

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Balança comercial brasileira: Elasticidades Renda e Preços e o
Impacto das condições Monetárias brasileiras.

Yann Albert Grandjean
Matrícula: 98 15409

Orientador: Dionísio Dias Carneiro

Dezembro 2002

Agradecimentos:

Os meus mais sinceros agradecimentos a todos os membros da família Galanto Consultoria, a quem devo infinitas contribuições a minha formação de economista.

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

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

ÍNDICE

<i>I – Introdução</i>	4
<i>II – Decomposição da Balança Comercial em Quantidades e Preços</i>	5
II – 1 Introdução	5
II – 2 Quantidades de Exportação.....	5
II – 2 – a Descrevendo as séries usadas.....	5
II – 3 Preços de Exportação.....	15
II – 4 Quantidades importadas.....	20
II – 4.a Descrevendo as séries usadas.....	20
II – 4.b Equação da quantidade total importada	23
II – 5. Preços de importação dos combustíveis e totais.....	29
II – 6 – Projeções derivadas das equações de Preços e Quantidades, importadas e exportadas, agregadas e desagregadas.....	30
II – 6.a Cenários e resultados para 2002 e 2003.....	30
II – 5.b Sensibilidade renda/preços da Balança Comercial	32
<i>III - Balança Comercial e as Condições monetárias brasileiras: conseqüências do aperto monetário de 2002 sobre os saldos futuros da balança comercial</i>	36
III - 1. Introdução	36
III – 2. Os determinantes da balança comercial a curto prazo.....	38
III – 3. Resultados.....	42
III – 4. Conclusões: conseqüências para 2003.....	45
<i>IV-Conclusões</i>	47
<i>Referências Bibliográficas</i>	48

I – Introdução

II – Decomposição da Balança Comercial em Quantidades e Preços

II – 1 Introdução

Nesta seção da monografia, estaremos interessados na caracterização da balança comercial por equações de quantidades e de preços de importações e exportações. Aprofundando um pouco mais o nosso estudo, faremos o mesmo trabalho para as suas respectivas sub-categorias.

Deste modo, esta seção será estruturada da seguinte forma. Além desta introdução, esta seção terá quatro partes. A primeira se concentrará no estudo das quantidades de exportação total e por cada sub-categoria, a segunda nas quantidades de importação total e por cada sub-categoria, a terceira e a quarta seção irão conter os estudos de preços de exportação e importação respectivamente.

II – 2 Quantidades de Exportação

II – 2 – a Descrevendo as séries usadas

Vários trabalhos acadêmicos se dedicaram a encontrar modelos econométricos que melhor explicam os movimentos das duas contas da balança comercial. A dificuldade maior se concentra especificamente nas equações de exportação. Teóricamente, a quantidade exportada por um país irá depender do produto mundial, do câmbio real e dos preços dos produtos exportados¹.

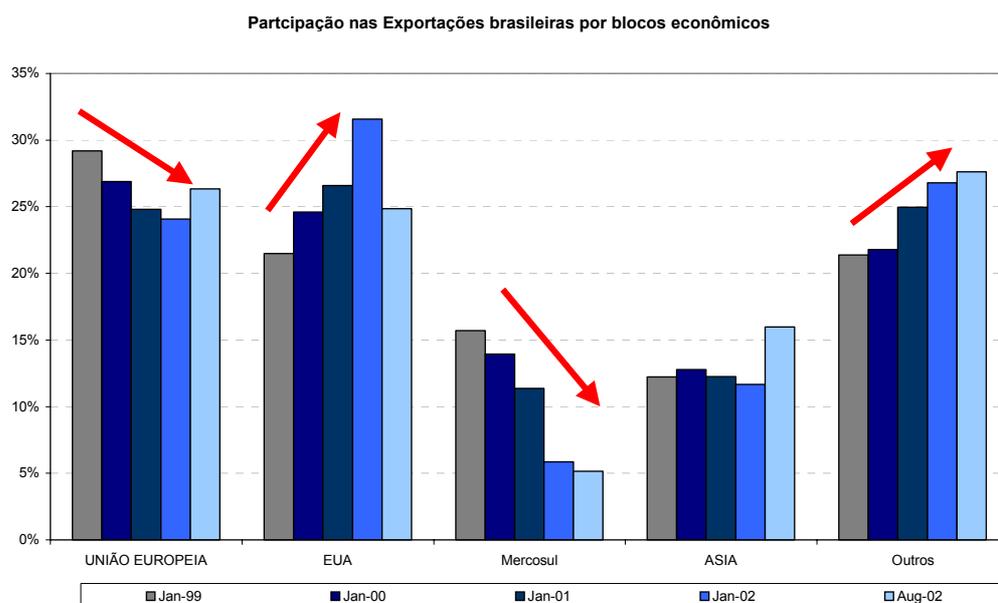
Existe uma dificuldade em se obter uma boa medida do que seria o produto mundial. Alguns trabalhos, com o texto para discussão do Banco Central², empregam a soma das importações mundiais. Outra medida de PIB mundial pode ser construída empregando-se uma soma ponderada das taxas de crescimento trimestrais dos principais parceiros comerciais brasileiros. Fianalmente, a medida que empregaremos aqui será o PIB

¹ Livro texto: Blanchard. O. Macro Economia. 7ª ed.

² Muinhos. M.K. , Lago Alves. S.A, Riella, Gil. *Modelo Estrutural com Setor Externo*. Trabalho para Discussão do Banco Central do Brasil, n.42 junho 2002.

americano que mostra-se ser uma boa aproximação, além de simplificar bastante as hipóteses necessárias para projeções futuras. A parcela americana no total das exportações brasileiras vem aumentando se considerado o período pós-desvalorização cambial de 1999. Somente no último mês disponível é que sua participação recua para 25%, número ainda considerável. Note que em geral movimentos do PIB americano são acompanhados de movimentos do produto de muitos dos seus maiores parceiros comerciais, que são a Europa e a Ásia. Deste modo, podemos esperar que variações positivas no produto americano signifiquem um aumento do produto “representativo” do Brasil³. O gráfico 1 mostra a evolução da participação dos EUA nas exportações brasileiras.

Gráfico 1:



Note como a participação do Mercosul como Bloco econômico de destino das nossas exportações decaiu substancialmente nos últimos três anos, o que corresponde ao período durante o qual a Argentina⁴ começa a sofrer as consequências da necessidade de defesa do seu câmbio fixo, via arrouxo monetário, e da desvalorização do real brasileiro. A

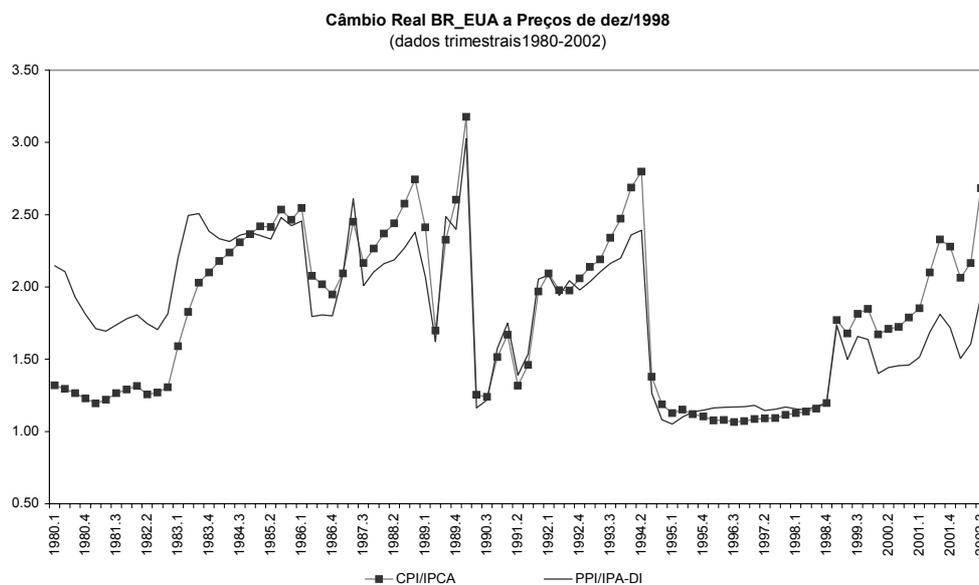
³ Entenda-se produto representativo como produto dos maiores parceiros comerciais do Brasil.

⁴ Toda a cronologia da crise Argentina pode ser encontrada em: Mussa. M. Argentina and the Fund: From Triumph to Tragedy. Institute for International Economics. Março 2002.

participação do Mercosul em 2002 se reduz a 5 % do total exportado pelo Brasil. Durante este mesmo período, a participação Européia declina de forma mais suave. A diminuição destes dois grandes parceiros parece ser compensada pelo aumento da participação de outros países tais como os do Oriente Médio.

O câmbio real por definição deve ser uma média ponderada do peso comercial das taxas cambiais reais bilaterais de todos os países. Porém, algumas moedas apresentam baixa liquidez no mercado interno, quando o mercado para esta moeda existe. Logo, a maioria das transações comerciais é efetuada via o Dólar americano. Deste modo, optamos por empregar como proxy do câmbio real o “câmbio bilateral real” entre o Brasil e os EUA. Dada a especificidade de cada sub-categoria de importação e exportação, usamos dois tipos distintos de câmbio real. O primeiro usando índices de preços ao consumidor e o segundo usando o índice de preços ao produtor. As duas séries estão a preços de dezembro de 1998. O gráfico 2 abaixo retrata as duas séries trimestrais no período do primeiro trimestre de 1980 ao terceiro trimestre de 2002.

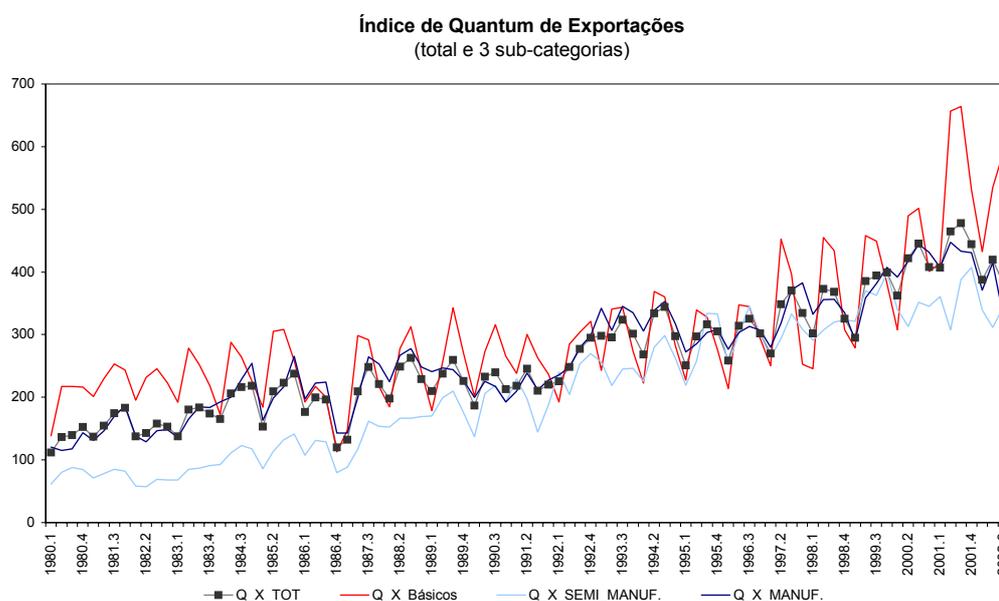
Gráfico 2:



Dependendo da combinação de índice de preços empregada, observamos que existe uma diferença importante sobre o câmbio real atual. Isto é, ao empregarmos o IPCA conjuntamente com o CPI americano para o seu cálculo, observarmos que o resultado é um câmbio real muito mais depreciado (40% no terceiro trimestre de 2002) no período pós-janeiro de 1999 que o mesmo empregando o PPI e o IPA-DI.

A série que utilizaremos quantidades exportadas será a divulgada pela Funcex. Esta série é trimestral e se inicia no primeiro trimestre de 1980 e se encerra no terceiro trimestre de 2002. A série das exportações totais foi decomposta em três sub-categorias de produtos: básicos, semimanufaturados e manufaturados. O gráfico 3 mostra a trajetória destas quatro séries.

Gráfico 3:



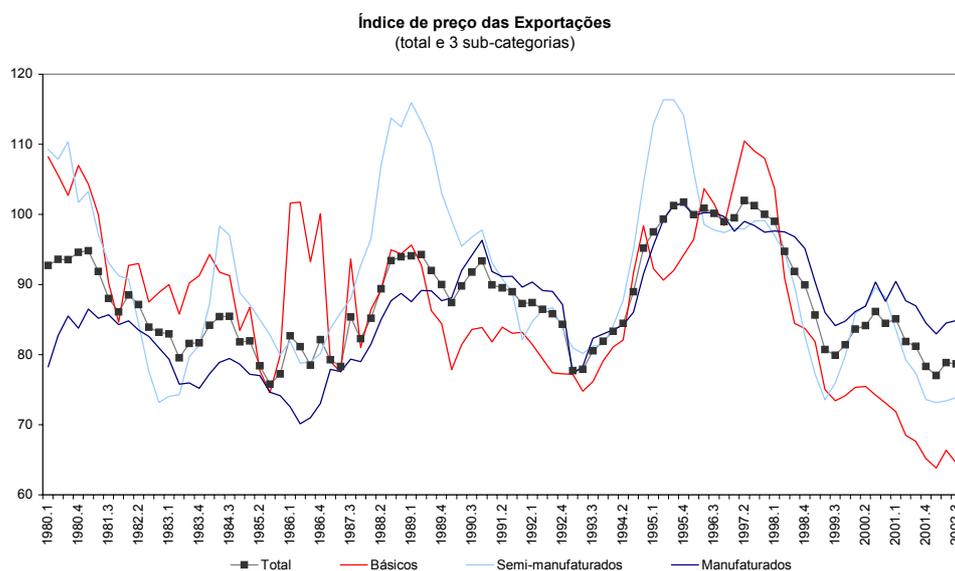
Observe que as quantidades exportadas de produtos básicos (série vermelha) apresentam uma sazonalidade muito mais acentuada que as demais. Isto se deve principalmente aos períodos de safra e entre safra dos produtos agrícolas. Note também o aumento expressivo da quantidade exportada de produtos básicos no ano de 2001 e de 2002, que corresponde

aos dois últimos anos de safra recorde do país⁵. Em 2001, a maior safra da história do país atingiu 98,5 milhões de toneladas. Ainda de acordo com o IBGE, está previsto para 2002 uma safra 0,72% inferior a 2001.

Outra observação importante é a tendência que caracteriza todas as séries. As exportações totais cresceram em média (mesmo trimestre contra trimestre anterior) no período amostral disponível 6,5%. É plausível esperar assim taxas de crescimento superiores à tendência como resposta à última depreciação durante o ano de 2002.

Por fim, necessitamos das respectivas séries de índice de preços de exportação de cada sub-categoria. Duas seções serão dedicadas a um estudo mais detalhado dos preços de importação e exportação. O gráfico 4 plota estas quatro séries de preços, uma para cada sub-grupo de produtos e o total.

Gráfico 4:



⁵ IBGE: www.ibge.gov.br/sidra.

A primeira vista, não parece existir um padrão básico dos preços de qualquer categoria de exportação. Na seção de preços de exportação, veremos que existe evidências de um comportamento de reversão a média.

II – 2.b Estimando as equações de exportação

A especificação usada será a mesma empregada pelo Banco Central do Brasil⁶. Isto é, faremos um modelo “log-log”⁷ em que cada coeficiente poderá ser diretamente interpretado como uma elasticidade. Relembramos que a periodicidade é trimestral. A amostra se inicia em 1980.1 e encerra-se em 2002.3.

A forma funcional é especificada como:

$$\ln(Qx_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Qx_{t-1}) + \beta_2 \ln(Y^*_{t-i}) + \beta_3 \ln(E_{t-j}) + \beta_4 \ln(Px_{t-\phi}) + \sum_{\lambda=1}^3 \theta_{\lambda} seas_{\lambda} + \beta_5 D_{9103} + \beta_6 D_{8604}$$

$$i, j, \phi = \{0, 1, 2, 3, 4\}$$

Onde:

Qx_t : é a quantidade exportada no trimestre t.

Y^*_t : é o PIB americano em US\$ bilhões de 1996 no trimestre t.

E_t : É o câmbio real, que poderá ser calculado com o CPI(all urban consumers nsa.)/IPCA ou com o PPI(all commodities nsa.)/IPA-DI.

Px_t : É o índice de preço de exportação no trimestre t.

$\sum_{\lambda=1}^3 \theta_{\lambda} seas_{\lambda}$: São dummies sazonais.

D_{9103} : é uma dummy de pulso para o terceiro trimestre de 1991.

⁶ Mesmo referência citada acima.

⁷ Uma breve explicação técnica poderá ser encontrada em: Gujarati. N.D. Basic Econometrics. 3ª edição. McGRAW-HILL Internacional Editions. Cap. 6 pg. 165.

D_{8604} : é uma dummy de pulso para o quarto trimestre de 1986.

Para cada sub-grupo de exportação, utilizaremos a mesma especificação geral, que será gradualmente reduzida para uma equação que contenha apenas para os coeficientes significativos. Note que testamos as variáveis explicativas até a quarta defasagem. Também selecionamos o câmbio real que apresenta a maior significância. Na tabela 1 abaixo, reproduzimos as estatísticas de teste da melhor regressão encontrada para cada categoria.

Tabela 1:

Variável dependente: **Ln(QX)**
Período amostral: 1980.1 - 2002.3

Variável	Total		Básicos		Semi-manufaturados		Manufaturados	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
C	-4.63	0.00%	0.19	80.86%	-9.99	0.00%	-4.33	0.00%
Ln(QX(-1))	0.48	0.00%	0.52	0.00%	0.54	0.00%	0.56	0.00%
Ln(Cambior(-1))	0.07	2.81%	-	-	0.12	4.29%	0.14	0.21%
Ln(PX)*	-	-	-0.35	0.06%	0.24	3.10%	-	-
Ln(PIB EUA)	0.84	0.00%	0.45	0.00%	1.28	0.00%	0.76	0.00%
Saz 1	-0.11	0.00%	-0.09	1.59%	-0.11	0.04%	-0.13	0.00%
Saz 2	0.12	0.00%	0.39	0.00%	-	-	-	-
Saz 3	0.08	0.05%	0.20	0.00%	0.07	2.72%	-	-
Dum 9103	-0.20	0.54%	-0.20	6.24%	-0.33	0.70%	-	-
Dum 8604	-0.50	0.00%	-0.51	0.00%	-0.48	0.01%	-0.45	0.00%
Deflator Cambior	PPI/IPA-DI		PPI/IPA-DI		PPI/IPA-DI		PPI/IPA-DI	
R ²	96.46%		91.41%		96.15%		93.65%	
R ² ajust.	96.11%		90.56%		95.76%		93.27%	
DW	1.85		1.65		1.70		1.77	
Estat.-F	275.74		107.77		252.53		247.74	
P(Estat.-F)	0.00%		0.00%		0.00%		0.00%	
Teste ADF nos Resíduos/valores críticos: 1%(-2.5897), 5%(-1.9439), 10%(-1.6177).								
Valor crítico	-5.3794		-5.7834		-4.2655		-4.3336	
Resultado	estacionário		estacionário		estacionário		estacionário	

*: Quando o coeficiente estiver em negrito, refere-se a primeira defasagem Ln(PX(-1)).

A primeira observação a ser feita refere-se ao melhor ajuste, em todos os quatro casos, do câmbio real calculado a partir de índices de preços ao atacado. Note ainda que foi realizado para o resíduo de cada equação um teste de estacionariedade. Foi verificado que todos se caracterizam como sendo estacionários (rejeitam a hipótese de raiz unitária), o que equivale dizer que, no modelo estudado, podemos regressar as variáveis em nível, como feito acima,

pois elas são cointegradas, refletindo uma relação robusta de longo prazo entre elas. Não existe risco de encontrarmos uma relação espúria.

Todos os coeficientes reportados na tabela são significantes a um nível de 5%, com exceção da dummy quarto trimestre de 1991, que apresenta um p-valor de 6,24%. As dummies de pulso referem-se a períodos iniciais da implementação de pacotes econômicos⁸, que modificaram momentaneamente as expectativas em relação as principais variáveis econômicas e conseqüentemente as relações existentes entre elas. Mais precisamente, estes períodos correspondem a momentos de ruptura em que uma desvalorização iminente era aguardada de modo que os exportadores eram motivados a atrasar o envio dos seus produtos e por os compradores, agindo de forma defensiva, a aguardar.

A exportação de produtos manufaturados é a única equação a não apresentar um efeito negativo significativo da dummy 9103. Somente os produtos básicos apresentam um padrão sazonal completo (as três dummies sazonais significativas). Aparentemente, quanto mais elaborado for o produto exportado, menor será o componente sazonal. Apenas a dummy referente ao primeiro trimestre é relevante para as três categorias, muito provavelmente por motivos diferentes.

Podemos agora comentar as variáveis explicativas mais importantes. A primeira defasagem é significativa para todas as categorias de exportação. O valor desta elasticidade também é muito próximo entre elas, cerca de 0.5. As elasticidades das exportações em relação ao PIB americano são bem variadas. O grupo mais elástico é o de produtos semi-manufaturados. Neste caso, um aumento de 1% do PIB americano aumenta as exportações destes produtos em 1,28%. As exportações menos elásticas a demanda externa são a de produtos básicos, de 0,45%, o que parece ser um resultado bastante intuitivo. A exportação de produtos básicos é em sua maioria composta de commodities de alimentos, como por exemplo, a soja.

⁸ Uma boa descrição do plano “cruzadinho” e cruzado II encontra-se em: Modiano. E. A Ordem do Progresso. Cap.13: “A ópera do três cruzados: 1985-1989”.

Referências plano Collor:

Carneiro. D.D. *A queima das caravelas: o tumultuado caminho do choque sem volta*. 50 anos de Brasil. FGV. Rio. 1994.

Pastore, A.C. *A Reforma monetária do plano Collor*. Revista brasileira de economia, n. 45 pg 157-174. jan 2001.

Dizemos neste caso que estes produtos apresentam uma demanda inelástica à renda (pouco sensível), pois são produtos de primeira necessidade.

Um resultado marcante é a ausência de significância conjunta das duas variáveis explicativas de preços (com exceção do grupo de semimanufaturados). Para os produtos básicos, apenas o preço internacional importa. São produtos que são em geral negociados principalmente em mercados internacionais. Mesmo que as oscilações cambiais sejam expressivas, o que importa para os produtores nacionais são apenas os preços dos produtos básicos com cotação internacional. Aparentemente, o câmbio real exerce pouca influência na quantidade exportada de produtos básicos. O sinal negativo da elasticidade preço é o esperado: quanto maior o preço dos produtos básicos, menor será a sua demanda por eles.

Já com o grupo de manufaturados, acontece o oposto. Agora somente o câmbio age sobre estes exportáveis. Os preços destes produtos no mercado internacional não parecem ter impacto relevante sobre suas exportações. De fato, quando analisarmos o preço dos produtos manufaturados, observaremos que eles apresentam pouca variância. Assim, a rentabilidade das exportações será determinada principalmente pelo patamar do câmbio real. Quanto maior, maior será o incentivo dos produtores de bens manufaturados em redirecionar a sua produção para o exterior. O grupo dos semimanufaturados apresenta uma mistura dos dois efeitos. Neste caso, tanto o câmbio real quanto o preço destes produtos importa para definir a quantidade exportada. Porém o que chama a atenção neste grupo é o sinal positivo do coeficiente preço. Um aumento de 1% no preço dos semimanufaturados gera um aumento de 0,24% na sua quantidade exportada. Aparentemente, somente as condições de oferta no mercado destes produtos determina a quantidade exportada. De fato, existe uma dificuldade inerente em identificar se as exportações segundo cada categoria são principalmente determinadas pela oferta ou pela demanda. Encontramos então que quanto maior o preço dos produtos semi-manufaturados associado a um câmbio real mais depreciado, maior será a quantidade exportada.

O poder explicativo destas equações desagregadas é alto, todos acima de 90% medido pelo R^2 . A estatística Durbin-Watson, embora tenha que ser interpretada de maneira menos

rígida devido à presença de uma defasagem da variável dependente, também nos assegura da ausência de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, que foi confirmado pelo correlograma dos mesmos.

No intuito de melhorar as equações desagregadas de exportações de produtos manufaturados e semimanufaturados, acrescentamos ao modelo proposto pelo Banco Central uma medida de nível de demanda/nível de atividade interno. Escolhemos como variável explicativa o nível de capacidade instalada (UCI na tabela 2 de resultados) divulgado mensalmente pela FIESP. O que tentamos capturar é se o efeito de um mercado interno desaquecido sobre as exportações é significativo. Na tabela 2 abaixo, são apresentados os resultados. Note que as variáveis explicativas são as mesmas, acrescentadas somente da variável UCI.

Tabela 2:

Variável dependente: **Ln(QX)**
 Período amostral: 1980.1 - 2002.3

Variável	Semi-manufaturados		Manufaturados	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
C	-13.40	0.00%	-4.09	0.00%
Ln(QX(-1))	0.36	0.00%	0.55	0.00%
Ln(Cambior(-1))	0.12	2.08%	0.13	0.39%
Ln(PX(-1))	0.48	0.00%	-	-
Ln(PIB EUA)	1.80	0.00%	0.77	0.00%
Saz 1	-0.15	0.00%	-0.14	0.00%
Saz 2	-	-	-	-
Saz 3	0.08	0.46%	-	-
Dum 9103	-0.36	0.07%	-	-
Dum 8604	-0.35	0.10%	-0.44	0.00%
UCI(-1)	-0.02	0.00%	-0.004	15.02%
Deflador Cambior	PPI/IPA-DI		PPI/IPA-DI	
R ²	97.22%		93.81%	
R ² ajust.	96.90%		93.36%	
DW	1.62		1.77	
Estat.-F	310.52		209.52	
P(Estat.-F)	0.00%		0.00%	
Teste ADF nos Resíduos/valores críticos: 1%(-2.5897), 5%(-1.9439), 10%(-1.6177).	Valor crítico		-5.00	
	-4.13		estacionário	
	estacionário		estacionário	

*: Quando o coeficiente estiver em negrito, refere-se a primeira defasagem Ln(PX(-1)).

Observamos que apenas a categoria de bens semimanufaturados parece responder a esta nova medida. A principal diferença se deu no valor da elasticidade preço. Na equação sem UCI, a elasticidade era de 0.24%, na nova equação, esta elasticidade dobra para 0.48%. O sinal do coeficiente negativo também era esperado. Quanto mais comprimida estiver a demanda interna, refletida por uma baixa utilização da capacidade instalada, maior será o incentivo do empresariado em “exportar o excedente”.

No entanto, a classe de produtos da qual esperávamos os melhores resultados decepcionaram apresentando uma informação adicional insignificante sobre a quantidade exportada. A elasticidade das exportações dos manufaturados à UCI além de apresentar baixa significância, é muito próxima de zero. Para certificarmos da existência de um vetor de cointegração que nos permita estimarmos estas equações em nível, recorreremos novamente à um teste (ADF) de raiz unitária sobre os resíduos, assim como feito anteriormente.

II – 3 Preços de Exportação

Esta seção se concentra na investigação de modelos econométricos que possam descrever a trajetória dos índices de preços das exportações brasileiras desagregadas pelo seu grau de elaboração. Muitos trabalhos empíricos se concentram em realizar teste sobre o valor financeiro das contas da balança comercial, como Cavalcanti (1997)⁹. Outros trabalhos se concentram na estimação de equações que explicam a trajetória das quantidades comercializadas¹⁰ e assumem os preços dados, ou ainda o modelam por intermédio de um modelo ARMA, como feito por Muinhos, Lagos e Riella (2002)¹¹. Pouca ênfase tem sido dada ao estudo sistemático dos preços de exportação. No entanto, Monteiro (2002)¹² na tentativa de superar esta deficiência, apresenta alguns resultados que serão aproveitados nesta monografia.

⁹ Castro. A. Cavalcanti. M. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/90. TD. 469, IPEA. Mar. 1997.

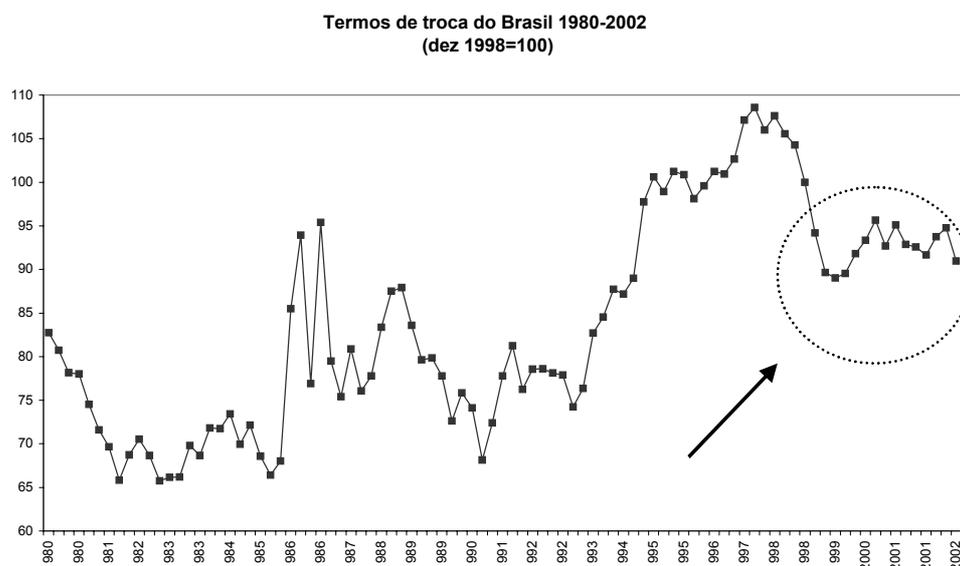
¹⁰ Carneiro. D.D. Wu. T. A balança comercial em 2002. Carta Econômica Galanto, jan. 2002.

¹¹ Autores do Texto para Discussão (N.42) do Banco Central citado acima.

¹² Monteiro. A.D. O componente preço da balança comercial brasileira. Carta Econômica Galanto, nov. 2002.

Iniciamos nossa tarefa com uma análise retrospectiva dos termos de troca durante o nosso período mostral, isto é, de 1980.1 a 2002.3. O gráfico 5 abaixo retrata sua trajetória.

Gráfico 5:



O ponto mais importante deste gráfico é o movimento dos termos de troca durante o plano real (período assinalado por um círculo no gráfico 5). Podemos dividi-lo em dois períodos distintos. O primeiro de 1994.3 até 1998.4 (o pico situa-se em 1997.3) e o segundo período de 1999.1 até 2002.3. Como ressaltado por Monteiro, foi durante o regime de bandas cambiais que o Brasil enfrentou as condições mais favoráveis em termos de troca, o que de certo colaborou para a manutenção do regime ainda durante um ano antes da primeira crise de liquidez do final da década de 90, a crise asiática (1997). O segundo período foi marcado por condições muito mais adversas, forçando o país a recorrer a taxas cambiais mais depreciadas para alcançar certos níveis de saldo em conta corrente do que as necessárias, caso se mantivessem as condições do primeiro período. Empregando um cálculo simples de média, os termos de troca do primeiro período estavam aproximadamente 10 % acima dos observados no segundo período. A economia brasileira enfrenta condições mais desfavoráveis desde a desvalorização cambial de 1999.

Analisando diretamente os preços das exportações (uma visualização das séries desagregadas pode se dar no gráfico 4 acima), Monteiro (2002) evidencia que para alguns dos índices desagregados, um comportamento de reversão a média se adequa bem a sua descrição. Isto é, a série tende a oscilar em torno de um valor de equilíbrio de longo prazo (utilizaremos uma aproximação pela média amostral). Como proposto em seu artigo, podemos modelar este comportamento da seguinte forma:

$$P_t - P_{t-1} = \alpha + \lambda(P^* - P_{t-2}) + \varepsilon_t \quad \text{com} \quad \varepsilon_t = \text{N.I.D}$$

Onde:

P_t : é o logaritmo neperiano do índice de preço agregado das exportações no período t.

P^* : é o valor de equilíbrio de longo prazo.

Note ainda que o valor esperado de α é zero, dado que as séries foram classificadas como estacionárias¹³. Quando o preço encontra-se no seu valor de equilíbrio, a variação do preço no período seguinte é zero. A variável λ mede a velocidade com a qual a convergência do índice de preço retorna ao seu valor de equilíbrio. Quanto mais próximo de 1, mais rapidamente se dá esta correção. No limite, a correção se faz num único período. Ainda que saibamos que nem todas as três séries têm um fundamento teórico e não aparentam ter esta estrutura geradora, fizemos o teste para todas estas séries, inclusive o desagregado. Reportamos na tabela 3 os valores dos parâmetros estimados.

Tabela 3:

¹³ Não testamos as séries diretamente. Assumimos os resultados encontrados por Monteiro (2002), que à exceção do grupo de básicos, encontra evidências de séries estacionárias. De fato, a não estacionariedade do grupo de básicos se deve ao movimento depressivo dos últimos dois anos. Contudo, neste trabalho, para se permitir os cálculos desejados, consideraremos com estacionárias todas as séries.

Variável dependente: **Ln(PX)-LN(PX(-1))**
 Período amostral: 1980.1 - 2002.3

Variável	Total		Manufaturados		Semi-manufaturados		Básicos	
	Coeficiente	P-valor	Coeficiente	P-valor	Coeficiente	P-valor	Coeficiente	P-valor
α	0.00	53.05%	0.00	81.30%	0.00	32.03%	-0.01	39.03%
λ	0.06	11.52%	0.05	10.36%	0.06	10.41%	0.12	2.57%
R^2	2.80%		2.98%		2.97%		5.59%	
R^2 ajust.	1.69%		1.88%		1.87%		4.50%	
Estat.-F	2.53		2.70		2.70		5.15	
P(Estat.-F)	11.52%		10.36%		10.41%		2.57%	
Média amostral	87,61		86,33		91,1		87	

Para todas as categorias, o valor da constante é estatisticamente igual a zero, como esperado. De fato, a única categoria a apresentar evidências a favor da estrutura de reversão a média foi a de produtos básicos. O valor do coeficiente de correção é bastante baixo (0.12) que indica uma velocidade de retorno a média bastante lenta. Note ainda que o poder explicativo deste mecanismo nesta regressão permanece muito baixo. (5,59%). A participação dos produtos básicos no ano de 2000 nas exportações é também relativamente baixa, ou seja, de 23%. A maior parcela das exportações é composta de produtos manufaturados (59%) o que diminui ainda a importância preditiva para os preços de exportação agregados do resultado encontrado acima.

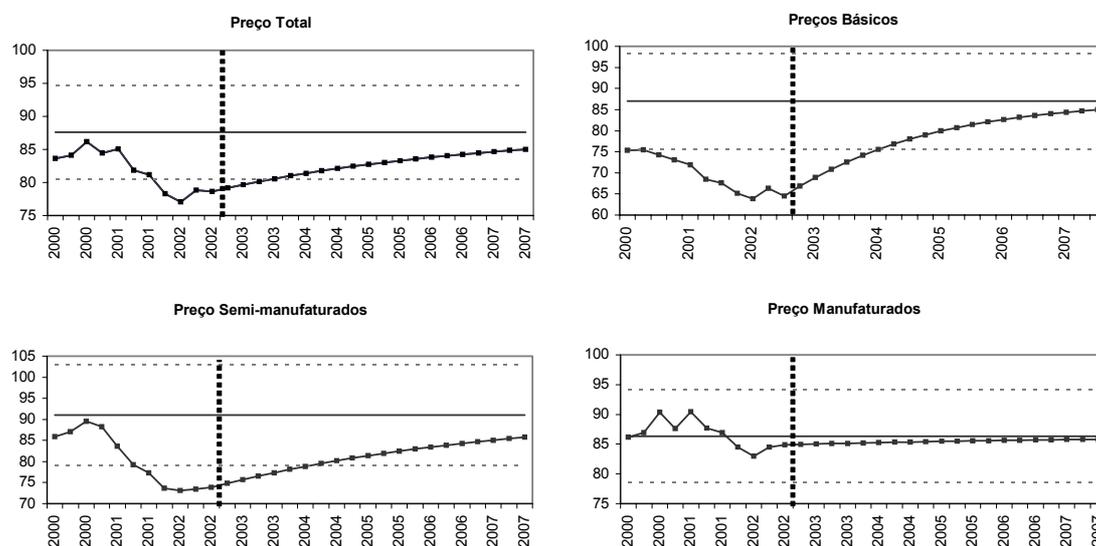
Para o grupo agregado, embora o coeficiente tenha ficado pouco significativo (ao contrário do resultado encontrado por Montereiro) com um p-valor de aproximadamente 12%, o nosso coeficiente de correção de 0,06 se assemelha ao apresentado no artigo de Monteiro, de 0,09.

Com base no resultado do artigo, o autor calcula que, usando como exemplo o ano de 2001, um simples retorno dos preços de exportação neste período para a sua média amostral (aumento de 7% dos preços) e para a sua média amostral mais um desvio padrão (aumento de 16% dos preços) significaria um incremento de respectivamente US\$ 4 e US\$ 9 bilhões no saldo da balança comercial deste mesmo ano, que foi de US\$ 2,5 bilhões. Contudo, não esperamos que haja uma súbita convergência dos preços de exportação para as suas respectivas médias. Caso adotemos a hipótese de reversão à média para o preço agregado,

poderemos fazer um cálculo simples de previsão (também sujeito a grande erros a curto prazo).

O exercício a seguir consiste em calcular a trajetória futura dos preços de exportação segundo cada sub-grupo, dada a última observação disponível (2002.3). Suponhamos ainda que o valor de equilíbrio de longo prazo seja a média amostral da série. O gráfico 6 abaixo retrata estas trajetórias, conjuntamente com a média amostral (linha contínua preta) e mais e menos um desvio padrão (linhas tracejadas). O horizonte utilizado é de cinco anos.

Gráfico 6:



Estas trajetórias resultam da suposição que durante este período de 5 anos nenhum novo choque venha a afetar as séries. Decorrem desta suposição alguns fatos marcantes: a série que apresenta a mais rápida reversa à média é a de produtos básicos (maior coeficiente de correção). Tanto os preços do agregado quanto o de produtos semimanufaturados apresentam uma reversão muito lenta, o que deixa supor que na verdade não existe tal reversão. O preço dos produtos manufaturados no terceiro trimestre de 2002 estava já muito

próximo da sua média amostral. Contudo, nossa estimativa indica que o coeficiente de reversão é igualmente muito baixo.

Estes resultados ajuda-nos a assumir algumas hipóteses que utilizaremos daqui a diante. Em primeiro lugar, assumiremos o processo gerador dos preços de produtos básicos com sendo efetivamente um mecanismo de reversão à média. Em segundo lugar, para todas as outras duas categorias, embora haja fortes inícios de que o processo gerador não possa ser resumido também como um processo de reversão, manteremos esta hipótese.

II – 4 Quantidades importadas

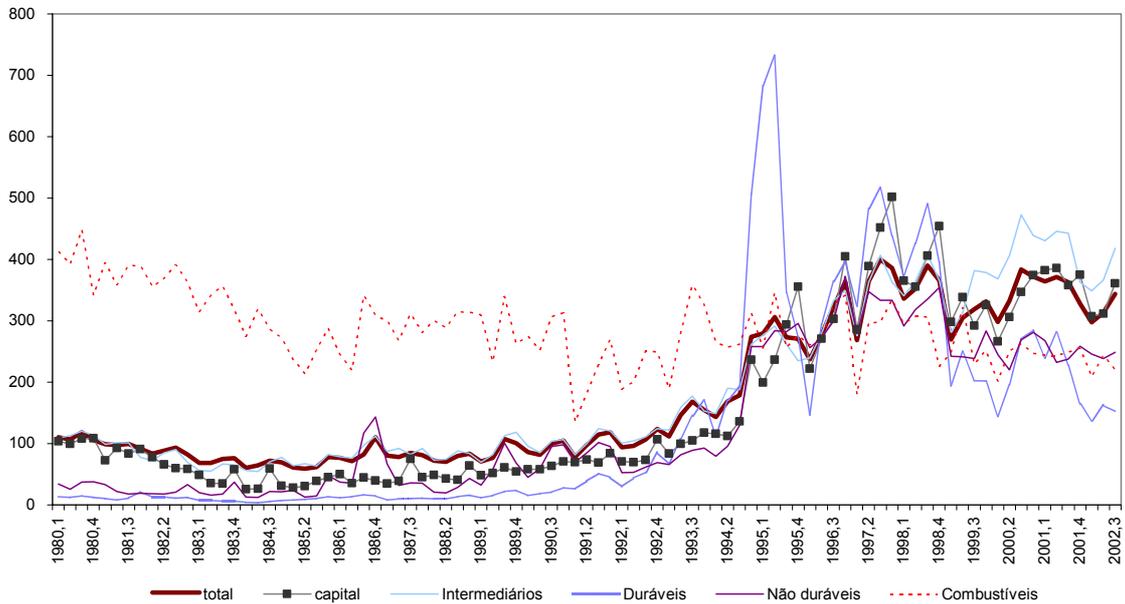
Partimos novamente da especificação proposta no texto para discussão número 42 do Banco Central. Neste trabalho, os autores estimam uma equação somente para o índice de quantidades agregadas de importação. Nesta seção da monografia, iremos propor um conjunto de equações mais específicas a cada sub-categoria, que agora somam cinco, isto é: produtos de capital, produtos intermediários, produtos duráveis, produtos não duráveis e combustíveis mais a reestimação do total.

II – 4.a Descrevendo as séries usadas

O câmbio real utilizado para as equações de importação são os mesmo apresentados para as equações de exportação. Nesta seção, examinaremos graficamente o comportamento das quantidades e em seguida dos preços de importação.

Gráfico 7 : Quantidades de importação por categorias de uso

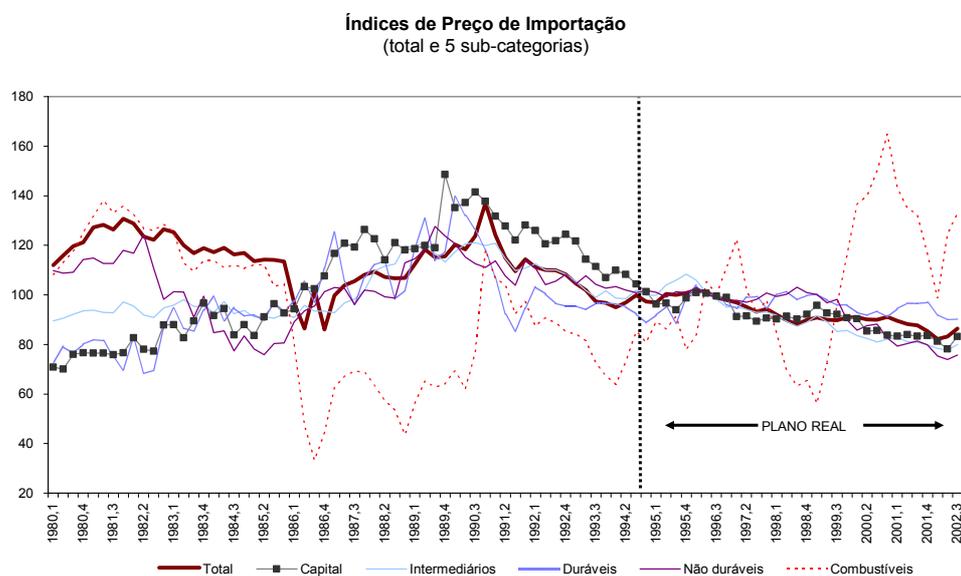
Índices de Quantum de Importação
(total e 5 categorias)



Neste gráfico podemos constatar, à exceção dos combustíveis, o aumento significativo das quantidades importadas, em todas as categorias de uso. Este processo se deve em grande medida ao processo de liberalização comercial que se iniciou no início da década de 90, durante o governo Collor. Mas foi somente após a entrada em vigor do real que houve uma explosão muito mais significativa, como consequência da percepção de riqueza, possibilitada com a relativa estabilidade dos preços e por um câmbio real muito mais apreciado. O setor de bens duráveis foi aquele que apresentou um maior “boom” de importação, registrando o seu pico histórico em quantidades no segundo trimestre de 1995. Observe ainda a trajetória das quantidades de combustíveis. Podemos supor que as quantidades importadas de combustíveis se mantiveram estáveis ao longo da amostra, que poderá ser confirmado por um teste de estacionariedade.

Uma última observação se faz válida. Após a desvalorização de 1999, todas as quantidades importadas diminuíram. Porém duas categorias retornaram, ao término deste mesmo ano, aos patamares anteriores a crise cambial: Bens de capital e bens intermediários. Os outros produtos aparentemente convergiram para um nível mais baixo e lá permaneceram até o final da amostra. O gráfico 8 abaixo exhibe a trajetória dos preços de importação.

Gráfico 8 :



Nesta monografia, nos restringiremos à um estudo qualitativo na análise dos preços de importação.

O comportamento dos preços de importação seguem, com a exceção mais uma vez do grupo de combustíveis, um padrão uniforme. Pelo gráfico, observamos que a trajetória destes preços tem um formato de “v” invertido, com os seus picos históricos no ano de 1990. Desta data em diante, houve um declínio gradual até o início do plano real, quando esta tendência se suavizou. No entanto, no ano de 2002, esboça-se um início de reação dos preços de bens de capital, não duráveis e intermediários. O preço de bens duráveis aparenta uma relativa estabilidade durante o período do plano real, com uma média do índice de 95 e um desvio padrão de quatro, ou seja, 4% da média.

O comportamento dos preços dos combustíveis é muito mais volátil (média índice de toda a amostra: 96, desvio-padrão de 30, ou ainda 30% da média) e é diretamente correlacionado com as cotações internacionais do petróleo. Embora saibamos que em grande medida, esta variável é controlada pelo cartel da OPEP, outros acontecimentos de médio prazo micro-

econômicos, como mudança de tecnologias energéticas, e de curto prazo sócio-políticos, como a guerra do golfo, são fundamentais para a determinação desta variável.

Desta breve observação dos dados, podemos tirar antecipadamente algumas simples conclusões. As mudanças do volume financeiro importado se dão, para as categorias de bens de capital, duráveis, não duráveis e intermediários, principalmente pelas variações nas quantidades enquanto que para a categoria de combustíveis, a variância decorre muito mais das mudanças nos preços. Desta conclusão, segue que as políticas econômicas de controle da demanda interna, via políticas monetárias e fiscais, operam principalmente neste último grupo de produtos.

Na seção II-5, onde serão realizadas as projeções derivadas dos resultados que se seguem, manteremos a hipótese de preços das categorias de importação, com exceção dos combustíveis, constantes. Para os preços dos combustíveis, derivaremos nossas projeções das cotações projetadas para o petróleo.

II – 4.b Equação da quantidade total importada

A equação foi estimada para uma frequência trimestral e o período amostral foi expandido iniciando-se em 1980:1 e não mais em 1988:1. Sua especificação está explicitada abaixo:

$$\ln(Qm_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Qm_{t-1}) + \alpha_2 \ln(Y_{t-i}) + \alpha_3 \ln(E_{t-j}) + \sum_{\lambda=1}^3 \theta_{\lambda} seas_{\lambda} + \alpha_4 D_{9503} + \alpha_5 D_{9701} + \alpha_6 D_{9901} + \alpha_7 Dum$$

$$i, j = \{0,1,2,3,4\}$$

Onde:

Qm_t : é a quantidade importada no trimestre t.

Y_t : é o índice encadeado do PIB brasileiro, ano de 1990=100.

E_t : câmbio real, que poderá ser calculado com o CPI (all urban consumers nsa.)/IPCA ou com o PPI(all commodities nsa.)/IPA-DI.

$\sum_{\lambda=1}^3 \theta_{\lambda} seas_{\lambda}$: São dummies sazonais.

D_{9503} : é uma dummy de pulso para o terceiro trimestre de 1995.

D_{9701} : é uma dummy de pulso para o primeiro trimestre de 1997.

D_{9901} : é uma dummy de pulso para o primeiro trimestre de 1999.

Dum : é uma dummy de nível que assume valor 0 até 1993:4, 0,5 para valores no período 1994:1 à 1994:3 e 1 para os trimestres após 1994:3.

Esta última dummy se faz necessária, pois a série de quantidades importadas possui uma quebra estrutural, quando do início do processo de liberalização comercial que se iniciou já no final do mandato Sarney e se intensificou no final do governo Itamar. Outros fatores, como o forte efeito riqueza gerado pela implantação do real, também contribuíram para a mudança de nível das quantidades importadas. A tabela 4 abaixo resume os resultados da estimação.

Tabela 4:

Variável dependente: LOG(QMTOT)		
Período amostral: 1980:2 2002:3		
Variável	Coef.	Prob.
C	-0.18	74.31%
LOG(QMTOT(-1))	0.74	0.00%
LOG(PIBBR(-1))	0.32	1.57%
LOG(CAMBIORPPI(-1))	-0.15	0.72%
@SEAS(1)	-0.14	0.00%
@SEAS(2)	0.04	15.54%
@SEAS(3)	0.08	0.82%
DUM	0.22	0.24%
D9503	-0.26	0.93%
D9701	-0.19	5.22%
D9901	-0.18	5.86%
R-squared	98.22%	
Adjusted R-squared	98.00%	
F-statistic	437.00	
Prob(F-statistic)	0	
Durbin-Watson stat	1.73	
ADF Test Statistic	-4.012891	
Valores críticos:	1%	-2.5897
	5%	-1.9439
	10%	-1.6177

De início, devemos notar que os coeficientes estimados divergem, não em sinal, dos encontrados anteriormente pelos autores no texto para discussão em questão. A elasticidade renda (0,32) estimada é quase um quarto do valor apresentado. A elasticidade preço (-0,15) se aproxima bastante da apresentada mas bem abaixo da encontrada por Pastore e Pinotti (1999) que era de -0,96. A estimação foi feita usando-se o câmbio real PPI/IPA-DI.

O poder explicativo da regressão também é bastante expressivo (98%) o que nos reconforta para a possível utilização desta equação para projeções futuras. Note ainda que ao testarmos e confirmarmos a estacionariedade dos resíduos pelo teste ADF, nos certificamos que esta equação não é espúria. Utilizamos também um teste Q nos resíduos de modo a confirmar o resultado já atribuído pelo teste ADF.

O próximo passo será de estimar, usando as mesmas variáveis explicativas, equações específicas a cada sub-categoria, de modo a captar as suas especificidades. Duas categorias, de bens duráveis e combustíveis não apresentaram bons resultados sob a forma apresentada acima. Estas duas categorias serão trabalhadas mais adiantes com algumas pequenas diferenciações de especificação.

Tabela 5:

Equações desagregadas						
Período amostral: 1980.1 - 2002.3						
Variável Dependente Variáveis explicativas	Capital		Não duráveis		Intermediários	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
C	-2.82	3.61%	-7.46	0.07%	-1.10	8.97%
LOG(QMCAPI(-1))	0.70	0.00%	0.57	0.00%	0.72	0.00%
LOG(PIBBR(-1))	0.93	0.43%	2.09	0.04%	0.53	0.24%
LOG(CAMBIOR(-1))	-0.22	0.58%	-0.55	0.36%	-0.10	9.64%
@SEAS(1)	-0.22	0.00%	-0.31	0.00%	-0.10	0.18%
@SEAS(2)	-	-	-	-	0.11	0.24%
@SEAS(3)	-	-	-	-	0.13	0.01%
DUM	0.25	3.80%	-	-	0.21	0.47%
D8403	0.67	0.00%	-	-	-	-
D9503	-	-	-	-	-0.27	1.76%
D9701	-0.21	0.03%	-	-	-	-
D9901	-0.22	0.01%	-	-	-	-
R2	95.93%		93.58%		97.86%	
R2 ajust.	95.52%		93.28%		97.65%	
Estat.-F	238.372		309.6704		462.7912	
P(Estat.-F)	0.00%		0.00%		0.00%	
DW	2.39		1.68		1.78	
ADF Test nos resíduos	-4.48		-4.48		-4.96	
1% Critical Value*	-2.5897					
5% Critical Value	-1.9439					
10% Critical Value	-1.6177					

*valores críticos de MacKinnon para rejeição da hipótese nula de raiz unitária

Obs: Quando utilizado o cambio real (CPI/IPCA) o coeficiente está negrito.

Primeiramente, somente o grupo de produtos intermediários apresenta um nítido e significativo padrão sazonal. Todos os três grupos de produtos sofrem uma queda nas quantidades importadas no primeiro trimestre de cada ano. A dummy de nível aporta informação adicional para os produtos intermediários e de capital. O grupo de bens não duráveis não parece ter sofrido qualquer tipo de mudança de regime no início da década de 90. As dummies de pulso são bem específicas a cada grupo. A categoria de bens de capital parece ter sofrido mais intensamente nestes diversos choques. Apenas a dummy de pulso para o terceiro trimestre de 1995 parece afetar as importações de bens intermediários.

Note ainda que as elasticidades renda são bem distintas. Como esperado, os bens não duráveis são mais sensíveis as variações na renda. Um aumento de 1% no PIB brasileiro

gera um aumento de mais de 2% nas quantidades importadas desses bens. No entanto, os bens de capital e intermediário parecem ser mais inelásticos. Uma explicação plausível é o tempo necessário para a tomada de decisão de importar e o tempo existente para a chegada do produto importado ao país no caso destes bens. Variações de curto prazo na renda tem um efeito reduzido sobre estas decisões. Obviamente, uma retração mais prolongada do produto acabará por afetar mais intensamente estas importações. A importação de bens intermediários também é menos sensível às variações do câmbio real. Os bens não duráveis são os bens que variam mais devido a uma variação dos preços relativos internos e externos. Note ainda que o componente inercial é menos intenso no grupo de bens não duráveis.

O poder explicativo destas equações desagregadas é alto (acima de 90%) porém, abaixo da equação para as importações agregadas. A seguir, na tabela 6, forneceremos equações para o grupo de combustíveis e para o grupo de bens duráveis.

Tabela 6:

Variável dependente Log(QCombustíveis)			DLog(QDuráveis)		
Período amostral: 1980.1-2002.4					
Variable	Coef.	P-valor	Variable	Coef.	P-valor
C	5.98	0.00%	C	0.02	46.16%
@TREND	-0.01	0.00%	DLOG(CAMBIORPPI)	-0.40	3.44%
DLOG(PIBBR(-1))	1.18	0.00%	DLOG(PIBBR(-1))	1.40	1.32%
LOG(CAMBIORPPI)	-0.12	3.71%	DLOG(PMDURA)	-1.47	0.04%
D9012	-0.29	0.00%			
D8456	-0.20	0.00%			
R2	59.85%		R2	21.93%	
R2 ajust.	57.44%		R2 ajust.	19.18%	
Estat.-F	24.7495		Estat.-F	7.960307	
P(Estat.-F)	0.00%		P(Estat.-F)	0.01%	
DW	2.21		DW	2.231564	

Iniciamos os comentários da tabela falando sobre os resultados da equação de combustíveis. Embora a dificuldade em se modelar as quantidades importadas de combustíveis seja inerente, conseguimos obter um resultado minimamente satisfatório. Tendo como variável dependente o logaritmo do índice das quantidades importadas, conseguimos captar uma ligeira tendência declinante. A elasticidade renda ficou em 1,2

enquanto que a elasticidade cambio real ficou estimada em -0,12. As duas dummies computadas identificam os períodos em que estas quantidades estão sendo afetadas por condições outras que não as captadas de alguma maneira pelo câmbio ou pela renda. Mais claramente, a primeira dummy refere-se ao período do auge do plano energético do pro-alcool¹⁴, quando quase 90% da frota de veículos nacional era impulsionada por este combustível (ela assume valor 1 para o ano de 1984-1985 até o segundo trimestre de 1986 incluído).

A segunda dummy identifica o período que se inicia no quarto trimestre de 1990 e termina no último trimestre de 1992. Este período conturbado da história econômica brasileira se caracteriza pela falta da plena liberdade das forças do mercado na determinação dos preços e conseqüentemente das quantidades, inclusive importadas. Neste período (não contínuo) de controle de preços, cria-se problemas de escassez e racionamentos, o que interfere de forma negativa nas relações que queremos captar.

A formulação de uma forma funcional para as quantidades importadas de bens duráveis revelou-se muito mais complicada. Além de não conseguirmos encontrar um vetor de cointegração entre as variáveis explicativas, de modo a captar as relações de longo prazo, obtivemos via as variáveis em diferenças um poder explicativo baixo. Mesmo sendo significativos, cambio real e a renda, somados aos efeitos dos preços destes bens respondem por somente 22% das suas variações.

¹⁴ Informações adicionais acerca do programa energético pro-Alcool podem ser obtidas em: CAVALCANTI, G.A. A dinâmica Econômica do PROALCOOL: Acumulação e Crise 1975-1989. Revista brasileira de energia, Vol.2, n° 1, 1992.

II – 5. Preços de importação dos combustíveis e totais.

Como já havíamos observado acima, o comportamento dos preços de importação podem ser divididos em dois grupos. O primeiro relativamente estável (no horizonte de dois anos que estamos interessados) e o segundo, representado unicamente por produtos combustíveis, com preços muito mais voláteis. Optamos, para o cálculo das nossas projeções de mantermos os preços do primeiro grupo constante (duráveis, semiduráveis, intermediários e de capital) enquanto que estimamos uma forma funcional simples para os preços combustíveis e total.

Os preços combustíveis são diretamente afetados pela cotação internacional dos preços de petróleo. Com base nesta observação, ao formularmos hipóteses mais simples sobre as cotações futuras do barril, poderemos inferir sobre os preços de importação de combustíveis e de forma menos precisa, sobre os preços totais de importação. O resultado da estimação é observado na tabela 7 abaixo. O período amostral é o mesmo, o que muda é a sua frequência, que passa a ser mensal, na tentativa de captarmos uma relação mais robusta entre estas variáveis. A dummy utilizada assume valor 1 para os meses que seguem setembro de 1990 incluído. Embora as duas variáveis (Cotação do petro e Preços combustíveis) sejam não estacionárias, elas são cointegradas.

Tabela 7:

Período amostral: 1980.1 - 2002.7				
Variable	P Combustíveis		P Total	
	Coef.	P-valor	Coefficient	Prob.
C	-0,85	72,6%	7,39	0,3%
P(-1)	-	-	0,93	0,0%
PETRO	4,82	0,0%	0,08	10,6%
DUM	17,16	0,0%	-2,03	0,6%
R2	88,35%		95,01%	
R2 ajust.	88,26%		94,95%	
Estat.-F	1016		1688	
P(Estat.-F)	0,00%		0,00%	
DW	0,73		2,09	

Note que poder explicativo para as duas regressões é bastante elevado. A estatística Durbin-Watson da primeira regressão indica a presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos, indicando informação adicional relevante não explorada pela regressão. Para efeitos de projeção, poderemos utilizar esta regressão sem problemas.

II – 6 – Projeções derivadas das equações de Preços e Quantidades, importadas e exportadas, agregadas e desagregadas.

Todos os pormenores das equações utilizadas para o cálculo dos cenários a seguir foram apresentados acima. Nesta seção, iremos nos concentrar em apresentar dois resultados distintos do saldo da balança comercial para os anos de 2002 e 2003. O primeiro derivado das equações totais de quantidades e preços e o segundo pelas equações desagregadas.

Para formular nossos cenários, necessitamos de hipóteses sobre as variáveis explicativas utilizadas, isto é, hipóteses sobre a trajetória de câmbio real deflacionado com preços ao atacado, crescimento do PIB interno e externo medido pelo PIB americano e alguma hipótese sobre as cotações futuras do barril do petróleo. Inicialmente, iremos apresentar três cenários que servirão também para compor os resultados da seção III (ICM). Num segundo passo, faremos uma análise de sensibilidade de modo a captar principalmente os efeitos do crescimento das rendas.

II – 6.a Cenários e resultados para 2002 e 2003

Temos observações disponíveis até o terceiro trimestre de 2002. Iremos então apresentar baseados em projeções para o quarto trimestre de 2002 e todo o ano de 2003. As hipóteses iniciais de cada cenário podem ser resumidas na tabela 8 que segue.

Tabela 8:

<i>Hipóteses</i>	Cambio		PPI		IPA DI		PIB-BR		PIB EUA		Petróleo	
	<i>2002</i>	<i>2003</i>	<i>2002</i>	<i>2003</i>	<i>2002</i>	<i>2003</i>	<i>2002</i>	<i>2003</i>	<i>2002</i>	<i>2003</i>	<i>2002</i>	<i>2003</i>
Pessimista	4,00	4,00	2,0%	3,0%	40%	30%	1,0%	1,0%	2,2%	1,5%	25	28
Básico	3,70	3,50	2,0%	3,0%	37%	20%	1,2%	1,9%	2,4%	2,7%	22	20
Otimista	3,40	3,00	2,0%	3,0%	30%	15%	1,5%	3,0%	2,6%	3,5%	20	18

Com base nestas hipóteses, obtivemos os seguintes resultados para saldo da balança comercial obtido de forma agregada e desagregada.

Tabela 9:

	Exportações				Importações				Saldo			
	Agregado		Desagregado		Agregado		Desagregado		Agregado		Desagregado	
	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003
Pessimista	59559	60088	61223	64055	49461	53829	49944	56477	10098	6259	11279	10226
Básico	59472	60280	61250	64041	49447	54647	49738	55739	10025	5633	11512	9394
Otimista	59375	60219	61277	63777	49457	56199	49657	57351	9918	4021	11620	7578

Podemos notar que existe pouca diferença entre os diferentes cenários para o ano de 2002, que já tem os seus três primeiros trimestres observados. Note ainda que independentemente do cenário, existem algumas diferenças notáveis dos valores encontrados pelas equações totais e desagregadas. Esta diferença é mais marcante para as equações de exportação, que mesmo para o ano de 2002 já apresenta uma divergência de quase US\$ 2 bilhões. As equações de importação somente apresentam este “problema” para os valores encontrados em 2003. De certo modo, é compreensível que haja esta diferenciação. Ao estimarmos equações desagregadas, estamos dando indiretamente ao nosso modelo um maior poder explicativo pois permitimos que as elasticidades renda e preço variem entre cada subcategoria. Deste modo, é de se esperar que os resultados derivados das equações desagregadas sejam mais precisos que os derivados das equações agregadas.

Saindo do aspecto técnico dos resultados, podemos notar que o saldo comercial para 2002 está praticamente dado, variando marginalmente com a adoção de diferentes hipóteses. Para o ano de 2003, os resultados são mais abrangentes. Como esperado, o cenário pessimista de maior contração da renda interna e uma depreciação real ainda maior acaba gerando um saldo de US\$ 10 bilhões, o mesmo saldo de 2002, com a diferença que neste cenário pioramos também as condições de preços de importação, via aumento das cotações esperadas do petróleo. O cenário otimista apresenta sua contrapartida numa piora do ajuste

externo (em termos do saldo da balança comercial) permitindo que o nível de absorção interna aumente. O cenário básico resulta num saldo esperado para 2003 próximo também de US\$ 10 bilhões, porém abaixo das expectativas de mercado captadas na pesquisa semanal do Banco Central, que apontam para um saldo esperado para 2003 de cerca de US\$ 12 bilhões¹⁵.

II – 5.b Sensibilidade renda/preços da Balança Comercial

Nesta seção, estaremos interessados em investigar os impactos de variações na renda interna e externa, mantendo todas as outras variáveis constantes, de modo a familiarizar o leitor das sensibilidades rendas a que estão sujeitas as importações e exportações. Um exercício semelhante será feito para medir o impacto de movimentos do câmbio nominal, mantido todos os outros parâmetros constantes e de variações das cotações do petróleo. Deste modo, iniciamos o nosso exercício a partir do cenário básico apresentado acima. Manteremos todas as outras variáveis constantes (câmbio, índice de preços e cotações do petróleo). Com o intuito de facilitar a visualização dos resultados, vamos apresentar como tabela 10 somente os saldos decorrentes das equações desagregadas. As variações nas taxas de crescimento se referem ao ano de 2003. Para o ano de 2002, manteremos as hipóteses do cenário básico.

Tabela 10: Saldo da balança comercial brasileira (US\$ milhões) em 2003, segundo diferentes combinações de crescimento brasileiro e americano para 2003.

¹⁵ Última nota FOCUS do Banco Central do Brasil de 22/ 11/2002.

		PIB Brasil					
		0%	1%	2%	3%	4%	5%
PIB EUA	0%	7126	6634	6138	5640	5137	4631
	1%	7946	7454	6959	6460	5957	5451
	2%	8771	8279	7784	7285	6782	6276
	3%	9600	9108	8613	8114	7612	7106
	4%	10434	9942	9447	8948	8446	7940
	5%	11273	10781	10286	9787	9284	8778

Esta tabela aponta para uns resultados muito interessantes, evidenciados pela cor vermelha da diagonal. Mantidos todos os outros parâmetros que afetam a balança comercial, constantes, taxas de crescimento equivalentes nos Estados Unidos e no Brasil indicam saldos crescentes da balança comercial. Postos de outra forma. Podemos manter um saldo constante da balança comercial brasileira, crescendo de forma mais acelerada que os Estados Unidos, utilizado neste trabalho como proxy do resto do mundo.

Os mesmo resultados seriam obtidos do cálculo com as equações agregadas, porém os saldos certamente seriam menores. De fato, os valores servem somente para indicar a tendência e não devem ser lidos com valores esperados para 2003. Estas variações nas taxas de crescimento afetam de diferentes formas as outras variáveis que afetam, por sua vez, a balança comercial, como os preços e o câmbio. Note ainda que os movimentos do câmbio tendem a ser positivamente correlacionado com um aumento do crescimento interno¹⁶, seguindo a tendência de aumento dos preços.

Na próxima tabela 11, fixando as taxas de crescimento interna e externa apresentadas no cenário básico, assim com os preços interno e externos, analisaremos os impactos sobre o saldo comercial de variações no câmbio nominal (que nada verdade, sob estas hipóteses, são variações na taxa real). O câmbio para o final de 2002 é de 3,70 R\$/US\$. No ano de 2003, mantermos constante ao longo do ano o câmbio escolhido.

¹⁶ Quando este crescimento está acima do crescimento potencial.

Tabela 11: Exportações, Importações e Saldo da balança comercial brasileira (US\$ milhões).

	Câmbio R\$/US\$				
	2.50	3.00	3.50	4.00	4.50
Exportações	61512	62881	64085	65163	66141
Importações	60002	57577	55672	54118	52816
Saldo	1510	5305	8413	11044	13325
D(saldo)	4857	3795	3109	2631	2280
D(câmbio)	25.00%	20.00%	16.67%	14.29%	12.50%

A tabela 11 deixa claro que a elasticidade câmbio da balança comercial é muito maior que a elasticidade renda. Os ganhos em termos de saldo de uma depreciação real da ordem de 20% são próximos de US\$ 4 bilhões. A tabela 12 abaixo retrata os resultados encontrados agora para o mesmo exercício, variando-se apenas os preços do petróleo em 2003.

Tabela 12: Importações e saldo da balança comercial (US\$ milhões) variando-se os preços do petróleo em 2003.

	Preços barril de petróleo (US\$)									
	15		20		25		30		35	
	Desag.	Agreg.	Desag.	Agreg.	Desag.	Agreg.	Desag.	Agreg.	Desag.	Agreg.
Importações	53842	54004	55672	54586	57501	55168	59330	55750	61159	56332
Saldo	10243	6330	8413	5748	6584	5166	4755	4584	2926	4002

Neste exercício tivemos que apresentar o resultado obtido a partir das regressões agregadas e desagregadas. Lembre-se de que os impactos das variações do preços do petróleo, para as equações desagregadas se dava somente via variações do volume importado de bens combustíveis e nas equações agregadas via o volume total importado. A tabela 12 retrata o impacto de variações nos preços do petróleo sobre as importações e o saldo comercial calculado pelas duas formas.

Via o modelo agregado, o impacto é mais reduzido, de forma que aumentos de 5 US\$ na média do preço do petróleo em 2003 reduz o saldo em aproximadamente US\$ 600 milhões. Já pelas equações desagregadas, o saldo varia negativamente em US\$ 2 bilhões.

Esta seção examinou de forma detalhada as respostas das quantidades importadas e exportada às variações de preços e rendas. Os preços de exportação foram modelados como um comportamento de reversão à média enquanto que apenas os preços dos combustíveis e totais importados foram modelados a partir das cotações do preço do barril do petróleo. Para todos os outros preços de importação, foram mantidos nos seus patamares do terceiro trimestre de 2002. Na próxima seção III, será examinado como o saldo da balança comercial é afetado pelas condições monetárias internas. Logo, estaremos falando de um modelo puramente “macro” mas que permitirá tirarmos importantes conclusões.

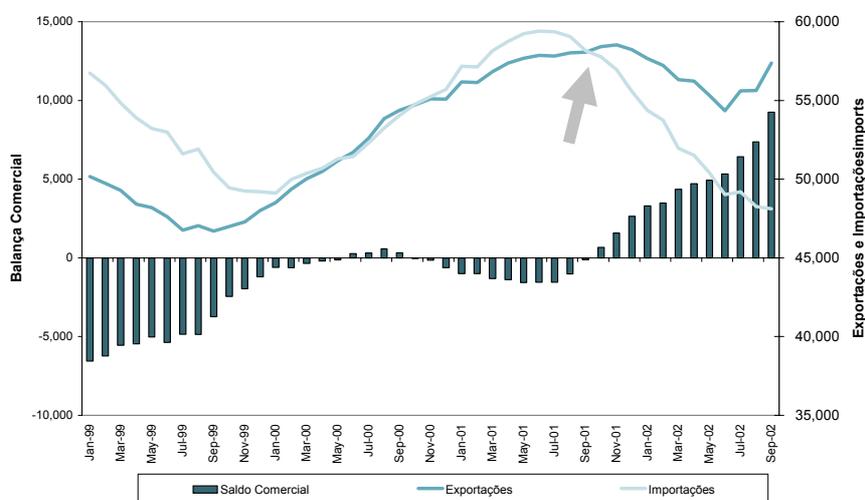
III - Balança Comercial e as Condições monetárias brasileiras: conseqüências do aperto monetário de 2002 sobre os saldos futuros da balança comercial.

III - 1. Introdução

A segunda metade do ano de 2002 está sendo marcada pela piora generalizada de vários indicadores da demanda interna, refletindo as conseqüências de uma política monetária mais restritiva imposta pelo Banco Central. O ritmo de crescimento brasileiro esperado para 2003, somado aos fracos sinais de recuperação externa, não deixa margens à euforia.

Essa discussão contribui de forma significativa para a compreensão da melhora substancial na balança comercial neste final de ano, com os seus reflexos positivos sobre a conta corrente. Este movimento chega num momento de baixa liquidez internacional e escassez de linhas de crédito externas, aliviando proporcionalmente a pressão sobre o balanço de pagamentos. Diferentemente da desvalorização cambial brasileira de janeiro de 1999 – que foi seguida por uma retomada do crescimento interno em 2000 que contribuiu para amenizar o efeito corretivo da depreciação até meados de 2001 – a depreciação atual está gerando superávits expressivos que parecem indicar a ocorrência de um ajuste externo cuja magnitude supera as expectativas. Os saldos acumulados na balança comercial nos meses de julho, agosto e setembro de 2002 registraram impressionantes US\$ 5,25 bilhões. Um recorde para a década de 90. A **Figura 1** deixa claro esta mudança de tendência nos últimos três meses.

Figura 1:



Fonte: Secex

Vale observar a composição dos saldos positivos. Até junho de 2002, as médias móveis de 12 meses de exportações e importações estavam declinando. A partir de então, pode-se observar, finalmente, uma reação efetiva das exportações, ao passo que a tendência declinante das importações permaneceu, embora de forma mais suave.

Caso este ajuste se concretize na direção apontada, o próximo governo iniciará o seu mandato com uma necessidade de financiamento externo muito mais favorável que aquela que prevalecia no início do segundo mandato FHC. Se a liquidez internacional pudesse retornar aos seus níveis de 2000, um cenário com maiores taxas de crescimento sustentável poderia ser viabilizado. Há, entretanto, outros fatores a se considerar. Uma depreciação cambial desta magnitude gera pressões inflacionárias, assim como um aumento do endividamento público e privado expressos em moeda nacional que puxa a economia para um ciclo vicioso. Se tal estado de coisas não puder ser evitado a tempo e com os instrumentos adequados os seus efeitos positivos podem tornar-se extremamente custosos e o novo governo, para proteger a economia desses custos, pode ser tentado a fazer correções de rumo desastrosas.

Esta seção ICM concentra-se nos efeitos corretivos sobre a Conta Corrente do Balanço de Pagamentos, em particular na rápida correção recente observada na balança comercial, explicada pelo aperto monetário. Dividimos a seção em 4 partes, inclusive esta introdução. A segunda parte está dedicada às projeções para a balança comercial nos anos de 2002 e 2003, valores estes que podem ser explicados unicamente como resultado das condições monetárias enfrentadas pela economia. Na terceira seção, apresentaremos os resultados para 2003 e na quarta e última seção, concluiremos.

III – 2. Os determinantes da balança comercial a curto prazo.

Quando avaliamos os efeitos de variáveis econômicas sobre outras, é fundamental definir o horizonte temporal no qual estamos interessados. No curto prazo, quatro principais variáveis explicam a quase totalidade dos movimentos da balança comercial, a saber: demanda externa por exportações, demanda interna por importações, que responde rapidamente a variações da demanda global por bens e serviços, taxa de câmbio real que age de forma mais lenta sobre a oferta de exportáveis e a demanda por importações, mas que tem desdobramentos estruturais importantes e termos de troca, que pode ter um efeito favorável como nos primeiros anos do plano Real ou muito desfavorável, como no período 98-2001.

No médio e longo prazos, o efeito da legislação comercial e tributária, de barreiras tarifárias e acordos comerciais em geral (multilaterais e bilaterais) determinam o volume de comércio e tem efeitos importantes sobre políticas econômicas dos países, em resposta ao aumento da rivalidade ou da cooperação. Mesmo aqueles países não envolvidos diretamente nas negociações sofrem, em algum grau, a influência dos pactos comerciais firmados por terceiros. É o que ocorre, por exemplo, quando há desvios de comércio. Um país competitivo em um produto, que tenha ficado fora da formação de um novo bloco comercial, poderá ser substituído no fornecimento deste produto por outro país, interno ao bloco, devido às distorções de preços geradas pela imposição das tarifas. Este é um dos motivos que tem sido utilizado na defesa de uma firmeza para a posição brasileira nas

negociações comerciais, em particular na decisão de participar ou não da formação de um bloco comercial¹⁷, como a ALCA ou o MERCOSUL. As negociações brasileiras junto aos organismos multilaterais de comércio, em especial suas reivindicações pelo acesso aos mercados agrícolas europeus e americanos, e pela queda das recentes barreiras comerciais americanas aos produtos siderúrgicos brasileiros também podem, a médio prazo, impulsionar de forma significativa as exportações brasileiras nos próximos anos.

O interesse desta seção, entretanto, é o movimento da balança comercial no curto prazo, isto é, o final de 2002 e para os primeiros meses de 2003, explicada pelas condições monetárias enfrentadas pelo país. Isto significa que não iremos contemplar, por exemplo, efeitos de barreiras comerciais que podem advir de posturas do novo governo. Adicionalmente a este pressuposto, mantendo a simplicidade do exercício, desconsideraremos as variações dos termos de troca, que são analisadas em outra seção desta monografia.

Um modelo inicial considera parte dos saldos comerciais determinados pelas trajetórias de câmbio e juros e inflação (que definem as condições monetárias) para o ano de 2002 e 2003. O modelo considera os saldos comerciais em US\$ milhões, em frequência mensal, entre outubro de 1994 e setembro de 2002. A equação utilizada é a seguinte:

$$SC_t = c + \alpha_1 SC_{t-1} + \alpha_2 SC_{t-2} + \gamma ICM_{t-1}$$

Onde

$$ICM_t^{18} = \theta i_t + (1-\theta) E_t \quad 0 < \theta < 1;$$

SC_t: Saldo comercial no mês t, em US\$ milhões correntes.

C: constante.

¹⁷ Uma discussão mais aprofundada sobre as possibilidades de sucesso da política comercial brasileira em implementar suas exportações poderá ser vista em: DE PAIVA ABREU, M. Política Comercial Brasileira: Limites e Oportunidades, T.P.D. 457, Departamento de Economia da PUC-Rio, maio 2002.

¹⁸ Referências sobre o ICM poderão ser adquiridas na seção de bibliografias.

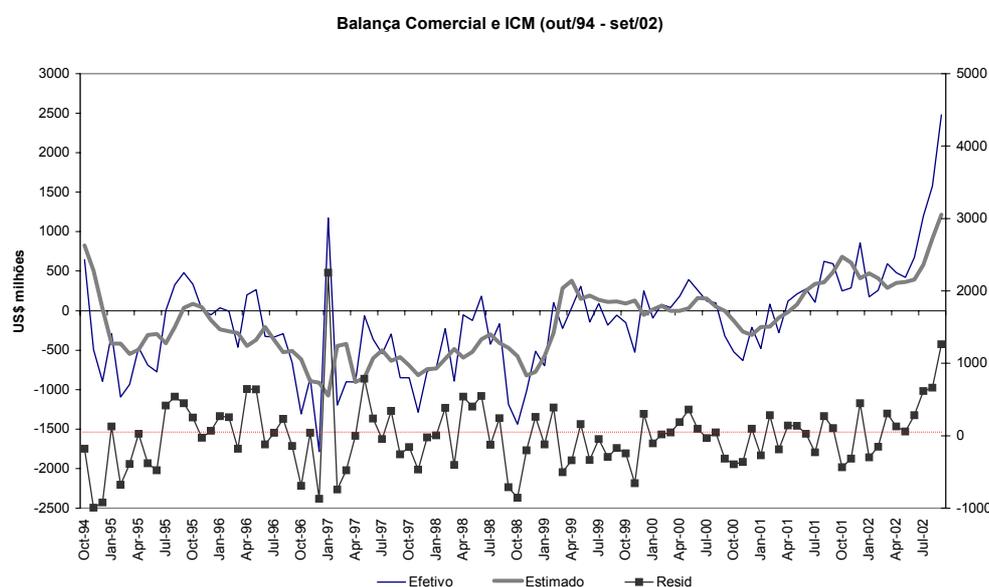
ICM_t: Índice de condições monetárias no mês t.

i_t: Taxa Selic (% a.a) no mês t.

E_t: Câmbio real no mês t.

O Gráfico 2 abaixo retrata os valores efetivos e estimados para a regressão estimada no período amostral mais amplo disponível até o momento, ou seja, outubro de 1994 até setembro de 2002, assim como os seus resíduos.

Gráfico 2: ICM e Saldo da Balança Comercial



Note que os resíduos aparentam ser bem comportados, havendo apenas um comportamento não desejável na última observação. O modelo está, neste caso, subestimando o saldo comercial de setembro de 2002. Os resultados e as estatísticas da regressão podem ser observados na última coluna da tabela 1 abaixo, que retrata a evolução dos coeficientes da regressão ao longo dos últimos 7 meses, isto é, de março a setembro de 2002.

Tabela 1:

Variável dependente: **NX**

	1994:10 2002:03		1994:10 2002:04		1994:10 2002:05		1994:10 2002:06		1994:10 2002:07		1994:10 2002:08		1994:10 2002:09	
Variável	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coefficient	Prob.								
C	-1207	0.1%	-1210	0.0%	-1208	0.0%	-1219	0.0%	-1267	0.0%	-1323	0.0%	-1392	0.0%
NX(-1)	0.2	5.3%	0.2	4.3%	0.2	4.0%	0.2	3.6%	0.2	2.6%	0.3	1.3%	0.3	0.5%
NX(-2)	0.2	2.8%	0.2	2.7%	0.2	2.4%	0.2	2.0%	0.2	2.1%	0.2	2.3%	0.2	1.9%
ICM(-1)	1309	0.1%	1318	0.1%	1320	0.1%	1341	0.1%	1414	0.1%	1498	0.0%	1612	0.0%
R2	34.8%		35.7%		36.5%		37.6%		39.7%		43.2%		48.6%	
Crit. Akaike	15.11		15.10		15.09		15.09		15.11		15.14		15.21	
Crit. Schwarz	15.22		15.21		15.20		15.20		15.22		15.24		15.32	
Estat.-F	15.28		16.08		16.85		17.89		19.72		23.08		28.94	
P(estat.-F)	0.00%		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%	
Durbin-Watson	1.97		1.98		1.98		1.97		1.94		1.93		1.86	

Observe a evolução do poder explicativo da regressão. Com a inclusão de mais observações, o poder explicativo da regressão parece ter aumentado (confirmado pelo R2). Todos os parâmetros ficaram significativos em cada sub-amostra ao nível de significância de 5%. O mais interessante a se observar é a evolução absoluta dos coeficientes. Para a primeira e segunda defasagem do saldo comercial, não há evidências de uma mudança nos parâmetros, que em média ficaram em 0.2 e 0.2 respectivamente. Porém, algo ocorreu com o coeficiente do ICM e a constante. De fato, ambos os coeficientes aumentaram passando de 1309 para 1612 em 7 meses. Isto significa que o impacto em nível do ICM sobre o saldo da balança comercial vem aumentando. De ponta a ponta, este aumento foi de aproximadamente de 20%. O intercepto também aumentou em valores absolutos.

Uma interpretação pode ser dada. Como pudemos observar no gráfico 1, nos últimos três meses, começa-se a observar indício de uma reação efetiva das exportações brasileiras que não são diretamente afetadas pelas condições monetárias internas. Embora os coeficientes sejam todos significativos, e o R2 venha aumentando, podemos observar uma piora marginal dos resíduos via observações da estatística Durbin-Watson, que pode indicar a presença de informação relevante não explorada pela regressão. Como observado acima, informação esta como a recuperação das exportações. No entanto, reafirmamos o interesse desta seção de explorar somente os efeitos de políticas e condições monetárias sobre o saldo da balança comercial.

Como um aperto monetário significa um aumento de juros e/ou desvalorização cambial, em cada caso os efeitos sobre a balança comercial se fazem sentir por diferentes canais. No

caso de um aumento dos juros, o impacto sobre o saldo viria de uma retração da atividade interna, e seu efeito inibitivo direto sobre as importações. Já no caso de uma desvalorização da moeda os efeitos sobre os fluxos de comércio são os tradicionais, inibitivo para as importações e expansivo para as exportações.

O exercício é realizado a partir de três diferentes cenários para câmbio nominal (R\$/US\$), inflação interna (IPCA) e externa (CPI americano), e juros (Selic % a.a). Note que via o ICM são captados os efeitos defasados da política monetária sobre os saldos comerciais. Os efeitos diretos de variações da demanda externa e interna (não imputáveis às condições monetárias) são, pois, ignorados. Os resultados indicam haver um componente inercial importante, que em parte podem estar captando esses efeitos indiretos não considerados.

Uma vez obtidas as trajetórias do saldo comercial em 2002 e 2003, simulamos as trajetórias de exportações e importações fazendo uso dos fatores sazonais¹⁹ aplicados sobre os valores corrigidos totais, estimados pelo BC²⁰.

III – 3. Resultados.

Construímos três diferentes cenários (otimista, básico e pessimista), de onde derivamos diferentes hipóteses para as condições monetárias no final de 2002 e para o ano de 2003. A tabela 2 mostra os valores atribuídos à taxa de câmbio, aos índices de preços IPCA, CPI, e à taxa Selic em 2002 e 2003.

Tabela 2: Valores para as entradas nos diferentes cenários

¹⁹ Os pormenores do cálculo dos fatores sazonais serão detalhado na seção III – Balança Comercial e Fatores Sazonais.

²⁰ O resíduo entre o nosso saldo e o estimado pelo BC foi distribuído, igualmente, entre exportações e importações. Se o nosso saldo for maior que o estimado pelo BC, a metade da diferença será acrescida ao saldo total das exportações e a outra metade decrescida às importações.

		Cenários para 2003							
		Câmbio Nominal R\$/US\$		Juros % a.a f.d.p		IPCA % ac. Ano		CPI % ac. Ano	
		2002 f.d.p	2003	2002 f.d.p	2003 f.d.p	2002	2003	2002	2003
Cenários	Otimista	2.90	2.70	21.00%	14.00%	10.00%	6.00%	3.00%	2.00%
	Básico	3.10	3.00	21.00%	17.00%	10.40%	8.00%	3.00%	2.00%
	Pessimista	4.00	3.00	21.00%	25.00%	12.00%	20.00%	3.00%	2.00%

A partir dessas hipóteses, obtém-se os valores para a balança comercial para o ano de 2002 e 2003, que são explicitados na tabela 3.

Tabela 3: Resultados

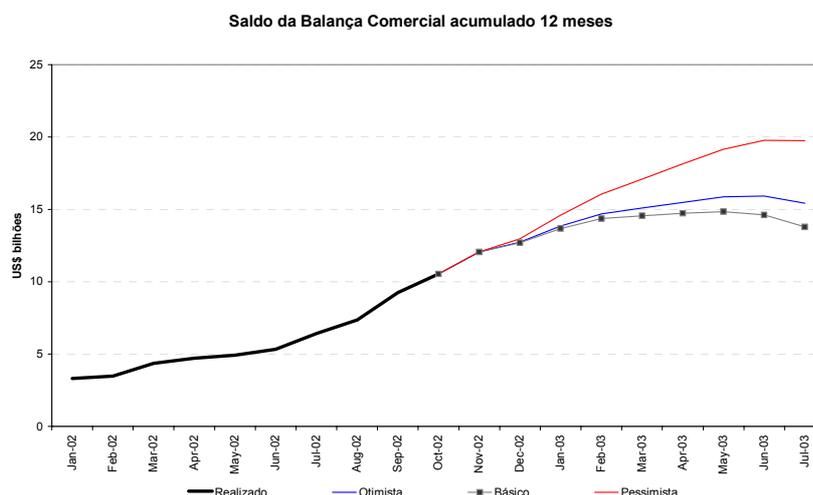
		Projeções	
		NX US\$ bilhões	
		2002	2003
Cenários	Otimista	12.7	6.5
	Básico	12.7	9.2
	Pessimista	13.0	14.2

Deve ser observado que os valores na tabela 2 não refletem os saldos esperados para a balança comercial, mas apenas a parte do saldo que pode ser explicada pelas condições monetárias no término de 2002 e início de 2003, segundo o modelo acima especificado. A política monetária praticada na tentativa de defender a meta do IPCA somada à piora do ambiente econômico que se refletiu desde de junho de 2002, numa depreciação contínua do câmbio até as eleições, gerou uma contração ainda maior das importações (se comprado com o movimento que se iniciou na metade de 2001) e impulsionou as exportações. Esta dinâmica da balança comercial, *ceteris paribus*, aponta para um saldo acumulado em 12 meses que deve atingir o seu máximo em junho de 2003 (veja o gráfico 3).

Os saldos presentes podem assim ser atribuídos em grande medida, às condições monetárias que prevaleceram. Considerando-se os valores esperados para 2002, vê-se que apenas no cenário pessimista, no qual o câmbio dispara para 4,00 R\$/US\$ no final de 2002, conseguimos obter alguma resposta, ainda que nada expressiva, para o último mês de 2002. Nos demais cenários, as conseqüências do aperto monetário experimentado ao longo destes últimos 3 meses, sobre a balança comercial, se tornarão visíveis somente em 2003.

Foi adotada, para fins de simulação, que o aperto monetário máximo no ano de 2002 se dará nos meses de outubro e novembro (meses de maior câmbio real e taxa Selic) iniciando-se, a partir daí, um declínio gradual, em todos os cenários, até o final de 2003. Isto significa que devemos esperar, para os próximos meses, saldos positivos elevados, pelo menos até o primeiro trimestre de 2003, ainda sob hipótese de afrouxamento monetário. Retratamos, no gráfico 2, a trajetória do saldo comercial (acumulado em 12 meses) para os próximos oito meses, horizonte para o qual as condições monetárias observadas até outubro de 2002 mostram um bom poder explicativo.

Gráfico 3:



Podemos, assim, analisar os três diferentes cenários. Tanto o cenário básico, como o otimista, considera uma reversão da taxa de câmbio nominal no final do ano de 2003 para valores próximos de 3,00 R\$/US\$. No cenário básico, a taxa básica Selic mantém-se constante até dezembro de 2002 e inicia um declínio gradual até atingir 17,00% a.a em dezembro de 2003. Devido ao repasse cambial aos preços, o IPCA fecha o ano de 2002 em 10,40% enquanto supõe-se que o CPI americano encerra o ano com uma taxa acumulada próxima de 3,00%. A Balança comercial encerra o ano com um saldo acumulado de US\$ 12,7 bilhões, impulsionadas por um câmbio real muito depreciado e um nível de absorção interna igualmente reprimido.

No cenário pessimista, as turbulências externas e as desconfianças dos mercados continuariam. O câmbio se deprecia para um patamar de 4,00 R\$/US\$ antes do final de 2002. Diante deste contexto, podemos esperar a balança comercial fechar mais próxima de US\$ 13 bilhões.

III – 4. Conclusões: conseqüências para 2003.

A primeira conclusão deste trabalho é que a rápida mudança dos saldos comerciais observados em 2002 podem ser explicados em grande medida, pelas condições monetárias que resultaram da ação do Banco Central na busca do cumprimento das metas de inflação. Considerando-se os valores esperados para o final de 2002, as conseqüências do aperto monetário experimentado ao longo destes últimos três meses, sobre a balança comercial, ainda se tornarão visíveis em 2003, pois 2002, exceto no cenário pessimista, encerra-se com um saldo acumulado de US\$ 12,7 bilhões.

Supondo-se que o câmbio se mantenha estável em torno de 3,00R\$/US\$, ao mesmo passo que a taxa Selic apresenta uma ligeira diminuição para 17,00% a.a ao término de 2003, a diminuição do saldo comercial em 2003, desconsiderando-se os demais fatores seria para valores próximos de US\$ 9 bilhões.

Caso prevaleçam, entretanto, as condições de menor restrição externa sob as quais esta diminuição do saldo comercial possa ocorrer (alívio cambial e de juros) é de esperar-se que isso signifique um aumento do influxo de capitais que retornariam ao país após as turbulências de final de 2002, que contribuiria para aliviar a pressão cambial e até impedindo um repasse excessivo para os preços.

No cenário mais otimista, o IPCA fecharia o ano de 2003 em 6,00%. Neste quadro mais favorável, como esperado, o saldo da balança comercial volta a registrar valores mais modestos, no nosso exercício, US\$ 6,5 bilhões, o que significa que o otimismo deverá

contemplar também neste caso, variáveis como a demanda externa, não consideradas no modelo aqui utilizado.

Já no cenário pessimista, a falta de espaço para uma redução da taxa Selic poderia induzir (no caso improvável de que fosse mantida a mesma lógica da política monetária no próximo governo e em condições externas tão desfavoráveis) um aumento de juros para algo como 25,00% no final de 2003. O prosseguimento deste cenário, um repasse cambial à inflação maior que o esperado sinalizaria um perigo de ruptura uma vez que uma piora das expectativas de inflação poderia levar os mercados a apostarem na mudança de regime cambial, falta de capacidade do governo em manter um regime de intervenções com câmbio dual, por exemplo. Diante desta piora significativa das expectativas, de taxas de juros mais elevadas e um câmbio real ainda depreciado, a balança comercial aumentaria ainda mais o seu saldo positivo em 2003, compensando em parte a escassez de crédito externo. De acordo com as expectativas sobre as condições monetárias de 2002-2003, a balança comercial fecharia o ano de 2003 superavitária de US\$ 15 bilhões. Neste cenário pessimista, considerando valores em torno de 3,80 R\$/US\$ no final de 2003, o saldo projetado pelas condições monetárias giraria em torno de 17,00 US\$ bilhões. Neste caso, porém, o país estaria caminhando para um estreitamento de opções para o novo governo, cuja análise escapa aos objetivos dos exercícios aqui apresentados.

IV-Conclusões

Referências Bibliográficas

ARAÚJO, C.H. FLORES JUNIOR, G. Análise do financiamento externo a uma economia pequena. Trabalho para Discussão do Banco Central do Brasil, n.11 2001.

BONNELI, R. R. FONSECA Competitividade da Indústria nos anos 90. Revista brasileira de Comércio Exterior, 55, p.41-47, abr/jun. 1998.

CARNEIRO, D.D., T. WU e Y. GRANDJEAN. “Aperto Monetário, Saldo Comercial e Juros: o uso de um ICM com câmbio deflacionado”. Carta Econômica Galanto, no 32, jul. 2002.

CARNEIRO, D.D. e Thomas WU. “A Balança Comercial em 2002”. Carta Econômica Galanto, no 26, jan. 2002.

CARNEIRO, D.D. A Restrição Externa ao Crescimento: nota sobre 2001 e o longo prazo, Carta Econômica Galanto, jan.2001.

CARNEIRO. D.D. A queima das caravelas: o tumultuado caminho do choque sem volta. 50 anos de Brasil. FGV. Rio. 1994.

CASTRO, A. CAVALCANTI, M. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/90. Texto para discussão, N. 469, IPEA, Mar. 1997.

CARVALHO, A. PARENTE, A. Estimação de Equações de Demanda de Importações por Categorias de Uso para o Brasil (1978/1996). Texto para discussão, N. 636, IPEA, abr. 1999.

CAVALCANTI, M. FRISCHTAK, C. Crescimento econômico e Balança Comercial e a relação Câmbio-Investimento. Rio de Janeiro, IPEA T.D 821 Set.2001.

CAVALCANTI, G.A. A dinâmica Econômica do PROALCOOL: Acumulação e Crise 1975-1989. Revista brasileira de energia, Vol.2, n° 1, 1992.

CHAMON, M. MONTEIRO, A.D ALELUIA, B. Modelos Econométricos para a Balança Comercial Brasileira, Nota Técnica NUP-Icatu, jan. 2000.

DE PAIVA ABREU, M. Política Comercial Brasileira: Limites e Oportunidades, T.P.D. 457, Departamento de Economia da PUC-Rio, maio 2002.

GONZAGA, G. BEVILACQUA, A. “Relatório Consultoria do Banco Central do Brasil” mimeo.

HECK.S e GRANDJEAN.Y. “A Evolução das Expectativas para a Balança Comercial em 2002”. Carta Econômica Galanto, no 34, set. 2002.

KANNEBLY, S. J. Desempenho Exportador Brasileiro e Taxa de Câmbio real: Uma análise Setorial. ANPEC, 2001.

KANNEBLEY, S. Exchange rate Pass-Trough: Uma análise setorial para as exportações brasileiras. Ribeirão Preto, USP, T.D 2 Série Econômica, 1999.

MIRANDA, J.C.R. Abertura comercial, reestruturação Industrial e Exportações brasileiras na década de 1990. Texto para discussão, n. 829, IPEA, 2001.

MODIANO. E. A Ordem do Progresso. Editora Campus. 14ª edição. Cap.13: “A ópera do três cruzados: 1985-1989”.

MONTEIRO, A.D. Balança Comercial Pós-desvalorização de 1999: as perspectivas para os próximos dois anos, Carta Econômica Galanto, set. 2000.

MONTEIRO. A.D. O componente preço da balança comercial brasileira. Carta Econômica Galanto, nov. 2002.

MOREIRA, S.V. SANTOS, A.F. M. Políticas públicas de exportação: o caso do PROEX. Texto para discussão, N. 836, IPEA, 2001.

MOTTA, A. Os Determinantes das Exportações brasileiras de Bens Industrializados. Dissertação de mestrado, Departamento de Economia PUC-RIO, set. 2001.

MUINHOS, M.K., LAGO ALVES. S.A, RIELLA, Gil. Modelo Estrutural com Setor Externo. Trabalho para Discussão do Banco Central do Brasil, n.42 junho 2002.

MUSSA. M. Argentina and he Fund: From Triumph to Tragedy. Institute for Internacional Economics. Março 2002.

NONNENBERG, M. J. Competitividade e crescimento das exportações brasileiras. Rio de Janeiro: IPEA, agosto de 1998. TD n. 578.

OLIVEIRA, M. A liberalização comercial brasileira e os coeficientes de importação – 1990/95. Texto para discussão, N. 703, IPEA, fev. 2000.

PASTORE, A. PINOTTI, M.C. Boletim Periódico. ACC Pastore Consultoria. (1999).

PASTORE, A.C. A Reforma monetária do plano Collor. Revista brasileira de economia, n. 45 pg 157-174. jan 2001.

PUGA, F. PICCINI, M. A Balança Comercial Brasileira: desempenho no período 1997/2000. BNDES, 2001. T.D 90.