

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO**

**EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS E A ECONOMIA MUNDIAL**

**Samara Paladino Roriz**

**Nº de matrícula 0124305-9**

**Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia**

**Dezembro de 2005**

**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO**

**EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS E A ECONOMIA MUNDIAL**

**Samara Paladino Roriz**

**Nº de matrícula 0124305-9**

**Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia**

**Dezembro de 2005**

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma fonte externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

**“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”**

Agradeço ao meu orientador Márcio Garcia.

Agradeço ao professor Marcelo Medeiros pela contribuição na parte econométrica do trabalho.

Agradeço aos meus pais, meus amigos e ao Terence.

## SUMÁRIO

<b>1. Introdução</b>	<b>5</b>
<b>2. Histórico da Balança Comercial Brasileira</b>	<b>7</b>
<b>3. Índice de Quantum e Índice de Preços das Exportações Brasileiras</b>	<b>12</b>
<b>4. Preço Internacional das <i>Commodities</i> versus Aumento das Exportações Brasileiras</b>	<b>15</b>
<b>5. O Aumento dos Preços Internacionais das <i>Commodities</i></b>	<b>17</b>
<b>6. Revisão Bibliográfica</b>	<b>19</b>
<b>7. Análise Econométrica</b>	<b>23</b>
7.1 Variáveis	23
7.2 Metodologia	25
7.2.1 Modelo ADL	26
7.2.2 Modelo VAR	28
7.3 Resultados – Análise Comparativa	29
<b>8. Conclusão do Trabalho</b>	<b>32</b>
<b>Bibliografia</b>	<b>33</b>
ANEXO I	34
ANEXO II	38
ANEXO III	41

## 1. Introdução

Desde 2001 a balança comercial brasileira tem apresentado crescentes superávits atingindo um saldo de mais de US\$ 5 bilhões em setembro de 2005. As exportações são as principais responsáveis por esses resultados. O índice de quantum das exportações, calculado pela FUNCEX<sup>1</sup> cresceu 110% entre janeiro de 2002 e julho de 2005 e o valor total das exportações cresceu aproximadamente 78% no mesmo período.

O que estaria por trás deste espantoso crescimento? Naturalmente poderíamos pensar que se trata do efeito defasado da taxa de câmbio real depreciada que durou até a superação da crise de confiança em 2002. Mas o real vem se apreciando fortemente desde então, atingindo valores muito próximos do câmbio real em 1999, quando as exportações eram aproximadamente 40% menores que atualmente. Uma das hipóteses que explica este fato é o aumento dos preços internacionais das *commodities*, medido pelo índice CRB (*Commodity Research Bureau*), que cresceu mais de 60% entre o início de 2002 e julho de 2005.

Este “boom” dos preços internacionais das *commodities* está acontecendo devido a um período de elevada liquidez mundial com as taxas de juros americanas muito baixas, altas taxas de crescimento mundiais e um grande aumento do fluxo de comércio internacional especialmente após a abertura comercial da China.

Há três anos atrás ninguém apostava em uma alta tão grande dos saldos da balança comercial brasileira e a maioria dos analistas subestimou os valores das exportações.

Este trabalho objetiva definir um modelo que justifique o comportamento crescente das exportações brasileiras frente aos fatores atuais de apreciação do câmbio real, da entrada em cena de novos mercados, como a gigantesca China, e o aumento do preço das *commodities*, dentre outros fatores.

---

<sup>1</sup> Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior

O trabalho está dividido em seções que, inicialmente, descrevem o comportamento da balança comercial ao longo dos anos, abordando o desempenho do câmbio real, das exportações e das importações.

Na seção “Índice de Quantum e Índice de Preços das Exportações Brasileiras”, as exportações são decompostas nos efeitos *quantum* e preços, avaliando o crescimento do valor exportado dos produtos brasileiros.

Mais à frente, é feita a análise dos preços internacionais das *commodities* em confronto com o aumento das exportações, o que deixa claro que estas estão diretamente vinculadas ao aumento daquelas. Em prosseguimento, é feita uma breve análise sobre os principais elementos que pressionam positivamente os preços das *commodities*.

Em seção específica, foi feita uma revisão bibliográfica onde são estudados outros modelos relevantes já desenvolvidos sobre o tema, com o objetivo de balizar e obter *insights* importantes para o desdobramento deste trabalho.

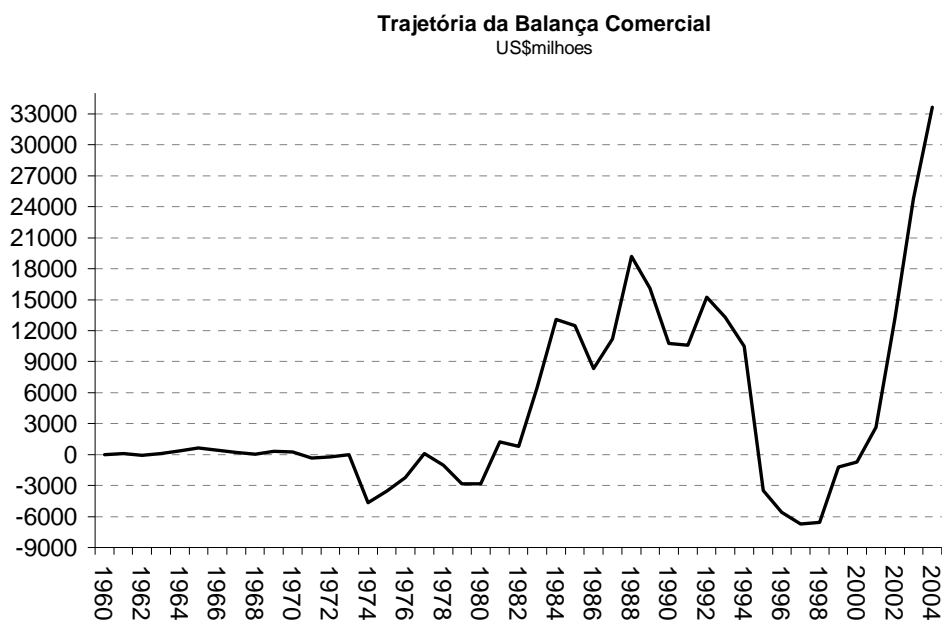
De posse do material obtido nas seções acima partimos para o desenvolvimento dos modelos, com a descrição da metodologia adotada, cada uma de suas etapas e a elaboração de cenários, culminando com a conclusão de todo o trabalho.

## 2. Histórico da Balança Comercial Brasileira

A balança comercial brasileira passou por diversas fases desde 1960, mas podemos separá-las, de maneira mais geral, em duas mais marcantes: de 1960 a 1990 e pós 1990. O primeiro período foi marcado pela atuação do governo como principal agente do crescimento e pelo fechamento da economia à concorrência dos produtos externos através de tarifas de importação, barreiras não tarifárias e controle do câmbio, modelo de industrialização por substituição de importações. Segundo Cavalcanti e Ribeiro<sup>2</sup> (1998), este modelo tinha um grande viés pró-mercado interno combinando restrição às importações com a falta de interesse por explorar o mercado externo como fonte de crescimento. O segundo período foi marcado por uma redução significativa do papel do Estado na economia e pelas políticas de liberalização do comércio.

O Gráficos 1 abaixo mostra a trajetória da balança comercial e o Gráfico 2 mostra as trajetórias das exportações e das importações desde 1960 em bases anuais (FOB) segundo dados da FUNCEX e do Banco Central.

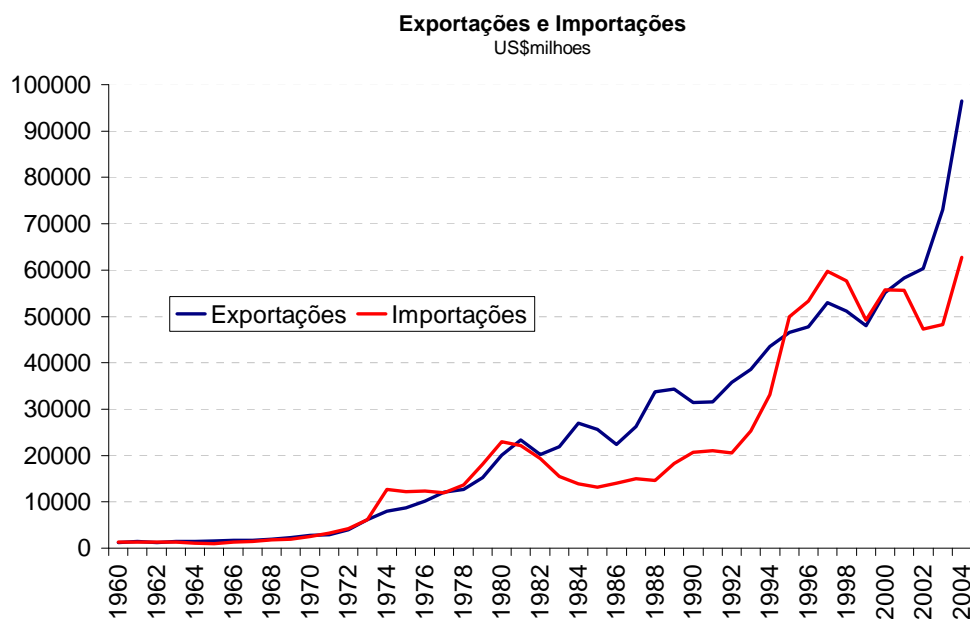
### Gráfico 1



<sup>2</sup> Cavalcanti, Marco Antônio; Ribeiro, Fernando José. *As Exportações Brasileiras no Período 1977/96: Desempenho e Determinantes*. IPEA: Texto para Discussão nº 545, 02/1998.



Gráfico 2



Até 1970 os saldos comerciais giravam em torno de zero. Foram feitos esforços governamentais para incentivar as exportações na década de 60, mas todos eles através de incentivos fiscais, não gerando ganhos de produtividade. O primeiro choque do petróleo, em 1973, gerou saldos deficitários na balança comercial e fez com que o país procurasse intensificar o processo de substituição de importações e estímulo as exportações apoiando-se no último grande surto de investimentos na economia brasileira (II PND).

A década de oitenta foi marcada por enormes superávits comerciais que chegaram a quase US\$ 2 bilhões em 1988 refletindo a necessidade de ajuste do balanço de pagamentos após a interrupção dos fluxos de financiamento externo por conta da moratória declarada em 1982. A grande desvalorização da moeda combinada à recessão do período levou a um aumento das exportações e uma diminuição das importações, mas isso não se sustentou no longo prazo.

O processo de reformas estruturais que marcaria a evolução econômica do Brasil ao longo da década de 90 se iniciou com a abertura comercial. Durante o governo de Fernando Collor, foi implantado um programa de liberalização financeira e externa,

assim como de eliminação de barreiras protecionistas contra a importação. Os principais objetivos do plano consistiam na redução ou extinção da cobertura de barreiras não tarifárias, como quotas, proibições e reservas de mercado; na redução do nível médio de tarifas de importação e na diminuição de discrepâncias na estrutura tarifária. Segundo artigo escrito por Ricardo A. Markwald, publicado na Revista Brasileira de Comércio Exterior da FUNCEX<sup>3</sup>, entre 1988 e 1993 a estrutura tarifária brasileira sofreu uma mudança radical, quando a tarifa média declinou cerca de 40 pontos percentuais, passando de níveis superiores a 50% para 13,2%.

Esta abertura comercial resultou em crescentes importações que juntamente com o processo de renegociação da dívida externa e um intenso e novo fluxo de capital, reduziram enormemente os saldos da balança comercial. A partir de 1992 é possível observar no Gráfico 1 o começo da trajetória de queda do saldo da balança comercial que entre 1992 e 1995 sofreu uma redução de aproximadamente 122%, passando de um superávit de US\$15 bilhões para um déficit de mais de US\$3 bilhões.

Em Julho de 1994 o Plano Real entrou em vigor seguindo três etapas básicas: a promoção de um ajuste fiscal de curto prazo, a superindexação da economia através do uso da URV como unidade de referência e a desindexação com estabilidade dos preços por meio da reforma monetária com adoção da URV como nova moeda. Paralelamente a estes passos o governo acelerou as privatizações, aumentou as taxas de juros e deu continuidade ao processo de abertura econômica.

O Plano de estabilização gerou uma redução rápida da inflação, acelerando o crescimento econômico e aprofundando a mudança substancial no desempenho da balança comercial com o surgimento de déficits. Entre 1991 e 1997 as importações quase triplicaram, passando de US\$ 21,0 bilhões para US\$ 59,7 bilhões e registrando um crescimento médio de 19% ao ano dentro deste período.

Em 1999 teve início o esperado movimento de depreciação da taxa de câmbio como mostra o Gráfico 3 abaixo. A esperança de que o desequilíbrio externo da economia seria eliminado rapidamente pela depreciação durou pouco. No ano de 1999, a redução

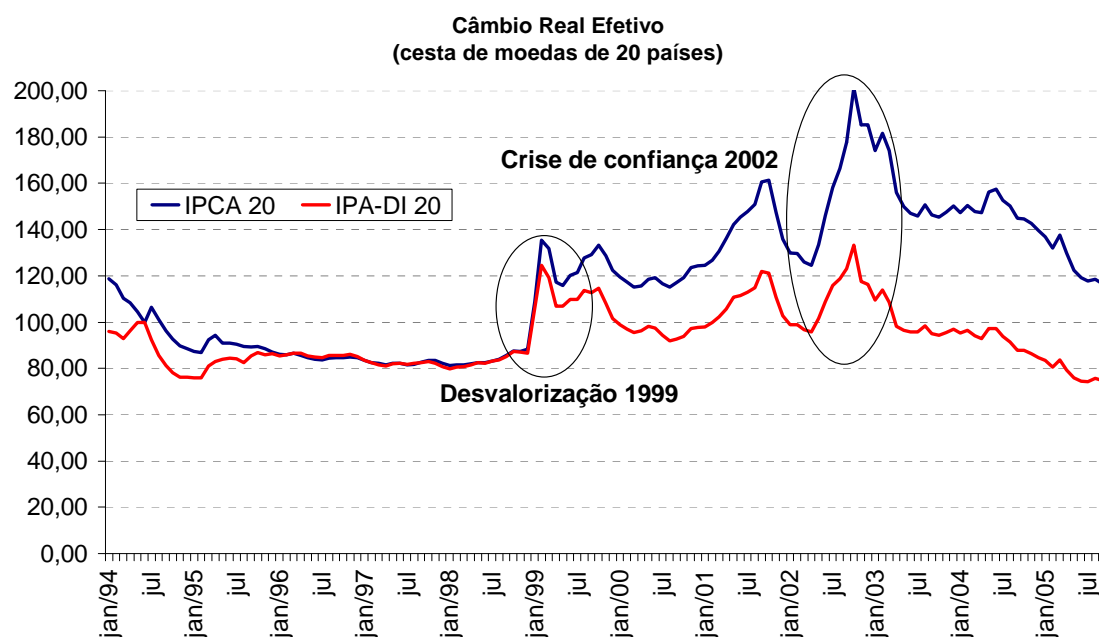
---

<sup>3</sup> Markwald, Ricardo. *O impacto da abertura comercial sobre a indústria brasileira: balanço de uma década*. Trabalho apresentado no XIII Fórum Nacional em 14/05/2001, promovido pelo Instituto Nacional de Altos Estudos, Rio de Janeiro.

do déficit comercial foi resultado da maior queda das importações relativamente ao aumento das exportações. Em 2000, especialmente devido à redução dos juros reais, a economia se estabilizou permitindo a expansão da produção e consequentemente das exportações. A partir deste ano passamos a observar crescentes superávits comerciais.

Com a eleição de Lula a presidência em 2002 o país passou por uma grande crise de confiança que levou a uma forte depreciação do câmbio real como mostra o Gráfico 3. Mas, a partir do final do ano de 2002 e começo de 2003, com a superação desta crise, o câmbio real vem se apreciando continuamente. Entre janeiro de 2002 e julho de 2005 a apreciação do câmbio real efetivo calculado através de uma cesta de 20 moedas e deflacionado pelo índice de preços dos produtores (IPA-DI) já passa de 25%, alcançando 9% se medida pelo câmbio real efetivo calculado através de uma cesta de 20 moedas e deflacionado pelo índice de preços dos consumidores (IPCA).

**Gráfico 3**



Analisando tais dados, o mais normal seria pensar que as exportações estão caindo e a balança comercial piorando, mas não é isso o que vem se verificando. Segundo o Boletim de Comércio Exterior do mês de agosto de 2005 da FUNCEX, a balança comercial brasileira registrou novo recorde em julho, com superávit de US\$ 5 bilhões. As exportações cresceram 23% em relação a julho de 2004, alcançando o montante de

US\$ 11,06 bilhões e as importações tiveram um incremento de apenas 9,8% em relação ao mesmo período no ano anterior com o montante de US\$6,05 bilhões. Com isso o superávit comercial acumulado nos últimos 12 meses já alcança US\$ 40 bilhões em 2005.

Poderíamos pensar que o crescimento das exportações ainda é consequência da depreciação ocorrida no ano de 2002 a efeito da crise de confiança. Contudo, como podemos observar Gráfico 3, o câmbio real atual retornou a valores até mais baixos que o câmbio real do período de 1999 quando as exportações somavam US\$ 5 bilhões por mês e o saldo da balança comercial girava em torno de zero. Valores estes muito distintos dos atuais US\$ 11,06 bilhões, exportados no mês de julho, e do saldo acumulado de mais de US\$ 33 bilhões em 2004. Se as exportações dependessem apenas ou principalmente do câmbio real, provavelmente o saldo comercial já estaria em trajetória de queda.

### 3. Índice de Quantum e Índice de Preços das Exportações Brasileiras

Para elucidar melhor o fenômeno das exportações brasileiras e descobrir o que está por trás deste movimento, faremos uma separação entre preço e quantidade das exportações através dos índices de preço e de quantum calculados pela FUNCEX. Com esta separação poderemos analisar como se dá o crescimento do valor em dólares exportado dos produtos brasileiros.

O índice de *quantum* é um índice de Fischer de quantidade e o índice de preços é obtido dividindo-se o índice de valor em dólares pelo índice de quantum, sendo também um índice de Fisher. O produto dos índices de *quantum* e preços reproduz exatamente o índice de valor em dólares.

#### Gráfico 4

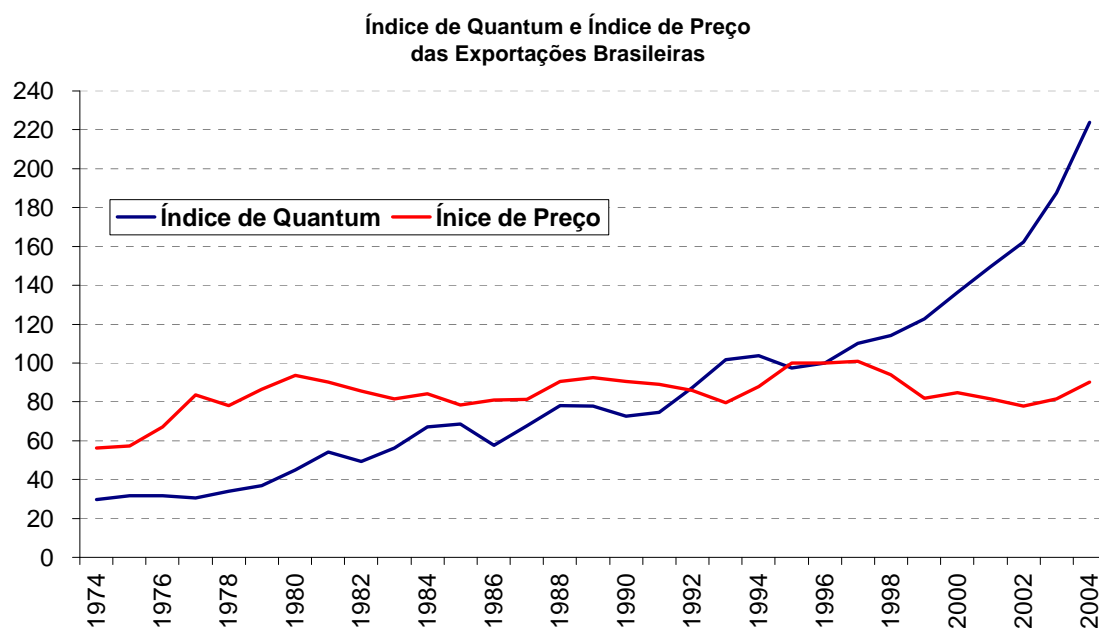
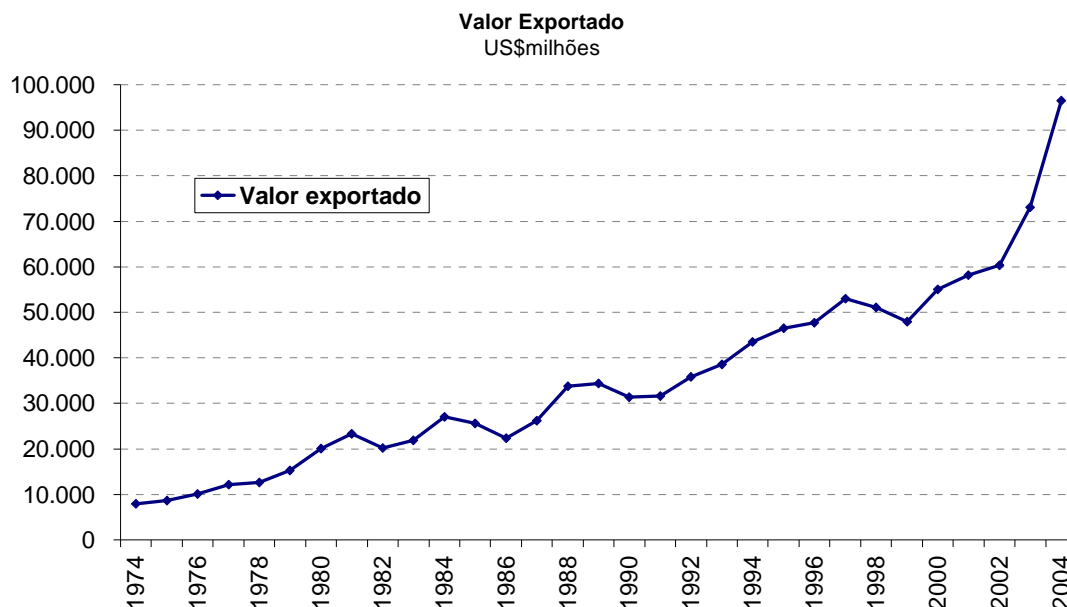


Gráfico 5



Entre 2000 e 2004 o valor em dólares das exportações brasileiras cresceu aproximadamente 75%, o índice de *quantum* cresceu 64% e o índice de preços 7%. A partir de 2002 observa-se um aumento ainda mais significativo do valor exportado – no gráfico pode-se observar o aumento da inclinação da curva.

Uma hipótese que está sendo cada vez mais aceita e estudada é que esse crescimento tem sido causado basicamente pelo aumento dos preços internacionais das *commodities*. Em trabalho recente, do dia três de agosto de 2005, a consultoria econômica A.C. Pastore e Associados<sup>4</sup> avalia esta tese e monta um modelo econométrico para as exportações brasileiras levando em conta o preço internacional das *commodities*.

A.C. Pastore e Associados acredita que o aumento dos preços internacionais das *commodities*, medido pelo índice CRB (*Commodity Research Bureau*), causa um aumento dos preços médios das exportações mundiais e brasileiras. O aumento dos preços médios das exportações, por sua vez, leva ao crescimento do quantum exportado.

<sup>4</sup> A.C. Pastore e Associados. *As Surpresas do Saldo Comercial em 2003 e as projeções para 2004*. Informe Especial, 01/03/2004.

Os dois efeitos juntos, o aumento dos preços médios das exportações brasileiras e do quantum exportado, fazem com que o valor em dólares desta cresça muito, mais do que compensando a valorização do real.

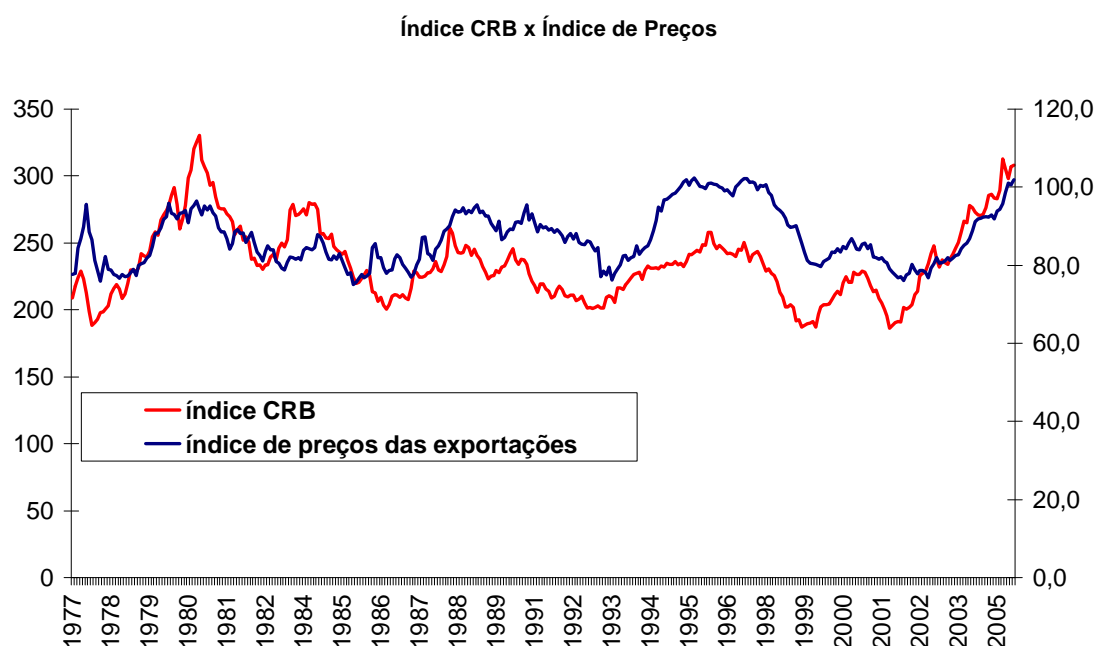
Com base nestas hipóteses a consultoria econômica desenvolve um modelo VAR para estimar as variações dos preços médios das exportações brasileiras a partir do índice CRB. O modelo inclui apenas as variáveis CRB e preços médios das exportações brasileiras e suas respectivas defasagens em um período.

Neste trabalho, a exemplo da consultoria A.C. Pastore e Associados , vamos analisar o índice CRB de preços internacionais das *commodities* como o principal causador do aumento das exportações brasileiras.

#### 4. Preço Internacional das *Commodities* versus Aumento das Exportações Brasileiras

O Gráfico 6 do índice CRB e do índice de preços das exportações brasileiras mostra com clareza a relação positiva existente entre estas duas variáveis.

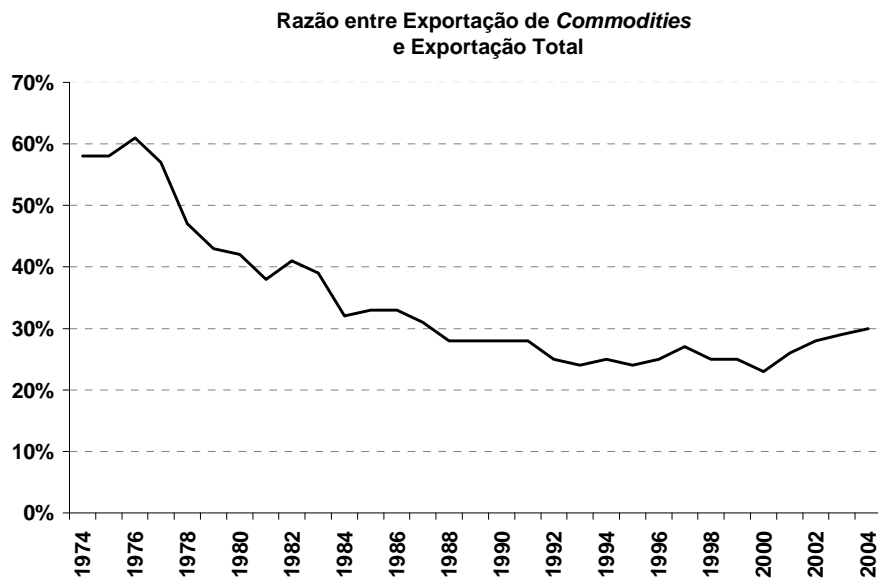
**Gráfico 6**



Esta relação ocorre devido a elevada participação das *commodities* (produtos básicos) na pauta de exportações do Brasil. Como podemos observar no Gráfico 7 - que mostra a razão entre a exportação total e a exportação de *commodities* - desde 1974, verifica-se uma trajetória descendente da participação das *commodities* nas exportações totais brasileiras. A partir de 2001 percebe-se um ligeiro aumento da participação dos produtos básicos na exportação total, passando de 23% para 30%.



Gráfico 7



## 5. O Aumento dos Preços Internacionais das *Commodities*

Em 2002, os preços de diversas *commodities* elevaram-se a partir de patamares historicamente baixos alcançados em 2001 como mostra o Gráfico 6 do índice CRB na seção anterior. Entre janeiro de 2002 e julho de 2005 observamos um aumento de aproximadamente 61% no índice CRB.

O ritmo da economia global tem muita influência sobre os preços das *commodities*: os períodos de expansão são, quase sempre, acompanhados por alta dos preços relativos destes bens, enquanto os de retração por declínio destes preços. Isto acontece porque as matérias primas agrícolas e os metais que são os insumos da produção industrial têm uma oferta relativamente rígida no curto prazo.

Segundo Boletim semestral do Centro de Estudos de Conjuntura e Política Econômica do Instituto de Economia da Unicamp<sup>5</sup>, podemos destacar alguns fatores que contribuíram para o aumento dos preços internacionais das *commodities* na recuperação econômica global em curso desde 2002.

Entre eles está a lenta resposta dos produtores aos sinais de recuperação econômica global que resultou em níveis de estoques muito baixos reforçando o movimento de alta próciclica dos preços. A evolução e os patamares atuais dos preços-chave da economia mundial – o preço do dólar e a taxa de juros básica americana – também têm desempenhado um papel fundamental na alta dos preços das *commodities*.

A desvalorização real do dólar, ao resultar em preços mais baixos das *commodities* (cotadas em dólar), tem fomentado a demanda por esses bens no contexto de recuperação do crescimento industrial. Além disso, os investidores também têm comprado *commodities* no mercado futuro como uma alternativa de reserva de valor diante da desvalorização da moeda americana.

As baixas taxas de juros, por sua vez, aquecem a economia incentivando o investimento, aumentando a demanda global e fazendo com que os preços das

---

<sup>5</sup> Política Econômica em Foco, n.3 – jan/abr.2004

*commodities* cresçam. Uma outra implicação do baixo patamar das taxas de juros é a redução do custo de carregamento dos estoques de *commodities*, estimulando sua acumulação para fins produtivos ou especulação.

Além de todos os motivos citados acima, a alta dos preços das *commodities* nos últimos anos vem sendo marcada especialmente pela crescente importância dos chamados “novos mercados”, entendidos como países que estão fora do eixo tradicional União Européia-Nafta-América Latina-Japão. Entre estes novos mercados, o mais importante é a China. O enorme crescimento econômico chinês, em torno de 9% ao ano, e seu processo de industrialização e urbanização em curso é liderado por setores intensivos em *commodities* metálicas e industriais e pressiona a demanda por esses bens no mercado mundial. Isto acontece ao mesmo tempo em que o crescimento populacional fomenta a compra externa de alimentos e *commodities* agrícolas.

Segundo Organização Mundial do Comércio (Organização Mundial do Comércio) as importações chinesas cresceram 90% entre os anos de 2002 e 2004 e as exportações cresceram 82% no mesmo período<sup>6</sup>.

A entrada da China na OMC em dezembro de 2001 também foi um fator importantíssimo para o mercado mundial dado o tamanho do mercado chinês. Com sua entrada na OMC, a China se comprometeu a acelerar seu processo de liberalização mediante a redução de barreiras tarifárias e não-tarifárias sobre bens e serviços importados entre outras medidas.

Se o efeito da China nos preços internacionais das *commodities* for dominante, a mudança recente do comportamento destes preços pode ser permanente, e não apenas transitória.

---

<sup>6</sup> *World Trade Statistics*

## **6. Revisão Bibliográfica - Modelos de previsão exportações já desenvolvidos**

Diversos modelos econométricos foram desenvolvidos para explicar o comportamento das exportações brasileiras. Para desenvolver este trabalho, foram pesquisados alguns destes modelos, dois dos quais analisados em profundidade, proporcionando *insights* fundamentais e bastante esclarecedores para a visualização do modelo apresentado neste trabalho e do comportamento das exportações brasileiras. Os resultados destas análises estão apresentados no segmento desta seção.

### **IPEA - Texto para Discussão nº. 716**

#### **Modelos de Previsão para as Exportações das Principais *Commodities* Brasileiras**

Alexandre Samy de Castro

José Luiz Rossi Júnior

Abril de 2000

Este trabalho tem como objetivo estimar as equações para o valor exportado e o preço das principais *commodities* brasileiras. Isto é feito através da especificação de dois modelos, um VAR irrestrito e um modelo em diferenças restrito (VECM).

Tais modelos são estimados para cada commodity individualmente (café, açúcar, soja, minério de ferro, carne bovina, alumínio, cacau, suco de laranja e fumo). Todas as especificações adotadas incluem o valor exportado e os preços internacionais da commodity como variáveis endógenas e um conjunto de variáveis exógenas composto pela taxa Libor de juros, a taxa de câmbio real do dólar em relação a uma cesta de moedas e as importações dos países industrializados (como uma *proxy* para o nível de demanda mundial).

Para cada modelo VAR são feitos testes de precedência temporal com o objetivo de analisar a relevância das variáveis e testes de cointegração com o objetivo de montar o modelo VECM.

A capacidade preditiva dos dois modelos é comparada através do U de Theil. A evidência mais clara que se observa é que quase sempre o modelo VAR é superior em termos de capacidade preditiva. O teste de sobre identificação para a imposição de restrições sobre o VAR em diferenças revela-se inapropriado, visto que, sem exceção, todos os modelos restritos apresentaram resíduos autocorrelacionados.

## **IPEA – Texto para Discussão nº. 545**

### **As Exportações Brasileiras no Período 1977/96: Desempenho e Determinantes**

Marco Antônio F.H. Cavalcanti

Fernando José Ribeiro

Fevereiro de 1998

Este trabalho, primeiramente, pretende analisar o desempenho das exportações brasileiras entre 1977 e 1996, focando a atenção especialmente nos anos 90, identificando padrões da trajetória das exportações. Além disso, objetiva estimar equações de exportação para o período com a finalidade de identificar os principais determinantes do desempenho exportador.

Nas primeiras seções do texto discute-se a importância das exportações como elemento de ajuste das contas externas e manutenção do equilíbrio macroeconômico e descreve-se o desempenho histórico das exportações brasileiras.

As referências mais importantes deste trabalho são feitas através da análise das mudanças que ocorreram a partir de 1989. Com a liberalização econômica e a implantação do Plano Real, em 1994, houve uma rápida redução da inflação, aceleração do crescimento econômico e valorização do câmbio real devido à mudança de regime cambial. A piora do desempenho da balança comercial e o surgimento de déficits foram as conseqüências destas mudanças.

Por conta do aquecimento da demanda interna e da valorização do câmbio real seria de se esperar uma desaceleração das exportações, mas o que ocorreu foi o oposto, um

melhor desempenho destas no período entre 1993 e 1996. Os autores explicam que este resultado inesperado está relacionado às tendências do comércio mundial – demanda externa - que mostrou aceleração no período. Além disso, chamam a atenção para o fato de que o crescimento do valor exportado foi mais forte nos produtos básicos, que vinham crescendo menos que os manufaturados e semimanufaturados até então. Este movimento pode indicar perda de competitividade dos produtos manufaturados em relação aos produtos básicos significando um movimento no sentido da exploração das vantagens comparativas do Brasil. Isso seria um resultado direto da liberalização comercial como propõe grande parte da literatura sobre comércio.

Outra contribuição importante deste trabalho é separação dos efeitos de preço e quantidade durante a análise da trajetória das exportações.

Foram levadas em conta variáveis de oferta e de demanda na determinação das variáveis mais importantes que influenciam no comportamento das exportações. Foram estimadas equações mensais para o quantum exportado de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. O comportamento bastante diferenciado destes três grupos ao longo do período estudado, segundo os autores, justifica a análise desagregada. Para cada classe de produto foram realizadas as etapas descritas a seguir.

Primeiramente foram realizados testes ADF para testar a estacionariedade das séries chegando-se a conclusão que as variáveis são integradas de primeira ordem. Especificou-se então um modelo auto-regressivo vetorial (VAR) baseado nos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn e em testes de autocorrelação dos resíduos. Em seguida, realizou-se a análise de co-integração através do método de Johansen. Procurando auferir consistência dos vetores de co-integração, foram feitos testes de restrições lineares sobre os coeficientes da matriz de longo prazo. Buscou-se verificar se tal ou tais relações poderiam ser interpretadas como funções de oferta, de demanda ou como uma forma reduzida.

A aceitação da hipótese de exogeneidade fraca das variáveis explicativas para os parâmetros de longo prazo em todas as classes de produto implica que é possível estimar a relação de longo prazo e realizar inferências estatísticas sem perda de eficiência a partir de uma única equação. A partir deste resultado foi feita a estimação

de uma equação auto-regressiva com defasagens distribuídas (ADL) na forma original ou sob a forma de um modelo de correção de erros (ECM) para cada classe de produtos.

As principais e mais relevantes conclusões deste modelo são as seguintes:

- O preço é um determinante fundamental das exportações brasileiras (quantum exportado), para todas as categorias de produtos analisadas.

No caso dos manufaturados e semimanufaturados, a variável preço é uma combinação do índice de preços de exportação com o índice de preços no atacado doméstico e a taxa de câmbio nominal gerando uma medida de rentabilidade da atividade exportadora. No caso dos básicos, trata-se da combinação dos preços de exportação com o índice de preços das importações mundiais.

- As equações de longo prazo estimadas para as exportações de manufaturados e semimanufaturados são consistentes com uma relação de oferta

- A equação de longo prazo para as exportações de básicos é consistente com uma relação de demanda.

Segundo os autores, esse resultado sugere que embora a demanda mundial seja significativa nas equações de curto prazo, no longo prazo somente a variável preço importa. Este resultado estaria sugerindo a relativa estagnação das exportações brasileiras de básicos nos últimos anos, apesar do grande crescimento das importações mundiais no período.

## 7. Análise Econométrica

O objetivo deste capítulo é desenvolver modelos que possibilitem fazer previsões para o curto prazo e elaborar cenários para o valor em dólares das exportações brasileiras. Para alcançar tal objetivo montamos dois modelos: um ADL – *Autoregressive Distributed Lag* – e um VAR – *Vector Auto Regressive*, sendo assim possível fazer comparações entre a capacidade preditiva de ambos.

A seguir é feita uma breve análise das variáveis escolhidas e da metodologia utilizada para chegarmos às especificações finais dos modelos ADL e VAR, respectivamente. Em ambos os modelos incluímos as mesmas variáveis.

### 7.1 Variáveis

As variáveis usadas nos modelos são as seguintes:

- Valor em dólares das exportações brasileiras

Calculado pela FUNCEX, representa produto entre os índices de quantum e de preços (índices de Fisher) das exportações brasileiras.

- CRB – índice de preços internacional das *commodities*

Como já foi desenvolvido nas seções 3 e 4 deste trabalho, as *commodities* tem grande importância na pauta de exportações brasileiras e parecem estar sendo as grandes responsáveis pelo aumento do valor exportado nos últimos anos. Esta variável é publicada, em bases mensais, pelo *Commodity Research Bureau*.

- Taxa de câmbio real efetiva do Real em relação a uma cesta de 20 moedas e deflacionado pelo índice de preços dos consumidores (IPCA)

Apesar de atualmente a taxa de câmbio real parecer não estar sendo a principal causadora do aumento das exportações brasileiras, já que vem se apreciando, sabemos, pela teoria econômica, que ela é um dos determinantes das exportações segundo a



relação  $X=X(Y^*, \epsilon)$  – onde  $X$  representa as exportações domésticas,  $Y^*$  o produto do resto do mundo e  $\epsilon$  a taxa de câmbio real. Estas duas variáveis afetam positivamente as exportações: quando o produto do resto do mundo aumenta, cresce a demanda estrangeira por todos os bens, parte desta demanda recai sobre os bens domésticos (no caso, brasileiros), aumentando as exportações domésticas; quando a taxa de câmbio real aumenta temos um aumento do preço relativo dos bens estrangeiros em termos dos bens domésticos tornando os últimos mais atraentes e conseqüentemente levando a um aumento de suas exportações.

#### - Exportações mundiais

Vamos utilizar as exportações mundiais como uma *proxy* para o tamanho do comércio mundial, representando  $Y^*$  e como uma *proxy* para o nível de demanda internacional. Como já foi desenvolvido na seção 5, a crescente importância dos chamados “novos mercados” vêm aumentando a demanda mundial por *commodities* e conseqüentemente aumentando seus preços. No trabalho da consultoria econômica A.C. Pastore e Associados<sup>7</sup>, citado na seção 3, considera-se as exportações mundiais como uma variável de escala, sendo assim, quanto maior o total das exportações mundiais, maiores são as exportações brasileiras. A soma das exportações mundiais em bases mensais é publicada periodicamente pelo FMI.

A falta de fontes confiáveis de dados sobre importações e exportações chinesas nos impossibilitou de explorar mais a fundo o “efeito-china” no preço internacional das *commodities*.

#### - Taxa de juros americana (target)

Esta variável é importante por três motivos. Primeiro, num contexto mais geral, porque tem relação direta com o nível de atividade econômica: taxas de juros baixas estimulam o crescimento econômico e o comércio internacional elevando o preço dos produtos comercializados, particularmente das *commodities*. Segundo, porque influi no custo oportunidade da manutenção de estoques: taxas de juros baixas reduzem o custo de

---

<sup>7</sup> A.C. Pastore e Associados. *As Surpresas do Saldo Comercial em 2003 e as projeções para 2004*. Informe Especial, 01/03/2004.

carregamento dos estoques de *commodities*, estimulando sua acumulação para fins produtivos ou para especulação. Por último, segundo artigo publicado em 2003 pela revista *The Economist*<sup>8</sup>, o contexto atual, de taxas de juros historicamente baixas e ampla liquidez internacional, tem incentivado aplicações de um grande volume de recursos nos fundos de *commodities* que acabam por pressionar os preços a vista.

- Taxa de câmbio real efetiva do dólar - *FED Broad Index*

A taxa de câmbio real americana afeta diretamente o preço internacional das *commodities* (CRB) que é cotado em dólares. Uma valorização do dólar leva a um aumento no valor das *commodities*.

## 7.2 Metodologia

Primeiramente, testamos a presença de raiz unitária nas séries utilizadas, para tanto utilizamos o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com e sem inclusão de tendência determinística. Realizamos tais testes, pois a presença de raiz unitária altera a interpretação sobre as variáveis e testes, e permite outras formas de modelagem.

Para todas as variáveis em nível o teste ADF indicou a presença de raiz unitária (aceitando a hipótese nula), sugerindo que todas são não estacionárias. Em primeira diferença o teste ADF não indicou a presença de raiz unitária (rejeitou a hipótese nula) em todos os casos, nos levando a concluir que todas as variáveis do modelo são integradas de primeira ordem.

---

<sup>8</sup> *The Economist. A Burning Question. 05/2003*

### 7.2.1 O Modelo ADL

#### Equação 1 – Índice CRB

$$\begin{aligned} \log(crb) = & \beta_1 \log(jurosEUA) + \beta_2 \log(cambioEUA) + \beta_3 \log(exp mundial) + \\ & \beta_4 \log(jurosEUA)(-1) + \beta_5 \log(cambioEUA)(-1) + \beta_6 \log(exp mundial)(-1) + \beta_7 \log(crb)(-1) + \\ & \beta_8 \log(jurosEUA)(-2) + \beta_9 \log(cambioEUA)(-2) + \beta_{10} \log(exp mundial)(-1) + \\ & \beta_{11} \log(crb)(-2) + \varepsilon \end{aligned}$$

#### Equação 2 – Valor em dólares das exportações brasileiras

$$\begin{aligned} \log(valorexpbra) = & \beta_1 \log(crb) + \beta_2 \log(expmundial) + \beta_3(ipca20) + \beta_4 \log(crb)(-1) + \\ & \beta_5 \log(expmundial)(-1) + \beta_6 \log(ipca20)(-1) + \beta_7 \log(valorexpbra)(-1) + \beta_8 \log(crb)(-2) + \\ & \beta_9 \log(expmundial)(-2) + \beta_{10} \log(ipca20)(-2) + \beta_{11} \log(valorexpbra)(-2) + \beta_{12} \log(crb)(-3) + \\ & \beta_{13} \log(expmundial)(-3) + \beta_{14} \log(ipca20)(-3) + \beta_{15} \log(valorexpbra)(-3) + \\ & \beta_{16}(\Delta \log(jurosEUA)(-9)) + dummiessazonais^* + \varepsilon \end{aligned}$$

\* 11 dummies sazonais

#### Equação 3 – Câmbio real dos Estados Unidos

$$\Delta \log(cambioEUA) = \beta_0 + \beta_1(\Delta \log(cambioEUA)(-1)) + \beta_2(\Delta \log(cambioEUA)(-2)) + \beta_3(\Delta \log(jurosEUA)(-2)) + \varepsilon$$

#### Equação 4 – Taxa de juros dos Estados Unidos (meta)

$$\begin{aligned} \Delta \log(jurosEUA) = & \beta_0 + \beta_1(\Delta \log(jurosEUA)(-1)) + \beta_2(\Delta \log(jurosEUA)(-2)) + \\ & \beta_3(\Delta \log(jurosEUA)(-3)) + \beta_4(\Delta \log(cambioEUA)(-1)) + \beta_5(\Delta \log(crb)(-3)) + \\ & \beta_6 \Delta(\log(crb)(-6)) + \varepsilon \end{aligned}$$

#### Equação 5 – Câmbio real do Brasil

$$\begin{aligned} \Delta \log(ipca 20) = & \beta_0 + \beta_1(\Delta \log(ipca 20)(-1)) + \beta_2(\Delta \log(ipca 20)(-2)) + \\ & \beta_3(\Delta \log(ipca 20)(-6)) + \beta_4(\Delta \log(crb)(-8)) + \beta_5(\Delta \log(cambioEUA)(-6)) + \varepsilon \end{aligned}$$

#### Equação 6 – Exportações Mundiais

$$\begin{aligned} \Delta \log(exp mundial) = & \beta_1(\Delta \log(exp mundial)(-1)) + \beta_2(\Delta \log(exp mundial)(-2)) + \\ & \beta_3(\Delta \log(exp mundial)(-4)) + \beta_4(\Delta \log(exp mundial)(-10)) + \beta_5(\Delta \log(exp mundial)(-12)) + \\ & \beta_6 \Delta(\log(cambioEUA)(-2)) + \beta_7 \Delta(\log(jurosEUA)(-1)) + dummiessazonais^* + \varepsilon \end{aligned}$$

\* 11 dummies sazonais

*As tabelas com os resultados das regressões encontram-se no ANEXO I no final do trabalho.*

No modelo ADL a variável dependente de cada equação é explicada em função de seus próprios valores defasados e dos valores contemporâneos e das variáveis independentes além de um distúrbio aleatório. O uso da forma ADL tem a vantagem de explicitar a generalidade do modelo de correção de erro e proporcionar um método alternativo de estimação de relações de longo prazo entre as variáveis, quando estas são integradas.

Para chegarmos à especificação final do modelo, representada acima, seguimos alguns passos. Primeiramente aplicamos o teste de cointegração proposto por Johansen nas variáveis das equações do índice CRB (Equação 1) e do Valor em dólares das exportações brasileiras (Equação 2). Em ambas, tanto a estatística do traço quanto a estatística do máximo autovalor indicaram a existência de apenas uma relação de cointegração entre as variáveis. Este resultado é muito importante, pois nos possibilita estimar todas as variáveis destas equações em nível. A estimação de um ADL deve gerar resultados corretos se a hipótese de exogeneidade das variáveis explicativas for válida, e se houver apenas uma relação de longo prazo entre as variáveis da equação, ou seja, apenas uma relação de cointegração.

As demais equações, apesar de também apresentarem relações de cointegração entre as variáveis, foram estimadas em diferença. Isto porque elas não especificam as variáveis centrais deste trabalho – o valor em dólares das exportações brasileiras e o índice CRB - e porque o modelo visa à previsão de curto prazo (períodos de doze meses), logo concluímos que a perda de informação relativa às relações de longo prazo não causaria problemas.

Em posse destes resultados passamos para a modelagem de cada equação. Segundo a estratégia de estimação de um modelo ADL, partimos de um número grande de defasagens de modo que os resíduos sejam bem comportados (homocedásticos, estacionários e não autocorrelacionados). Para testar a autocorrelação dos resíduos foi utilizado o teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey.

A escolha das variáveis de cada equação foi baseada na teoria econômica e em evidências apresentadas durante todo o trabalho.

### 7.2.2 O Modelo VAR

Uma forma alternativa de modelarmos o valor das exportações brasileiras é através do desenvolvimento de um modelo VAR. A vantagem de tal modelo é que não é necessário impor restrições às equações estimadas no modelo. Em um VAR, todas as variáveis são endógenas e dependem das próprias defasagens, e das defasagens de todas as demais variáveis do sistema, até uma ordem máxima que deve ser igual para todas elas.

Para construirmos o modelo VAR foi necessário, primeiramente, fazer o teste de cointegração de Johansen entre todas as variáveis já que todas estas são não estacionárias. Foram encontradas duas relações de cointegração entre as variáveis. Diante deste resultado montamos um modelo VAR com correção de erros – VECM (*Vector error correction model*)

O segundo passo foi ordenar as variáveis das “mais endógenas” para as “menos endógenas”. Para isso levamos em conta o objetivo final deste exercício, prever o valor em dólares das exportações brasileiras. A ordem escolhida foi a seguinte:  $\log(\text{valorexpbra})$ ,  $\log(\text{crb})$ ,  $\log(\text{expmundial})$ ,  $\log(\text{cambioEUA})$ ,  $\log(\text{ipca20})$  e  $\log(\text{jurosEUA})$ . Esta é ordenação causal que é utilizada na hora de identificar o modelo.

Finalmente escolhemos quatro defasagens a serem incluídas no modelo. Partimos de um número grande de defasagens até chegarmos ao menor número possível destas, sempre observando os resíduos, se são estacionários e se possuem autocorrelação serial.

*A tabela com os resultados do modelo VAR encontram-se no ANEXO II no final do trabalho*

### 7.3 Resultados dos Modelos - Análise Comparativa

Nesta seção analisaremos a capacidade preditiva de ambos os modelos. Para tal, faremos previsões do valor em dólares das exportações brasileiras utilizando observações fora da amostra. Dividimos a amostra em duas partes e estimamos o modelo com as observações da primeira parte, deixando de lado as observações da segunda parte. Assim realizamos previsões para esta última parte da amostra.

As previsões foram feitas para os anos de 2000, 2001, 2002 e 2004 e comparadas com os valores reais ocorridos nestes anos. Também foram feitas previsões para 2005, até outubro, e para o ano de 2006. No modelo ADL, além da previsão gerada pelo próprio modelo, foram feitos cenários para o valor em dólares das exportações brasileiras, considerando a hipótese da trajetória do câmbio real brasileiro constante e a hipótese da trajetória do índice CRB constante.

Os resultados obtidos se encontram na tabela abaixo:

	Valor exportação Brasil	Varição efetiva em relação ao ano anterior	Valor Projetado VAR	Varição projetada VAR	Valor Projetado ADL	Varição projetada ADL
2000	<b>55086</b>	14.7%	<b>51160</b>	6.6%	<b>54650</b>	13.8%
2001	<b>58223</b>	5.7%	<b>57752</b>	4.8%	<b>60626</b>	10.1%
2002	<b>60362</b>	3.7%	<b>49932</b>	-14.2%	<b>52686</b>	-9.5%
2003	<b>73084</b>	21.1%	<b>71948</b>	19.2%	<b>72035</b>	19.3%
2004	<b>96475</b>	32.0%	<b>85059</b>	16.4%	<b>82559</b>	13.0%
2005*	<b>96624</b>	22.1%	<b>86094</b>	8.8%	<b>84299</b>	6.5%
2006 <sup>1</sup>	-	-	<b>122411</b>	-	<b>121849</b>	-
2006 <sup>2</sup>	-	-	-	-	<b>120502</b>	-
2006 <sup>3</sup>	-	-	-	-	<b>121736</b>	-
Erro quadrático médio			<b>6.1149</b>		<b>6.8591</b>	

\* até outubro de 2005

<sup>1</sup> previsão gerada pelo modelo ADL, sem hipóteses

<sup>2</sup> cenário: mantendo o CRB constante (ADL)

<sup>3</sup> cenário: mantendo o câmbio real do Brasil constante (ADL)

No ano de 2000, 2002 e 2003 o modelo ADL mostrou-se mais eficaz que o modelo VAR para prever o valor em dólares das exportações brasileiras, chegando a um valor mais próximo do valor efetivo ocorrido nestes anos. Enquanto que em 2001, 2004 e 2005 o modelo VAR mostrou-se melhor em suas previsões.

A fim de fazer uma comparação mais precisa entre os dois modelos, dado que ambos chegaram mais próximos do valor efetivo o mesmo número de vezes, calculamos a estatística de erro quadrático médio. O modelo VAR obteve um erro quadrático médio igual a 6,11 enquanto o modelo ADL obteve 6,85, nos levando à concluir que o modelo VAR é apenas um pouco mais eficaz que o modelo ADL.

No ano de 2002 observamos que ambos os modelos geraram previsões ruins, pois neste ano o índice CRB, a taxa de juros e o câmbio real americano mudaram de trajetória, assim como as exportações mundiais. O índice CRB que estava em trajetória descendente desde meados de 2000 passou a ascender fortemente em 2002. Os juros americanos que também vinham em trajetória descendente passaram à estabilidade em 2002 e o câmbio dos Estados Unidos que vinha se apreciando fortemente passou a se depreciar. Em função disto, as exportações mundiais também não se comportaram como o previsto. Diante de tantas mudanças podíamos esperar que os modelos não conseguissem de fato prever com precisão o valor em dólares das exportações brasileiras.

As previsões para os anos de 2005 e 2006 dos dois modelos também são bem parecidas. Para o ano de 2006 o modelo ADL prevê que as exportações atinjam aproximadamente US\$ 121,8 bilhões enquanto o modelo VAR prevê um valor de US\$ 122,4 bilhões. Estes resultados estão de acordo com as previsões do mercado contidas no Boletim Focus do dia 18 de novembro de 2005 que prevê exportações de aproximadamente US\$ 122,55 bilhões no ano de 2006. O Banco Central recentemente reviu sua estimativa para as exportações de 2006 de US\$ 121 bilhões para US\$ 123 bilhões, valores estes próximos aos estimados pelos modelos.

O primeiro cenário, gerado pelo modelo ADL, foi feito considerando-se que o índice CRB ficasse constante em seu valor efetivo ocorrido em outubro de 2005 e o câmbio real brasileiro continuasse variando com valores previstos pelo próprio modelo. O resultado destas hipóteses é um valor em dólares das exportações brasileiras de US\$ 120,5 bilhões no ano de 2006, um pouco menor que os US\$ 121,8 bilhões previstos pelo modelo sem considerar tais hipóteses.

No segundo cenário, também gerado pelo modelo ADL, consideramos o câmbio real brasileiro constante em seu valor efetivo de outubro de 2005 e o índice CRB variando com valores previstos pelo próprio modelo. Encontramos como resultado um valor em dólares exportado de US\$ 121,7 bilhões em 2006.

*Os gráficos com as previsões do modelo encontram-se no ANEXO III deste trabalho.*



## 8) Conclusão

Construímos, ao longo deste trabalho, dois modelos que servem para prever o comportamento do valor em dólares das exportações brasileiras. Um modelo com equações ADL e o outro, um modelo VAR. Chegamos à conclusão que os dois geram previsões muito semelhantes e afirmam a forte relação existente entre as exportações brasileiras e os preços internacionais das *commodities*. Sendo assim, fica claro que é a economia mundial a principal causadora do ótimo desempenho recente da balança comercial do Brasil via o aumento das exportações.

Este resultado nos leva a pensar que o saldo da balança comercial brasileira é muito dependente da economia global. De fato, uma queda da demanda ou dos preços das *commodities* ou até uma alta dos juros americanos provavelmente afetaria negativamente as exportações brasileiras.

A princípio um choque deste tipo não parece ser motivo de preocupação. De acordo com estimativas do Fundo Monetário Internacional (FMI)<sup>9</sup> a economia mundial deve crescer 4,3% em 2005 e 2006, sugerindo que as exportações brasileiras se manterão elevadas por mais um bom tempo.

Um outro fato interessante para o futuro das exportações brasileiras é que o *market-share* do país elevou-se em quase todos os mercados relevantes entre 1999 e 2004, com exceção de Japão e Rússia<sup>10</sup>. Houve um crescimento de 167% na participação do México, 82% na do Chile, 57% na da Argentina e 138% na da China, demonstrando uma grande expansão das vendas externas brasileiras. Isso mostra que o Brasil não tem dependido apenas do crescimento excepcional de vendas para alguns mercados em rápido crescimento como a China.

---

<sup>9</sup> FMI. World Economic Outlook. 09/2005

<sup>10</sup> FUNCEX. Boletim de Comércio Exterior. Nº. 7, 07/2005



## Bibliografia

A.C. Pastore e Associados. *As Surpresas do Saldo Comercial em 2003 e as projeções para 2004*. Informe Especial, 01/03/2004.

A.C. Pastore e Associados. *O Mistério das Exportações*. Informe Especial, 03/08/2005.

Samy de Castro, Alexandre; Rossi Júnior, José Luiz. *Modelos de Previsão para a Exportação das Principais Commodities Brasileiras*. IPEA: Texto para Discussão nº. 716, 04/2000

Cavalcanti, Marco Antônio; Ribeiro, Fernando José. *As Exportações Brasileiras no Período 1977/96: Desempenho e Determinantes*. IPEA: Texto para Discussão nº 545, 02/1998.

Cashin, Paul; McDermott, John. *The Long-Run Behavior of Commodity Prices: Small Trends and Big Variability*. IMF: Staff Papers Vol. 49, nº. 2, 2002.

Cashin, Paul; Liang, Hong and McDermott, John. *How Persistent Are Shocks to World Commodity Prices?* IMF: Staff Papers Vol. 47, nº. 2, 2000.

León, Javier; Soto, Raimundo. *Structural Breaks and Long-Run Trends in Commodity Prices*. Journal of International Development Vol. 9, 1997.

The Economist. *Commodities Get Big*. 08/1999

The Economist. *A Burning Question*. 05/2003

Organização Mundial do Comércio. *Relatório Anual, 2003*

Organização Mundial do Comércio. *Relatório Anual, 2004*

Johnston, Dinardo. *Econometric Methods*. McGraw-Hill, 1997, 4ª edição

Blanchard, Olivier. *Macroeconomia*. Campus, 2001, tradução 2º edição.

Krugman, Paul; Obstfeld, Maurice. *Economia Internacional Teoria e Política*. Pearson, tradução da 5ª edição.

Enders, Walter. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons, 1ª edição

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. < [www.ibge.com.br](http://www.ibge.com.br) >

Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior < [www.funcex.gov.br](http://www.funcex.gov.br) >

## ANEXO I

**Equação 1 - CRB**

Variável Dependente: LNCRB

Método: Mínimos Quadrados

Amostra ajustada: 1985:03 2005:04

Observações incluídas: 242 depois do ajuste

Variável	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNJUROSEUA	0.080371	0.031177	2.577901	0.0106
LNCAMBIOEUA	-0.046657	0.142280	-0.327919	0.7433
LNEXPMUNDIAL	0.045935	0.024081	1.907567	0.0577
LNJUROSEUA(-1)	-0.079468	0.049537	-1.604231	0.1100
LNCAMBIOEUA(-1)	0.106619	0.223323	0.477419	0.6335
LNEXPMUNDIAL(-1)	-0.031734	0.027886	-1.138016	0.2563
LNCRB(-1)	0.882614	0.065834	13.40669	0.0000
LNJUROSEUA(-2)	-0.008444	0.031609	-0.267154	0.7896
LNCAMBIOEUA(-2)	-0.048258	0.136865	-0.352596	0.7247
LNEXPMUNDIAL(-2)	-0.014105	0.024269	-0.581205	0.5617
LNCRB(-2)	0.109661	0.066261	1.654987	0.0993
R-squared	0.936483	Mean dependent var	5.421102	
Adjusted R-squared	0.933733	S.D. dependent var	0.096559	
S.E. of regression	0.024856	Akaike info criterion	-4.507009	
Sum squared resid	0.142722	Schwarz criterion	-4.348421	
Log likelihood	556.3481	Durbin-Watson stat	1.987136	

**Equação 2 – Valor em dólares das exportações brasileiras**

Variável Dependente: LNVALEXPBRA

Método: Mínimos Quadrados

Amostra ajustada: 1994:04 2005:04

Observações incluídas: 133 depois do ajuste

Variável	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCRB	-0.012933	0.240514	-0.053774	0.9572
LNEXPMUNDIAL	1.435242	0.239584	5.990547	0.0000
LNIPCA20	0.041591	0.155305	0.267805	0.7894
LNCRB(-1)	0.375840	0.327298	1.148312	0.2534
LNEXPMUNDIAL(-1)	-1.387471	0.295280	-4.698837	0.0000
LNIPCA20(-1)	-0.143207	0.271638	-0.527198	0.5992
LNVALEXPBRA(-1)	0.386091	0.096996	3.980491	0.0001
LNCRB(-2)	-0.323252	0.314409	-1.028128	0.3062
LNEXPMUNDIAL(-2)	-0.026321	0.296174	-0.088871	0.9294
LNIPCA20(-2)	0.368661	0.274287	1.344072	0.1818
LNVALEXPBRA(-2)	0.208559	0.098010	2.127938	0.0357
LNCRB(-3)	0.100258	0.250401	0.400388	0.6897
LNEXPMUN(-3)	0.282490	0.263032	1.073977	0.2853
LNIPCA20(-3)	-0.241989	0.158757	-1.524270	0.1304
LNVALEXPBRA(-3)	0.079558	0.096974	0.820404	0.4138
D(LNJUROSEUA(-9))	-0.210140	0.104148	-2.017708	0.0461
@SEAS(1)	-0.074147	0.038054	-1.948488	0.0540
@SEAS(2)	-0.134075	0.039209	-3.419549	0.0009
@SEAS(3)	-0.105984	0.046305	-2.288811	0.0241
@SEAS(4)	0.136124	0.041890	3.249543	0.0015
@SEAS(5)	0.098910	0.041376	2.390486	0.0186
@SEAS(6)	-0.035908	0.044741	-0.802577	0.4240
@SEAS(7)	0.082806	0.033679	2.458695	0.0156
@SEAS(8)	0.129805	0.034283	3.786273	0.0003
@SEAS(9)	-0.134318	0.048242	-2.784267	0.0064
@SEAS(10)	-0.071771	0.048124	-1.491379	0.1388
@SEAS(11)	-0.046227	0.038183	-1.210684	0.2287
R-squared	0.953949	Mean dependent var	8.468439	
Adjusted R-squared	0.942653	S.D. dependent var	0.266157	
S.E. of regression	0.063737	Akaike info criterion	-2.488990	
Sum squared resid	0.430618	Schwarz criterion	-1.902228	
Log likelihood	192.5179	Durbin-Watson stat	1.930705	

### Equação 3 – Câmbio real dos Estados Unidos

Variável Dependente: D(LNCAMBIOEUA)

Método: Mínimos Quadrados

Amostra Ajustada: 1985:04 2005:10

Observações Incluídas: 247 depois do ajuste

Variável	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000768	0.000756	-1.016368	0.3105
D(LNCAMBIOEUA(-1))	0.375704	0.063423	5.923787	0.0000
D(LNCAMBIOEUA(-2))	-0.105234	0.063073	-1.668446	0.0965
D(LNJUROSEUA(-2))	-0.022354	0.013042	-1.714007	0.0878
R-squared	0.135841	Mean dependent var		-0.000967
Adjusted R-squared	0.125172	S.D. dependent var		0.012624
S.E. of regression	0.011807	Akaike info criterion		-6.024114
Sum squared resid	0.033878	Schwarz criterion		-5.967282
Log likelihood	747.9781	F-statistic		12.73270
Durbin-Watson stat	1.980093	Prob(F-statistic)		0.000000

### Equação 4 – Taxa de juros dos Estados Unidos (meta)

Variável Dependente: D(LNJUROSEUA)

Método: Mínimos Quadrados

Amostra Ajustada: 1985:05 2005:10

Observações Incluídas: 246 depois do ajuste

Variável	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000761	0.003239	-0.234907	0.8145
D(LNJUROSEUA(-1))	0.213487	0.061494	3.471656	0.0006
D(LNJUROSEUA(-2))	0.154921	0.061839	2.505255	0.0129
D(LNJUROSEUA(-3))	0.218093	0.063070	3.457957	0.0006
D(LNCAMBIOEUA(-1))	0.489591	0.258813	1.891681	0.0597
D(LNCRB(-3))	0.275170	0.129053	2.132234	0.0340
D(LNCRB(-6))	0.245131	0.129496	1.892967	0.0596
R-squared	0.262377	Mean dependent var		-0.002943
Adjusted R-squared	0.243859	S.D. dependent var		0.057839
S.E. of regression	0.050295	Akaike info criterion		-3.113784
Sum squared resid	0.604569	Schwarz criterion		-3.014039
Log likelihood	389.9954	F-statistic		14.16895
Durbin-Watson stat	2.016795	Prob(F-statistic)		0.000000

### Equação 5 – Câmbio real do Brasil (ipca20)

Variável Dependente: D(LNIPCA20)

Método: Mínimos Quadrados

Amostra Ajustada: 1994:08 2005:09

Observações Incluídas: 134 depois do ajuste

Vaiável	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000696	0.003331	0.208843	0.8349
D(LNIPCA20(-1))	0.442766	0.081562	5.428570	0.0000
D(LNIPCA20(-2))	-0.186092	0.081950	-2.270784	0.0248
D(LNIPCA20(-6))	-0.135092	0.075861	-1.780783	0.0773
D(LNCRB(-8))	-0.267571	0.132647	-2.017162	0.0458
D(LNCAMBIOEUA(-6))	0.791179	0.287174	2.755048	0.0067
R-squared	0.263950	Mean dependent var		0.000684
Adjusted R-squared	0.235199	S.D. dependent var		0.043897
S.E. of regression	0.038389	Akaike info criterion		-3.638355
Sum squared resid	0.188634	Schwarz criterion		-3.508601
Log likelihood	249.7698	F-statistic		9.180267
Durbin-Watson stat	1.927270	Prob(F-statistic)		0.000000

### Equação 6 – Exportações Mundiais

Variável Dependente: D(LNEXPMUNDIAL)

Método: Mínimos Quadrados

Amostra Ajustada: 1985:03 2005:04

Observações Incluídas: 242 depois do ajuste

Variável	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNEXPMUNDIAL(-1))	-0.490313	0.064160	-7.642092	0.0000
D(LNEXPMUNDIAL(-2))	-0.195432	0.059048	-3.309701	0.0011
D(LNEXPMUNDIAL(-4))	-0.193225	0.046910	-4.119038	0.0001
D(LNEXPMUNDIAL(-12))	0.268953	0.050858	5.288342	0.0000
D(LNEXPMUNDIAL(-10))	-0.136169	0.050162	-2.714587	0.0072
D(LNCAMBIOEUA(-2))	-0.428127	0.160106	-2.674013	0.0080
D(LNJUROSEUA(-1))	0.141809	0.033391	4.246970	0.0000
@SEAS(1)	-0.034567	0.011615	-2.975999	0.0032
@SEAS(2)	-0.023095	0.009558	-2.416391	0.0165
@SEAS(3)	0.075554	0.009281	8.140471	0.0000
@SEAS(4)	0.033605	0.010179	3.301470	0.0011
@SEAS(5)	-0.013344	0.009767	-1.366293	0.1732
@SEAS(6)	0.003912	0.007671	0.509900	0.6106
@SEAS(7)	0.038715	0.009435	4.103398	0.0001
@SEAS(8)	-0.052613	0.008202	-6.414962	0.0000
@SEAS(9)	0.030829	0.009010	3.421639	0.0007
@SEAS(10)	0.082291	0.008606	9.562252	0.0000
@SEAS(11)	0.014209	0.012499	1.136845	0.2568
R-squared	0.860192	Mean dependent var		0.007445
Adjusted R-squared	0.849581	S.D. dependent var		0.072817
S.E. of regression	0.028241	Akaike info criterion		-4.224589
Sum squared resid	0.178657	Schwarz criterion		-3.965081
Log likelihood	529.1752	Durbin-Watson stat		1.932544

## ANEXO II – Modelo VAR

Estimativas do Vetor de Correção de Erros  
 Amostra Ajustada: 1994:06 2005:09  
 Observações Incluídas: 136 depois do ajuste  
 Erro Padrão em ( ) & Estatística t em [ ]

Eq. Cointegração:	CointEq1	CointEq2		
LNVALEXPBRA(-1)	1.000000	0.000000		
LNCRB(-1)	0.000000	1.000000		
LNEXPMUNDIAL(-1)	-1.034347 (0.14134) [-7.31794]	-0.259404 (0.13640) [-1.90178]		
LNCAMBIOEUA(-1)	1.430488 (0.41450) [ 3.45113]	2.356178 (0.40000) [ 5.89042]		
LNIPCA20(-1)	-0.524244 (0.17905) [-2.92786]	-0.519771 (0.17279) [-3.00809]		
LNJUROSEUA(-1)	0.137664 (0.05507) [ 2.49981]	0.152082 (0.05314) [ 2.86170]		
C	-6.288025	-12.38039		
Correção de Erros:	D(LNVALEXP)	D(LNCRB)	D(LNEXP MUN)	D(LNCAMBI OEUA)
CointEq1	-0.751459 (0.11619) [-6.46752]	-0.003372 (0.03232) [-0.10433]	0.031611 (0.06375) [ 0.49589]	-0.004107 (0.01461) [-0.28114]
CointEq2	0.580610 (0.12470) [ 4.65620]	-0.075300 (0.03469) [-2.17076]	-0.080103 (0.06841) [-1.17085]	0.022101 (0.01568) [ 1.40981]
D(LNVALEXPBRA(-1))	0.091538 (0.10156) [ 0.90136]	-0.001802 (0.02825) [-0.06380]	-0.076653 (0.05572) [-1.37572]	0.008109 (0.01277) [ 0.63512]
D(LNVALEXPBRA(-2))	0.423934 (0.09705) [ 4.36835]	-0.053251 (0.02700) [-1.97248]	0.056839 (0.05324) [ 1.06751]	0.009603 (0.01220) [ 0.78704]
D(LNVALEXPBRA(-3))	0.584816 (0.10166) [ 5.75240]	0.016227 (0.02828) [ 0.57377]	0.085135 (0.05578) [ 1.52633]	0.002976 (0.01278) [ 0.23287]
D(LNVALEXPBRA(-4))	0.098900 (0.10352)	0.039175 (0.02880)	-0.073448 (0.05680)	-0.012086 (0.01302)



	[ 0.95534]	[ 1.36031]	[-1.29315]	[-0.92865]
D(LNCRB(-1))	0.184933 (0.33001) [ 0.56039]	-0.079271 (0.09180) [-0.86349]	0.490898 (0.18106) [ 2.71127]	-0.034954 (0.04149) [-0.84248]
D(LNCRB(-2))	-0.691840 (0.33619) [-2.05790]	2.42E-05 (0.09352) [ 0.00026]	0.260330 (0.18445) [ 1.41141]	0.041554 (0.04227) [ 0.98315]
D(LNCRB(-3))	-0.579581 (0.34962) [-1.65776]	0.156742 (0.09726) [ 1.61162]	0.190631 (0.19182) [ 0.99383]	-0.004939 (0.04395) [-0.11238]
D(LNCRB(-4))	-0.144531 (0.35800) [-0.40372]	-0.000851 (0.09959) [-0.00855]	0.178067 (0.19641) [ 0.90659]	-0.063198 (0.04501) [-1.40415]
D(LNEXPMUNDIAL(-1))	-0.501823 (0.18964) [-2.64624]	-0.140524 (0.05275) [-2.66379]	-0.391346 (0.10404) [-3.76138]	-0.001579 (0.02384) [-0.06624]
D(LNEXPMUNDIAL(-2))	-0.607891 (0.19953) [-3.04657]	-0.079558 (0.05551) [-1.43330]	-0.707695 (0.10947) [-6.46458]	0.014984 (0.02509) [ 0.59731]
D(LNEXPMUNDIAL(-3))	-0.589796 (0.18287) [-3.22514]	-0.066609 (0.05087) [-1.30934]	-0.336154 (0.10033) [-3.35038]	0.013212 (0.02299) [ 0.57466]
D(LNEXPMUNDIAL(-4))	-0.766200 (0.16959) [-4.51790]	-0.053696 (0.04718) [-1.13816]	-0.320939 (0.09305) [-3.44926]	-0.000241 (0.02132) [-0.01128]
D(LNCAMBIOEUA(-1))	0.388546 (0.81021) [ 0.47956]	0.213494 (0.22539) [ 0.94724]	0.029190 (0.44452) [ 0.06567]	0.330049 (0.10186) [ 3.24021]
D(LNCAMBIOEUA(-2))	-1.500454 (0.85594) [-1.75299]	0.175541 (0.23811) [ 0.73723]	-0.569777 (0.46961) [-1.21330]	-0.125442 (0.10761) [-1.16571]
D(LNCAMBIOEUA(-3))	0.888440 (0.82934) [ 1.07126]	0.021732 (0.23071) [ 0.09419]	0.938056 (0.45502) [ 2.06159]	-0.135883 (0.10427) [-1.30324]
D(LNCAMBIOEUA(-4))	-0.379134 (0.81359) [-0.46600]	0.251085 (0.22633) [ 1.10939]	-0.018106 (0.44637) [-0.04056]	-0.179044 (0.10229) [-1.75044]
D(LNIPCA20(-1))	-0.126324 (0.20491) [-0.61648]	-0.050890 (0.05700) [-0.89275]	0.092551 (0.11242) [ 0.82322]	0.018857 (0.02576) [ 0.73197]
D(LNIPCA20(-2))	0.449064	-0.007556	0.064611	-0.001792

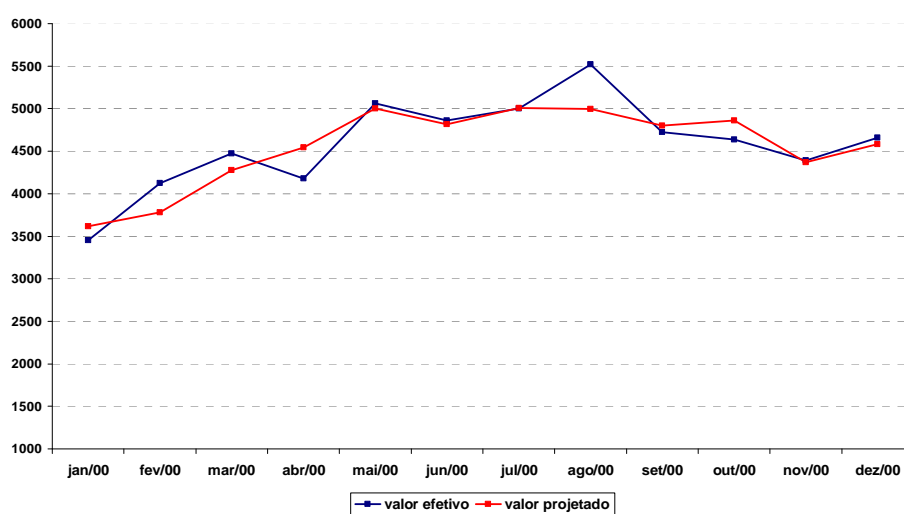
	(0.22982)	(0.06393)	(0.12609)	(0.02889)
	[ 1.95395]	[-0.11818]	[ 0.51241]	[-0.06203]
D(LNIPCA20(-3))	-0.270767	0.063957	-0.128517	-0.028447
	(0.22571)	(0.06279)	(0.12383)	(0.02838)
	[-1.19964]	[ 1.01862]	[-1.03783]	[-1.00252]
D(LNIPCA20(-4))	-0.064823	-0.113072	-0.017914	0.027882
	(0.20426)	(0.05682)	(0.11207)	(0.02568)
	[-0.31735]	[-1.98990]	[-0.15985]	[ 1.08572]
D(LNJUROSEUA(-1))	0.471051	0.005492	0.202250	0.001948
	(0.14983)	(0.04168)	(0.08221)	(0.01884)
	[ 3.14384]	[ 0.13176]	[ 2.46031]	[ 0.10339]
D(LNJUROSEUA(-2))	-0.098253	0.050454	-0.083403	-0.027292
	(0.14785)	(0.04113)	(0.08112)	(0.01859)
	[-0.66455]	[ 1.22671]	[-1.02818]	[-1.46826]
D(LNJUROSEUA(-3))	-0.073730	0.005488	0.090351	-0.010706
	(0.14182)	(0.03945)	(0.07781)	(0.01783)
	[-0.51988]	[ 0.13911]	[ 1.16119]	[-0.60046]
D(LNJUROSEUA(-4))	0.138671	0.038376	0.002456	0.022680
	(0.14883)	(0.04140)	(0.08165)	(0.01871)
	[ 0.93174]	[ 0.92692]	[ 0.03008]	[ 1.21209]
C	0.017467	0.004479	0.016018	0.000633
	(0.00841)	(0.00234)	(0.00461)	(0.00106)
	[ 2.07781]	[ 1.91553]	[ 3.47306]	[ 0.59914]
R-squared	0.588510	0.297472	0.555753	0.300480
Adj. R-squared	0.490357	0.129896	0.449786	0.133622
Sum sq. Resids	0.828428	0.064108	0.249367	0.013094
S.E. equation	0.087179	0.024252	0.047831	0.010960
F-statistic	5.995817	1.775150	5.244578	1.800814
Log likelihood	153.8842	327.8930	235.5253	435.9062
Akaike AIC	-1.865944	-4.424897	-3.066548	-6.013326
Schwarz SC	-1.287696	-3.846650	-2.488301	-5.435079
Mean dependent	0.007448	0.002556	0.006676	0.000711
S.D. dependent	0.122118	0.025999	0.064482	0.011775
Determinant Residual Covariance		4.12E-18		
Log Likelihood		1654.461		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		1564.168		
Akaike Information Criteria		-20.44364		
Schwarz Criteria		-16.71716		

## ANEXO III

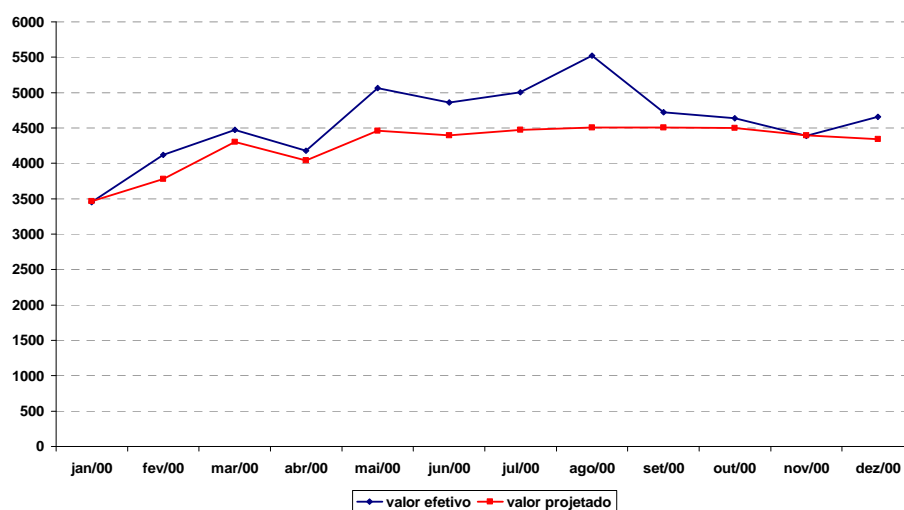
### Resultados dos Modelos – Gráficos

Os gráficos mostram as previsões dos modelos ADL e VAR para o valor em dólares das exportações brasileiras (eixo vertical) nos anos de 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e os cenários para 2006. Os valores previstos, em vermelho, são comparados, quando possível, ao valor efetivo, em azul, ocorrido nestes anos.

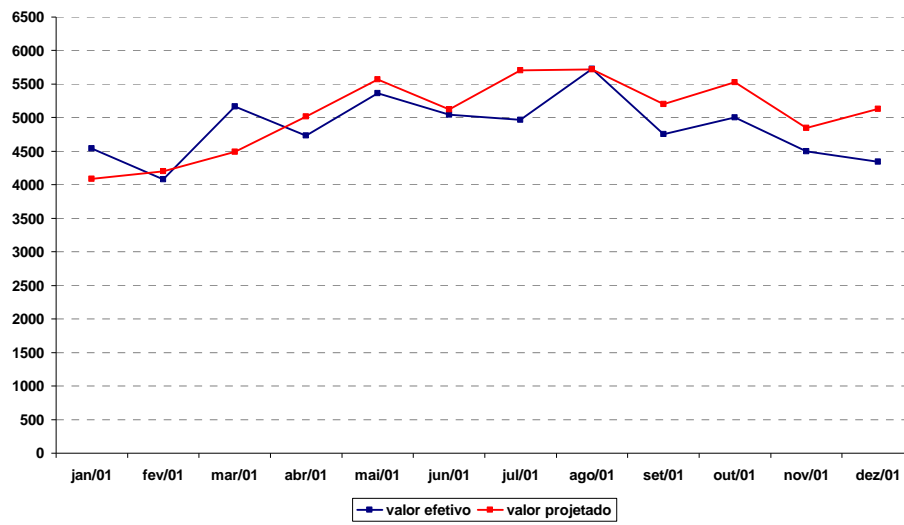
ADL - previsão para 2000



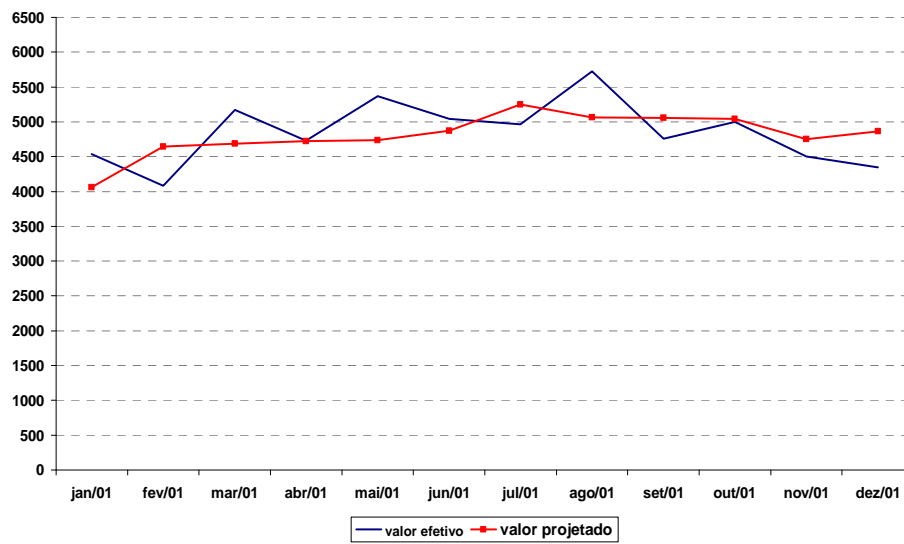
VAR - previsão para 2000



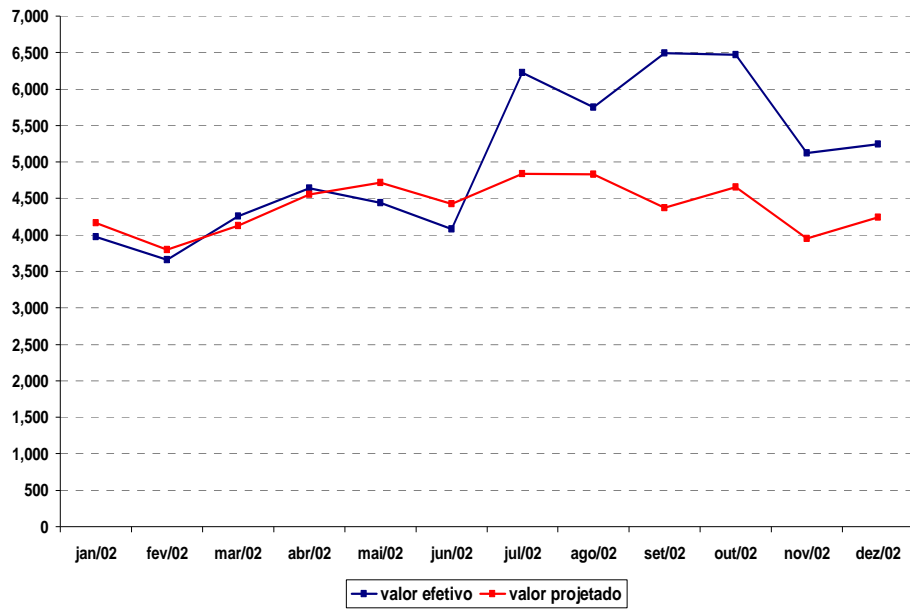
ADL - previsão para 2001



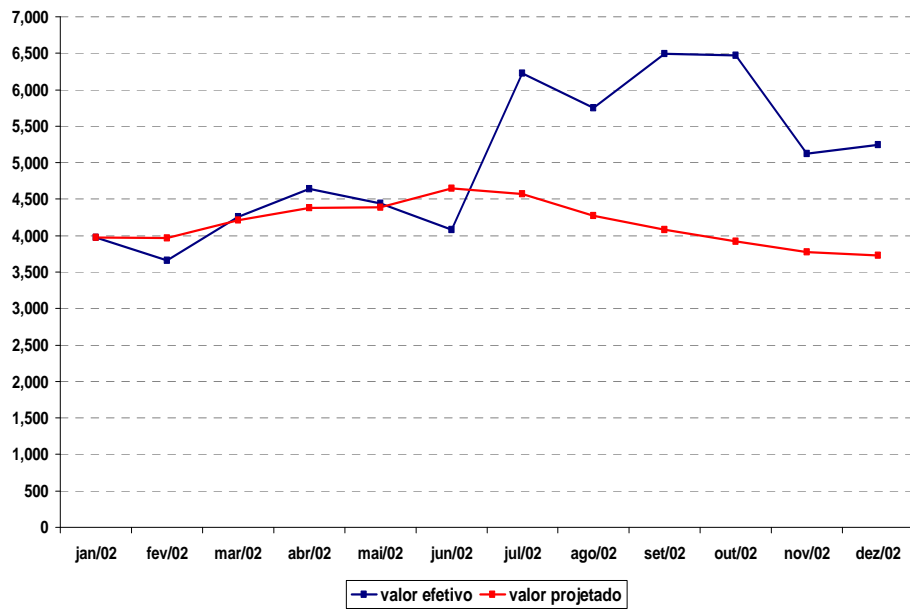
VAR - previsão para 2001



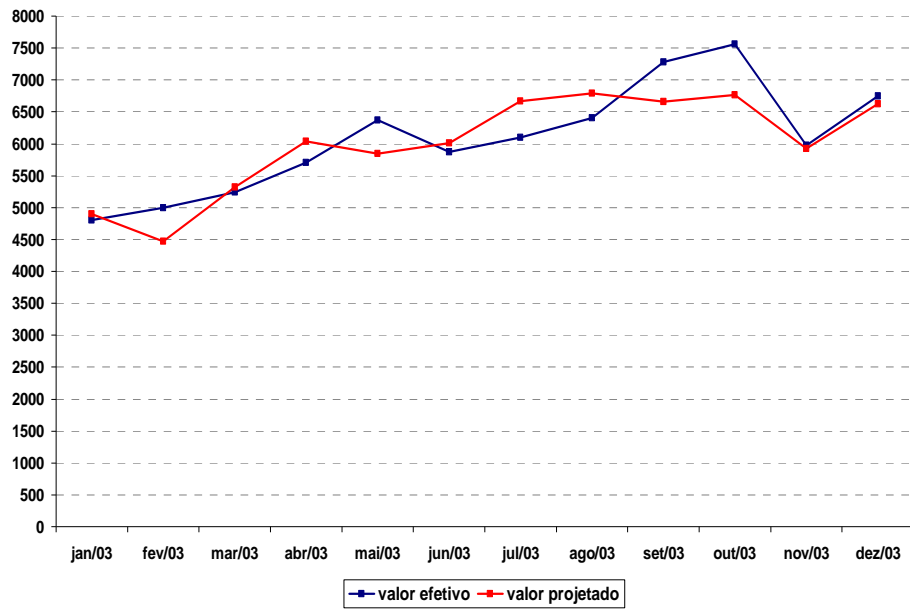
ADL - previsão para 2002



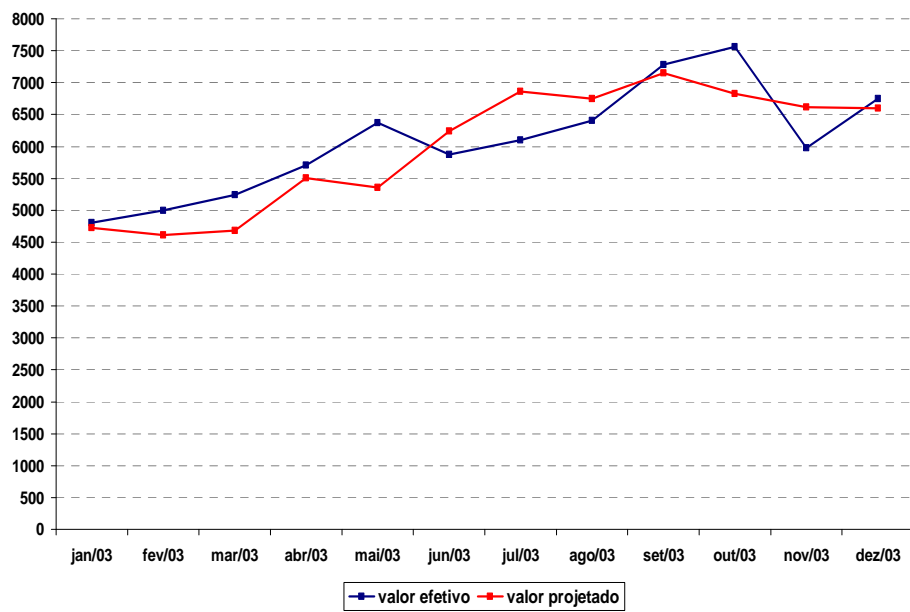
VAR - previsão para 2002



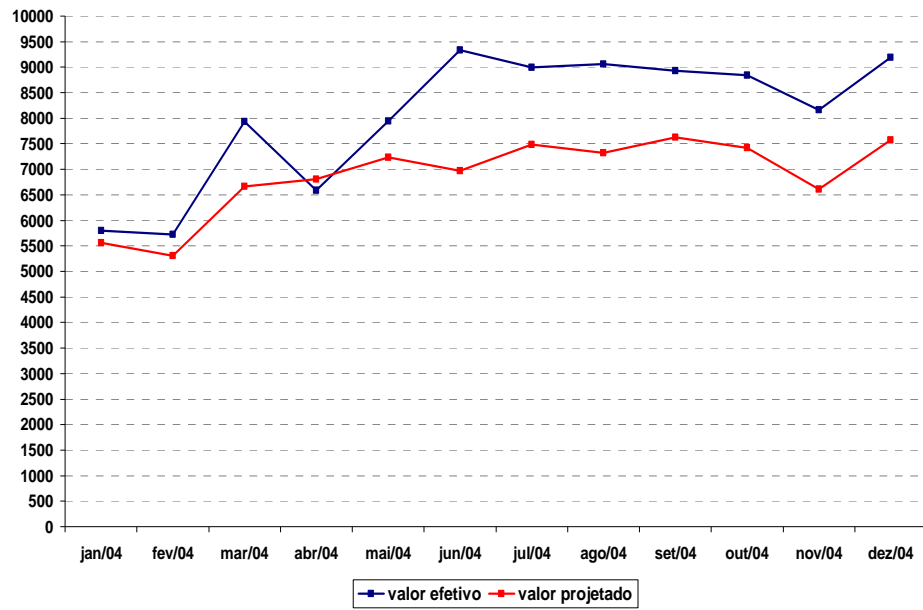
ADL- previsão para 2003



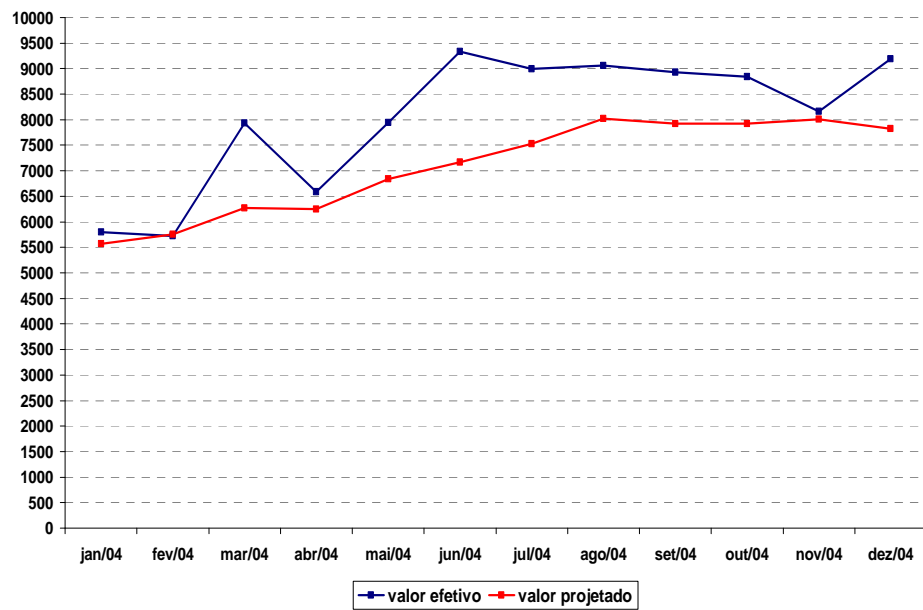
VAR - previsão para 2003



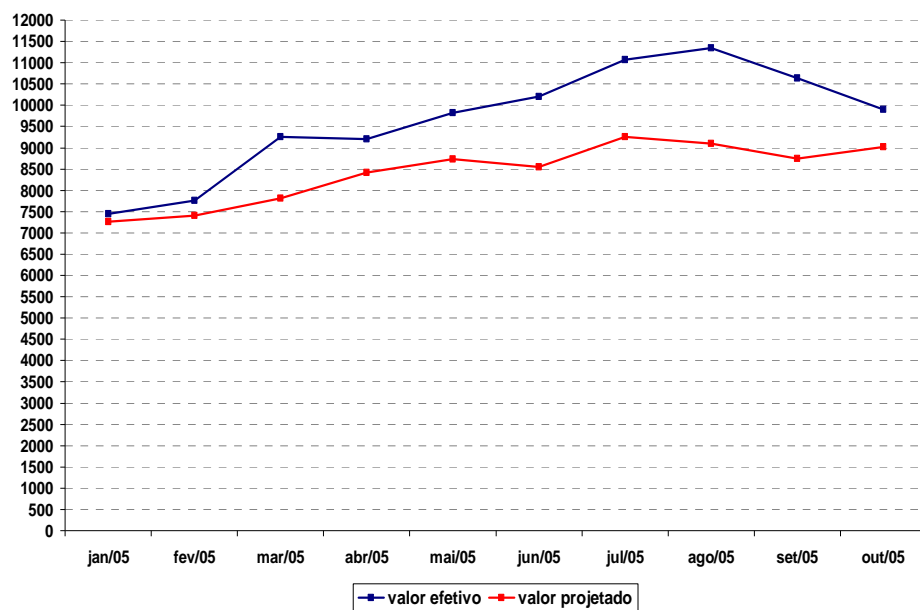
ADL - previsão para 2004



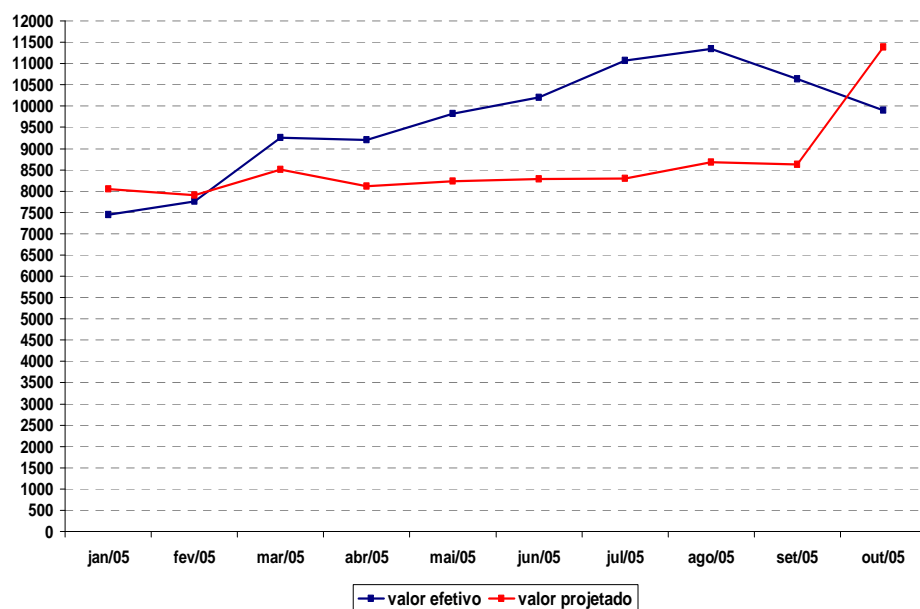
VAR - previsão para 2004



ADL- pevisão para 2005

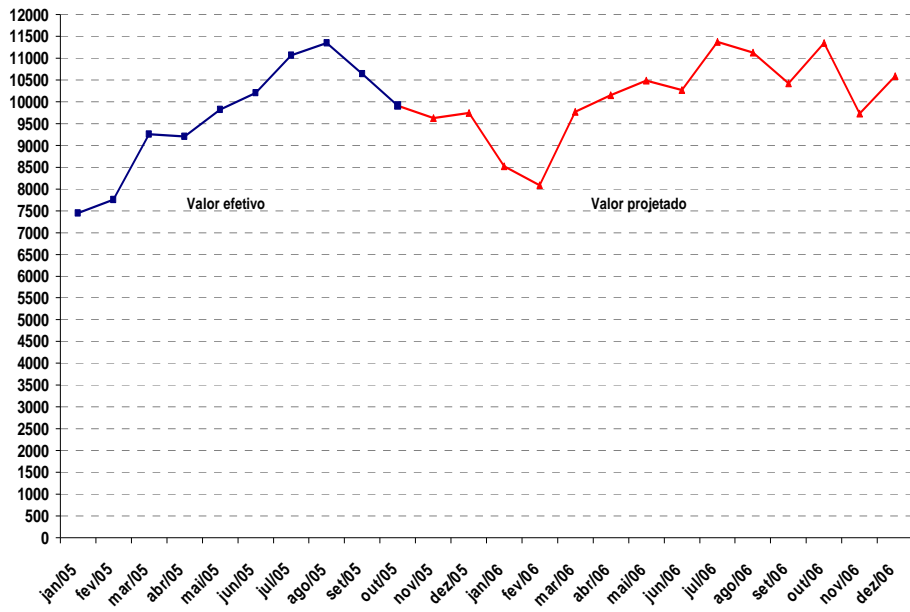


VAR - previsão para 2005





ADL - valor projetado para 2006



VAR - valor projetado para 2006

