

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADECATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE COMMODITIES E SUA
DEPENDÊNCIA EM RELAÇÃO À TAXA DE CÂMBIO.

REINALDO LIMA BARRETO JUNIOR

No. de matrícula 00168871

Orientador: Roberto Iglesias.

Dezembro de 2003

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realiza-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”.

Gostaria de agradecer ao professor Roberto Iglesias pelas contribuições dadas ao longo do semestre.

Índice

Introdução	6
Radiografia das Exportações Brasileiras.	8
O Brasil Exporta Pouco.	8
Especialização, não; diversificação, sim.	9
Exportação de Manufaturados.	11
Dinamismo das Exportações Brasileiras.	11
Análise do dinamismo exportador brasileiro entre 1964 e 2002.	17
O desempenho exportador nos anos 90.	19
A política de apoio às exportações no Brasil entre 1964 e 2002.	20
A política até 1990: centralização institucional, subsídios e minidesvalorizações cambiais.	21
A política pós-90: a remontagem do sistema público de apoio às exportações.	21
Estimação de Equações de Exportação de Commodities Brasileiras.	24
Carne de Bovino	27
Soja Triturada	28
Café Cru em Grão	29
Farelo e Resíduos de Óleo de Soja.	30
Açúcar de Cana, em Bruto.	30
Óleo de Soja Bruto.	31
Açúcar Refinado.	32
Exportação de Açúcar de Cana em Bruto.	34
Exportação de Farelo e Resíduo de Óleo de Soja.	35
Exportação de Café Cru em Grão.	36
Exportações de Soja Triturada.	37
Exportações de Carne de Bovino.	38
Exportações de Açúcar Refinado.	39
Exportações de Óleo de Soja Bruto.	40
Taxa de Câmbio Real.	40
Renda Mundial.	41
Novo Modelo das Exportações de Carne de Bovino.	43
Novo Modelo das Exportações de Soja Triturada.	43
Novo Modelo das Exportações de Açúcar de Cana em Bruto.	44
Novo Modelo das Exportações de Café Cru em Grão.	44
Novo Modelo das Exportações de Farelo e Resíduo de Óleo de Soja.	45
Novo Modelo das Exportações de Açúcar Refinado.	45
Novo Modelo das Exportações de Óleo de Soja Bruto.	46
Modelo Simples das Exportações de Carne de Bovino.	47
Modelo Simples das Exportações de Soja Triturada.	47
Modelo Simples das Exportações de Açúcar de Cana em Bruto.	48
Modelo Simples das Exportações de Café Cru em Grão.	48
Modelo Simples de Exportações de Farelo e Resíduos de Óleo de Soja.	49
Modelo Simples de Exportações de Açúcar Refinado.	49
Modelo Simples das Exportações de Óleo de Soja Bruto.	49

Conclusão.....	51
Bibliografia	52

Introdução

Com o avanço da globalização, tornou-se cada vez mais acirrada a disputa por novos mercados, fazendo com que os países se especializassem na produção dos bens nos quais possuem vantagens comparativas. Como sabemos, o Brasil, devido a seu clima e abundância de terras, possui enorme vantagem (comparativa) na produção de commodities em relação à maioria dos países estrangeiros, o que torna as exportações desses produtos muito influentes sobre o saldo da balança comercial. É aí que entra a grande discussão sobre o desempenho (dinamismo) exportador brasileiro, isto é, existe um argumento de que as exportações brasileiras não crescem porque exportamos produtos pouco dinâmicos no comércio internacional (os produtos básicos). Dessa forma, há um impasse, visto que existem dois tipos de idéias defendidas por economistas: A primeira, muito generalizada no planalto paulista, entende que exportar commodities é ruim e não resolve; A segunda idéia afirma que a maneira mais rápida de expandir as exportações é expandindo os produtos com vantagem comparativa no comércio internacional.

Essa discussão já existe há bastante tempo e, parece que essa divergência de idéias irá prevalecer por um bom tempo. Assim, no primeiro capítulo desse estudo (“Radiografia das Exportações Brasileiras”), tentamos esclarecer essa divergência através da evolução das exportações brasileiras e o caminho que deve ser tomado para que estas exportações tornem-se mais dinâmicas e, conseqüentemente, levem o Brasil a uma melhor posição no comércio internacional. No segundo capítulo (“Análise do Dinamismo Exportador”) damos ênfase a uma análise sobre as políticas de apoio às exportações. Por fim, o terceiro e último capítulo, baseia-se na realização de uma regressão, onde poderemos observar os efeitos das variáveis independentes sobre a

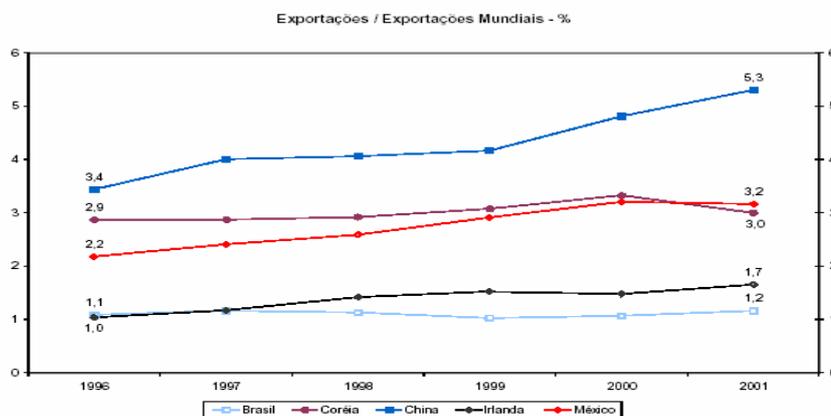
variável dependente e qual (ou quais) variáveis revelaram-se estatisticamente não-significantes.

Radiografia das Exportações Brasileiras.

Esse artigo enfatiza os resultados pertinentes às exportações, procurando contribuir com a decisiva questão de como o país poderá ampliar suas exportações em um momento que o novo governo anuncia como uma de suas políticas mais relevantes, o apoio à exportação. Cabe observar que o aumento das exportações é a condição para que o país consolide em 2003 e nos próximos anos, um ajuste externo que, em 2002, foi obtido essencialmente por queda de importações. Sendo assim, daremos prosseguimento a este capítulo analisando as exportações brasileiras e sobre o caminho a ser seguido.

O Brasil Exporta Pouco.

As exportações brasileiras foram de US\$ 58 bilhões em 2001 e US\$ 60 bilhões em 2002, o que corresponde a 12% do P.I.B.. Comparando esse resultado com os demais países emergentes e com os países desenvolvidos temos que: A média de 17 principais países emergentes é 29% do P.I.B. enquanto que entre os 10 principais países desenvolvidos, a média é de 14% do P.I.B., muito influenciada pelo resultado dos E.U.A.(6,5% do P.I.B.). Porém, excluindo esse país, a média salta para 21%. Da mesma forma, é baixa a expressão do comércio exterior brasileiro (exportações mais importações) relativamente ao P.I.B., apenas 23% em 2001. Além disso, as exportações brasileiras representam apenas 1,2% do total mundial, perdendo espaço para países como México, Irlanda e China que, entre 1996 e 2001, aumentaram significativamente (entre 1 e 2 pontos percentuais) sua participação no comércio mundial. Podemos observar isso no gráfico abaixo:

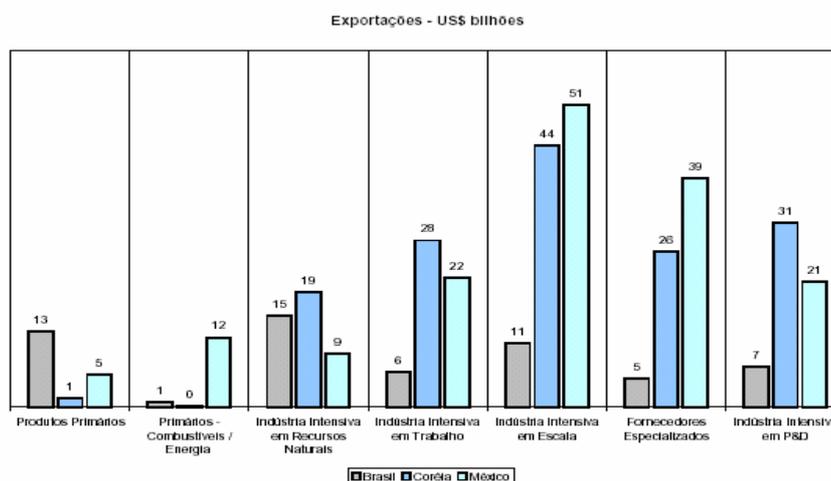


Desse modo, a participação brasileira no comércio mundial poderá crescer se o atrativo cambial das exportações for mantido por um período de tempo suficientemente longo e se forem executadas políticas adequadas, sendo estas políticas voltadas para a diversificação da pauta exportadora que é o próximo passo do estudo realizado nesse primeiro capítulo.

Especialização, não; diversificação, sim.

O Brasil já tem e pode desenvolver mais ainda uma pauta exportadora diversificada. Isso ocorre porque o Brasil tem o que muitos outros países emergentes não têm: uma forte base exportadora agropecuária e agroindustrial. Isso lhe confere a vantagem de possuir uma pauta de exportação diversificada, o que é importante como proteção das exportações totais frente às oscilações de comércio exterior. Já para desenvolver uma pauta exportadora mais diversificada, o Brasil teria que aproveitar o potencial que tem em exportar mais nos segmentos industriais onde o país exporta relativamente pouco em comparação com outros países emergentes, tais como nos segmentos de indústrias intensivas em trabalho, capital, P&D e fornecedores especializados. Com a utilização do gráfico abaixo, podemos

observar o que foi dito anteriormente comparando as exportações brasileiras com as do México e Coréia:



Portanto, podemos concluir que da agropecuária à indústria, dos bens e serviços da “velha” aos produtos da “nova economia”, o país tem potencialidades mais amplas do que aproveita em termos de exportação. Assim, o caminho brasileiro é o da diversificação das exportações e não o da especialização, pois a diversificação das exportações é uma condição para uma maior proteção das exportações brasileiras totais contra as oscilações de conjunturas do mercado internacional e contra o protecionismo internacional que prevalece nos mercados de produtos básicos. Logo, o papel da política de exportação é retirar os entraves e estimular esse processo.

Sabemos que para desenvolver uma pauta exportadora mais diversificada, o Brasil teria que aproveitar o potencial que tem em exportar mais nos segmentos industriais onde o país exporta relativamente pouco em comparação com outros países emergentes. Desta forma, analisaremos a seguir como variou, nos últimos anos, a exportação de produtos manufaturados.

Exportação de Manufaturados.

A participação da exportação de manufaturados está estagnada pois há quase duas décadas (desde 1984) a exportação de manufaturados corresponde à cerca de 55% das exportações brasileiras. Nos casos de maior êxito exportador entre os países de economia emergente, essa proporção é próxima ou supera 80%, sendo que a média mundial é 81%.

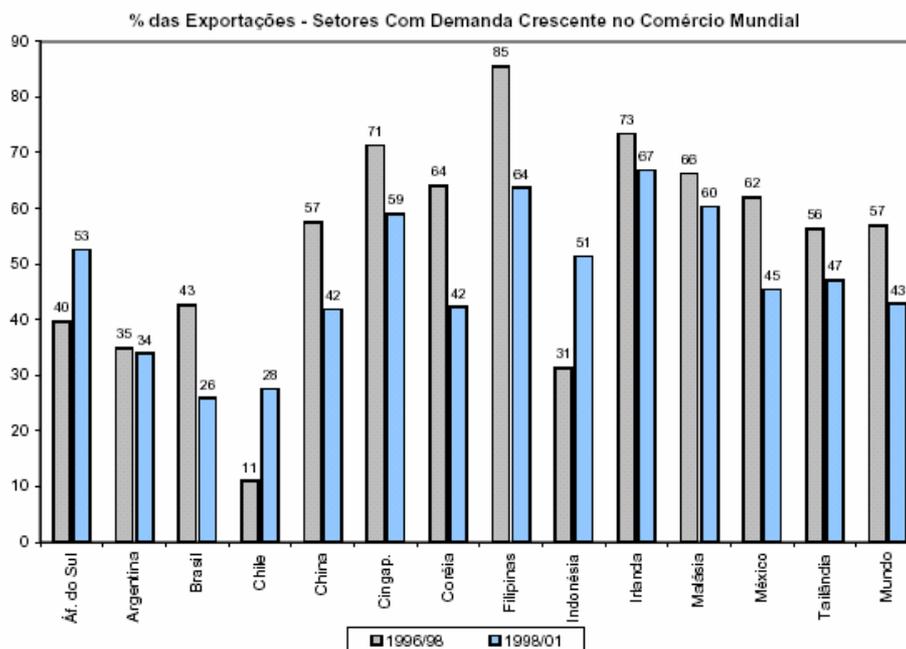
Para promover à exportação de manufaturados deve-se adotar políticas eficazes como as que foram utilizadas para promover a exportação de produtos primários. Neste caso, ao lado das políticas de ampliação do acesso a mercados externos, desenvolvimento tecnológico, crédito ao custeio e a modernização do maquinário agrícola, que têm auxiliado na exportação de produtos primários, serão necessárias, para promover a exportação de manufaturados, políticas tão eficazes quanto estas para a promoção da competitividade, desenvolvimento de marcas, inovação e atração de investimentos nos setores industriais. O investimento da empresa brasileira no exterior é também um instrumento de incentivo à exportação de manufaturados.

Considerando-se que, além de ter uma pauta exportadora diversificada, é importante que os produtos exportados sejam dinâmicos no comércio exterior, promovendo o aumento das exportações brasileiras, devemos analisar o dinamismo das exportações brasileiras.

Dinamismo das Exportações Brasileiras.

Considerando setor de “demanda crescente” como aquele cujo valor da exportação mundial aumentou como percentual da exportação de todos os setores em um determinado período, podemos afirmar que a exportação brasileira de produtos de “demanda crescente” no comércio mundial é pequena, visto que apenas 26% das exportações brasileiras foram, em 2001, de produtos de setores nessa categoria. O gráfico abaixo mostra a

porcentagem das exportações dos setores com demanda crescente no comércio mundial de cada país. Observe que o Brasil apresentou o mais baixo índice entre todos os países emergentes e países desenvolvidos analisados:

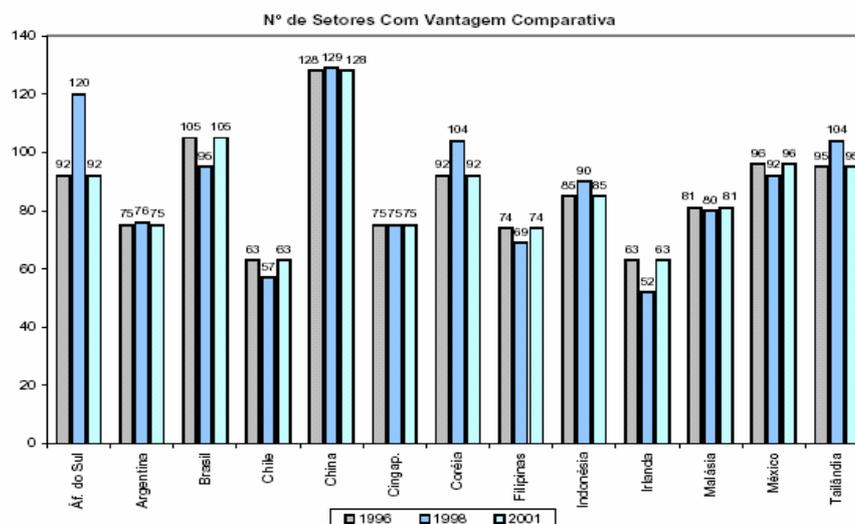


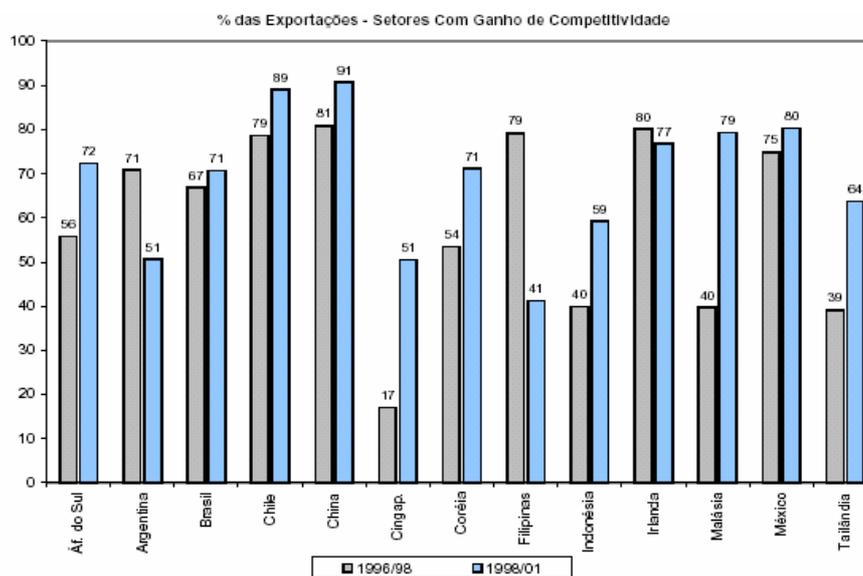
Sabemos que o valor da exportação mundial como percentual da exportação de todos os setores pode sofrer alterações através de variações na quantidade exportada dos produtos do setor ou por quedas de preços desses produtos nos mercados internacionais, ou ainda por uma combinação de ambos. Assim, a desvantagem brasileira na exportação de produtos nessa categoria pode ser explicada pelo fator preço, isto é, pela queda de preços de importantes produtos de exportação brasileiros, sobretudo commodities agrícolas, cujas cotações nos mercados internacionais são negativamente influenciadas pelos subsídios e protecionismo praticados por países de economia desenvolvida.

Dessa maneira, concluímos que um dos mais importantes instrumentos para que o país procure se posicionar melhor no comércio mundial é ampliar a exportação de manufaturados, o que permite maior agregação de valor na cadeia produtiva.

Como foi dito anteriormente, ampliar a exportação de manufaturados é um dos principais instrumentos para que o país procure se posicionar melhor no comércio mundial. Porém, este não é o único instrumento. Existe um outro fator muito importante que pode levar o Brasil a ter um melhor posicionamento no comércio mundial que é ter competitividade em produtos dinâmicos no comércio mundial. Logo, exportar produtos nos quais o Brasil tenha competitividade é condição básica para as exportações brasileiras terem êxito. Mas, se esses produtos tiverem dinamismo no comércio mundial, nossas exportações poderão crescer mais.

Observando os dois gráficos a seguir, podemos concluir que:





Com a mudança da política cambial em 1999, aumentou o número de setores de exportação brasileiros com vantagem comparativa, e os produtos de exportação ganharam competitividade, onde ganho de competitividade é entendido como aumento da participação da exportação de um determinado setor de um país na exportação mundial desse setor, ou seja, houve um aumento do “market share” dos produtos de exportação brasileiros. Isso pode ser observado pelo fato das exportações brasileiras desses setores representarem 71% das exportações totais em 2001. Todavia, isso não se traduziu em um aumento vigoroso das exportações porque as exportações brasileiras têm um grande peso em setores sem dinamismo no comércio mundial.

Definindo setores “ótimos” como aqueles setores onde as exportações tem ganho de competitividade e essas exportações têm demanda crescente no comércio mundial, pode-se afirmar que as exportações brasileiras não tiveram um aumento vigoroso com a desvalorização cambial porque a exportação brasileira desses setores correspondia a 19% do total exportado do país, um dos menores índices entre os países emergentes.

Para encerrarmos a explanação sobre o dinamismo das exportações brasileiras, devemos analisar mais dois tipos de setores: os “setores em decadência” e os “setores muito dinâmicos”. Denominando-se “setores em decadência” no comércio exterior os setores cujas exportações mundiais, em valor, tiveram crescimento negativo no período 1996-2001 e “setores muito dinâmicos” aqueles cujas exportações mundiais cresceram anualmente 5% ou mais (em média, as exportações mundiais cresceram 2,5% nesse período), detendo-nos ao caso brasileiro, concluímos que: Nas exportações brasileiras, os “setores em decadência” correspondiam a 32% do total em 2001, enquanto que a média mundial era de 18%. Já os “setores muito dinâmicos” respondiam por 15% das exportações brasileiras, sendo 26% o padrão mundial. Como nenhum país emergente ou desenvolvido analisado tinha índice maior de exportação de “setores em decadência” do que o Brasil e nenhum país tinha índice de exportação de “setores muito dinâmicos” menor do que o brasileiro, podemos afirmar que no campeonato do dinamismo das exportações o Brasil é o último colocado.

Esse quadro pode ser alterado com o uso da tecnologia. Isso é verdade porque a tecnologia é cada vez mais o instrumento de manutenção/aumento ou de conquista de competitividade, até mesmo em setores onde as vocações naturais brasileiras conferem grande vantagem comparativa ao país.

Considerando-se que desenvolvimento tecnológico é também atrair investimentos internos e externos para setores denominados de “alta” ou “média-alta” tecnologia, exportar mais desses produtos de alto ou médio-alto conteúdo tecnológico não é o único, mas, certamente, é o instrumento mais seguro para ampliar o dinamismo das exportações.

Por fim, analisaremos a participação brasileira nas exportações mundiais chegando ao término do estudo sobre a “Radiografia das Exportações Brasileiras”.

Baseando-se nos diversos indicadores já mencionados, detalharemos a participação das exportações brasileiras no comércio mundial. Como foi dito,

o Brasil tem uma pauta de exportação diversificada, incluindo as exportações da indústria intensiva em P&D que se desenvolveu nos últimos anos. No entanto, somente em produtos primários agrícolas, produtos primários minerais e na indústria intensiva em recursos agrícolas as exportações brasileiras têm expressão mundial, participando com 4% a 7% nas exportações mundiais. No restante, a participação brasileira é pequena, particularmente em fornecedores especializados e indústria intensiva em P&D, com participação nas exportações mundiais em torno a 0,5%, sendo que, no geral, a participação das exportações brasileiras representam 1,2% das exportações mundiais.

Além destas, podemos citar outras duas características da participação brasileira no comércio mundial: A primeira, seria a diminuta participação brasileira nas exportações mundiais de produtos de “demanda crescente” (0,5%), de setores dinâmicos e muito dinâmicos no comércio mundial e de setores de alta ou média-alta tecnologia (aproximadamente 0,7%) e, a segunda, é que a participação brasileira é mais expressiva (entre 1,5% e 2%) em setores de demanda decrescente e em regressão e em setores de baixa intensidade tecnológica.

Dando seqüência ao nosso estudo, analisaremos no próximo capítulo as políticas de apoio às exportações.

Análise do dinamismo exportador brasileiro entre 1964 e 2002.

De 1970 aos dias de hoje, a análise das políticas de apoio às exportações brasileiras baseavam-se em duas frentes de estudos: O primeiro conjunto de estudos concentrou-se na avaliação econômica das políticas e, em especial, dos subsídios e incentivos por elas mobilizadas. Esse conjunto de estudos voltou-se para os instrumentos de apoio às exportações implementadas em meados dos anos 60 e na década de 70 e que configuraram um ciclo de políticas que se esgotaria ao longo dos anos 80. Já o segundo conjunto de estudos foi realizado concomitantemente com a remontagem do sistema público de apoio às exportações, na segunda metade dos anos 90. Estes estudos foram de grande utilidade pois serviram como contribuições técnicas para as políticas, ajudando na identificação dos obstáculos a serem superados e dos objetivos a serem perseguidos.

Os estudos econômicos analisados por Roberto Iglesias e Pedro Motta Veiga no artigo “Políticas de incentivo às exportações no Brasil entre 1964 e 2002: resenha dos estudos selecionados” devem ser compreendidos com base em um duplo referencial: o desempenho real das exportações brasileiras, que é o objeto das políticas, e as políticas de apoio às exportações, que é o objeto dos estudos.

A análise do dinamismo exportador brasileiro entre 1964 e 2002 deve ser separada em dois períodos: O primeiro, que vai de 1964 a 1990 e, o segundo, que analisa o desempenho exportador pós-1990.

Durante o primeiro período, ou seja, entre 1964 e 1990 as exportações brasileiras tiveram um duplo movimento: houve um crescimento das exportações, em termos dos valores exportados, e houve também uma diversificação das exportações.

Com relação ao crescimento das exportações, podemos afirmar que esse crescimento não é linear, ou seja, há períodos de forte crescimento,

concentrados no final dos anos 60 e década de 70, e períodos com taxas reduzidas de crescimento e fortes variações entre os desempenhos anuais, que foi o que ocorreu na década de 80.

Portanto, deve-se qualificar a expansão das exportações brasileiras, diferenciando entre, de um lado, o final dos anos 60 e a década de 70 e, de outro, os anos 80 e, em especial, a segunda metade da década. Isso nos leva a conclusão de que o dinamismo exportador do período 1967-1981 não teve continuidade durante a década de 80 (haja visto que as exportações brasileiras se reduzem, entre 1980 e 1990, em cerca de 1,6%).

No que diz respeito à diversificação das exportações, houve uma redução do peso dos produtos primários na pauta e o crescimento da participação de manufaturados e semimanufaturados. A diversificação das exportações pode ser notada pelo aumento do número de produtos exportados dentro de cada setor, reduzindo os índices de concentração em praticamente todos os ramos industriais.

Outro fator importante que envolve a diversificação das exportações são os mercados de destino, isto é, os mercados para os quais se destinam as exportações do Brasil. Enquanto que, em 1965, os E.U.A. e a Comunidade Européia responderam por 32,6% e 32,2 %, respectivamente, das exportações brasileiras, a partir dos anos 70, esses percentuais se reduziram fortemente, quando os países asiáticos (Japão, inclusive), do Oriente Médio e África tiveram um forte crescimento em sua participação, passando de 5,2% em 1965 para 24,5% em 1985. Porém, a partir daí há um movimento de recuperação do peso dos países da O.C.D.E. e uma retração na participação do Oriente Médio e da África.

Sabemos que estas oscilações refletem a relevância do dinamismo das demandas regionais para o desempenho das exportações brasileiras. Sendo assim, para evitar que estas oscilações prejudicassem o dinamismo das exportações brasileiras, a partir da década de 80, passa a ocorrer uma especialização das exportações brasileiras de acordo com os mercados de

destino. Por exemplo, enquanto a “pauta C.E.E.” é fortemente concentrada em produtos básicos, a “asiática” é intensiva em semimanufaturados e a “americana” tem uma importante participação de produtos manufaturados.

Todavia, esse processo de diversificação da pauta começa a perder dinamismo na segunda metade dos anos 80 e os setores manufatureiros emergentes na exportação foram os primeiros a se exaurirem. Com isso, as exportações de manufaturados concentram-se cada vez mais, no final dos anos 80, em setores intensivos em recursos naturais e onde a escala de produção é um fator relevante de competitividade.

Pelo modo como evoluíram às exportações brasileiras, podemos afirmar que as análises sobre o desempenho exportador brasileiro até 1990 combinam aspectos positivos e negativos. Por ter sido um período no qual as exportações brasileiras cresceram bastante, o período 1967-1981 apresenta os aspectos positivos enquanto que entre 1981-1990, mais notadamente a segunda metade desta década, apresenta os aspectos negativos.

Esse quadro deveu-se basicamente a alguns fatores: Ao longo dos anos 70 e início dos 80, o Brasil apresentava condições para expandir as exportações tais como, políticas e recursos financeiros e institucionais do Estado eram destinados para o aumento das exportações, altas taxas de investimento produtivo que culminaram no aumento da oferta exportável. Em contrapartida, na segunda metade dos anos 80, a deterioração da situação macroeconômica, o crescimento da inflação e a expansão da demanda doméstica resultaram na grande queda das exportações brasileiras.

O desempenho exportador nos anos 90.

O desempenho exportador do Brasil a partir de 1990 é avaliado com pessimismo, pois essa análise baseia-se numa continuação das tendências observadas na segunda metade dos anos 80.

Apesar de nos anos 90 as exportações terem crescido aquém do desejável e o processo de transformação estrutural da pauta ter se esgotado, um aspecto

positivo foi o crescimento significativo da relevância dos países do Mercosul como destino das exportações brasileiras.

A partir da segunda metade da década de 90, apesar da apreciação do real, houve sinais de melhoria do desempenho exportador. Além da estabilidade da composição das exportações brasileiras, cabe observar o crescimento sustentado da quantidade exportada. Este crescimento da quantidade exportada é atribuível aos efeitos competitivos da abertura comercial do início dos anos 90, que permitiu “quebrar parcialmente o dilema existente entre demanda doméstica e demanda externa com o aumento da oferta global resultante do forte aumento das importações”.

Outro fator importante a ser destacado é que esta evolução nos últimos anos da década poderia estar apontando para um novo movimento de diversificação das exportações em torno de setores intensivos em tecnologia, haja visto o crescimento da participação dos setores e produtos intensivos em tecnologia na pauta de exportações.

Assim, essas melhorias que ocorreram no final da década eram contrárias as análises pessimistas sobre o desempenho exportador. Isso fez com que às perspectivas das exportações brasileiras na primeira década do século XXI fosse menos pessimista e o desempenho insatisfatório das exportações nos anos 90 fossem vinculados às condições e políticas macroeconômicas, voltadas para o objetivo de eliminar a alta inflação, que restringia o crescimento da produção e dos investimentos e não permitia que se gerasse um círculo virtuoso de crescimento da produção e das exportações.

A política de apoio às exportações no Brasil entre 1964 e 2002.

A política até 1990: centralização institucional, subsídios e minidesvalorizações cambiais.

O principal objetivo da política de apoio às exportações realizada a partir de meados dos anos 60 era aumentar e diversificar as exportações, sem alterar a estrutura de barreiras às importações.

A política de incentivos às exportações até 1990 concentrou recursos nos produtos manufaturados. Alguns autores como Braga e Tyler (1989) entendem que o período 1964/74 foi um marco na história da atividade exportada no Brasil devido às mudanças introduzidas pela política de incentivos às exportações de manufaturados. O ano de 1964 é considerado como o início do período de montagem do sistema de promoção das exportações pois o período anterior a 1964 caracterizou-se pelo forte viés anti-exportador devido a sobrevalorização permanente da taxa de câmbio real, acarretando num desestímulo às exportações e também pelo fato de medidas implementadas a partir de 1964, tais como redução da carga tributária indireta nas exportações e a implementação de subsídios fiscais e creditícios, terem incentivado a atividade exportadora.

A política pós-90: a remontagem do sistema público de apoio às exportações.

No início da década de 90 foram adotadas, no Brasil, uma série de medidas que sinalizaram uma significativa inflexão nos rumos da política de comércio exterior até então vigente. Apesar destas medidas estarem concentradas na política de importação, elas não pouparam instrumentos de apoio às exportações.

Enquanto que, do lado das importações, anunciou-se, em junho de 1990, um cronograma de desgravação tarifária destinado a implementar uma nova estrutura de tarifas de importações, do lado das exportações, ainda em 1990, a CACEX deixou de existir, foram eliminados os subsídios fiscais, o BEFIEX foi desativado.

A retomada de uma política de apoio às exportações, na década de 90, começou pela área de financiamento. As linhas públicas de crédito foram gradual e seletivamente restabelecidas, através do FINAMEX, operado pelo B.N.D.E.S. e, em meados de 1991, o governo regulamentou o PROEX- Programa de Financiamento às Exportações, que absorveu às linhas de crédito ainda ativas do antigo FINEX, sendo importante destacar que estes recursos estavam destinados ao financiamento das exportações de bens de capital. Já na área de gerenciamento das operações de exportação, introduziu-se o Siscomex - Sistema Integrado de Comércio Exterior-, de forma a facilitar o registro de operações de exportação e a assegurar a integração das informações de interesse dos principais agentes públicos envolvidos com a atividade.

Como sabemos, neste período, a prioridade da política de comércio exterior vinculava-se à das importações enquanto que a política econômica se concentrava na redução da inflação, fazendo com que a política de exportação continuasse ocupando uma posição não prioritária. Além disso, a falta de experiência do B.N.D.E.S. na área de financiamento às exportações restringia sua atuação nesta área, ao passo que a excessiva burocratização do PROEX também limitava seu alcance, enquanto instrumento de apoio às vendas externas.

Apesar da posição não prioritária da política de exportação, a manutenção de uma taxa real de câmbio atrativa para os exportadores, aliada a períodos de baixo dinamismo da demanda doméstica, seguiu impulsionando as vendas externas, até que o Plano Real começasse a reverter este cenário, fazendo reaparecer, a partir de 1995, os déficits comerciais e, com eles, as preocupações acerca da sustentabilidade, em sua dimensão externa, do plano de estabilização.

Sabemos que uma das principais características do Plano Real foi a desvinculação da taxa cambial da evolução dos preços domésticos. Somado a isso, o aquecimento da economia no período inicial do Plano e a criação de novos canais de comercialização e de uma infra-estrutura de importações

geraram ingressos crescentes de produtos importados. O resultado disso, sabendo-se que com a taxa de câmbio valorizada as exportações tornaram-se menos rentáveis, foi o aparecimento de déficits na balança comercial, que se avolumaram a partir de 1995, incentivando tentativas de controle das importações e esforços cada vez mais intensos no sentido de fomentar as exportações.

Portanto, podemos concluir que os esforços para remontar uma política de exportação, no Brasil, incipientes até 1996, começaram a se intensificar a partir deste ano, em função da deterioração das expectativas em relação à balança comercial, em um contexto de retração da oferta de financiamentos externos.

O próximo e último capítulo baseia-se na análise empírica (regressão) dos modelos estimados, onde poderemos observar os efeitos das variáveis independentes sobre a variável dependente e, qual (ou quais) variáveis revelaram-se estatisticamente não-significantes.

Estimação de Equações de Exportação de Commodities Brasileiras.

Neste capítulo são estimadas equações de exportação para cada uma das commodities selecionadas, que são: açúcar de cana, em bruto; açúcar refinado; café cru em grão; carne de bovino; farelo e resíduos de óleo de soja; óleo de soja bruto; e, soja triturada. As estimações para cada commodity são feitas sobre a seguinte equação: $\ln E_t = \alpha \ln E_{t-1} + \beta \ln \text{taxa de câmbio real}_t + \gamma \ln \text{renda mundial}_t$. Dessa forma, poderemos ver a influência que as exportações passadas, taxa de câmbio real e renda mundial têm sobre às exportações.

A escolha dessa equação ocorreu após a leitura do texto “Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/1995” de Alexandre Samy de Castro e Marco Antônio F.H. Cavalcanti. “Neste artigo são estimadas equações de exportação e importação totais e desagregadas por fator agregado e categoria de uso, respectivamente, para o Brasil, a partir de dados anuais em valor (em dólares), para o período 1955/1995. Os procedimentos econométricos atentam para a não-estacionariedade das variáveis sob análise, baseando-se nos conceitos de co-integração e modelo de correção de erros, e para as possíveis dificuldades associadas ao tratamento das variáveis condicionantes como variáveis “exógenas”, através da realização de testes de exogeneidade.

A abordagem utilizada parte da representação das séries como um processo VAR(vetor auto-regressivo):

$X_t = \mu + \pi_1 X_{t-1} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$, $t = 1, \dots, T$ (1), onde $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$ são I.I.N_p e X_{k+1}, \dots, X_0 são fixos. Pode-se parametrizar o modelo (1), no qual as variáveis são supostamente integradas de ordem (1), de forma a obter um modelo em primeiras diferenças:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2).$$

Como os resíduos ε_t são estacionários, o posto r da matriz Π determina o número de combinações lineares do vetor X_t que são estacionárias. Se $r = p$, X_t é estacionário, enquanto se $r = 0$, de modo que $\Pi = 0$, então ΔX_t é

estacionário e todas as combinações lineares de X_t são $I(1)$. No caso em que $0 < r < p$, existem r vetores de co-integração e a matriz Π pode ser escrita como $\Pi = \alpha + \beta'$, onde β é uma matriz $p \times r$ dos vetores de co-integração e α é uma matriz $p \times r$ de coeficientes de ajustamento. Sob esta hipótese, o modelo (2) é dito VECM (Vector Error Correction Model).

Como nos modelos acima todas as variáveis são endógenas, elas devem, portanto, ser modeladas explicitamente. Entretanto, isso não é sempre possível, seja porque o número de variáveis a serem introduzidas no modelo pode revelar-se excessivo, seja porque a teoria econômica pode não ser capaz de fornecer subsídios suficientes para a especificação completa do sistema”.

Logo, a escolha do modelo $\ln E_t = \alpha \ln E_{t-1} + \beta \ln \text{ taxa de câmbio real}_t + \gamma \ln \text{ renda mundial}_t$ pode ser explicado pela equivalência entre as formas VAR e VECM de um sistema de variáveis co-integradas (que é provado pelo Teorema de Representação de Granger), como também pela conformidade com diversos estudos anteriores do comportamento das exportações brasileiras, onde as variáveis explicativas utilizadas consistem na taxa de câmbio real, numa proxy para o nível de renda mundial e num indicador do nível de atividade doméstica, que não será analisado em nosso caso.

Agora, explicaremos como espera-se que as exportações passadas, taxa de câmbio real e renda mundial influenciem às exportações correntes. Como sabemos, os determinantes das exportações são a renda mundial e a taxa de câmbio real. “Isso pode ser explicado pelo fato da exportação de um país, por definição, ser a importação de outro. Assim, ao pensar sobre o que determina as exportações brasileiras, podemos perguntar, equivalentemente, o que determina as importações estrangeiras. As importações estrangeiras tendem a depender do nível de atividade estrangeira e do preço relativo dos bens estrangeiros. Então, podemos escrever $X = X(Y^*, \varepsilon)$, onde Y^* é o produto do resto do mundo e ε é a taxa de câmbio real. Essas duas variáveis afetam positivamente as exportações porque: Quando o produto do resto do mundo

aumenta, cresce a demanda estrangeira por todos os bens, parte da qual recai sobre bens brasileiros, o que faz aumentarem as exportações brasileiras; Já quando ε aumenta, ou seja, um aumento do preço relativo dos bens estrangeiros em termos dos bens do Brasil, os bens brasileiros tornam-se mais atraentes, o que aumenta as exportações”. E como as exportações passadas afetam as exportações correntes? É bastante razoável supor que as exportações do mês passado sejam parecidas com a desse mês pois, pensando nos efeitos dinâmicos de uma depreciação de 10% do real, nos primeiros meses após a depreciação, seus efeitos tendem a se fazer sentir mais nos preços do que nas quantidades. Assim, o preço das importações sobe no Brasil, enquanto que o preço das exportações brasileiras cai no exterior. Todavia, a quantidade de importações e exportações tende a se ajustar lentamente: os consumidores levam algum tempo para perceber que os preços relativos mudaram e as empresas também demoram a procurar fornecedores mais baratos e assim por diante. Dessa forma, mesmo que ocorra uma depreciação (ou uma valorização) da taxa de câmbio real, os efeitos das variações nos preços relativos tanto das exportações como das importações só serão sentidos à medida que o tempo passa. Assim, é muito difícil que ocorram enormes variações nas exportações de um mês para outro.

Observaremos, agora, para cada commodity se a influência das variáveis explicativas (que são as exportações passadas, taxa de câmbio real e renda mundial) sobre a variável dependente (que é a exportação corrente) está de acordo com o que nos diz a teoria econômica.

Como foi dito, as commodities a serem analisadas são carne de bovino, soja triturada, café cru em grão, farelo e resíduos de óleo de soja, açúcar de cana, em bruto, açúcar refinado e óleo de soja bruto. Para todas as commodities foram utilizadas 167 observações, onde todos os dados são mensais.

Carne de Bovino

Para esta commodity, o modelo utilizado gerou resultados condizentes com o que a teoria econômica afirma. Isto pode ser observado no output abaixo:

Dependent Variable: LOG(EXPCB)
 Method: Least Squares
 Date: 11/22/03 Time: 19:07
 Sample(adjusted): 1989:02 2002:12
 Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.491830	0.684883	0.718122	0.4737
LOG(EXPCB(-1))	0.608585	0.055945	10.87819	0.0000
LOG(TAXAC)	0.922873	0.211567	4.362088	0.0000
LOG(RMM)	0.775931	0.341166	2.274347	0.0242
R-squared	0.797591	Mean dependent var		16.87880
Adjusted R-squared	0.793866	S.D. dependent var		0.720446
S.E. of regression	0.327097	Akaike info criterion		0.626542
Sum squared resid	17.43979	Schwarz criterion		0.701224
Log likelihood	-48.31625	F-statistic		214.0998
Durbin-Watson stat	1.818695	Prob(F-statistic)		0.000000

Como estamos utilizando o modelo log-log, isto é, variações percentuais nas variáveis explicativas implicam em variações percentuais na variável dependente, temos que: Se as exportações de carne de bovino passadas aumentarem 1%, as exportações de carne de bovino corrente aumentarão, aproximadamente, 0,61%; Se a taxa de câmbio real aumentar 1% (ou seja, desvalorização de 1% dos bens domésticos em relação aos bens estrangeiros), as exportações aumentarão 0,92%; Já se a renda mundial aumentar 1%, as exportações brasileiras de carne de bovino aumentarão 0,77%.

Portanto, para carne de bovino, este modelo se ajustou de forma razoável pois, além do p-valor (prob) ser próximo de zero, ou seja, é muito provável que aceitemos a hipótese de que os valores dos coeficientes das variáveis explicativas sejam verdadeiros, quase 80% das variações na variável dependente são explicadas pelas variáveis independentes.

Soja Triturada

Dependent Variable: LOG(EXPST)

Method: Least Squares

Date: 11/22/03 Time: 19:18

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 161

Excluded observations: 6 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.534957	2.866493	0.884341	0.3779
LOG(EXPST(-1))	0.614527	0.058534	10.49859	0.0000
LOG(TAXAC)	0.229875	0.866139	0.265401	0.7910
LOG(RMM)	1.503844	1.366300	1.100668	0.2727
R-squared	0.460804	Mean dependent var		17.78058
Adjusted R-squared	0.450501	S.D. dependent var		1.889999
S.E. of regression	1.401022	Akaike info criterion		3.536812
Sum squared resid	308.1694	Schwarz criterion		3.613368
Log likelihood	-280.7133	F-statistic		44.72484
Durbin-Watson stat	1.382080	Prob(F-statistic)		0.000000

Para esta commodity, apesar dos valores dos coeficientes estarem de acordo com o que afirma a teoria econômica, isto é, os efeitos das exportações passadas, da taxa de câmbio real e da renda mundial são positivos sobre as exportações correntes, apenas a influência das exportações passadas revelou-se estatisticamente significativa (prob = 0,000). Portanto, esse modelo não pode ser considerado muito adequado para essa commodity visto que, além da taxa de câmbio real e renda mundial não serem estatisticamente significantes já que apresentam um p-valor (prob), respectivamente, de 0,791 e 0,2727, apenas 46% das variações na variável dependente podem ser explicadas pelas variáveis independentes. O fato de tanto a taxa de câmbio real como a renda mundial não serem estatisticamente significantes nas exportações de soja triturada pode ser explicado, haja visto que os resíduos são normais e que não existe problema de heterocedasticidade, pela dificuldade de modelar adequadamente o comportamento das exportações de produtos básicos devido às mudanças de preços e quantidades que freqüentemente caracterizam os mercados envolvidos.

Café Cru em Grão

Dependent Variable: LOG(EXPCCG)

Method: Least Squares

Date: 11/22/03 Time: 19:01

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.398989	1.092472	4.026639	0.0001
LOG(EXPCCG(-1))	0.758521	0.051219	14.80950	0.0000
LOG(TAXAC)	-0.171365	0.167341	-1.024047	0.3073
LOG(RMM)	0.433048	0.278606	1.554340	0.1220
R-squared	0.627304	Mean dependent var		18.64775
Adjusted R-squared	0.620445	S.D. dependent var		0.444823
S.E. of regression	0.274047	Akaike info criterion		0.272624
Sum squared resid	12.24155	Schwarz criterion		0.347306
Log likelihood	-18.76407	F-statistic		91.45138
Durbin-Watson stat	2.365613	Prob(F-statistic)		0.000000

Para esta commodity, apenas os coeficientes das exportações passadas e da renda mundial foram compatíveis com o que diz a teoria econômica. Porém, tanto a renda mundial (que apresentou um efeito positivo sobre as exportações) quanto a taxa de câmbio real (que apresentou um efeito negativo sobre as exportações) revelaram-se estatisticamente não-significantes. Como os resíduos são normais e não existe problema de heterocedasticidade, podemos explicar o fato dessas variáveis independentes serem não significantes tanto pela dificuldade de modelar adequadamente o comportamento das exportações de produtos básicos como também devido a inelasticidade da demanda de café, isto é, mesmo que a economia mundial apresente queda no produto, o impacto sobre as exportações de café não será tão adverso como para os produtos que apresentam demanda elástica.

Farelo e Resíduos de Óleo de Soja.

Para esta commodity, apenas as exportações passadas revelaram-se estatisticamente significantes. Assim, esse modelo, contradizendo a teoria econômica, não pode ser considerado muito útil para analisar as exportações de farelo e resíduo de óleo de soja pois, além da taxa de câmbio real e renda mundial serem estatisticamente não significantes, apenas 38% das variações na variável dependente são explicadas pelas variáveis independentes.

Dependent Variable: LOG(EXPFROS)

Method: Least Squares

Date: 11/22/03 Time: 19:11

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.275970	1.354243	5.372721	0.0000
LOG(EXPFROS(-1))	0.617160	0.061559	10.02548	0.0000
LOG(TAXAC)	-0.115637	0.201372	-0.574247	0.5666
LOG(RMM)	0.225950	0.324137	0.697082	0.4867
R-squared	0.389787	Mean dependent var		18.81214
Adjusted R-squared	0.378556	S.D. dependent var		0.430853
S.E. of regression	0.339649	Akaike info criterion		0.701852
Sum squared resid	18.80391	Schwarz criterion		0.776535
Log likelihood	-54.60468	F-statistic		34.70664
Durbin-Watson stat	1.929703	Prob(F-statistic)		0.000000

Açúcar de Cana, em Bruto.

Para esta commodity, apenas taxa de câmbio real revelou-se estatisticamente não significante, visto que seu p-valor (prob) é de 0,279. Assim, devemos rejeitar a hipótese de que a taxa de câmbio real tem efeito negativo sobre as exportações de açúcar de cana, em bruto (o que está de acordo com a teoria econômica), porém, devemos excluir do modelo a influência da taxa de câmbio real. Tanto as exportações quanto a renda mundial revelaram-se estatisticamente significantes (p-valores, respectivamente, 0,000 e 0,001) e apresentaram sinais que estão de acordo com a teoria econômica. Como vimos, a explicação encontrada para a não influência da taxa de câmbio baseia-se na dificuldade de modelar

adequadamente o comportamento das exportações de produtos básicos, devido às mudanças bruscas de preços e quantidades que caracterizam esses mercados.

Dependent Variable: LOG(EXPACB)

Method: Least Squares

Date: 11/22/03 Time: 13:44

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.990050	1.872053	2.131377	0.0346
LOG(EXPACB(-1))	0.521074	0.068521	7.604535	0.0000
LOG(TAXAC)	-0.586049	0.539571	-1.086139	0.2790
LOG(RMM)	3.386462	1.009025	3.356172	0.0010
R-squared	0.503090	Mean dependent var		17.59123
Adjusted R-squared	0.493944	S.D. dependent var		1.248029
S.E. of regression	0.887818	Akaike info criterion		2.623560
Sum squared resid	128.4799	Schwarz criterion		2.698242
Log likelihood	-215.0672	F-statistic		55.00907
Durbin-Watson stat	1.882207	Prob(F-statistic)		0.000000

Óleo de Soja Bruto.

Para esta commodity, apenas as exportações passadas revelaram-se estatisticamente significantes. Tanto a taxa de câmbio real (que apresentou sinal contrário ao que afirma a teoria econômica) quanto a renda mundial revelaram-se estatisticamente não-significantes.

Dependent Variable: LOG(EXPOSB)

Method: Least Squares

Date: 11/22/03 Time: 19:15

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.088206	1.780614	3.419161	0.0008
LOG(EXPOSB(-1))	0.622387	0.061164	10.17576	0.0000
LOG(TAXAC)	-0.491011	0.453142	-1.083569	0.2802
LOG(RMM)	1.294834	0.758005	1.708212	0.0895
R-squared	0.458197	Mean dependent var		17.19209
Adjusted R-squared	0.448225	S.D. dependent var		1.002481
S.E. of regression	0.744659	Akaike info criterion		2.271879
Sum squared resid	90.38618	Schwarz criterion		2.346561

Log likelihood	-185.7019	F-statistic	45.94914
Durbin-Watson stat	1.824052	Prob(F-statistic)	0.000000

Açúcar Refinado.

Para esta commodity, apenas a taxa de câmbio real revelou-se estatisticamente não significativa visto que seu p-valor (prob) é, aproximadamente, 1. Portanto, rejeitamos a hipótese de que a taxa de câmbio real tem efeito negativo sobre as exportações de açúcar refinado. Assim, como os resíduos são normais e não há problemas de heterocedasticidade, devemos excluir essa variável do modelo.

Dependent Variable: LOG(EXPAR)

Method: Least Squares

Date: 11/22/03 Time: 18:53

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.777550	1.216250	2.283700	0.0237
LOG(EXPAR(-1))	0.557686	0.065510	8.512980	0.0000
LOG(TAXAC)	-0.021148	0.343055	-0.061646	0.9509
LOG(RMM)	2.295207	0.644135	3.563237	0.0005
R-squared	0.608094	Mean dependent var		17.17609
Adjusted R-squared	0.600881	S.D. dependent var		0.920422
S.E. of regression	0.581485	Akaike info criterion		1.777197
Sum squared resid	55.11431	Schwarz criterion		1.851879
Log likelihood	-144.3959	F-statistic		84.30521
Durbin-Watson stat	2.094951	Prob(F-statistic)		0.000000

Concluimos que, com exceção das exportações de carne de bovino (onde o modelo gerou resultados compatíveis com a teoria econômica), para todas as demais commodities, a taxa de câmbio real revelou-se estatisticamente não-significante. Isso é explicado, como foi dito, pela dificuldade de modelar adequadamente o comportamento das exportações de produtos básicos, devido às mudanças bruscas de preços e quantidades que freqüentemente

caracterizam os mercados envolvidos. Já para as commodities onde a renda mundial revelou-se estatisticamente não-significante, a explicação dada foi a de que é possível que a demanda desses produtos seja inelástica. Dessa forma, grandes quedas da renda mundial resultariam em uma queda não tão acentuada das exportações.

Como o modelo anterior não gerou resultados satisfatórios, utilizaremos dois novos modelos. Mas, antes de “descobrirmos” qual modelo devemos utilizar, realizaremos testes de raiz unitária sobre todas as variáveis que estamos estudando para ver quais são estacionárias e quais não são.

A utilização desse teste de raiz unitária (teste ADF) faz-se necessária porque muitas vezes o gráfico de uma série temporal nos deixa na dúvida sobre a presença de raízes unitárias no processo gerador. O teste ADF (Augmented Dikey-Fuller) para sabermos se uma variável Y_t possui uma raiz unitária baseia-se na seguinte equação: $\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \gamma Y_{t-1} + u_t$ (*), onde α_1 é uma constante e t representa uma tendência determinística (possivelmente $\alpha_1 = 0$ e / ou $\alpha_2 = 0$). Esse teste estima a equação (*) e testa:

$H_0 : \gamma = 0$ (raiz unitária);

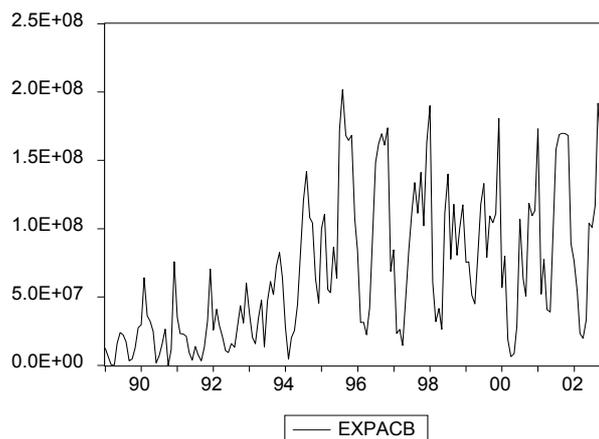
$H_1 : \gamma \neq 0$ (estacionariedade ou tendência determinística).

Dessa forma, pode-se afirmar se a variável é estacionária ou não-estacionária através da seguinte regra de decisão: Caso tenhamos dois valores críticos, c_1 e c_2 , com $c_1 < 0$ e $c_2 > 0$, rejeitamos a hipótese nula se $z^* \geq c_2$ ou $z^* \leq c_1$ e, aceitaremos a hipótese nula se $c_1 < z^* < c_2$, onde z^* é o valor observado no teste ADF.

Dito isto, passaremos, agora, a análise de cada variável. Para todos os casos, os valores críticos de Mackinnon para rejeição da hipótese de raiz unitária são, aos níveis de significância de 1, 5, 10%, respectivamente, -3,4715, -2,8792 e -2,5761. Supomos que os testes são feitos ao nível de significância de 10%.

Exportação de Açúcar de Cana em Bruto.

O valor observado no teste ADF (z^*) foi de $-4,213896$. Logo, como $z^* \leq c_1$ rejeitamos a hipótese nula. Ou seja, a série de exportações de açúcar de cana em bruto é estacionária, fato este que podemos observar tanto pelo gráfico abaixo, como também pela tabela do teste ADF.:



ADF Test Statistic	-4.213896	1% Critical Value*	-3.4715
		5% Critical Value	-2.8792
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPACB)

Method: Least Squares

Date: 12/01/03 Time: 13:50

Sample(adjusted): 1989:06 2002:12

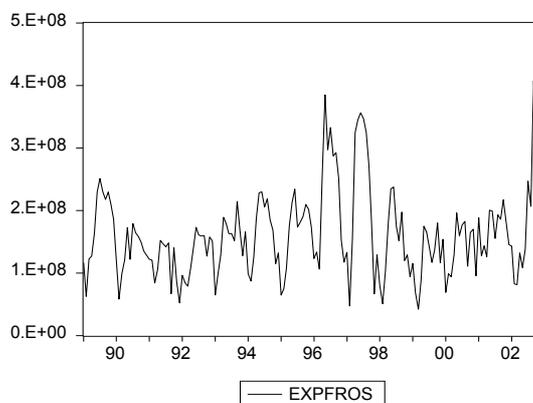
Included observations: 163 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPACB(-1)	-0.276329	0.065576	-4.213896	0.0000
D(EXPACB(-1))	0.048825	0.079905	0.611046	0.5421
D(EXPACB(-2))	0.133132	0.080165	1.660732	0.0988
D(EXPACB(-3))	0.176399	0.080491	2.191540	0.0299
D(EXPACB(-4))	-0.171427	0.080029	-2.142053	0.0337
C	19819556	5217838.	3.798423	0.0002
R-squared	0.196754	Mean dependent var		611157.4
Adjusted R-squared	0.171173	S.D. dependent var		36916459

S.E. of regression	33608729	Akaike info criterion	37.53458
Sum squared resid	1.77E+17	Schwarz criterion	37.64847
Log likelihood	-3053.069	F-statistic	7.691372
Durbin-Watson stat	2.034018	Prob(F-statistic)	0.000002

Exportação de Farelo e Resíduo de Óleo de Soja.

O valor observado no teste ADF foi de $-5,735328$. Como rejeitamos a hipótese de raiz unitária aos níveis de significância de 1, 5, 10%, podemos afirmar que a série de exportações de farelo e resíduo de óleo de soja é estacionária. Podemos observar isso tanto pelo gráfico das exportações de farelo e resíduo de óleo de soja como também pela tabela do teste ADF:



ADF Test Statistic	-5.735328	1% Critical Value*	-3.4715
		5% Critical Value	-2.8792
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPFROS)

Method: Least Squares

Date: 12/01/03 Time: 14:14

Sample(adjusted): 1989:06 2002:12

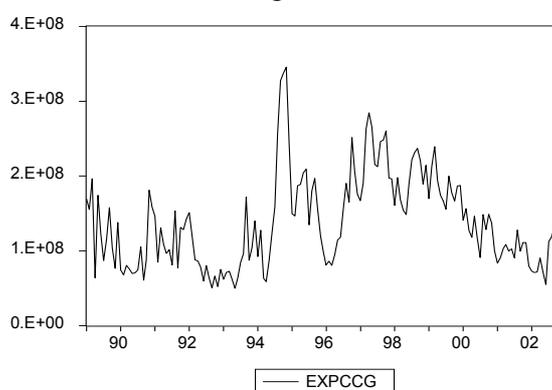
Included observations: 163 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPFROS(-1)	-0.456666	0.079623	-5.735328	0.0000
D(EXPFROS(-1))	0.191691	0.082760	2.316241	0.0218
D(EXPFROS(-2))	0.239485	0.083209	2.878122	0.0046
D(EXPFROS(-3))	0.218348	0.084363	2.588189	0.0106
D(EXPFROS(-4))	-0.012574	0.085510	-0.147043	0.8833
C	73420299	13301880	5.519543	0.0000
R-squared	0.217117	Mean dependent var	-88260.34	
Adjusted R-squared	0.192184	S.D. dependent var	52339343	
S.E. of regression	47041861	Akaike info criterion	38.20709	

Sum squared resid	3.47E+17	Schwarz criterion	38.32097
Log likelihood	-3107.878	F-statistic	8.708143
Durbin-Watson stat	1.993907	Prob(F-statistic)	0.000000

Exportação de Café Cru em Grão.

O valor observado no teste ADF foi de $-2,863324$. Ao nível de significância de 10% rejeitamos a hipótese nula. Porém, aos níveis de 5 e 1% aceitamos a hipótese nula. Como estamos interessados apenas no nível de significância de 10%, podemos afirmar que a série de exportações de café cru em grão é estacionária. Observe no gráfico e na tabela do teste ADF abaixo:



ADF Test Statistic	-2.863324	1% Critical Value*	-3.4715
		5% Critical Value	-2.8792
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPCCG)

Method: Least Squares

Date: 12/01/03 Time: 14:21

Sample(adjusted): 1989:06 2002:12

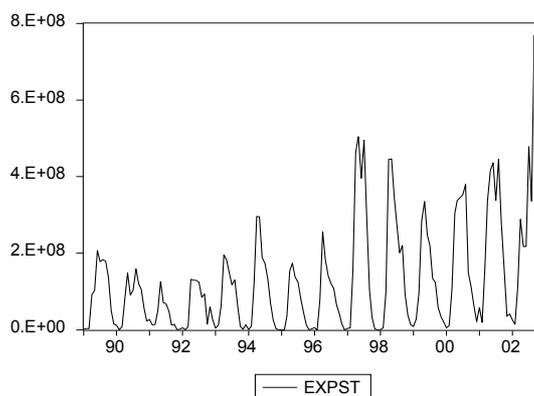
Included observations: 163 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPCCG(-1)	-0.141101	0.049279	-2.863324	0.0048
D(EXPCCG(-1))	-0.055645	0.080306	-0.692915	0.4894
D(EXPCCG(-2))	0.011012	0.077792	0.141554	0.8876
D(EXPCCG(-3))	0.021724	0.077200	0.281396	0.7788
D(EXPCCG(-4))	-0.126709	0.074424	-1.702529	0.0906
C	19209469	7315625.	2.625814	0.0095
R-squared	0.103467	Mean dependent var		-306388.8
Adjusted R-squared	0.074915	S.D. dependent var		35018142
S.E. of regression	33680913	Akaike info criterion		37.53888
Sum squared resid	1.78E+17	Schwarz criterion		37.65276
Log likelihood	-3053.418	F-statistic		3.623819

Durbin-Watson stat 1.960336 Prob(F-statistic) 0.003949

Exportações de Soja Triturada.

O valor observado no teste ADF foi de $-6,64926$. Como $z^* \leq c_1$, rejeitamos a hipótese de raiz unitária aos níveis de significância de 1,5 e 10% e, conseqüentemente, afirma-se que a série de exportações de soja triturada é estacionária (fato este que observa-se tanto no gráfico das exportações de soja triturada como na tabela do teste ADF a seguir):



ADF Test Statistic	-6.649260	1% Critical Value*	-3.4715
		5% Critical Value	-2.8792
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPST)

Method: Least Squares

Date: 12/01/03 Time: 14:26

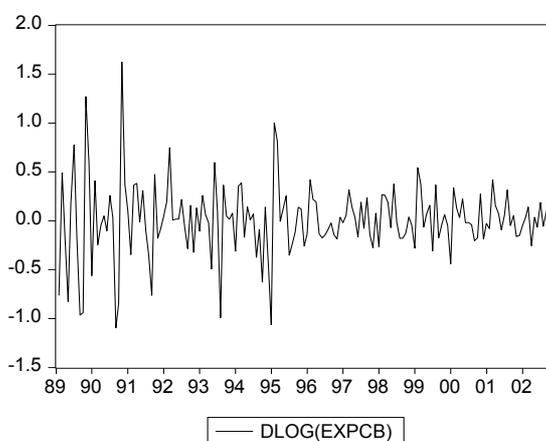
Sample(adjusted): 1989:06 2002:12

Included observations: 163 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPST(-1)	-0.492621	0.074087	-6.649260	0.0000
D(EXPST(-1))	0.287791	0.077264	3.724772	0.0003
D(EXPST(-2))	0.289043	0.079467	3.637247	0.0004
D(EXPST(-3))	0.291565	0.087575	3.329340	0.0011
D(EXPST(-4))	0.078135	0.095438	0.818697	0.4142
C	62378932	11434815	5.455176	0.0000
R-squared	0.255172	Mean dependent var		110377.1
Adjusted R-squared	0.231451	S.D. dependent var		96509184
S.E. of regression	84606630	Akaike info criterion		39.38104
Sum squared resid	1.12E+18	Schwarz criterion		39.49492
Log likelihood	-3203.555	F-statistic		10.75737
Durbin-Watson stat	2.002022	Prob(F-statistic)		0.000000

Exportações de Carne de Bovino.

O valor observado no teste ADF foi de $-0,537955$. Como $z^* \leq c_1$ para todos os níveis de significância, aceitamos a hipótese de raiz unitária, ou seja, a série de exportações de carne de bovino não é estacionária. Dessa forma, devemos tirar a primeira diferença do logaritmo das exportações de carne de bovino (que é nossa variável de interesse): Nesse caso, o valor observado no teste ADF foi de $-6,863358$. Assim, para os níveis de significância de 1,5 e 10%, a série contendo a primeira diferença do logaritmo das exportações de carne de bovino é estacionária. Observe pelo gráfico e pela tabela do teste ADF abaixo:



ADF Test Statistic	-6.863358	1% Critical Value*	-3.4717
		5% Critical Value	-2.8793
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DLOG(EXPCB))

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 15:05

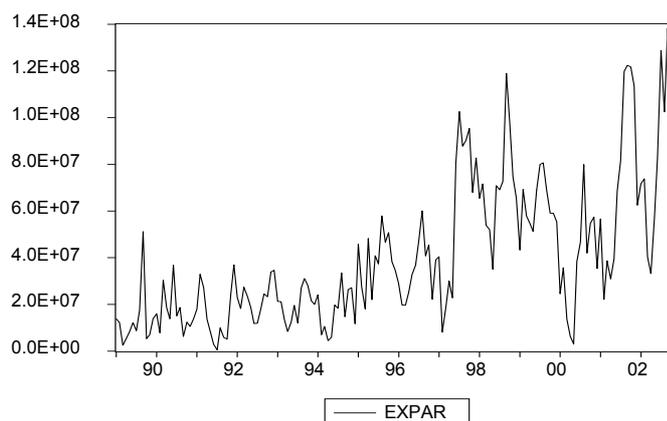
Sample(adjusted): 1989:07 2002:12

Included observations: 162 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(EXPCB(-1))	-1.578532	0.229994	-6.863358	0.0000
D(DLOG(EXPCB(-1)))	0.492488	0.198040	2.486814	0.0139
D(DLOG(EXPCB(-2)))	0.125804	0.162726	0.773102	0.4406
D(DLOG(EXPCB(-3)))	0.050969	0.115631	0.440787	0.6600
D(DLOG(EXPCB(-4)))	0.013318	0.077551	0.171728	0.8639
C	0.021258	0.027229	0.780714	0.4362

Exportações de Açúcar Refinado.

O valor observado no teste ADF foi de $-3,118909$. Aos níveis de significância de 5 e 10% rejeitamos a hipótese de raiz unitária. Porém, ao nível de significância de 1% aceitamos a hipótese de raiz unitária. Como estamos trabalhando com um nível de significância de 10%, podemos afirmar que a série de exportações de açúcar refinado é estacionária. Observe pelo gráfico e pela tabela do teste ADF mostrados a seguir:



ADF Test Statistic	-3.118909	1% Critical Value*	-3.4715
		5% Critical Value	-2.8792
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPAR)

Method: Least Squares

Date: 12/01/03 Time: 14:41

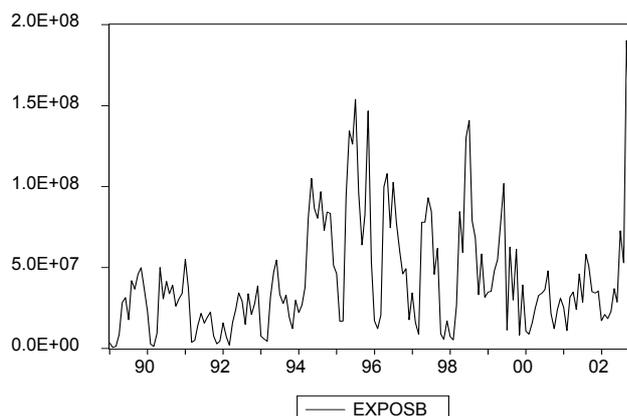
Sample(adjusted): 1989:06 2002:12

Included observations: 163 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPAR(-1)	-0.160316	0.051401	-3.118909	0.0022
D(EXPAR(-1))	-0.111700	0.080115	-1.394247	0.1652
D(EXPAR(-2))	0.134359	0.083636	1.606474	0.1102
D(EXPAR(-3))	0.142863	0.085761	1.665824	0.0977
D(EXPAR(-4))	-0.165398	0.083148	-1.989192	0.0484
C	6889256.	2412616.	2.855512	0.0049
R-squared	0.163061	Mean dependent var		418460.3
Adjusted R-squared	0.136407	S.D. dependent var		17884221
S.E. of regression	16619752	Akaike info criterion		36.12620
Sum squared resid	4.34E+16	Schwarz criterion		36.24008
Log likelihood	-2938.285	F-statistic		6.117683
Durbin-Watson stat	2.043218	Prob(F-statistic)		0.000033

Exportações de Óleo de Soja Bruto.

O valor observado no teste ADF foi de $-4,437192$. Como rejeita-se a hipótese de raiz unitária aos níveis de significância de 1,5 e 10%, podemos afirmar que a série de exportações de óleo de soja bruto é estacionária. Observe pelo gráfico e pela tabela do teste ADF mostrados a seguir:



ADF Test Statistic	-4.437192	1% Critical Value*	-3.4715
		5% Critical Value	-2.8792
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPOSB)

Method: Least Squares

Date: 12/01/03 Time: 14:48

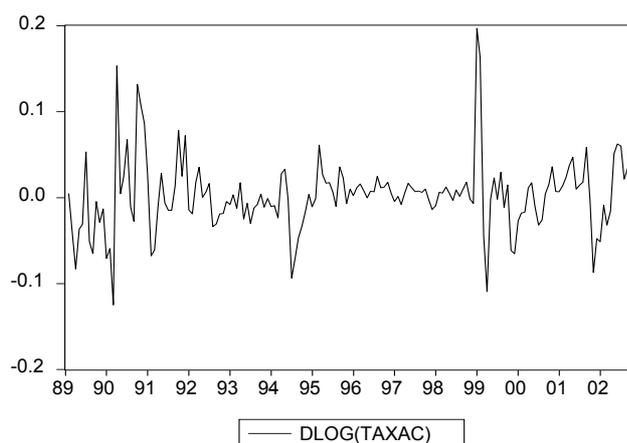
Sample(adjusted): 1989:06 2002:12

Included observations: 163 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPOSB(-1)	-0.372867	0.084032	-4.437192	0.0000
D(EXPOSB(-1))	0.025772	0.092982	0.277175	0.7820
D(EXPOSB(-2))	0.121055	0.090982	1.330541	0.1853
D(EXPOSB(-3))	-0.008331	0.090635	-0.091923	0.9269
D(EXPOSB(-4))	-0.035065	0.088981	-0.394073	0.6941
C	16156404	4119975.	3.921481	0.0001
R-squared	0.185507	Mean dependent var	-55727.78	
Adjusted R-squared	0.159568	S.D. dependent var	28950635	
S.E. of regression	26540517	Akaike info criterion	37.06236	
Sum squared resid	1.11E+17	Schwarz criterion	37.17624	
Log likelihood	-3014.582	F-statistic	7.151603	
Durbin-Watson stat	1.993354	Prob(F-statistic)	0.000005	

Taxa de Câmbio Real.

O valor observado no teste ADF foi de $-1,401636$. Portanto, como aceita-se a hipótese de raiz unitária, para os níveis de significância de 1,5 e 10%, a série de taxa de câmbio real não é estacionária. Para resolvermos isso, tiramos a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real (que é nossa variável de interesse): Nesse caso, o valor observado no teste ADF foi de $-5,616021$. Assim, para os níveis de significância de 1,5 e 10%, a série contendo a taxa de câmbio real é estacionária. Observe pelo gráfico e pela tabela do teste ADF mostrados a seguir:



ADF Test Statistic	-5.616021	1% Critical Value*	-3.4717
		5% Critical Value	-2.8793
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DLOG(TAXAC))

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 11:43

Sample(adjusted): 1989:07 2002:12

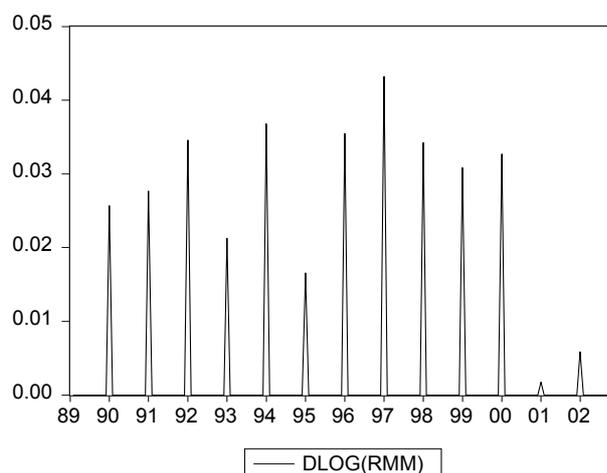
Included observations: 162 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(TAXAC(-1))	-0.805282	0.143390	-5.616021	0.0000
D(DLOG(TAXAC(-1)))	0.141616	0.129655	1.092252	0.2764
D(DLOG(TAXAC(-2)))	0.013128	0.115070	0.114091	0.9093
D(DLOG(TAXAC(-3)))	-0.011200	0.097074	-0.115379	0.9083
D(DLOG(TAXAC(-4)))	-0.005017	0.083500	-0.060087	0.9522
C	0.002317	0.003332	0.695328	0.4879

Renda Mundial.

O valor observado no teste ADF foi de $-0,697548$. Portanto, como aceita-se a hipótese de raiz unitária para os níveis de significância de 1, 5 e 10%, a série da renda mundial não é estacionária. Para resolvermos isso, tiramos a

primeira diferença do logaritmo da renda mundial: Nesse caso, o valor observado no teste ADF foi de $-7,226831$. Assim, para os níveis de significância de 1,5 e 10%, a série contendo a primeira diferença do logaritmo da renda mundial é estacionária. Observe pelo gráfico e pela tabela do teste ADF mostrados a seguir:



ADF Test Statistic	-7.226831	1% Critical Value*	-3.4717
		5% Critical Value	-2.8793
		10% Critical Value	-2.5761

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DLOG(RMM))

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 11:48

Sample(adjusted): 1989:07 2002:12

Included observations: 162 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(RMM(-1))	-1.504908	0.208239	-7.226831	0.0000
D(DLOG(RMM(-1)))	0.403926	0.179897	2.245317	0.0262
D(DLOG(RMM(-2)))	0.302945	0.150088	2.018448	0.0453
D(DLOG(RMM(-3)))	0.201963	0.117702	1.715889	0.0882
D(DLOG(RMM(-4)))	0.100982	0.079655	1.267739	0.2068
C	0.003220	0.000769	4.185997	0.0000

Após a realização dos testes de raiz unitária sobre cada variável, onde concluímos que as séries de exportação de cada commodity, com exceção da série de carne de bovino, são estacionárias e que as séries em primeiras diferenças das exportações de carne de bovino, da taxa de câmbio real e renda mundial são estacionárias, podemos supor que, teoricamente, um bom modelo seria: Para carne de bovino, o modelo seria $d\log E_t = \alpha d\log E_{t-1} + \beta d\log \text{ taxa de câmbio real} + \gamma d\log \text{ renda mundial}$ e, para as demais commodities, o

modelo utilizado seria $\log E_t = \alpha \log E_{t-1} + \beta \text{dlog taxa de câmbio real} + \gamma \text{dlog renda mundial}$.

Prosseguindo com o estudo, o próximo passo é analisar os resultados desses modelos.

Novo Modelo das Exportações de Carne de Bovino.

Apesar da primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real ter apresentado um efeito positivo e ser estatisticamente significativa, para esta commodity, esse novo modelo não gerou resultados condizentes com a teoria econômica já que tanto a primeira diferença do logaritmo das exportações defasadas em 1 período de carne de bovino quanto a primeira diferença do logaritmo da renda mundial revelaram-se estatisticamente não significantes. Além disso, somente 8%, aproximadamente, das variações na variável dependente são explicadas pelas variáveis independentes. Observe pelo output abaixo:

Dependent Variable: DLOG(EXPCB)

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 12:07

Sample(adjusted): 1989:03 2002:12

Included observations: 166 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027711	0.028689	0.965919	0.3355
DLOG(EXPCB(-1))	-0.039186	0.074763	-0.524134	0.6009
DLOG(TAXAC)	1.769973	0.631268	2.803839	0.0057
DLOG(RMM)	-8.337676	3.515785	-2.371498	0.0189
R-squared	0.078196	Mean dependent var		0.012731
Adjusted R-squared	0.061126	S.D. dependent var		0.368595
S.E. of regression	0.357152	Akaike info criterion		0.802489
Sum squared resid	20.66430	Schwarz criterion		0.877477
Log likelihood	-62.60662	F-statistic		4.580802
Durbin-Watson stat	1.992594	Prob(F-statistic)		0.004163

Novo Modelo das Exportações de Soja Triturada.

Nesse caso, apenas as exportações passadas revelaram-se estatisticamente significantes. Tanto a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real como a primeira diferença do logaritmo da renda mundial revelaram-se estatisticamente não significantes. Isso pode ser observado pelo output abaixo:

Dependent Variable: LOG(EXPST)

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 12:00

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 161

Excluded observations: 6 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.096539	1.040802	6.818337	0.0000
LOG(EXPST(-1))	0.605362	0.057871	10.46060	0.0000
DLOG(TAXAC)	3.694900	2.442045	1.513035	0.1323
DLOG(RMM)	-36.70811	15.71934	-2.335219	0.0208
R-squared	0.473880	Mean dependent var		17.78058
Adjusted R-squared	0.463826	S.D. dependent var		1.889999
S.E. of regression	1.383931	Akaike info criterion		3.512264
Sum squared resid	300.6966	Schwarz criterion		3.588820
Log likelihood	-278.7372	F-statistic		47.13691
Durbin-Watson stat	1.474844	Prob(F-statistic)		0.000000

Novo Modelo das Exportações de Açúcar de Cana em Bruto.

Nesse caso, as primeiras diferenças tanto do logaritmo da taxa de câmbio real como da renda mundial são estatisticamente não significantes pois seus p-valores (prob) são, respectivamente, 0,9412 e 0,527. Assim, apenas as exportações defasadas em 1 período são estatisticamente significantes. Observe pelo output abaixo:

Dependent Variable: LOG(EXPACB)
Method: Least Squares
Date: 12/02/03 Time: 12:04
Sample(adjusted): 1989:02 2002:12
Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.628930	1.021485	5.510535	0.0000
LOG(EXPACB(-1))	0.681212	0.058105	11.72376	0.0000
DLOG(TAXAC)	0.120614	1.632345	0.073890	0.9412
DLOG(RMM)	-5.833298	9.200833	-0.633997	0.5270
R-squared	0.459425	Mean dependent var		17.59123
Adjusted R-squared	0.449476	S.D. dependent var		1.248029
S.E. of regression	0.926004	Akaike info criterion		2.707784
Sum squared resid	139.7698	Schwarz criterion		2.782467
Log likelihood	-222.1000	F-statistic		46.17691
Durbin-Watson stat	2.009743	Prob(F-statistic)		0.000000

Novo Modelo das Exportações de Café Cru em Grão.

Para essa commodity, esse modelo também não se adequa de forma razoável pois apenas as exportações defasadas em 1 período são estatisticamente significantes. Assim, devemos tirar do modelo as primeiras diferenças tanto do logaritmo da taxa de câmbio real como da renda mundial. Observe o output abaixo:

Dependent Variable: LOG(EXPCCG)
Method: Least Squares
Date: 12/02/03 Time: 12:10
Sample(adjusted): 1989:02 2002:12
Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.717653	0.884505	4.203090	0.0000
LOG(EXPCCG(-1))	0.801198	0.047445	16.88685	0.0000
DLOG(TAXAC)	0.610109	0.476823	1.279529	0.2025
DLOG(RMM)	-6.198574	2.678080	-2.314558	0.0219
R-squared	0.636894	Mean dependent var		18.64775
Adjusted R-squared	0.630211	S.D. dependent var		0.444823
S.E. of regression	0.270498	Akaike info criterion		0.246555
Sum squared resid	11.92656	Schwarz criterion		0.321238
Log likelihood	-16.58737	F-statistic		95.30171
Durbin-Watson stat	2.413508	Prob(F-statistic)		0.000000

Novo Modelo das Exportações de Farelo e Resíduo de Óleo de Soja.

Para essa commodity, esse modelo também não se adequa de forma razoável pois apenas as exportações defasadas em 1 período são estatisticamente significantes. Assim, devemos tirar do modelo as primeiras diferenças tanto do logaritmo da taxa de câmbio real como da renda mundial. Observe o output abaixo:

Dependent Variable: LOG(EXPFROS)

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 12:11

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.442022	1.123013	6.626834	0.0000
LOG(EXPFROS(-1))	0.605519	0.059650	10.15112	0.0000
DLOG(TAXAC)	0.529026	0.581380	0.909949	0.3642
DLOG(RMM)	-10.07352	3.261060	-3.089031	0.0024
R-squared	0.424072	Mean dependent var		18.81214
Adjusted R-squared	0.413472	S.D. dependent var		0.430853
S.E. of regression	0.329969	Akaike info criterion		0.644027
Sum squared resid	17.74741	Schwarz criterion		0.718709
Log likelihood	-49.77624	F-statistic		40.00721
Durbin-Watson stat	2.096902	Prob(F-statistic)		0.000000

Novo Modelo das Exportações de Açúcar Refinado.

Para essa commodity, esse modelo também não se adequa de forma razoável pois apenas as exportações defasadas em 1 período são estatisticamente significantes. Assim, devemos tirar do modelo as primeiras diferenças tanto do logaritmo da taxa de câmbio real como da renda mundial. Observe o output abaixo:

Dependent Variable: LOG(EXPAR)

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 12:13

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12
 Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.280272	0.895939	4.777416	0.0000
LOG(EXPAR(-1))	0.751568	0.052154	14.41059	0.0000
DLOG(TAXAC)	-0.162726	1.086822	-0.149726	0.8812
DLOG(RMM)	-2.519813	6.059830	-0.415822	0.6781
R-squared	0.561269	Mean dependent var		17.17609
Adjusted R-squared	0.553194	S.D. dependent var		0.920422
S.E. of regression	0.615242	Akaike info criterion		1.890060
Sum squared resid	61.69928	Schwarz criterion		1.964742
Log likelihood	-153.8200	F-statistic		69.50876
Durbin-Watson stat	2.283159	Prob(F-statistic)		0.000000

Novo Modelo das Exportações de Óleo de Soja Bruto.

Para essa commodity, esse modelo também não se adequa de forma razoável pois apenas as exportações defasadas em 1 período são estatisticamente significantes. Assim, devemos tirar do modelo as primeiras diferenças tanto do logaritmo da taxa de câmbio real como da renda mundial. Observe o output abaixo:

Dependent Variable: LOG(EXPOSB)
 Method: Least Squares
 Date: 12/02/03 Time: 12:15
 Sample(adjusted): 1989:02 2002:12
 Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.861740	0.972075	6.030132	0.0000
LOG(EXPOSB(-1))	0.660490	0.056442	11.70210	0.0000
DLOG(TAXAC)	2.606451	1.300358	2.004410	0.0467
DLOG(RMM)	-10.66826	7.264525	-1.468542	0.1439
R-squared	0.467931	Mean dependent var		17.19209
Adjusted R-squared	0.458138	S.D. dependent var		1.002481
S.E. of regression	0.737939	Akaike info criterion		2.253750
Sum squared resid	88.76240	Schwarz criterion		2.328433
Log likelihood	-184.1882	F-statistic		47.78367
Durbin-Watson stat	1.923301	Prob(F-statistic)		0.000000

Logo, mesmo após tirarmos as primeiras diferenças do logaritmo da taxa de câmbio real e da renda mundial, tornando estas séries estacionárias, estas variáveis continuam sendo estatisticamente não significantes para quase todas, senão todas, as commodities selecionadas. Concluimos, então, que devemos excluir essas variáveis do modelo, rodando uma regressão com apenas uma variável independente, as exportações defasadas em um período, pois esta variável revelou-se estatisticamente significante. Assim, para concluir esse capítulo faremos as seguintes regressões: Para carne de bovino o modelo

utilizado será $d\log E_t = \alpha d\log E_{t-1}$ e, para as demais commodities o modelo utilizado será $\log E_t = \alpha \log E_{t-1}$.

Prosseguindo com o estudo, o próximo passo é analisar os resultados desses modelos.

Modelo Simples das Exportações de Carne de Bovino.

Dependent Variable: DLOG(EXPCB)

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 23:27

Sample(adjusted): 1989:03 2002:12

Included observations: 166 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013140	0.028649	0.458647	0.6471
DLOG(EXPCB(-1))	-0.059036	0.076997	-0.766736	0.4443
R-squared	0.003572	Mean dependent var		0.012731
Adjusted R-squared	-0.002504	S.D. dependent var		0.368595
S.E. of regression	0.369056	Akaike info criterion		0.856238
Sum squared resid	22.33717	Schwarz criterion		0.893732
Log likelihood	-69.06774	F-statistic		0.587884
Durbin-Watson stat	2.002581	Prob(F-statistic)		0.444341

Para essa commodity, esse modelo não é satisfatório pois a única variável independente não é estatisticamente significativa, ou seja, deveríamos excluí-la do modelo. Além disso, apenas 0,3% das variações na variável dependente são explicadas pela variável independente.

Modelo Simples das Exportações de Soja Triturada.

Dependent Variable: LOG(EXPST)

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 23:28

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 161

Excluded observations: 6 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.355571	1.009938	6.293030	0.0000
LOG(EXPST(-1))	0.643740	0.056561	11.38144	0.0000
R-squared	0.448944	Mean dependent var		17.78058
Adjusted R-squared	0.445479	S.D. dependent var		1.889999
S.E. of regression	1.407411	Akaike info criterion		3.533725
Sum squared resid	314.9479	Schwarz criterion		3.572003
Log likelihood	-282.4648	F-statistic		129.5371
Durbin-Watson stat	1.390195	Prob(F-statistic)		0.000000

Para essa commodity, o modelo de regressão simples é satisfatório visto que as exportações passadas influenciam positivamente as exportações correntes e, as exportações passadas são estatisticamente significantes.

Modelo Simples das Exportações de Açúcar de Cana em Bruto.

Dependent Variable: LOG(EXPACB)
 Method: Least Squares
 Date: 12/02/03 Time: 23:30
 Sample(adjusted): 1989:02 2002:12
 Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.708497	1.008690	5.659319	0.0000
LOG(EXPACB(-1))	0.676007	0.057241	11.80992	0.0000
R-squared	0.458082	Mean dependent var		17.59123
Adjusted R-squared	0.454798	S.D. dependent var		1.248029
S.E. of regression	0.921517	Akaike info criterion		2.686313
Sum squared resid	140.1170	Schwarz criterion		2.723654
Log likelihood	-222.3071	F-statistic		139.4742
Durbin-Watson stat	1.995230	Prob(F-statistic)		0.000000

Para essa commodity, o modelo de regressão simples é satisfatório visto que as exportações passadas influenciam positivamente as exportações correntes e, as exportações passadas são estatisticamente significantes.

Modelo Simples das Exportações de Café Cru em Grão.

Dependent Variable: LOG(EXPCCG)
 Method: Least Squares
 Date: 12/02/03 Time: 23:31
 Sample(adjusted): 1989:02 2002:12
 Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.962716	0.892040	4.442308	0.0000
LOG(EXPCCG(-1))	0.787419	0.047818	16.46698	0.0000
R-squared	0.621700	Mean dependent var		18.64775
Adjusted R-squared	0.619407	S.D. dependent var		0.444823
S.E. of regression	0.274421	Akaike info criterion		0.263598
Sum squared resid	12.42564	Schwarz criterion		0.300939
Log likelihood	-20.01041	F-statistic		271.1614
Durbin-Watson stat	2.387890	Prob(F-statistic)		0.000000

Para essa commodity, o modelo de regressão simples é satisfatório visto que as exportações passadas influenciam positivamente as exportações correntes e, as exportações passadas são estatisticamente significantes.

Modelo Simples de Exportações de Farelo e Resíduos de Óleo de Soja.

Dependent Variable: LOG(EXPFROS)

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 23:32

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.106869	1.144929	6.207260	0.0000
LOG(EXPFROS(-1))	0.622268	0.060850	10.22625	0.0000
R-squared	0.387928	Mean dependent var	18.81214	
Adjusted R-squared	0.384219	S.D. dependent var	0.430853	
S.E. of regression	0.338098	Akaike info criterion	0.680942	
Sum squared resid	18.86120	Schwarz criterion	0.718284	
Log likelihood	-54.85868	F-statistic	104.5762	
Durbin-Watson stat	1.932709	Prob(F-statistic)	0.000000	

Para essa commodity, o modelo de regressão simples é satisfatório visto que as exportações passadas influenciam positivamente as exportações correntes e, as exportações passadas são estatisticamente significantes.

Modelo Simples de Exportações de Açúcar Refinado.

Para essa commodity, o modelo de regressão simples é satisfatório visto que as exportações passadas influenciam positivamente as exportações correntes e, as exportações passadas são estatisticamente significantes. Observe no output abaixo:

Dependent Variable: LOG(EXPAR)

Method: Least Squares

Date: 12/02/03 Time: 23:33

Sample(adjusted): 1989:02 2002:12

Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.301857	0.888345	4.842553	0.0000
LOG(EXPAR(-1))	0.749991	0.051677	14.51302	0.0000
R-squared	0.560735	Mean dependent var	17.17609	
Adjusted R-squared	0.558073	S.D. dependent var	0.920422	
S.E. of regression	0.611874	Akaike info criterion	1.867324	
Sum squared resid	61.77437	Schwarz criterion	1.904665	
Log likelihood	-153.9215	F-statistic	210.6277	
Durbin-Watson stat	2.277680	Prob(F-statistic)	0.000000	

Modelo Simples das Exportações de Óleo de Soja Bruto.

Dependent Variable: LOG(EXPOSB)
 Method: Least Squares
 Date: 12/02/03 Time: 23:34
 Sample(adjusted): 1989:02 2002:12
 Included observations: 167 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.834733	0.982608	5.938005	0.0000
LOG(EXPOSB(-1))	0.661008	0.057090	11.57843	0.0000
R-squared	0.448271	Mean dependent var		17.19209
Adjusted R-squared	0.444927	S.D. dependent var		1.002481
S.E. of regression	0.746881	Akaike info criterion		2.266081
Sum squared resid	92.04208	Schwarz criterion		2.303422
Log likelihood	-187.2178	F-statistic		134.0599
Durbin-Watson stat	1.846018	Prob(F-statistic)		0.000000

Para essa commodity, o modelo de regressão simples é satisfatório visto que as exportações passadas influenciam positivamente as exportações correntes e, as exportações passadas são estatisticamente significantes.

Portanto, podemos afirmar que esse modelo simples das exportações de commodities gerou resultados satisfatórios para quase todos os produtos selecionados, exceção feita a carne de bovino, pois as exportações passadas influenciam positivamente as exportações correntes e, as exportações passadas são estatisticamente significantes.

Conclusão

Antes de partirmos para os resultados de cada um dos modelos estimados, devemos reiterar as afirmações dos dois primeiros capítulos.

Como foi dito no primeiro capítulo, o Brasil apresenta uma pauta exportadora diversificada já que têm uma forte base exportadora agropecuária e agroindustrial, o que é importante como proteção das exportações totais frente às oscilações do comércio exterior. Assim, afirmamos que o caminho brasileiro a ser seguido é o da diversificação das exportações e não o da especialização e, concluimos que para o Brasil ter um melhor posicionamento no comércio mundial é necessário ter competitividade em produtos dinâmicos no comércio mundial, ou seja, exportar produtos nos quais o Brasil tenha competitividade é condição básica para as exportações brasileiras terem êxito mas, se esses produtos tiverem dinamismo no comércio mundial, nossas exportações poderão crescer mais rapidamente.

Já no segundo capítulo, concluimos que a partir da segunda metade da década de 90, apesar da apreciação do real, houve sinais de melhoria do desempenho exportador. Assim, além da estabilidade da composição das exportações brasileiras, cabe observar o crescimento sustentado da quantidade exportada. Este crescimento da quantidade exportada é atribuível aos efeitos competitivos da abertura comercial do início dos anos 90, que permitiu “quebrar parcialmente o dilema existente entre demanda doméstica e demanda externa com o aumento da oferta global resultante do forte aumento das importações”.

Por fim, analisaremos os resultados obtidos em cada um dos modelos estimados. Para os dois primeiros modelos estimados, a taxa de câmbio real revelou-se estatisticamente não-significante para quase todas, senão todas, as commodities selecionadas e, para algumas commodities, a renda mundial revelou-se, também, estatisticamente não significativa. Podemos explicar a não significância da taxa de câmbio real e da renda mundial, respectivamente, pela dificuldade de modelar adequadamente o comportamento das exportações de produtos básicos, devido às mudanças bruscas de preços e quantidades que freqüentemente caracterizam os mercados envolvidos e pelo fato de que a demanda de alguma dessas commodities selecionadas seja inelástica. Dessa forma, grandes quedas da renda mundial resultariam em uma queda não tão acentuada das exportações.

Já o terceiro modelo estimado gerou resultados satisfatórios, com exceção para a commodity de carne de bovino. Para as demais commodities selecionadas, as exportações defasadas em 1 período revelaram-se estatisticamente significantes visto que, como vimos, é bastante razoável supor que as exportações do mês passado sejam próximas com a desse mês pois os justes na quantidade exportada (e importada) após mudanças nos preços relativos dos bens tendem a ocorrer lentamente.

Bibliografia

Motta Veiga, P., Iglesias, R. Políticas de incentivo às exportações no Brasil entre 1964 e 2002: resenha dos estudos selecionados.

A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. Pesquisa e Planejamento Econômico.

Reimers, H. E. Comparisons of tests for multivariate co-integration.

Zagury, S. Um modelo para o balanço de pagamentos: estimativas econométricas e projeções.

Zini Jr., A. A. Funções de exportação e importação para o Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico.

Samy de Castro, A., Cavalcanti, Marco Antônio F. H. Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/1995.

Blanchard, O. Macroeconomia.

Furtado, C. Formação Econômica do Brasil.

Gujarati, D. Econometria Básica.

Radiografia das Exportações Brasileira. Artigo de abril 2003 obtido no site do IEDI .

Commodity Market Review. Artigo obtido no site do CNI .

Paiva Abreu, M. Ordem do Progresso.