

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO – EVOLUÇÃO RECENTE E
PERSPECTIVAS

FELIPE LIMA PALHA DE OLIVEIRA

No. DE MATRÍCULA: 0117431-7

ORIENTADOR: ELIANE GOTTLIEB

DEZEMBRO DE 2004

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

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO – EVOLUÇÃO RECENTE,
PERSPECTIVAS**

FELIPE LIMA PALHA DE OLIVEIRA

No. DE MATRÍCULA: 0117431-7

ORIENTADOR: ELIANE GOTTLIEB

DEZEMBRO DE 2004

**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**

Felipe Lima Palha de Oliveira

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

Agradecimentos

Ao Daniel Chrity, por ter auxiliado, via Internet, mesmo tarde da noite de sexta-feira e domingo de manhã. A todos os meus amigos, por terem me apoiado durante esse período e durante toda a graduação, em especial ao microgrupo, que em meio às intermináveis discussões sobre o sexo dos anjos ajudou a construir o senso crítico essencial para um economista. A Alice, por aturar as minhas neuroses e reclamações, pela companhia maravilhosa em todos os rodízios de japonês, que me ajudaram a relaxar. Ao Gabriel, por ter sido o primeiro e, sem dúvida alguma, de longe o melhor amigo que eu fiz e que poderia fazer na faculdade, por ter me dado força durante a monografia, e por ter transformado esse último período da faculdade numa das melhores épocas da minha vida. Aos meus pais, por terem apoiado todas as minhas decisões antes, durante e, espero, depois da faculdade e por sempre me amarem tanto e demonstrarem isso. À minha irmã, por um dia ter deixado de ser mala e ter se tornado uma amiga e aliada. À Maria, a melhor dublê de aia, babá e secretária do lar, pela boa alimentação e a educação que me deu. E finalmente, a todos de quem eu estou certamente esquecendo aqui, mas que tiveram em algum momento um papel importante na minha vida, na faculdade e em especial no período em que esta monografia estava sendo escrita.

"The wide world is all about you; you can fence yourselves in, but you cannot forever fence it out."

J.R.R. Tolkien

"The selfish spirit of commerce knows no country, and feels no passion of principle but that of gain"

Thomas Jefferson

"Nothing that is worth knowing can be taught."

Oscar Wilde

Índice

<i>Introdução</i>	5
<i>Capítulo 2 – Evolução</i>	8
<i>Capítulo 3</i>	24
<i>Capítulo 4 – Estimação</i>	27
<i>Capítulo 5 – Conclusão</i>	35
<i>Bibliografia</i>	37

Introdução

No período mais recente, a economia brasileira passou por consideráveis transformações e atravessou um grande número de períodos de turbulência no cenário econômico internacional. Nesse período, tivemos o fim da hiperinflação, cujos prejuízos à atividade econômica são bem conhecidos, mudanças de regimes cambiais. Adotamos o regime de metas para a inflação, vigente até hoje, com uma história de sucesso no combate à espiral inflacionária, muito embora a meta estabelecida não tenha sido alcançada em diversos anos, devido aos choques que atingiram a economia nacional. O país precisou enfrentar diversas crises externas, a crise de energia e a perda da confiança dos investidores no período pré-eleições presidenciais.

Todo esse período de mudanças, causadas tanto pelos choques a que a economia foi submetida quanto pelas reformas realizadas, observou também uma grande mudança no comércio exterior. Passamos de exportações anuais em torno de US\$ 40 bilhões para pouco mais de US\$ 90 bilhões nos 12 meses terminados em setembro de 2004. As importações tiveram trajetória um pouco diferente, mas também viram o seu patamar passar de cerca de US\$ 33 bilhões em 1994 para mais de US\$ 58 bilhões no período que vai de outubro de 2003 a setembro de 2004.

Entre as razões que são comumente associadas ao excelente desempenho que a balança comercial tem apresentado são apontados o crescimento dos preços das commodities exportadas pelo Brasil e a aceleração do crescimento mundial. Não foram, no entanto, somente os eventos externos o que motivou o recente ímpeto exportador das empresas brasileiras. A recessão por que o Brasil passou no ano de 2003, ligada à forte desvalorização cambial também tiveram decisiva influência, tornando o mercado externo tanto mais atraente, pela rentabilidade maior em reais, quanto fazendo com que fosse a única alternativa para muitas empresas, dada a situação por que passou o mercado interno brasileiro.

Todas essas mudanças e choques tiveram reflexos bastante significativos na corrente de comércio, que passou de US\$ 68,9 bilhões nos doze meses terminados em agosto de 1994 para US\$ 146,2 bilhões em agosto de 2004; crescimento de 112,2%. O saldo registrou um salto superior a 200%, passando de US\$ 13,867 bilhões no acumulado em doze meses em agosto de 1994 para US\$ 32,146 bilhões nos doze meses terminados em setembro de 2004.

Essa mudança no fluxo de comércio brasileiro possibilitou uma melhora nos indicadores de vulnerabilidade externa do país. Os *upgrades* recebidos pelo Brasil no final do terceiro trimestre deste ano certamente são, ao menos parcialmente, resultado disso, já que a melhora de indicadores relacionados à corrente de comércio foi citada por mais de uma agência para justificar a melhora na perspectiva de crédito do país. Segundo relatório da agência de classificação de riscos Fitch, quando do *upgrade* de 28 de setembro de 2004: *“In spite of Brazil’s heavy public and external debt burdens, debt levels have been heading lower and are expected to continue to head lower because of strong export performance and macroeconomic policies supportive of growth, with inflation under control and a stable exchange rate. Brazil is undergoing an improvement in its balance of payments that could result in a break with the past – a break from Brazil’s history of short-lived bursts of GDP growth that result in balance of payments pressures (...).”*

Nesse contexto, podemos citar a evolução da razão despesa de juros e exportações acumulados em doze meses, que passou de 0,31 em janeiro de 2001 para 0,17 em agosto de 2004. Ou seja, o país precisaria de apenas 2,1 meses de exportações para gerar as divisas necessárias para todos os pagamentos de juros de um ano inteiro, quando antes precisaria de 3,7 meses.

A atualmente confortável situação nas transações correntes brasileiras é relativamente nova para o Brasil, que já sofreu diversas vezes com crises do balanço de pagamentos, quando as linhas de crédito que permitiam que o país seguisse consumindo e investindo além de suas possibilidades são subitamente cortadas por alguma turbulência, seja ela o contágio de uma crise em algum outro país emergente, seja pela simples retração da liquidez internacional. Por isso, a correta projeção do desempenho comercial é importante para a condução das políticas monetária e fiscal, além das diversas formas de intervenção governamental na economia, como as intervenções no câmbio, comuns em tempos de crise.

Procuraremos analisar o comportamento da balança comercial brasileira em todo no período que compreende os últimos dez anos, nos concentrando nos últimos quatro anos, que foram os de mais forte mudança. O período a ser analisado mais atentamente compreende apenas anos pós-desvalorização cambial e liberalização do câmbio, e devemos nos permitir observar claramente os efeitos da mudança na taxa de câmbio real na corrente de comércio brasileira. A análise buscará ainda encontrar tendências e episódios que sejam esclarecedores para a previsão do comportamento futuro da balança comercial.

De forma a esclarecer e uma maneira mais formal a importância de cada fator para o desempenho do comércio exterior brasileiro, estimaremos dois modelos econométricos, para as exportações e para as importações. O método de estimação, a escolha de variáveis e da sua frequência serão discutidos mais à frente, em um capítulo à parte.

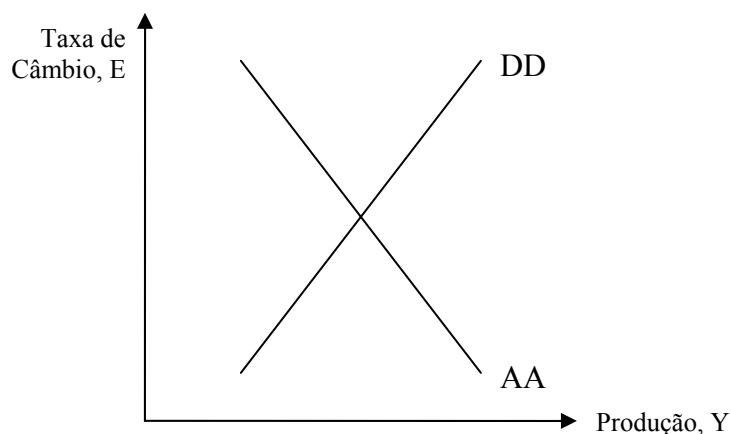
Capítulo 2 – Evolução

A importância de se observar cuidadosamente o comportamento da balança comercial vem da mais elementar das identidades macroeconômicas: a identidade da renda nacional em uma economia aberta. O que a equação abaixo exprime é que todo bem ou serviço disponível em uma economia, seja ele produzido localmente ou não, que não é adquirido pelos consumidores, pelo governo ou por outro país, deve se tornar acumulação de capital ou estoque. Assim:

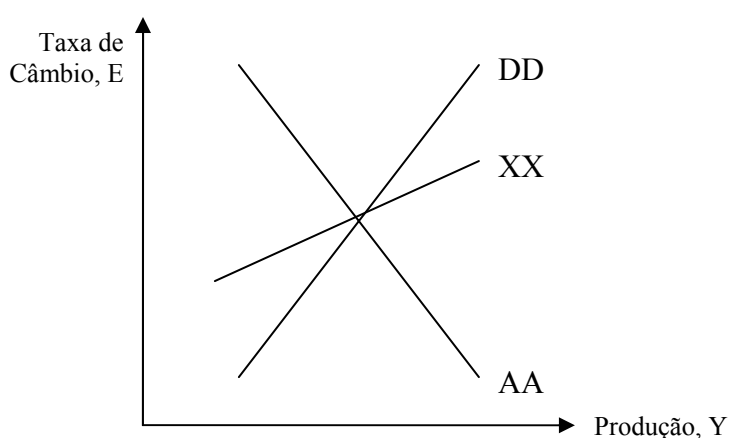
$$Y = C + I + G + EX - IM$$

Dessa forma, é fácil perceber como, mantidos constantes o consumo, os investimentos e os gastos do governo, o saldo da balança comercial afeta a renda nacional, embora na identidade acima, as exportações e importações descritas incluam ainda transações de serviços, que não discutiremos.

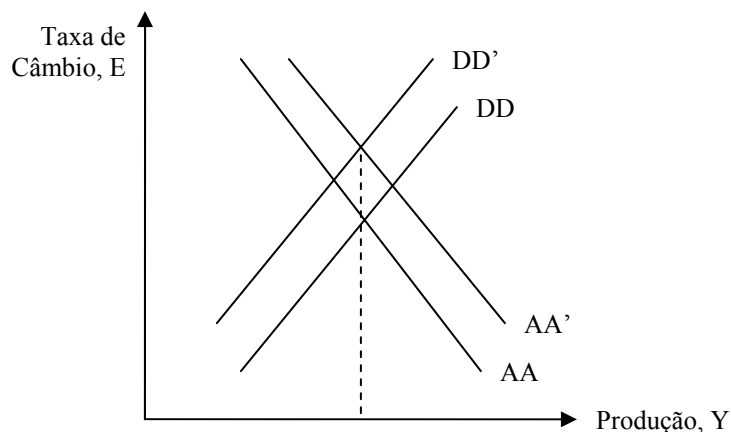
Torna-se importante discutir os efeitos das políticas macroeconômicas sobre a conta corrente. Para fazer isso, recorreremos ao modelo DD-AA. A curva DD representa todas as combinações de taxa de câmbio e produção em que o mercado de bens e serviços está em equilíbrio, enquanto a curva AA representa as combinações em que os mercados de ativos estão em equilíbrio. Logicamente, o equilíbrio de curto prazo deve se encontrar na interseção das duas curvas, onde tanto os mercados de bens e serviços quanto os mercados de ativos estão em equilíbrio. A análise nesse modelo pressupõe taxas de juros internacionais e de câmbio futuro esperadas fixas.



Para analisar os efeitos sobre a conta corrente, acrescentamos ao modelo a curva XX, que representa as combinações entre taxa de câmbio e produção que resultam num dado nível de conta corrente escolhido de forma arbitrária. A curva XX, assim como a DD, é positivamente inclinada, pois, *ceteris paribus*, um aumento na produção deve aumentar o volume de importações e, portanto, uma deterioração da conta corrente, se não for acompanhada de depreciação da moeda. XX é, no entanto, mais horizontal que a curva DD. Isso ocorre porque um aumento (ou queda) na produção não se traduz na totalidade em demanda local, sendo parte da renda poupada e outra parte acaba sendo utilizada em importações.



Tendo esse modelo em mãos, podemos observar então que tipo de efeito tem uma política monetária contracionista, como, por exemplo, a praticada em 2003, para ter subsídios para projetar o comportamento do saldo comercial no futuro. A contração monetária faz com que a curva AA se desloque para baixo e para a esquerda, apreciando a moeda e reduzindo a produção. Isso deveria reduzir o saldo em conta corrente no curto prazo, tornando-o mais negativo. Notamos, no entanto, o oposto ocorrendo. Ao mesmo tempo, houve também uma contração fiscal, uma vez que o governo aumentou a meta de superávit primário de 3,25% para 4,25% em 2003. Contração fiscal desloca a curva DD para a esquerda, depreciando a moeda e reduzindo a produção no curto prazo, levando o ponto de equilíbrio para a região acima da curva XX que passa pelo ponto de equilíbrio inicial, e, portanto, aumentando o saldo em conta corrente.



Uma das hipóteses importantes do modelo DD-AA, no entanto, é a de que uma mudança na taxa de câmbio tem impacto imediato na conta corrente. A realidade dos fluxos de comércio, no entanto difere um pouco do proposto no modelo. Elementos dinâmicos levam a conta corrente a se ajustar apenas gradualmente ao impacto às mudanças na taxa de câmbio. Tanto elementos da oferta quanto da demanda possuem características que fazem com que a mudança nos preços internos dos bens exportados e importados demore algum tempo até impactar os saldos da balança comercial.

A evidência empírica mostra que, freqüentemente a conta corrente de um país, medida em produção local, piora no primeiro momento, como resultado direto do impacto da desvalorização cambial, melhorando ao longo dos meses seguintes. Isso leva a curva que descreve a relação da conta corrente com o tempo após uma desvalorização a possuir o formato de um J, sendo chamada, portanto, de Curva J. Isso ocorre porque, mesmo após uma desvalorização cambial, os níveis de exportações e importações devem ainda refletir decisões de compra e venda feitas anteriormente. Somado a isso, eleva-se o valor das importações em termos de produção local, enquanto o valor das exportações em termos dos bens domésticos não muda, afinal, são bens produzidos localmente. Mesmo corrido algum tempo, as exportações podem ainda não ter correspondido totalmente ao novo patamar do câmbio, pois a produção adicional para atender à crescente demanda do mercado externo pode demandar investimentos e contratações que não podem ser feitos de imediato, ou que tem prazo de maturação mais longos. Da mesma forma, leva tempo até que a produção local se ajuste aos novos preços relativos das matérias-primas e bens intermediários, aumentando a sua eficiência relativa em termos desses bens. O consumo, por outro lado, também possui algum *lag*, já que novos contatos comerciais e contratos provavelmente terão que ser feitos até que a demanda corresponda ao novo preço relativo dos bens

exportados. A evidência empírica mostra que, entre os países desenvolvidos, o ajuste leva entre seis meses e um ano.

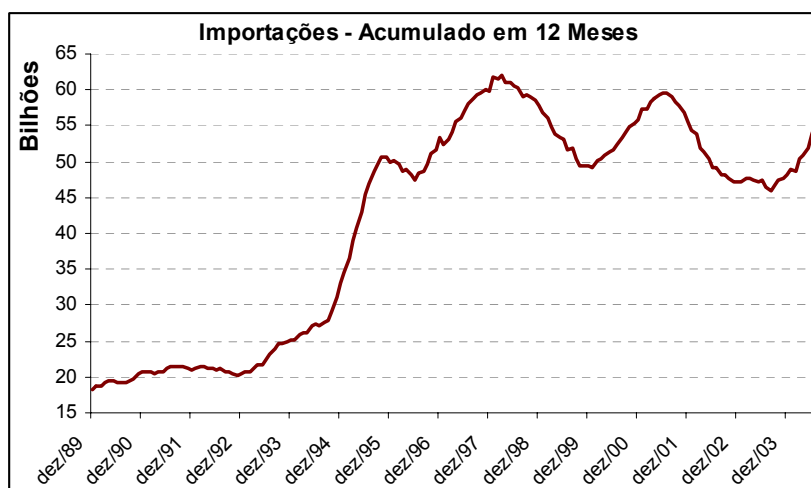
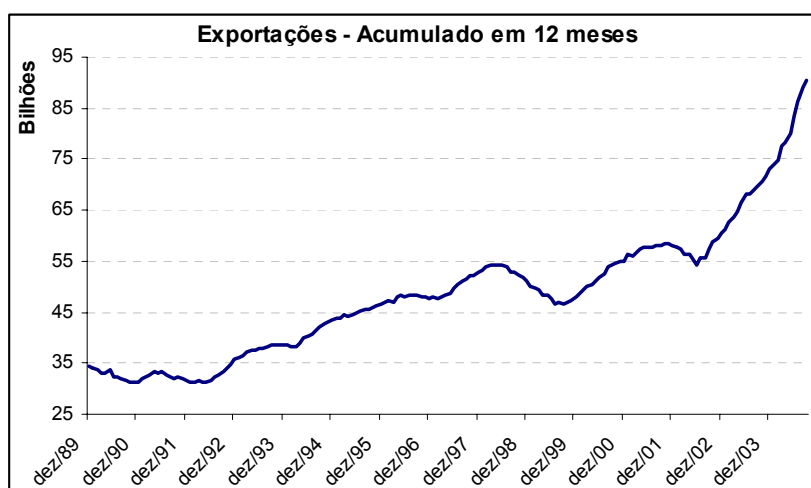
Essas considerações nos levam a concluir que, num ambiente como esse, uma contração monetária poderia aumentar a produção inicialmente, ao apreciar a moeda, teríamos um aumento momentâneo da conta corrente, levando a um crescimento da produção doméstica que ao menos parcialmente contrabalançaria os efeitos negativos do aumento da taxa de juros. Dessa forma, seria necessário um aumento maior da taxa de juros para conseguir o mesmo efeito contracionista no curto prazo.

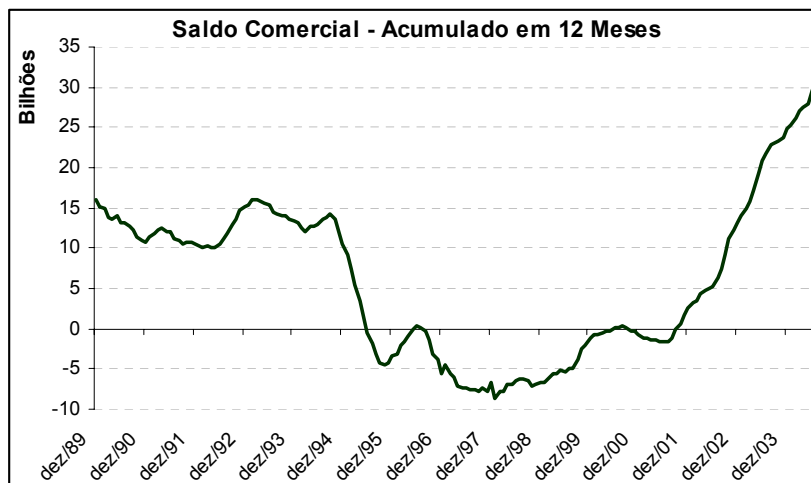
A evidência encontrada para o Brasil nas últimas desvalorizações cambiais, em 1999, 2001 e 2002, nos mostra que de fato há um lag entre a desvalorização cambial e a melhora na conta corrente, mas não parece confirmar a deterioração no período imediatamente posterior à desvalorização. Em 1999, após a desvalorização ocorrida em janeiro, a conta corrente acumulada em 12 meses leva cerca de sete meses até demonstrar melhora condizente com a mudança no patamar da taxa de câmbio, mas durante todo esse período não demonstra sinal consistente de piora. No episódio da desvalorização ocorrida em 2001, temos uma desvalorização com um período menos marcado, mas podemos perceber que há uma clara mudança a partir de janeiro de 2001. A conta corrente acumulada em 12 meses nesse episódio mostrou reação a partir de setembro de 2001, levando, portanto, sete meses. Já na desvalorização de 2002, iniciada em maio desse ano, é difícil precisar o princípio da mudança na conta corrente, pois o episódio ocorre muito próximo do ano de 2001. Os efeitos da desvalorização daquele ano aparentemente ainda não haviam sido totalmente transferidos para a conta corrente e, portanto, é difícil observar onde a desvalorização começou a impactar as transações correntes. Podemos observar, no entanto, que mesmo após a forte apreciação cambial ocorrida em abril de 2003 continuamos a ver o acumulado em 12 meses da conta corrente apresentando melhora significativa, o que indica que mesmo esse nível, abaixo do máximo que chegou a ser atingido, ainda não havia sido totalmente transferido para a conta corrente.

Outra conclusão que é feita com base na curva J e os efeitos da desvalorização cambial na conta corrente não pode ser observada nos dados recentes do Brasil. Em 1999, o PIB trimestral a preços de mercado cresceu 0,47% contra o trimestre anterior nos dois primeiros trimestres do ano, crescendo ainda mais rápido nos dois trimestres seguintes. Em 2001, o crescimento do PIB trimestral a preços de mercado no primeiro trimestre do ano, em que começa a ocorrer a desvalorização cambial também é positivo e, embora seja

possível observar variação negativa nos três trimestres seguintes, não é possível nessa análise distinguir o quanto da recessão é efeito do racionamento de energia e o que possivelmente é resultado do ajuste na conta corrente. Em 2002, registramos o mesmo comportamento observado em 1999: o PIB trimestral a preços de mercado cresce tanto no trimestre em que começa a ocorrer a desvalorização cambial quanto no trimestre seguinte. Os dois trimestres seguintes, no entanto, são de retração da economia, mas esse efeito provavelmente também se deve mais à política monetária restritiva que foi aplicada para impedir a disparada inflacionária decorrente do pass-through cambial que do efeito descrito pela curva J. Principalmente porque podemos observar uma forte reação das exportações e uma forte queda nas importações nesses semestres, afastando a hipóteses de que a recessão teria sido causada pela deterioração das contas externas.

A simples observação dos gráficos das exportações, importações e saldo comercial em 12 meses elimina qualquer dúvida que pudesse haver acerca da drástica mudança ocorrida no comércio exterior brasileiro nos anos recentes.





Nota-se nitidamente que, no período analisado, a série das exportações oscilou em torno de uma tendência de alta, mas que mostrou alguma fraqueza em dois períodos. Em julho de 1998 o acumulado em doze meses começa a apresentar uma seqüência de quedas na comparação mensal que só é revertida de fato em outubro de 1999, depois de cair 13,8%. Em novembro de 2001, a tendência de alta do acumulado em doze meses das exportações volta a ser interrompida, caindo até junho de 2002 e acumulando queda de 7,15%. A partir daí, em pouco mais de dois anos o volume das exportações em doze meses passa de algo em torno de US\$ 55,6 bilhões para US\$ 90,6 bilhões, com expectativas de completar o ano de 2004 em US\$ 95 bilhões e alcançar US\$ 98,13 bilhões em 2005, segundo a mediana da pesquisa Focus, realizada pelo Banco Central entre economistas de instituições financeiras, em 19 de novembro de 2004.

Observando o resultado anual das exportações de 1994 até 2004, notamos que apenas 1998 e 1999 não apresentaram crescimento em relação ao ano anterior. Para explicar esses resultados, vamos olhar para as variáveis que a teoria nos diz que devem ser relevantes para determinar o comportamento das vendas externas. O resultado de 1998 provavelmente é em grande parte explicado pela forte apreciação real acumulada pela manutenção do câmbio fixo, porém o resultado de 1999 é o inverso do que seria esperado, dado que foi justamente o ano da liberalização seguida de forte desvalorização do câmbio. O resultado é de uma estranheza ainda maior se observamos que o PIB americano cresceu às taxas de 4,2% e 4,4% respectivamente nos dois anos.

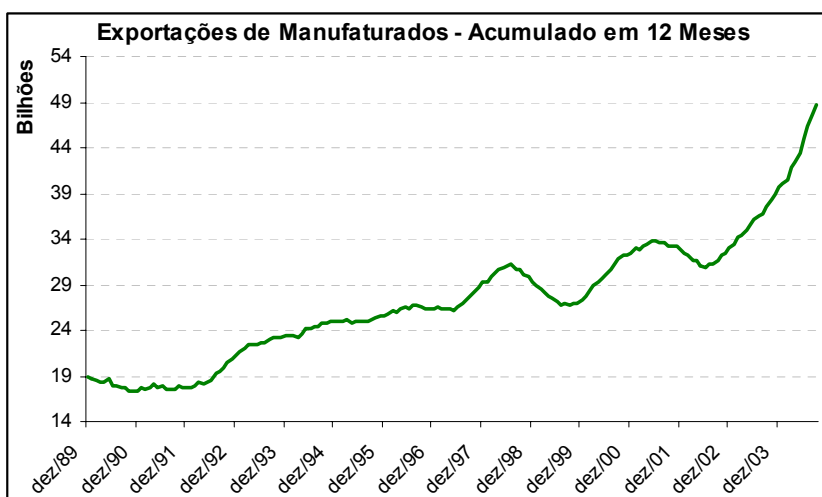
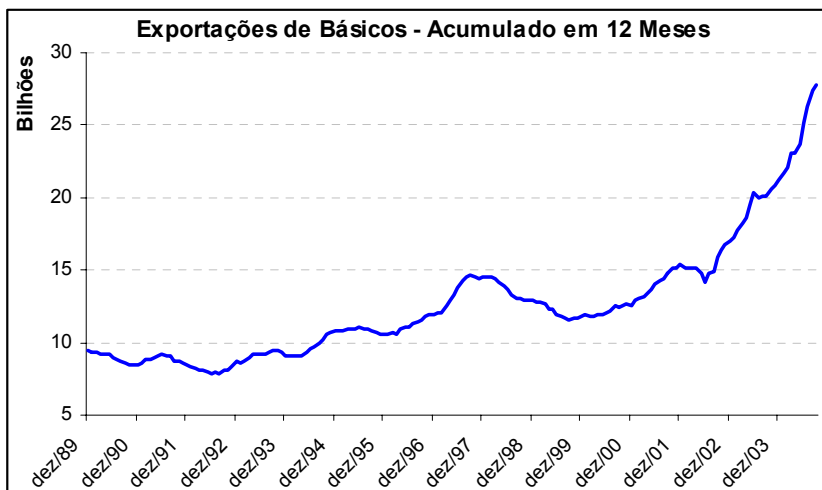
Uma vez que não parece ter sido uma queda brusca na demanda mundial a causa da redução no valor das exportações, ela deve estar na variação dos preços. Em 1998, o índice CRB caiu cerca de 11% em relação ao ano anterior, enquanto o índice de preços da Funcex

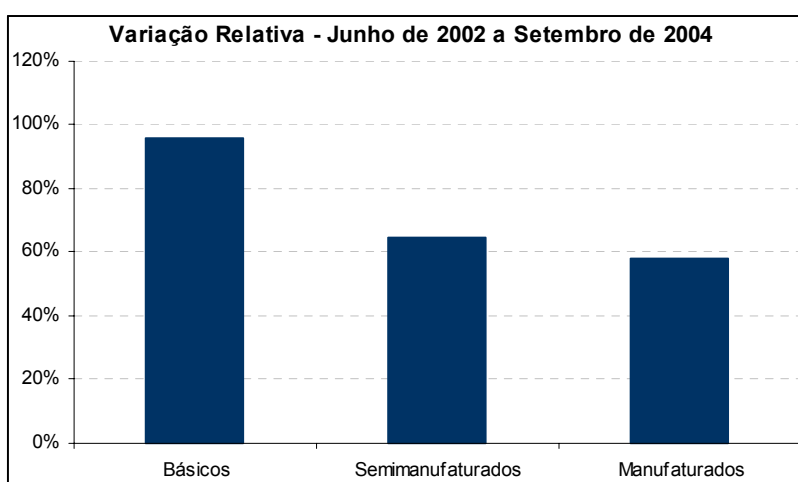
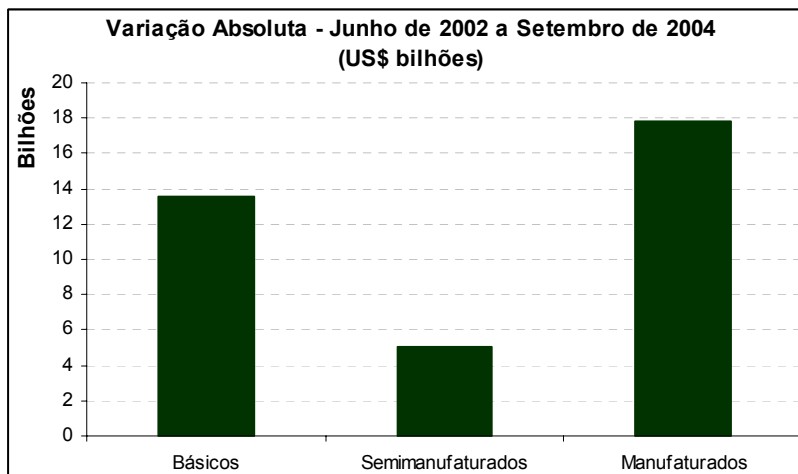
mostrou queda em torno de 6,8%. Em 1999, este indicou redução de 12,8% enquanto aquele caiu 12,6%. Essa explicação, no entanto, não é totalmente satisfatória, já que uma queda no índice CRB indicaria uma queda mais concentrada nos grupos de produtos básicos e semimanufaturados. Contudo, os manufaturados também tiveram redução de 7,0% em 1999. O comportamento das exportações no ano pode ser explicado pela queda da demanda mundial por itens específicos, importantes para a pauta de exportações brasileiras, juntamente a interrupção dos créditos para o comércio exterior.

O crescimento das exportações no ano de 2000, no entanto, superou com facilidade a queda nos dois anos anteriores, com expansão de 14,73%, colocando as exportações brasileiras novamente na trajetória ascendente na qual vêm se mantendo até o presente momento, embora a variação anual registrada em 2000 só venha a ser superado no ano de 2003. O resultado de 2003, no entanto, é ainda mais relevante, pois não possui o teor de efeito estatístico que o de 2000 teve, já que não tem como base de comparação um ano em que o indicador vinha caindo. Analisando cada grupo de produto exportado individualmente podemos perceber o mesmo comportamento geral observado no número agregado das exportações. Crescimento lento ao longo dos anos, com a súbita disparada em meados de 2002, mostrando que não foi apenas um grupo o responsável pela forte mudança ocorrida nos fluxos de comércio exterior do país, embora isso não signifique que o crescimento foi totalmente simétrico.

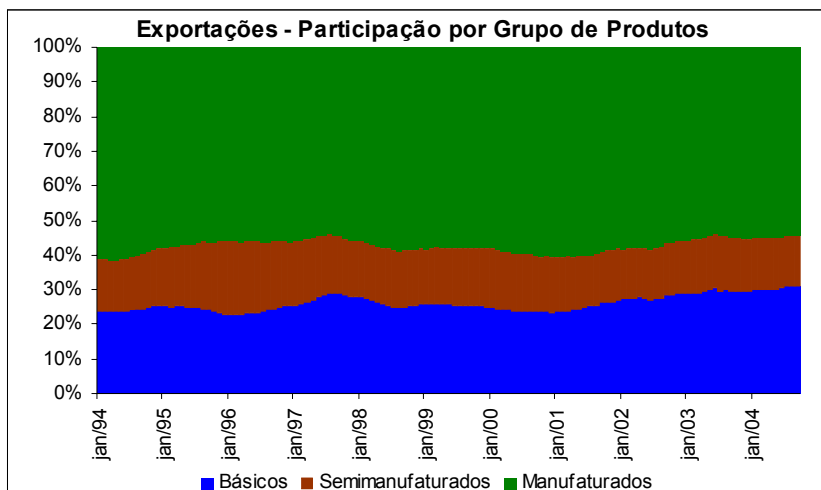
Devemos ainda observar a evolução das exportações por categorias de produtos. Olhando a série do acumulado em 12 meses das exportações de básicos, semimanufaturados e manufaturados, vemos que o grupo que apresentou a maior taxa de crescimento nas vendas externas desde junho de 2002, quando começou o “boom” exportador foi o de produtos básicos, tendo crescido 95,65%, seguido dos semimanufaturados, que cresceram 64,72% e os manufaturados, 57,94%.

No entanto, devido às diferenças de patamar de exportações dos diversos grupos, aquele que contribuiu mais em termos absolutos para a formação dos fortes superávits comerciais foi o dos manufaturados, com um aumento de US\$ 17,852 bilhões de dólares no acumulado em 12 meses, seguido dos básicos, variando US\$ 13,549 bilhões e semimanufaturados, com US\$ 5,008 bilhões.

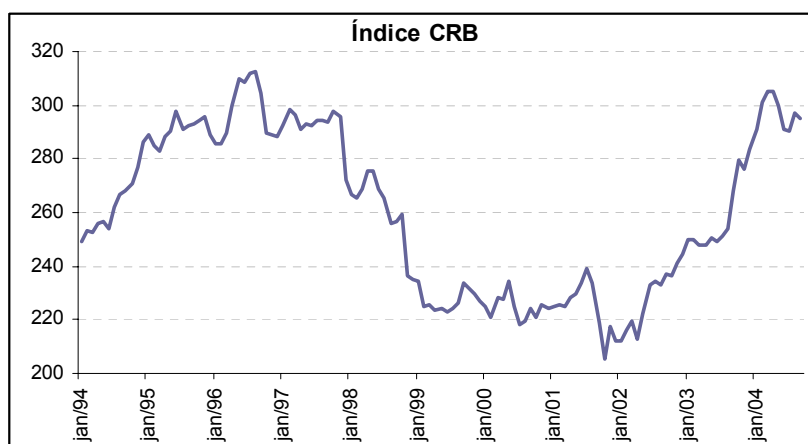




Observando a participação de cada grupo na pauta de exportações, podemos notar como os embarques de produtos básicos ganham espaço a partir de 2001, passando 22,89% em janeiro de 2001 para 30,60% em setembro de 2004, enquanto a participação dos semimanufaturados pouco se altera, caindo ligeiramente, de 15,48% para 14,07% no mesmo período. Os manufaturados ainda são o grupo com maior representatividade entre os produtos exportados, mas tiveram sua participação reduzida, passando de 58,64% em janeiro de 2001 para 53,73% em setembro de 2004.



É importante ressaltar também que o aumento observado nas exportações de básicos é o mais influenciado pelo aumento de preços. Segundo dados da Funcex, a média de 12 meses do preço dos manufaturados subiu apenas 1,82% desde junho de 2002, contra aumentos de 27,04% e 21,63% nos preços dos básicos e semimanufaturados, respectivamente. Isso não significa, no entanto, que o aumento na quantidade tenha sido pequeno. Embora a média de doze meses do índice de quantum dos manufaturados tenha sido a que mais evoluiu, os índices referentes aos produtos básicos e semimanufaturados também mostraram significativo crescimento. Os manufaturados tiveram aumento de 54,47% na média de doze meses de seu índice de quantum, enquanto os básicos tiveram 53,79% e os semimanufaturados 35,14%. O índice CRB, calculado pela agência de notícias Reuters encontra-se em setembro de 2004 35,58% acima de seu nível em junho de 2002, comparando a média dos dois meses.



O enorme aumento no preço das commodities tem sido comumente atribuído ao aumento da demanda mundial, puxado principalmente pelo forte crescimento da economia chinesa. De fato, a voracidade da China nas compras de minérios, aço e soja, três

importantes itens da pauta de exportações brasileira não só ajudou a aumentar os preços e as exportações, como foi importante fator para evitar que a recessão por que passou a economia brasileira em 2003 fosse mais profunda.

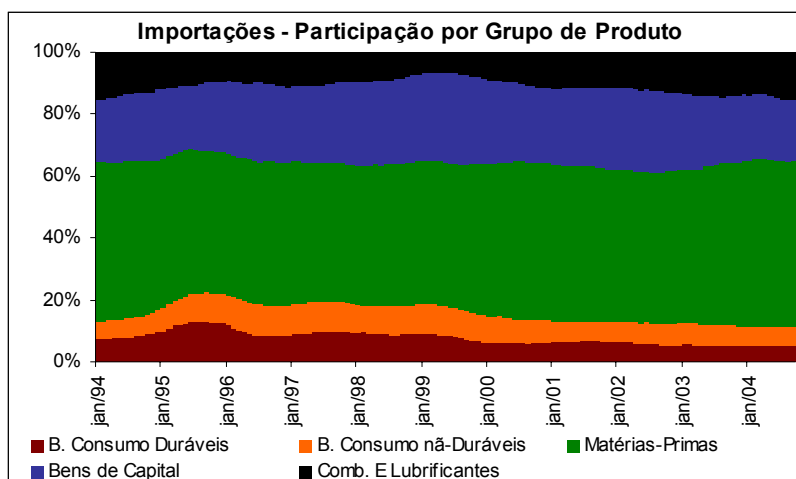
As importações, no entanto, não mostram um desempenho tão impressionante. Se observarmos o período em que as exportações tiveram o melhor desempenho, de julho de 2002 até o fim da nossa amostra, em setembro de 2004, as importações continuam a trajetória de queda iniciada em julho de 2001, revertendo a tendência somente em setembro de 2003, quando, a exemplo das exportações, voltam a subir vigorosamente.

Analisando os dados desde 1994, percebemos uma maior volatilidade nas importações que a observada entre as exportações na comparação anual. É bastante visível que logo no início do plano real, com a recuperação do poder de compra da população, o consumo aumenta, refletindo-se diretamente no volume das importações. O movimento é explicado ainda em grande parte pelo câmbio fixo e pela valorização real que ocorre no período, já que nos primeiros meses do real a inflação não havia sido ainda totalmente controlada, enquanto o câmbio se mantinha praticamente fixo, resultando na apreciação real de 11,5% no último trimestre de 1994, por exemplo, de acordo com o número índice construído para acompanhar o comportamento da taxa de câmbio real. Em 1999, ano da desvalorização, o volume importado cai quase 15%, queda puxada não só pela desvalorização do Real como pela queda de 2,21% do PIB industrial no ano, embora o PIB total tenha registrado crescimento de 0,79%.

Observando a participação dos grupos de produtos das importações, podemos notar algumas mudanças interessantes. Primeiro, que desde 1999 as importações de combustíveis e lubrificantes vêm ganhando espaço na pauta de aquisições externas brasileiras. Outra mudança interessante a notar é a expansão da participação das importações de matérias-primas sobre o total e a forte queda da participação de bens de capital, de 29,15% em julho de 1999 para 24,37% em dezembro de 2001, se recuperando e alcançando 26,68% em janeiro de 2002 e oscilando em torno desse número, alcançando 26,69% em agosto do mesmo ano, voltando então a cair até 19,98% em setembro de 2004. Dos vinte e cinco meses que se seguiram desde o máximo de agosto de 2002 até setembro de 2004, apenas em outubro, novembro e dezembro de 2003 a participação do grupo aumentou, havendo queda no indicador em todos os outros meses.

Esse comportamento indica alguma relutância em investir por parte do empresariado no país e é preocupante para a sustentabilidade do ciclo de crescimento, embora nada

possamos afirmar sem primeiro observar a produção interna de bens de capital e as suas exportações, de forma a observar o consumo aparente de bens de capital no país. O dado, no entanto, parece bem condizente com a contínua ocupação da capacidade instalada que tem sido observada desde a retomada do crescimento, no terceiro trimestre de 2003.



Após cair de US\$ 57,763 bilhões em dezembro de 1998 para US\$ 49,201 bilhões em janeiro de 2000, as importações voltaram a ganhar força, na esteira do crescimento econômico pujante do ano 2000. O novo ciclo de crescimento das importações, no entanto, foi novamente interrompido em 2001, com a crise de energia, que freou a atividade industrial no país, reduzindo a demanda por matérias-primas importadas, movimento exacerbado pela crise cambial deflagrada em meados de 2002. O fenômeno só começou a ser revertido no terceiro trimestre de 2003, com os efeitos da retomada do crescimento.

Passaremos agora a analisar o que ocorreu no país com os principais indicadores macroeconômicos que podem ter tido relevância nesse período, para explicar o resultado encontrado para a balança comercial.

Observando somente a série histórica da inflação medida pelo IPCA, podemos perceber a profundidade das mudanças por que passou a economia. Partimos de uma inflação acumulada em doze meses de 33,03% em junho de 1995, ou seja, já um ano após a implantação do plano Real, chegando a apenas 1,65% em janeiro de 1999, a mais baixa de todo o período de estabilidade. Podemos então ver como a inflação voltou a subir durante algum tempo, com o fim do regime de câmbio fixo e a subsequente desvalorização em 1999 e observar os efeitos do pass-through do câmbio para a inflação. Fenômeno muito parecido acontece no ano de 2002, com a crise de confiança em meados do ano, devido á desconfiança dos eleitores com a eleição do então candidato à presidência, Lula.

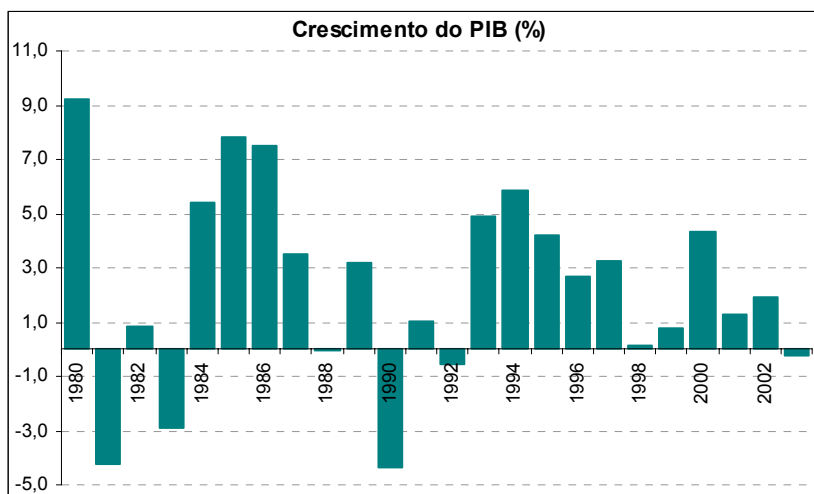
Podemos ainda perceber que, desde a mudança de regime cambial, a inflação não voltou ao patamar próximo a 2% no ano, devido às sucessivas crises por que o país passou, como a crise asiática, a crise russa e a crise energética, que acabaram afetando a inflação através do câmbio, nos dois primeiros casos, e através das tarifas de energia e os ajustes que precisaram ser feitos por causa da falta de energia, no terceiro caso.

O acompanhamento da taxa de inflação é importante para o desempenho da balança comercial, pois afeta a taxa de câmbio real, calculada multiplicando-se a taxa de câmbio por um índice de preços externo e dividindo o resultado por um índice de preços interno. Isso é feito porque, mantida constante a taxa de câmbio nominal, a inflação encarece os produtos nacionais em relação aos estrangeiros, aumentando a competitividade dos produtos importados no mercado interno e diminuindo a dos produtos nacionais no exterior.

Dessa forma, podemos concluir a importância para o ajuste das contas externas nacionais do combate firme à inflação decorrente da desvalorização cambial de 2002 feito pela autoridade monetária. Isso permitiu que os preços relativos se reajustassem, impedindo que os produtos nacionais exportáveis perdessem competitividade devido à valorização do câmbio real que ocorreria com um aumento da inflação interna.

O crescimento econômico foi, junto com a estabilização, um dos grandes desafios das duas últimas décadas no Brasil. Depois de ter observado taxas elevadas de crescimento na década de 70, o país experimentou, de 1980 a 1993, um crescimento em média bastante medíocre, de apenas 1,35% ao ano. Agravando o problema, a série do crescimento anual do PIB possui uma volatilidade elevada, alternando anos em que o crescimento alcança taxas superiores a 7% com outros em que a economia encolhe até 4,25%.

O período pós-plano Real obteve mais sucesso. A economia obteve crescimento médio de 2,41% ao ano de 1994 a 2003, mantendo uma ainda uma variância menor, contendo um ano em que a taxa de crescimento foi negativa e ainda assim, em apenas 0,22%. A previsão para o crescimento no ano de 2004, segundo a mediana da pesquisa Focus, realizada pelo Banco Central entre economistas de diversas instituições financeiras no dia 19 de novembro, era de 4,61% e 3,50% para 2005.



É preciso analisar também o impacto que o crescimento internacional tem na balança comercial brasileira, esclarecendo se o crescimento do resto do mundo é benéfico ou não para o país. A questão na verdade passa pelo viés do crescimento dos outros países. Em relação aos termos de troca, crescimento nos outros países voltado para as importações piora os nossos termos de troca, piorando a nossa situação, o inverso ocorrendo no caso contrário.

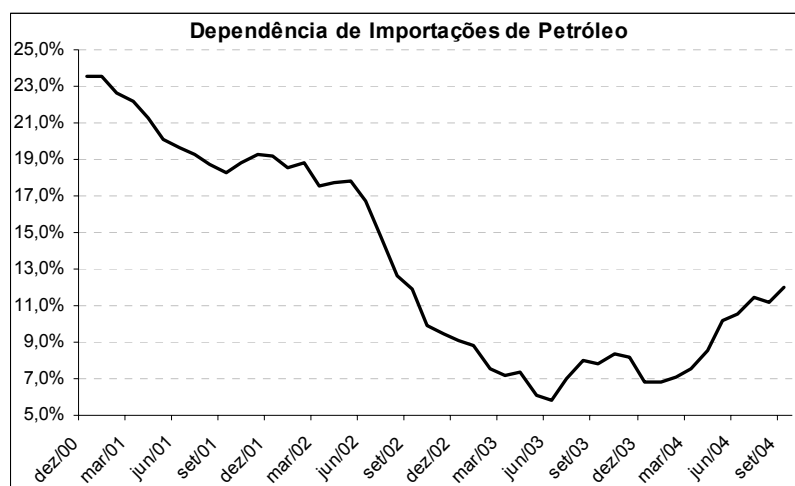
Alguns teóricos sugeriram que o crescimento dos países menos desenvolvidos, como o Brasil, poderia ser autodestrutivo, na medida em que o crescimento voltado para as exportações deprimiria os termos de troca. A depressão dos termos de troca deixaria os países em pior situação do que se não tivessem crescido, configurando o fenômeno conhecido com crescimento empobrecedor. Após o artigo de um economista chamado Jagdish Bhagwati, de 1958, que mostra que efeitos como os descritos no crescimento empobrecedor só aparecerem em uma situação restrita, com um crescimento fortemente voltado para as exportações e curvas de demanda e ofertas relativas com uma inclinação muito alta. Por ocorrer apenas na presença de condições tão restritivas, o crescimento empobrecedor passou a ser considerado um assunto acadêmico. O crescimento voltado para as importações, no entanto, não pode ser descartado como uma hipótese improvável e, dado o impacto negativo que pode ter sobre a economia de um país, é preciso dar atenção a ele.

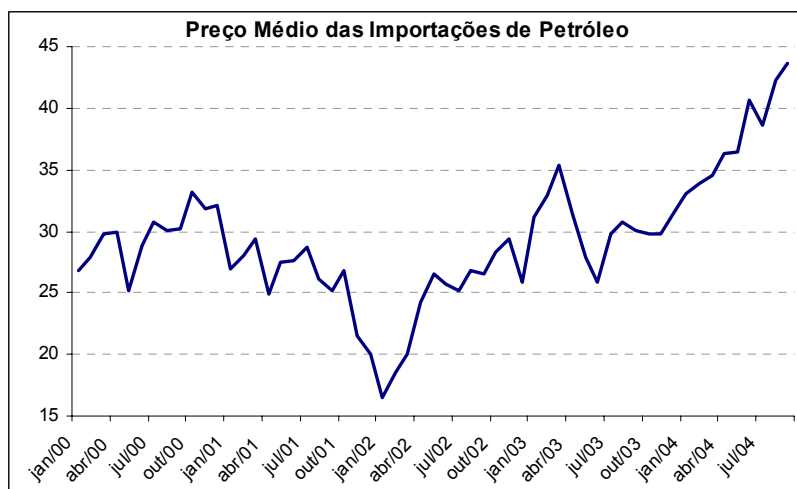
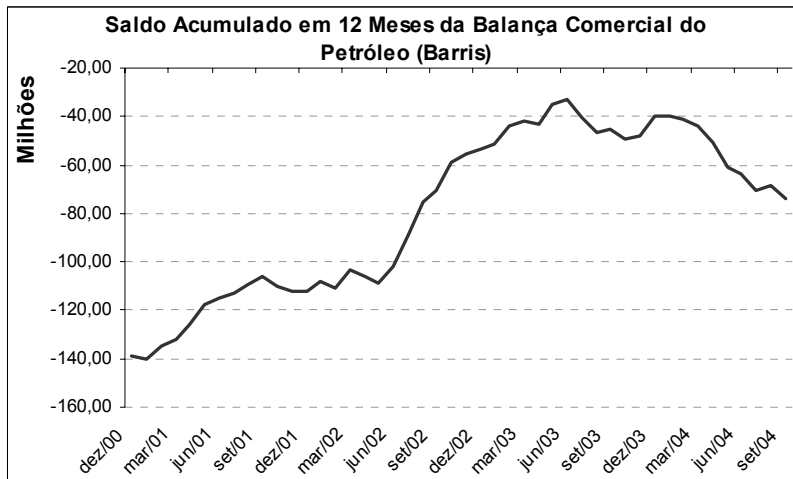
Observando os termos de troca do Brasil, percebemos perceber que, temos uma variação considerável nos termos de troca do Brasil entre meados de 1994 e meados de 1999, com uma variação superior a 20%. No período mais recente, no entanto, não houve tamanha volatilidade nos termos de troca, ficando abaixo de 10%. Percebemos uma queda

brusca na metade de 2002, 9,44% entre junho e dezembro desse ano e depois uma recuperação mais lenta, 7,49% nos vinte e um meses que se seguiram. Esses movimentos expressam de forma muito direta as variações na taxa de câmbio, uma vez que uma desvalorização automaticamente encarece o produto importado para o consumo interno, aumentando, portanto, o denominador no cálculo do índice dos termos de troca.

É interessante comentar ainda sobre os efeitos que o aumento no preço do petróleo tem na balança comercial, já que no passado, com os dois choques do petróleo, em 1973 e 1979, a disparada dos preços do petróleo gerou um grande desequilíbrio das contas externas do país. Em primeiro lugar, é interessante ressaltar que a dependência externa de petróleo caiu significativamente desde a década de 70. Mesmo quando observamos apenas os dados mais recentes, vemos redução significativa da parcela do consumo interno que é atendido por importações. Em setembro de 2004, a dependência externa, calculada dividindo o acumulado em doze meses do saldo de importações e exportações de petróleo em barris pela soma do acumulado da produção nacional em barris com o acumulado em doze meses do saldo, era de apenas 11,99%, contra 23,51% em dezembro de 2000. Em dólares, evolução semelhante pode ser vista: o déficit acumulado em 12 meses no comércio de petróleo e derivados em dezembro de 2000 era de US\$ 6,5 bilhões, caindo para apenas US\$ 3,6 bilhões.

Esse déficit parece pouco ameaçador, diante de uma balança comercial que no mesmo período acumulou superávit de US\$ 32,146 bilhões, produzindo um superávit em conta corrente de US\$ 9,957 bilhões, especialmente se consideramos que o preço médio do petróleo importado nesse período subiu de US\$ 29,72 em 2000 para US\$ 35,88 no acumulado em doze meses terminado em setembro de 2004.





Capítulo 3

É de suma importância para a estimação das equações através das quais pretendemos descrever as exportações e as importações, que determinemos primeiro a frequência ideal para os dados utilizados.

Vamos tomar como opções para a frequência dos dados a observação anual, trimestral e mensal. A utilização de dados anuais traria diversos problemas. Utilizando dados anuais, não poderíamos observar as mudanças mais bruscas na economia, pois o impacto delas ficaria diluído ao longo do ano. Na desvalorização ocorrida em 2002, por exemplo, ao utilizarmos o câmbio médio anual, não poderíamos observar a magnitude da mudança ocorrida no patamar da taxa de câmbio, pois a média do ano não refletiria adequadamente a crise, que se iniciou em meados do ano. Seria preciso, ainda, utilizar dados muito antigos para ter uma série longa o suficiente, o que inevitavelmente incluiria na amostra uma quantidade muito grande de quebras estruturais e descartaria todo o ano de 2004, pois ainda não temos dados para todo o ano. Sendo assim, descartamos a hipótese de utilizar dados anuais em nossas regressões.

Restam então com as opções de utilizar dados trimestrais ou mensais. A utilização de dados mensais, dada a maior frequência das observações, tem a vantagem de permitir que estimemos as equações utilizando uma amostra que não incluiria diversas quebras estruturais, por poder incluir apenas o período mais recente. Por outro lado, a série mensal é marcada por uma forte sazonalidade, o que exigiria a utilização de diversas dummies para retirar esse efeito, ou a dessazonalização de todas as séries, o que envolveria algum grau de arbitrariedade na escolha de procedimentos. A utilização das séries em frequência mensal também embute o problema de encontrar uma variável que se relacione com a demanda para as exportações que tenha essa frequência, já que o dado do PIB tipicamente tem frequência trimestral e acreditamos que a série de produção industrial não teria uma relação muito grande com as exportações brasileiras, já que grande parte da pauta de exportações brasileiras é composta de produtos manufaturados e de commodities agrícolas, que não seriam utilizados com insumos na produção industrial.

Restou-nos, portanto, utilizar os dados em frequência trimestral, pois embora para conseguir uma série longa o suficiente, tenhamos que incluir um período mais longo e, portanto, bastante díspares da economia nacional, nos permite utilizar a série do PIB

nacional e de países estrangeiros, disponíveis em frequência trimestral. Essa escolha nos permitirá ainda utilizar um número menor de dummies, pois embora ainda haja bastante sazonalidade na série trimestral, o número máximo de dummies que podemos ter que utilizar na estimação será três. Se utilizarmos os dados desde o primeiro trimestre de 1980 até o último trimestre de 2004, teremos 99 observações, o suficiente para o que pretendemos.

Como pudemos observar no capítulo anterior, o aumento nas exportações foi resultado tanto do aumento na quantidade embarcada quanto no preço recebido. Portanto, além de variáveis que dêem conta da demanda e da competitividade dos produtos nacionais, é preciso incluir uma que dê conta das variações que ocorrem nos preços internacionais dos produtos exportados e importados. Temos duas séries que podem ser usadas com esse propósito: o índice CRB, calculado pela agência Reuters, que acompanha os preços de diversas commodities nos mercados internacionais, e o índice de preço da Funcex, que acompanha o preço das mercadorias vendidas pelo Brasil. Como a série da Funcex é disponibilizada com frequência mensal e a do CRB diária, utilizaremos a média trimestral para nas nossas regressões. Acreditamos, no entanto, que a série do CRB seja inadequada para utilizar na estimação das importações, já que apenas uma parcela pequena da nossa pauta de importações é composta de commodities. Por essa razão, não vemos outra saída a não ser utilizar os dados da Funcex nessa estimação.

Por razões óbvias, discutidas no capítulo anterior, uma das variáveis a ser utilizada é a taxa de câmbio. Como também vimos no último capítulo, sabemos que a taxa de câmbio que realmente importa para o comércio internacional é a taxa de câmbio real, que leva em conta não apenas a variação da taxa de câmbio nominal, mas também do nível de preços internos e externos. Para isso, utilizaremos um índice calculado utilizando-se a taxa de câmbio nominal, o IPCA para medir a inflação brasileira e o índice de preços ao produtos norte-americano (também conhecido como PPI) como proxy para a inflação mundial. O índice foi construído com frequência mensal e base 100 em julho de 1994, primeiro mês de vigência do plano Real. O índice mensal encontrado foi então transformado em um índice trimestral calculando-se a média do índice mensal em cada trimestre.

Como proxy da demanda externa pelos nossos produtos, utilizaremos o PIB norte-americano e para a demanda interna por importados, a produção industrial medida pelo IBGE.

Como todas as variáveis são disponibilizadas em nível, vamos preferir utilizar o logaritmo natural delas, o que permitirá que os coeficientes de cada variável explicativa expressem a elasticidade da variável explicada a cada uma delas. Outra vantagem que esperamos obter com a utilização da forma logarítmica é reduzir a dispersão dos dados, diminuindo, assim, a influência de outliers sobre os resultados.

Capítulo 4 – Estimação

Procederemos então à análise individual das séries. Uma das primeiras características que precisamos checar é se elas são o resultado de um processo não-estacionário. A primeira forma de conferir isso é observando a FAC da série. Séries de dados geradas por processos não estacionários são caracterizadas por FACs que decaem lenta e linearmente, ao contrário dos processos MA, que apresentam um corte em determinado lag e AR, que apresentam decaimento exponencial. Embora seja um processo bastante informal e subjetivo, é possível perceber através dele os casos mais claros de não-estacionariedade.

Esse é o caso de todas as séries, tanto em nível quanto seus logaritmos naturais, que pretendemos usar nas nossas regressões. Embora as FACs de algumas tenham decaimento mais rápido que as de outras, nenhuma mostra o decaimento exponencial esperado de um processo AR ou o corte súbito em determinado lag, como seria esperado de um processo MA.

Entretanto, para determinar com absoluta certeza quais séries são estacionárias e quais não são, vamos fazer uso de um método formal. O teste que através do qual procuraremos determinar a existência ou não de estacionariedade nos nossos dados é o denominado Augmented Dickey-Fuller, cujo processo constitui na estimação de uma equação do tipo:

$$\nabla Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 * t + \gamma * Y_{t-1} + \beta_1 * \nabla Y_{t-1} + \beta_2 * \nabla Y_{t-2} + \dots + u_t.$$

Incluí-se aí o número de defasagens que for necessário para produzir resíduos sem correlação serial. Note-se que estamos incluindo na especificação do nosso teste a constante e a tendência determinística. Essa especificação, no entanto, aumenta as chances de que aceitemos erroneamente a hipótese de raiz unitária, pois o teste tem baixa potência e porque implica em perda de graus de liberdade. Seguiremos utilizando essa especificação do teste, pois, além de já termos evidências a favor da hipóteses de presença de raiz unitária em todas as nossas séries, preferimos utilizar a especificação mais genérica do teste.

Testamos então as seguintes hipóteses:

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma \neq 0$$

Se $\gamma = 0$, então há raiz unitária e a série é não-estacionária.

Realizando o teste ADF para as séries dos logs das variáveis originais (que são as séries que de fato usaremos em nossas regressões, como discutido acima) com três defasagens, encontramos os seguintes resultados:

- CRB: o teste apresentou p-valor superior a 0,1; ou seja, ao nível de confiança de 5%, não podemos descartar a hipótese nula de presença de raiz unitária.
- Produção Física Industrial: o teste novamente apresentou p-valor superior a 0,1, não sendo possível, novamente, descartar a hipótese nula ao nível de confiança de 5%.
- PIB real dos Estados Unidos: o teste apresentou p-valor inferior a 0,1, mas superior a 0,05.
- Taxa de câmbio real: o teste apresentou p-valor superior a 0,1 novamente.
- Quantum das exportações: o teste apresentou o mesmo resultado encontrado para a variável acima, p-valor acima de 0,1.
- Quantum das importações: resultado idêntico do encontrado para o quantum das exportações.
- Preço das exportações: p-valor acima e 0,1.
- Preço das importações: p-valor acima de 0,1.
- Exportações: o teste Augmented Dickey-Fuller também encontrou p-valor acima de 0,1 para a série do log das exportações
- Importações: resultado idêntico ao encontrado para as exportações: p-valor maior que 0,1.

Encontramos, portanto, forte evidência de presença de raiz unitária em todas as séries, com exceção talvez da série do PIB real dos Estados Unidos, que dependerá de qual o nível de significância utilizado para fazer o teste entre a série estacionária e a não estacionária, 10% ou 5%. Trataremos esta série com sendo não-estacionária também, preferimos usar o nível de significância de 5%. O exame de sua FAC também nos dá subsídios, ao decair lenta e linearmente, para concluirmos que a série foi gerada por um processo não-estacionário.

Precisamos então investigar se há alguma transformação linear que torne as séries não-estacionárias em séries estacionárias, ou se há combinações lineares entre as variáveis que sejam estacionárias, o que significaria que há uma relação estável de longo prazo entre as

séries. Uma regressão com essa combinação de séries não seria uma regressão espúria, ou seja, não indicaria a presença de uma relação aparentemente significativa entre variáveis completamente independentes.

Devemos, pois, testar a existência de cointegração nas combinações de variáveis que pretendemos usar nas nossas regressões. Para as exportações, temos as variáveis câmbio, CRB, preço de exportações, a própria série das exportações e o PIB real dos Estados Unidos. Temos então quatro combinações possíveis, dadas pela utilização do CRB como Proxy para os preços dos produtos exportados ou pela alternativa de utilizar o índice de preço das exportações da Funcex e pela utilização de um lag das exportações ou do índice de quantum da Funcex.

Faremos então o teste de Engle-Granger para conferir a existência de cointegração entre as duas possíveis combinações de variáveis na regressão. O teste consiste em realizar o teste ADF para os resíduos da regressão que pretendemos estimar, após ter realizado o teste ADF para cada uma das variáveis independentemente. No caso da equação em que usamos a variável CRB como proxy para o preço dos produtos exportados pelo Brasil e o lag da própria exportação, rejeitamos a hipótese de que os resíduos da regressão possuam estacionariedade ao nível de confiança e 5%, pois o p-valor encontrado no teste é inferior a 0,01, o que significa dizer que as variáveis utilizadas possuem cointegração, e, portanto, a regressão não é espúria.

Devemos agora testar a regressão que utiliza o índice de preços da Funcex e o lag das exportações. O teste não permite rejeitar a hipóteses nula de existência de raiz unitária nos resíduos da regressão, pois encontramos p-valor superior a 0,1. Por isso, eliminamos a possibilidade de usarmos essa combinação de variáveis na regressão.

Realizando agora o teste para incluindo o índice CRB e o índice de quantum das exportações, encontramos p-valor inferior a 0,01, descartando a hipótese de que os resíduos são estacionários, ao nível de significância de 5%.

Finalmente, o resultado do teste incluindo o índice de preços e o índice de quantum da Funcex é um p-valor entre 0,05 e 0,025, descartando a hipótese de que os resíduos são estacionários, ao nível de significância de 5%.

Realizamos então as seguintes regressões para as exportações:

$$\text{Equação 1: } \ln(\text{export}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{export})_{-1} + \beta_2 \ln(\text{câmbio}) + \beta_3 \ln(\text{CRB}) + \beta_4 \ln(\text{pibus}) + \beta_5 \text{seas01} + \beta_6 \text{seas02} + \beta_7 \text{seas03} + u$$

Equação 2: $\ln(\text{export}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{export})_{-1} + \beta_2 \ln(\text{c\`ambio}) + \beta_3 \ln(\text{ipre\`c}) + \beta_4 \ln(\text{pibus}) + \beta_5 \text{seas01} + \beta_6 \text{seas02} + \beta_7 \text{seas03} + u$

Equação 3: $\ln(\text{export}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{iqtum})_{-1} + \beta_2 \ln(\text{c\`ambio}) + \beta_3 \ln(\text{ipre\`c}) + \beta_4 \ln(\text{pibus}) + \beta_5 \text{seas01} + \beta_6 \text{seas02} + \beta_7 \text{seas03} + u$

Equação 4: $\ln(\text{export}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{qtum})_{-1} + \beta_2 \ln(\text{c\`ambio}) + \beta_3 \ln(\text{CRB}) + \beta_4 \ln(\text{pibus}) + \beta_5 \text{seas01} + \beta_6 \text{seas02} + \beta_7 \text{seas03} + u$

Onde:

seas01 = dummy para a sazonalidade. Assume valor 1 quanto o período corresponde ao primeiro trimestre do ano

seas02 = dummy para a sazonalidade. Assume valor 1 quanto o período corresponde ao segundo trimestre do ano

seas03 = dummy para a sazonalidade. Assume valor 1 quanto o período corresponde ao terceiro trimestre do ano

export = exportações trimestrais

c\`ambio = índice da cotação real do dólar

CRB = índice CRB de commodities

iqtum = índice de quantum da Funcex

ipre\`c = índice de preço da Funcex

Encontramos então os seguintes resultados para os coeficientes:

Equação 1: $\ln(\text{export}) = -6,790784 + 0,518908 \ln(\text{export})_{-1} + 0,094567 \ln(\text{c\`ambio}) + 0,555286 \ln(\text{CRB}) + 0,855251 \ln(\text{pibus}) - 0,079068 \text{seas01} + 0,145186 \text{seas02} + 0,110017 \text{seas03}$

Equação 2: $\ln(\text{export}) = -4,864564 + 0,638236 \ln(\text{export})_{-1} + 0,118531 \ln(\text{c\`ambio}) + 0,455572 \ln(\text{ipre\`c}) + 0,619954 \ln(\text{pibus}) - 0,067737 \text{seas01} + 0,179384 \text{seas02} + 0,120577 \text{seas03}$

Equação 3: $\ln(\text{export}) = -4,290695 + 0,613723 \ln(\text{iqtum})_{-1} + 0,089147 \ln(\text{c\`ambio}) + 0,964604 \ln(\text{ipre\`c}) + 0,661272 \ln(\text{pibus}) - 0,071864 \text{seas01} + 0,173393 \text{seas02} + 0,119177 \text{seas03}$

Equação 4: $\ln(\text{export}) = -5,560091 + 0,498152 \ln(\text{qtum})_{-1} + 0,010316 \ln(\text{c\`ambio}) + 0,747024 \ln(\text{CRB}) + 0,923650 \ln(\text{pibus}) - 0,082943 \text{seas01} + 0,136625 \text{seas02} + 0,108261 \text{seas03}$

Observando os p-valores encontrados, vemos que na equação 3 o p-valor do coeficiente estimado para o log natural da variável câmbio é 0,1138, ou seja, a variável seria não-

significante ao nível de confiança de 10%. O mesmo acontece na equação 4, em que o p-valor do coeficiente da variável câmbio é igual a 0,7951. O resultado contradiz as expectativas, pois a taxa de câmbio é essencial para determinar a rentabilidade em moeda nacional das exportações e para determinar a competitividade dos produtos nacionais no exterior. Esse efeito ocorre provavelmente pela presença da variável *iqtum* na equação 4 e pela presença de *iqtum* e *ipreç* na equação 3, uma vez que, como já vimos, as duas variáveis têm forte correlação com o câmbio, o que faz com que a utilização delas na regressão retire significância da variável câmbio

Eliminadas duas equações, vamos nos concentrar na comparação das duas restantes. Podemos utilizar diversos critérios para escolher a melhor alternativa: observar a presença de raiz unitária nos erros, a normalidade dos mesmos, observar a estatística de Durbin-Watson, o R^2 e o R^2 ajustado, os p-valores dos coeficientes estimados, os valores encontrados para os coeficientes e a observação da FAC e da FACP.

Fazendo o teste de raiz unitária nos resíduos de ambas as séries, encontramos p-valor igual a 0, o que significa que podemos rejeitar a hipótese nula de que há raiz unitária nos resíduos das duas regressões.

Para determinar a normalidade dos erros, vamos observar a assimetria e a curtose dos erros, além da estatística de Jarque-Bera, calculada com base nesses dados. Para os resíduos da equação 1, a assimetria é -1,348120 e a curtose 9,962765, resultando numa estatística de Jarque-Bera igual a 213,7076. Já para os resíduos da equação 2, a assimetria é -1,302931 e a curtose 8,488526, fazendo com que a estatística de Jarque-Bera seja 141,5053. Para uma série de resíduos perfeitamente normal, a assimetria seria igual a zero e a curtose igual a 3, criando uma estatística de Jarque-Bera igual a 0, já que a fórmula para calcular a estatística de Jarque-Bera é:

$$JB = n\left\{\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24}\right\}$$

Passamos então à análise da estatística de Durbin-Watson, que mede a correlação serial de primeira ordem dos resíduos. Para uma série em que não há correlação serial dos resíduos, que é o que desejamos, a estatística de Durbin-Watson deve ser, idealmente, igual a 2. Quanto mais alta a correlação positiva, mas o resultado da estatística de Durbin-Watson se aproxima de 0, e quanto mais alta a correlação negativa, mais a estatística se aproximará de 4. Para a equação 1, temos uma estatística de Durbin-Watson igual a 1,760733, contra 1,714802 na equação 2. Ou seja, a estatística indica um resultado melhor

para a equação 1, mas ambas estão bem próximas uma da outra e relativamente próximas do número desejado, que é 2.

Passamos então a observar o R^2 e o R^2 ajustado das regressões. Para a equação 1, os resultados encontrados foram 0,960990 e 0,957739, respectivamente. Já para a equação 2, encontramos 0,953491 e 0,949615. Ou seja, ambos indicam que alguma superioridade da equação 1 sobre a equação 2.

Os p-valores dos coeficientes estimados na regressão da equação 1 são iguais a zero, exceto para os coeficientes das variáveis seas01 e ln(câmbio), que são 0,0030 e 0,0088. Ou seja, estatisticamente significantes ao nível de 1% em ambos os casos. Já os p-valores dos coeficientes das variáveis na equação 2 são iguais a zero, exceto em três casos. Para as variáveis seas01, ln(câmbio) e ln(ipreç) os p-valores encontrados foram 0,0184, 0,0313 e 0,0288. Embora indiquem significância ao nível de confiança de 1% para todas os coeficientes estimados, os três p-valores são superiores aos encontrados para a equação 1.

Dessa forma, e somado ao fato de que, quando fizemos o teste de Engle-Granger, não encontramos evidências para afirmar que há cointegração entre as variáveis da equação 2, ela será descartada. Ficamos então apenas com a equação 1.

Para as importações, dadas as variáveis disponíveis, temos duas opções de equação:

Equação 5: $\ln(\text{import}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{import})_{-1} + \beta_2 \ln(\text{preçimp}) + \beta_3 \ln(\text{prodfis}) + \beta_4 \ln(\text{câmbio}) + \beta_5 \text{seas01} + \beta_6 \text{seas02} + \beta_7 \text{seas03} + u$

Equação 6 $\ln(\text{import}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{qtumimp})_{-1} + \beta_2 \ln(\text{preçimp}) + \beta_3 \ln(\text{prodfis}) + \beta_4 \ln(\text{câmbio}) + \beta_5 \text{seas01} + \beta_6 \text{seas02} + \beta_7 \text{seas03} + u$

Onde:

import = importações trimestrais

preçimp = índice de preços das importações da Funcex

prodfis = média trimestral do índice mensal de produção física industrial do IBGE

câmbio = índice de câmbio real

seas01 = dummy para a sazonalidade. Assume valor 1 quando o período corresponde ao primeiro trimestre do ano

seas02 = dummy para a sazonalidade. Assume valor 1 quando o período corresponde ao segundo trimestre do ano

seas03 = dummy para a sazonalidade. Assume valor 1 quando o período corresponde ao terceiro trimestre do ano

Realizamos as regressões pelo método dos mínimos quadrados ordinários e encontramos os seguintes resultados:

$$\text{Equação 5: } \ln(\text{import}) = - 2.058359 + 0,910456*\ln(\text{import})_{-1} + 0,119939*\ln(\text{preçimp}) + 0,651771*\ln(\text{prodfis}) - 0,118297*\ln(\text{câmbio}) + -0,176392*\text{seas01} + 0,015598*\text{seas02} + 0,060000*\text{seas03} + u$$

$$\text{Equação 6 } \ln(\text{import}) = 1.049707 + 0,887488*\ln(\text{qtumimp})_{-1} + 0,684609*\ln(\text{preçimp}) + 0,421057*\ln(\text{prodfis}) - 0,146031*\ln(\text{câmbio}) - 0,166947*\text{seas01} + 0,022901*\text{seas02} + 0,061207*\text{seas03} + u$$

Ao observar os p-valores dos coeficientes estimados, no entanto, encontramos valores que mostram não-significância dos coeficientes encontrados para as variáveis seas02, $\ln(\text{preçimp})$ e para o intercepto, ao nível de confiança de 5% na regressão da equação 1.

Na regressão da equação 2, encontramos não-significância ao nível de confiança de 5% para o intercepto e para o coeficiente da variável seas02. Podemos facilmente eliminar a variável seas02 de ambas as equações, pois o que o resultado da regressão indica é que não há sazonalidade no segundo trimestre do ano.

Os novos resultados foram os seguintes:

$$\text{Equação 5: } \ln(\text{import}) = - 1,958656 + 0,908190* \ln(\text{import})_{-1} + 0,108703*\ln(\text{preçimp}) + 0,649521*\ln(\text{prodfis}) - 0,120338*\ln(\text{câmbio}) - 0,184182*\text{seas01} + 0,051932*\text{seas03} + u$$

$$\text{Equação 6 } \ln(\text{import}) = 1,187420 + 0,884038* \ln(\text{qtumimp})_{-1} + 0,665418*\ln(\text{preçimp}) + 0,418986*\ln(\text{prodfis}) - 0,149070*\ln(\text{câmbio}) - 0,178389*\text{seas01} + 0,049362*\text{seas03} + u$$

A nova regressão fez com que todos os coeficientes estimados da regressão da equação 6 fossem significantes. Por outro lado, o coeficiente estimado da variável $\ln(\text{preçimp})$ na equação 5 continua apresentando não-significância ao nível de confiança de 5%. Não podemos, no entanto, descartar a variável e fazer a regressão sem ela, pois sabemos que é relevante para a determinação da variável explicada. Dessa forma, descartaríamos a equação 5, ficando apenas com a equação 6.

Antes de fazê-lo, vamos observar então as mesmas estatísticas que observamos nas regressões das exportações. Primeiro, a as estatísticas referentes à normalidade dos resíduos. A curtose dos resíduos é 3,601648 e a assimetria -0,042697, gerando uma estatística de Jarque-Bera de 1,430931, o que mostra boa evidência de que os resíduos têm distribuição normal.

O teste ADF feito na série dos resíduos gerados pela regressão registrou p-valor igual a 0, permitindo que nós descartemos a hipótese nula de presença de raiz unitária. Esse resultado, no entanto, contradiz o que foi encontrado no teste de engle-granger.

A estatística de Durbin-Watson nos dá boa evidência de que não há correlação serial nos resíduos. Registramos 2,111221, valor muito próximo de 2, que é o valor ideal para a estatística.

Ficamos então, em definitivo, com as seguintes equações:

$$\text{Exportações: } \ln(\text{export}) = -6,790784 + 0,518908*\ln(\text{export})_{-1} + 0,094567*\ln(\text{câmbio}) + 0,555286*\ln(\text{CRB}) + 0,855251*\ln(\text{pibus}) - 0,079068*\text{seas01} + 0,145186*\text{seas02} + 0,110017*\text{seas03} + u$$

$$\text{Importações: } \ln(\text{import}) = 1,187420 + 0,884038*\ln(\text{qtumimp})_{-1} + 0,665418*\ln(\text{preçimp}) + 0,418986*\ln(\text{prodfis}) - 0,149070*\ln(\text{câmbio}) - 0,178389*\text{seas01} + 0,049362*\text{seas03} + u$$

A interpretação dos interceptos estimados faz pouco sentido, uma vez que não esperamos obter valores iguais a zero para todas as variáveis incluídas na regressão. Como notamos anteriormente, os coeficientes estimados possuem os sinais esperados deles, de acordo com a teoria econômica, e mesmo os valores encontrados para cada um estão mais ou menos dentro do esperado, embora o valor encontrado para o coeficiente dos preços de importações esteja um pouco abaixo do esperado, que seria algo mais próximo de 1, não descartamos que, com o aumento dos preços, a quantidade de produtos importados adquiridos caia, contrabalançando o efeito sobre o valor total que o aumento dos preços tem. O coeficiente estimado para o lag das importações é bastante alto também, refletindo uma maior persistência do resultado encontrado no período anterior do que a encontrada para as exportações. É interessante notar ainda como a elasticidade das exportações ao crescimento norte-americano, utilizado como proxy do crescimento mundial, é próxima de 1, revelando que a fatia do consumo que é destinado às aquisições externas é basicamente constante. Podemos ainda concluir que, se o coeficiente estimado refletir exatamente a realidade, o crescimento industrial brasileiro se reflete aproximadamente 42% em importações. Isso deve, assim, diminuir o impacto líquido que o crescimento industrial tem no PIB nacional, pois para cada 1% de crescimento que apresentar, as importações subirão em torno de 0,42%.

Capítulo 5 – Conclusão

Dada a importância da balança comercial para a determinação do equilíbrio das nossas contas externas e para a economia como um todo, conforme discutido extensamente no decorrer desse trabalho, buscamos encontrar os determinantes para o desempenho do comércio exterior brasileiro.

Procuramos explicar tanto as mudanças ocorridas no passado quanto criar subsídios para a formação de expectativas para o desempenho futuro das mesmas, dada uma certa expectativa para o cenário econômico futuro. Usamos, como base, a teoria econômica existente e a observação do comportamento das variáveis que a teoria aponta como mais relevantes, tentando demonstrar como as mudanças em cada uma das diversas variáveis impactaram os fluxos de comércio e, por conseguinte, a economia brasileira e as políticas macroeconômicas praticadas.

Pudemos notar como o recente processo de expansão dos fluxos comerciais, em especial das exportações, permitiu que o país se libertasse do histórico de déficits em conta corrente, chegando a um superávit que, de acordo com a pesquisa Focus do Banco Central, feita entre os economistas de instituições financeiras, chegará a US\$ 10,5 bilhões em 2004 e US\$ 3,80 bilhões em 2005.

Essa nova situação permite que o país cresça sem o limitante das contas externas, que freqüentemente frearam o crescimento do país, uma vez que o crescimento estimula as importações, que por sua vez, aumentam o déficit em conta corrente, que acabam forçando algum tipo de freio na atividade econômica, ou através de políticas governamentais ou através de uma crise no balanço de pagamentos. A nova situação do país deve permitir crescimento econômico de 3,5% ano que vem, mantendo superávit em conta corrente, apesar de que menor que o observador esse ano, ainda de acordo com a pesquisa do Banco Central.

Tentamos então encontrar, através não somente da observação de dados e da teoria macroeconômica, como também da econometria, o impacto das variações observados em diversos indicadores na balança comercial. Encontramos valores para a elasticidade das exportações e das importações às diversas variáveis que mostraram serem mais relevantes. Isso nos permite saber, com um grau maior de certeza, qual o impacto da variação percentual de cada variável sobre os fluxos de comércio e, dessa forma, obter maior consistência nos projeções feitas com os diversos cenários que podem ser projetados.

Observamos por exemplo, que o impacto das variações cambiais nos volumes importados e exportados é pequeno, de cerca de -15% e 10%, respectivamente, para cada um por cento de desvalorização. Isso mostra que a idéia bastante veiculada por empresários recentemente de que o governo deveria intervir no câmbio para buscar uma taxa mais favorável para as exportações não tem muito fundamento, pois o impacto nas exportações será pequeno, embora certamente impacte diretamente nos lucros das exportadoras.

Bibliografia

- Krugman, Paul R. E Obstfeld, Maurice; "Economia Internacional - Teoria e Prática", Editora Makron
- Wooldridge, Jeffrey M., "Introductory Econometrics: A Modern Approach", South-Western College Publications
- Piccinini, Maurício Serrão; Puga, Fernando Pimentel; "A Balança Comercial Brasileira: Desempenho no Período 1997/2000 – BNDES, Textos para Discussão nº 90, Setembro de 2001”.
- Braga, Helson C.; Rossi, José W.; “Balança Comercial e Dinâmica da Desvalorização Cambial no Brasil, 197/84”