

APRECIÇÃO CAMBIAL RECENTE E A EVOLUÇÃO DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA¹

Carlos de Almeida Cardoso²
Luis Felipe Vital Nunes Pereira³
Helano Borges Dias⁴

Resumo

O presente trabalho analisa o desempenho do setor exportador brasileiro, em vista da apreciação do câmbio doméstico ocorrida no período recente. Cabe destacar que, em decorrência da apreciação real, seria esperado um impacto negativo sobre o comportamento das vendas externas. A análise empírica revela que os sucessivos recordes apurados nos volumes financeiros exportados, mais recentemente, devem-se, em especial, ao efeito dos preços elevados dos produtos manufaturados. Entretanto, quanto aos produtos semimanufaturados e básicos, a avaliação comprovou a perda de competitividade de preços no mercado mundial, o que possivelmente contribuiu para a desaceleração do *quantum* exportado.

Palavras-chave: taxa de câmbio, exportações, regressão multivariada.

Classificação JEL: F11, F19, C32

1. INTRODUÇÃO

O elevado desempenho das exportações brasileiras em 2005 superou, em geral, as estimativas iniciais quanto ao dinamismo do setor exportador

¹ A visão apresentada no artigo representa o ponto de vista dos autores e não reflete a da Caixa Econômica Federal ou de seus membros.

² Mestre em Economia (IE/UFU) // Caixa Econômica Federal DF // carlos.a.cardoso@caixa.gov.br.

³ Engenheiro Eletrônico (USP) // Caixa Econômica Federal DF // luis.pereira@caixa.gov.br..

⁴ Economista (UnB) e Pós-graduando em Matemática para Economistas (UnB) // Caixa Econômica Federal DF // helano.dias@caixa.gov.br

para aquele período. Com a apreciação cambial ocorrida ao longo do ano, acumulando-se às valorizações dos anos anteriores, levantaram-se questionamentos quanto ao efeito do comportamento do câmbio sobre as vendas externas. Várias análises e estudos foram desenvolvidos procurando explicar o dinamismo registrado no período e diversos fatores foram encontrados como variáveis explicativas.

A partir dessa abordagem, este artigo tem como objetivo analisar alguns resultados do desempenho recente do setor exportador. Cabe observar, que o presente trabalho não irá contemplar avaliações quanto ao comportamento das importações brasileiras e quanto ao desempenho dos saldos comerciais ou de conta-corrente do balanço de pagamentos.

Dada a recente apreciação real da taxa de câmbio, seria esperado um impacto negativo sobre o comportamento das vendas externas, já que a taxa de câmbio real é a medida de competitividade de um país no comércio internacional – existe uma forte percepção, em especial, do mercado e empresariado, e em parte, do meio acadêmico, de que o câmbio se encontra sobrevalorizado para as exportações domésticas ao patamar atual.

Desta forma, o presente trabalho procura avaliar tais aspectos por meio de uma análise empírica, para o período de janeiro de 2000 a janeiro de 2006, utilizando uma regressão multivariada das exportações das classes de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. As variáveis analisadas, além das exportações, são a taxa de câmbio real, o volume total de importações mundiais e a produção industrial brasileira. As duas últimas são tomadas como *proxy* para a renda mundial e para o nível de atividade econômica interna, respectivamente.

A primeira seção do presente trabalho procura apresentar algumas análises recentes do comportamento das exportações brasileiras e, na sequência, são sistematizados os resultados econométricos e as considerações finais deste trabalho.

2. AVALIAÇÕES RECENTES SOBRE O DESEMPENHO DO SETOR EXPORTADOR BRASILEIRO

Cavalcanti e Ribeiro (1998) analisam o comportamento das exportações no período compreendido entre 1977/1996, destacando o impacto

referente à taxa de câmbio real. Os autores observam que durante os anos de 1980 e 1990, a valorização real do câmbio, somada à volatilidade desta taxa, teve impactos coerentes com a teoria econômica, tanto no que se refere ao volume exportado, quanto em relação ao incentivo para investir na produção voltada ao mercado externo. São destacados os efeitos do Plano Real na taxa de câmbio e destes no resultado das exportações, atribuindo-se à mudança da política cambial e à valorização da moeda doméstica parte da responsabilidade pelas mudanças no desempenho da balança comercial brasileira.

Conforme Fonseca (2005, p.4),

a teoria econômica clássica e a observação empírica dos últimos 50 anos no Brasil não deixariam dúvida a respeito da nítida correlação positiva entre a paridade cambial e o desempenho exportador: quanto mais apreciada a moeda nacional, pior seria o desempenho exportador, com uma pequena defasagem de tempo entre causa e efeito, de 3 a 6 meses no máximo.

O autor questiona: “Por que isto agora não está ocorrendo como de costume? Será que as hipóteses relacionadas de fatores conjunturais e estruturais explicam tudo, e em que proporção cada qual contribuiu para este resultado?” (FONSECA, 2005, p. 4).

Tendo como referência tais questionamentos, Fonseca (2005) procura estabelecer o motivo da continuidade do forte desempenho das vendas externas brasileiras apesar da valorização do real frente ao dólar, além de pesquisar a contribuição de outros fatores para o dinamismo do setor exportador, no período recente até junho de 2005. Algumas conclusões podem ser resumidas de seu trabalho:

i) crescimento generalizado do coeficiente de exportação na maioria dos setores industriais, no período de 2000 a 2004, saltando de 11,5% para 17,5%, a preços constantes nesses anos. Além disso, observou-se uma taxa média anual de crescimento de 5,8%, no período de 1990 a 2001, das exportações brasileiras, enquanto que, para o período de 2002 a 2004, registrou-se 24%, com o *market share* no mercado mundial alterando-se de 0,8% em 1998 para algo em torno de 1,2% em 2005.

ii) fatores conjunturais, tais como o crescimento significativo do comércio mundial nos últimos três anos, o forte estímulo às exportações em decorrência da desvalorização cambial ocorrida após 1999 e a forte elevação dos preços internacionais das *commodities*, as quais representam relevante peso na pauta exportadora da economia brasileira.

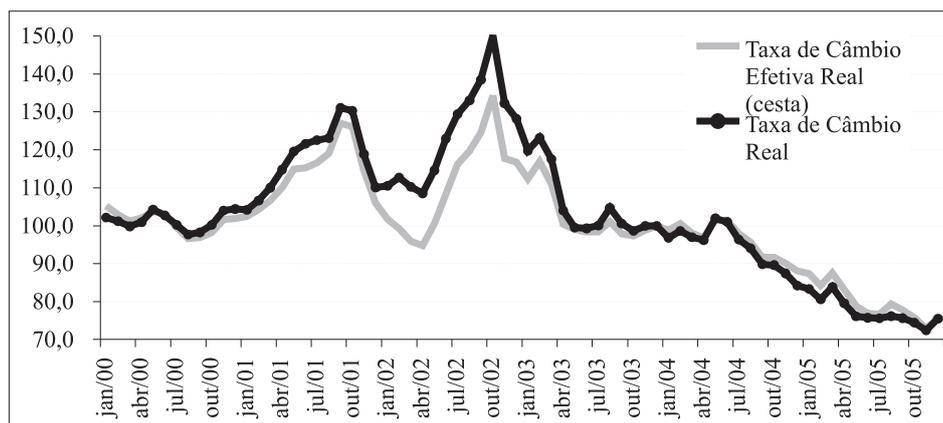
iii) fatores estruturais, tais como a maior diversificação da pauta exportadora em termos de países compradores e em termos de produtos vendidos, o esforço exportador dos últimos cinco a seis anos mostrando aumento contínuo da base exportadora, o impacto dos processos de privatização, liberalização comercial e desregulamentação induzindo aumento da competitividade produtiva doméstica, e o “salto” qualitativo e quantitativo das vendas externas do agronegócio brasileiro.

Fonseca (2005) destaca que, em um artigo sobre o desempenho das exportações brasileiras, Delfim Neto (2005) concluiu que para o período de 2002 a 2005, aproximadamente 2/3 do aumento das exportações brasileiras deveu-se exclusivamente a fatores conjunturais exógenos, enquanto que apenas 1/3 foi resultado de fatores estruturais específicos relacionados à melhoria da economia brasileira, ou seja, os números revelam que 2/3 do aumento das exportações decorreu da inércia – resistência na posição já ocupada pelo Brasil – e da extraordinária expansão mundial que se verificou, sendo, portanto, independentes da política brasileira; já em relação ao 1/3 pode-se atribuir ao esforço exportador doméstico e à melhoria de produtividade, que se mensuram pela relação preços internacionais/preços nacionais em dólares das exportações brasileiras.

Fonseca (2005, p.5) conclui que

(...) fatores conjunturais externos, altamente positivos para a estrutura exportadora brasileira, estão de certa forma distorcendo ou ‘mascarando’ temporariamente os efeitos deletérios da excessiva apreciação cambial do Real sobre a rentabilidade das exportações brasileiras, e que no tempo, em prazo indeterminado, a realidade desta disparidade cambial corrente se aplicará inexoravelmente à economia brasileira, impondo novamente os já conhecidos e pesados custos de correção do curso da taxa de câmbio.

O comportamento da taxa de câmbio real e da taxa de câmbio efetiva real pode ser observado no gráfico 1, onde se evidencia a recente apreciação real da moeda doméstica⁵.



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 1 - Evolução da taxa de câmbio real e da taxa de câmbio efetiva real – 2000-2005

Especificamente quanto ao desempenho do setor exportador no ano de 2005, a confirmação de aspectos relacionados a esses fatores conjunturais positivos foi evidenciada pela avaliação do setor externo da economia brasileira, efetuada pela equipe de Conjuntura Econômica da UFRJ⁶. De acordo com o relatório, no ano de 2005, os preços das exportações brasileiras mantiveram uma trajetória favorável, porém ocorreu uma nítida perda de dinamismo do *quantum*⁷ exportado, em especial, dos produtos manufaturados. As vendas externas se desaceleraram mais lentamente do que se esperava pelos seguintes fatores:

⁵ O índice da Taxa de Câmbio Efetiva Real (R\$/ALADI, R\$/Europa e R\$/Cesta de 13 moedas) é calculado com base nas taxas de câmbio reais dos países que compõem a respectiva cesta, ponderadas pela participação média de cada país na corrente de comércio (exportação e importação) do Brasil. Foram utilizadas quatro ponderações: (i) até dezembro/94 com base no período 1992/94, (ii) de janeiro/95 a dezembro/99 com base no período de 1995/98, (iii) de janeiro/00 até dezembro/02 utiliza base 2000/01 e (iv) a partir de janeiro/03 utiliza a base 2003/04. Os respectivos vetores de ponderação atuais são: Aladi: Argentina (53,8%); México (19,2%), Chile (16,1%), Paraguai (5,7%) e Uruguai (5,2%). Europa: Zona do EURO (90,2%) e Reino Unido (9,8%). Cesta de 13 Moedas: Zona do EURO (29,3%), EUA (28,0%); Argentina (10,8%), China (7,7%), Japão (5,1%); México (3,9%), Chile (3,2%), Reino Unido (3,2%); Coreia do Sul (2,7%), Rússia (2,2%), Canadá (1,8%), Paraguai (1,1%) e Uruguai (1,0%).

⁶ Por meio do relatório "Economia e Conjuntura", de janeiro de 2006.

⁷ Neste trabalho, utiliza-se a medida de *quantum* calculada pela Fundação Câmara de Comércio Exterior – Funcex.

i) o aumento da produção nacional de petróleo e derivados, em conjunto com os preços externos positivos, favoreceu, a partir de julho de 2005, as exportações de gasolina e óleos combustíveis, além do petróleo em bruto.

ii) a demanda externa que manteve seu ritmo de crescimento, permitindo a elevação do *quantum* exportado e repasse de preços em alguns produtos manufaturados, dada a apreciação do câmbio doméstico.

iii) os preços internacionais favoráveis das *commodities* não petróleo, que elevaram em média, o valor dos embarques dos produtos semimanufaturados e básicos.

Conforme o relatório, a desaceleração das exportações medida pelo *quantum* tem se mostrado mais significativa em comparação com a mensuração em valor, uma vez que os preços têm desempenhado um papel relevante para a manutenção das receitas das vendas externas. Pode ser observado, na tabela seguinte, que os produtos básicos e semimanufaturados têm sido fortemente favorecidos pelos preços das *commodities* no mercado internacional. No entanto, a desaceleração em *quantum* ocorrida nas exportações de manufaturados revela um dado preocupante, pois o crescimento real do *quantum* desses produtos registrou apenas 1,7% ao longo de 2005⁸. Cabe destacar o efeito da elevação de preços: melhorou o desempenho das vendas externas de manufaturados com o aumento acima das cotações mundiais, porém, de forma diferente ao observado nos produtos básicos e semimanufaturados, parte da desaceleração registrada no volume de exportações deve-se, provavelmente, à perda da competitividade de preços no mercado global.

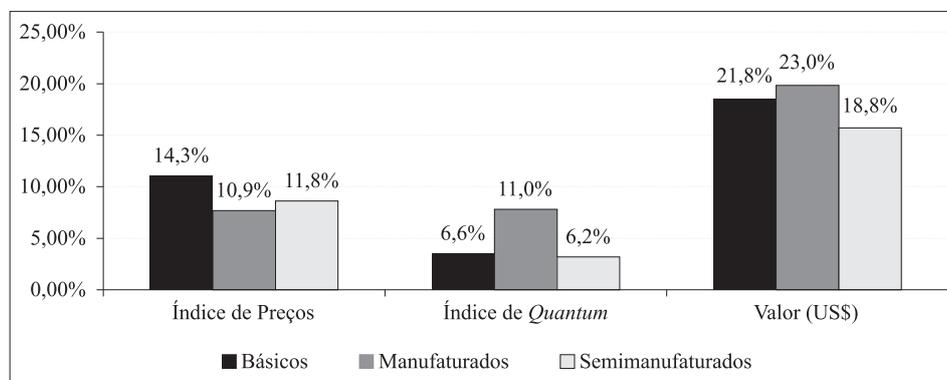
Tabela 1 - Desempenho das exportações em *quantum* e em volume financeiro* - 2002-2005

ANO	BÁSICOS		MANUFATURADOS		SEMIMANUFATURADOS	
	Valor (US\$)	<i>Quantum</i> (%)	Valor (US\$)	<i>Quantum</i> (%)	Valor (US\$)	<i>Quantum</i> (%)
2002	10,5	15,2	0,3	5,2	8,8	14,0
2003	24,9	13,1	20,2	20,9	22,1	9,6
2004	34,7	13,8	33,5	26,1	22,7	7,2
2005	21,8	6,6	23,0	11,0	18,8	6,2

Fonte: MDIC/Secex e Funcex.

* Variação percentual em relação ao ano anterior.

⁸ Cálculo efetuado pelo Grupo de Conjuntura do IE/UFRJ. De acordo com o relatório, no ano de 2005, a maior parte do crescimento destes produtos decorreu de um efeito puramente estatístico, o *carry-over*.



Fonte: MDIC/Secex e FUNCEX.

Gráfico 2 - Crescimento das exportações - 2005

Desta forma, observa-se que a apreciação do câmbio doméstico contribuiu para a desaceleração das vendas de manufaturados, o que pesou negativamente para o desempenho do setor exportador, já que estes representam aproximadamente 60% da pauta brasileira de exportações. A tabela seguinte reforça a percepção de perda de dinamismo das exportações brasileiras em comparação com o desempenho da demanda mundial, considerando-se o índice da taxa de câmbio real efetiva média. Em 2005 registrou-se crescimento das exportações brasileiras pouco acima do nível do comércio mundial, no entanto, para 2006, as estimativas mostram um crescimento do *quantum* em linha com a taxa do *quantum* do comércio mundial, o que evidencia uma possível “dinâmica perigosa” para as exportações, se tornando dependentes dos preços mais elevados das *commodities* no mercado global, os quais estão sujeitos a reversões. Assim, o relatório da UFRJ (2005, p.40) conclui:

(...),isso implica que uma queda na demanda externa e nos preços internacionais das exportações, somada ou não a uma retomada da atividade doméstica, pode comprometer seriamente o saldo comercial alcançado até agora. Vale ressaltar, no entanto, que as perspectivas para a economia mundial em 2006 são bastante favoráveis, e por isso não se espera uma queda brusca no saldo comercial este ano, mesmo com a taxa de câmbio mantida no patamar atual (pelo contrário, a maioria das instituições projeta um saldo ainda em torno

de US\$ 40 bilhões). Por outro lado, é bem verdade que, do ponto de vista da sustentabilidade das contas externas, há bastante espaço para reduções no saldo comercial nos próximos anos. A rigor, o risco maior não é esse (uma queda no saldo comercial é natural e esperada, caso a economia retome uma trajetória de crescimento sustentado). O risco maior é o de que a apreciação cambial excessiva induza uma diminuição dos investimentos nos setores exportadores, bem como dos esforços de internacionalização das empresas. Um movimento como este resulta numa perda dos mercados conquistados e do “espírito” exportador, e compromete não somente o saldo comercial a médio e longo prazo, mas o próprio potencial de crescimento da economia.

Tabela 2 - Desempenho comparativo das exportações brasileiras (1) – 2000-2006

ANO	COMÉRCIO MUNDIAL (a)	EXPORTAÇÕES BRASIL (b)	(b)/(a)	ÍNDICE DE TAXA DE CâMBIO REAL EFETIVA (2)
2000	13,20	11,00	0,84	100,00
2001	-0,30	9,60	-	124,00
2002	3,70	8,60	2,33	137,10
2003	5,60	15,70	2,80	142,10
2004	10,90	19,20	1,76	139,80
2005	7,00	9,30	1,33	114,00
2006 (3)	7,60	7,30	0,96	105,80

Fonte: Relatório Economia e Conjuntura da UFRJ, janeiro/06.

(1) Taxa de crescimento em relação ao anterior, dados em *quantum*.

(2) Índice de taxa de câmbio real efetiva refere-se à taxa média do ano, 2000=100.

(3) Para 2006, as projeções consideram a manutenção da taxa de câmbio no patamar de janeiro de 2006.

Na mesma linha, algumas conclusões foram apresentadas pela CNI e pela Funcex, na avaliação do desempenho das exportações sob a apreciação cambial recente. A Funcex apresentou alguns resultados⁹ da evolução ao longo de 2005, os quais podem ser sintetizados da seguinte forma:

i) a maior parte do crescimento do valor exportado deveu-se aos ganhos de preço, de 12,2%, comparativamente à elevação de 9,3% ocorrida no *quantum* exportado.

ii) a queda observada no ritmo de crescimento do valor exportado deveu-se à desaceleração do *quantum*.

⁹ “Boletim de Comércio Exterior”, número 01, janeiro de 2006.

iii) os ganhos de preço foram especialmente importantes quando se consideram os produtos básicos e semimanufaturados.

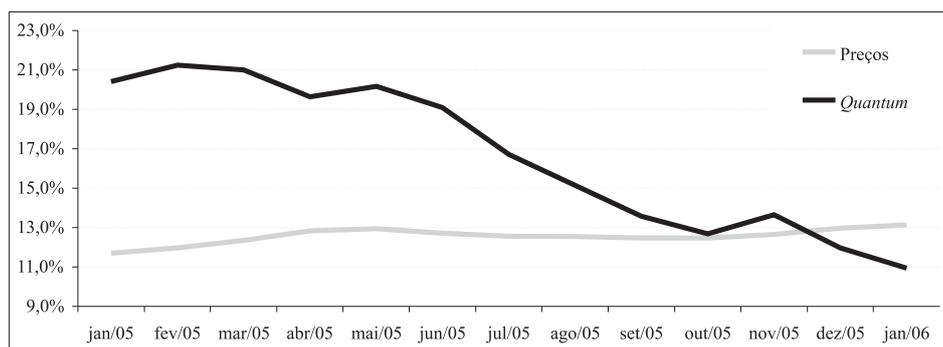
Além disso, demonstrou-se em uma tabela analítica a contribuição que os diversos produtos deram ao aumento dos preços das exportações em 2005, especialmente dentro da classe dos manufaturados, a qual se reproduz neste trabalho para fins de visualização e melhor entendimento. Conforme o relatório da Funcex, os números demonstram que a contribuição das *commodities* manufaturadas não foi o fator predominante, apesar da sua representatividade na evolução dos preços dos manufaturados. Conclui-se que os ganhos de preços desta classe de produtos devem-se, na maior parte, à composição de dois efeitos: alteração da pauta exportadora doméstica para produtos de valor unitário mais alto e elevações de preços propriamente ditos.

Tabela 3 - Principais produtos de exportação segundo classes de produtos - 2005

VARIAÇÃO DO PREÇO E CONTRIBUIÇÃO PARA O AUMENTO DOS PREÇOS EM 2005		
CLASSES DE PRODUTOS	VARIAÇÃO DE PREÇO (%)	CONTRIBUIÇÃO (%)
Básicos	14,20	-
Minério de ferro	50,20	57,40
Óleos brutos de petróleo	38,50	25,30
Café em grão	50,00	20,30
Carne de frango	16,20	10,30
Fumo	15,50	5,00
Carne suína	24,10	4,80
Carne bovina	7,50	3,80
Soja e derivados	-14,00	-30,00
Semimanufaturados	11,80	-
Produtos de ferro e aço	16,30	38,20
Açúcar em bruto	30,20	30,80
Celulose	6,40	6,90
Alumínio	11,00	8,90
Madeiras	11,90	7,00
Borracha	37,30	4,50
Óleo de soja em bruto	-15,20	-11,00
Manufaturados	10,90	-
<i>Commodities típicas</i>	<i>21,50</i>	<i>26,80</i>
Gasolina e óleos combustíveis	48,40	14,30
Açúcar	28,40	5,60
Álcool etílico	43,20	3,60
<i>Não Commodities</i>	<i>9,20</i>	<i>73,20</i>
Laminados de aço	19,00	9,80
Automóveis de passageiros	9,40	5,70
Partes e peças para veículos automóveis e tratores	12,40	5,30
Produtos metalúrgicos de ferro e aço	25,60	5,10
Calçados	16,30	5,00
Resinas, elastômeros e fibras artificiais sintéticas	15,30	4,00
Demais veículos	29,00	2,80
Produtos petroquímicos	16,70	2,60
Chassis, carroçarias, motores, partes e peças para veículos	5,10	2,40
Elementos químicos, não petroquímicos ou carboquímicos	10,30	2,40
Peças, acessórios para máquinas, inclusive ferramentas industriais	15,10	2,20
Máquinas e equipamentos	9,90	2,20
Aviões	-5,20	-2,50
Aparelhos transmissores ou receptores e componentes	-9,70	-3,20

Fonte: Boletim de Comércio Exterior da Funcex. Dados: MDIC/Secex.

Para efeito de comparação do comportamento dos preços e do *quantum* das exportações brasileiras em 2005, na representação gráfica 3 pode-se observar a desaceleração do *quantum* e a aceleração dos preços.



Fonte: Funcex

Gráfico 3 - Evolução das taxas médias dos índices de preço e *quantum* – 2005-2006

Na avaliação da CNI¹⁰, a apreciação do real frente ao dólar vem afetando a rentabilidade das exportações, além de superar, inclusive, as elevações de preços dos produtos que ocorreram no mercado internacional. Quando se analisa o índice de rentabilidade das exportações no acumulado, entre novembro de 2004 e novembro de 2005, verifica-se uma queda de 9,6%. Observa-se que a contribuição dos preços para o valor exportado, no acumulado de 12 meses até novembro de 2005, significou 51%, enquanto a contribuição do *quantum* foi de 12,1%. Um ano antes o ritmo de expansão do *quantum* significava 18,5%.

A instituição alerta para os riscos do aumento da participação dos preços, em especial de produtos manufaturados, os quais podem sofrer reversão rapidamente, no caso de uma queda da demanda externa. Isso reforça o temor quanto à uma valorização contínua do real em relação à moeda norte-americana. No que diz respeito às perspectivas de investimento em exportação, a Sondagem, pesquisa realizada pela entidade no terceiro trimestre de 2005, indicou que os investimentos planejados para 2006 devem destinar-se para o mercado interno. O investimento direcionado, apenas ou parcialmente, para atendimento do mercado externo, reduziu-se, especialmente, para as pequenas

¹⁰ "Comércio Exterior em Perspectiva", números 1, 2, 3 (out., nov., dez. de 2005).

e médias empresas. Conforme a entidade, a persistência da sobrevalorização do câmbio desincentiva tais investimentos, sendo que seus efeitos podem não ser sentidos no curto prazo, mas deverão ser percebidos no longo prazo.

No entanto, a instituição esclarece que o saldo comercial do presente ano deverá ser próximo ao apurado em 2005, apontando alguns fatores de estímulo às exportações do passado e que deverão estar presentes em 2006: os preços ainda elevados das *commodities* e a demanda forte, já que se estima que este ano os Estados Unidos e China irão apresentar bons resultados de crescimento, mantendo, assim, a demanda aquecida.

Apesar das boas estimativas do FMI para o ano de 2006¹¹, esta instituição destaca alguns fatores de risco de menor crescimento: o elevado déficit externo norte-americano; a possibilidade de elevação mais acentuada das taxas de juros nos Estados Unidos, com efeitos de transmissão em outras economias no mundo; os preços do petróleo, pressionados por problemas de oferta, em especial, da capacidade de refinação; e o crescimento econômico fraco da zona do Euro, que mostra mais incertezas para o futuro. Finalmente, nas estimativas da CNI, as exportações deverão crescer 10% em 2006, para US\$ 130 bilhões, enquanto que as importações devem se elevar em cerca de 18%, para US\$ 86,5 bilhões, gerando um superávit comercial de aproximadamente US\$ 43,5 bilhões.

2.1. Aspectos Teóricos: breve comentário

A taxa de câmbio real é a taxa relevante para determinar os fluxos de comércio entre os países, sendo o relativo de preços entre os produtos internos e externos, ou seja, a razão entre o preço do produto estrangeiro e o preço do produto produzido nacionalmente, ambos medidos em termos da moeda doméstica.

Diversos fatores dinâmicos se mostram relevantes na explicação dos padrões reais de ajuste da conta-corrente nos balanços de pagamentos e, de forma simplificada, pode-se considerar que, tudo o mais constante, uma depreciação real da taxa de câmbio melhora de forma imediata a conta-corrente, ao passo que uma apreciação real piora o saldo da balança: no primeiro caso, os preços dos produtos domésticos se tornam mais competitivos no

¹¹ A previsão de crescimento para a economia mundial do FMI para 2006 é de 4,9%.

mercado internacional enquanto que os preços dos produtos estrangeiros se tornam mais caros no mercado interno; no segundo caso, o contrário é verdadeiro, já que a apreciação real torna os preços de produtos domésticos mais caros para o comércio internacional e os preços dos produtos externos mais baratos internamente.

Entretanto, deve-se destacar que, na realidade, o comportamento dos fluxos de comércio é mais complexo do que se sugere, pois envolve fatores dinâmicos, tanto do lado da oferta quanto do lado da demanda, os quais fazem com que a conta-corrente se ajuste apenas gradualmente em relação às alterações que ocorrem na taxa de câmbio.

De acordo com a teoria econômica, a Curva J mostra que a conta-corrente sofre uma piora imediatamente após uma depreciação real e inicia uma melhora somente após determinado período, ou seja, descreve o período de tempo que uma depreciação real leva para melhorar o saldo da balança comercial. A conta-corrente pode sofrer uma deterioração na seqüência de uma depreciação real pelo fato de que no período após a depreciação, os volumes de exportações e importações podem refletir decisões de compra baseadas na taxa de câmbio real anterior, tendo como principal efeito a elevação do valor do nível de importações que foram contratadas anteriormente, em termos de bens domésticos – assim, como as exportações medidas na produção doméstica não se alteram ao passo que as importações se elevam, observa-se uma queda inicial na conta-corrente do balanço de pagamentos.

3. ANÁLISE EMPÍRICA E RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

A metodologia utilizada é uma regressão multivariada por meio de mínimos quadrados ordinários, através do *software* econométrico E-Views. A análise empregou dados mensais de janeiro de 2000 a janeiro de 2006 para uma comparação do comportamento das variáveis no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2002 em relação ao período de janeiro de 2003 a janeiro de 2006.

3.1 Descrição das variáveis utilizadas

Foram estimadas equações considerando-se como variável dependente as exportações brasileiras, medidas em *quantum* e desagregadas por classe de

produtos (manufaturados, semimanufaturados e básicos)¹². Como variáveis independentes, foram utilizadas a taxa de câmbio real, uma *proxy* para a renda mundial e um indicador de nível de atividade doméstica¹³.

A taxa de câmbio real foi calculada a partir do dólar norte-americano deflacionado pelo diferencial entre o Índice de Preços ao Atacado brasileiro (IPA)¹⁴ e o Índice de Preços ao Produtor norte-americano (PPI)¹⁵. Como *proxy* para o nível de renda mundial utilizaram-se dados do volume mundial de importações¹⁶, sendo que, para o nível de atividade doméstica, optou-se pelo uso do indicador de produção industrial brasileira¹⁷. Os modelos em geral exigiram a utilização de variáveis *dummy* para neutralizar efeitos de *outliers* com intuito de preservar a tendência natural das séries, a exemplo da *dummy* referente ao período eleitoral, quando o país foi acometido por uma crise de confiança, o que provocou significativa desvalorização cambial, com reflexos em outras variáveis. Com o intuito de complementar a investigação econométrica foi feita também uma estimativa dos modelos utilizando a taxa de câmbio real efetiva em substituição à taxa de câmbio real.

3.2 Testes de Raiz Unitária

Para detecção da estacionariedade das séries temporais, foi realizado o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) das variáveis em nível. Nos casos em que não se pôde rejeitar a hipótese nula de existência de raízes unitárias, em vista dos valores críticos e níveis de significância, repetiu-se o teste para estas séries em primeira diferença, quando se tornou possível a sua rejeição.

Conforme se observa pelas tabelas 4, 5 e 6, por meio do teste ADF, o *quantum* das classes de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos, se mostrou estacionário em nível. Por outro lado, as variáveis taxa de câmbio real, taxa de câmbio real efetiva e as *proxies* para produção industrial e renda mundial apresentaram estacionariedade apenas em primeira diferença, sendo, portanto, integradas de ordem um, I(1).

¹² A partir de dados da Funcex.

¹³ Ver Castro e Cavalcanti (1998).

¹⁴ Calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

¹⁵ Apurado pelo Departamento do Trabalho norte-americano.

¹⁶ Série apurada pelo FMI, obtida no Ipeadata.

¹⁷ Série apurada pelo IBGE, ajustada sazonalmente, base 2002=100.

Como as séries não apresentaram a mesma ordem de integração, descartou-se a hipótese de co-integração das mesmas.

Tabela 4 - Teste de raiz unitária ADF – 2000-2002 (1)

Variável (2)	Defasagem	Constante	Tendência	ADF	No. de Obs.	Prob (3)	Valor crítico (4)		
							1%	5%	10%
QMANUF	7	sim	sim	-4,992**	28	0,002	-4,324	-3,581	-3,225
QSEMIMAN	9	sim	sim	-4,163*	26	0,015	-4,356	-3,595	-3,233
QBASICOS	0	sim	não	-3,833**	35	0,006	-3,633	-2,948	-2,613
DTXCAMBIO	0	não	não	-4,154**	34	0,000	-2,635	-1,951	-1,611
DECESTA	0	não	não	-4,269**	34	0,000	-2,635	-1,951	-1,611
DRENDMUN	0	não	não	-8,161**	34	0,000	-2,635	-1,951	-1,611
DPRODIND	0	não	não	-6,308**	34	0,000	-3,639	-2,951	-2,614

Fonte: Elaboração própria.

(1) Valores de janeiro de 2000 a dezembro de 2002.

(2) QMANUF, QSEMIMAN e QBASICOS correspondem ao quantum dos produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos, respectivamente, enquanto TXCAMBIO, DCESTA, RENDMUN e DPRODIND representam, na mesma ordem, a taxa real de câmbio, a taxa de câmbio real efetiva, a renda mundial e a produção industrial. O 'D' precedente à variável indica a primeira diferença.

(3) MacKinnon (1996) p-values.

(4) Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula da existência de raiz unitária foram gerados pelo pacote econométrico Eviews 5, segundo a * e ** denotam níveis de significância de 5% e de 1%, respectivamente.

Tabela 5 - Teste de raiz unitária ADF – 2003-2006 (1)

Variável	Defasagem	Constante	Tendência	ADF	No. de Obs.	Prob	Valor crítico		
							1%	5%	10%
QMANUF	7	sim	sim	-5,551**	29	0,001	-4,310	-3,574	-3,222
QSEMIMAN	0	sim	sim	-5,085**	36	0,001	-4,235	-3,540	-3,202
QBASICOS	0	sim	sim	-4,775**	36	0,003	-4,235	-3,540	-3,202
DTXCAMBIO	0	sim	sim	-5,795**	35	0,000	-4,244	-3,544	-3,205
DECESTA	0	sim	sim	-5,795**	35	0,000	-4,244	-3,544	-3,205
DRENDMUN	3	não	não	-4,368**	32	0,000	-2,642	-1,952	-1,610
DPRODIND	0	sim	sim	-4,999**	34	0,002	-4,285	-3,563	-3,215

Fonte: Elaboração própria.

(1) Valores de janeiro de 2003 a janeiro de 2006.

Tabela 6 - Teste de raiz unitária ADF – 2000-2006 (1)

Variável	Defasagem	Constante	Tendência	ADF	No. de Obs.	Prob	Valor crítico		
							1%	5%	10%
QMANUF	0	sim	sim	-4,505**	72	0,003	-4,091	-3,473	-3,164
QSEMIMAN	0	sim	sim	-5,970**	72	0,000	-4,091	-3,473	-3,164
QBASICOS	0	sim	sim	-4,714**	72	0,002	-4,091	-3,473	-3,164
DTXCAMBIO	0	sim	sim	-6,666**	71	0,000	-4,093	-3,474	-3,164
DECESTA	0	sim	sim	-6,583**	71	0,000	-4,093	-3,474	-3,164
DRENDMUN	10	não	não	-1,965*	61	0,048	-2,604	-1,946	-1,613
DPRODIND	0	não	não	-8,243**	70	0,000	-6,527	-2,904	-2,589

Fonte: Elaboração própria.

(1) Valores de janeiro de 2000 a janeiro de 2006.

3.3 Interpretação dos resultados econométricos

Inicialmente, considerando que existe uma relação direta entre movimentos da taxa de câmbio real e exportações, ou seja, correlação positiva, espera-se que os modelos especificados evidenciem coeficientes positivos. No que diz respeito aos sinais da produção industrial brasileira e da renda mundial, da mesma forma, espera-se coeficientes estimados positivos, independentemente da classe de produtos analisada, o que se verificou nos resultados econométricos da modelagem estimada.

Assim, conforme poderá ser observado nas tabelas seguintes, em relação às correlações positivas esperadas entre as classes de produtos e a taxa de câmbio real, estas foram integralmente confirmadas no período 2000:01 a 2002:12 para as três classes de produtos: manufaturados, semimanufaturados e básicos. Porém, para o período de 2003:01 a 2006:01, onde se evidenciou uma significativa apreciação real da taxa de câmbio, apenas os produtos semimanufaturados e básicos mostraram coeficientes positivos. Ou seja, os manufaturados apresentaram coeficiente negativo, sugerindo que o volume de exportações desta classe de produtos foi explicado por outros fatores, tais como a demanda externa crescente e os ganhos de produtividade, indicados pelos trabalhos da equipe de Conjuntura Econômica da UFRJ, em 2006, e de Delfim Neto (2005), respectivamente. Portanto, para os manufaturados, neste período especificamente, não valeu a correlação positiva que se esperava, o que provocaria uma diminuição no *quantum* das exportações destes produtos em decorrência da queda da taxa de câmbio real.

Quando se analisa o período total de 2000:01 a 2006:01, pode-se observar que para todas as classes de produtos, manufaturados, semimanufa-

turados e básicos mantém-se a correlação positiva esperada.

Quanto às defasagens utilizadas para a taxa de câmbio real, confirmam-se os números encontrados por Fonseca (2005, p. 4) de “uma pequena defasagem de tempo entre causa e efeito”, ao se apurar significância estatística com *lags* entre três e seis meses, exceto para a classe de produtos semimanufaturados, entre 2000:01 e 2002:12, e para a classe de básicos, em todos os períodos analisados. No caso dos semimanufaturados, considerando que os demais períodos confirmaram a defasagem de três meses, a série com sete defasagens para o período entre 2000:01 e 2002:12, que se mostrou significativa, sinaliza que, neste caso, os efeitos da variação cambial podem persistir por um período superior a seis meses. Já em relação aos básicos, em que a taxa de câmbio com duas defasagens mostrou-se significativa, pode-se ter um indício de que as exportações desta classe são impactadas mais rapidamente que o previsto por Fonseca (2005).

Em suma, no caso dos manufaturados, a despeito da queda das cotações da taxa de câmbio, pode-se sugerir que existiu uma demanda externa crescente e, em consequência, os volumes exportados continuaram se elevando, o que reforça os resultados de outros trabalhos, de que os exportadores brasileiros estariam diante de forte demanda externa, conseguindo repassar elevações de preços em vista da apreciação cambial.

Para os semimanufaturados e básicos, já que a correlação positiva se manteve, fica evidenciado que para estas classes de produtos ocorreu perda de competitividade, em vista do processo de apreciação real do câmbio.

Por fim, com o objetivo de verificar se os resultados obtidos na modelagem do *quantum* dos produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados apresentariam diferenças significativas quando utilizada a taxa de câmbio efetiva real, foram estimadas as equações utilizando-se esta variável em substituição à taxa de câmbio real. Como era de se esperar, dada a elevada correlação entre as duas séries ao longo do período avaliado, conforme se observou no gráfico 1, os dados apontam para os mesmos resultados da modelagem que utiliza a taxa de câmbio real, sem provocar nova interpretação econométrica. Os resultados referentes à taxa de câmbio efetiva real são apresentados na parte final do trabalho (Anexo I).

Cavalcanti e Ribeiro (1998), em sua análise do comportamento das exportações brasileiras no período 1977/96 por meio de séries de valor FOB, preços e *quantum*, concluíram que ocorreu uma piora no desempenho

das vendas, em especial no *quantum* exportado, a partir de meados dos anos 1980 e, mais evidentemente nos anos 1990. Conforme os autores, as funções estimadas de exportações dos produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados indicam a relevância das variáveis de preço relativo enquanto determinantes fundamentais no comportamento das exportações brasileiras. No caso dos produtos industriais, os resultados sugerem a existência de uma “tendência exógena de crescimento bastante forte”, que não pode ser identificada de forma explícita, mas que os autores relacionam aos prováveis fatores expansão da capacidade produtiva doméstica ou da demanda mundial.

Tabela 7 - Modelagem para QMANUF - 2000-2002 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	144,5968	26,2782	5,5025	0,0000
D(TXCAMBIO(-3))	176,3145	57,3095	3,0765	0,0060
D(RENDMUN(-6))	0,2486	0,1371	1,8134	0,0848
D(PRODIND(-3))	5,5486	2,8479	1,9483	0,0656
AR(1)	0,5484	0,1681	3,2627	0,0039
MA(3)	-0,9924	0,0706	-14,0513	0,0000
DUMMY200207	132,2823	19,4230	6,8106	0,0000
@TREND	1,830029	1,041098	1,7578	0,0941
R ²	0,8864		F-statistic	22,29
R ² Ajustado	0,8466		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	1,5636			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2000 a dezembro de 2002.

Tabela 8 - Modelagem para QMANUF – 2003-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	281,1795	5,3901	52,1658	0,0000
D(TXCAMBIO(-5))	-72,1916	37,4720	-1,9265	0,0636
D(RENDMUN(-3))	0,1863	0,0510	3,6490	0,0010
D(PRODIND(-5))	4,7321	2,1847	2,1660	0,0384
AR(1)	0,6319	0,1299	4,8660	0,0000
MA(6)	-0,9851	0,0000	-1009878	0,0000
DUMMY200507	49,1525	16,8801	2,9119	0,0067
R ²	0,7748		F-statistic	17,21
R ² Ajustado	0,7298		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	2,0412			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2003 a janeiro de 2006.

Tabela 9 - Modelagem para QMANUF – 2000-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	263,6384	48,3766	5,4497	0,0000
D(TXCAMBIO(-5))	-113,8452	23,9576	-4,7519	0,0000
D(RENDMUN(-5))	0,2861	0,0856	3,3418	0,0015
D(PRODIND)	5,9977	2,1782	2,7536	0,0080
AR(2)	0,9053	0,0480	18,8598	0,0000
MA(1)	0,4628	0,1107	4,1801	0,0001
MA(4)	-0,5307	0,1049	-5	0,0000
DUMMY200406	82,6560	24,8178	3	0,0016
DUMMY200507	109,5132	25,5669	4,2834	0,0001
DUMMYELEITORAL	87,91067	21,07931	4,170473	0,0001
DUMMYSAZONAL(11)	-46,77186	13,44059	-3,479895	0,001
R ²	0,7832		F-statistic	19,51
R ² Ajustado	0,7430		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	1,8821			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2000 a janeiro de 2006.

Tabela 10 - Modelagem para QSEMIMAN – 2000-2002 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	117,5147	4,8631	24,1644	0,0000
D(TXCAMBIO(-3))	31,6421	12,2039	2,5928	0,0166
D(RENDMUN(-5))	0,1229	0,0526	2,3369	0,0289
D(PRODIND)	2,5586	1,2538	2,0407	0,0535
MA(2)	0,9535	0,0470	20,2829	0,0000
DUMMY200104	22,2513	8,3388	2,6684	0,0140
DUMMY200206	-69,8710	12,5761	-5,5559	0,0000
DUMMY200207	51,6874	8,5984	6,0113	0,0000
R ²	0,8369		F-statistic	16,1306
R ² Ajustado	0,7850		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	2,1606			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2000 a dezembro de 2002.

Tabela 11 - Modelagem para QSEMIMAN – 2003-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	165,3061	5,5215	29,9384	0,0000
D(TXCAMBIO(-2))	56,7641	23,6062	2,4046	0,0230
D(RENDMUN(-3))	0,1867	0,0472	3,9551	0,0005
D(PRODIND(-4))	7,2235	1,6335	4,4220	0,0001
AR(2)	0,5480	0,1190	4,6059	0,0001
MA(1)	0,5389	0,1814	2,9708	0,0060
MA(2)	-0,4575	0,1814	-2,5219	0,0176
DUMMY200401	-30,6614	14,1698	-2,1639	0,0392
DUMMY200511	55,8814	13,7730	4,0573	0,0004
R ²	0,6506		F-statistic	6,5166
R ² Ajustado	0,5507		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	1,5593			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2003 a janeiro de 2006.

Tabela 12 - Modelagem para QSEMIMAN – 2000-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	279,2310	244,2530	1,1432	0,2581
D(TXCAMBIO(-3))	26,4036	10,7345	2,4597	0,0172
D(RENDMUN(-3))	0,1652	0,0351	4,7030	0,0000
D(PRODIND(-4))	1,6934	1,0304	1,6435	0,1062
AR(2)	0,4694	0,1021	4,5982	0,0000
AR(3)	0,5086	0,1055	4,8222	0,0000
MA(5)	-0,5933	0,1378	-4,3040	0,0001
MA(6)	-0,3923	0,1239	-3,1661	0,0026
DUMMY200206	-109,3188	13,8362	-7,9010	0,0000
DUMMY200207	35,2792	10,8398	3,2546	0,0020
DUMMY200407	52,0115	11,4797	4,5308	0,0000
R ²	0,7979		F-statistic	18,61
R ² Ajustado	0,7612		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	1,9428			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2000 a janeiro de 2006.

Tabela 13 - Modelagem para QBASICOS – 2000-2002 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	143,4127	1,5925	90,0526	0,0000
D(TXCAMBIO(-2))	79,1915	10,4495	7,5785	0,0000
D(RENDMUN)	0,0934	0,0484	1,9276	0,0663
D(PRODIND(-5))	1,9178	0,9677	1,9817	0,0596
DUMMY200101	-26,4564	7,8837	-3,3558	0,0027
DUMMY200210	32,7644	8,3549	3,9216	0,0007
DUMMYSAZONAL(11)	-9,6091	4,9374	-1,9462	0,0640
R ²	0,8159	F-statistic		16,994
R ² Ajustado	0,7679	Prob(F-statistic)		0,0000
Durbin-Watson	2,1849			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2000 a dezembro de 2002.

Tabela 14 - Modelagem para QBASICOS – 2003-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	323,9048	171,1320	1,8927	0,0700
D(TXCAMBIO(-2))	49,2416	11,4965	4,2832	0,0002
D(RENDMUN(-4))	0,1264	0,0393	3,2119	0,0036
D(PRODIND(-2))	2,3702	0,8708	2,7219	0,0117
AR(2)	0,490087	0,136319	3,595161	0,0014
AR(3)	0,4445	0,1354	3,2844	0,0030
MA(3)	0,9496	0,0493	19,2662	0,0000
DUMMY200401	-74,1578	7,6036	-9,7530	0,0000
DUMMY200412	20,5581	5,3954	3,8103	0,0008
DUMMY200501	-52,7951	8,3164	-6,3483	0,0000
DUMMYSAZONAL(2)	-17,7180	5,7275	-3,0935	0,0048
R ²	0,9479	F-statistic		45,49
R ² Ajustado	0,9271	Prob(F-statistic)		0,0000
Durbin-Watson	2,1527			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2003 a janeiro de 2006.

Tabela 15 - Modelagem para QBASICOS – 2000-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	6168,9750	277011,7000	0,0223	0,9823
D(TXCAMBIO(-2))	53,9751	9,6815	5,5751	0,0000
D(RENDMUN(-3))	0,0567	0,0297	1,9060	0,0621
D(PRODIND(-3))	1,4765	0,8217	1,7969	0,0781
AR(1)	0,9997	0,0156	63,9385	0,0000
MA(1)	-0,5400	0,1389	-3,8879	0,0003
DUMMY200101	-28,0288	10,7286	-2,6125	0,0117
DUMMY200210	23,0028	10,5765	2,1749	0,0341
DUMMY200401	-61,3834	11,0047	-5,5779	0,0000
DUMMY200501	-46,6695	11,5529	-4,0396	0,0002
DUMMY200402	-49,5807	11,2277	-4,4159	0,0000
DUMMY200404	-22,9476	11,0418	-2,0783	0,0425
DUMMY200410	20,6375	10,6337	1,9408	0,0576
DUMMY200502	-31,9921	11,2010	-2,8562	0,0061
R ²	0,9530		F-statistic	82,74
R ² Ajustado	0,9415		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	2,0961			

Fonte: Elaboração própria.

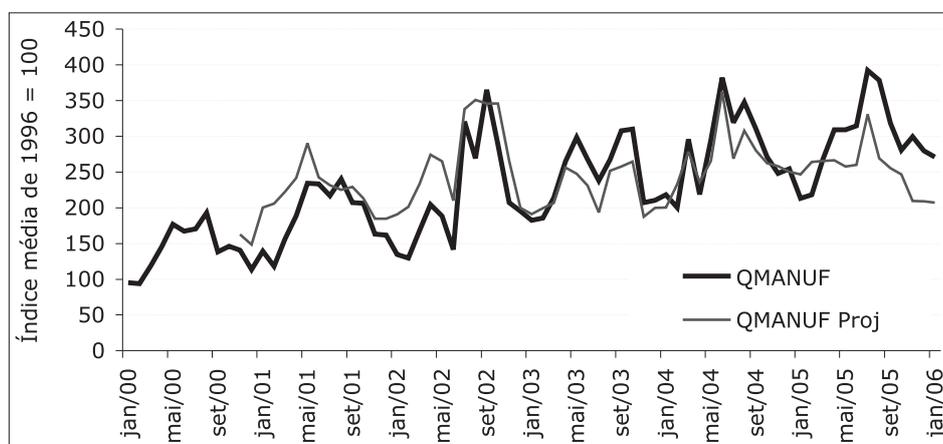
(1) Dados de janeiro de 2000 a janeiro de 2006.

Cabe ressaltar em relação aos testes econométricos, que, na maioria dos modelos, conforme pode ser observado pelas tabelas de 7 a 15, evidenciam-se níveis de significância de 1% e 5%, e, em poucos casos, registram-se valores superiores a estes, porém, inferiores a 10,7% de nível de significância. Já do ponto de vista do rigor econométrico, cabe registrar que todos os modelos estimados mostraram-se robustos diante da avaliação do correlograma dos resíduos, dos critérios de normalidade dos resíduos (Jarque-Bera), heterocedasticidade convencional (Teste Geral de White), heterocedasticidade condicional auto-regressiva (Teste Arch), autocorrelação (correlograma dos resíduos e Teste Breusch-Godfrey (BG) de autocorrelação de ordem superior). Também cabe destacar o poder explicativo dos modelos, a julgar pelo elevado R² ajustado da maioria das equações, bem como a estatística Durbin-Watson (DW) muito próxima de 2, indicando ausência de autocorrelação.

Pertinente às variáveis *dummy* adotadas nos modelos, cabe observar que o período de 2000 a 2005 compreendeu uma grande quantidade de eventos que distorceram sobremaneira alguns dados de exportações. Dentre eles,

cabe destaque para: i) o atentado às torres gêmeas nos EUA em setembro de 2001, que impactou as taxas de câmbio no mundo todo nos meses que se seguiram; ii) o segundo semestre de 2002, onde se observou uma crise de confiança na economia brasileira, devido ao período eleitoral, ocasionando elevada desvalorização da moeda doméstica; iii) as paralisações dos funcionários da Receita Federal em 2004 e 2005, que, na forma de paralisação propriamente dita, ou de operações-padrão, provocaram represamento das exportações, gerando dados distorcidos nos meses seguintes.

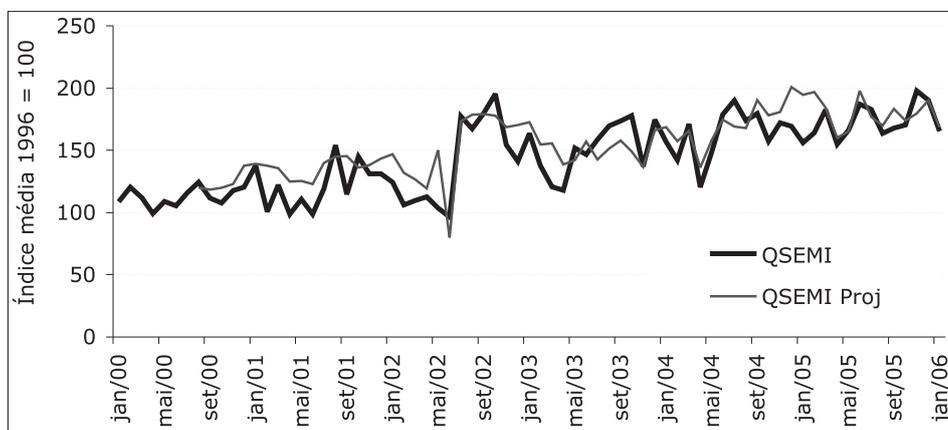
Quanto à especificação dos modelos estimados foram preservadas as relações econômicas entre as variáveis: exportações dependendo da taxa de câmbio real, do nível de renda mundial e do nível de atividade econômica¹⁸. O teste de Ramsey se mostrou significativo na maioria das equações geradas, evidenciando a boa especificação dos modelos. Nos gráficos de 4 a 6, pode-se observar o comportamento das séries realizadas dos manufaturados, semimanufaturados e básicos, e as estimativas das modelagens.



Fonte: Elaboração própria.

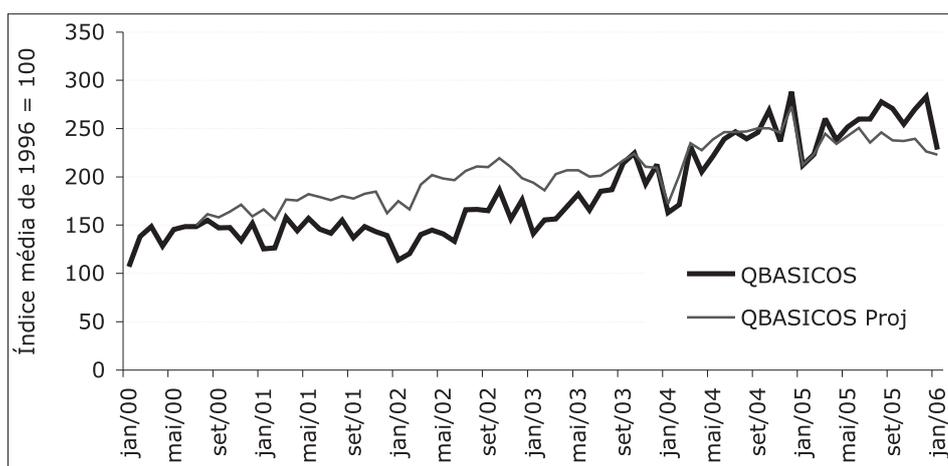
Gráfico 4 - *Quantum* dos produtos manufaturados – 2000-2006

¹⁸ Ver Castro e Cavalcanti (1998).



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 5 - *Quantum* dos produtos semimanufaturados – 2000-2006



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 6 - *Quantum* dos produtos básicos – 2000-2006

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Conclui-se que os sucessivos recordes apurados nos volumes financeiros exportados, mais recentemente, devem-se, em especial, ao efeito dos

preços elevados dos produtos manufaturados. Entretanto, no período avaliado, quanto aos produtos semimanufaturados e básicos, a análise empírica comprovou a perda de competitividade de preços no mercado mundial com a apreciação real do câmbio doméstico, o que possivelmente contribuiu para a desaceleração do *quantum* exportado. Além disso, cabe observar que o movimento de apreciação significou expectativas de menores níveis de investimento no âmbito exportador.

Outro aspecto que deve ser considerado refere-se ao fato de que a taxa de câmbio efetiva real evidenciou movimento muito próximo ao da taxa de câmbio real a partir de 2003. Em outras palavras, as duas taxas “caminharam” juntas, evidenciando que a diversificação dos parceiros comerciais, refletida na própria formação do câmbio real efetivo, não foi fator determinante para o desempenho do setor exportador no período, conforme se confirmou também pelos resultados econométricos.

Assim, o apontamento de temores quanto ao desempenho futuro do setor exportador, para cada região brasileira, está diretamente relacionado com a sua pauta típica, cabendo ressaltar que a diversificação entre as classes de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos contribui significativamente para a redução da vulnerabilidade a choques negativos.

Desta forma, para as classes de semimanufaturados e de básicos, observa-se que os riscos mais imediatos quanto ao desempenho nas exportações estão mais diretamente ligados à continuidade do processo de apreciação cambial. Já em relação aos riscos para o desempenho dos manufaturados, os principais referem-se à possibilidade de queda na demanda externa e nos preços internacionais, já que esta classe de produtos encontra-se cada vez mais dependente dessas cotações elevadas.

RECENT CAMBIAL APPRECIATION AND THE EVOLUTION OF THE BRAZILIAN EXPORTATIONS: AN EMPIRICAL ANALYSIS

Abstract

The present work analyses the performance of Brazilian exports sector as a result of the recent appreciation of the domestic exchange rate.

It should be emphasized that, as a consequence of the real appreciation, one would expect a negative effect on foreign sales. The empiric analysis shows that the successive all-time records, that have been seen with regard to export financial volumes, have been mainly due to the higher prices of manufactured goods. However, the picture is different when we look at semi manufactured and basic goods, in which cases the results have shown a loss of price competitiveness in world markets, which has probably played a major part in bringing about the slow-down of the *quantum* exported.

Key-words: Exchange Rate, Exports, Multivariate Regression.

ANEXO I

Tabela 16 - Modelagem para QBASICOS – 2000-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	54,4390	124,3920	0,4376	0,6634
D(CESTA(-2))	1,7238	0,3330	5,1759	0,0000
D(RENDMUN(-3))	0,0530	0,0308	1,7189	0,0915
D(PRODIND(-3))	1,6789	0,8592	1,9540	0,0560
AR(1)	1,0152	0,0134	75,6359	0,0000
MA(1)	-0,5926	0,1223	-4,8462	0,0000
DUMMY200101	-28,7067	11,0679	-2,5937	0,0122
DUMMY200210	23,5458	10,8854	2,1631	0,0351
DUMMY200401	-60,7141	11,2878	-5,3787	0,0000
DUMMY200501	-45,6159	11,7193	-3,8924	0,0003
DUMMY200402	-50,3184	11,5088	-4,3722	0,0001
DUMMY200404	-22,2042	11,3030	-1,9644	0,0547
DUMMY200410	21,6611	10,9628	1,9759	0,0534
DUMMY200502	-32,5291	11,4448	-2,8423	0,0063
R ²	0,9510		F-statistic	79,06
R ² Ajustado	0,9389		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	2,0283			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2000 a janeiro de 2006.

Tabela 17 - Modelagem para QMANUF – 2000-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	268,8614	61,7865	4,3515	0,0001
D(CESTA(-2))	-3,0964	0,8616	-3,5938	0,0007
D(RENDMUN(-5))	0,2613	0,0878	2,9760	0,0044
D(PRODIND)	4,6076	2,3091	1,9954	0,0511
AR(2)	0,9114	0,0513	17,7597	0,0000
MA(1)	0,5360	0,1124	4,7693	0,0000
MA(4)	-0,4580	0,1006	-4,5516	0,0000
DUMMY200406	94,7771	27,1048	3,4967	0,0010
DUMMY200507	95,1899	27,1366	3,5078	0,0009
DUMMYSAZONAL(11)	-46,1727	13,9596	-3,3076	0,0017
R ²	0,7640		F-statistic	17,48
R ² Ajustado	0,7203		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	1,9146			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2000 a janeiro de 2006.

Tabela 18 - Modelagem para QSEMINAN – 2000-2006 (1)

Variáveis Independentes	Coefficiente	Erro Padrão	t-Statistic	Prob.
C	297,8289	352,0800	0,8459	0,4015
D(CESTA(-4))	0,8536	0,3594	2,3824	0,0209
D(RENDMUN(-3))	0,1626	0,0341	4,7622	0,0000
D(PRODIND(-5))	1,5396	0,9835	1,5654	0,1236
AR(2)	0,4659	0,1034	4,5047	0,0000
AR(3)	0,5150	0,1073	4,7981	0,0000
MA(5)	-0,5442	0,1378	-3,9484	0,0002
MA(6)	-0,4414	0,1229	-3,5925	0,0007
DUMMY200206	-97,9536	14,4341	-6,7863	0,0000
DUMMY200207	36,0232	10,5666	3,4092	0,0013
DUMMY200407	52,9729	11,4564	4,6239	0,0000
DUMMY200302	20,5346	11,0337	1,8611	0,0684
R ²	0,7886		F-statistic	17,6337
R ² Ajustado	0,7439		Prob(F-statistic)	0,0000
Durbin-Watson	1,9548			

Fonte: Elaboração própria.

(1) Dados de janeiro de 2000 a janeiro de 2006.

REFERÊNCIAS

Castro, A.S. e Cavalcanti, M.A.F.H. Estimção de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, IPEA, v.28, n° 1, abril de 1998.

Cavalcanti, M.A.F.H. e Ribeiro, F.J. As Exportações Brasileiras no Período 1977/96: Desempenho e Determinantes. IPEA, **Texto para Discussão** nº 545, 1998.

Confederação Nacional da Indústria (CNI). **Comércio Exterior em Perspectiva**, Ano 15, nº 1, 2, 3 out., nov., dez. de 2005.

Delfim Netto, A. Ilusivo Aumento das Exportações. **Valor Econômico**, 23/08/05, 2005.

Eviews 5.0. User Guide: Econometrics Views. California, Quantitative Micro Software, 2004.

Fonseca, A.G. O Paradoxo Cambial e as Exportações Brasileiras, www.econ.puc-rio.br/gfranco/Paradoxo_Cambial.pdf. Acesso disponível em 02/03/2006.

Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex). **Boletim de Comércio Exterior**, Ano X, número 1, Janeiro de 2006.

Instituto de Economia da UFRJ. **Economia e Conjuntura**, Ano 6, nº 71, Janeiro de 2006.

MacKinnon, James G. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, **Journal of Applied Econometrics**, vol. 11, p. 601-618, 1996.

Artigo recebido em 07 de agosto de 2006 e aprovado em 02 de setembro de 2006.