Texto para Discussão

Série Economia

TD-E / 16 - 2001

Desempenho Exportador Brasileiro Recente e Taxa de Câmbio real : Uma Análise Setorial.

Sérgio Kannebley Júnior

Desempenho Exportador Brasileiro Recente e Taxa de Câmbio real : Uma Análise Setorial.

Sérgio Kannebley Júnior *

Resumo

Este artigo investiga a relação entre medidas alternativas de taxa de cambio 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.

Palavras-chave

Exportações, Taxa de Câmbio, Testes de Raiz Unitária e Causalidade de Granger.

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

* Professor do Departamento de Economia da FEA - USP, *Campus* de Ribeirão Preto

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 e ao assistente de pesquisa Bruno Tavares Pinto. Qualquer erro ou omissão é de exclusiva responsabilidade do autor

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

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 para treze setores exportadores analisados, correspondente a 56,07 % do total das exportações brasileiras. Escolheu-se para análise os seguintes setores:[2] 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 à indicadores de rentabilidade e competitividade das exportações. Na segunda seção será conduzida, para o período de 1985 a 1998, uma análise econométrica, 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. Por fim, na última seção são tecidas considerações finais sobre os resultados obtidos e estabelecidas relações com a condução 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 [3].

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.

[2] Os números entre parênteses correspondem à participação porcentual média dos setores no total das exportações no período 1996 a 1998.

[3] 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 1
Participação Relativa nas Exportações

	1986		1990		1994		1998	
	Valor	% TOTAL	valor	% TOTAL	valor	% TOTAL	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 provocado por alterações recentes na estrutura tarifária, como no caso do Nafta, e a evolução comercial intrabloco, nos casos da CEE e do Mercosul.

Tabela 2
Mercados Destino das Exportações Brasileiras

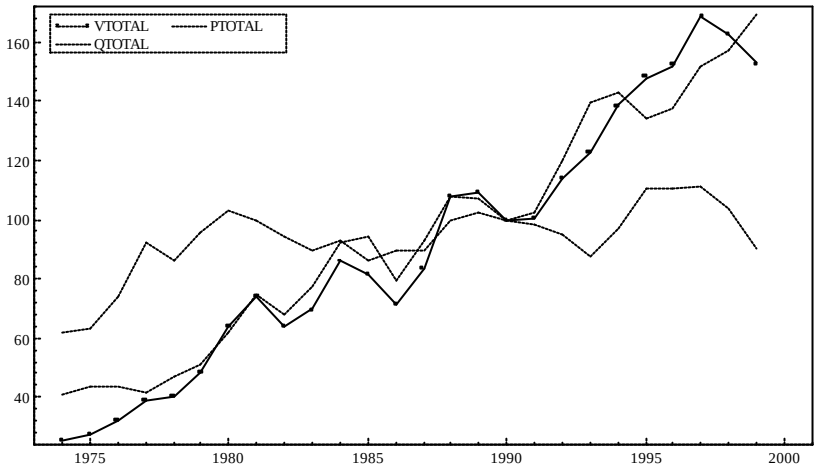
	1990	1993	1998
PAÍSES INDUSTRIALIZ.	21.383	21.578	26.687
- Estados Unidos	7.734	8.026	9.741
- Japão	2.349	2.313	2.202
- Europa	10.547	10.556	14.744
PAÍSES EM DESENV.			
ÁFRICA	765	871	1.651
ÁSIA	2.921	3.853	3.411
- China	382	779	905
- Coréia do Sul	543	538	467
EUROPA	927	835	1.163
ORIENTE MÉDIO	1.307	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 prevalecente desde os anos de 1970, bem como uma reorientação dos mercados destinos de nossas exportações, em que predominam os 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 1977 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 no que diz respeito ao relativo de valor e ao índice de *quantum*. 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 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), dados pela seguinte expressão:

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

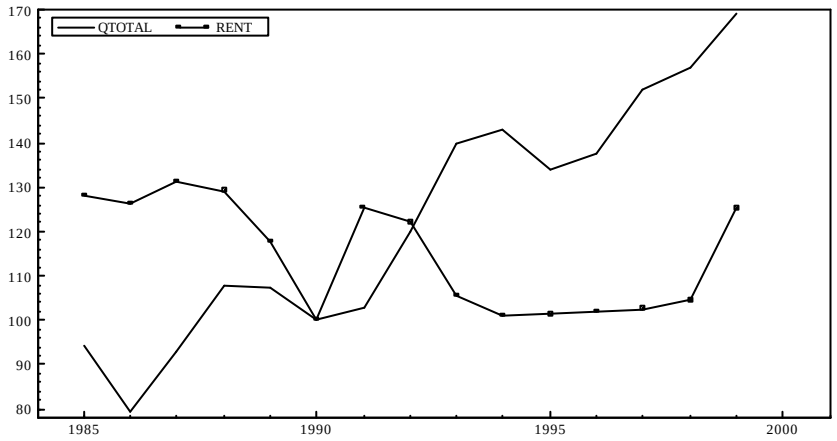
em que R_k é o índice de rentabilidade das exportações do setor k e P_k e C_k são os respectivos índices de preços das exportações e custos em dólar para o mesmo setor. A Tabela 3 apresenta os índices de rentabilidade para o agregado das exportações e para os demais 13 setores selecionados. Conforme 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.

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
Veiculos	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

Gráfico 2
Índice de Rentabilidade do Agregado das Exportações Brasileiras



Na tabela 4, 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 se tornaram menos competitivas com relação aos demais parceiros comerciais por dois motivos: a valorização do câmbio 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 1990 contrabalançou o aumento do salário em dólar, evitando um crescimento ainda maior do custo unitário da mão de obra no período [4]. Com relação às taxas reais de câmbio, os seus movimentos assemelham-se ao índice agregado de rentabilidade das exportações, com diferenças resultantes das relações triangulares entre as outras moedas internacionais e o dólar.

[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 4
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 se 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]. O período de análise corresponde ao primeiro trimestre de 1985 ao quarto trimestre de 1998.

2.1. Testes de Raiz Unitária

Inicialmente, com o objetivo de qualificar as características temporais das séries de índices de quantum setoriais, foram conduzidos os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (1979), teste ADF. Os testes de raiz unitária, apresentados na tabela 5 abaixo, foram realizados considerando os seguintes modelos:

$$\text{(a)} \quad y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \gamma t + \sum_{i=2}^{d} \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{(b)} \quad y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^{d} \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{(c)} \quad y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^{d} \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

A estratégia para a seleção da ordem de defasagem máxima para o teste ADF é sugerida por Campbell e Perron (1991), a partir da definição da ordem de defasagem máxima d = 5, reduzindo-a progressivamente caso a última defasagem não seja significativa [7]. Os valores críticos para as estatísticas τ, τ_μ, e τ_τ são fornecidos por Mackinnon (1991). A estatísticas F são reportadas em Dickey e Fuller (1981), sendo que para o modelo (a), a hipótese nula conjunta testada é dada por H_0 : $\gamma = \rho = 0$, enquanto para o modelo (b), a hipótese nula conjunta testada é dada por H_0: $\alpha = \rho = 0$ [8].

Não foi rejeitada a hipótese nula de existência de uma raiz unitária, em um nível de significância de 5 %, nos testes para as séries dos índices de *quantum* dos setores de Metais não Ferrosos, Material Elétrico, Veículos, Madeira e Mobiliário, Celulose Papel e Gráfica e Calçados. Para os setores de Extrativa Mineral, Siderurgia, Máquinas e Tratores, Equipamentos Eletrônicos, Peças e Outros Veículos Elementos Químicos e Têxtil, a mesma hipótese nula foi rejeitada em um nível de significância de 5 % .

---

[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.

[7] Conjuntamente ao processo de redução progressiva foi observada a restrição de ausência de correlação serial dos resíduos.

[8] A realização destes testes conjuntos justifica-se em razão do baixo poder dos testes de raiz unitária quando são inseridos indevidamente termos deterministas no modelo estimado.

Tabela 5
Teste ADF de Raiz Unitária – Séries de Quantum

Setor	Modelo	Teste ADF	t-determ.	F-ADF	D
ExMin	a	-4.994 **	3.672	12,534	0
Sider	b	-3.578 **	3.589	6,443	1
MNFerr	c	1,263	--	--	2
MaqTrat	a	-3,739 *	2,940	7,047	0
MatElet	c	1,451	--	--	2
EqElet	b	-3,366 *	3,377	5,723	0
Veiculos	c	0,002	--	--	0
PçVeic	a	-4,667 **	3,917	11,623	0
MadMob	c	2,135	--	--	2
CelPapGr	c	-0,190	--	--	1
El.Quim	a	-4,783 **	4,382	11,637	2
Têxtil	b	-3,780 **	3,728	7,930	1
Calçados	b	-2,619	2,388	6,853	0

(*) significante a 5% ; (**) significante a 1%
t- determ. refere-se ao valor da estatística t para o termo determinista do modelo valores críticos para as estatísticas F: (a) 5 % - 5,80, 1% - 7,06; (b) 5 % - 6,73, 1% - 9,31

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. Na tabela 6 são apresentados os resultados dos testes 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:

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

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 ν_t possui a forma $A(L)\nu_t = B(L)\varepsilon_t$, em que $\varepsilon_t \approx IID(0, \sigma^2)$, 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:

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

em que em que DU_t = 1 e 0 de outra forma, $D(T_b^*)$ = 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 :

$$\text{Iom0}: y_t = \mu + \phi(L)(\varepsilon_t + \theta DU_t)$$

$$\text{Iom1}: y_t = \mu + \beta t + \phi(L)(\varepsilon_t + \theta DU_t)$$

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

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

A diferença entre os modelos outiler aditivo e inovacional encontra-se 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 ocorre gradualmente. 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 significante [9]. 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 α = 1 na autoregressão apropriada.

Os resultados dos testes de raiz unitária com break apresentados na tabela 6, onde constam também os pontos de quebra e as estatísticas t associadas às quebras, indicam que para os setores de Metais não Ferrosos, Material Elétrico, Madeira e Mobiliário, e Calçados, foi rejeitada a hipótese nula de raiz unitária em um nível de significância de 5 %, diferentemente dos resultados obtidos para os testes ADF convencionais, em ao menos uma das formas funcionais. No entanto, para o setor de Máquinas e Tratores e Equipamentos Eletrônicos a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada para ambas formas funcionais, ao contrário daquilo apresentado no teste de raiz unitária convencional. Para o 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. O primeiro grupo situa-se em torno do final do ano de 1986 e início do ano de 1987, e o segundo grupo no início dos anos 1990. Estes grupos de datas retratam dois fatos econômicos marcantes para a economia brasileira, que são a fase final do Plano Cruzado e a decretação da moratória em fevereiro de 1987, em que o quantum exportado foi fortemente restringido em razão de desequilíbrios e incertezas macroeconômicas internas, além de dificuldades de financiamento externo. O segundo agrupamento de datas 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 um 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 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, mas sim a manutenção ou do nível prevalecente, ou então, a continuidade da evolução do quantum exportado a despeito da queda da rentabilidade da atividade exportadora promovida pela condução da política cambial no início

[9] Em razão das séries utilizadas nestes já estarem dessazonalizadas, o número de defasagens máximas estabelecido foi igual a 4.

do Plano Real [10]. Esta observação é corroborada pelas informações fornecidas pelos coeficientes de exportações produzidos por Haguenauer, Markwald e Pourchet (1998), produzidos para o período de 1985 a 1996, em que para a maioria dos setores analisados, após um período de crescimento verificado no início dos anos 1990, os coeficientes de exportação setoriais apresentam relativa estabilidade até 1996.

Desse modo, para os setores onde 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 estável com a rentabilidade da atividade exportadora.

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

[10] 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.

2.2. Testes de Causalidade Granger

Por meio de testes de causalidade de Granger, é possível testar a causalidade de longo prazo entre as variáveis representativas da taxa real de câmbio e os índices de *quantum* setoriais. 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 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 $\left(p_k^e - c_k^d\right)$ expressa um índice de rentabilidade do setor. A segunda medida está incluída na função de demanda das exportações, expressa a taxa real de câmbio segundo a ótica de competitividade das exportações nacionais frente às exportações do resto mundo e é dada pelo relativo de preços de exportação domésticos e internacionais, expresso pela variável $\left(p_k^e - p_k^i\right)$, em que , p^e_k e p^i_k são, respectivamente, os logaritmos dos índice de preços doméstico e estrangeiro das exportações em moeda estrangeira para o setor k.

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 de a 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 $k + d_{max}$. [11]:

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

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

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

$$H_0 : f(p) = 0 \qquad (3)$$

em que π = vec(P) [12], P = [Π_1, ..., Π_k) e f(·) é um vetor m de funções satisfazendo a suposição de que seja duplamente contínua diferenciável com rank (F(·)) = 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,

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

em que o circunflexo (^) denota a estimação por M.Q.O.

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

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

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

em que $\hat{\Phi} = [\Phi_0, \Phi_1]$, $\tau_t = [1, t]$, $x_t = [Z'_{t-1}, ..., Z'_{t-k}]$, $y_t = [Z'_{t-k-1}, ..., Z'_{t-p}]$,

$\hat{P} = [\hat{\Pi}_1, ..., \hat{\Pi}_k]$ e $\hat{\Psi} = [\hat{\Pi}_{k+1}, ..., \hat{\Pi}_p]$

ou ainda em forma matricial:

[11] 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.

[12] vec(P) é a notação utilizada para um conjunto de linhas de uma matriz P organizados na forma de um vetor coluna.

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

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

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 $\hat{\Sigma}_E = T^{-1}\hat{E}'\hat{E}$, $Q = Q_t - Q_t Y(Y'Q_t Y)_T^{-1} Y'Q_t$ e $Q_t = I_T - T(T'T)^{-1}T'$

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 [13, 14]. 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 dos resíduos, além de testes F seqüenciais, sendo 5 o nível inicial de defasagens na formulação dos modelos [15], [16]. 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 $Z' = \left[Q_k^E, (p_k^E - c_k^d)\right]$ e $Z' = \left[Q_k^E, (p_k^E - p_k^I)\right]$

Os testes de causalidade, apresentados na tabela 7 abaixo, apenas rejeitaram a hipótese nula de não-causalidade de uma das medidas representativas de taxa real de câmbio em um nível de significância de 5% para os setores de Extrativa Mineral, Máquinas e Tratores, Madeira e Mobiliário e Têxtil [17]. Em um nível de significância de 10 % uma das hipóteses nulas também foi rejeitada para o setor de Peças e Veículos.

Portanto, para 9, entre os 13 setores, não foi possível se observar uma relação estável de precedência temporal de longo prazo entre os estímulos produzidos, sobre a oferta ou a demanda de bens exportados, pelo nível de rentabilidade ou pelo nível de preços relativos, e a quantidade efetivamente exportada por estes setores exportadores de bens manufaturados.

---

[13] 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.

[14] 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.

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

[16] 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 Scwharz para os modelos estimados

[17] É interessante notar que testes de raiz unitária, para o período de 1985-I a 1998-IV, para os relativos de preços $(p_k^e - p_k^i)$ para os setores de Extrativa Mineral, Madeira e Mobiliário e Têxtil rejeitam a hipótese da existência de uma raiz unitária, enquanto o mesmo não ocorre para o índice de rentabilidade do setor de Máquinas e Tratores.

Tabela 7
Teste de Causalidade de Granger

Hip. Nula	Rentabild. Não Granger-Causa *Quantum* exportado		Relat. De Preços Não Granger-Causa *Quantum* exportado	
Setor	Est. de Wald	Est. LR	Est. De Wald	Est. LR
Exmin	3.0682	4.01369	10.898	13.7522
	[0.2157]	[0.1344]	[0.0123] *	[0.0033] **
Sider	2.4838	3.29242	1.4428	1.79008
	[0.4782]	[0.3487]	[0.4861]	[0.4086]
Mnfer	3.6951	4.59458	1.9236	2.36316
	[0.2963]	[0.2040]	[0.1655]	[0.1242]
MaqTrat	6.3472	8.03208	0.03634	0.04696
	[0.0419] *	[0.0180] *	[0.9820]	[0.9768]
MatElet	0.97362	1.2746	2.4467	3.07199
	[0.6146]	[0.5287]	[0.2942]	[0.2152]
Equip Elet.	0.67227	0.84572	0.03111	0.03944
	[0.7145]	[0.6552]	[0.8600]	[0.8426]
Veículos	3.2246	4.23538	2.3244	3.19092
	[0.3583]	[0.2371]	[0.6763]	[0.5264]
PçVeic	0.09398	0.12070	2.4731	2.82783
	[0.7592]	[0.7283]	[0.1158]	[0.0926]
Madmob	2.9142	3.8424	12.649	16.1304
	[0.4050]	[0.2790]	[0.0131] *	[0.0028] **
CelPapgr	0.5319	0.70012	0.09067	0.11117
	[0.7665]	[0.7046]	[0.7633]	[0.7388]
El Quim	0.09423	0.11552	0.71965	2.52897
	[0.7589]	[0.7339]	[0.3963]	[0.1118]
Têxtil	15.215	18.0656	3.2508	4.40908
	[0.0016] **	[0.0029] **	[0.5168]	[0.3535]
Calçados	1.2042	1.52649	0.5619	0.75816
	[0.2725]	[0.2166]	[0.7551]	[0.6845]

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 e sem *break* corrobaram 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 a evolução do *quantum* exportado não apresentou relação com os indicadores de rentabilidade e competitividade das exportações. Este argumento é corroborado pelos testes de causalidade de Granger, que são 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.

Contudo, ainda que não tenha sido verificada uma relação de precedência temporal de longo prazo entre a taxa de câmbio real e *quantum* exportado, isto não implica em dizer que a

manutenção de uma taxa de câmbio real sobrevalorizada não produza efeitos danosos sobre a capacidade exportadora de longo prazo da economia, mas sim esclarecer que a manutenção da taxa real de câmbio em um nível adequado, ou de "equilíbrio", é condição necessária, porém não suficiente, para a recuperação das exportações.

Neste sentido a discussão sobre o impacto da recente desvalorização cambial sobre o desempenho exportador deve ser acompanhada da discussão sobre o ambiente institucional subjacente ao comércio exterior brasileiro. 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 - Ensaios Econômicos, n. 347, janeiro de 1999.

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.

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.

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.

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.

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 Purshasing 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 competividade 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 Preços das Exportações

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
TOTAL	86,5	89,5	89,8	99,9	102,2	100	98,2	94,9	87,8	97,1	110,3	110,4	111,2	103,6
ExMin	84,1	82,9	80,9	81,4	90,6	100,0	106,3	100,5	90,6	88,2	91,9	97,3	99,0	100,4
Sider	78,6	79,3	81,9	99,0	112,7	100,0	101,6	93,6	94,4	98,1	115,9	107,4	109,4	103,4
MNFerr	86,1	76,7	90,7	126,9	121,5	100,0	84,7	82,1	75,3	83,1	103,3	95,9	94,2	82,4
MaqTrat	70,6	73,9	79,3	89,4	90,1	100,0	96,1	102,3	93,0	101,7	109,8	112,7	118,1	118,6
MatElet	70,8	70,7	76,2	84,1	91,7	100,0	101,5	103,0	92,9	97,3	108,1	116,7	117,0	116,1
EqElet	88,9	101,8	105,9	105,9	95,2	100,0	105,1	111,8	109,8	132,3	131,1	133,7	129,9	130,1
Veiculos	69,0	72,0	82,1	89,8	94,9	100,0	106,6	111,1	104,9	110,2	118,5	123,6	124,8	129,1
PçVeic	70,9	75,9	73,5	79,3	88,7	100,0	102,6	105,5	81,3	89,6	101,4	107,0	105,0	107,9
MadMob	74,4	81,6	100,6	99,8	89,7	100,0	106,1	104,8	105,7	110,5	128,6	128,5	132,4	125,0
CelPapGr	59,5	66,9	85,7	98,1	109,5	100,0	84,9	82,4	64,4	79,0	133,7	89,6	83,4	80,7
El.Quim	95,8	95,5	92,4	100,1	106,3	100,0	99,8	96,1	91,3	91,4	104,1	109,4	108,3	103,1
Têxtil	77,3	79,5	91,6	97,8	92,2	100,0	99,9	93,4	85,2	95,2	108,4	110,8	111,5	104,6
Calçados	81,8	83,1	95,9	98,4	95,4	100,0	114,6	108,2	98,5	109,0	117,0	118,5	115,3	108,5

Fonte : FUNCEX

Tabela 3.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 4.a
Testes de Diagnóstico - Modelo VAR Quantum X Rentabilidade

Exmin	d	2	0.9611	5.3226	0.53658	-10.030
			[0.5079]	[0.2558]	[0.9862]	
	d+1	3	1.0537	5.1031	0.35165	-9.9405
			[0.4175]	[0.2769]	[0.9999]	
Sider	d	3	1.9159	0.59008	0.41432	-8.6752
			[0.0356] *	[0.9642]	[0.9992]	
	d+1	4	1.5495	0.71983	0.50071	-8.5549
			[0.1137]	[0.9489]	[0.9937]	
Mnfer	d	3	0.80403	3.288	1.0705	-8.2521
			[0.6760]	[0.5108]	[0.3921]	
	d+1	4	1.22	2.3756	0.7043	-8.1186
			[0.2791]	[0.6670]	[0.9033]	
MaqTrat	d	2	1.394	2.946	0.88185	-9.5162
			[0.1747]	[0.5669]	[0.6695]	
	d+1	3	1.183	6.241	0.61282	-9.4277
			[0.3086]	[0.1819]	[0.9617]	
MatElet	d	2	1.4832	6.4854	1.1611	-9.7972
			[0.1320]	[0.1657]	[0.2814]	
	d+1	3	1.3099	5.7368	1.0103	-9.6139
			[0.2203]	[0.2197]	[0.4839]	
Equip Elet.	d	2	0,7005	6,1567	0,70423	-8.6786
			[0,7837]	[0,1877]	[0,8789]	
	d+1	3	1.2046	5.989	0.5778	-8.3861
			[0.2894]	[0.2000]	[0.9762]	
Veículos	d	3	1.1546	4.2624	0.51523	-6.8701
			[0.3289]	[0.3717]	[0.9918]	
	d+1	4	1.5284	3.1019	0.42617	-6.6671
			[0.1209]	[0.5409]	[0.9989]	
PçVeic	d	1	1.0509	1.4665	0.45846	-8.3618
			[0.4173]	[0.8326]	[0.9948]	
	d+1	2	1.1899	0.66452	0.48719	-8.1443
			[0.2994]	[0.9556]	[0.9953]	
Madmob	d	3	0.94059	5.0603	1.2615	-8.3104
			[0.5292]	[0.2812]	[0.1894]	
	d+1	4	1.0908	4.522	0.73599	-8.1317
			[0.3845]	[0.3399]	[0.8667]	
CelPapgr	d	2	0.81369	5.2847	1.1861	-8.1473
			[0.6656]	[0.2593]	[0.2557]	
	d+1	3	1.5628	5.0871	0.843	-7.8551
			[0.1069]	[0.2785]	[0.7375]	
El Quim.	d	1	1.108	5.6945	0.85553	-9.0257
			[0.3639]	[0.2232]	[0.6590]	
	d+1	2	1.2599	6.6885	0.63675	-8.7478
			[0.2477]	[0.1533]	[0.9344]	
Têxtil	d	3	0.57425	2.072	0.58549	-9.6983
			[0.8908]	[0.7225]	[0.9742]	
	d+1	4	0.51453	2.9597	0.39368	-9.4134
			[0.9287]	[0.5646]	[0.9995]	
Calçados	d	1	1.1626	7.5767	0.68084	-9.0331
			[0.3191]	[0.1084]	[0.8930]	
	d+1	2	1.3745	6.9863	0.89816	-8.8297
			[0.1822]	[0.1366]	[0.6463]	

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 5.a
Testes de Diagnóstico - Modelo VAR Quantum X Relativo de Preços

Setor		k	AR1-4	Normal	HET	BIC
Exmin	d	3	1.274	2.8835	0.45017	-10.636
			[0.2448]	[0.5775]	[0.9980]	
	d+1	4	1.2554	2.2671	0.2576	-10.377
			[0.2595]	[0.6868]	[1.0000]	
Siderurgia	d	2	1.0772	2.9382	0.56269	-10.949
			[0.3927]	[0.5682]	[0.9722]	
	d+1	3	1.0859	3.5761	0.41129	-10.816
			[0.3860]	[0.4664]	[0.9993]	
Mnfer	d	1	1.0772	5.936	0.66631	-8.7431
			[0.3933]	[0.2040]	[0.8954]	
	d+1	2	1.3296	5.2325	1.0352	-8.5448
			[0.2076]	[0.2643]	[0.4408]	
MaqTrat	d	2	1.5613	4.6384	0.95221	-9.6069
			[0.1043]	[0.3265]	[0.5573]	
	d+1	3	1.2628	3.4211	0.50339	-9.4211
			[0.2487]	[0.4900]	[0.9938]	
MatlElet.	d	2	0.41782	4.486	0.83067	-11.198
			[0.9730]	[0.3442]	[0.7355]	
	d+1	3	0.51177	4.4616	0.73109	-11.140
			[0.9318]	[0.3471]	[0.8755]	
EqElet.	d	1	0.65062	2.4107	0.7993	-9.8955
			[0.8305]	[0.6607]	[0.7526]	
	d+1	2	1.0613	8.5298	0.66988	-9.6805
			[0.4092]	[0.0740]	[0.9187]	
Veículos	d	4	1.2997	4.2797	0.55459	-8.3122
			[0.2288]	[0.3695]	[0.9835]	
	d+1	5	0.88365	4.2779	0.37479	-8.1657
			[0.5902]	[0.3697]	[0.9995]	
PçVeic	d	1	1.3396	2.5385	0.51887	-9.3317
			[0.1955]	[0.6378]	[0.9668]	
	d+1	2	1.2893	2.5373	0.52488	-9.0985
			[0.2271]	[0.6380]	[0.9843]	
Madmob	d	4	0.82097	2.1671	0.3662	-9.8187
			[0.6570]	[0.7051]	[0.9998]	
	d+1	5	0.60301	5.2051	0.16683	-9.6795
			[0.8663]	[0.2669]	[1.0000]	
CelPgr	d	1	0.74847	6.773	0.69589	-9.7229
			[0.7359]	[0.1484]	[0.8707]	
	d+1	2	1.0566	6.1094	0.72302	-9.5138
			[0.4119]	[0.1911]	[0.8746]	
ElQuim	d	1	0.63769	2.1411	1.3511	-10.295
			[0.8426]	[0.7098]	[0.1329]	
	d+1	2	1.1123	2.5303	0.95277	-10.071
			[0.3620]	[0.6392]	[0.5628]	
Têxtil	d	4	1.2538	1.9262	0.44554	-10.727
			[0.2580]	[0.7493]	[0.9982]	
	d+1	5	1.068	2.2756	0.36803	-10.572
			[0.4066]	[0.6852]	[0.9996]	
Calçados	d	2	1.7011	7.0911	0.43762	-9.8320
			[0.0692]	[0.1312]	[0.9981]	
	d+1	3	1.26	8.0434	0.33027	-9.7212
			[0.2527]	[0.0900]	[1.0000]	

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.