câmbio.

Outro ponto é que as exportações são mais sensíveis a uma variação da renda dos principais destinos de que ao índice de *quantum* das exportações mundiais.

Na formulação de curto prazo, também é significativa a influência da variação do câmbio, tanto pelo TCR como TCE, que repercute na taxa de crescimento das exportações no mesmo trimestre em que é registrada variação no câmbio.

O valor estimado para o termo do desvio da relação de equilíbrio de longo prazo obteve um valor maior que o do total de exportação. Esse valor, com exceção do modelo VI, foi de cerca de 90%, revelando a rapidez do ajuste entre os agentes.

Quadro 11

Estimativas para o setor de Café

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade :					
(II)	XST24=	2,215	-0,612	CEST24	+0,292 YAW +0,804 TCR
	(d,p)	(1,287)	(0,273)	(0,112)	(0,157)
	Teste de Wald: $\chi^2(3) = 56,09$ [0,0000] **				
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,23) = 0,53836 [0,8155]				
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,3631**				
(III)	XST24=	1,279	-0,687	CEST24	+0,448 YAW +0,916 TCE
	(d,p)	(1,483)	(0,280)	(0,110)	(0,192)
	Teste de Wald: $\chi^2(3) = 51,72$ [0,0000] **				
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,23) = 0,41231 [0,9017]				
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,1435**				
(V)	XST24=	-1,230	-0,800	CEST24	+1,178 YBW +0,853 TCR
	(d,p)	(1,328)	(0,319)	(0,460)	(0,170)
	Teste de Wald: $\chi^2(3) = 45,53$ [0,0000] **				
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,23) = 0,43329 [0,8888]				
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,8336**				
(VI)	XST24=	-4,276	-0,870	CEST24	+1,770 YBW +0,984 TCE
	(d,p)	(1,607)	(0,320)	(0,451)	(0,205)
	Teste de Wald: $\chi^2(3) = 43,48$ [0,0000] **				
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,23) = 0,47103 [0,8639]				
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,7414**				

Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:

Modelo (II)	Modelo (III)	Modelo (V)	Modelo (VI)
R ² : 0,812	R ² : 0,81	R ² : 0,76	R ² : 0,76
DW : 1,87	DW : 1,87	DW : 2,00	DW : 1,99
Sigma (σ): 0,117	Sigma (σ): 0,119	Sigma (σ): 0,134	Sigma (σ): 0,133
AR 1-7 :F(4,27)= 0,113 [0,9767]	AR 1-7 :F(4,27) = 0,133 [0,9688]	AR 1-7 :F(4,27) = 1,097 [0,3783]	AR 1-7 :F(4,27) = 0,751 [0,5659]
ARCH 1-7 :F(4,23)= 0,719 [0,5879]	ARCH 1-7 :F(4,23) = 0,805 [0,5347]	ARCH 1-7 :F(4,23) = 0,358 [0,8361]	ARCH 1-7 :F(4,23) = 0,334 [0,8522]
Normal : $\chi^2(2)$ = 0,004 [0,9979]	Normal : $\chi^2(2)$ = 0,081 [0,9604]	Normal : $\chi^2(2)$ = 1,118 [0,5717]	Normal : $\chi^2(2)$ = 1,143 [0,5647]
hetero :F(26,4)= 0,229 [0,9922]	hetero :F(26,4) = 0,263 [0,9853]	hetero :F(26,4) = 0,197 [0,9963]	hetero :F(26,4) = 0,221 [0,9935]
hetero-X : não disponível			
RESET :F(1,30) = 1,760 [0,1946]	RESET :F(1,30) = 1,595 [0,2163]	RESET :F(1,30) = 3,011 [0,0930]	RESET :F(1,30) = 1,944 [0,1735]

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados segundo modelos alternativos

Modelagem de DXST24 por MQO

Modelo (II)				Modelo (III)				Modelo (V)				Modelo (VI)			
Período:	IV.91 até IV.02			Período:	IV.91 até IV.02			Período:	IV.91 até IV.02			Período:	IV.91 até IV.02		
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
DXST24_1	0,433	0,135	0,0030	DXST24_1	0,420	0,140	0,0050	DXST24_1	0,276	0,140	0,0560	Constant	0,039	0,021	0,0720
DXST24_2	0,327	0,129	0,0160	DXST24_2	0,294	0,131	0,0310	DXST24_2	0,271	0,143	0,0650	DCEST24	-0,432	0,214	0,0500
Constant	0,032	0,026	0,2290	Constant	0,033	0,027	0,2250	Constant	0,051	0,021	0,0210	DTCE	1,018	0,282	0,0010
DYAW_1	-2,058	0,670	0,0040	DYAW_1	-1,955	0,699	0,0080	DCEST24	-0,490	0,208	0,0240	ECM6_1	-0,586	0,140	0,0000
DYAW_2	2,128	0,656	0,0020	DYAW_2	2,312	0,685	0,0020	DTCR	0,899	0,293	0,0040				
DTCR	0,691	0,266	0,0130	DTCE	0,723	0,264	0,0090	ECM5_1	-0,850	0,173	0,0000				
ECM2_1	-0,910	0,159	0,0000	ECM3_1	-0,882	0,163	0,0000								

Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:

Modelo (I)	Modelo (III)	Modelo (V)	Modelo (VI)
R ² : 0,56	R ² : 0,57	R ² : 0,47	R ² : 0,40
D.W.: 2,06	D.W.: 2,06	D.W.: 1,90	D.W.: 1,80
Sigma (σ): 0,115	Sigma (σ): 0,118	Sigma (σ): 0,129	Sigma (σ): 0,134
AR 1-7 :F(4,34) = 0,089 [0,9852]	AR 1-7 :F(4,34) = 0,107 [0,9794]	AR 1-7 :F(4,35) = 1,438 [0,2422]	AR 1-7 :F(4,37) = 2,539 [0,0561]
ARCH 1-7 :F(4,30) = 1,376 [0,2656]	ARCH 1-7 :F(4,30) = 1,554 [0,2121]	ARCH 1-7 :F(4,31) = 0,341 [0,8484]	ARCH 1-7 :F(4,33) = 0,605 [0,6619]
Normal : $\chi^2(2)$ = 0,364 [0,8336]	Normal : $\chi^2(2)$ = 0,193 [0,9078]	Normal : $\chi^2(2)$ = 0,524 [0,7695]	Normal : $\chi^2(2)$ = 0,044 [0,9783]
hetero :F(12,25) = 0,531 [0,8740]	hetero :F(12,25) = 0,593 [0,8274]	hetero :F(10,28) = 0,391 [0,9397]	hetero :F(6,34) = 0,157 [0,9864]
hetero-X : não disponível	hetero-X : não disponível	hetero-X :F(20,18) = 0,346 [0,9880]	hetero-X :F(9,31) = 0,179 [0,9949]
RESET :F(1,37) = 0,018 [0,8941]	RESET :F(1,37) = 0,029 [0,8662]	RESET :F(1,38) = 0,023 [0,8799]	RESET :F(1,40) = 0,220 [0,6416]
Chow* :F(8,30) = 0,610 [0,7618]	Chow* :F(8,30) = 0,499 [0,8468]	Chow* :F(8,31) = 0,528 [0,8263]	Chow* :F(8,33) = 0,195 [0,9898]
*Período utilizado :I.01 a IV.02			

Notas:

a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.

b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.

c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.

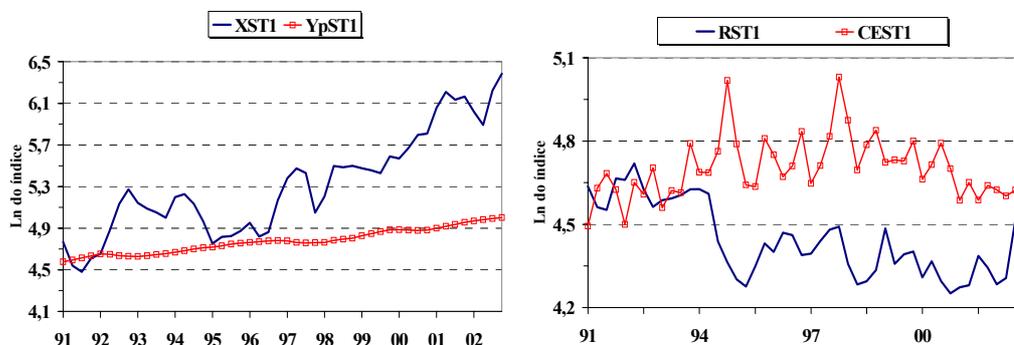
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homocedasticidade.

f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 1: Agropecuária

Figura 18

Séries do setor de Agropecuária



A hipótese de ausência de cointegração não foi rejeitada nas equações I, II e IV. Em todas, foi identificado efeito de multicolinearidade entre as variáveis que medem a renda mundial, YAW e YBW, e a do produto potencial do setor, YpST1, sendo então selecionada o conjunto de variáveis que minimize a soma de quadrados dos resíduos. Os resultados foram diferentes nas equações II e IV, onde foram selecionados respectivamente as variáveis YpST1 e YBW.

A equação I foi excluída, pois, quando estimada separadamente as variáveis YAW e YpST1, foi aceita a hipótese de ausência de cointegração e rejeitada a hipótese de estabilidade dos parâmetros estimados.

A equação II identifica claramente uma equação de oferta e, pela análise do parâmetro estimado para o produto potencial, conclui-se que há um viés pró-comércio.

Pela equação IV, é possível verificar que a quantidade exportada de produtos agropecuários é altamente elástica ao índice do PIB dos principais destinos das exportações brasileiras.

Em ambas as equações, as medidas de câmbio foram significativas apenas na formulação de longo prazo. Como os valores estimados para as elasticidades do câmbio não podem ser considerados baixos, o câmbio deve influenciar a decisão da empresa de exportar no longo prazo.

Como os testes de raiz unitária indicaram que o índice de competitividade é $I(0)$, este foi incluído apenas na formulação de curto prazo, porém não foi significativo em nenhuma equação.

O parâmetro estimado no curto prazo para a produção física na equação II deve ser visto com atenção, pois não obteve o sinal esperado.

Quadro 12

Estimativas para o setor de Agropecuária

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:										
(II)	XST1=	-15,009	+3,485	YpST1	+0,866	TCR	-1,021	D9704	-0,745	D9602
	(d.p.)	(2,116)	(0,420)		(0,328)		(0,433)		(0,319)	
	Teste de Wald: $\chi^2(4) = 97,34$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 :F(8,27) = 1,6326 [0,1620]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -4,0293*									
(IV)	XST1=	-35,514	+6,741	YBW	+2,048	RST1	-0,835	D9704	+0,831	D0203
	(d.p.)	(5,211)	(0,689)		(0,489)		(0,279)		(0,289)	
	Teste de Wald: $\chi^2(4) = 180,997$ [0,0000] **									
	Teste de Chow para o período: III.00 a II.02 :F(8,25) = 1,7156 [0,1440]									
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,4337**									
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:										
Modelo (II)					Modelo (IV)					
R ² :	0,96				R ² :	0,97				
DW :	1,87				DW :	1,95				
Sigma (σ):	0,107				Sigma (σ):	0,099				
AR 1-7 :F(4,31) =	1,351 [0,2735]				AR 1-7 :F(4,31) =	0,514 [0,7258]				
ARCH 1-7 :F(4,27) =	1,066 [0,3926]				ARCH 1-7 :F(4,27) =	0,375 [0,8241]				
Normal : $\chi^2(2)$ =	4,520 [0,1044]				Normal : $\chi^2(2)$ =	2,567 [0,2770]				
hetero :F(18,16) =	0,559 [0,8824]				hetero :F(18,16) =	0,297 [0,9924]				
hetero-X :	não disponível				hetero-X :	não disponível				
RESET :F(1,34) =	0,133 [0,7175]				RESET :F(1,34) =	0,110 [0,7427]				

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :										
Modelagem de DXST1 por MQO										
Modelo (II)					Modelo (IV)					
Período: III.91 até IV.02					Período: IV.91 até IV.02					
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor		Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor		
DXST1_1	0,248	0,116	0,0380		DXST1_1	0,321	0,103	0,0030		
Constant	-0,005	0,030	0,8680		Constant	-0,026	0,020	0,2000		
DYpST1_1	-4,871	1,956	0,0170		ECM4_1	-0,319	0,065	0,0000		
ECM21_1	-0,360	0,086	0,0000		D9704	-0,446	0,103	0,0000		
D9704	-0,363	0,120	0,0040		D0203	0,361	0,104	0,0010		
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:										
Modelo (I)					Modelo (IV)					
R ² :	0,47				R ² :	0,57				
D.W.:	1,71				D.W.:	1,95				
Sigma (σ):	0,113				Sigma (σ):	0,101				
AR 1-7 :F(4,37) =	2,355 [0,0716]				AR 1-7 :F(4,37) =	0,996 [0,4222]				
ARCH 1-7 :F(4,33) =	0,792 [0,5388]				ARCH 1-7 :F(4,33) =	0,462 [0,7632]				
Normal : $\chi^2(2)$ =	1,089 [0,5801]				Normal : $\chi^2(2)$ =	0,198 [0,9056]				
hetero :F(7,33) =	0,436 [0,8722]				hetero :F(6,34) =	0,459 [0,8336]				
hetero-X :F(10,30) =	0,552 [0,8390]				hetero-X :F(7,33) =	0,386 [0,9036]				
RESET :F(1,40) =	0,108 [0,7438]				RESET :F(1,40) =	0,019 [0,8906]				
Chow* :F(8,33) =	2,023 [0,0743]				Chow* :F(8,31) =	1,270 [0,2945]				
	*Período utilizado :I.01 a IV.02					*Período utilizado :III.00 a II.02				

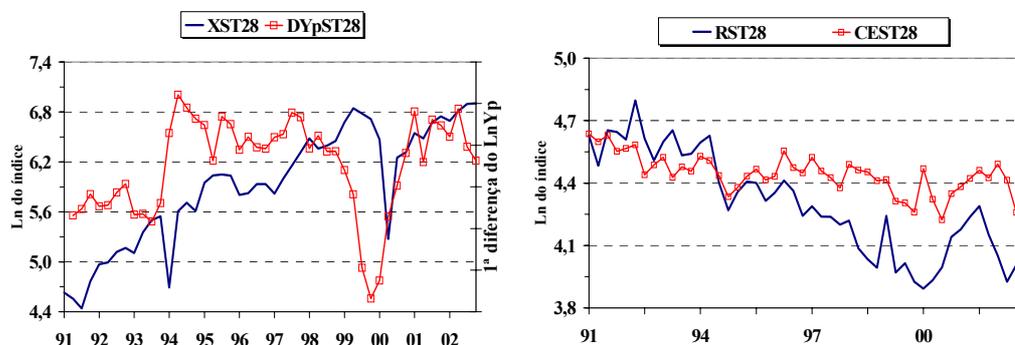
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 28: Açúcar

Figura 19

Séries do setor de Açúcar



Como os testes de raiz unitária indicaram que o produto potencial do setor, YpST28, é I(2) essa série foi incluída no modelo ADL em primeira diferença, para que todas as variáveis da equação tivessem a mesma ordem de integração, nesse caso I(1). Como resultado, as elasticidades estimadas para solução de longo prazo dessa variável obtiveram valores surpreendentes.

Em todos os modelos foram identificados efeitos de multicolinearidade entre as variáveis de competitividade e as medidas de câmbio, resultando em falta de significância de ambas quando juntas no mesmo modelo. Realizando os ajustes com apenas uma dessas variáveis, resultou na falta de significância do índice de competitividade, quando utilizando no modelo a variável YAW. O mesmo ocorreu para as medidas de câmbio quando utilizando YBW no ajuste.

Os valores obtidos para as elasticidades das medidas do câmbio nos modelos ADL das equações II e III devem ser visto com atenção, pois apresentam o sinal diferente do esperado, ou seja, consideram que uma desvalorização do câmbio afete negativamente a evolução das exportações do setor.

Dadas as características desse setor, onde parte da produção é voltada para a fabricação de álcool combustível, pode-se suspeitar que problemas específicos relativos a questões de abastecimento interno, não relacionados a fatores externos, é que fez com que a oferta de exportação se reduzisse independente do comportamento do câmbio. Assim como nos setores 8 e 9, esses resultados também serão descartados.

As estimativas para o modelo IV indicam a alta elasticidade das exportações em relação à competitividade externa e a renda dos principais destinos.

Quando estimada a dinâmica de curto prazo, apenas para a formulação IV, voltam a surpreender a medida para a produção física pois todos os coeficientes que obtiveram significância foram altos e com sinal diferente do esperado. Um motivo para esse resultado pode ser ao fato dessa variável ter sido incluída no modelo em segunda diferença. Por último, o termo estimado para o ECM é maior que o obtido para o total de exportação.

Quadro 13
Estimativas para o setor de Açúcar

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade:					
(II)	XST28=	-1,173	+1,717 YAW	-0,369 TCR	+16,200 DYpST28
	(d.p.)	(0,513)	(0,060)	(0,127)	(4,345)
	Teste de Wald : $\chi^2(3) = 1.186,66$ [0,0000] **				
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 : F(8,10) = 0,26351 [0,9645]				
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,9389**				
(III)	XST28=	-0,539	+1,669 YAW	-0,455 TCE	+15,182 DYpST28
	(d.p.)	(0,796)	(0,052)	(0,173)	(4,991)
	Teste de Wald : $\chi^2(3) = 1.221,92$ [0,0000] **				
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 : F(8,10) = 0,28269 [0,9569]				
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,8446**				
(IV)	XST28=	-10,083	+4,941 YBW	-1,692 CEST28	+35,716 DYpST28
	(d.p.)	(4,554)	(0,466)	(0,596)	(5,901)
	Teste de Wald : $\chi^2(3) = 489,10$ [0,0000] **				
	Teste de Chow para o período: I.01 a IV.02 : F(8,20) = 0,5137 [0,8321]				
	Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,6745**				
Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:					
Modelo (II)		Modelo (III)		Modelo (IV)	
R ² :	0,97	R ² :	0,97	R ² :	0,93
DW :	2,40	DW :	2,42	DW :	2,09
Sigma (σ):	0,160	Sigma (σ):	0,159	Sigma (σ):	0,200
AR 1-7 :F(3,15) =	1,934 [0,1674]	AR 1-7 :F(3,15) =	2,055 [0,1493]	AR 1-7 :F(3,25) =	0,161 [0,9213]
ARCH 1-7 :F(3,12) =	0,016 [0,9971]	ARCH 1-7 :F(3,12) =	0,017 [0,9968]	ARCH 1-7 :F(3,22) =	0,115 [0,9506]
Normal : $\chi^2(2)$ =	3,143 [0,2077]	Normal : $\chi^2(2)$ =	3,142 [0,2078]	Normal : $\chi^2(2)$ =	2,114 [0,3476]
hetero :	não disponível	hetero :	não disponível	hetero : $\chi^2(30)$ =	35,351 [0,2301]
hetero-X :	não disponível	hetero-X :	não disponível	hetero-X :	não disponível
RESET :F(1,17) =	0,580 [0,4569]	RESET :F(1,17) =	0,594 [0,4516]	RESET :F(1,27) =	0,002 [0,9609]

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :			
Modelagem de DXST28 por MQO			
Modelo (IV)			
Período:	I,92 até IV.02		
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
Constant	0,028	0,042	0,4970
DCEST28	-0,927	0,388	0,0220
DYBW_2	-17,347	5,194	0,0020
D2YpST28	-20,010	8,272	0,0210
D2YpST28_1	-39,572	11,190	0,0010
D2YpST28_2	-29,625	10,130	0,0060
ECM4_1	-1,104	0,130	0,0000

Modelo (IV)	
R ² :	0,72
D.W.:	2,14
Sigma (σ):	0,188
AR 1-7 :F(3,34) =	0,503 [0,6826]
ARCH 1-7 :F(3,31) =	1,738 [0,1797]
Normal : $\chi^2(2)$ =	2,188 [0,3349]
hetero :F(12,24) =	1,295 [0,2836]
hetero-X :	não disponível
RESET :F(1,36) =	3,835 [0,0580]
Chow* :F(8,29) =	0,464 [0,8710]
*Período utilizado :I.01 a IV.02	

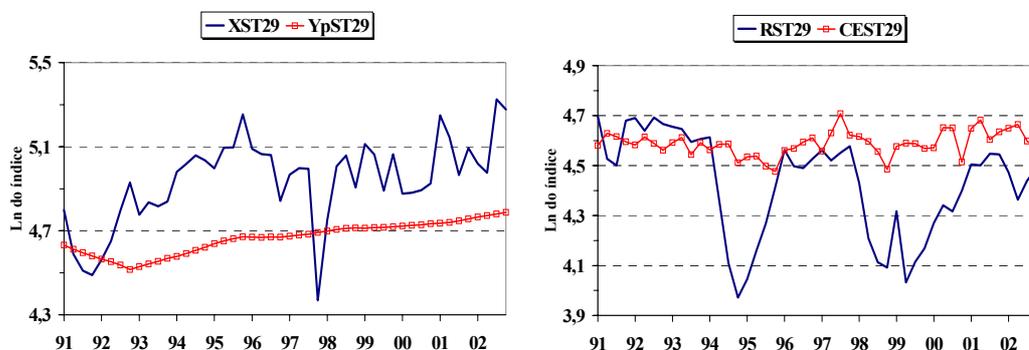
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homocedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 29: Óleos Vegetais

Figura 20

Séries do setor de Óleos Vegetais



Foi aceito que o índice de competitividade do setor, CEST29, é estacionário, $I(0)$. Assim, essa série foi incluída apenas na formulação de curto prazo via ECM. Entretanto, não obteve significância em nenhuma equação.

Em todos os modelos foram identificados efeitos de multicolinearidade entre renda mundial, independente da medida utilizada, e o produto potencial do setor. Foi utilizado o mesmo critério adotado nos demais setores para decidir qual variável seria excluída. O modelo final foi identificado como uma função de demanda, sem qualquer medida de câmbio, pois essas não foram significativas.

A estimativa do parâmetro $YpST29$ pelo modelo ADL indica um efeito neutro da capacidade de produção na quantidade exportada. Esse resultado não se mantém quando é estimada a dinâmica de curto prazo. Nesta perspectiva uma variação de 1% da capacidade de produção afeta em cerca de 5% a taxa de crescimento das quantidades exportadas no trimestre seguinte.

Esse setor também revela ter um ajuste para a relação longo prazo mais rápido que o obtido para o total de exportação.

Quadro 14
Estimativas para o setor de Óleos Vegetais

Vetor de longo prazo via ADL

Parâmetros estimados e testes de validade :											
(I) XST29=	0,195	+1,009	YpST29	+0,532	D9204	-1,159	D9704	+0,503	D0101	+0,495	D0203
(d.p.)	(1,772)	(0,380)		(0,198)		(0,261)		(0,204)		(0,210)	
Teste de Wald: $\chi^2(5) = 34,806$ [0,0000] **											
Teste de Chow para o período:III.03 a II.02 :F(8,28) =1,4614 [0,2158]											
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para a cointegração: -5,9827**											

Estadísticas e diagnóstico dos resíduos:

Modelo (I)	
R ² :	0,82
DW :	1,92
Sigma (σ):	0,096
AR 1-7 :F(4,35) =	1,508 [0,2210]
ARCH 1-7 :F(4,31) :	0,327 [0,8574]
Normal : $\chi^2(2)$ =	0,551 [0,7591]
hetero :F(10,28) =	0,596 [0,8036]
hetero-X :	não disponível
RESET :F(1,38) =	0,001 [0,9717]

Vetor de curto prazo via mecanismo de correção de erros (ECM)

Parâmetros estimados :			
Modelagem de DXST29 por MQO			
Modelo (I)			
Período: III.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
Constant	0,019	0,015	0,2320
DYpST29_1	4,976	1,627	0,0040
ECM1_1	-0,511	0,089	0,0000
D9704	-0,622	0,097	0,0000
D0203	0,279	0,098	0,0070
D0101	0,257	0,097	0,0120

Estadísticas e diagnóstico dos resíduos:	
Modelo (I)	
R ² :	0,72
D.W.:	2,01
Sigma (σ):	0,095
AR 1-7 :F(4,36) =	1,511 [0,2196]
ARCH 1-7 :F(4,32) =	0,203 [0,9349]
Normal : $\chi^2(2)$ =	0,033 [0,9836]
hetero :F(7,32) =	0,871 [0,5396]
hetero-X :F(8,31) =	0,738
RESET :F(1,39) =	0,533 [0,4697]
Chow* :F(8,30) =	1,291 [0,2855]
*Período utilizado :III.03 a II.02	

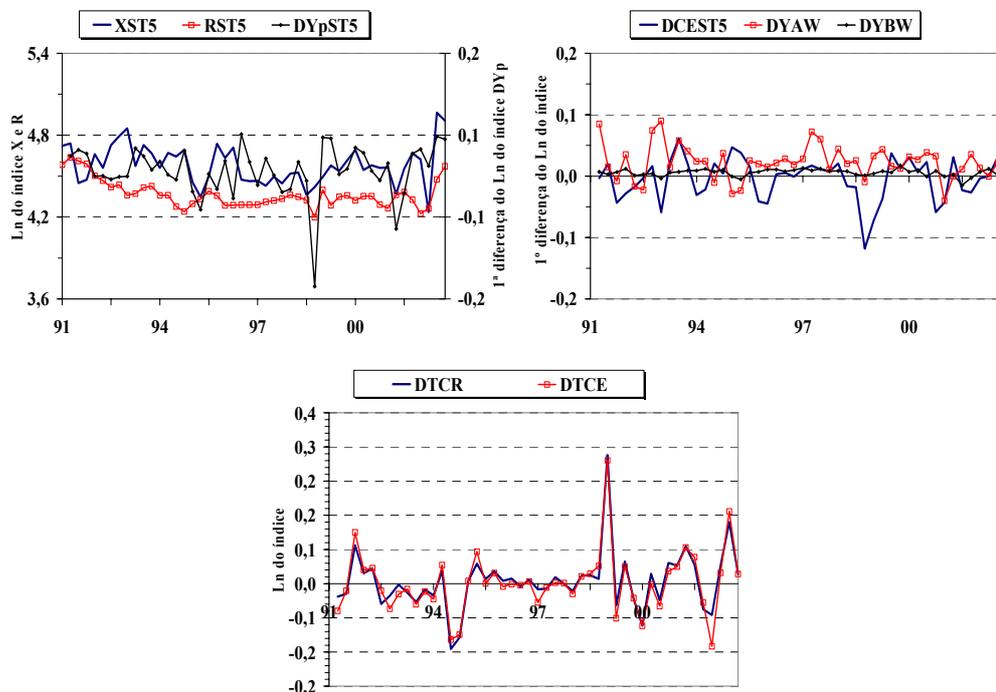
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Wald se os todos os coeficientes de longo prazo são conjuntamente zero (com exceção da constante), de Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfrey para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Sector 5 :Siderurgia

Figura 21

Séries do setor de Siderurgia



Nesse setor e nos dois a seguir, os modelos estimados visam capturar apenas o comportamento do curto prazo das quantidades, visto que os resultados dos testes de raiz unitária aceitaram a hipótese de que os índices de *quantum* desses setores são estacionários.

Foi estimado apenas um modelo para esse setor, que captura a influência da variação da taxa de câmbio efetiva real, DTCE, com pelo menos trimestre de defasagem. O alto valor para a elasticidade da variável DYAW reflete o aumento da demanda do setor nos últimos anos e indica que seu impacto no comportamento das exportações é imediato.

As demais equações não foram reportadas por não apresentarem resultados satisfatórios tanto na análise dos resíduos quanto nos testes de significância.

Quadro 15
Estimativas para o setor de Siderurgia

Vetor de curto prazo via MQO

Parâmetros estimados:			
Modelagem de DXST5 por MQO			
Modelo (III)			
Período: IV.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
DXST5_1	-0,388	0,100	0,0000
Constant	-0,027	0,019	0,1720
DCEST5_2	1,363	0,500	0,0100
DYAW	1,406	0,558	0,0160
DTCE_1	1,002	0,217	0,0000
DTCE_2	0,884	0,264	0,0020
D0203	0,684	0,110	0,0000

Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:	
Modelo (III)	
R ² :	0,71
D.W.:	2,37
Sigma (σ):	0,099
AR 1-7 :F(4,34) =	0,853 [0,5021]
ARCH 1-7 :F(4,30) =	1,255 [0,3092]
Normal :χ ² (2) =	1,189 [0,5518]
hetero :F(11,26) =	0,584 [0,8241]
hetero-X :	não disponível
RESET :F(1,37) =	0,349 [0,5584]
Chow* :F(8,28) =	0,781 [0,6229]
*Período utilizado :III.00 a II.02	

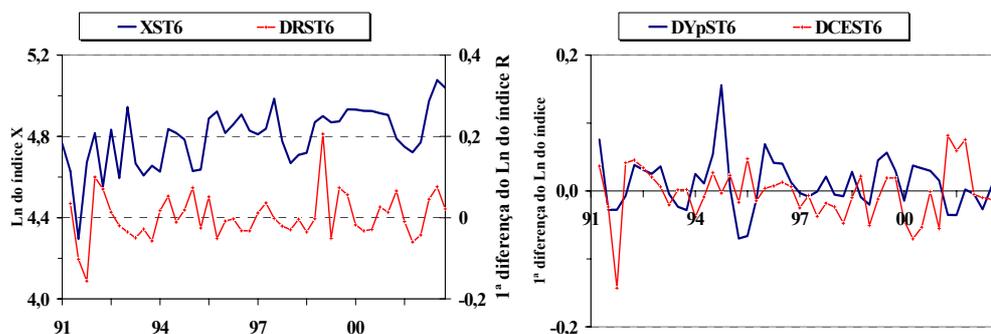
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfre para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homocedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Sector 6 :Metalurgia dos Não Ferrosos

Figura 22

Séries do setor de Metalurgia dos Não Ferrosos



Foi estimada apenas a equação I. Nas demais, não foi possível estabelecer uma relação entre as variáveis ou por falta de significância dos parâmetros estimados ou por que foi rejeitada a hipótese de normalidade dos resíduos.

O resultado do ajuste indica que a variação da rentabilidade tem um impacto imediato na quantidade exportada do setor. Os demais parâmetros estimados para as variáveis de competitividade e renda mundial não apresentam os sinais esperados, os quais devem ser analisados com cautela.

Quadro 16

Estimativas para o setor de Metalurgia dos Não Ferrosos

Vetor de curto prazo via MQO

Parâmetros estimados :			
Modelagem de DXST6 por MQO			
Modelo (I)			
Período: II.92 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
XST6_1	0,380	0,102	0,0010
Constant	3,043	0,490	0,0000
DCEST6_4	1,228	0,311	0,0000
DYAW_2	-1,842	0,471	0,0000
DRST6	0,759	0,256	0,0050
D9501	-0,261	0,085	0,0040
D9202	-0,432	0,085	0,0000

Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:	
Modelo (I)	
R ² :	0,66
D.W.:	2,13
Sigma (σ):	0,079
AR 1-7 :F(3,33) =	0,215 [0,8853]
ARCH 1-7 :F(3,30) =	0,645 [0,5922]
Normal :χ ² (2) =	1,092 [0,5792]
hetero :F(10,25) =	0,847 [0,5901]
hetero-X :	não disponível
RESET :F(1,35) =	0,338 [0,5646]
Chow* :F(8,28) =	0,910 [0,5221]
*Período utilizado :I.01 a IV.02	

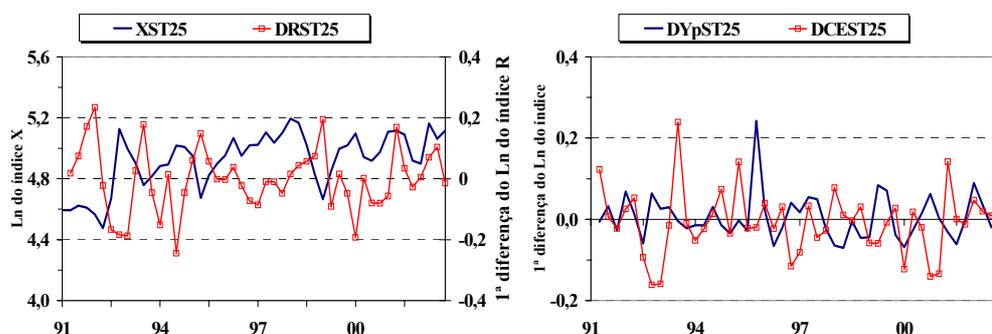
Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfre para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.
f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

Setor 25 : Beneficiamento de Produtos Vegetais

Figura 23

Séries do setor de Beneficiamento de Produtos Vegetais



Como em nenhuma equação formulada foi significativa a inclusão das variáveis que medem a renda mundial, apenas foi estimada uma equação de oferta contendo a rentabilidade exportadora, como pode ser visto na equação I. Quando as duas outras medidas para o câmbio são incluídas na equação, no lugar da rentabilidade, rejeita-se a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros estimados pelo teste de Chow, com nível de significância de 5%. Logo não foram aproveitadas.

O sinal do parâmetro estimado pelo modelo I não é o esperado apenas para a rentabilidade exportadora, DRST25. A variação do produto potencial tem um impacto no nível do índice de *quantum* desse setor com seis meses de defasagem.

Quadro 17

Estimativas para o setor de Beneficiamento de Produtos Vegetais

Vetor de curto prazo via MQO

Parâmetros estimados :			
Modelagem de DXST25 por MQO			
Modelo (I)			
Período: IV.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
XST25_1	0,690	0,082	0,0000
Constant	1,527	0,407	0,0010
DRST25	-0,635	0,134	0,0000
DYpST25_2	0,641	0,254	0,0150
D0202	0,301	0,096	0,0030

Estatísticas e diagnóstico dos resíduos:	
Modelo (I)	
R ² :	0,72
D.W.:	1,96
Sigma (σ):	0,094
AR 1-7 :F(4,36) =	0,994 [0,4234]
ARCH 1-7 :F(4,32) =	1,890 [0,1363]
Normal :χ ² (2) =	1,674 [0,4331]
hetero :F(7,32) =	0,767 [0,6190]
hetero-X :F(10,29) =	0,924 [0,5254]
RESET :F(1,39) =	1,996 [0,1657]
Chow* :F(8,29) =	0,68004 [0,7051]
*Período utilizado :II.00 a I.02	

Notas:

- a)** e * indicam nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, e D.P é o desvio padrão.
 b)D.W. é a estatística de Durbin-Watson para a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos. Sigma é a estimativa do desvio padrão dos resíduos.
 c)Testes de validade do modelo e suas hipóteses: Chow se os parâmetros são estáveis para o período selecionado e RESET é o de Ramsey (1969) se há má especificação do modelo.
 e)Testes nos resíduos e suas hipóteses: AR é o de Breusch-Godfre para autocorrelação serial, ARCH é o de Engle (1982) para heterocedasticidade condicional, Normal é o de Jarque-Bera (1987) para normalidade, hetero e hetero-X são baseados no teste de White(1980) para a homecedasticidade.
 f)O resultado do teste é não disponível quando não há observações suficientes para o cálculo.

4.3.3. Investigação do impacto do câmbio

Dos 14 setores passíveis de análise – em dois setores Madeira e Mobiliário e Abate de Animal não foi possível estabelecer relação de cointegração em nenhuma das equações formuladas, o que invalida qualquer tipo de inferência - foi verificada a hipótese da influência do câmbio no comportamento do índice de *quantum* de exportação, tanto no longo como no curto prazo.

A rejeição da hipótese de raiz unitária para o índice de *quantum* de exportação para três setores e os resultados contrários à teoria econômica para os coeficientes estimados do câmbio para outros dois reduziu para apenas 11 o número de setores em que as mudanças na política cambial afetariam o nível das exportações no longo prazo

Tabela 15

Elasticidades de longo prazo para as medidas do câmbio

Setor	Descrição	Importação Mundial			PIB Destinos		
		R (I)	TCR (II)	TCE (III)	R (IV)	TCR (V)	TCE (VI)
TT	Total	0,515	0,466	0,449	n/d	n/d	n/d
1	Agropecuária	--	0,866	-	2,048	-	-
2	Extrativa mineral	*	*	*	*	*	*
10	Equipamentos eletrônicos	-	-	-	-	1,958	2,536
11	Veículos automotores	5,985	-	-	-	-	-
12	Peças e outros veículos	*	*	*	*	*	*
14	Celulose, papel e gráfica	*	*	*	*	*	*
17	Refino de petróleo	--	0,495	--	--	--	--
23	Calçados, couros e peles	0,518	--	--	--	0,387	0,430
24	Cafê	-	0,804	0,916	-	0,853	0,984
28	Açúcar	--	--	--	*	*	*
29	Óleos vegetais	*	*	*	*	*	*

Notas:

A estimativa do parâmetro não foi apresentada por um dos motivos abaixo:

(n/d) O modelo não foi elaborado por falta de variáveis do PIB dos principais destinos.

(-) O parâmetro não pode ser estimado por causa da rejeição da hipótese de cointegração.

(--) O modelo foi descartado.

(*) Não foi rejeitada a hipótese de parâmetro ser igual a zero.

Pela tabela 15, é possível comparar o valor das elasticidades de longo prazo estimado para as várias medidas do câmbio pesquisadas. Apenas em seis setores alguma medida de câmbio foi significativa. A elasticidade é alta (acima de um) em apenas três setores. Isso significa que uma dada variação no câmbio, deverá impactar as quantidades exportadas, em um percentual superior à variação do câmbio, em apenas três setores. Nos demais, a mudança percentual será menor ou zero.

Pelas elasticidades obtidas para o total de exportação, conclui-se que, no longo prazo, há uma relação entre o câmbio e o índice de *quantum* de exportação total. Entretanto, a capacidade de uma variação do câmbio produzir variações excessivas na quantidade exportada total, no longo prazo, não é alta. Outra conclusão é que pode-se considerar que dos 11 setores analisados, apenas três setores tem uma alta sensibilidade ao câmbio.

Na dinâmica de curto prazo, observa-se a influência ao longo dos trimestres. Dada uma variação do câmbio, apenas quatro setores irão sofrer os seus efeitos no mesmo momento *t*. Em apenas cinco setores, o impacto se dará em seis meses e em quatro setores, em nove meses. Pode-se concluir, então, que no curto prazo poucos setores são sensíveis a variações do câmbio. Aliado a esse fato, destaque-se que a maior parte das elasticidades é inferior à unidade. Portanto, esperar respostas rápidas das exportações a mudanças na política cambial não é o correto, o que é corroborado pelas estimativas para o total de exportação.

Tabela 16

Elasticidades de curto prazo para as medidas do câmbio

Série	Em três meses (t=0)						Em seis meses (t=1)						Em nove meses (t=2)					
	Importação Mundial			PIB Destinos			Importação Mundial			PIB Destinos			Importação Mundial			PIB Destinos		
	R (I)	TCR (II)	TCE (III)	R (IV)	TCR (V)	TCE (VI)	R (I)	TCR (II)	TCE (III)	R (IV)	TCR (V)	TCE (VI)	R (I)	TCR (II)	TCE (III)	R (IV)	TCR (V)	TCE (VI)
TT ¹	0,35	*	*	n/d	n/d	n/d	*	*	*	n/d	n/d	n/d	*	*	*	n/d	n/d	n/d
1	--	*	--	*	--	--	--	*	--	*	--	--	--	*	--	*	--	--
2	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
5 ²	--	--	*	--	--	--	--	--	1,00	--	--	--	--	--	0,88	--	--	--
6 ²	0,76	--	--	--	--	--	0,76	--	--	--	--	--	0,76	--	--	--	--	--
10	-	-	-	-	0,57	0,53	-	-	-	-	-0,23	-0,42	-	-	-	-	-0,38	-0,54
11	*	-	-	-	-	-	-1,74	-	-	-	-	-	-1,29	-	-	-	-	-
12	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
14	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*
17	--	*	--	--	--	--	--	*	--	--	--	--	--	*	--	--	--	--
23	*	--	--	--	*	*	-0,20	--	--	--	*	*	*	--	--	--	*	*
24	-	0,69	0,72	-	0,90	1,02	-	*	*	*	*	*	-	*	*	*	-	*
25 ²	-0,64	--	--	--	--	--	*	--	--	--	--	--	*	--	--	--	--	--
28	--	--	--	*	*	*	--	--	--	*	*	*	--	--	--	*	*	*
29	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*	*

Notas:

A estimativa do parâmetro não foi apresentada por um dos motivos abaixo:

(n/d) No total o modelo não foi elaborado por falta de variáveis do PIB dos principais destinos.

(-) O parâmetro não pode ser estimado por causa da rejeição da hipótese de cointegração.

(--) O modelo foi descartado.

(*) Não foi rejeitada a hipótese de parâmetro ser igual a zero.

(1) Como a periodicidade utilizada nesse modelo é mensal, foi empregado o valor da terceira defasagem.

(2) Os modelos para esse setor foram estimados apenas no curto prazo pois o *quantum* exportado foi aceito como estacionário pela rejeição da hipótese de raiz unitária.

4.3.4. Comparação com resultados anteriores

Nessa seção serão comparadas as elasticidades estimadas para a solução de longo prazo obtidas nesse estudo com as calculadas em trabalhos anteriores e citadas anteriormente ao final do capítulo 3. Essa análise tem por objetivo verificar possíveis mudanças nos resultados entre esses estudos.

Esse cotejamento será restrito as variáveis comuns as formulações utilizadas, ciente das diferentes formas de medidas utilizadas. Outra diferença está na medida para o preço de demanda. Enquanto Carvalho e De Negri (2000) e Kannenbly Jr (1999) utilizam um índice de preço de exportação, Motta (2001) e Pourchet (2003) empregam um índice de rentabilidade.

Vistas as várias equações apresentadas nesse estudo, foram selecionados os resultados apresentados na formulação I, com exceção do setor de Agropecuária onde foi adotada a IV, pois é a que mais se assemelha com o modelo de Carvalho e De Negri (2000), e para Equipamento Eletrônico, a V. As estimativas para o Total foram comparadas com as obtidas para os Produtos Manufaturados, pois esse grupo representa historicamente cerca da metade do total do valor exportado (cerca de 57% na média de 2000/02).

O confronto desses resultados está disposto na próxima tabela, onde são verificados os seguintes pontos do estudo atual em relação aos demais:

(i) A diferença da composição dos produtos do Total e Manufaturados pode explicar uma parte da grande diferença entre as elasticidades estimadas;

(ii) Peças e Outros Veículos, Veículos Automotores e Calçados Couros e Peles foram os únicos que obtiveram estimativas compatíveis com os demais estudos, dos sete setores passíveis de confronto, ou seja, com modelos estimados de longo prazo.

(iii) As análises para os setores de Máquinas e Tratores, Madeira e Mobiliário não foram feitas em estudos anteriores.

Tabela 17
Comparativo com resultados anteriores

Autor	Kannenbley Jr. (1999)			Carvalho De Negri (2000)		Motta (2001)		Pourchet (2003)		
Período ¹	1984 a 1997			1977 a 1998		1977 a 1999		1991 a 2002		
Elasticidades calculadas	Renda mundial	Preço export	Produto potencial	Renda mundial	Preço export	Renda Mundial	Rentab	Renda mundial	Rentab	Produto potencial
Produtos manufaturados	-	-	-	-	-	1,13	1,27	0,74	0,52	**
1 Agropecuária	-	-	-	0,92	0,41	-	-	6,74	2,05	**
2 Extrativa mineral	**	**	1,01	-	-	-	-	0,30	**	**
5 Siderurgia	***	***	***	-	-	1,78	0,90	***	***	***
6 Metalurgia não ferrosos ²	1,00	**	**	-	-	-	-	***	***	***
8 Máquinas e tratores	*	*	*	-	-	-	-	*	*	*
10 Equip. eletrônicos	-	-	-	-	-	*	*	6,35	1,96	0,57
11 Veículos automotores ³	**	**	**	-	-	3,12	1,80	**	5,99	2,37
12 Peças e outros veículos ²	1,01	**	**	-	-	-	-	1,01	**	**
13 Madeira e mobiliário	*	*	*	-	-	-	-	*	*	*
14 Celulose, papel e gráfica ²	**	**	**	-	-	4,05	2,01	0,40	**	**
16 Elementos químicos	-	-	-	-	-	*	*	-	-	-
21 Têxtil	-	-	-	-	-	4,01	0,87	-	-	-
23 Calçados, couros e peles	**	-0,30	**	-	-	0,25	0,49	0,71	0,52	0,92
24 Café	**	**	**	-	-	-	-	0,29	0,80	**
29 Óleos vegetais	***	***	***	-	-	-	-	**	**	1,01

Notas:

* não foi possível estabelecer tanto uma relação de longo como de curto prazo.

** variável não foi significativa.

*** Apenas foi estimada a relação de curto prazo.

1) Enquanto o total de produtos manufaturados tem periodicidade mensal os setores trimestrais.

2) Utilizando o período 1990 a 1997

3) Utilizando o período 1984 a 1989

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos estudos originais.

- setor não foi objeto do estudo.

Rentab = rentabilidade

O setor de Siderurgia foi estimado apenas no curto prazo nos estudos de Pourchet (2003) e Kannenbley (ii), porém com variáveis distintas entre eles, impossibilitando o seu confronto.

Conclui-se, então, que nesse estudo obteve alguns resultados destoantes dos anteriores.

5. Conclusões

O objetivo desse estudo foi estimar equações de *quantum* de exportação formuladas para 18 setores e para o total das exportações brasileiras, como forma de analisar os seus principais determinantes.

Os setores foram selecionados conforme sua participação na média do valor exportado dos últimos três anos. Em conjunto, esses setores detiveram 80% ou mais de participação na pauta exportadora brasileira em todos os anos do período utilizado nesse estudo, que foi de 1991 a 2002.

Para realizar essas estimativas, foi pesquisado na literatura acadêmica as várias formulações e os métodos econométricos utilizados. Poucos trabalhos tiveram como escopo a estimação de equações de exportações por setores. Entre eles podemos citar os estudos de Motta (2001) e Kannenbley Jr (2001).

Nessa dissertação foi utilizado o modelo de exportação de substitutos imperfeitos proposto por Carvalho e De Negri (2000), onde descrevem-se funções de oferta e demanda de exportação de um país.

Um diferencial dessa dissertação em relação às anteriores é a medida de rentabilidade usada, que incorpora um índice de custo no lugar do índice de preço ao atacado como medida do preço doméstico, como o faz Motta (2001). Em relação a Kannenbley (2001), utilizamos três medida para o câmbio, no lugar do índice de volatilidade por ele empregado.

Outra inovação nesse estudo, em relação a maior parte da literatura estudada, é o uso de séries ajustadas sazonalmente, pelo método de Harvey (1989).

Um dos principais problemas enfrentados nesse estudo foi o baixo número de graus de liberdade disponível, principalmente nos modelos setoriais. Isso ocorreu em virtude das séries dos índices setoriais de produção física do IBGE terem início em janeiro de 1991 e os índices de preço de *quantum* de exportação setorial da FUNCEX terem periodicidade trimestral.

Porém, séries mais longas podem trazer outros problemas, como o enfrentado por Kannenby (2001) que utilizou o período de 1984 a 1997. Nesse estudo, o principal problema derivado do tamanho das séries foi a instabilidade das estimativas, pois geralmente era identificado um quebra estrutural na série, inviabilizando sua estimação para todo o período de cálculo.

Por suas propriedades de eficiência em pequenas amostras, foi utilizado o método de estimação proposto por Kremers *et alli* (1992). Esse método consiste na estimação do 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 (ECM).

Quando o modelo era formado por séries não estacionárias, foi testada a hipótese da ausência da relação de cointegração entre essas variáveis pelo teste proposto por Banerjee, Dolado e Mestre (1992 e 1998). Os setores de Madeira e Mobiliário e Abate de Animal foram os únicos a aceitarem essa hipótese, implicando que para esses setores não pode ser feita nenhuma inferência.

Como pode ser visto em 4.3.3, as investigações sobre o impacto do câmbio revelam que para quatro setores não foi obtida significância para nenhuma medida de câmbio, foram eles: Extrativa Mineral, Peças e Outros Veículos, Celulose, Papel e gráfica e Óleos Vegetais. Para outros dois, Material Elétrico e Máquinas e Tratores tiveram seus resultados descartados por que os modelos estimados via solução de longo prazo apresentaram estimativas para o câmbio contrários a teoria econômica

A conclusão dessa investigação é que o câmbio influencia o comportamento de longo prazo das exportações para a maioria dos setores estudados, porém apenas três dos 11 setores analisados têm uma alta sensibilidade ao câmbio, pois tem uma elasticidade superior a unidade. Essa informação, aliado as estimativas para o Total de exportação concluem que o impacto do câmbio nas exportações não é alto. No curto prazo, esse essa influência é menor, com poucos setores afetados por variações do câmbio, e pelo resultado para o Total, pode-se considerar que a influência do câmbio como fator de aumento das exportação no curto prazo é baixo.

Vários fatores podem ser apontados como explicação para esse comportamento no curto prazo, como a volatilidade do câmbio, que inibe as exportações mesmo na presença de desvalorização, ou nos recentes episódios de

desvalorização cambial, com a alta da taxa de câmbio acompanhada da elevação do risco-Brasil, provocando a diminuição das linhas de financiamento ao comércio externo, inviabilizando uma reação mais rápida das exportações.

Outros resultados dos modelos são apontados a seguir:

i) Foram utilizadas duas medidas para a renda mundial, o índice de *quantum* das importações mundial e o índice do PIB dos principais destinos. As elasticidades medidas para o primeiro índice sempre foram menores que as obtidas para o segundo, o que indica a maior sensibilidade das exportações brasileiras a esse índice em todos os setores.

ii) Os setores de Peças e Outros veículos, Café e Açúcar são aqueles em que os desvios da relação de longo prazo no período atual são quase totalmente compensado no trimestre seguinte, em mais de 80%.

6. Referências Bibliográficas

BANERJEE, A., DOLADO, J. J., MESTRE, R.; **On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity**; Bank of Spain working paper, nº 9302; 1992.

BANERJEE, A., DOLADO, J. J., MESTRE, R.; **Error-correction mechanism tests for cointegration in a single equation framework**; Journal of Time Series Analysis, 19, 267—28; 1998.

BARROS, G.S.C.; BACCHI M.R.P.; BURNQUIST H.L.; **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**; Texto para discussão nº 865; Brasília: IPEA; 2002.

BONNELI, R. e FONSECA, R. (1998); **Competitividade da indústria nos anos 90**; Revista brasileira de comércio exterior nº 55; Rio de Janeiro: FUNCEX; 1998

BRAGA, H.C.; MARKWALD R.A.; **Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo**; Pesquisa e Planejamento Econômico vol.13 –nº.3 p707-744, ; Rio de Janeiro: IPEA, 1983

CAMPBELL J.Y. PERRON P.; **Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots**; Macroeconomics Annual: Princeton University; 1991.

CARDOSO, E.; DORNBUSCH, R.; **Uma equação para as exportações brasileiras de produtos manufaturados**; Revista Brasileira de Economia, vol. 34, nº 3; p439-445; Rio de Janeiro: FGV; 1980.

CARVALHO, A.; DE NEGRI J.A.; **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**; Texto para discussão nº 698; Rio de Janeiro IPEA, 2000.

CARVALHO, A.; PARENTE MA.; **Estimação de equações de demanda de importações por categorias de uso (1978/1996)**; Texto para discussão nº 636; Rio de Janeiro IPEA, 1999.

CASTRO, A.S. de; CAVALCANTI, M.A.F.H.; **Estimação de equações de exportação para o Brasil – 1955/95**; Pesquisa e Planejamento Econômico vol. 28 –nº 1 p1-68; Rio de Janeiro IPEA, 1998

CASTRO, A.S. de; ROSSI JR J.L.; **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**; Texto para discussão nº 716; Rio de Janeiro IPEA, 2000.

CAVALCANTI, M.A.F.H.; FRISCHTAK, C.R., **Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento**; Texto para discussão nº 821; Rio de Janeiro IPEA, 2001.

CAVALCANTI, M.A.F.H.; RIBEIRO, F.J, **As exportações brasileiras no período 1977/96 : Desempenho e determinantes**; Texto para discussão n.º 545; Rio de Janeiro IPEA, 1998.

ENDERS, W; **Applied econometric time series**; Estados Unidos: John Wiley & Sons, Inc.;1995

GUIMARÃES,E.A.; **Taxas de câmbio setoriais, metodologia e resultados**; Texto para discussão n.º 105; Rio de Janeiro: FUNCEX, 1995.

GUIMARÃES,E.A; PINHEIRO A.C.; FALCÃO C.; POURCHET H.; MARKWALD R.A.; **Índices de preços e *quantum* das exportações brasileiras**; Texto para discussão n.º 121, Rio de Janeiro: FUNCEX, 1997.

HARVEY, A. C.;**Time series models 2º edição**; Hemel Hempstead: Harvester Wheatsheaf; 1993

HENDRY, D. F.; **Econometric modelling with cointegrated variables: an overview**; Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v 48 n3 p201-212; 1986

HENDRY, D. F., DOORNIK, J. A; **Empirical econometric modelling using PCGive 10 Volume I**; London :Timberlake Consultants Press ; 2001

INDER, B.; **Estimation long-run relationships in economics: A comparasion of different approaches**; Journal of Econometrics, nº 57, p53-68; 1993

JOHANSEN, S.; **Statistical analysis of cointegration vectors**; **Journal of Economic Dynamics and Control**; v 12, p 231-254; Oxford University Press, 1988

JONHSTON J.; DINARDO J., **Econometric methods, 4º edição**; MacGraw-Hill : Nova York; 1997.

KANNEBLEY JR S., **Política cambial e exportação: um análise empírica**; Tese elaborada para obtenção do título de doutor no departamento de economia; São Paulo: FEARP/USP; 1999.

KANNEBLEY JR S., **Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real : uma análise setorial**; Texto para discussão n.º 16; São Paulo: FEARP/USP; 2001.

KOOPMAN, S.J.; HARVEY, A. C., DOORNIK, J. A. and SHEPHARD, N. **STAMP 6.0 - Manual**; *Timberlake Consultants Press*, Reino Unido; Segunda edição 1999.

KREMERS, J. J. M., ERICSSON, N. R., DOLADO, J. J.; **The power of cointegration tests**; Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 325--348.

MARKWALD R. A., GUIMARÃES,E.A ; POURCHET H. **Índices de rentabilidade das exportações brasileiras**; Texto para discussão n.º 130; Rio de Janeiro: FUNCEX; 1997.

MIRANDA, J.C.; **A abertura comercial, reestruturação industrial e exportações brasileiras na década de 1990**; Texto para discussão n.º 829; Brasília: IPEA; 2001.

MOTTA, A.B.A.; **Os determinantes das exportações brasileiras de bens industrializados**; Dissertação elaborada para obtenção do título de mestre para o departamento de economia; Rio de Janeiro: PUC-RJ, 2001

PEREIRA, P.V.; **Modelo de previsão do comércio exterior brasileiro**; Texto para discussão n.º 50; Rio de Janeiro: FUNCEX; 1991.

PEREIRA, T.R.; CARVALHO A.; **Desvalorização cambial e seus impactos sobre os custos e preços industriais no Brasil – um análise dos efeitos de encadeamento no setores produtivos**; Texto para discussão n.º 711; Brasília: IPEA; 2000.

PERRON, P. CATI, R.C. GARCIA, M. G. P.; **Unit roots in the presenc of abrupt governmental interventions with an application to brazilian data**; Texto para discussão n.º 349, Rio de Janeiro: PUC; 1997.

PORTUGAL, M.S; **A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras**, Pesquisa e Planejamento Econômico vol. 238, n.º 3 p313-348, Rio de Janeiro: IPEA, 1993.

RIOS, S.M.P.; **Exportações brasileiras de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964/84**; Pesquisa e Planejamento Econômico vol. 17 – n.º 12 p299-332, Rio de Janeiro: IPEA, 1987

SERAPIÃO, F.A.; **Teoria de co-integração e mecanismo de correção de erros: uma aplicação à demanda de moeda no Brasil**; Dissertação elaborada para obtenção do título de mestre para o departamento de engenharia elétrica; Rio de Janeiro: PUC-RJ, 1996.

ZINI JR, A.; **Funções de exportação e de importação para o Brasil**; Pesquisa e Planejamento Econômico vol. 18 – n.º 3 p615-661, Rio de Janeiro: IPEA, 1988

Apêndice 1: Séries Elaboradas para o Estudo

Nesse apêndice são apresentadas as metodologias de construção de indicadores construídos especialmente para este estudo.

A) Índices de preço internacionais

Os índices de preço das importações mundiais setoriais foram obtidos de duas formas, estas de acordo com o tipo de setor:

1) Setores de Agropecuária, Óleos Vegetais e Açúcar: foram obtidos a partir relação dos preços de *commodities* com produtos, classificados segundo nível 100, que fazem parte de cada setor. Os preços, então, foram convertidos em índice, utilizando como base a média do ano de 1991, para em seguida, serem agregados pela participação do valor exportado trimestral do produto de cada setor. A fonte das informações dos preços foi o *Indices of Market Prices for Non-Fuel Commodities, Petroleum and Natural Gas* do FMI. Para cada setor foram feitas, ainda, as seguintes observações:

a) Agropecuária: apenas três produtos representam mais de 90% do valor exportado desse setor durante todo período, como pode ser visto pela tabela abaixo.

Tabela A18

Exportação do setor de Agropecuária segundo produto nível 100

Ordendado segundo média 1991/2002

Produto nível 100		1991/94	1995/98	1999/2002	1991/2002
Código	Descrição				
1008	Soja em grão	62,2	72,3	75,3	71,4
1012	Outros produtos agrícolas	31,1	19,3	14,1	20,0
1011	Milho em grão	0,1	1,6	7,3	3,4
1010	Fumo em folha	2,4	2,1	0,9	1,7
1001	Madeira em tora	0,9	1,9	0,6	1,1
1003	Outros prod. da extrativa vegetal, caça e pesca	1,1	1,2	0,6	0,9
1017	Outros produtos de origem animal	1,1	1,0	0,6	0,8
1014	Aves vivas e ovos	0,8	0,6	0,4	0,6
1002	Lenha e carvão vegetal	0,1	0,0	0,1	0,1
1015	Bovinos e suínos vivos	0,1	0,0	0,0	0,0
1007	Trigo em grão	0,0	0,0	0,0	0,0
1006	Arroz em casca	0,0	0,0	0,0	0,0
1005	Cana-de-açúcar	0,0	0,0	0,0	0,0
Total		100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX.

Uma desagregação do produto Outros Produtos Agrícolas, segundo posição tarifária (NCM-SH⁴⁹), revelou que os produtos de maior participação nas exportações nos últimos anos são: Frutas Frescas ou Secas, Castanha do Caju e Pimenta "*Piper*", porém apenas são disponibilizado os preços internacionais de Bananas e Laranjas pelo FMI. Como resultado, índice de preço desse produto será dado pela média desses dois índices.

Como conclusão o índice preço internacional desse setor será formado pela média ponderada dos das três seguintes preços: Soja em Grão por tonelada métrica, Milho em grão por tonelada métrica e o estimado para Outros Produtos Agrícolas.

b) Óleos Vegetais: os produtos do setor que são Óleos Vegetais, em Bruto e Refinados, e Tortas, Farelos e Outros Produtos foram selecionados os Óleo de Soja e de Soja em Farelo preços por tonelada métrica, respectivamente.

Pela tabela abaixo se tem disponibilizado o vetor de ponderação anual utilizado para cada *commodities* para esses setores.

Tabela A19

Participação do valor exportado de cada *commodity* por setor

Setor/Produto	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Agropecuária	100,0											
Soja em grão	52,4	65,5	67,5	73,4	64,6	66,1	84,1	83,0	76,6	81,1	73,6	79,5
Outros produtos agrícolas	47,6	34,5	32,4	26,5	34,9	29,3	14,2	16,6	23,1	18,5	12,9	13,4
Milho em grão	0,0	0,0	0,1	0,1	0,4	4,6	1,8	0,4	0,3	0,3	13,4	7,0
Óleos Vegetais	100,0											
Óleos de soja	17,6	18,6	16,5	31,0	35,9	22,1	20,0	34,2	33,0	20,2	21,3	27,5
Farelo de soja	82,4	81,4	83,5	69,0	64,1	77,9	80,0	65,8	67,0	79,8	78,7	72,5

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX.

c) Açúcar: apesar do índice ser calculado pelo FMI, a série não é disponibilizado para todo o período desse estudo. A solução foi calcular segundo informações disponibilizadas pelo FMI, onde o índice é elaborado a partir da média ponderada do preço do produto em três mercados: (i) mercado livre (*free market*), (ii) Estados Unidos, (iii) União Européia. A ponderação corresponde a participação anual de cada mercado nas exportações mundiais no período de 1995 a 1997 e são respectivamente: 72,2%, 5,6% e 22,2%.

2) Para os demais setores como *proxy* dos índices de preços internacionais, foram utilizados os índices produzidos pelo *Bureau of Labor Statistics/BLS* que

⁴⁹ Nomenclatura Comum do Mercosul – Sistema Harmonizado

são divulgados segundo um, dois e três dígitos da classificação *Standard International Trade Classification/STIC 3ª revisão*.

A estrutura de STIC parte de uma classificação mais agregada de um dígito com 10 itens, e divide-se em dois dígitos com 68 itens e três dígitos com 265 itens. O BLS, porém, não divulga todos os itens seja em um, dois ou três dígitos.

A relação entre os setores da FUNCEX e do BLS foi primeiramente feita a três dígitos e, quando possível, a dois dígitos. Sempre que o setor da FUNCEX relaciona-se a mais de um item do BLS, torna-se necessária uma agregação. Isso foi, então, feito ponderando-se os itens pela sua participação no índice total, fornecida pelo BLS.

Tabela A20

Relação entre os setores da FUNCEX e os índices de preço do GBL

FUNCEX		BLS		Peso ¹
Setor	Descrição	1 dig	2 dig	(%)
2	Extrativa mineral	28		0,31
5	Siderurgia	67		1,61
6	Metalurgia não ferrosos	68		1,50
8	Máquinas e tratores	71		2,98
		72		1,99
		73		0,69
		74		3,07
9	Material elétrico		772	1,32
			773	0,85
			775	0,56
			778	1,48
			813	0,38
10	Equipamentos eletrônicos		752	3,89
			759	2,83
		76		5,83
		774		0,29
11	Veículos automotores		776	4,11
			781	9,90
			782	1,39
12	Peças e outros veículos		783	0,26
			784	2,48
			785	0,36
13	Madeira e mobiliário	24		0,69
		63		0,59
		82		1,68
14	Celulose, papel e gráfica	25		0,24
		64		1,26
		892		0,36
17	Refino de petróleo e petroquímicos		334	2,16
		34		1,30
		57		0,55
23	Calçados, couros e peles	83		0,39
		85		1,32
24	Cafê		071	0,19
25	Beneficiamento de produtos vegetais	05		0,87
		12		0,11
26	Abate animais	01		0,37

Nota: (1) Peso do índice no total geral do índice de importação dos EUA.

Fonte: Elaborado a partir de dados do Bureau of Labor Statistics/BLS e da FUNCEX

A partir de 1994, os índices do BLS passaram a ser divulgados mensalmente. É aplicado, então, uma média simples para sua transformação em dados trimestrais. Até 1998 não houve a divulgação de pelos menos um item

durante um ano ou mais para os seguintes setores: Máquinas e Tratores, Material elétrico, Equipamentos Eletrônicos, Veículos Automotores, Peças e Outros Veículos, Celulose, Papel e Gráfica, Refino de Petróleo e Petroquímicos. Esses itens, porém, sempre tiveram um peso pequeno em relação aos demais itens relacionados com o setor da FUNCEX.

Tabela A21

**Participação do exportações brasileiras
nas importações dos EUA segundo STIC**

Setor	FUNCEX Descrição	BLS		Peso ¹ (%)	Participação (%)								
		1 dig	2 dig		1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
2	Extrativa mineral	28		0,31	3,1	3,1	3,6	3,6	4,5	4,9	5,6	5,3	5,4
5	Siderurgia	67		1,61	5,7	5,5	6,0	6,6	7,1	6,5	5,6	6,7	6,7
6	Metalurgia não ferrosos	68		1,50	1,7	2,0	3,0	2,3	1,2	1,3	0,7	1,5	1,6
8	Máquinas e tratores	71		2,98	2,1	2,5	2,7	2,4	2,2	2,2	2,1	1,7	1,6
		72		1,99	1,3	0,9	1,2	0,9	1,1	1,0	1,1	1,0	0,9
		73		0,69	1,8	1,4	0,9	1,6	1,0	1,0	0,9	0,7	0,8
		74		3,07	1,4	2,0	2,0	2,1	1,9	1,8	1,5	1,5	1,5
9	Material elétrico	772		1,32	0,3	0,4	0,3	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
		773		0,85	0,7	0,6	0,5	0,5	0,2	0,2	0,1	0,2	0,4
		775		0,56	0,2	0,4	0,3	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1
		778		1,48	0,7	0,7	0,5	0,4	0,5	0,5	0,4	0,4	0,4
		813		0,38	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
10	Equipamentos eletrônicos	752		3,89	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
		759		2,83	0,8	0,5	0,2	0,3	0,4	0,2	0,3	0,3	0,2
		76		5,83	1,0	1,1	1,0	1,0	1,1	1,0	0,8	0,7	1,0
		774		0,29	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,1	0,2	0,1	0,1
		776		4,11	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
11	Veículos automotores	781		9,90	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3
		782		1,39	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
		783		0,26	0,4	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
12	Peças e outros veículos	784		2,48	1,3	1,4	1,5	1,8	1,7	1,7	1,8	1,8	1,4
		785		0,36	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1
13	Madeira e mobiliário	24		0,69	1,0	1,0	1,2	1,7	1,5	1,9	2,2	2,6	2,8
		63		0,59	4,1	6,1	6,5	5,8	5,1	4,8	3,4	3,7	3,7
		82		1,68	0,6	0,7	0,8	0,9	0,6	0,6	0,5	0,6	0,6
14	Celulose, papel e gráfica	25		0,24	9,3	9,3	9,3	10,9	10,1	9,2	10,8	12,0	12,2
		64		1,26	0,1	0,8	0,5	0,7	0,5	0,5	0,7	0,7	0,6
		892		0,36	0,0	1,7	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1
17	Refino de petróleo e petroquímicos	334		2,16	2,3	2,6	3,4	1,0	0,8	0,4	1,6	1,5	1,7
		34		1,30	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
		57		0,55	1,2	1,6	1,4	0,9	1,1	0,7	0,6	0,5	0,4
23	Calçados, couros e peles	83		0,39	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	
		85		1,32	9,6	11,8	9,4	8,0	8,7	7,2	6,4	6,0	7,0
24	Cafê	071		0,19	12,7	14,6	17,3	11,3	10,6	11,6	11,5	17,0	9,3
25	Beneficiamento de produtos vegetais	05		0,87	7,9	6,1	5,9	3,7	5,3	4,0	3,7	3,5	3,7
		12		0,11	16,5	11,6	17,3	18,4	22,0	13,7	9,0	10,5	10,5
26	Abate animais	01		0,37	1,6	2,6	2,9	2,2	2,4	2,5	3,5	3,6	2,2
Total					1,3	1,4	1,3	1,2	1,1	1,0	1,1	1,0	1,1

Nota: (1) Peso do índice no total geral do índice de importação dos EUA.

Fonte: Elaborado a partir de dados da PC-TAS da UNCTAD/WTO, GBL.

O risco desses índices de importação sofrerem alguma influência dos índices de exportação brasileira não é alto, devido à baixa participação das exportações brasileiras nas importações dos EUA nesses setores, com exceção do setor de Café que teve uma participação média nos anos de 1992 a 2000 de 12,9%. Nos setores de Celulose, Papel e Gráfica e Beneficiamento de Produtos Vegetais são

encontrados itens com participação na faixa de 10%, porém esses mesmos itens detêm uma baixa participação no setor.

B) Variáveis que captam o efeito renda externa

O indicador de atividade mundial YAw_t é dado pela fórmula em (21).

$$YAw_t = \left[\frac{MM_t}{Pw_t} \right] \frac{1}{12} \sum_{i=jan/91}^{dez/91} \left[\frac{MM_i}{Pw_i} \right] \quad (21)$$

onde MM_t é o valor das importações mundiais, Pw_t é o índice de preço das importações mundiais no mês t. Para a série trimestral os índices mensais foram transformados em trimestres antes de aplicado a fórmula em (21).

O indicador da renda dos principais destinos YBw_t é calculado pela média dos índices do produto interno bruto (PIB), já dessazonalizados, para 13 países. Todos índices foram transformados para base a média do ano de 1991. A ponderação do ano atual é dada pela participação de cada país no total exportado do grupo de países no ano anterior, como é apresentada na tabela a seguir.

Tabela A22

Ponderação anual utilizada no cálculo do índice da renda dos principais destinos das exportações

Anos	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Alemanha	8,5	10,5	8,4	7,2	7,1	7,3	6,6	7,5	8,8	7,7	6,6	6,6
Argentina	0,0	0,0	12,4	14,4	14,4	13,8	16,5	19,5	19,7	16,1	16,2	13,2
Belgica	4,6	5,4	4,8	4,6	4,7	5,5	4,6	4,3	6,4	5,5	4,8	4,8
Canadá	2,5	2,3	1,6	1,8	1,7	1,6	1,6	1,7	1,6	1,5	1,5	1,5
Coréia do Sul	2,6	3,4	2,2	2,1	2,2	2,8	2,7	2,1	1,4	1,9	1,5	1,9
Espanha	3,3	3,5	3,0	2,7	2,5	3,0	3,0	3,1	3,1	3,5	2,6	2,7
Estados Unidos	36,6	31,4	28,9	31,6	31,1	30,0	29,7	27,2	28,7	32,7	34,7	37,9
França	4,3	4,3	3,5	3,1	3,1	3,5	2,9	3,2	3,6	3,6	4,5	4,3
Países Baixos	11,8	10,7	9,6	9,8	10,7	9,9	11,3	11,6	8,0	7,8	7,3	7,6
Itália	7,7	6,7	6,2	5,2	5,7	5,8	4,9	4,9	5,6	5,6	5,6	4,8
Japão	11,1	12,8	9,4	9,1	8,9	10,6	9,7	8,9	6,4	6,6	6,4	5,2
México	2,4	3,7	4,6	3,9	3,6	1,7	2,2	2,4	2,9	3,2	4,4	4,9
Reino Unido	4,5	5,3	5,2	4,5	4,3	4,5	4,2	3,6	3,9	4,3	3,9	4,5
Total	100,0											

Obs.: Como não foram fornecidos os dados para a Argentina nos anos de 1991 e 1992, esse país não foi considerado na média para nesses anos tendo, então, ponderação zero.

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX

Apêndice 2: Modelos Estruturais para Séries Temporais

Para a decomposição das séries, foi utilizada a abordagem de modelos estruturais baseada na decomposição de séries em componentes não observáveis segundo Harvey (1989). Nesta abordagem, séries temporais não estacionárias são decompostas em componentes ortogonais, considerados como processos estocásticos, cada um tendo uma interpretação direta tal como: sazonalidade e tendências. A seguir apresentaremos uma descrição dos fatos estilizados de um modelo estrutural⁵⁰:

i) *Componente de tendência*: representa o componente de baixa frequência que domina a previsão s passos à frente e está associada a choques permanentes, indicando a direção em que a série está se movendo. É definida ou pelo nível ou pela inclinação ou ainda por ambas, e cada uma dessas componentes pode ter um comportamento estocástico ou determinístico no decorrer de tempo. É dividida em:

Modelo de nível local: descreve uma série onde não é identificada a inclinação.

Modelo de tendência linear local: são identificados ambos os termos.

ii) *Componente sazonal*: são flutuações periódicas que ocorrem no período máximo de um ano. O processo de filtragem da componente sazonal de uma série temporal é feito para evitar que essas flutuações acarretem erros na identificação da tendência. Um modelo pode apresentar sazonalidade do tipo determinística ou estocástica, a qual, em termos de escala, pode ser classificada como aditiva, multiplicativa ou mista.

iii) *Componente ciclo*: são flutuações de longo-prazo recorrentes no nível da variável que ocorrem com periodicidade superior a um ano.

iv) *Componente irregular*: parcela onde não é possível identificar um padrão, geralmente assumido como um choque aleatório.

⁵⁰ Cada componente pode ser representado por um modelo ARIMA, como mostrado em Pereira (1991).

A definição do modelo adequado se dá com a seleção de quais componentes irão descrever o comportamento da série selecionada. Em seguida, são especificadas as equações de estado.

O modelo geral proposto pode ser dado pelas seguintes equações de estado que correspondem a um modelo de tendência linear local com sazonalidade estocástica, ou modelo estrutural básico⁵¹.

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t=1,2,\dots,T$$

Equação das observações:

O componente de tendência estocástica é especificada como:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2) : \text{nível}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2) : \text{inclinação ou taxa de crescimento}$$

A componente sazonal é dada por:

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t \quad \omega_t \sim N(0, \sigma_\omega^2)$$

É considerado, por hipótese, que a componente irregular ε_t , os distúrbios no nível η_t , na inclinação ξ_t e na sazonalidade ω_t são mutualmente não correlacionados.

Se σ_ω^2 for igual a zero, indicará que a sazonalidade do modelo adotado é fixa ou determinística.

Outra especificação possível resulta da não inclusão da inclinação β_t na componente de tendência. Nesse caso será considerado o modelo em nível local.

Para melhorar o ajuste do modelo podem ainda ser feitas intervenções do tipo pulso e escada nos ruídos da equação das observações. Definido o modelo os parâmetros do vetor de componentes são estimados pelo algoritmo recursivo denominado Filtro de Kalman

Na tabela a seguir, são consideradas algumas variações feitas no modelo geral proposto, divididos em modelos em nível e em tendência [Koopman *et alli* (1999) Manual do Stamp 6.0 p. 141].

⁵¹ Não será considerando o componente ciclo, por essa ser melhor identificada em séries com periodicidade anual, o que não ocorre nas séries desse estudo.

Tabela A23

Tipos de modelos em nível e em tendência

Especificações	σ_ε	σ_η	σ_ζ
Modelos em nível			
Nível local	*	*	-
Nível com passeio aleatório	0	*	-
Modelos de tendência			
Tendência linear local	*	*	*
Tendência com inclinação fixa	*	*	0
Tendência com passeio aleatório mais drift	0	*	0
Tendência em segundas diferenças	0	0	*

Notas:

(*) = indica qualquer valor positivo

(-) = indica que o parâmetro não é utilizado no modelo

A série sazonalmente ajustada pode ser obtida a partir da utilização do modelo estrutural da seguinte forma:

$$y_t^* = y_t - \hat{\gamma}_t$$

Quando a série original é transformada na forma log-linear, o ajuste sazonal é feito com a seguinte transformação:

$$\text{Lny}_t = \hat{\mu}_t + \hat{\gamma}_t + \hat{\varepsilon}_t$$

$$y_t = e^{\hat{\mu}_t} e^{\hat{\gamma}_t} e^{\hat{\varepsilon}_t}$$

$$y_t^* = \frac{y_t}{e^{\hat{\gamma}_t}}$$

Onde y_t^* representa a série ajustada sazonalmente, y_t a série original e $\hat{\gamma}_t$, $\hat{\mu}_t$ e $\hat{\varepsilon}_t$ os componentes estimados.

Apêndice 3: Aplicação dos Modelos Estruturais

Neste apêndice serão comentados os resultados da aplicação dos métodos estruturais nas séries utilizadas em nosso estudo. Foi empregado o software STAMP - *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor* na versão 6.20 de 2000 de Koopman *et alli* (1999) para realizar essa análise.

A aplicação dos modelos estruturais teve dois objetivos distintos; primeiro a extração da tendência estocástica para as séries de produção física⁵² brasileira e para as demais, e segundo a obtenção de séries ajustadas sazonalmente, quando necessário.

O processo de ajuste em cada série analisada seguiu as seguintes etapas:

- (i) Identificação dos fatos estilizados das séries temporais através da inspeção visual dos gráficos das séries no tempo e análise do autocorrelograma das séries em nível e em primeira diferença;
- (ii) Testes de significância dos parâmetros incluídos no modelo e testes de diagnósticos dos resíduos, onde foram investigadas as hipóteses de normalidade, não autocorrelação e homocedasticidade dos resíduos através dos testes de Doornik e Hansen, Box-Ljung e F⁵³ respectivamente;
- (iii) Em caso de rejeição de alguma das hipóteses em (ii), foram realizadas intervenções com a introdução de variáveis indicadoras (*dummies*) e reespecificação do modelo para, então, repetir a etapa (ii).

Se forem aceitas as hipóteses dos resíduos seguirem uma distribuição normal, então as estimativas são ditas de máxima verossimilhança e assintoticamente eficientes. Caso contrário, as estimativas permanecem consistentes sob as hipóteses de quasi-máxima verossimilhança.

⁵² Para o setor de Agropecuária foram utilizadas as informações disponíveis da série do índice do produto interno bruto trimestral divulgado pelo setor de Contas Nacionais do IBGE, pois a pesquisa da PIM/PF engloba apenas os setores da indústria.

⁵³ Detalhes dos testes podem ser visto em Koopman *et alli* (1999), p. 173 e p. 183.

Em algumas séries analisadas não foi realizado o ajuste sazonal, pois, além de não identificada a presença de padrão sazonal pela análise gráfica, foram rejeitados os testes que indicavam a relevância da inclusão desse componente no modelo utilizado. Foram, então, produzidas as seguintes séries com ajuste sazonal:

- (i) Índice de *quantum* das importações mundiais;
- (ii) Índices do PIB apenas para a Argentina, Coréia do Sul e México;
- (iii) Índices de *quantum* de exportação brasileiro para o total e setores, com exceção para Siderurgia, Metalurgia dos Não Ferrosos, Celulose, Papel e Gráfica e Refino de Petróleo e Petroquímicos;
- (iv) Índices de preço de exportação brasileira, apenas para os setores de Calçados, Couros e Peles e Óleos Vegetais.

A seguir, são apresentados os principais resultados da aplicação dos modelos estruturais nas séries analisadas, primeiramente foram transformadas para a base logarítmica para a retirada de uma possível presença de heterocedasticidade.

Pela análise da tabela de diagnóstico pode-se verificar que, mesmo com as intervenções feitas, não foi rejeitada a existência da autocorrelação serial dos resíduos para as séries dos índices de *quantum* das importações mundiais, com periodicidade mensal, e do índice de *quantum* do total das exportações. Como nos demais testes foram aceitas as outras condições de normalidade dos resíduos, as estimativas permanecem consistentes sob as hipóteses de quasi-máxima verossimilhança. ,

Para as demais séries, como não houve rejeição das hipóteses de normalidade, autocorrelação serial e heterocedasticidade dos resíduos, as demais estatísticas e testes de hipóteses podem ser utilizadas sem perda de eficiência.

Também são dispostas as intervenções realizadas para cada série e em quais componentes foram feitas. Pode-se concluir pela estatística *t* que todas as intervenções foram significantes. Os gráficos comparativos entre as séries originais e as componentes extraídas são apresentados em seguida.

Tabela A24

**Diagnósticos dos resíduos dos
modelos estimados pelo método estrutural
Índices de renda mundial**

No	Série	Descrição	Modelo ¹ Final ¹	Diagnósticos dos resíduos ²		
				DH	H	LJBox
1	YAWM	Quantum mundial mensal	LL5	3,887	H(43)=1,06	Q(11,8)=56,39*
2	YAWT	Quantum mundial trimestral	LL6	1,308	H(15)=0,33	Q(7,6)=9,17
3	Arg	PIB: Argentina	LL6	1,248	H(12)=1,07	Q(8,6)=6,47
4	Csul	PIB: Coréia do Sul	LL4	3,826	H(15)=1,18	Q(7,6)=4,56
5	Mex	PIB: México	LL3	1,820	H(14)=0,76	Q(8,6)=4,59

Índices de quantum das exportações brasileiras

No	Série	Descrição	Modelo ¹ Final ¹	Diagnósticos dos resíduos ²		
				DH	H	LJBox
1	TT	Total	LL1	1,310	H(43)=0,68	Q(11,8)=30,71*
2	1	Agropecuária	NL1	1,879	H(14)=1,23	Q(8,6)=9,44
3	2	Extrativa mineral	LL4	2,450	H(15)=0,81	Q(7,6)=3,39
4	8	Máquinas e tratores	NL1	0,002	H(14)=0,59	Q(8,6)=6,02
5	9	Material elétrico	NL1	0,578	H(14)=0,81	Q(8,6)=9,42
6	10	Equipamentos eletrônicos	NL3	0,290	H(14)=1,27	Q(8,6)=6,76
7	11	Veículos automotores	NL4	0,646	H(15)=0,39	Q(7,6)=9,93
8	12	Peças e outros veículos	NL2	1,579	H(15)=0,93	Q(7,6)=1,75
9	13	Madeira e mobiliário	LL3	2,200	H(14)=0,18	Q(9,6)=7,07
10	23	Calçados, couros e peles	LL3	1,554	H(14)=0,40	Q(9,6)=9,30
11	24	Cafê	NL2	3,416	H(15)=0,67	Q(7,6)=9,49
12	25	Benefic. de produtos vegetais	LL3	0,174	H(14)=1,35	Q(9,6)=12,39
13	26	Abate animais	LL1	2,872	H(14)=1,37	Q(9,6)=6,87
14	28	Açúcar	LL3	0,454	H(14)=0,68	Q(9,6)=6,30
15	29	Óleos vegetais	LL3	0,541	H(14)=1,62	Q(9,6)=8,29

Índices de preço das exportações brasileiras

No	Série	Descrição	Modelo ¹ Final ¹	Diagnósticos dos resíduos ²		
				DH	H	LJBox
1	23	Calçados, couros e peles	NL3	1,120	H(14)=1,57	Q(8,6)=5,07
2	29	Óleos vegetais	LL1	3,989	H(14)=2,35	Q(9,6)=5,28

(continua)

Notas:

1) Termos utilizados na seleção das componentes do vetor de estado:

LL1 = tendência linear local com sazonalidade estocástica

LL2 = tendência linear local com sazonalidade fixa

LL3 = tendência com inclinação fixa e sazonalidade estocástica

LL4 = tendência com inclinação e sazonalidade fixas

LL5 = tendência com passeio aleatório mais drift e sazonalidade estocástica

LL6 = tendência com passeio aleatório mais drift e sazonalidade estocástica

LL6 = tendência com passeio aleatório mais drift e sazonalidade fixa

NL1= nível local com sazonalidade estocástica

NL2= nível local com sazonalidade fixa

NL3= nível com passeio aleatório com sazonalidade estocástica

NL4= nível com passeio aleatório com sazonalidade fixa

2) Diagnóstico dos resíduos:

D.H. = testa a hipótese nula de normalidade elaborada por Doornik e Hansen (1994), distribuição aproximada por uma qui-quadrada com 2 gl.

H(X) = testa a hipótese nula de homocedasticidade, distribuição aproximada como F(X,X).

LJBox (P,D) = Estatística de Box-Ljung, testa a hipótese das primeiras P autocorrelações dos resíduos serem igual a zero.

Distribuição aproximada por uma qui-quadrada com D graus de liberdade.

* Ho rejeitada a 5% de significância.

**e petroquímicos

Tabela A

**Diagnósticos dos resíduos dos
modelos estimados pelo método estrutural
Índices de produção física brasileira**

(continuação)

No	Série	Descrição	Modelo ¹ Final ¹	Diagnósticos dos resíduos ²		
				DH	H	LJBox
1	TT	Total	LL2	1,058	H(47)=0,61	Q(11,9)=14,64
2	1	Agropecuária	LL5	0,128	H(14)=0,65	Q(8,6)=9,681
3	2	Extrativa mineral	LL4	1,116	H(15)= 0,83	Q(7,6)=3,78
4	5	Siderurgia	LL1	0,723	H(14)= 0,98	Q(9,6)=9,49
5	6	Metallurgia dos não ferrosos	NL2	0,127	H(15)= 0,78	Q(6,5)=9,97
6	8	Máquinas e tratores	LL2	1,890	H(15)=1,20	Q(8,6)=5,65
7	9	Material elétrico	NL3	4,351	H(14)= 0,63	Q(8,6)=5,47
8	10	Equipamentos eletrônicos	NL3	2,113	H(14)= 0,66	Q(8,6)=11,07
9	11	Veículos automotores	NL1	0,241	H(14)= 0,51	Q(8,6)=9,87
10	12	Peças e outros veículos	LL5	1,311	H(14)= 0,69	Q(8,6)=10,31
11	13	Madeira e mobiliário	NL3	0,342	H(14)= 0,15	Q(8,6)=11,12
12	14	Celulose, papel e gráfica	LL3	0,725	H(14)= 0,18	Q(9,6)=9,22
13	17	Refino de petróleo	LL3	0,858	H(14)= 0,48	Q(9,6)=8,19
14	23	Calçados, couros e peles	LL1	3,325	H(14)= 0,15	Q(9,6)=8,87
15	24	Cafê	NL1	0,638	H(14)= 0,46	Q(8,6)=11,26
16	25	Benefic. de prod. vegetais	NL1	1,389	H(14)=1,46	Q(8,6)=8,26
17	26	Abate animais	LL5	1,830	H(14)= 0,27	Q(9,6)=10,17
18	28	Açúcar	LL3	4,198	H(14)=1,42	Q(9,6)=2,09
19	29	Óleos vegetais	LL3	3,591	H(14)= 0,38	Q(6,4)=8,06

Notas:

1) Termos utilizados na seleção das componentes do vetor de estado:

LL1 = tendência linear local com sazonalidade estocástica

LL2 = tendência linear local com sazonalidade fixa

LL3 = tendência com inclinação fixa e sazonalidade estocástica

LL4 = tendência com inclinação e sazonalidade fixas

LL5 = tendência com passeio aleatório mais drift e sazonalidade estocástica

LL6 = tendência com passeio aleatório mais drift e sazonalidade estocástica

LL6 = tendência com passeio aleatório mais drift e sazonalidade fixa

NL1= nível local com sazonalidade estocástica

NL2= nível local com sazonalidade fixa

NL3= nível com passeio aleatório com sazonalidade estocástica

NL4= nível com passeio aleatório com sazonalidade fixa

2) Diagnóstico dos resíduos:

D.H. = testa a hipótese nula de normalidade elaborada por Doornik e Hansen (1994), distribuição aproximada por uma qui-quadrada com 2 gl.

H(X) = testa a hipótese nula de homocedasticidade, distribuição aproximada como F(X,X).

LJBox (P,D) = Estatística de Box-Ljung, testa a hipótese das primeiras P autocorrelações dos resíduos serem igual a zero.

Distribuição aproximada por uma qui-quadrada com D graus de liberdade.

* Ho rejeitada a 5% de significância.

**e petroquímicos

Tabela A25

Intervenções realizadas nos modelos pelo método estrutural

Índices de renda mundial

Série	Período	Componente	t-valor	P-valor
YAWM	abr/02	nível	4,000	[0,0007]
ARG	II.01	nível	2,000	[0,0039]
ARG	II.02	nível	2,000	[0,0000]
CSUL	I.92	nível	1,000	[0,0085]
CSUL	I.98	nível	1,000	[0,0000]
CSUL	IV.00	nível	4,000	[0,0036]
MEX	II.95	nível	2,000	[0,0000]

Índices de *quantum* das exportações brasileiras

Série	Período	Componente	t-valor	P-valor	Série	Período	Componente	t-valor	P-valor
TT	set/91	inclinação	4,462	[0,0000]	13	IV.91	nível	3,931	[0,0003]
TT	abr/93	nível	-3,409	[0,0009]	23	IV.91	nível	-4,472	[0,0001]
TT	ago/98	nível	-2,727	[0,0073]	23	IV.92	nível	3,400	[0,0015]
TT	jul/02	nível	5,289	[0,0000]	23	I.93	inclinação	-2,871	[0,0063]
2	IV.92	irregular	2,675	[0,0103]	23	IV.94	nível	-3,978	[0,0003]
2	I.98	irregular	3,429	[0,0013]	24	III.98	nível	2,188	[0,0337]
2	II.02	nível	-3,091	[0,0034]	25	IV.92	nível	3,596	[0,0008]
2	III.02	nível	6,046	[0,0000]	26	III.92	nível	3,468	[0,0012]
8	I.93	nível	3,467	[0,0012]	26	II.93	nível	-3,660	[0,0007]
8	IV.99	nível	2,928	[0,0054]	26	IV.94	nível	-4,287	[0,0001]
9	I.93	nível	4,370	[0,0001]	28	I.94	irregular	-3,109	[0,0033]
10	I.00	nível	3,817	[0,0004]	28	II.00	irregular	-4,130	[0,0002]
11	II.93	nível	-4,743	[0,0000]	29	IV.97	irregular	-2,996	[0,0045]
12	I.93	nível	3,370	[0,0015]					

Índices de preço das exportações brasileiras

Série	Período	Componente	t-valor	P-valor
23	II.93	nível	-3,731	[0,0005]
23	III.93	nível	4,580	[0,0000]
29	II.97	nível	4,046	[0,0002]
29	I.98	nível	-3,994	[0,0003]
29	II.00	nível	3,495	[0,0011]
29	I.01	irregular	3,047	[0,0039]

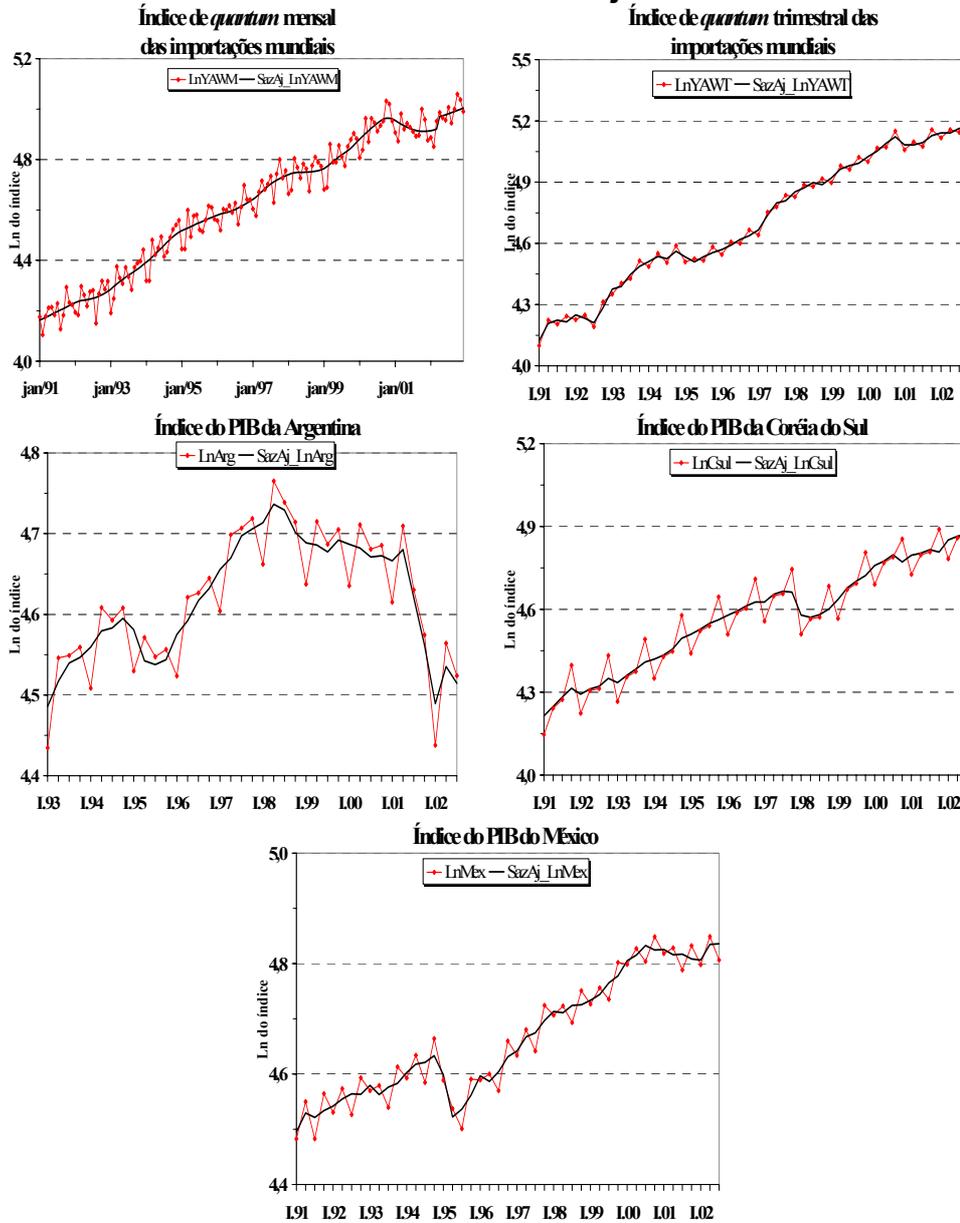
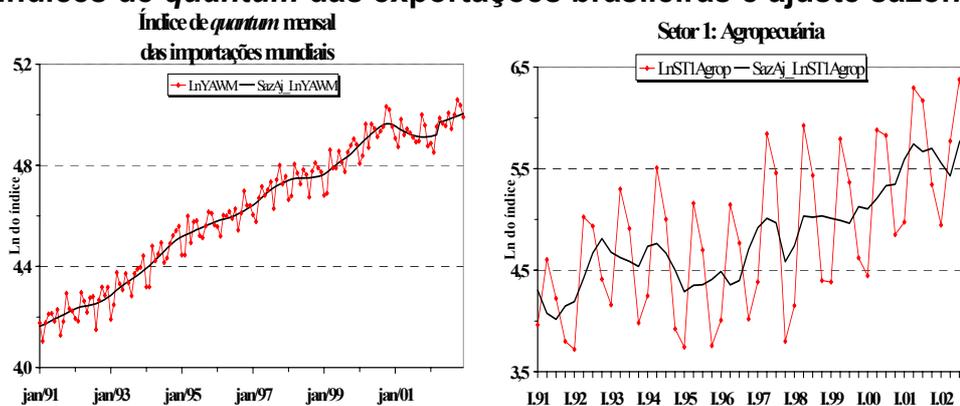
Índices de produção física brasileira

Série	Período	Componente	t-valor	P-valor	Série	Período	Componente	t-valor	P-valor
TT	mar/91	irregular	-4,120	[0,0001]	12	I.92	nível	-3,113	[0,0033]
TT	nov/91	nível	-4,432	[0,0000]	12	III.95	nível	-4,472	[0,0001]
TT	dez/94	irregular	2,236	[0,0269]	12	IV.98	nível	-4,292	[0,0001]
TT	mai/95	nível	-3,894	[0,0002]	13	II.91	nível	6,470	[0,0000]
2	II.94	nível	-2,818	[0,0071]	13	IV.91	nível	-5,015	[0,0000]
2	IV.98	nível	-3,017	[0,0041]	14	II.91	nível	5,108	[0,0000]
5	IV.98	nível	-4,722	[0,0000]	14	IV.91	inclinação	1,823	[0,0753]
6	II.01	nível	-2,521	[0,0155]	14	III.95	nível	-3,380	[0,0016]
6	III.91	irregular	4,347	[0,0001]	17	II.91	nível	5,798	[0,0000]
6	IV.94	nível	2,300	[0,0259]	17	II.95	irregular	-5,538	[0,0000]
8	II.91	nível	4,346	[0,0001]	23	IV.91	nível	-4,585	[0,0000]
8	II.95	nível	-5,064	[0,0000]	23	I.93	inclinação	-3,649	[0,0007]
8	III.95	nível	-4,263	[0,0001]	24	IV.94	nível	-2,684	[0,0102]
8	IV.95	nível	-3,398	[0,0014]	24	I.00	irregular	-2,334	[0,0242]
9	III.91	irregular	5,371	[0,0000]	25	I.94	irregular	-3,711	[0,0006]
10	I.92	nível	-2,622	[0,0120]	25	IV.95	nível	4,082	[0,0002]
10	III.01	nível	-3,055	[0,0038]	29	IV.92	inclinação	2,879	[0,0062]
11	IV.98	nível	-3,765	[0,0005]	29	IV.97	irregular	-6,218	[0,0000]

Figura A24

Série original e componente estimada

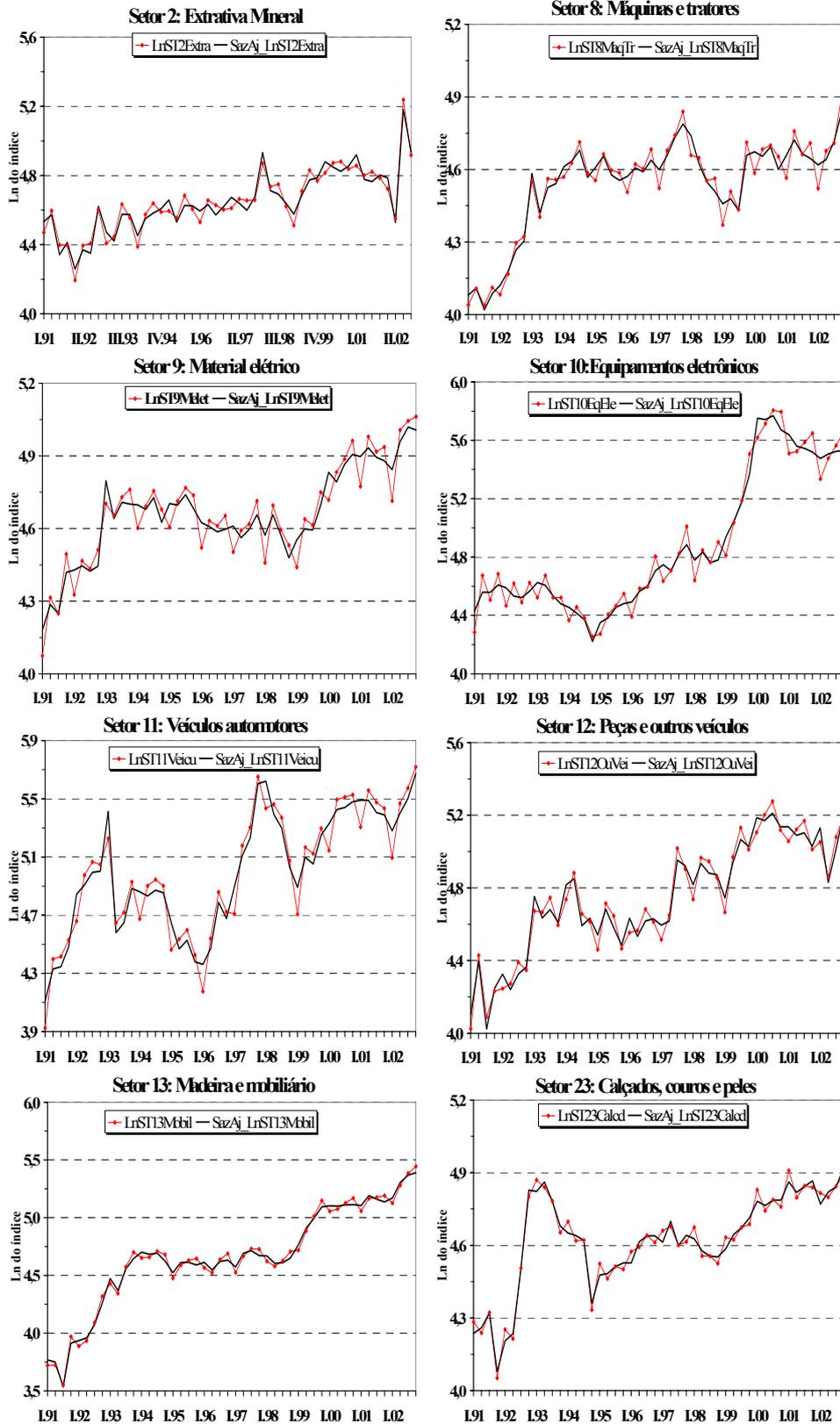
Índices de renda mundial e ajuste sazonal

Índices de *quantum* das exportações brasileiras e ajuste sazonal

(continua)

Figura A24
Série original a componente estimada
 (continuação)

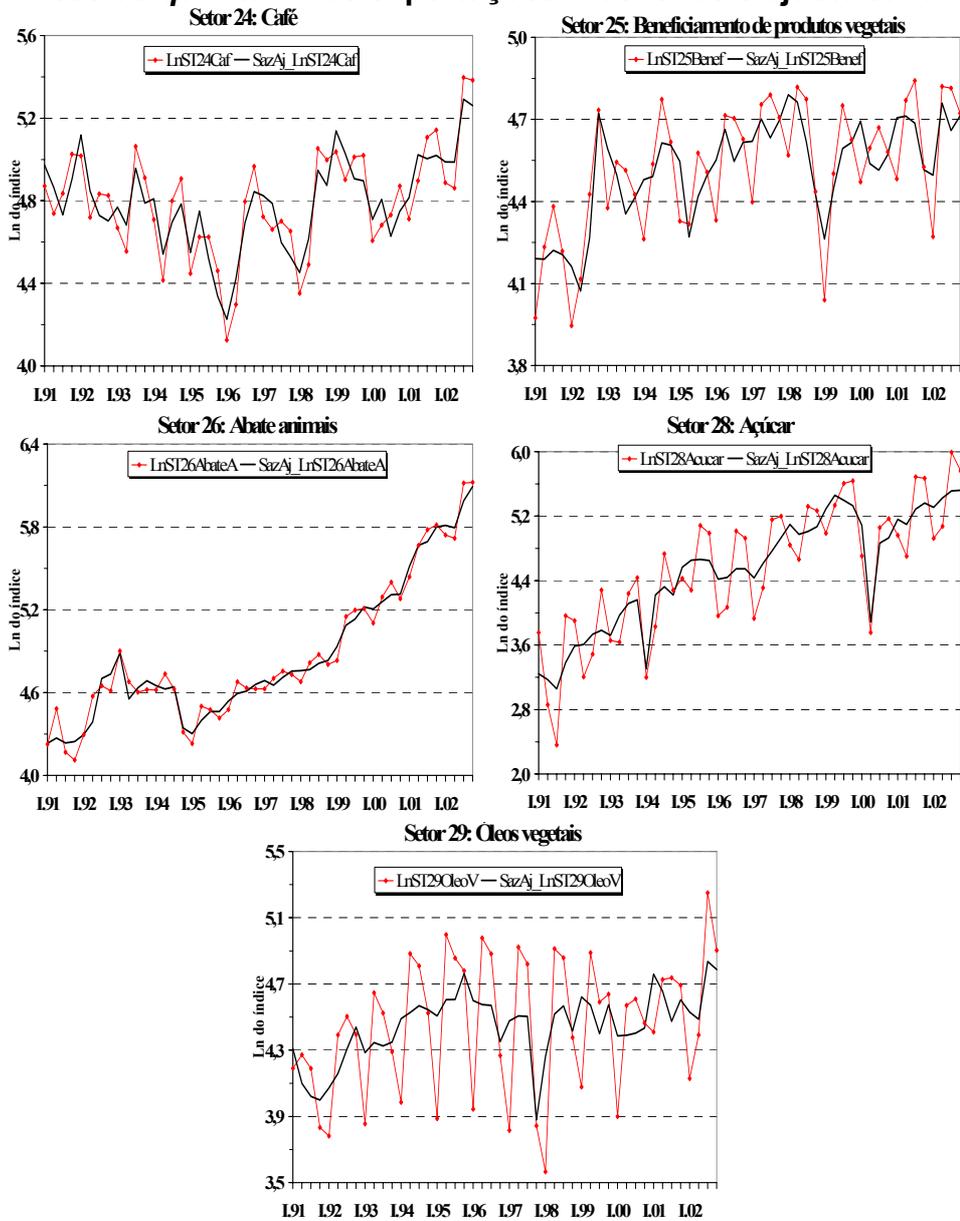
Índices de *quantum* das exportações brasileiras e ajuste sazonal



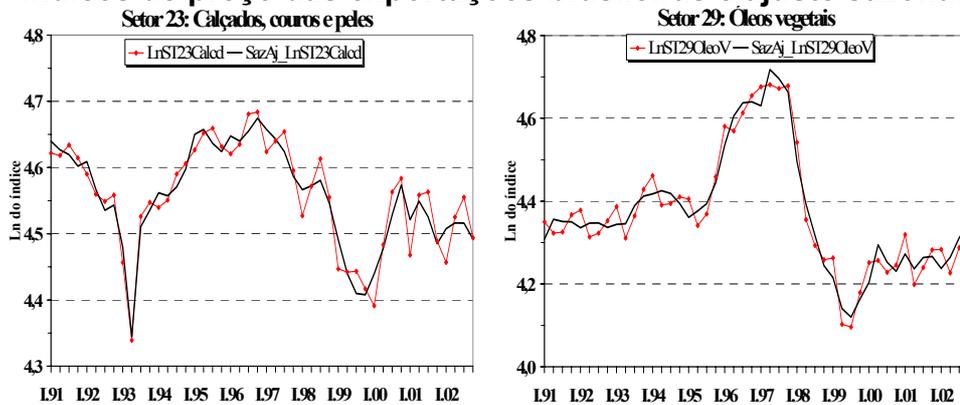
(continua)

Figura A24
Série original a componente estimada
(continuação)

Índices de *quantum* das exportações brasileiras e ajuste sazonal

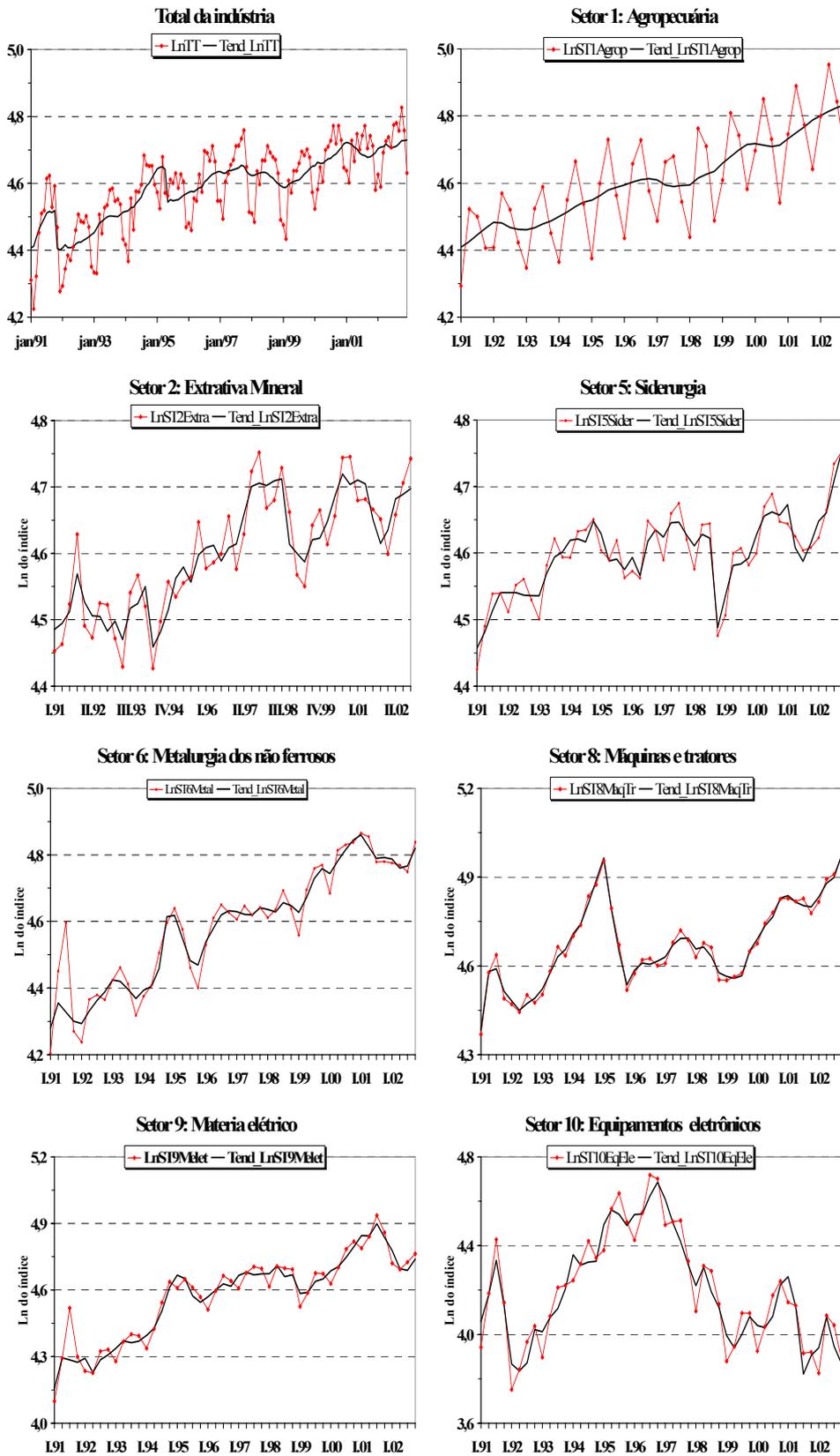


Índices de preço das exportações brasileiras e ajuste sazonal



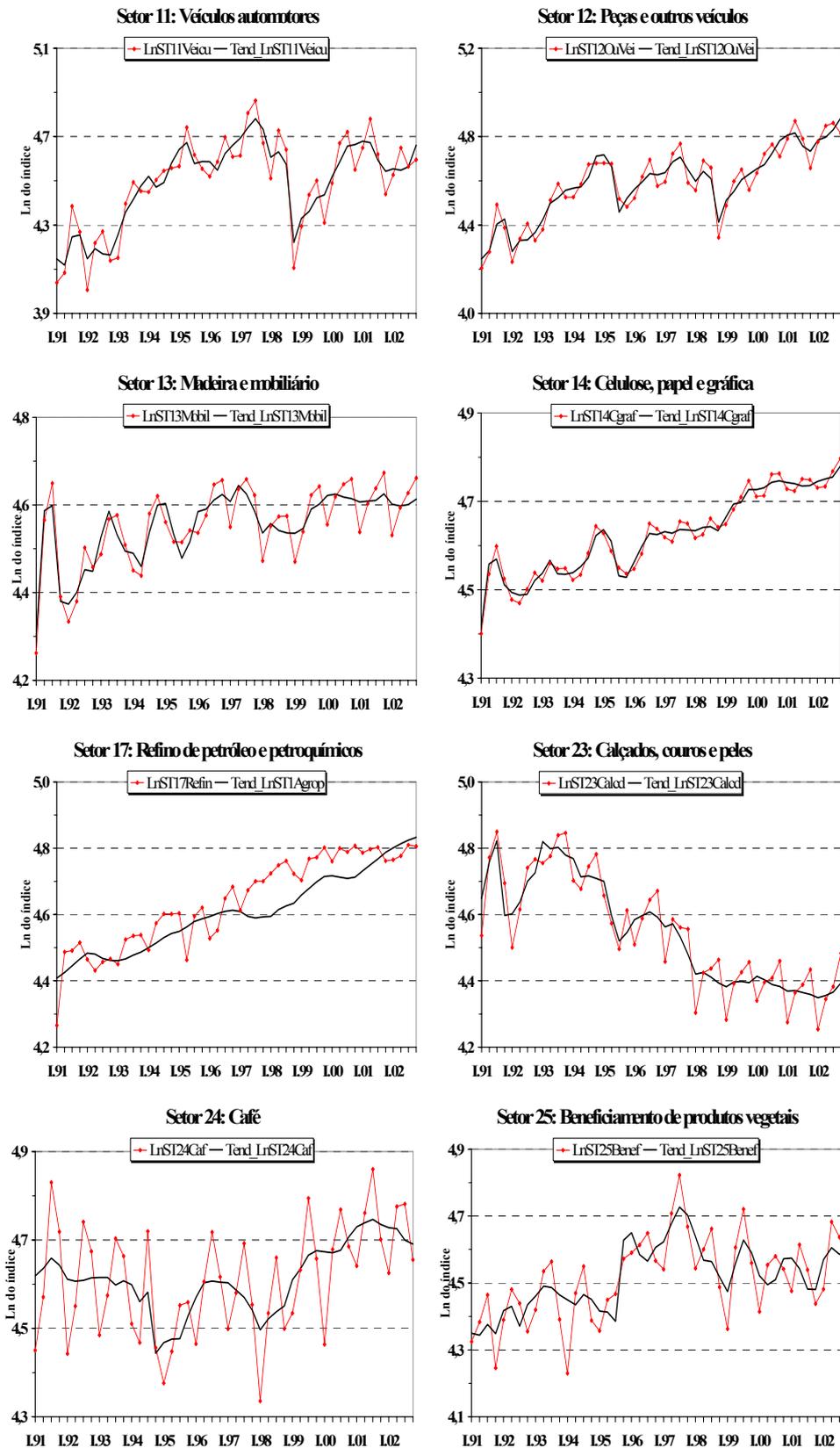
(continua)

Figura A24
Série original a componente estimada
 (continuação)
Índices de produção física brasileira e tendência



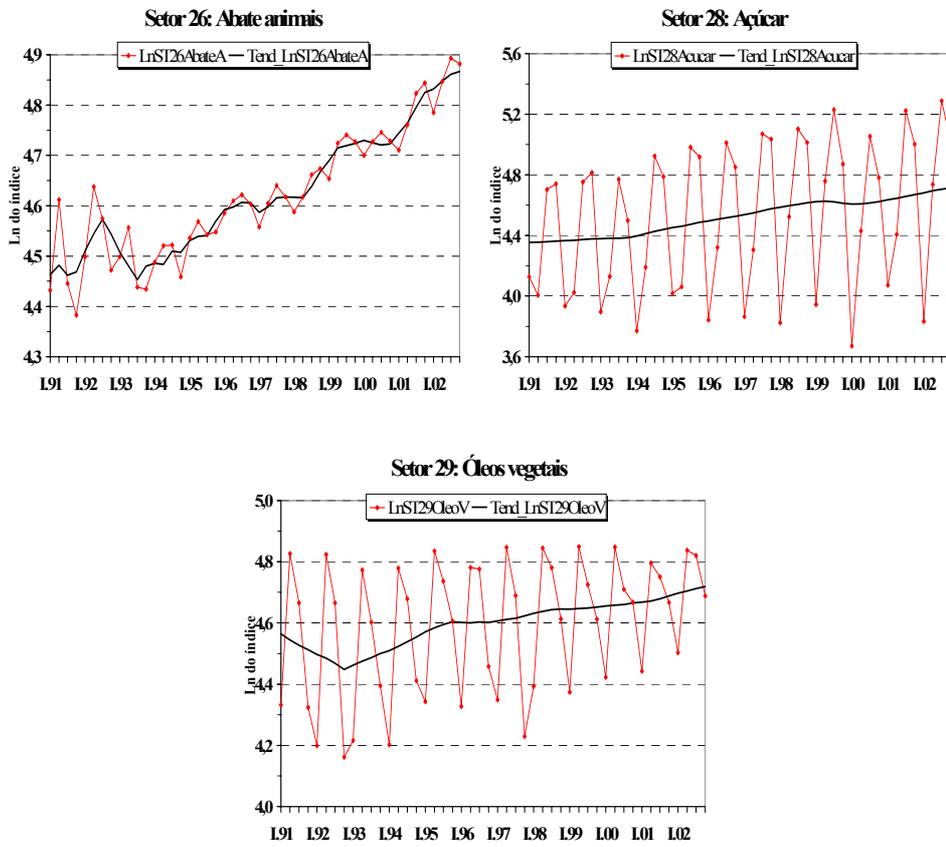
(continua)

Figura A24
Série original a componente estimada
 (continuação)
Índices de produção física brasileira e tendência



(continua)

Figura A24
Série original a componente estimada
 (continuação)
Índices de produção física brasileira e tendência



Anexo Estatístico: Tabelas e Gráficos

Tabela A26

Valor das exportações segundo setores de atividade

Valor US\$ milhões FOB													
Sector	Descrição	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
12	Peças e outros veículos	2.224	2.549	2.809	3.271	3.189	3.572	4.225	4.745	4.769	6.637	6.720	6.033
2	Extrativa mineral	3.079	2.746	2.748	2.779	3.068	3.240	3.441	3.858	3.354	3.751	3.623	3.803
1	Agropecuária	906	1.322	1.487	1.883	1.336	1.673	3.063	2.786	2.193	2.801	3.810	3.937
5	Siderurgia	3.945	3.950	4.071	3.955	4.131	4.051	3.678	3.474	2.986	3.526	2.945	3.568
11	Veículos automotores	896	1.715	1.552	1.555	1.177	1.361	2.655	2.982	1.990	2.770	2.769	2.728
26	Abate animais	918	1.263	1.382	1.392	1.366	1.572	1.626	1.652	1.988	1.982	2.931	3.174
17	Refino de petróleo e petroquímicos	1.421	1.538	1.731	2.011	1.812	1.728	1.792	1.620	1.614	2.490	2.713	2.667
29	Óleos vegetais	1.713	2.030	2.241	2.952	3.214	3.567	3.385	2.672	2.254	2.073	2.644	3.046
23	Calçados, couros e peles	1.561	1.879	2.350	2.102	2.090	2.351	2.368	2.098	1.987	2.419	2.620	2.566
14	Celulose, papel e gráfica	1.264	1.478	1.562	1.826	2.732	1.957	2.021	2.013	2.176	2.572	2.216	2.085
10	Equipamentos eletrônicos	648	691	686	680	716	868	1.029	1.020	1.252	2.241	2.344	2.185
8	Máquinas e tratores	1.224	1.510	1.851	2.247	2.370	2.333	2.692	2.459	2.001	2.179	2.184	2.189
25	Beneficiamento de produtos vegetais	1.875	2.227	1.959	2.235	2.463	3.100	2.846	2.996	2.382	2.124	2.026	2.349
13	Madeira e mobiliário	501	680	1.074	1.311	1.397	1.425	1.560	1.428	1.763	1.947	1.966	2.285
6	Metalurgia não ferrosos	1.582	1.699	1.591	1.829	2.296	2.280	2.244	1.758	1.955	2.275	1.832	2.049
28	Açúcar	444	601	788	993	1.920	1.609	1.770	1.941	1.911	1.199	2.279	2.104
24	Cafê	1.634	1.254	1.407	2.703	2.528	2.226	3.218	2.704	2.532	1.784	1.417	1.385
9	Material elétrico	886	1.036	1.231	1.253	1.425	1.390	1.400	1.340	1.275	1.486	1.509	1.501
	Subtotal	26.722	30.170	32.518	36.978	39.228	40.303	45.012	43.547	40.379	46.257	48.550	49.653
	Demais setores	4.898	5.623	6.037	6.567	7.278	7.443	7.974	7.573	7.632	8.828	9.673	10.709
	Total Brasileiro	31.620	35.793	38.555	43.545	46.506	47.747	52.986	51.120	48.011	55.085	58.223	60.362

Fonte: FUNCEX

Tabela A27

Participação do valor das exportações segundo setores de atividade

%													
Sector	Descrição	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
12	Peças e outros veículos	7,0	7,1	7,3	7,5	6,9	7,5	8,0	9,3	9,9	12,0	11,5	10,0
2	Extrativa mineral	9,7	7,7	7,1	6,4	6,6	6,8	6,5	7,5	7,0	6,8	6,2	6,3
1	Agropecuária	2,9	3,7	3,9	4,3	2,9	3,5	5,8	5,5	4,6	5,1	6,5	6,5
5	Siderurgia	12,5	11,0	10,6	9,1	8,9	8,5	6,9	6,8	6,2	6,4	5,1	5,9
11	Veículos automotores	2,8	4,8	4,0	3,6	2,5	2,9	5,0	5,8	4,1	5,0	4,8	4,5
26	Abate animais	2,9	3,5	3,6	3,2	2,9	3,3	3,1	3,2	4,1	3,6	5,0	5,3
17	Refino de petróleo e petroquímicos	4,5	4,3	4,5	4,6	3,9	3,6	3,4	3,2	3,4	4,5	4,7	4,4
29	Óleos vegetais	5,4	5,7	5,8	6,8	6,9	7,5	6,4	5,2	4,7	3,8	4,5	5,0
23	Calçados, couros e peles	4,9	5,2	6,1	4,8	4,5	4,9	4,5	4,1	4,1	4,4	4,5	4,3
14	Celulose, papel e gráfica	4,0	4,1	4,1	4,2	5,9	4,1	3,8	3,9	4,5	4,7	3,8	3,5
10	Equipamentos eletrônicos	2,0	1,9	1,8	1,6	1,5	1,8	1,9	2,0	2,6	4,1	4,0	3,6
8	Máquinas e tratores	3,9	4,2	4,8	5,2	5,1	4,9	5,1	4,8	4,2	4,0	3,8	3,6
25	Beneficiamento de produtos vegetais	5,9	6,2	5,1	5,1	5,3	6,5	5,4	5,9	5,0	3,9	3,5	3,9
13	Madeira e mobiliário	1,6	1,9	2,8	3,0	3,0	3,0	2,9	2,8	3,7	3,5	3,4	3,8
6	Metalurgia não ferrosos	5,0	4,7	4,1	4,2	4,9	4,8	4,2	3,4	4,1	4,1	3,1	3,4
28	Açúcar	1,4	1,7	2,0	2,3	4,1	3,4	3,3	3,8	4,0	2,2	3,9	3,5
24	Cafê	5,2	3,5	3,6	6,2	5,4	4,7	6,1	5,3	5,3	3,2	2,4	2,3
9	Material elétrico	2,8	2,9	3,2	2,9	3,1	2,9	2,6	2,6	2,7	2,7	2,6	2,5
	Subtotal	84,5	84,3	84,3	84,9	84,4	84,4	85,0	85,2	84,1	84,0	83,4	82,3
	Demais setores	15,5	15,7	15,7	15,1	15,6	15,6	15,0	14,8	15,9	16,0	16,6	17,7
	Total Brasileiro	100,0											

Fonte: FUNCEX

Tabela A28

Índices de preço de exportação segundo setores de atividade

Base : média 1994 = 100

Setor	Descrição	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1	Agropecuária	93,5	87,4	89,7	100,0	99,2	113,4	118,1	101,0	82,2	83,4	75,2	80,7
2	Extrativa mineral	120,4	113,9	102,7	100,0	104,1	110,2	112,2	113,8	102,5	99,7	99,8	97,2
5	Siderurgia	103,6	95,4	96,2	100,0	118,1	109,5	111,5	105,4	82,2	93,4	82,1	83,3
6	Metalurgia não ferrosos	101,9	98,8	90,7	100,0	124,4	115,4	113,4	99,2	95,0	107,4	98,5	92,2
8	Máquinas e tratores	94,5	100,6	91,5	100,0	108,0	110,9	116,2	116,6	104,1	98,4	96,6	93,1
9	Material elétrico	104,3	105,8	95,4	100,0	111,0	119,9	120,2	119,3	108,7	100,0	96,4	90,2
10	Equipamentos eletrônicos	79,5	84,5	83,0	100,0	99,1	101,1	98,2	98,4	83,0	84,2	104,2	102,3
11	Veículos automotores	96,8	100,9	95,2	100,0	107,6	112,2	113,2	117,2	100,5	100,1	98,4	93,0
12	Peças e outros veículos	114,6	117,7	90,8	100,0	113,2	119,4	117,3	120,4	112,0	125,1	138,1	128,4
13	Madeira e mobiliário	96,0	94,9	95,6	100,0	116,3	116,3	119,8	113,1	101,5	96,1	93,1	91,6
14	Celulose, papel e gráfica	107,4	104,3	81,5	100,0	169,2	113,4	105,6	102,2	100,0	122,5	96,2	86,4
17	Refino de petróleo e petroquímicos	116,2	103,1	113,8	100,0	123,1	116,6	119,4	98,7	95,4	123,8	113,1	106,8
23	Calçados, couros e peles	105,1	99,2	90,4	100,0	107,3	108,7	105,8	99,5	87,4	93,8	95,0	93,8
24	Cafê	52,0	40,7	47,3	100,0	112,1	92,7	123,8	95,6	71,5	65,7	40,6	32,9
25	Beneficiamento de produtos vegetais	119,4	123,4	96,7	100,0	124,9	133,9	114,8	122,4	112,9	93,9	82,3	94,1
26	Abate animais	91,4	94,7	87,6	100,0	116,7	111,1	104,0	96,5	85,0	71,8	70,4	58,9
28	Açúcar	93,0	86,5	88,3	100,0	106,8	104,0	95,3	79,5	54,5	63,9	70,3	53,6
29	Óleos vegetais	93,0	93,0	96,0	100,0	98,0	121,0	130,0	95,5	77,7	84,5	85,8	88,3
	Total Brasileiro	101,0	97,7	90,3	100,0	113,6	113,6	114,4	106,7	93,1	96,1	92,7	88,5

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX

Tabela A29

Índices de quantum de exportação segundo setores de atividade

Base : média 1994 = 100

Setor	Descrição	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1	Agropecuária	51,5	80,4	88,0	100,0	71,5	77,6	136,4	145,0	140,3	176,6	266,7	256,5
2	Extrativa mineral	92,0	86,8	96,3	100,0	106,0	105,5	110,0	121,6	117,3	135,0	130,3	140,4
5	Siderurgia	96,3	104,7	106,9	100,0	88,5	93,5	83,3	83,2	91,8	95,4	90,6	108,2
6	Metalurgia não ferrosos	84,8	94,0	95,9	100,0	100,9	108,8	109,0	97,6	113,3	116,7	102,4	122,4
8	Máquinas e tratores	57,7	66,8	90,1	100,0	97,6	98,0	108,0	98,2	89,6	103,2	105,2	109,4
9	Material elétrico	67,8	78,2	102,9	100,0	102,5	92,5	92,9	89,6	93,6	118,6	124,8	132,7
10	Equipamentos eletrônicos	120,0	120,3	121,5	100,0	106,2	126,8	154,7	153,0	222,6	392,6	332,1	315,2
11	Veículos automotores	59,5	109,4	104,8	100,0	70,3	77,5	149,8	162,6	126,6	176,9	179,9	187,5
12	Peças e outros veículos	59,3	66,2	94,5	100,0	86,1	88,4	106,5	116,4	125,9	156,9	143,8	138,8
13	Madeira e mobiliário	39,7	54,7	85,7	100,0	91,6	93,3	99,1	96,1	132,2	154,2	160,7	189,9
14	Celulose, papel e gráfica	64,5	77,6	104,9	100,0	88,4	94,5	104,8	107,8	119,2	115,0	126,2	132,1
17	Refino de petróleo e petroquímicos	60,8	74,1	75,7	100,0	73,1	73,7	74,6	81,6	84,2	100,1	119,4	124,3
23	Calçados, couros e peles	70,6	90,0	123,7	100,0	92,6	102,9	106,4	100,2	108,0	122,6	131,2	130,0
24	Cafê	116,1	114,0	110,0	100,0	83,5	88,8	96,2	104,6	131,0	100,4	129,1	155,4
25	Beneficiamento de produtos vegetais	70,3	80,8	90,7	100,0	88,2	104,2	111,6	110,2	95,0	101,8	110,8	112,3
26	Abate animais	72,1	95,8	113,2	100,0	84,1	102,2	112,9	123,7	168,9	199,4	300,8	389,5
28	Açúcar	48,1	70,0	89,9	100,0	181,0	156,1	187,3	246,4	353,8	189,5	326,9	396,3
29	Óleos vegetais	62,4	73,9	79,1	100,0	111,0	99,9	88,2	94,8	98,3	83,2	104,4	116,9
	Total Brasileiro	71,8	84,1	98,0	100,0	93,9	96,4	106,3	109,9	118,4	131,5	144,1	156,5

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX

Tabela A30

Índices de rentabilidade de exportação segundo setores de atividade

Base : média 1994 = 100

Setor	Descrição	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1	Agropecuária	109,3	113,7	109,1	100,0	84,0	91,9	93,8	82,1	90,0	81,1	82,4	86,8
2	Extrativa mineral	156,3	143,3	116,6	100,0	90,5	94,9	95,5	100,5	123,1	103,0	117,7	118,0
5	Siderurgia	134,2	115,7	108,6	100,0	103,4	97,7	100,3	100,0	103,9	102,0	102,5	101,7
6	Metalurgia não ferrosos	112,1	111,0	101,4	100,0	109,4	103,6	102,8	97,0	118,4	120,2	125,1	122,6
8	Máquinas e tratores	123,4	124,4	106,3	100,0	88,1	88,0	91,9	95,4	119,1	100,6	113,5	113,4
9	Material elétrico	120,7	119,3	104,9	100,0	93,4	102,4	104,2	109,4	135,2	110,7	123,1	120,2
10	Equipamentos eletrônicos	82,8	88,6	88,3	100,0	87,3	89,6	89,4	94,0	99,2	93,5	129,2	135,1
11	Veículos automotores	118,1	118,3	105,4	100,0	93,7	98,3	101,8	110,7	124,4	112,3	125,0	122,3
12	Peças e outros veículos	150,3	145,7	104,2	100,0	94,3	98,9	98,1	105,2	136,1	135,5	172,5	168,2
13	Madeira e mobiliário	129,2	134,2	120,1	100,0	92,9	92,3	93,2	90,2	113,5	93,8	103,6	105,8
14	Celulose, papel e gráfica	131,2	123,7	90,8	100,0	135,9	94,1	90,5	91,4	117,5	122,2	110,5	103,2
17	Refino de petróleo e petroquímicos	129,3	117,8	124,2	100,0	113,8	108,2	110,7	95,9	114,4	127,2	127,1	121,8
23	Calçados, couros e peles	137,8	127,1	105,1	100,0	90,4	91,7	89,8	87,7	105,7	97,7	112,8	116,8
24	Cafê	96,8	77,4	75,9	100,0	100,1	84,9	100,0	86,9	93,8	81,0	58,9	48,5
25	Beneficiamento de produtos vegetais	131,2	170,5	123,2	100,0	104,3	110,5	93,5	98,6	122,3	90,4	88,7	100,4
26	Abate animais	106,2	132,2	108,1	100,0	102,9	99,9	91,7	87,5	104,8	78,0	88,6	79,9
28	Açúcar	112,9	116,6	110,4	100,0	89,3	87,0	78,5	67,3	64,6	61,4	76,5	61,4
29	Óleos vegetais	136,5	146,0	139,3	100,0	93,8	125,3	129,5	92,9	87,7	103,9	125,9	114,1
	Total Brasileiro	126,9	124,7	107,3	100,0	97,4	98,0	98,0	94,9	110,8	102,0	112,3	109,5

Fonte: Elaborado a partir de dados da FUNCEX

Figura A25

**Autocorrelação do índice de *quantum* de
exportação de Beneficiamento de Produtos Vegetais**
Autocorrelação e autocorrelação parcial das séries em nível

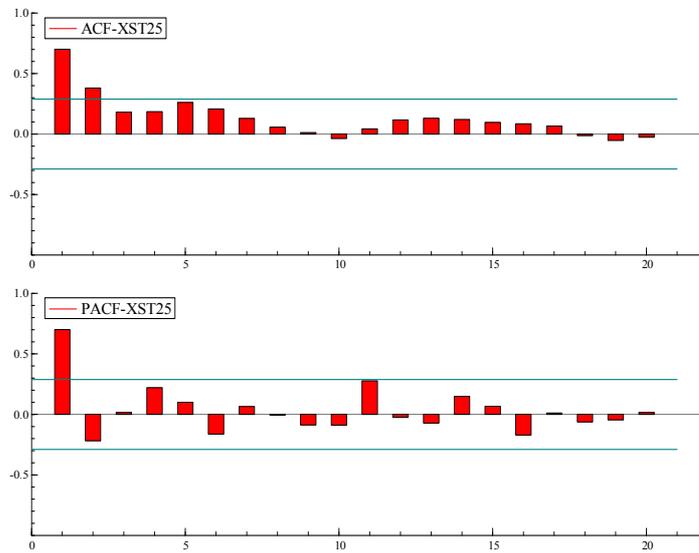


Figura A26

Autocorrelação do índice de competitividade de Óleos Vegetais
Autocorrelação e autocorrelação parcial das séries em nível



Figura A27

Autocorrelação do índice de competitividade de Agropecuária
Autocorrelação e autocorrelação parcial das séries em nível

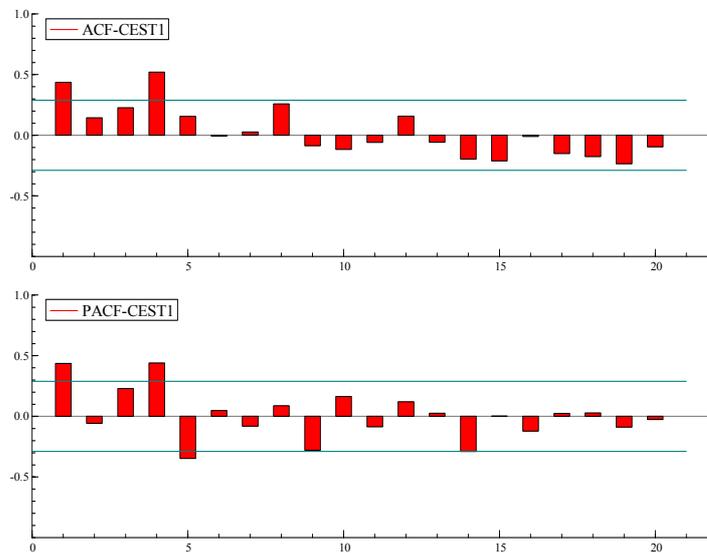


Figura A28

Autocorrelação do índice de rentabilidade de Siderurgia
Autocorrelação e autocorrelação parcial das séries em nível

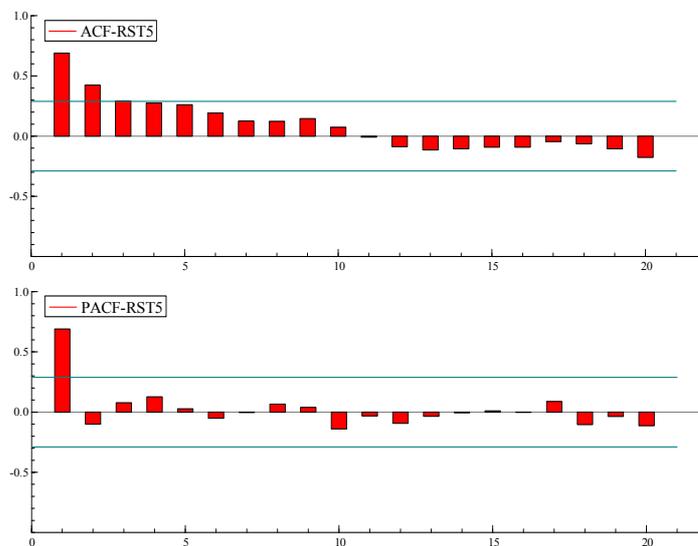


Tabela A31

Correlação entre as séries do Total de exportação e setores

Total das exportações

Séries	XTT	CETT	YAW	RTT	TCR	TCE	YpTT
XTT	1,00						
CETT	0,27	1,00					
YAW	0,87	0,54	1,00				
RTT	-0,17	-0,68	-0,35	1,00			
TCR	0,39	-0,59	0,19	0,77	1,00		
TCE	0,12	-0,75	-0,10	0,87	0,93	1,00	
YpTT	0,80	0,62	0,94	-0,46	0,02	-0,29	1,00

Setor: 1 Agropecuária

Séries	XST1	CEST1	YAW	YBW	RST1	TCR	TCE	YpST1
XST1	1,00							
CEST1	-0,35	1,00						
YAW	0,88	-0,04	1,00					
YBW	0,87	-0,04	0,99	1,00				
RST1	-0,46	-0,20	-0,70	-0,71	1,00			
TCR	0,53	-0,68	0,27	0,26	0,27	1,00		
TCE	0,26	-0,66	-0,03	-0,03	0,50	0,93	1,00	
YpST1	0,87	-0,17	0,96	0,96	-0,65	0,35	0,07	1,00

Setor: 2 Extrativa mineral

Séries	XST2	CEST2	YAW	YBW	RST2	TCR	TCE	YpST2
XST2	1,00							
CEST2	-0,73	1,00						
YAW	0,81	-0,78	1,00					
YBW	0,81	-0,78	0,99	1,00				
RST2	-0,29	0,60	-0,30	-0,28	1,00			
TCR	0,18	0,04	0,27	0,26	0,76	1,00		
TCE	-0,07	0,28	-0,03	-0,03	0,84	0,93	1,00	
YpST2	0,71	-0,69	0,83	0,86	-0,34	0,03	-0,25	1,00

Setor: 8 Máquinas e tratores

Séries	XST8	CEST8	YAW	YBW	RST8	TCR	TCE	YpST8
XST8	1,00							
CEST8	-0,10	1,00						
YAW	0,72	-0,13	1,00					
YBW	0,68	-0,08	0,99	1,00				
RST8	-0,54	-0,29	-0,07	-0,07	1,00			
TCR	-0,19	-0,59	0,27	0,26	0,87	1,00		
TCE	-0,40	-0,54	-0,03	-0,03	0,90	0,93	1,00	
YpST8	0,69	-0,33	0,64	0,58	-0,21	0,03	-0,22	1,00

Setor: 9 Material elétrico

Séries	XST9	CEST9	YAW	YBW	RST9	TCR	TCE	YpST9
XST9	1,00							
CEST9	-0,61	1,00						
YAW	0,76	-0,19	1,00					
YBW	0,70	-0,12	0,99	1,00				
RST9	-0,01	-0,12	0,30	0,33	1,00			
TCR	0,27	-0,58	0,27	0,26	0,85	1,00		
TCE	0,03	-0,48	-0,03	-0,03	0,79	0,93	1,00	
YpST9	0,72	-0,05	0,90	0,90	0,01	-0,04	-0,32	1,00

Setor: 10 Equipamentos eletrônicos

Séries	XST10	CEST10	YAW	YBW	RST10	TCR	TCE	YpST10
XST10	1,00							
CEST10	0,74	1,00						
YAW	0,85	0,92	1,00					
YBW	0,87	0,91	0,99	1,00				
RST10	0,61	0,82	0,69	0,64	1,00			
TCR	0,58	0,22	0,27	0,26	0,53	1,00		
TCE	0,31	-0,07	-0,03	-0,03	0,30	0,93	1,00	
YpST10	-0,47	-0,18	-0,21	-0,20	-0,42	-0,84	-0,81	1,00

Setor: 11 Veículos automotores

Séries	XST11	CEST11	YAW	YBW	RST11	TCR	TCE	YpST11
XST11	1,00							
CEST11	-0,48	1,00						
YAW	0,77	-0,58	1,00					
YBW	0,77	-0,53	0,99	1,00				
RST11	0,38	-0,36	0,36	0,37	1,00			
TCR	0,36	-0,66	0,27	0,26	0,86	1,00		
TCE	0,11	-0,47	-0,03	-0,03	0,77	0,93	1,00	
YpST11	0,41	-0,13	0,61	0,59	-0,31	-0,37	-0,59	1,00

Setor: 12 Peças e outros veículos

Séries	XST12	CEST12	YAW	YBW	RST12	TCR	TCE	YpST12
XST12	1,00							
CEST12	0,19	1,00						
YAW	0,91	0,43	1,00					
YBW	0,88	0,51	0,99	1,00				
RST12	0,20	0,68	0,33	0,35	1,00			
TCR	0,25	0,31	0,27	0,26	0,88	1,00		
TCE	-0,01	0,14	-0,03	-0,03	0,76	0,93	1,00	
YpST12	0,78	0,26	0,83	0,80	0,11	0,05	-0,24	1,00

Setor: 14 Celulose, papel e gráfica

Séries	XST14	CEST14	YAW	YBW	RST14	TCR	TCE	YpST14
XST14	1,00							
CEST14	-0,54	1,00						
YAW	0,82	-0,43	1,00					
YBW	0,79	-0,39	0,99	1,00				
RST14	-0,33	0,66	-0,15	-0,11	1,00			
TCR	0,26	-0,47	0,27	0,26	0,28	1,00		
TCE	0,05	-0,32	-0,03	-0,03	0,35	0,93	1,00	
YpST14	0,75	-0,38	0,95	0,94	-0,08	0,30	0,00	1,00

Setor: 17 Refino de petróleo

Séries	XST17	CEST17	YAW	YBW	RST17	TCR	TCE	YpST17
XST17	1,00							
CEST17	-0,68	1,00						
YAW	0,68	-0,77	1,00					
YBW	0,65	-0,78	0,99	1,00				
RST17	0,12	-0,29	0,05	0,07	1,00			
TCR	0,37	-0,59	0,27	0,26	0,59	1,00		
TCE	0,15	-0,34	-0,03	-0,03	0,54	0,93	1,00	
YpST17	0,59	-0,71	0,97	0,97	-0,01	0,17	-0,11	1,00

Setor: 23 Calçados, couros e peles

Séries	XST23	CEST23	YAW	YBW	RST23	TCR	TCE	YpST23
XST23	1,00							
CEST23	-0,61	1,00						
YAW	0,69	-0,49	1,00					
YBW	0,64	-0,46	0,99	1,00				
RST23	-0,22	-0,06	-0,25	-0,25	1,00			
TCR	0,30	-0,62	0,27	0,26	0,76	1,00		
TCE	0,10	-0,54	-0,03	-0,03	0,82	0,93	1,00	
YpST23	-0,39	0,37	-0,88	-0,92	0,14	-0,29	-0,05	1,00

Setor: 24 Café

Séries	XST24	CEST24	YAW	YBW	RST24	TCR	TCE	YpST24
XST24	1,00							
CEST24	-0,06	1,00						
YAW	0,29	0,63	1,00					
YBW	0,28	0,67	0,99	1,00				
RST24	-0,49	0,07	-0,48	-0,45	1,00			
TCR	0,71	0,03	0,27	0,26	-0,65	1,00		
TCE	0,63	-0,15	-0,03	-0,03	-0,46	0,93	1,00	
YpST24	0,55	0,25	0,46	0,47	-0,71	0,82	0,65	1,00

Setor: 28 Açúcar

Séries	XST28	CEST28	YAW	YBW	RST28	TCR	TCE	DYpST28
XST28	1,00							
CEST28	-0,68	1,00						
YAW	0,89	-0,69	1,00					
YBW	0,88	-0,67	0,99	1,00				
RST28	-0,82	0,71	-0,89	-0,91	1,00			
TCR	0,13	-0,19	0,27	0,26	-0,08	1,00		
TCE	-0,10	-0,03	-0,03	-0,03	0,19	0,93	1,00	
DYpST28	0,21	0,04	0,15	0,13	0,00	-0,39	-0,49	1,00

Setor: 29 Óleos vegetais

Séries	XST29	CEST29	YAW	YBW	RST29	TCR	TCE	YpST29
XST29	1,00							
CEST29	-0,18	1,00						
YAW	0,52	0,25	1,00					
YBW	0,49	0,27	0,99	1,00				
RST29	-0,38	0,34	-0,39	-0,38	1,00			
TCR	0,02	0,35	0,27	0,26	0,31	1,00		
TCE	-0,10	0,20	-0,03	-0,03	0,39	0,93	1,00	
YpST29	0,51	0,20	0,91	0,93	-0,40	0,17	-0,12	1,00

(continua)

Tabela A31
Correlação entre as séries do Total de exportação e setores

(continuação)

Setor: 5 Siderurgia									Setor: 6 Metalurgia dos não ferrosos								
Séries	XST5	DCEST5	DYAW	DYBW	RST5	DTCR	DTCE	DYpST5	Séries	XST6	DCEST6	DYAW	DYBW	DRST6	DTCR	DTCE	DYpST6
XST5	1,00								XST6	1,00							
DCEST5	0,08	1,00							DCEST6	-0,06	1,00						
DYAW	0,33	0,02	1,00						DYAW	0,03	0,02	1,00					
DYBW	-0,05	0,07	0,22	1,00					DYBW	0,17	-0,24	0,22	1,00				
RST5	0,34	0,19	0,16	-0,14	1,00				DRST6	0,32	0,33	-0,06	0,09	1,00			
DTCR	-0,18	-0,29	-0,14	-0,18	0,22	1,00			DTCR	0,20	-0,20	-0,14	-0,18	0,48	1,00		
DTCE	-0,19	-0,28	-0,25	-0,24	0,25	0,96	1,00		DTCE	0,17	-0,17	-0,25	-0,24	0,44	0,96	1,00	
DYpST5	0,33	0,24	0,28	0,22	0,30	-0,03	-0,09	1,00	DYpST6	0,16	0,07	0,17	0,24	0,07	-0,36	-0,39	1,00

Setor: 25 Benefic. de prod. vegetais

Séries	XST25	DCEST25	DYAW	DYBW	DRST25	DTCR	DTCE	DYpST25
XST25	1,00							
DCEST25	-0,23	1,00						
DYAW	0,09	-0,04	1,00					
DYBW	0,09	0,02	0,22	1,00				
DRST25	-0,33	0,58	-0,16	-0,06	1,00			
DTCR	-0,14	-0,05	-0,14	-0,18	0,60	1,00		
DTCE	-0,17	-0,01	-0,25	-0,24	0,62	0,96	1,00	
DYpST25	-0,08	-0,13	0,18	0,15	-0,11	-0,09	-0,18	1,00

Tabela A32

Resultados dos testes de exogeneidade fraca de Wu-Hausman

Total de exportação

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XTT pelo método ADL											
Modelo (I)				Modelo (II)				Modelo (III)			
Período: 05/1991 a 12/2002				Período: 05/1991 a 12/2002				Período: 05/1991 a 12/2002			
Variável	Coefficien	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ARTT	0,665	0,388	0,0890	ATCR	0,129	0,243	0,5950	ATCE	0,125	0,767	0,8710

Agropecuária

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST1 pelo método ADL											
Modelo (II)				Modelo (IV)							
Período: III.91 até IV.02				Período: III.91 até IV.02							
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor				
ATCR	0,859	0,631	0,1810	ARST1	1,266	0,569	0,0320				
AYpST1	-0,087	1,892	0,9640								

Extrativa Mineral

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST2 pelo método ADL											
Modelo (I)				Modelo (IV)							
Período: II.91 até IV.02				Período: II.91 até IV.02							
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor				
ACEST2	-0,049	0,455	0,9150	ACEST2	-0,023	0,686	0,9730				

Máquinas e tratores

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST8 pelo método ADL											
Modelo (I)				Modelo (III)							
Período: II.92 até IV.02				Período: II.92 até IV.02							
Variável	Coefficien	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor				
ARST8	0,613	0,263	0,0250	ATCE	-1,399	0,852	0,1090				
AYpST8	0,850	0,478	0,0830	ACEST8	0,007	0,463	0,9870				

(continua)

Tabela A32

Resultados dos testes de exogeneidade fraca de Wu-Hausman

(continuação)

Matérial Eléctrico

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST9 pelo método ADL											
Modelo (I)				Modelo (II)				Modelo (III)			
Período: II.91 até IV.02				Período: II.91 até IV.02				Período: II.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ACEST9	0,086	0,304	0,7780	ACEST9	-0,261	0,402	0,5190	ACEST9	-0,304	0,271	0,2690
ARST9	-0,055	0,226	0,8100	ATCR	-0,187	0,223	0,4080	ATCE	0,196	0,431	0,6520
Modelo (IV)				Modelo (IV)							
Período: III.91 até IV.02				Período: III.91 até IV.02							
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor				
ACEST9	-0,064	0,243	0,7950	ACEST9	0,246	0,593	0,6800				
ARST9	0,028	0,328	0,9330	ATCR	-0,225	0,399	0,5750				

Equipamentos Eletrônicos

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST10 pelo método ADL											
Modelo (V)				Modelo (VI)							
Período: II.92 até IV.02				Período: II.92 até IV.02							
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor				
ACEST10	-0,116	0,856	0,8930	ACEST10	-0,659	0,977	0,5040				
ATCR	0,351	0,515	0,5000	ATCE	-0,114	0,588	0,8470				
AYpST10	0,153	0,438	0,7290	AYpST10	-0,308	0,425	0,4730				

Setor de Veículos Automotores

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST11 pelo método ADI											
Modelo (I)											
Período: IV.91 até IV.02											
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor								
ARST11	1,648	2,503	0,5140								
AYpST11	0,322	0,852	0,7070								
ACEST11	-3,469	2,921	0,2420								

Peças e Outros Veículos

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST12 pelo método ADL											
Modelo (I)				Modelo (IV)							
Período: III.91 até IV.02				Período: III.91 até IV.02							
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor				
CEST12	-0,679	0,514	0,1940	CEST12	-0,432	0,443	0,3350				

Celulose, Papel e Gráfica

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST14 pelo método ADL						Parâmetros estimados :					
Modelo (I)						Modelagem de XST17 pelo método ADL					
Período: IV.91 até IV.02						Modelo (II)					
Período: III.91 até IV.02						Período: III.91 até IV.02					
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ACEST14	-0,215	0,420	0,6120	ACEST14	-0,532	0,544	0,3330	ATCR	0,460	0,504	0,3670

Refino de Petróleo e Petroquímica

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST17 pelo método ADL											
Modelo (II)											
Período: III.91 até IV.02											
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor								
ATCR	0,460	0,504	0,3670								

Calçados, Couros e Peles

Parâmetros estimados :											
Modelagem de XST23 pelo método ADL											
Modelo (I)				Modelo (V)				Modelo (VI)			
Período: II.92 até IV.02				Período: II.92 até IV.02				Período: II.92 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ARST23	-0,234	0,221	0,2960	ATCR	-0,241	0,179	0,1860	ATCE	-0,243	0,325	0,4590
AYpST23	-0,689	0,436	0,1230	AYpST23	0,439	1,050	0,6780	AYpST23	-0,058	1,290	0,9640

Café

Parâmetros estimados :															
Modelagem de XST24 pelo método ADL															
Modelo (II)				Modelo (III)				Modelo (V)				Modelo (VI)			
Período: IV.91 até IV.02				Período: IV.91 até IV.02				Período: IV.91 até IV.02				Período: IV.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ACEST24	0,230	0,491	0,6420	ACEST24	0,817	0,703	0,2520	ACEST24	0,552	0,785	0,4860	ACEST24	0,547	0,804	0,5000
ATCR	-0,338	0,333	0,3170	ATCE	-0,878	0,382	0,0270	ATCR	-0,578	0,291	0,0540	ATCE	-0,432	0,423	0,3130

Tabela A32

Resultados dos testes de exogeneidade fraca de Wu-Hausman

(continuação)

Açúcar

Parâmetros estimados :				Modelo (III)				Modelo (IV)			
Modelagem de XST28 pelo método ADL				Modelagem de XST28 pelo método ADL				Modelagem de XST28 pelo método ADL			
Modelo (II)				Modelo (III)				Modelo (IV)			
Período: III.92 até IV.02				Período: III.92 até IV.02				Período: III.92 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ATCR	-0,198	0,293	0,5020	ATCE	-0,533	0,920	0,5660	ACEST28	4,535	6,502	0,4900
ADYpST28	1,128	14,920	0,9400	ADYpST28	3,592	14,890	0,8110	ADYpST28	-9,195	14,030	0,5160

Óleos Vegetais

Parâmetros estimados :			
Modelagem de XST29 pelo método ADI			
Modelo (I)			
Período: II.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
AYpST29	-0,563	0,751	0,4580

Siderurgia

Parâmetros estimados :			
Modelagem de XST5 por MQO			
Modelo (III)			
Período: III.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ATCE	-0,713	0,574	0,222
ACEST5	0,481	1,169	0,683

Metalurgia dos Não Ferrosos

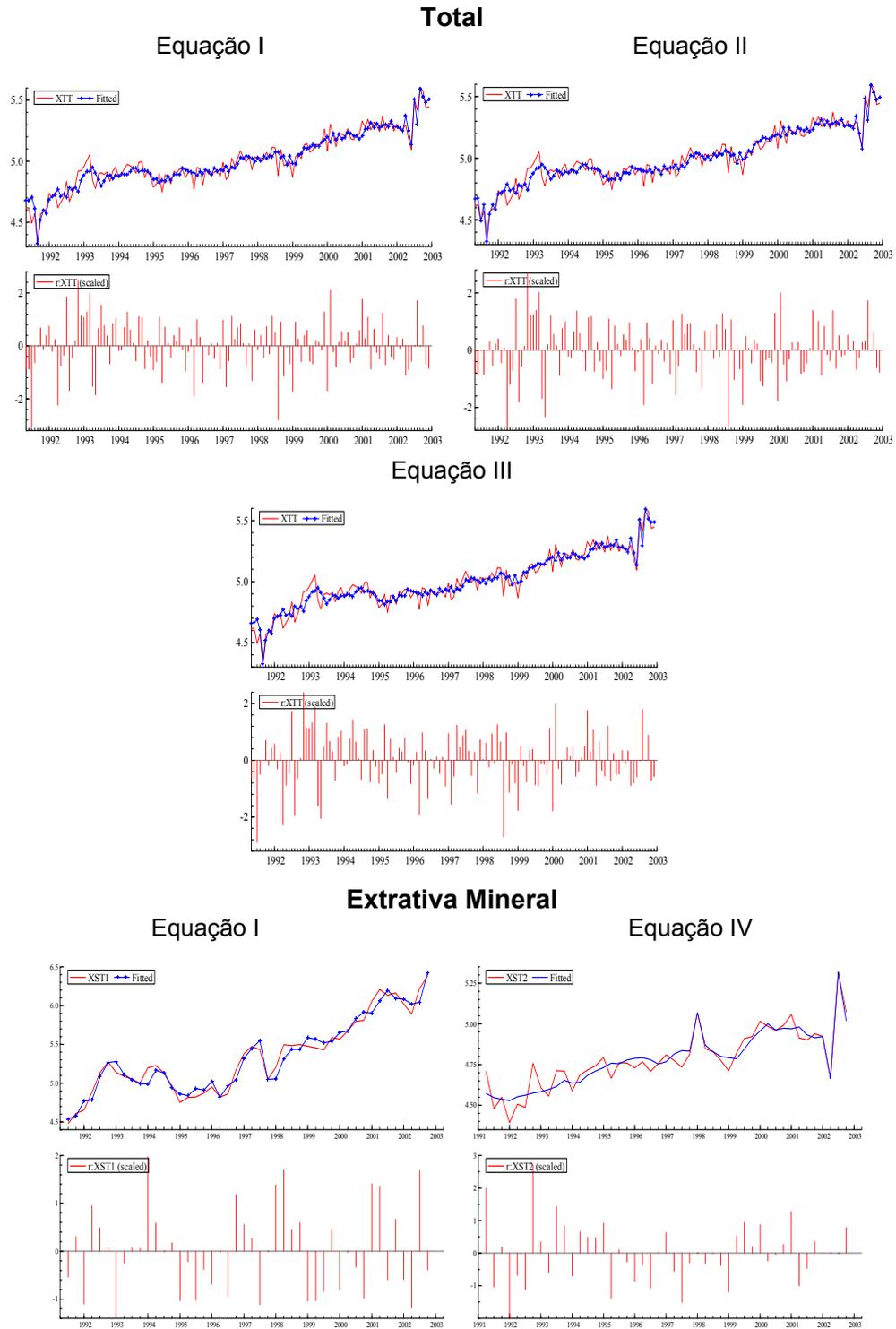
Parâmetros estimados :			
Modelagem de XST6 por MQO			
Modelo (I)			
Período: II.91 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ADRST6	3,739	2,077	0,0800
ADCEST6	1,961	1,927	0,3160

Beneficamento de Produtos Vegetais

Parâmetros estimados :				Modelo (II)				Modelo (III)			
Modelagem de XST25 por MQO				Modelagem de XST25 por MQO				Modelagem de XST25 por MQO			
Modelo (I)				Modelo (II)				Modelo (III)			
Período: IV.91 até IV.02				Período: I.92 até IV.02				Período: I.92 até IV.02			
Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor	Variável	Coefficiente	D.P.	p-valor
ADRST25	-0,319	0,283	0,2670	ADCEST25	-0,313	0,409	0,4500	ADCEST25	-0,456	0,480	0,3490
ADYpST25	2,444	1,324	0,0730	ADTCR	-0,117	0,389	0,7650	ADTCE	-0,171	0,445	0,7030
				ADYpST25	-0,815	1,113	0,4690	ADYpST25	-0,685	1,431	0,6350

Figura A29

Gráficos dos valores efetivo e estimado e resíduos dos modelos ADL



(continua)

Figura A29

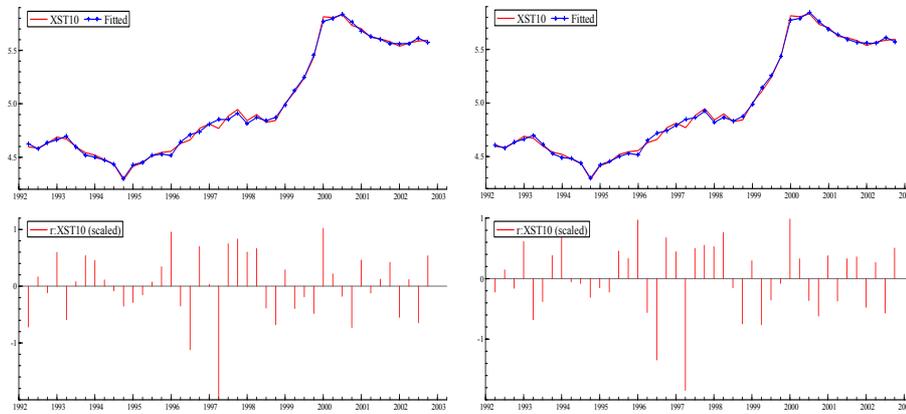
Gráficos dos valores efetivo e estimado e resíduos dos modelos ADL

(continuação)

Equipamentos Eletrônicos

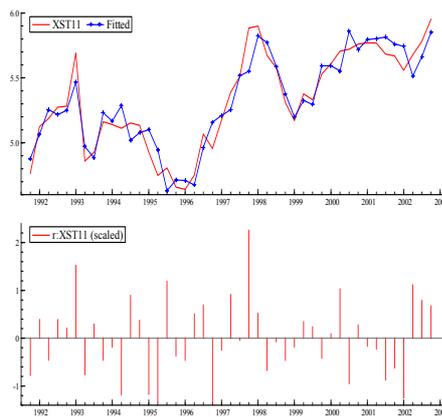
Equação V

Equação VI



Veículos Automotores

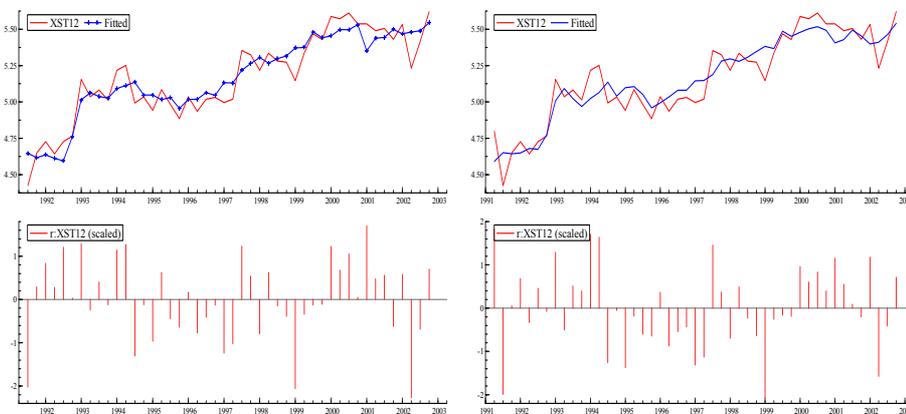
Equação I



Peças e Outros Veículos

Equação I

Equação IV



(continua)

Figura A29

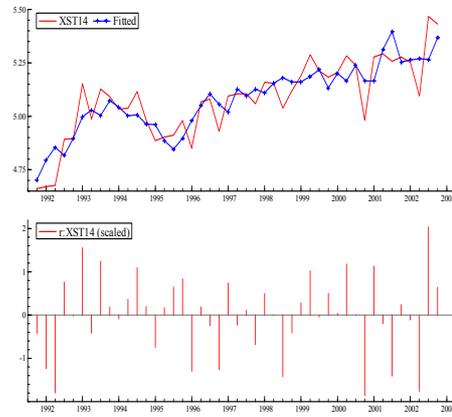
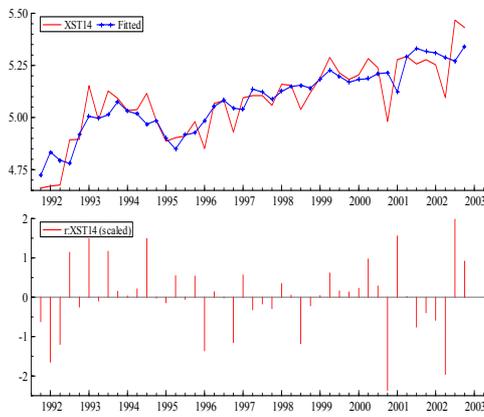
Gráficos dos valores efetivo e estimado e resíduos dos modelos ADL

(continuação)

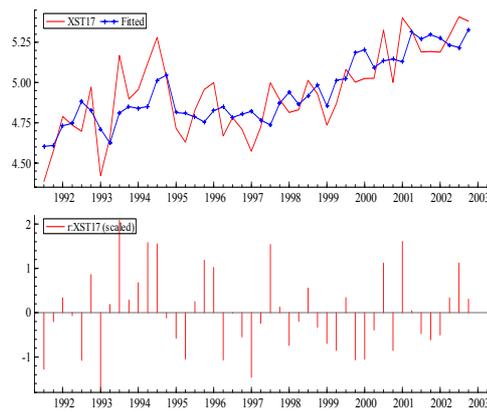
Celulose, Papel e Gráfica

Equação I

Equação IV



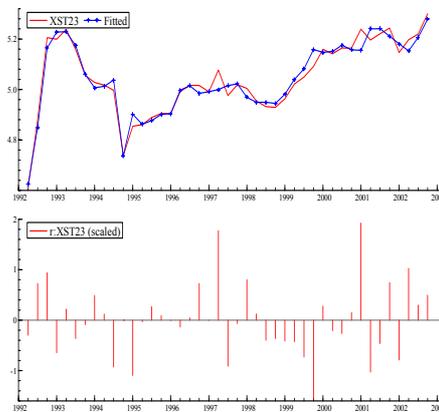
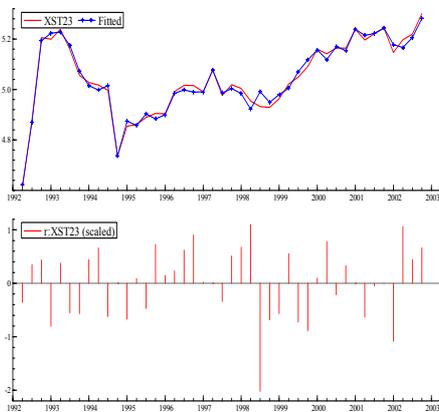
Refino de Petróleo e Petroquímica
Equação II



Calçados, Couros e Peles

Equação I

Equação V



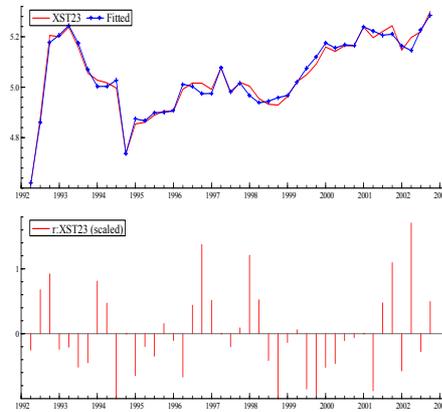
(continua)

Figura A29

Gráficos dos valores efetivo e estimado e resíduos dos modelos ADL

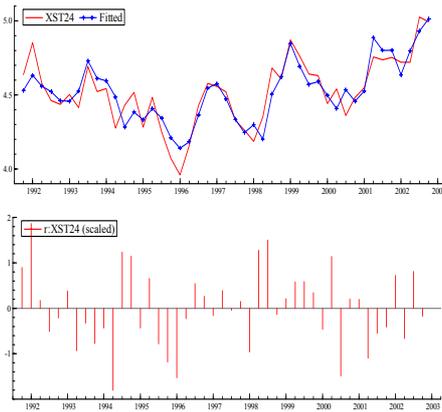
(continuação)

Calçados, Couros e Peles
Equação IV

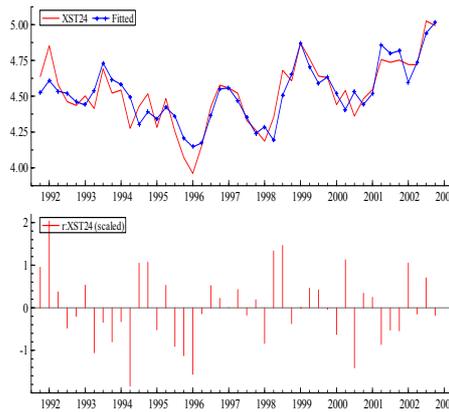


Café

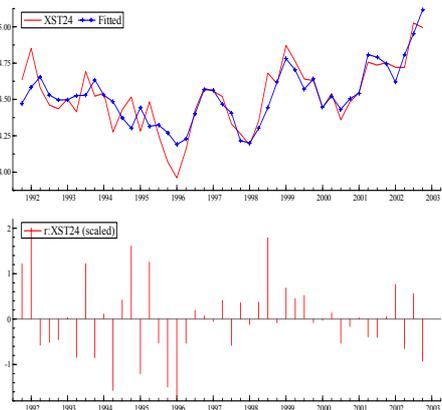
Equação II



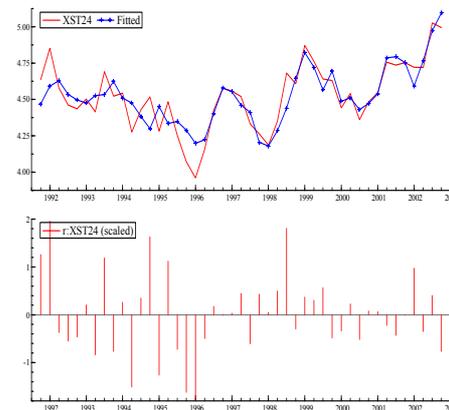
Equação III



Equação V



Equação VI

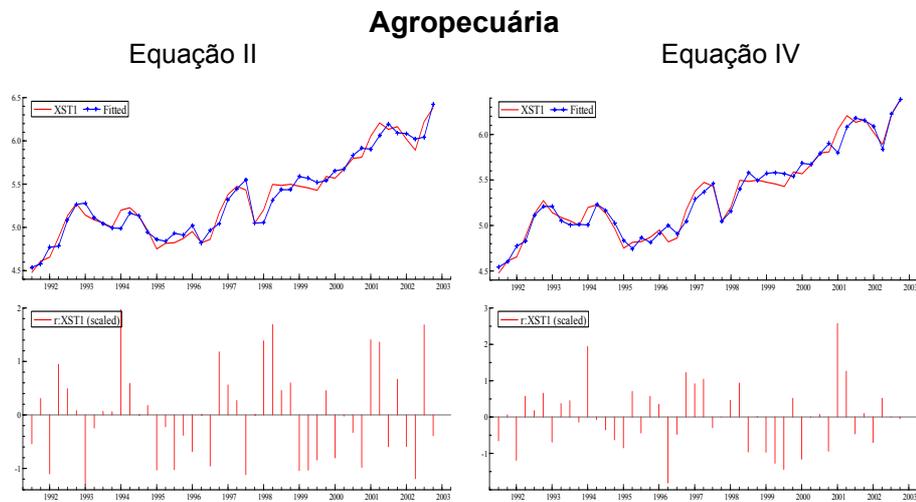


(continuação)

Figura A29

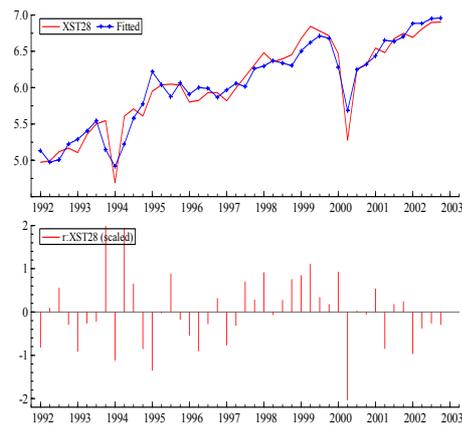
Gráficos dos valores efetivo e estimado e resíduos dos modelos ADL

(continuação)

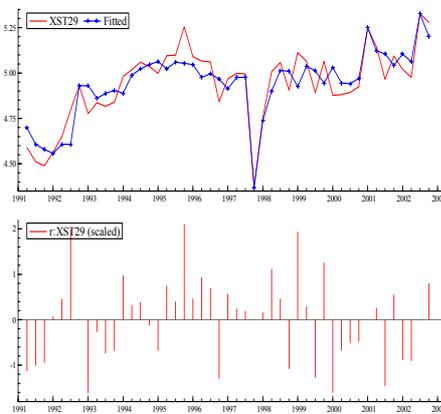


Açúcar

Equação IV



Óleos Vegetais



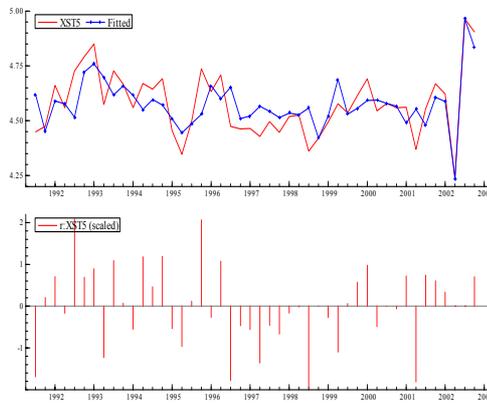
(continua)

Figura A29

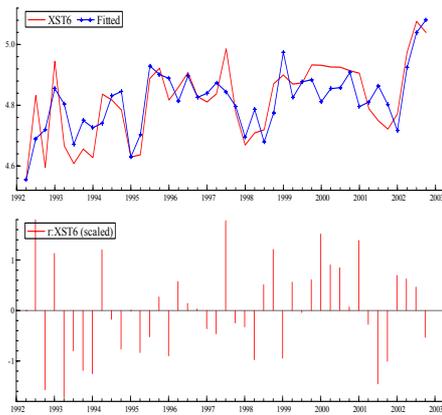
Gráficos dos valores efetivo e estimado e resíduos dos modelos ADL

(continuação)

Siderurgia
Modelo de curto prazo
Equação III



**Metalurgia dos
Não Ferrosos**
Equação I
Modelo de curto prazo



**Beneficiamento de
Produtos Vegetais**
Equação I
Modelo de curto prazo

