

Resumo

Este artigo investiga a relação entre medidas alternativas de taxa de câmbio real e a evolução do *quantum* exportado para 13 setores exportadores nacionais, no período de 1985 a 1998. É possível concluir, por meio de análise descritiva e econométrica, que não existe uma relação de longo prazo estável entre a evolução do nível da taxa de câmbio real e o *quantum* exportado para a maioria dos setores analisados. Argumenta-se, entretanto, que a manutenção de um nível de taxa real de câmbio capaz de preservar a rentabilidade e/ou competitividade dos setores exportadores é condição necessária, porém não suficiente para a expansão das exportações ao longo do tempo.

Abstract

This article investigates the relationship between the alternatives of the real exchange rate measures and the exported *quantum* evolution for thirteen Brazilian exporting sectors from 1985 to 1999. It was found that, by descriptive and econometric analysis, a long run relationship between the real exchange rate evolution and the exported *quantum* does not exist for most of the exporting sectors analyzed. It is also argued that to keep an adequate level of real exchange rate it is a necessary condition to maintain the rentability and/or the competitiveness for the exporting sectors. However, it is not a sufficient condition for exports expanding over time.

Palavras Chave: Exportações, Taxa de Câmbio Real, Testes de Raiz Unitária e Causalidade de Granger

Key Words: Exports, Real Exchange Rate, Unit Root Tests and, Granger Causality

JEL classification: F00, C12

* Professor FEA – USP, Campus de Ribeirão Preto

Introdução

Após a mudança do regime cambial realizada em janeiro de 1999, e a conseqüente, desvalorização da taxa de câmbio ao longo deste mesmo ano, esperava-se uma reversão sensível dos resultados deficitários da balança comercial, não apenas em razão da redução do valor das importações, mas também devido a uma expectativa de aumento sensível do valor total exportado pelo Brasil.

Ainda que a taxa de câmbio nominal com relação ao dólar tenha desvalorizado, em média, de 1998 para 1999 em 56,4 %, provocando uma correspondente desvalorização da taxa real de câmbio efetiva das exportações em torno de 32,8 %, o valor exportado neste mesmo período decresceu em 6,1 %. Este resultado deveu-se, em grande parte, à queda de 12,8 % dos preços das exportações. Ainda assim, o aumento do *quantum* exportado em 7,7 % demonstrou-se extremamente tímido frente a uma desvalorização da taxa real de câmbio tão pronunciada. Este último fato fez com que se questionasse o motivo desta lenta resposta das exportações à desvalorização cambial.

Admitindo que, em média, os setores exportadores nacionais possam ser considerados como tomadores de preços no mercado internacional, ou então, praticantes de um baixo grau de repasse da taxa de câmbio ao preço de exportação, isto significa dizer que a recente desvalorização cambial produziu, predominantemente, uma alteração positiva da rentabilidade da atividade exportadora, não resultando necessariamente em alterações sensíveis na competitividade destes setores com relação aos seus concorrentes internacionais. Sendo assim, para que fosse observado um aumento substancial das exportações no curto prazo, ou ainda a fim de que se notasse um aumento na taxa de crescimento das exportações, seria necessária a verificação de uma relação de longo prazo entre o *quantum* exportado e a rentabilidade da atividade exportadora do setor, combinado à presença de um alto coeficiente de velocidade de resposta aos desvios dessa relação.

Dada a relação teórica entre o desempenho exportador de um país e a taxa real de câmbio, neste estudo, por meio de uma análise descritiva e econométrica, procurar-se-á investigar, para o período de 1985 a 1998, a validade dessa relação de longo prazo para treze

Agradecimentos a Ricardo Markwald e Henry Pourchet pela cessão dos índices produzidos pela FUNCEX, a Pierre Perron e Serena Ng pela cessão das rotinas dos testes de raiz unitária com quebra estrutural. Qualquer erro ou omissão é de exclusiva responsabilidade do autor

¹ Os números entre parênteses correspondem à participação percentual média dos setores no total das exportações no período 1996 a 1998.

setores exportadores analisados, correspondente a 56,07 % do valor total das exportações brasileiras. Escolheu-se para análise os seguintes setores: Extrativa Mineral (6,94%), Siderurgia (7,38%), Metais não-Ferrosos (4,13%), Máquinas e Tratores (4,93%), Material Elétrico (2,72 %), Equipamentos Eletrônicos (1,92 %), Veículos Automotores (4,61%), Peças e outros veículos (8,26%), Madeira e Mobiliário (2,90%), Celulose, papel e gráfica (3,94%), Elementos Químicos (2,10%), Têxtil (1,99%), Calçados (4,25%).

Por conseguinte, este artigo é composto de 3 seções. Na primeira seção, com o auxílio das informações para o agregado das exportações, será realizada uma descrição quantitativa do desempenho exportador no período de 1985 a 1999 e analisado frente a indicadores de rentabilidade e competitividade das exportações. Na segunda seção será conduzida uma análise econométrica para o período de 1985 a 1998, em que são investigadas as características temporais das séries de índices de *quantum* setoriais e realizados testes de causalidade de Granger entre os índices de *quantum* setoriais e medidas alternativas de taxa real de câmbio, além de variáveis representativas da demanda e da produção física doméstica. Por fim, na última seção são tecidas considerações finais sobre os resultados obtidos e estabelecidas relações com as conduções de políticas econômicas.

1. Análise Descritiva do Desempenho Exportador

O caráter interdependente das políticas monetária, fiscal e cambial em conjunção com a instabilidade macroeconômica vivida nos anos 1980 e início dos anos 1990, suscitou por diversas vezes alterações da política cambial. Essas alterações estavam associadas, de modo mais ou menos direto, ao objetivo maior de estabilização da inflação e manutenção do equilíbrio externo da economia, compreendendo mudanças de regimes cambiais e regras de condução e administração das taxas de câmbio e dos mercados cambiais ².

A partir de 1995, atingida a estabilização dos preços com a implementação do Plano Real, é introduzido o regime de bandas cambiais com o objetivo de incrementar a credibilidade da política cambial, por meio da adoção de medidas que implicavam em maior estabilidade da taxa de câmbio real e no padrão de variação da taxa nominal de câmbio. Em janeiro de 1999 a manutenção deste regime tornou-se insustentável, levando o governo a adotar um regime de taxas de câmbio flexíveis, produzindo uma sensível desvalorização das taxas de câmbio nominal e real.

Antes de concentrar a análise sobre a relação entre a taxa real de câmbio e o desempenho exportador dos setores, é interessante apresentar um quadro geral da evolução

das exportações brasileiras ao longo dos anos de 1980 e 1990. A Tabela 1 apresenta a composição relativa da pauta de exportações, segundo as classificações por classe de produtos (básicos, semimanufaturados e manufaturados) e de acordo com as categorias de uso (bens de capital, intermediários, consumo duráveis, consumo não-duráveis e combustíveis). Como é possível notar, a pauta de exportações altera-se nos anos 1990 com relação à composição relativa dos anos 1980. Amplia-se a participação dos produtos manufaturados e semimanufaturados em contraposição à queda da participação dos produtos básicos, bem como aumenta a participação dos bens de capital e decresce a exportação de combustíveis, além da oscilação na exportação de bens de consumo duráveis.

Tabela 1
Participação Relativa nas Exportações

	1986		1990		1994		1998	
	Valor	% TOTAL						
TOTAL	22.176	100,00	30.866	100,00	42.910	100,00	50.463	100,00
BÁSICOS	7.280	32,83	8.747	28,34	11.058	25,77	12.970	25,70
SEMIMANUFATUR.	2.492	11,24	5.108	16,55	6.893	16,06	8.127	16,10
MANUFATURADOS	12.404	55,93	17.011	55,11	24.959	58,17	29.366	58,19
BENS DE CAPITAL	1.373	6,19	2.145	6,95	3.946	9,20	5.799	11,49
INTERMEDIÁRIOS	14.479	65,29	21.714	70,35	29.372	68,45	33.245	65,88
DURÁVEIS	1.212	5,47	1.491	4,83	1.983	4,62	2.837	5,62
NÃO-DURÁVEIS	4.545	20,50	5.379	17,43	7.373	17,18	8.855	17,55
COMBUSTÍVEIS	739	3,33	685	2,22	871	2,03	384	0,76

Fonte : FUNCEX
Valor em mi de US\$

Utilizando os dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio é possível observar, na Tabela 2, que as exportações brasileiras vêm ampliando, ao longo do tempo, sua participação no mercado latino-americano e em países em desenvolvimento em geral. Em contrapartida a este movimento expansionista é notada uma relativa estagnação das exportações brasileiras nos mercados compostos por países desenvolvidos, ou industrializados. Nonnenberg (1998) destaca que os principais fatores responsáveis por esta mudança na orientação do destino das exportações são os diversos processos de integração regional provocados por alterações recentes na estrutura tarifária, como no caso do Nafta, e a evolução comercial intrabloco, nos casos da CEE e do Mercosul.

² Informações adicionais sobre a condução da política cambial a partir de 1980 podem ser obtidas em Zini (1993), Horta, Piani e Kume (1991), Holland (1996) e Gonzaga e Terra (1999).

Tabela 2
Mercados Destino das Exportações Brasileiras

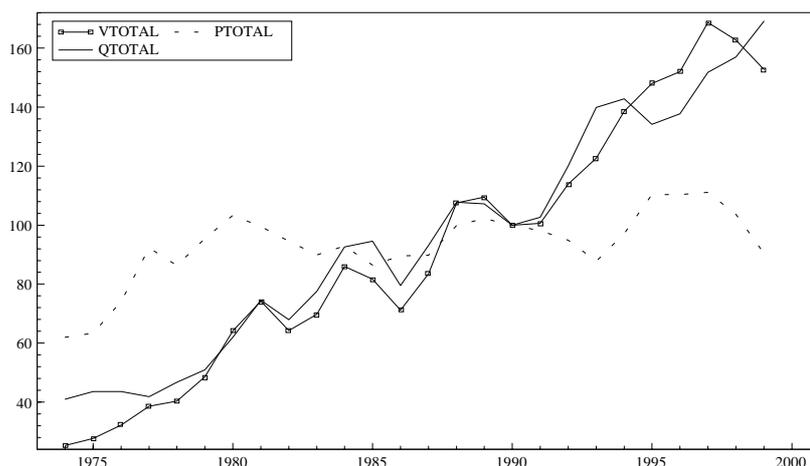
	1990	1993	1998
PAÍSES INDUSTRIALIZ.	21.383	21.578	26.687
- Estados Unidos	7.734	8.026	9.741
- Japão	2.349	2.313	2.202
- Europa	10.547	10.556	14.744
PAÍSES EM DESENV.			
ÁFRICA	765	871	1.651
ÁSIA	2.921	3.853	3.411
- China	382	779	905
- Coreia do Sul	543	538	467
EUROPA	927	835	1.163
ORIENTE MÉDIO	1.307	1.457	1.611
AMÉRICA LATINA E			
CARIBE	3.636	9.773	13.324
- Argentina	645	3.661	6.747
OUTROS PAÍSES	476	415	3.273
TOTAL	31.415	38.782	51.120

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio

Dessa forma, é possível observar que ao longo dos anos 1990 ocorreu um processo de reestruturação da pauta exportadora, em direção ao aumento da participação de bens manufaturados e semimanufaturados, intensificando uma tendência prevaiente desde os anos de 1970, bem como uma reorientação dos mercados destinos de nossas exportações, aumentando a importância dos fatores regionais e institucionais na definição dos principais demandantes de produtos nacionais.

O Gráfico 1 apresenta índices de preços (PTOTAL), *quantum* (QTOTAL) e o relativo de valor (VTOTAL) para o agregado das exportações brasileiras no período de 1974 a 1999. De acordo com este gráfico, é possível observar que o índice de preços para o agregado das exportações brasileiras apresenta um comportamento relativamente mais estável do que os índices de relativo de valor e de *quantum* exportado. É clara a relação entre a expansão do valor exportado e o aumento do volume exportado. Quanto aos 13 setores selecionados, segundo os dados apresentados na tabela 1.a e 2.a no apêndice a este artigo, esta relação positiva entre a evolução do valor e o volume exportado somente não é verificada de modo claro para os setores de siderurgia, veículos, madeira e mobiliário e calçados.

Gráfico 1
Índices de Preços, *Quantum* e Relativo de Valor Agregado das Exportações



Foram obtidos para o período de 1985 a 1999 índices de rentabilidade, propostos por Pinheiro e Horta (1992), de acordo com a seguinte expressão:

$$R_k = \frac{P_k}{C_k} \quad (1)$$

em que R_k é o índice de rentabilidade das exportações do setor k e P_k e C_k são os respectivos índices de preços das exportações e custos em dólar para o mesmo setor. A Tabela 3 apresenta os índices de rentabilidade para o agregado das exportações e para os demais 13 setores selecionados. Conforme pode ser observado no Gráfico 2, a rentabilidade para o agregado das exportações mantém-se elevada até o ano de 1988. Em 1989 o índice apresenta forte queda em razão do atraso cambial ocasionado pela aceleração da inflação nesse ano. É importante notar que tal comportamento não encontra contrapartida na evolução do total *quantum* exportado. A recuperação do índice de rentabilidade se dá com a correção cambial efetuada na introdução do Plano Collor I e é mantida em um nível ligeiramente abaixo em 1992. O ano de 1993 é novamente um ano de aceleração da inflação, reproduzindo o fenômeno de queda do índice ocorrido em 1989. A valorização cambial permitida na implementação do Plano Real deprimiu ainda mais este índice em 1994, recuperando-se lentamente a partir desse ano até 1998. No ano de 1999, com a desvalorização cambial ocorrida em janeiro, o índice recupera-se, atingindo um nível comparável aos anos de 1991/92. As discrepâncias com relação a este comportamento médio ficam por conta das diferentes variabilidades dos índices setoriais e pela capacidade de recuperação do índice no período de 1995 a 1997.

Gráfico 2
Índice de Rentabilidade do Agregado das Exportações Brasileiras

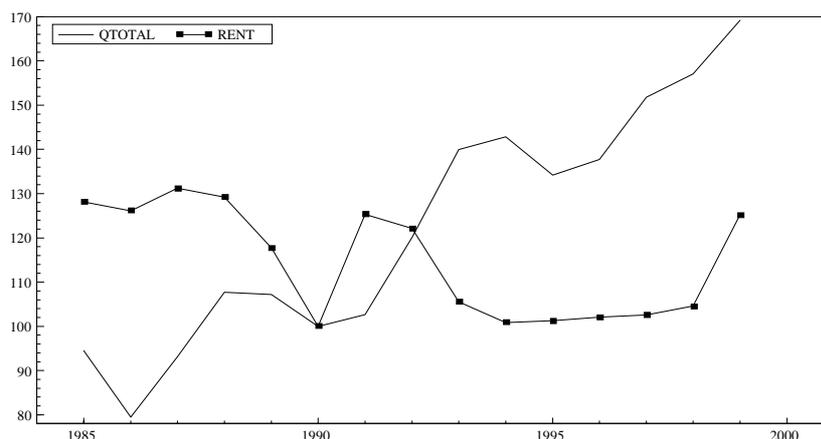


Tabela 3
Índices de Rentabilidade – 1985 a 1999

	1985-8	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
TOTAL	128,7	117,7	100,0	125,3	122,1	105,5	100,8	101,3	102,1	102,6	104,6	123,7
ExMin	116,5	109,9	100,0	133,0	121,9	100,7	86,3	80,4	85,2	85,7	91,4	112,2
Sider	113,5	128,0	100,0	127,2	108,7	102,9	95,3	101,3	97,0	99,3	100,7	103,7
MNFerr	116,0	140,6	100,0	104,8	102,5	92,8	91,6	102,8	98,5	96,9	93,3	112,6
MaqTrat	128,5	105,0	100,0	121,9	122,5	105,1	100,7	91,2	93,3	97,1	101,7	130,0
MatElet	118,9	111,3	100,0	131,4	129,6	114,4	109,6	105,4	117,7	119,2	126,6	156,3
EqElet	118,5	115,7	100,0	129,9	135,8	132,9	150,9	134,1	140,0	138,2	150,1	161,0
Veículos	136,7	122,2	100,0	139,6	137,6	120,4	112,9	107,8	115,3	118,7	131,7	146,6
PçVeic	149,5	107,7	100,0	132,8	128,6	92,9	90,2	87,8	93,9	92,9	100,0	124,5
MadMob	150,1	109,5	100,0	129,7	132,5	120,6	103,6	100,1	101,8	103,4	98,8	124,1
CelPapGr	134,3	127,7	100,0	107,4	100,6	74,0	83,1	115,2	81,6	78,0	79,2	101,8
El.Quim	119,3	129,0	100,0	114,2	117,1	104,5	85,8	86,0	91,9	88,5	86,8	103,4
Têxtil	150,9	105,2	100,0	132,5	128,1	108,4	107,5	108,7	115,4	118,1	117,5	132,6
Calçados	121,9	112,1	100,0	143,4	131,8	110,0	106,2	99,5	103,3	101,1	98,3	118,1

Fonte - FUNCEX; Cálculos do autor

Abaixo são apresentados os coeficientes de exportações setoriais, e para o total da indústria, calculados por Haguener, Markwald e Pourchet (1998) e atualizados segundo informações da FUNCEX. Conforme pode ser observado, para a maioria dos setores considerados na análise, os anos de 1991 e 1992 configuram-se como períodos de elevação da média dos coeficientes de exportação setoriais com relação àquela verificada no período de 1985 a 1990. Também para a maioria dos setores industriais verificou-se uma inflexão para baixo dos coeficientes de exportação nos anos de 1994 e 1995, biênio em que o aumento da demanda doméstica foi impulsionado pelos ganhos reais de renda promovidos pela estabilização econômica, e verificou-se uma forte apreciação cambial logo após a implementação do Plano Real. No entanto, ao longo dos anos de 1996 a 1998, ainda que a taxa real de câmbio estivesse apreciada, notou-se um movimento de recuperação dos coeficientes de exportação em direção à média do início da década, que somente não é acompanhado pelos setores de Extrativa Mineral e Siderurgia. Ou seja, o que estes

indicadores evidenciam é uma relativa inflexibilidade dos coeficientes de exportação à mudança de média ocorrida no início dos anos de 1990, e o prevalectimento, para os anos de 1990, de uma média para os coeficientes de exportação setoriais mais elevada do que aquela verificada no período de 1985 a 1990³.

Tabela 4
Coefficiente de Exportações – 1985 a 1998

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
ExMin	16,1	13,6	13,3	22,5	20,5	16,3	26,5	21,8	19,5	15,6	14,8	14,7	13,0	13,8
Sider	12,1	13,0	18,4	31,0	22,5	20,6	30,4	37,6	34,3	31,6	31,3	30,8	29,7	25,9
MNFerr	7,5	5,8	5,4	6,3	5,0	4,0	7,0	9,2	9,0	8,88	8,20	10,0	11,0	11,3
MaqTrat	7,0	6,6	7,8	8,3	8,7	6,3	12,4	17,6	19,3	16,7	15,3	15,2	16,9	19,9
EqElet	11,1	11,2	11,5	10,2	7,8	4,6	8,0	12,1	10,3	8,3	6,6	8,1	11,7	16,9
Veiculos	14,1	10,3	19,6	14,9	12,8	6,4	7,5	13,2	9,4	7,7	4,8	6,1	10,9	16,6
PçVeic	21,2	16,1	21,1	15,7	15,1	12,3	18,6	20,3	17,7	15,7	13,1	14,8	16,6	23,0
MadMob	7,8	6,5	6,5	8,4	3,6	3,1	4,9	7,5	8,7	8,8	7,4	7,2	8,2	8,7
CelPapGr	7,8	8,9	8,6	11,2	8,2	7,2	9,4	10,5	9,9	11,1	12,3	10,0	11,2	12,0
El.Quim	6,4	7,6	5,8	7,7	9,0	7,4	9,7	11,3	11,0	9,0	11,0	13,2	13,5	15,0
Têxtil	8,3	6,1	9,3	8,0	7,5	6,7	10,8	12,4	10,2	9,4	9,2	9,6	10,9	11,1
Calçados	32,0	26,8	35,2	37,2	26,7	29,6	46,5	54,1	55,9	45,4	46,5	56,5	63,0	69,7

Fonte: Haguenauer, Markwald e Pourchet (1998), atualização FUNCEX

Na tabela 5, a seguir, são apresentados os indicadores de custo unitário da mão-de-obra em dólar (ULC), da relação produto por pessoal ocupado (PRODT) para a indústria e as taxas de câmbio real com relação ao dólar (TCRD) e efetiva (TCRE) para as exportações. Nessa tabela demonstra-se que as exportações brasileiras tornaram-se menos competitivas em relação aos demais parceiros comerciais por dois motivos: a valorização da taxa de câmbio real e o aumento do salário real. Enquanto que ao longo dos anos 1980 a produtividade do trabalho permaneceu relativamente estagnada, nos anos de 1990, o seu crescimento é notório. É importante notar que este forte aumento da produtividade do trabalho ao longo dos anos de 1990 contrabalançou o aumento do salário em dólar, evitando um crescimento ainda maior do custo unitário da mão de obra no período⁴. Com relação às taxas reais de câmbio, os seus movimentos assemelham-se aos do índice agregado de rentabilidade das exportações, com diferenças resultantes das relações triangulares entre as outras moedas internacionais e o dólar.

³ O comportamento dos coeficientes de exportação apresentados aqui assemelha-se, em linhas gerais, ao dos coeficientes de exportação calculados por Moreira (1999).

⁴ Segundo a análise de Bonneli e Fonseca (1998) o aumento do custo unitário da mão-de-obra deveu-se principalmente ao aumento do salário real ocorrido nos primeiros anos Plano Real, e secundariamente à valorização do câmbio real.

Tabela 5
Indicadores de Competitividade

Ano	ULC	PRODT	TCRD	TCRE
1985	46,5	102,4	190,0	146,6
1986	55,0	102,3	169,4	153,0
1987	60,5	102,0	163,4	159,0
1988	69,9	103,0	145,0	143,5
1989	100,7	103,9	125,1	118,5
1990	100,0	100,0	100,0	100,0
1991	84,2	108,4	121,0	116,3
1992	86,9	113,0	129,1	127,8
1993	92,7	123,8	119,2	114,0
1994	96,1	136,2	102,1	98,3
1995	113,9	141,4	91,5	91,7
1996	113,8	161,9	96,5	94,4
1997	105,1	178,5	95,7	89,5
1998	93,8	192,4	97,0	89,6
1999	56,4	206,3	131,4	119,1

Fonte: Bonneli e Fonseca (1998), Ipeadata e Cálculos do autor

Assim, o que se pode concluir por meio desta análise descritiva é que ainda que a política cambial tenha sido conduzida de modo extremamente instável e tenha contribuído para o declínio da rentabilidade e competitividade das exportações brasileiras, como informam os indicadores de rentabilidade, de custo unitário do trabalho e de taxa de câmbio real em dólar e efetiva das exportações, o valor das exportações no agregado cresceu, ao longo de 1985 a 1998, a uma taxa média de aproximadamente 5,1 %, obtendo um crescimento acumulado de 101,6 %.⁵ O índice de preços agregado apresentou uma elevação média no período de 1,3 %, e acumulada em torno de 19,8 %, enquanto que o índice de *quantum* agregado apresentou um aumento médio de 3,7% e acumulado em torno de 66,3 %. De 1990 a 1998, o valor das exportações apresentou um crescimento acumulado de 62,8 %, sendo que o *quantum* exportado no mesmo período cresceu 57 %, enquanto que os preços somente 3,6 %, com respectivas taxas médias de crescimento de 5,6%, 5,1 % e 0,4 %. Ou seja, tanto os valores acumulados, como os valores médios demonstram que o principal componente responsável pelo crescimento do valor das exportações foi o aumento do volume exportado, sendo que a grande parte deste aumento foi verificado ao longo dos anos 1990. Concomitantemente, houve neste período uma alteração no destino das exportações, com a relativa estagnação dos mercados industrializados e o aumento da participação dos países subdesenvolvidos, principalmente para o continente latino-americano, acompanhada de valorização da taxa de câmbio real e maior incremento da produtividade do trabalho.

⁵ Segundo Thorstensen (1996), o crescimento médio das exportações nacionais ao longo dos anos 90, em média, apenas acompanha as médias mundiais, fazendo com que a participação do Brasil nas exportações mundiais decresça de 1,0%, em média, nos anos 1980, para algo em torno de 0,9% nos anos 1990.

2. Análise Econométrica

Esta seção tem o objetivo de analisar, por meio de testes econométricos, os argumentos tecidos acima sobre a influência de outros fatores como a abertura comercial e os diversos processos de integração regional na determinação da evolução do *quantum* exportado, bem como as relações de causalidade entre medidas setoriais de taxa real de câmbio e os respectivos índices de *quantum* exportados. Os dados utilizados são os índices de *quantum*, preços e custos de exportações setoriais, produzidos pela FUNCEX - Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior - com metodologia apresentada, respectivamente, em Guimarães *et alii* (1997) e Guimarães (1995). Os índices de preços de exportações internacionais foram compostos, em parte pelos índices de preços de exportações de Commodities Primárias e Metais não Ferrosos, coletados de diversas edições do Monthly Bulletin of Statistics - United Nations (MBS), e em parte pelos índices de preços das importações americanas, produzidos pelo Bureau of Labor Statistics (BLS) ⁶. São utilizados, também, os índices de produção física fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), apresentados na Pesquisa Industrial Mensal, classificados por gênero e por nível 100. O indicador de demanda internacional do setor, para os anos de 1985 a 1990, foi calculado a partir de informações de fontes nacionais como Nonnenberg (1998), Buarque de Holanda Filho (1996), Britto (1993), e para os anos de 1994 a 1998, com base no COMTRADE DATA BASE. O período de análise corresponde ao primeiro trimestre de 1985 ao quarto trimestre de 1998.

2.1. Testes de Raiz Unitária

A análise descritiva realizada acima sugere que as séries dos índices de *quantum* apresentam características relativamente estáveis de evolução ao longo do tempo. Entretanto, há a possibilidade de existência de quebras estruturais em razão da instabilidade macroeconômica ou do processo de abertura comercial vivenciados pela economia brasileira no período.

A possibilidade de existência de quebras nas séries de índices de *quantum*, que diminuem o poder dos testes ADF de raiz unitária, faz com seja necessário a estimação de testes de raiz unitária com a presença de quebras. Sendo assim, foram conduzidos testes de

⁶ 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.

testes de raiz unitária formulados de acordo com Perron e Vogelsang (1992) e Perron (1993). Foram estimados dois tipos de modelos : a) modelo com *outlier* aditivo (Aom) e b) modelo com *outlier* inovacional (Iom). Considerando a possibilidade da presença ou não do termo de tendência nas séries e a ocorrência de uma data de quebra, T_b , os modelos aditivos são especificados de acordo com os seguintes formas funcionais:

$$\begin{aligned} \text{Aom0: } y_t &= \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + v_t \\ \text{Aom1: } y_t &= \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + v_t \\ \text{Aom2: } y_t &= \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + v_t \\ \text{Aom3: } y_t &= \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + v_t \end{aligned}$$

em que $DU_t = 1$ e 0 de outra forma, $DT_t^* = t - T_b$ se $t > T_b$ e 0 de outra forma. O componente v_t possui a forma $A(L)v_t = B(L)\varepsilon_t$, em que $\varepsilon_t \approx \text{IID}(0, \sigma^2)$, sendo $A(L)$ e $B(L)$ polinômios de defasagem de ordem p e q respectivamente. A hipótese nula de que y_t possui uma raiz unitária implica que $A(L)$ pode ser reparametrizado como $(1-L)A^*(L)$, em que $A^*(L)$ é um polinômio de defasagens com todas raízes fora do círculo unitário. Sob a hipótese alternativa as raízes características de $A(L)$ encontram-se todas fora do círculo unitário. Dessa forma, o modelo Aom0 representa uma mudança na média do processo para variáveis sem tendência determinista, o modelo Aom1 representa uma mudança de média para variável com tendência determinista, o modelo Aom2 representa alterações simultâneas de média e tendência, enquanto que o modelo Aom3 somente considera mudança na inclinação da tendência.

Em razão da versão Aom3 para o modelo inovacional ser de difícil implementação computacional, os modelos inovacionais são considerados apenas para os casos 0,1 e 2. Sob a hipótese nula de existência de uma raiz unitária são considerados os seguintes modelos:

$$\begin{aligned} \text{Iom0: } y_t &= y_{t-1} + b + \varphi(L)(\varepsilon_t + \eta DU_t) \\ \text{Iom1: } y_t &= y_{t-1} + b + \varphi(L)(\varepsilon_t + \delta D(T_b)_t) \\ \text{Iom2: } y_t &= y_{t-1} + b + \varphi(L)(\varepsilon_t + \delta D(T_b)_t + \eta DU_t) \end{aligned}$$

em que em que $DU_t = 1$ e 0 de outra forma, $D(T_b^*)_t = 1$ se $t = T_b + 1$ e 0 de outra forma. O polinômio $\varphi(L)$ é possivelmente de ordem infinita com $\varphi(0) = 1$ e $\varphi(L) = A^{-1}(L)B(L)$. Este modelo especifica a primeira diferença da variável como um processo média móvel. O subjacente processo sob a hipótese alternativa é :

$$\begin{aligned} \text{Iom0: } y_t &= \mu + \phi(L)(\varepsilon_t + \theta DU_t) \\ \text{Iom1: } y_t &= \mu + \beta t + \phi(L)(\varepsilon_t + \theta DU_t) \\ \text{Iom2: } y_t &= \mu + \beta t + \phi(L)(\varepsilon_t + \gamma DT_t^* + \theta DU_t) \end{aligned}$$

em que $\phi(L) = (1 - \alpha L)^{-1} A^{-1}(L)B(L)$ e $|\alpha| < 1$.

A diferença entre os modelos *outlier* aditivo e inovacional está na forma como ocorre a transição para a nova média e/ou taxa de crescimento. Enquanto que nos modelos aditivos a transição ocorre instantaneamente, nos modelos inovacionais a transição é gradual. Neste trabalho são estimadas as duas formas funcionais de testes. O método de seleção do parâmetro de defasagem é o chamado método t-sig, que seleciona o valor d , na autoregressão de ordem d_{\max} , cujo último coeficiente é significativo⁷. O ponto de quebra é escolhido como o valor, sobre todos os pontos de quebra possíveis, que minimiza a estatística t para o teste de $\alpha = 1$ na autoregressão apropriada.

Os resultados dos testes de raiz unitária com *break*, apresentados na tabela 6, nos quais constam também os pontos de quebra e as estatísticas t associadas às quebras, indicam que para os setores de Extrativa Mineral, Siderurgia, Metais não Ferrosos, Peças e Outros Veículos, Material Elétrico, Madeira e Mobiliário, Elementos Químicos, Têxtil e Calçados, foi rejeitada a hipótese nula de raiz unitária em nível de significância de 5% em ao menos uma das formas funcionais estimadas. Para os setores de Celulose Papel e Gráfica, Máquinas e Tratores, Equipamentos Eletrônicos e Veículos a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada para ambas formas funcionais. Contudo, no setor de Celulose, Papel e Gráfica a possibilidade de existência de múltiplas quebra fez com que fossem selecionados dois pontos de quebras distintos para as diferentes formas funcionais estimadas, o que novamente deve produzir uma redução do poder do teste de raiz unitária com uma quebra.

Como é possível perceber existem dois agrupamentos de datas de quebra, escolhidas endogenamente pelos testes, que retratam dois fatos econômicos marcantes para a economia brasileira. O primeiro grupo situa-se em torno do final do ano de 1986 e início do ano de 1987, correspondente à fase final do Plano Cruzado e a decretação da moratória em fevereiro de 1987, em que o *quantum* exportado foi restringido em razão de desequilíbrios e incertezas macroeconômicas internas, além de dificuldades de financiamento externo. O segundo agrupamento de datas, no início dos anos 1990, reflete o aprofundamento do processo de abertura comercial brasileira e do comércio regional na América do Sul, provocando um redirecionamento dos mercados e alterando as condições subjacentes à determinação do *quantum* exportado.

Portanto, para 9 entre 13 setores analisados, foi rejeitada a hipótese nula de existência de uma raiz unitária em nível de significância de 5 %, tendo como alternativa, na maioria dos casos, a hipótese de existência de uma tendência determinista. Este resultado associado aos períodos de quebra estimados endogenamente pelos testes de raiz unitária com o *break*, demonstra a existência de uma relação entre o período de recuperação da atividade

⁷ Em razão das séries utilizadas nestes já estarem dessazonalizadas, o número de defasagens máximas

exportadora no início dos anos de 1990 e o período de aprofundamento do processo de abertura comercial e integração regional no âmbito do Mercosul. Porém, o que não se verifica nas séries é uma posterior quebra em 1994, ou em 1995, ainda que tenha se verificado uma queda transitória das exportações nesse ano em razão do aumento da demanda interna. Apesar da queda da rentabilidade da atividade exportadora promovida pela condução da política cambial no início do Plano Real, o que se verifica é um movimento de recuperação relativamente rápido, com a elevação de seus coeficientes de exportação, à medida que decresce o nível de absorção interna em alguns setores específicos, como elementos químicos, equipamentos eletrônicos, veículos, peças e outros veículos e calçados⁸.

Tabela 6
Testes de Raiz Unitária com *Break* – Séries de *Quantum*

Setor	Modelo	Break	t-theta	t-alpha	p-value
Exmin	Aom1	1986:4	4.74685	-6.62014	< 0,01
	Iom1	1986:4	3.77379	-5.52500	< 0,01
Sider	Aom0	1986:2	--	-5.14310	< 0,01
	Iom1	1987:2	8.43885	-6.30717	< 0,01
Mnfer	Aom2	1989:3	1.94270	-7.81846	< 0,01
	Iom2	1991:2	4.41290	-6.73641	< 0,01
MaqTrat	Aom2	1993:2	2.76179	-3.93020	0.5685
	Iom2	1989:3	1.19434	-4.13504	0.4383
MatElet	Aom2	1992:3	7.58162	-5.12260	0.0586
	Iom2	1992:3	4.00127	-4.93772	0.0908
EqElet	Aom0	1988:04	--	-3.85694	0.2142
	Iom0	1988:04	-1.53717	-3.80855	0.2361
Veículos	Aom2	1989:03	-3.03524	-3.54130	0.7985
	Iom2	1989:04	-2.94035	-3.86525	0.6118
PçVeic	Aom1	1989:3	-2.12412	-5.61741	< 0,01
	Iom1	1992:3	10.83133	-7.9019	< 0,01
Madmob	Aom0	1992:3	--	-4.64320	0.0292
	Iom0	1992:2	4.29066	-4.57241	0.0358
CelPapgr	Aom1	1991:3	3.74579	-4.46426	0.1454
	Iom1	1987:1	1.13740	-4.30026	0.2076
El Quim.	Aom1	1987:3	2.35507	-6.02940	< 0,01
	Iom1	1987:4	3.87660	-6.65303	< 0,01
Têxtil	Aom0	1986:2	--	-4.64069	0.0292
	Iom0	1986:4	2.03170	-4.74986	0.0214
Calçados	Aom0	1991:1	--	-4.92259	0.0115
	Iom0	1992:1	4.45471	-5.36614	< 0,01

t-theta corresponde à estatística t para a variável *dummy* associada à quebra selecionada endogenamente.

t-alpha corresponde à estatística t associada ao coeficiente autoregressivo do teste de raiz unitária

estabelecido foi igual a 4. O nível de significância utilizado é de 10 %.

⁸ Note que ainda que o teste de raiz unitária com *break* não seja capaz de detectar mais de um ponto de quebra, a existência de uma quebra estrutural em 1994 diminuiria o poder do teste, favorecendo a não rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária para o índice em questão.

Desse modo, para os setores em que foi rejeitada a hipótese de existência de uma raiz unitária o que esta análise sugere é que a evolução do *quantum* exportado possui padrões de evolução deterministas, que são alterados em razão de mudanças estruturais, tais como fatores institucionais ou estratégicos dos setores exportadores, que determinam sua dinâmica por prazos de tempo mais longos, dificultando a verificação de uma relação de longo prazo estável com a rentabilidade da atividade exportadora.

2.2. Testes de Causalidade Granger

Levando em consideração a possível ordem de integração diferenciada entre as variáveis que compõem as funções de oferta e demanda de exportações, além da presença de quebras estruturais não apenas nas séries de *quantum*, apontadas pelos testes de raiz unitária, mas também nas séries de taxa de câmbio real, será testada a relação de longo prazo entre as variáveis representativas da taxa real de câmbio e os índices de *quantum* setoriais por meio de testes de causalidade de Granger ⁹.

São utilizadas duas definições distintas de taxa real de câmbio. A primeira, presente na função de oferta das exportações, expressa a taxa de câmbio real segundo a ótica da lucratividade. Ou seja, sendo p_k^e o logaritmo do índice de preços doméstico das exportações em moeda estrangeira das exportações nacionais para o setor k e c_k^d , o respectivo logaritmo índice de custos em moeda estrangeira do mesmo setor, a variável $(p_k^e - c_k^d)$ expressa um índice de rentabilidade do setor. A fim de reduzir possíveis problemas com a omissão de variáveis relevantes, será incluído na estimação do modelo VAR o índice do produto industrial do setor (*prodin*), que poderá captar um possível efeito tendencial expresso pela evolução do produto potencial do setor.

A segunda medida está incluída na função de demanda das exportações e expressa a taxa real de câmbio segundo a ótica de competitividade das exportações nacionais frente às exportações do resto mundo. Essa medida é dada pelo relativo de preços de exportação domésticos e internacionais, expresso pela variável $(p_k^e - p_k^i)$, em que p_k^e e p_k^i são, respectivamente, os logaritmos dos índices de preços doméstico e estrangeiro das exportações em moeda estrangeira para o setor k . Com o mesmo propósito de evitar o problema de omissão de variável relevante será incluída também na estimação do modelo VAR um indicador de demanda internacional do setor (*demin*).

⁹ A equivalência dos resultados dos testes utilizados aqui e a análise de cointegração, por meio do procedimento de Johansen (1988), é demonstrada em Caporale e Pittis (1999).

Os testes de causalidade serão realizados para as variáveis em nível seguindo a metodologia de Toda e Yamamoto (1995). Esta metodologia permite que sejam testadas restrições sobre os coeficientes de um modelo VAR em nível, utilizando distribuição assintótica de Wald padrão, sem que sejam consideradas restrições sobre a ordem de integração ou cointegração entre as variáveis do modelo.

A partir do vetor auto-regressivo não restrito (2), a idéia básica desta metodologia é aumentar artificialmente a ordem correta k da equação (2) do modelo VAR em nível em uma ordem máxima suposta de integração das variáveis do modelo, d_{\max} , de modo que o modelo estimado passe a ser de ordem $k + d_{\max}$.¹⁰:

$$Z_t = \Phi_0 + \Phi_1 t + \Pi_1 Z_{t-1} + \Pi_2 Z_{t-2} + \dots + \Pi_k Z_{t-k} + E_t, \quad (2) \quad t = 1, 2, \dots, T$$

em que $E_t \sim N(0, \Omega)$ e Π_i é uma matriz ($n \times n$) de parâmetros:

Esta hipótese pode ser formulada como restrições sobre os coeficientes do modelo (2) :

$$H_0 : f(\pi) = 0 \quad (3)$$

em que $\pi = \text{vec}(P)$ ¹¹, $P = [\Pi_1, \dots, \Pi_k]$ e $f(\cdot)$ é um vetor m de funções satisfazendo a suposição de que seja duplamente contínua diferenciável com $\text{rank}(F(\cdot)) = m$ na vizinhança do valor verdadeiro do parâmetro π , sendo $F(\phi) = \partial f(\phi) / \partial \phi$.

Assuma que a ordem máxima de integração que se espera das variáveis seja um, isto é, $d_{\max} = 1$, de modo que o modelo VAR a ser estimado possui nível de defasagem $p \geq k + d_{\max} = k + 1$. Ou seja,

$$Z_t = \hat{\Phi}_0 + \hat{\Phi}_1 t + \hat{\Pi}_1 Z_{t-1} + \dots + \hat{\Pi}_k Z_{t-k} + \hat{\Pi}_{k+1} Z_{t-k-1} + \dots + \hat{\Pi}_p Z_{t-p} + \hat{E}_t \quad (4)$$

em que o circunflexo ($\hat{}$) denota a estimação por M.Q.O.

A restrição sobre os parâmetros (3) não envolve as matrizes $\Pi_{t-k-1}, \dots, \Pi_{t-p}$, já que estas são zero sob a hipótese de que a verdadeira ordem de defasagem é k .

A equação (4) pode ser reescrita de forma mais compacta como se segue:

$$Z_t = \hat{\Phi} \tau_t + \hat{P} x_t + \hat{\Psi} y_t + \hat{E}_t \quad (5)$$

em que $\hat{\Phi} = [\hat{\Phi}_0, \hat{\Phi}_1]$, $\tau_t = [1, t]$, $x_t = [Z'_{t-1}, \dots, Z'_{t-k}]$, $y_t = [Z'_{t-k-1}, \dots, Z'_{t-p}]$,
 $\hat{P} = [\hat{\Pi}_1, \dots, \hat{\Pi}_k]$ e $\hat{\Psi} = [\hat{\Pi}_{k+1}, \dots, \hat{\Pi}_p]$

ou ainda em forma matricial:

$$Z' = \hat{\Phi} T' + \hat{P} X' + \hat{\Psi} Y' + \hat{E}' \quad (5a)$$

em que $X = [x_1, \dots, x_T]'$ e assim por diante.

¹⁰ Toda e Yamamoto (1995) consideram ainda uma formulação genérica em que podem ser incluídos no modelo termos de tendência determinista de ordem q , além de *dummies* sazonais. Por conveniência notacional o modelo é restrito a terá apenas uma tendência linear.

Sendo assim, é possível construir a estatística de Wald para testar a hipótese (3):

$$W = f(\hat{\pi})' \left[F(\hat{\pi})' \left\{ \hat{\Sigma}_E \otimes (X'QX)^{-1} \right\} F(\hat{\pi}) \right]^{-1} f(\hat{\pi})' \quad (6)$$

em que $\hat{\Sigma}_E = T^{-1} \hat{E}' \hat{E}$, $Q = Q_\tau - Q_\tau Y (Y' Q_\tau Y)^{-1} Y' Q_\tau$ e $Q_\tau = I_T - T(T'T)^{-1} T'$

Toda e Yamamoto (1995, p. 234-235) demonstram que sob a hipótese nula (3) a estatística de Wald (6) tem uma distribuição assintótica qui-quadrado com m graus de liberdade se $p \geq k+d$, não importando a ordem de integração das variáveis ou a presença de relação de cointegração entre elas^{12, 13}. Adicionalmente, demonstram que os procedimentos usuais de seleção de ordem de defasagem do modelo VAR são válidos também, não importando a ordem de integração das variáveis, contanto que $m \geq k \geq d$.

Admitindo que a ordem de integração máxima das variáveis consideradas nos testes de causalidade é um, isto é, $Z_t \sim I(1)$, de modo que para os modelos estimados d_{\max} será igual a 1. Os modelos VAR foram selecionados de acordo com os critérios de informação BIC (Schwarz), AIC (Akaike) e HQ (Hannan-Quinn), considerando-se adicionalmente a qualidade dos resíduos expressas pelos testes de diagnóstico de ausência de autocorrelação e normalidade e homocedasticidade dos resíduos, além de testes F sequenciais, sendo 5 o nível inicial de defasagens na formulação dos modelos^{14, 15}. Com relação aos procedimentos de testes, em razão da possibilidade de comportamentos distintos em amostras finitas dos testes de Wald e Razão de Verossimilhança (LR) foram realizados testes de causalidade por meio dos dois procedimentos de testes. Os respectivos vetores Z_t' considerados no modelo (3) são iguais a $Z' = [Q_k^E, (p_k^E - c_k^d), \text{prodin}]$ e $Z' = [Q_k^E, (p_k^E - p_k^I), \text{de min}]$

Os testes de causalidade, apresentados na tabela 7 abaixo, rejeitaram a hipótese nula de não-causalidade de uma das medidas representativas de taxa real de câmbio em nível de significância de 5% para os setores de Extrativa Mineral, Máquinas e Tratores, Material Elétrico, Veículos, Madeira e Mobiliário. Em nível de significância de 10% uma das hipóteses nulas também foi rejeitada para o setor Têxtil. Portanto, para 7, entre os 13 setores, em nível de significância de ao menos 10%, não foi possível se observar uma relação estável de precedência temporal de longo prazo entre os estímulos produzidos, sobre a oferta ou a

¹¹ $\text{vec}(P)$ é a notação utilizada para um conjunto de linhas de uma matriz P organizados na forma de um vetor coluna.

¹² No entanto, como nota de precaução os autores alertam que a introdução de defasagens adicionais implica em perda de poder dos testes, sendo esta perda menor quanto maior a ordem k do modelo.

¹³ Os autores lembram que em razão da equivalência assintótica entre os testes de Wald e Razão de Verossimilhança (LR), este último teste pode ser empregado de modo similar.

¹⁴ A fim de evitar instabilidade nas equações estimadas e evidências espúrias de causalidade, utilizou-se, anteriormente à estimação dos modelos VAR, o procedimento de Harvey e Koopman (1992) para a detecção de *outliers* nas séries.

¹⁵ No apêndice são apresentados testes de diagnóstico para os modelos VAR estimados, além de informações concernentes às ordens de defasagem selecionadas e ao critério de informação de Schwarz para os modelos estimados

demanda de bens exportados manufaturados, pelo nível de rentabilidade ou pelo nível de preços relativos, e a quantidade efetivamente exportada por estes setores exportadores de bens manufaturados. Adicionalmente, Kannebley Jr. (2000) mostra para o período de 1985-I a 1997-IV, por meio testes de raiz unitária e análise de cointegração, que as séries dos relativos de preços $\left(\frac{e}{p_k} - \frac{i}{p_k} \right)$ para os setores de Extrativa Mineral, Madeira e Mobiliário, Veículos são estacionárias. Estes resultados indicam, portanto, que não se deve a essas medidas de taxa de câmbio alterações no componente de tendência das respectivas séries de *quantum* exportados desses setores.

Já para o mesmo conjunto de setores, em ao menos um nível de significância de 10 %, foi possível detectar uma relação de longo prazo entre o produto industrial do setor e o *quantum* exportado, para os setores de Extrativa Mineral, Siderurgia, Metais não-Ferrosos, Madeira e Mobiliário, Celulose, Papel e Gráfica. Notadamente, esses são setores na maioria semimanufaturados, em que predominam a alta intensividade do capital e/ou do uso dos recursos naturais. A importância desses tipos de setores na caracterização da evolução do *quantum* exportado é destacada por Iglesias (2001), que defende o argumento de que as restrições ao aumento da capacidade produtiva foram um dos principais impedimentos à expansão da oferta exportadora no período de 1985 a 1998. Também rejeitou-se a hipótese de ausência de causalidade de longo prazo em nível de significância de 5 % entre o indicador da demanda setorial e o seu *quantum* exportado para os setores Material Elétrico, Equipamentos Eletrônicos e Veículos. Somente para os setores de Máquinas e Tratores, Peças e Outros Veículos, Elementos Químicos, Têxtil e Calçados não foi rejeitada a hipótese de ausência de causalidade de longo em nível ao menos de 10% de significância. Esses de ausência de causalidade das variáveis de produção física e demanda internacional podem ser explicados pelos diversos processos de reestruturação industrial sofridos por esses setores com a intensificação da abertura comercial ¹⁶.

¹⁶ Kannebley Jr. (1999) demonstra, por meio de estimação de modelos ADL, para os casos dos setores de Calçados e Peças e Outros e Outros Veículos a presença de instabilidade nas equações estimadas para o *quantum* exportado desses setores, destacando a alteração nos determinantes do *quantum* exportado a partir de 1990. Ainda é importante destacar que na estimação da equação para o setor de Calçados, a variável preço em moeda estrangeira apresenta-se significativa, porém o valor do parâmetro se altera nos subperíodos de 1984 a 1990 e 1990 a 1997, enquanto a variável de produto tendencial do setor é significativa somente para subperíodo de 1984 a 1990. Para mais informações sobre esses setores ver, entre outros, Ferraz et. alli. (1995), Buarque de Holanda Filho (1996), Constanzi (1999) e Iglesias (2001).

Tabela 7
Teste de Causalidade de Granger

Hip. Nula	Rentabild. Não Granger-Causa <i>Quantum</i> exportado		Relat. De Preços Não Granger- Causa <i>Quantum</i> exportado	
	Est. de Wald	Est. LR	Est. de Wald	Est. LR
Exmin	2.5124 [0.4731]	3.50798 [0.3197]	6.7151 [0.0348] **	8.26109 [0.0161] **
Sider	4.8766 [0.3002]	7.45097 [0.1139]	0.58468 [0.7465]	0.830973 [0.6600]
Mnfer	3.4093 [0.3327]	5.11245 [0.1637]	2.1044 [0.1469]	2.52285 [0.1122]
MaqTratores	8.4444 [0.0377] **	11.0229 [0.0116] *	4.0544 [0.0441] **	5.0204 [0.0251] **
MatElet	1.6107 [0.6570]	2.71944 [0.4369]	7.7323 [0.0519] *	10.9468 [0.0120] **
Equip Elet.	0.98359 [0.3213]	1.2632 [0.2610]	2.2443 [0.5233]	3.23178 [0.3573]
Veículos	6.1912 [0.1027]	8.69894 [0.0336] **	5.1067 [0.0778] *	6.85234 [0.0325] **
PçVeic	0.090463 [0.7636]	0.116185 [0.7332]	2.7183 [0.2569]	3.40232 [0.1825]
Madmob	3.9235 [0.2698]	5.37915 [0.1460]	6.4901 [0.0390] **	7.96911 [0.0186] **
CelPapgr	1.3212 [0.5165]	1.64157 [0.4401]	0.15222 [0.6964]	0.1784 [0.6728]
El Quim	3.0853 [0.3787]	4.39294 [0.2220]	0.22621 [0.6343]	0.264903 [0.6068]
Têxtil	5.0539 [0.1679]	7.0136 [0.0715] *	1.4986 [0.4727]	2.04999 [0.3588]
Calçados	0.80136 [0.3707]	0.877913 [0.3488]	0.22628 [0.6343]	0.283418 [0.5945]

Os valores entre colchetes correspondem aos valores de probabilidade dos testes.

Tabela 8
Teste de Causalidade de Granger

Hip. Nula	Demanda Não Granger-Causa <i>Quantum</i> exportado		Produção Não Granger-Causa <i>Quantum</i> exportado	
Setor	Est. de Wald	Est. LR	Est. De Wald	Est. LR
Exmin	0.37501 [0.8290]	0.497632 [0.7797]	10.602 [0.0141] **	13.4229 [0.0038] ***
Sider	2.5329 [0.2818]	3.5094 [0.1730]	14.6 [0.0056] ***	19.6817 [0.0006] ***
Mnfer	0.020839 [0.8852]	0.0255725 [0.8729]	9.1971 [0.0268] **	13.8062 [0.0032] ***
MaqTratores	0.16322 [0.6862]	0.211749 [0.6454]	2.3638 [0.5004]	3.33307 [0.3431]
MatElet	19.797 [0.0002] ***	24.4368 [0.0000] ***	4.345 [0.2265]	7.0334 [0.0708]
Equip Elet.	7.2565 [0.0642] **	9.7973 [0.0204] **	2.2309 [0.1353]	2.82222 [0.0930]
Veículos	10.175 [0.0062] ***	12.8767 [0.0016] ***	2.7695 [0.4285]	4.07202 [0.2538]
PçVeic	1.1603 [0.5598]	2.25765 [0.3234]	0.26472 [0.6069]	0.339283 [0.5602]
Madmob	1.0786 [0.5831]	1.41027 [0.4940]	8.7374 [0.0330] **	11.2991 [0.0102] **
CelPapgr	0.041394 [0.8388]	0.048571 [0.8256]	4.0609 [0.1313]	4.8916 [0.0867] *
El Quim	0.070397 [0.7908]	0.0825787 [0.7738]	0.6823 [0.8774]	1.00395 [0.8003]
Têxtil	2.7166 [0.2571]	3.6596 [0.1604]	3.0118 [0.3898]	4.29256 [0.2316]
Calçados	0.60226 [0.4377]	0.75113 [0.3861]	0.33476 [0.5629]	0.418774 [0.5175]

Os valores entre colchetes correspondem aos valores de probabilidade dos testes.

Considerações Finais

O que este trabalho procurou demonstrar é a importância da evolução do volume exportado na determinação do valor exportado e sua baixa relação de longo prazo com a evolução de medidas alternativas de taxa real de câmbio.

Por meio de análise descritiva percebeu-se que há uma relação entre a evolução do *quantum* exportado e os processos de abertura comercial de integração regional. Os testes de raiz unitária com *break* corroboram este argumento ao demonstrarem a característica tendência estacionária das séries de índices de *quantum* e os agrupamentos de pontos de quebra em dois períodos distintos. O primeiro ao final do Plano Cruzado, quando o ambiente econômico está permeado de grande incerteza e com restrições sobre o financiamento externo em razão da moratória decretada no primeiro trimestre de 1987. O segundo agrupamento é

justamente no início dos anos 1990, com a intensificação da abertura comercial, que ocorreu conjuntamente com o aprofundamento dos movimentos de integração regional.

Ademais, concluiu-se que a despeito da instabilidade da política cambial, não foi possível para 7, dos 13 setores analisados, em um nível de 10 % de significância, estabelecer uma relação de longo prazo estatisticamente significativa entre a evolução do *quantum* e os indicadores de rentabilidade e competitividade das exportações. Este resultado foi produzido pelos testes de causalidade de Granger, quando conduzidos para duas medidas de taxas de câmbio setoriais, representativas da rentabilidade e da competitividade dos setores exportadores, e os respectivos índices setoriais de *quantum* exportado.

O conjunto de testes econométricos realizados revela a predominância de fatores inerciais que determinam a evolução do *quantum* exportado ao longo do tempo. A ausência de relação de longo prazo entre as alternativas medidas de taxa real de câmbio e o *quantum* exportado não deve ser interpretada como um contra-senso à teoria econômica convencional, mas sim como fruto da dominância de outros fatores institucionais e/ou estruturais na determinação da evolução do *quantum* exportado. Essa argumentação vai de encontro às conclusões da análise empreendida por Iglesias (2001) sobre as causas do baixo dinamismo das exportações de produtos industrializados no período de 1985 a 1998, em que é ressaltada a importância das restrições impostas pela expansão da capacidade produtiva da indústria na determinação de sua capacidade exportadora, e como a abertura comercial atuou no sentido de aliviar as tensões existentes entre a demanda doméstica e externa.

Essa análise não permite tecer comentários sobre em que medida a política cambial deve ser julgada adequada ou inadequada à promoção das exportações. O que procura-se ressaltar aqui é que estes critérios devem ser estabelecidos considerando um ambiente econômico e institucional mais amplo. Neste sentido as discussões sobre o impacto da recente desvalorização cambial sobre o desempenho exportador e a própria sustentabilidade das contas externas, apoiadas no incremento das receitas em moeda estrangeira provenientes das exportações, devem ser acompanhadas da discussão sobre o ambiente institucional subjacente ao comércio exterior brasileiro e da expansão da capacidade produtiva da indústria. A permanecer este padrão de evolução do *quantum* exportado, medidas que fortaleçam e facilitem as relações comerciais internacionais, bem como a promoção de políticas internas que favoreçam a expansão da produtividade e do produto potencial exportador devem ser incentivadas, a fim de que os incentivos promovidos pela desvalorização da taxa real de câmbio traduzam-se na efetivação ao longo do tempo de uma taxa de crescimento superior àquelas verificadas ao longo dos anos de 1980 e 1990.

Bibliografia

- BONNELI, R. e R. FONSECA Competitividade da indústria nos anos 90. *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, 55, p. 41-47, abr/jun. 1998.
- BONOMO, M. e C. TERRA The political economy of exchange rate policy in Brazil : 1964-1997. EPGE - *Ensaio Econômicos*, n. 347, janeiro de 1999.
- BRITTO, J. N. de P. *Estudos da competitividade da indústria brasileira: competitividade da indústria de alumínio*. Campinas, 1993.
- BUARQUE de HOLLANDA FILHO, S. *Os desafios da indústria automobilística: a crise da modernização*. São Paulo: IPE-USP/FIPE, 1996.
- CAMPBELL, J. Y and P. PERRON, Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer (eds.), *NBER MACROECONOMICS ANNUAL*, 1991, p. 141-201.
- CAPORALE, G. M and N. PITTIS , Efficient estimation of cointegrating vectors and testing for causality in vector autoregressions. *Journal of Economic Surveys*, 13 (1), p. 1-35, 1999.
- CONSTANZI, R. N. *Distribuição espacial da indústria de calçados no Brasil no século XX*. São Paulo: FEA-USP, 1999. Dissertação de mestrado.
- DICKEY, D. A. and W. A. FULLER, Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.
- DICKEY, D. and W. A. FULLER Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1057-1072, July, 1981.
- FERRAZ, J. C., KUPFFER, D. e HAGUENAUER, L. *Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria* . Rio de Janeiro: Campus, 1995.
- GUIMARÃES, E. A. Taxas de câmbio setoriais, metodologia e resultados. *Texto para discussão n. 106, FUNCEX* , abril de 1995.
- GUIMARÃES, E. A., A. C. PINHEIRO, C FALCÃO., H. POURCHET. E R. MARKWALD Índices de preço e *quantum* das exportações brasileiras. *Texto para discussão n. 121, FUNCEX*, julho de 1997.
- HAGUENAUER, L., R. MARKWALD, e H. POURCHET *Estimativas do valor da produção industrial e elaboração de coeficientes de exportação e importação da indústria brasileira (1985-1996)*. Rio de Janeiro: IPEA, agosto de 1998. (Texto para discussão n. 563).
- HARVEY, A. C. and S. J. KOOPMAN Diagnostic checking of unobserved components time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 377-389, 1992.
- HOLLAND, M. Taxas de câmbio e regimes cambiais no Brasil. *Anais do Encontro da ANPEC*, v. II, 1996, p. 1157-1177.
- HORTA, M. H., G. PIANI, e H. KUME Política cambial e comercial. em *Perspectivas da Economia Brasileira - 1992*, IPEA, 1991, p. 59-80.
- IGLESIAS, R. (2001) “Baixo dinamismo das exportações de produtos industrializados ou baixo crescimento da produção industrial?” *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, 67.
- JOHANSEN, S. “Statistical analysis of cointegration vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- KANNEBLEY JR., S. “Política Cambial e Exportações: Uma Análise empírica”, tese de doutorado apresentada no Instituto de Pesquisas Econômicas - FEA/USP, 1999.
- _____” Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras 1984-1997”. *Revista de Economia Aplicada*, vol. 4, n° 3, julho/setembro 2000, pp. 435-464.

- MacKINNON, J.G. Critical values for cointegration tests. Chapter 13. *In*: R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford University Press, 1991.
- MOREIRA, M. M. “ A indústria brasileira nos anos 90. O que já se pode dizer ? “ in “ *A Economia Brasileira nos anos 90*” , orgs. F. Giambiagi e M. M. Moreira, BNDES, 1999, p. 293-332.
- NONNENBERG, M. J. *Competitividade e crescimento das exportações Brasileiras*. Rio de Janeiro: IPEA, agosto de 1998. (Texto para discussão n. 578)
- PERRON, P. e T.J. VOGELSANG Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320, 1992.
- PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series in *Cointegration for the Applied Economist*, B.B. Rao ed., Basingstoke: Macmillan Press, 1993.
- PINHEIRO, A. C. e M. H. HORTA, A competitividade das exportações brasileiras no período 1980/88. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 22, n. 3, p. 437-474, dez. 1992.
- TODA, H. Y. and T. YAMAMOTO Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”. *Journal of Econometrics*, 66, p. 225 – 250, 1995
- THORSTENSEN, V. Desafios para o Brasil no comércio internacional: análise do desempenho do comércio externo e do investimento direto no Brasil. *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, 49, p. 54-64, out./dez. 1996.
- ZINI Jr., A. A. *Taxa de câmbio e política cambial no Brasil*. São Paulo: Edusp, BMF, 1993.

Apêndice

Tabela 1.a
Relativo de Valor das Exportações

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
TOTAL	80,7	70,6	82,9	107,6	109,5	100	100,7	113,9	122,8	138,6	148,0	152,0	168,7	162,8
ExMin	66,4	64,2	64,6	78,5	92,0	100,0	107,7	96,0	96,1	97,2	107,3	113,3	120,3	134,9
Sider	60,7	53,3	56,3	113,1	124,6	100,0	115,9	116,1	119,6	116,2	121,4	119,0	108,1	102,1
MNFerr	36,0	42,3	59,6	108,6	105,0	100,0	104,8	112,5	105,4	121,1	152,0	151,0	148,6	116,4
MaqTrat	66,0	63,0	77,3	110,5	127,9	100,0	106,0	130,7	160,3	194,6	205,2	202,0	233,1	212,9
MatElet	43,2	51,5	59,4	80,5	102,5	100,0	110,4	129,1	153,4	156,2	177,6	173,2	174,5	167,0
EqElet	87,7	114,1	115,5	128,7	119,0	100,0	101,0	107,7	106,9	106,0	111,5	135,3	160,3	159,0
Veiculos	95,9	74,7	165,3	179,1	160,4	100,0	94,3	180,5	163,3	163,7	123,8	143,2	279,4	313,8
PçVeic	58,1	55,8	71,7	83,1	102,0	100,0	96,1	110,1	121,4	141,3	137,8	154,3	182,6	205,0
MadMob	70,7	74,0	92,9	117,2	97,8	100,0	107,3	145,8	230,1	281,0	299,5	305,6	334,4	306,2
CelPapGr	45,5	56,2	63,6	108,5	106,0	100,0	102,5	119,9	126,7	148,1	221,6	158,7	163,9	163,2
El.Quim	57,6	62,8	58,0	83,0	99,5	100,0	95,6	110,1	115,5	117,9	145,3	182,8	185,2	179,0
Têxtil	81,8	70,6	98,8	102,3	110,2	100,0	112,4	119,8	109,8	111,5	117,9	103,5	103,4	91,3
Calçados	76,3	78,0	92,4	112,0	106,0	100,0	105,3	126,7	158,5	141,8	141,0	158,6	159,7	141,6

Fonte : FUNCEX

Tabela 2.a
Índice de *Quantum* das Exportações

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
TOTAL	94,4	79,4	93,0	107,7	94,4	100,0	102,5	120,0	139,8	142,7	134,1	137,6	151,7	157,0
ExMin	79,0	77,5	79,9	96,5	101,6	100,0	101,3	95,6	106,1	116,8	116,8	116,2	121,1	133,9
Sider	77,2	67,1	68,8	114,4	110,6	100,0	114,2	124,1	126,8	104,8	104,8	110,8	98,7	98,6
MNFerr	41,8	55,2	65,6	85,6	86,4	100,0	123,7	137,1	139,9	147,2	147,2	158,7	159,0	142,3
MaqTrat	93,5	85,2	97,6	123,7	142,1	100,0	110,3	127,8	172,3	186,8	186,8	187,6	206,6	187,9
MatElet	61,1	72,8	78,0	95,8	111,8	100,0	108,7	125,4	165,1	164,4	164,4	148,4	149,0	143,8
EqElet	98,6	112,1	109,0	121,4	125,1	100,0	96,1	96,3	97,3	85,1	85,1	101,5	123,9	122,6
Veiculos	139,1	103,8	201,3	199,5	169,2	100,0	88,5	162,5	155,7	104,5	104,5	115,2	222,7	241,7
PçVeic	82,0	73,5	97,6	104,8	114,9	100,0	93,6	104,5	149,2	135,9	135,9	139,6	168,1	183,7
MadMob	76,6	83,9	74,2	110,6	96,8	100,0	120,8	145,4	196,6	165,7	165,7	177,1	196,4	202,1
CelPapGr	60,1	65,7	62,7	82,9	93,5	100,0	95,8	114,6	126,5	139,5	139,5	163,4	167,2	169,5
El.Quim	105,8	88,8	107,8	104,6	119,5	100,0	112,5	128,3	128,8	108,7	108,7	93,3	92,6	87,2
Têxtil	93,3	93,8	96,3	113,8	111,0	100,0	91,9	117,1	160,9	120,5	120,5	133,8	138,4	130,4

Fonte : FUNCEX

Tabela 3.a
Testes de Diagnóstico - Modelo VAR *Quantum X* Rentabilidade

Setor		k	AR1-4	Normal	HET	BIC
Exmin	d	3	1.916	6.3708	0.48932	-15.414
			[0.0093]	[0.3830]	[0.9998]	
Sider	d+1	4	1.7928	4.7874	0.17704	-14.885
			[0.0203]	[0.5713]	[1.0000]	
Mnfer	d	4	0.84884	3.9449	0.076568	-14.172
			[0.6974]	[0.6841]	[1.0000]	
Mnfer	d+1	5	1.0628	3.1516	0.036085	-13.550
			[0.4157]	[0.7896]	[1.0000]	
MaqTrat	d	3	1.9122	10.496	0.60044	-13.513
			[0.0115]	[0.1053]	[0.9924]	
MaqTrat	d+1	4	1.2347	6.3827	0.20161	-13.499
			[0.2356]	[0.3817]	[1.0000]	
MatElet	d	3	2.1026	2.6359	0.6268	-12.904
			[0.0038]	[0.8530]	[0.9894]	
MatElet	d+1	4	2.1928	6.762	0.3007	-12.678
			[0.0032]	[0.3434]	[1.0000]	
Equip Elet.	d	3	1.2552	9.3238	0.42167	-14.177
			[0.2190]	[0.1562]	[0.9999]	
Equip Elet.	d+1	4	1.2108	9.258	0.065066	-13.674
			[0.2654]	[0.1596]	[1.0000]	
Veículos	d	2	0.86652	11.139	0.97003	-13.377
			[0.6789]	[0.0842]	[0.5553]	
Veículos	d+1	3	0.87892	7.2016	0.59549	-12.828
			[0.6597]	[0.3026]	[0.9958]	
PçVeic	d	3	1.1231	6.9708	0.38909	-10.783
			[0.3341]	[0.3236]	[1.0000]	
PçVeic	d+1	4	1.231	8.5128	0.55326	-10.517
			[0.2356]	[0.2029]	[0.9978]	
Madmob	d	1	1.2036	11.896	0.46166	-13.018
			[0.2379]	[0.0643]	[0.9998]	
Madmob	d+1	2	1.127	6.632	0.48765	-12.539
			[0.3219]	[0.3562]	[0.9999]	
CelPapgr	d	3	1.4375	5.5227	1.0346	-12.940
			[0.0945]	[0.4787]	[0.4407]	
CelPapgr	d+1	4	1.9827	4.628	0.50213	-12.365
			[0.0082]	[0.5923]	[0.9942]	
El Quim.	d	2	1.2316	4.146	0.80478	-14.195
			[0.2125]	[0.6569]	[0.8560]	
El Quim.	d+1	3	1.3488	6.058	0.6081	-13.613
			[0.1330]	[0.4167]	[0.9952]	
Têxtil	d	3	1.3206	3.7113	0.4849	-14.106
			[0.1584]	[0.7157]	[0.9998]	
Têxtil	d+1	4	1.1197	3.0236	0.13971	-13.811
			[0.3418]	[0.8059]	[1.0000]	
Calçados	d	3	1.2136	4.018	0.40268	-14.099
			[0.2478]	[0.6742]	[0.9999]	
Calçados	d+1	4	1.1556	4.4235	0.86644	-13.645
			[0.2971]	[0.6196]	[0.7614]	
Calçados	d	1	1.2439	9.4045	0.62103	-14.188
			[0.2006]	[0.1521]	[0.9856]	
Calçados	d+1	2	1.0167	7.5547	0.67827	-13.782
			[0.4613]	[0.2726]	[0.9780]	

AR 1-4, Normal e HET correspondem, respectivamente, às estatísticas dos testes para ausência de autocorrelação, normalidade e ausência de heterocedasticidade do vetor de erros. Os valores entre colchetes correspondem aos valores de probabilidade dos testes.

Tabela 4.a
Testes de Diagnóstico - Modelo VAR *Quantum X* Relativo de Preços

Setor	k	AR1-4	Normal	HET	BIC	
Exmin	d	2	1.1743 [0.2710]	8.2291 [0.2218]	0.48822 [0.9998]	-17.573
	d+1	3	0.93476 [0.5791]	10.815 [0.0943]	0.31186 [1.0000]	-17.068
Siderurgia	d	2	1.5626 [0.0518]	6.6885 [0.3506]	0.30293 [1.0000]	-18.637
	d+1	3	1.2281 [0.2302]	10.192 [0.1168]	0.20169 [1.0000]	-18.180
Mnfer	d	1	1.8762 [0.0079]	7.1463 [0.3075]	0.88572 [0.6926]	-17.639
	d+1	2	1.7443 [0.0182]	7.2193 [0.3010]	0.73735 [0.9392]	-17.143
MaqTrat	d	1	1.0072 [0.4746]	8.6766 [0.1926]	0.87214 [0.7031]	-17.759
	d+1	2	0.93317 [0.5814]	7.3218 [0.2921]	0.79335 [0.8691]	-17.373
MatlElet.	d	3	0.84537 [0.7039]	6.2175 [0.3993]	0.62111 [0.9884]	-20.210 -19.911
	d+1	4	0.81534 [0.7404]	3.4774 [0.7470]	0.15071 [1.0000]	
EqElet.	d	3	0.88632 [0.6482]	12.352 [0.0546]	0.33483 [1.0000]	-17.841
	d+1	4	0.74708 [0.8260]	8.0859 [0.2319]	0.099265 [1.0000]	-17.345
Veículos	d	2	1.0689 [0.3981]	16.403 [0.0117]	0.31829 [1.0000]	-14.786
	d+1	3	1.0534 [0.4143]	18.05 [0.0061]	0.51924 [0.9992]	-14.368
PçVeic	d	2	1.1961 [0.2512]	2.3773 [0.8819]	0.56808 [0.9982]	-19.659
	d+1	3	1.2429 [0.2044]	2.5403 [0.8639]	0.8194 [0.8443]	-19.102
Madmob	d	2	0.80833 [0.7595]	5.7005 [0.4576]	0.63478 [0.9889]	-19.779
	d+1	3	1.3526 [0.1345]	7.5528 [0.2727]	0.50611 [0.9997]	-19.214
CelPgr	d	1	0.82356 [0.7410]	5.6066 [0.4687]	0.75825 [0.9132]	-18.571
	d+1	2	0.90882 [0.6183]	6.915 [0.3288]	0.92269 [0.6093]	-18.076
ElQuim	d	1	1.2193 [0.2184]	6.5931 [0.3601]	1.5694 [0.0240]	-17.937
	d+1	2	1.253 [0.1932]	4.1027 [0.6628]	1.1209 [0.2728]	-17.518
Têxtil	d	3	0.48853 [0.9906]	7.7712 [0.2554]	0.45931 [1.0000]	-18.235
	d+1	4	0.57983 [0.9624]	6.2573 [0.3950]	0.31753 [1.0000]	-17.812
Calçados	d	1	1.2076 [0.2356]	14.019 [0.0294]	0.65706 [0.9677]	-19.351
	d+1	2	1.2553 [0.1993]	7.0937 [0.3123]	0.42764 [1.0000]	-19.015

AR 1-4, Normal e HET correspondem, respectivamente, às estatísticas dos testes para ausência de autocorrelação, normalidade e ausência de heterocedasticidade do vetor de erros. Os valores entre colchetes correspondem aos valores de probabilidade dos testes.