

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

MERCOSUL:

RELAÇÕES COMERCIAIS ENTRE BRASIL, ARGENTINA E O RESTO DO
MUNDO.

Igor Edelstein de Oliveira
Nº de Matrícula: 9814259-8

Orientador: Marco Cavalcanti

Junho de 2002

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

MERCOSUL:

RELAÇÕES COMERCIAIS ENTRE BRASIL, ARGENTINA E O RESTO DO
MUNDO.

Igor Edelstein de Oliveira
Nº de Matrícula: 9814259-8

Orientador: Marco Cavalcanti

Junho 2002

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

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

Agradecimentos:

Agradeço a meus pais, Sérgio Azevedo de Oliveira e Marietel Edelstein de Oliveira, por terem me dado a oportunidade de estudar em uma das melhores faculdades de economia do país, o que contribuiu intensamente para a formação de meu caráter e minha formação profissional.

Agradeço a meu orientador, Marco Cavalcanti, por me ajudar, sempre que possível, com comentários e sugestões para que minha monografia final saísse da melhor forma possível.

Índice:

| | |
|---|----|
| Introdução: | 7 |
| Autonomia da Política Econômica: | 7 |
| A Situação Social: | 8 |
| As Estratégias Nacionais de Desenvolvimento: | 9 |
| Visão do Mundo e a Inserção Internacional: | 9 |
| Legenda Geral para as Regressões: | 12 |
| Estacionariedade da série e de seus regressores: | 13 |
| I - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°1: | 15 |
| Gráfico das Importações do Brasil Provenientes da Argentina: | 17 |
| II - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°2: | 18 |
| Gráfico das Exportações do Brasil Destinadas para Argentina: | 20 |
| III - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°3: | 21 |
| Gráfico das Importações do Brasil Provenientes do Resto do Mundo: | 23 |
| IV - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°4: | 24 |
| Gráfico das Exportações do Brasil destinadas ao Resto do Mundo: | 26 |
| V - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°5: | 29 |
| Análise da estacionariedade da variável IMP: | 33 |
| Análise da estacionariedade da variável E: | 34 |
| Análise da estacionariedade da variável PBR: | 35 |
| Análise da estacionariedade da variável COM: | 35 |
| Análise da estacionariedade da variável D65: | 35 |
| Análise da estacionariedade da variável T': | 36 |
| Análise da estacionariedade do Resíduo: | 37 |
| Outros Testes Importantes | 39 |

| | |
|---|-----------|
| Testando a Homoscedasticidade: | 39 |
| Testando a Normalidade dos Resíduos (Jarque-Bera): | 40 |
| VI - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°6 | 42 |
| Análise da estacionariedade da variável EXP: | 43 |
| Análise da estacionariedade da variável E: | 44 |
| Análise da estacionariedade da variável COM: | 44 |
| Análise da estacionariedade do Resíduo: | 45 |
| Método de Engle-Granger em 2 passos: | 46 |
| Outros Testes Importantes | 47 |
| Testando a Homoscedasticidade: | 47 |
| Testando a Normalidade dos Resíduos (Jarque-Bera): | 47 |
| Mecanismo de Correção dos Erros (MCE): | 48 |
| Conclusão: | 50 |
| Bibliografia: | 53 |

Introdução:

Como a maior parte da monografia estará baseada em trabalhos empíricos, análises de gráficos e tendências das exportações brasileiras para a Argentina e para o Resto do Mundo, é de extrema importância uma análise conceitual do Mercosul, para que se conheça suas origens, situação política, social e econômica dos principais membros, os principais obstáculos para o surgimento dessa integração, e as principais metas a serem alcançadas. O texto que vem em seguida explicará todas essas questões.

O passo inicial, que culminou com a existência do Mercosul, teve início muito antes da década de 90. A Ata de Foz do Iguaçu, subscrita pelos presidentes da Argentina e Brasil em 1985, deu início a aproximação entre esses dois países.

Vários fatores contribuíram para que em tão curto prazo houvesse uma aproximação das relações bilaterais:

- Retorno a democracia.
- Empatia entre as lideranças políticas.
- Abertura das economias.
- Objetivos pacíficos de seus programas nucleares.

Após a Ata de Foz do Iguaçu, foram assinadas a Ata para a Integração Argentino-Brasileira (1986) e o Tratado de Integração, Cooperação e Desenvolvimento (1988). Por último, com a incorporação do Paraguai e do Uruguai (1991), foi firmado o Tratado de Assunção, surgia assim o MERCOSUL (Mercado Comum do Sul).

Removidos os obstáculos históricos para a convergência argentino-brasileira, ficaram pendentes outras questões essenciais para o sucesso da integração entre países que compartilham um espaço geográfico.

Autonomia da Política Econômica:

Argentina e Brasil sofrem grave vulnerabilidade externa. Na Argentina, para se ter uma idéia, o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos atingiu em 1999 US\$12.6

bilhões (40% do valor das exportações). Em 1999, os juros sobre a dívida externa somados aos lucros pagos sobre o investimento estrangeiro representaram mais de 50% das exportações.

Houve na década de 90 uma extraordinária desnacionalização do sistema econômico argentino. Bancos, indústrias e redes comerciais são atualmente propriedade de titulares estrangeiros. Sua maior parte da produção é destinada para o mercado interno, porém são feitas transferências para o exterior para compra de insumos, bens de capital e pagamentos de lucros, e isso, explica 1/3 do déficit em conta corrente argentino.

A situação brasileira é menos crítica, embora ainda preocupante, sendo a relação dívida externa/exportações a pior da América Latina depois da Argentina e Nicarágua. O endividamento externo, a perda de competitividade e o desequilíbrio da balança comercial convergem para um déficit da conta corrente do balanço de pagamentos que, em 1998, representou 60% das exportações. Os juros pagos mais as transferências de lucros do investimento estrangeiro representaram, em 1999, 44% das exportações.

Em janeiro de 1999, a política cambial fracassou diante do ataque especulativo que provocou a perda de 2/3 das reservas internacionais no transcurso de poucos meses. A flexibilização da política cambial no Brasil confere um certo nível de autonomia na administração da política macroeconômica, o que inexistia na Argentina devido ao seu antigo regime de conversibilidade.

A Situação Social:

Tanto Argentina como o Brasil enfrenta gravíssimos problemas sociais. O Brasil é uma das sociedades com maior desigualdade na distribuição de renda e de riqueza. As desigualdades se expressam com intensidade diferente nas diversas regiões do Brasil.

Já na Argentina, apesar de renda e de riqueza, o crescimento econômico e uma excelente política de educação pública conformaram um sistema social integrado, e o desenvolvimento industrial posterior à crise dos anos 30 aprofundou esses traços da sociedade.

Essa situação social é um obstáculo à integração. Deprime o crescimento dos dois países e reduz a dimensão do mercado comum.

As Estratégias Nacionais de Desenvolvimento:

Um pecado original da relação bilateral reside na assimetria das estratégias nacionais de desenvolvimento. No longo prazo, a da Argentina foi mais errática do que a do Brasil. Este manteve, apesar de todas as contingências da conjuntura e das mudanças no contexto internacional, uma política persistente de industrialização e promoção da mudança técnica. Não suficiente para derrotar definitivamente o atraso e a dependência nem para resolver graves problemas sociais, no entanto, conformou um sistema industrial considerável com uma base de sustentação científico-tecnológica.

A Argentina, a partir da crise dos anos 30, manteve um caminho errático em suas estratégias e desenvolvimento. A partir da instalação da ditadura militar em 1976, iniciou-se um desmanche no aparato industrial, destruição de suas bases científico-tecnológicas e endividamento externo.

Essa assimetria das estratégias nacionais de desenvolvimento reflete-se na divisão do trabalho dentro da relação bilateral. O predomínio de produtos primário e energéticos nas exportações argentinas frente ao dos manufaturados nas exportações brasileiras é revelador da formação de um regime centro periferia. Isso, por sua vez, reduz a fronteira da integração e impede sua sustentação no único modelo que compatibiliza a integração com o crescimento das partes no longo prazo: a especialização intra-industrial.

Visão do Mundo e a Inserção Internacional:

Documentos e declarações revelam, de fato, que os governos estavam preocupados com a dimensão de seus problemas internos e que julgavam necessário modificar o estilo de relação com o resto do mundo para resolvê-los. A dívida, a vulnerabilidade externa e a gravitação das condicionalidades impostas pelos credores eram, entre outros, problemas frente aos quais posição negociadora podia se fortalecer com a ação conjunta.

Isso implicava não somente a convergência da política externa mas, ao mesmo tempo, um estilo de divisão internacional do trabalho no interior do espaço comum. Daí a estratégia de integração industrial dos setores líderes.

A estratégia foi radicalmente modificada pelos presidentes Collor e Menem. A partir da Ata de Buenos Aires (1989), a integração setorial intra-industrial foi substituída pela liberalização linear e automática do intercâmbio. O mercado assumiu, então, a condução do processo e a política desapareceu praticamente.

A Argentina adotou, além disso, decisões reveladoras de que sua opção estratégica não era a integração com o Brasil, mas alinhamento incondicional com os Estados Unidos. Daí a proposta da antiga dolarização da economia da Argentina. O Brasil, por sua vez, tomou iniciativas diplomáticas, como as negociações com o México, indicativas também da perda do significado estratégico de sua relação com a Argentina.

Legenda Geral para as Regressões:

| SIGLAS | DESCRIÇÃO |
|----------------------------|--|
| <i>IMP</i> | <i>Ln das importações brasileiras da Argentina em US\$.</i> |
| <i>IMP_MUN</i> | <i>Ln das importações brasileiras do resto do mundo em US\$¹.</i> |
| <i>EXP</i> | <i>Ln das exportações brasileiras para a Argentina em US\$.</i> |
| <i>EXP_MUN</i> | <i>Ln das exportações brasileiras para o resto do mundo em US\$².</i> |
| <i>E³</i> | <i>Ln do câmbio real (R\$/US\$).</i> |
| <i>PIB_ARG</i> | <i>Ln do PIB per capita da Argentina em US\$.</i> |
| <i>PIB_BR</i> | <i>Ln do PIB do Brasil.</i> |
| <i>TAR_ARG⁴</i> | <i>Ln da tarifa média de importação da Argentina em relação ao Mercosul.</i> |
| <i>TAR_BR</i> | <i>Ln da tarifa média de importação do Brasil em relação ao Mercosul.</i> |
| <i>TAR_MUN</i> | <i>Ln da tarifa média de importação do Brasil em Relação ao resto do mundo.</i> |
| <i>COM</i> | <i>Ln das Exportações Mundiais.</i> |
| <i>(-1)</i> | <i>Primeira defasagem da Variável.</i> |

De acordo com a teoria econômica, as variáveis acima exercem algum tipo de influência na variável dependente que será estudada nesse trabalho.

Para se escolher o modelo corretamente, deve-se estimar inicialmente um modelo ADL com defasagens tanto para a variável dependente como para variável explicativa. Partindo desse modelo amplo, retira-se as defasagens gradativamente até encontrarmos resíduos correlatados.

Em se tratando de Importações e Exportações (dados anuais) a teoria econômica nos ensina que lags (defasagens) de mais de um período não tem efeito muito significativo no resultado final.

¹ Retiradas as importações brasileiras provindas da Argentina.

² Retiradas as exportações brasileiras para a Argentina.

³ O câmbio real é obtido da seguinte maneira: $E = eP/P$, onde “e” é o câmbio nominal R\$/US\$ com base em 1994=100; “P” é o PPI americano com base em 1982=100 e “P” é o Índice Geral de Preços (IGP-M).

⁴ Apesar de estar sendo usado tarifas médias para as estimativas, a TEC do Mercosul e mesmo as tarifas que ainda fazem parte das exceções usadas por muitos países membros são caracterizadas por “Tariff escalation” (diferente níveis de proteção para produtos de acordo com a etapa de produção que são utilizados (matéria-prima ou bens intermediários). O Brasil é o membro que mais usa o “Tariff escalation”.

As hipóteses da Econometria Básica requerem que as regressões sejam lineares nos parâmetros, podendo ou não ser lineares nas variáveis. O modelo utilizado nessa pesquisa não é linear em suas variáveis, mas continuam a ser lineares nos parâmetros. O nome desse modelo é LOG-LOG ou LOG DUPLO.

Os parâmetros do modelo serão estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O coeficiente de cada variável estimada dará a elasticidade da variável dependente em relação a cada um dos regressores.

O Modelo de Séries Temporais Multivariadas, contendo valores defasados tanto da variável dependente como das variáveis explicativas, será abordado em todas as análises econométricas do trabalho. O Modelo ADL (autoregressivo de defasagens distribuídas) será utilizado pelo fato das variáveis explicativas defasadas exercerem grande influência na estimativa de seus valores atuais.

Uma implicação importante das defasagens distribuídas das variáveis explicativas é o fato que uma mudança em uma das variáveis explicativas, por exemplo, afeta a variável dependente (atual), porém, o efeito total da mudança só estará concluído períodos depois, ou seja, mudanças tem seu efeito total atingido gradualmente.

Estacionariedade da série e de seus regressores⁵:

A importância da estacionariedade (média, variância e covariância são as mesmas, independente do período de tempo) é a possibilidade de estimação de seus parâmetros.

Assim sendo, ao modelar séries temporais, certifica-se previamente que tanto a série, quanto os regressores da mesma são estacionários. Caso não exista estacionariedade utiliza-se recursos que a tornem estacionária.

⁵ Os procedimentos de teste de estacionariedade, teste de cointegração e modelo de correção de erros através do “Método de Engle – Granger – em dois passos” só serão aplicados nas regressões finais.

Testa-se a estacionariedade da série com base no correlograma da variável dependente. Séries não estacionárias, possuem raiz unitária, e também apresentam uma FAC que cai lentamente. Uma análise mais detalhada da FAC permite testar a hipótese de que todos os coeficientes de autocorrelação são simultaneamente iguais a zero através da estatística Q. O teste de Ljung-Box também é válido para esse objetivo.

Estatística Q: $Q \sim \chi^2$ com “m” graus de liberdade, onde “m” = duração da defasagem. Se o Q apresentado exceder o valor crítico da tabela de χ^2 , ao nível de significância escolhido, então rejeitamos a hipótese nula de que a série é estacionária.

Após esses testes, descobrindo a não estacionariedade da série, é preciso identificarmos quais regressores são e não são estacionários, testando cada um deles individualmente. O Método mais usado é o Teste de Raiz Unitária de Dickey – Fuller, cuja hipótese nula é que a variável estocástica tem raiz unitária, sendo um passeio aleatório e portanto não sendo estacionária. Se τ , em módulo, for maior que o valor crítico tabelado, então rejeita-se a hipótese nula de que não há estacionariedade.

Caso observarmos que há regressores que não são estacionários, analisa-se a co-integração⁶.

⁶ A explicação mais detalhada de Cointegração será abordado nas regressões finais.

I - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°1:

Dependent Variable: IMP
 Method: Least Squares
 Date: 04/20/02 Time: 23:04
 Sample(adjusted): 1962 1997
 Included observations: 36 after adjusting endpoints

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| β_0 | -0.091283 | 0.078342 | -1.165188 | 0.2545 |
| IMP(-1) | 0.421863 | 0.125398 | 3.364188 | 0.0024 |
| E | -0.011240 | 0.038308 | -0.293401 | 0.7715 |
| E(-1) | -0.044324 | 0.041326 | -1.072525 | 0.2933 |
| PBR | -0.823923 | 1.258126 | -0.654881 | 0.5183 |
| PBR(-1) | 1.182734 | 1.295477 | 0.912972 | 0.3696 |
| TBR(-1) | 0.290867 | 0.204119 | 1.424987 | 0.1661 |
| TBR | -0.074430 | 0.196009 | -0.379727 | 0.7072 |
| COM | -2.258069 | 0.669961 | -3.370448 | 0.0024 |
| COM(-1) | 1.173615 | 0.550111 | 2.133413 | 0.0425 |
| R-squared | 0.548846 | Mean dependent var | -0.160645 | |
| Adjusted R-squared | 0.392677 | S.D. dependent var | 0.306479 | |
| S.E. of regression | 0.238842 | Akaike info criterion | 0.204103 | |
| Sum squared resid | 1.483181 | Schwarz criterion | 0.643969 | |
| Log likelihood | 6.326146 | F-statistic | 3.514437 | |
| Durbin-Watson stat | 1.455234 | Prob(F-statistic) | 0.005741 | |

Os resultados obtidos acima requerem uma análise mais detalhada para que se possa extrair uma maior quantidade de informações de nossa primeira regressão:

$$\text{IMP} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{IMP}(-1) + \beta_2 \cdot \text{E} + \beta_3 \cdot \text{E}(-1) + \beta_4 \cdot \text{PIB_BR} + \beta_5 \cdot \text{PIB_BR}(-1) + \beta_6 \cdot \text{TAR_BR} + \beta_7 \cdot \text{TAR_BR}(-1) + \beta_8 \cdot \text{COM} + \beta_9 \cdot \text{COM}(-1) + U_1$$

Antes de mais nada observa-se que sob um nível de significância de 5%, apenas 3 variáveis explicativas são estatisticamente significantes. São elas: IMP(-1), COM e COM(-1). As demais variáveis não são significantes. Embora a variável explicativa COM seja significativa, o seu sinal não está de acordo com a teoria econômica, pois, quando as exportações mundiais aumentam, espera-se um aumento nas importações brasileiras e não uma redução.

Existe ainda, mais uma distorção com relação aos sinais dos coeficientes. O sinal de PBR deveria ser diretamente proporcional (positivo) a IMP, e o sinal de TAR_BR(-1)

deveria ser inversamente proporcional (negativo) a IMP, pois quanto maior as tarifas defasadas, menor as importações.

De acordo com o Gráfico 1 (na próxima página), fica fácil de perceber que o “efeito-mercosul” nas importações brasileiras é realmente significativo, caracterizando uma grande aproximação comercial entre os 2 principais parceiros, Brasil e Argentina. Outra observação que comprova essa aproximação, é o fato das importações defasadas, $M(-1)$, serem significantes mesmo ao nível de 0,3%. Uma variação de 1% nas importações de hoje, teoricamente gerará uma variação positiva de 0,42% nas importações de amanhã (Lembre-se que a regressão 1 se trata de um modelo LOG-LOG).

Para que se meça o ajuste de modelos econométricos, utiliza-se critérios como: R^2 Ajustado, Critério de Informação de Schwarz e o Critério de Informação de Akaike. Tais critérios penalizam a perda de graus de liberdade associada a inclusão de novas variáveis no modelo (Lembre-se que R^2 nunca diminui ao adicionarmos uma nova variável na regressão).

Procura-se provar o seguinte resultado geral:

“ Diminui (aumenta) quando uma variável explicativa é excluída da regressão se o valor-t associado a tal variável é maior (menor) que 1 “.

O Schwarz Criterion pequeno é um excelente sinal de que as defasagens estão corretas.

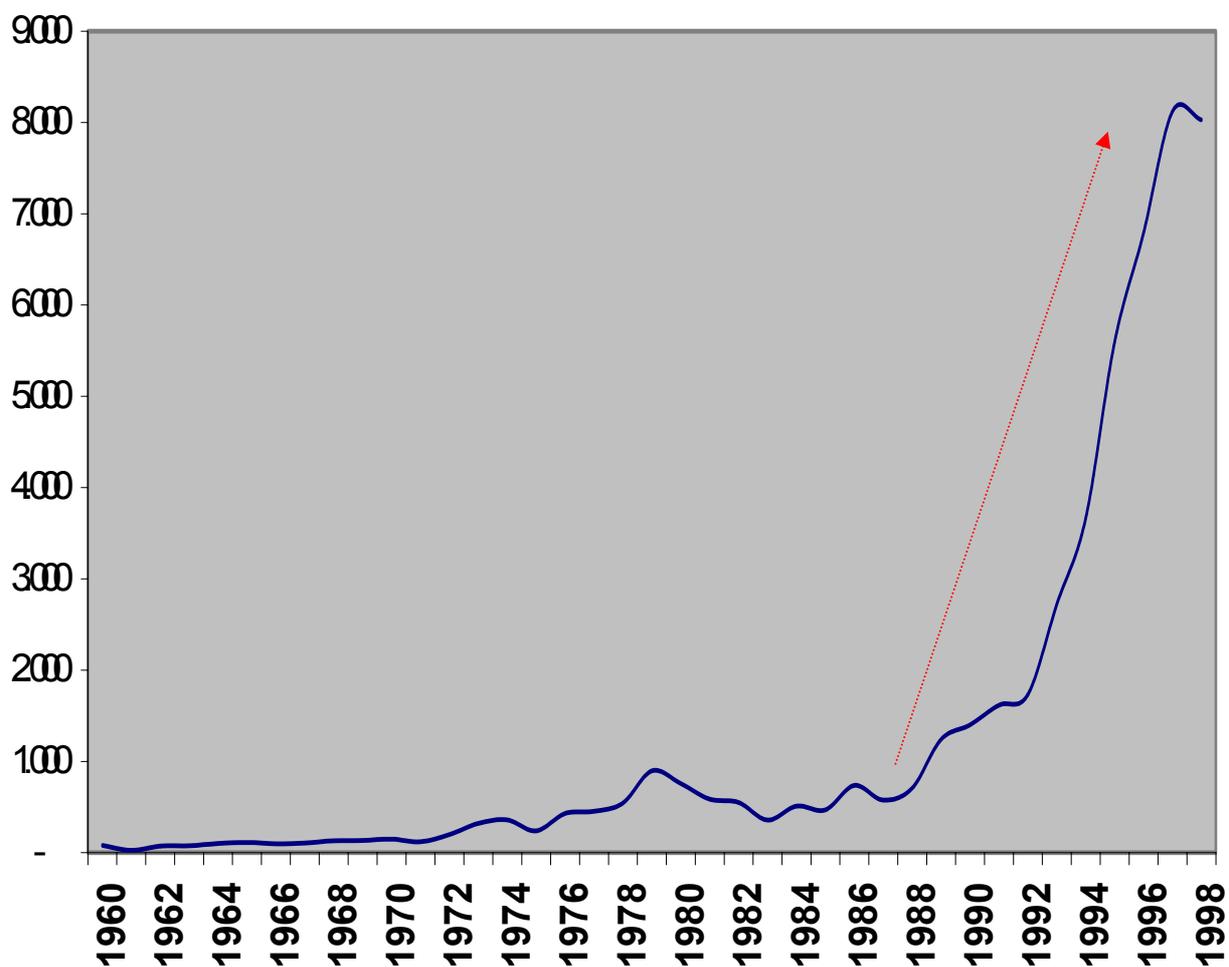
Por fim, o R^2 ajustado informa que 39% das variações das importações brasileiras provindas da Argentina são explicada pelo modelo.

Através do F-statistic que fornece o grau de significância conjunto do modelo e o seu respectivo P-valor permite que seja rejeitado até mesmo ao nível de 1% a hipótese nula de que a regressão como um todo não é significativa.

Gráfico das Importações do Brasil Provenientes da Argentina:

Através deste gráfico podemos ver que a partir da década de 90, os vários incentivos decorrentes do Mercosul propiciaram uma grande elevação da importação de produtos argentinos por parte do Brasil.

A reta pontilhada em vermelho mostra essa elevação das importações decorrentes ao Mercosul.



II - RESULTADOS DA REGRESSÃO Nº2:

Dependent Variable: EXP

Method: Least Squares

Date: 04/22/02 Time: 11:37

Sample(adjusted): 1962 1997

Included observations: 36 after adjusting endpoints

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| α_0 | 1.305436 | 0.729069 | 1.790551 | 0.0855 |
| EXP(-1) | 0.061999 | 0.161689 | 0.383445 | 0.7046 |
| E | 0.028854 | 0.046813 | 0.616357 | 0.5432 |
| E(-1) | -0.015747 | 0.048121 | -0.327237 | 0.7462 |
| PIB_ARG | -0.033475 | 0.010045 | -3.332639 | 0.0027 |
| PIB_ARG(-1) | 0.021675 | 0.009623 | 2.252358 | 0.0333 |
| TAR_ARG | 0.573164 | 0.350363 | 1.635912 | 0.1144 |
| TAR_ARG(-1) | -0.839337 | 0.328819 | -2.552581 | 0.0172 |
| COM | 0.961891 | 0.581872 | 1.653099 | 0.1108 |
| COM(-1) | 0.582914 | 0.648626 | 0.898690 | 0.3774 |
| R-squared | 0.470432 | Mean dependent var | | 0.141389 |
| Adjusted R-squared | 0.279787 | S.D. dependent var | | 0.312277 |
| S.E. of regression | 0.265015 | Akaike info criterion | | 0.416896 |
| Sum squared resid | 1.755825 | Schwarz criterion | | 0.861282 |
| Log likelihood | 2.704313 | F-statistic | | 2.467583 |
| Durbin-Watson stat | 2.402889 | Prob(F-statistic) | | 0.036017 |

Os resultados obtidos acima requerem uma análise mais detalhada para que se possa extrair uma maior quantidade de informações de nosso segundo modelo:

$$EXP = \alpha_0 + \alpha_1 * EXP(-1) + \alpha_2 * E + \alpha_3 * E(-1) + \alpha_4 * PIB_ARG + \alpha_5 * PIB_BARG(-1) + \alpha_6 * TAR_ARG + \alpha_7 * TAR_ARG(-1) + \alpha_8 * COM + \alpha_9 * COM(-1) + U_2$$

Assim como na primeira regressão, analisa-se as variáveis explicativas que são significantes ao nível de 5%. Observa-se que apenas o PIB per capita argentino (PIB_ARG), o PIB defasado (PIB_ARG(-1)) e as tarifas argentinas defasadas argentinas (TAR_ARG(-1)) são significantes. Porém o PIB_ARG está com seu sinal incorreto, pois espera-se uma relação diretamente proporcional entre essa variável (PIB_ARG) e a variável dependente (EXP). Embora o comércio mundial (COM) e a sua defasagem (COM(-1)) estejam com os sinais corretos, eles não são significantes a 5%.

Uma das conclusões que podem ser extraídas desse segundo modelo, é o fato que um aumento de 1% das tarifas defasadas, gera uma redução de 0,84% nas exportações brasileiras para a Argentina, o que é consistente com a teoria econômica, pois um aumento das tarifas impostas pela Argentina ao Brasil, faz com que os produtos brasileiros fiquem mais caros na Argentina, causando assim uma diminuição da quantidade demandada.

Como nesse período, até 1998, o peso argentino estava vinculado ao dólar, uma desvalorização do Real (R\$) em relação ao Dólar (US\$) , faria com que nossas exportações ficassem ainda mais competitivas na Argentina.

Assim como no primeiro modelo, os critérios de informações (Akaike ou Schwarz) darão o grau de ajuste de nosso modelo, sempre penalizando pela perda de graus de liberdade pela inclusão de novas variáveis ao modelo.

O Critério de Informação de Schwarz pequeno é um excelente sinal de que as defasagens utilizadas estão corretas.

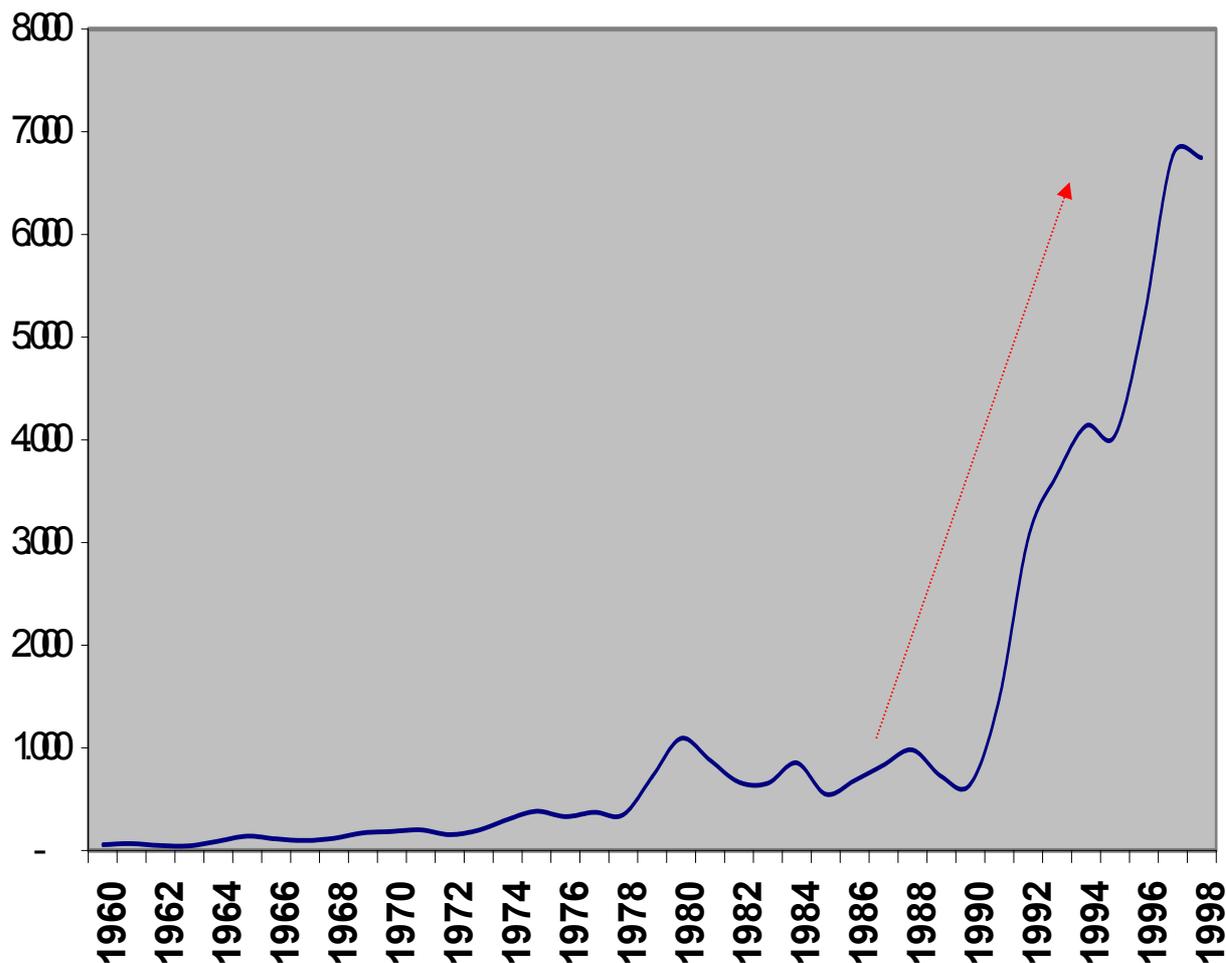
O R^2 Ajustado informa que apenas 28% das variações das exportações brasileiras para a Argentina são explicada pelo nosso modelo.

Apesar do valor aparentemente baixo de R^2 Ajustado, através do F-statistic, o qual fornece um grau de significância conjunto do modelo, e através de seu P-valor podemos até mesmo ao nível de 4% rejeitarmos a hipótese nula de que a regressão como um todo não é significativa.

Assim como no primeiro modelo analisado, não entraremos em maiores detalhes (estacionariedade, cointegração, correção de erros) nas primeiras regressões, deixando para as regressões finais (nº5 e nº6), uma análise mais detalhada, de forma a termos fundamentos consistentes para a elaboração da conclusão final.

Gráfico das Exportações do Brasil Destinadas para Argentina:

Através deste gráfico podemos ver que a partir da década de 90, os vários incentivos decorrentes do Mercosul propiciaram uma grande elevação da exportação de produtos brasileiros destinados a Argentina.



A reta pontilhada em vermelho mostra essa elevação das exportações decorrentes ao Mercosul.

III - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°3:

Dependent Variable: IMP_MUN

Method: Least Squares

Date: 04/25/02 Time: 10:52

Sample(adjusted): 1962 1997

Included observations: 36 after adjusting endpoints

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ϕ_0 | -0.094656 | 0.047205 | -2.005200 | 0.0555 |
| IMP_MUN(-1) | 0.212923 | 0.198481 | 1.072761 | 0.2932 |
| E | 0.026692 | 0.020909 | 1.276613 | 0.2130 |
| E(-1) | 0.006398 | 0.025031 | 0.255595 | 0.8003 |
| PIB_BR | 0.977000 | 0.690506 | 1.414905 | 0.1690 |
| PIB_BR(-1) | -0.385020 | 0.796796 | -0.483210 | 0.6330 |
| TAR_MUN | 0.060637 | 0.150963 | 0.402387 | 0.6907 |
| TAR_MUN(-1) | -0.141855 | 0.141813 | -1.000297 | 0.3264 |
| COM | 1.365365 | 0.363670 | 3.754405 | 0.0009 |
| COM(-1) | -0.020276 | 0.420938 | -0.048170 | 0.9619 |
| R-squared | 0.651445 | Mean dependent var | | 0.103837 |
| Adjusted R-squared | 0.530792 | S.D. dependent var | | 0.199754 |
| S.E. of regression | 0.136829 | Akaike info criterion | | -0.910032 |
| Sum squared resid | 0.486779 | Schwarz criterion | | -0.470166 |
| Log likelihood | 26.38058 | F-statistic | | 5.399304 |
| Durbin-Watson stat | 2.073887 | Prob(F-statistic) | | 0.000339 |

Após uma análise detalhada dos resultados obtidos acima, algumas conclusões podem ser tiradas da regressão n°3:

$$\text{IMP_MUN} = \phi_0 + \phi_1 * \text{IMP_MUN}(-1) + \phi_2 * E + \phi_3 * E(-1) + \phi_4 * \text{PIB_BR} + \phi_5 * \text{PIB_BR}(-1) + \phi_6 * \text{TAR_MUN} + \phi_7 * \text{TAR_MUN}(-1) + \phi_8 * \text{COM} + \phi_9 * \text{COM}(-1) + U_3$$

Apenas a variável explicativa (COM) é significativa a 5% (nível de significância). Porém, apesar de COM, ser estatisticamente significante, mesmo a 0,1%, COM(-1), além de não ser significante, possui o sinal incorreto, de acordo com o que prevê a teoria econômica.

Em se tratando das importações defasadas, observa-se que embora não seja estatisticamente significante, a variável possui seu sinal correto.

Com relação a variável Câmbio (E), observa-se que uma depreciação do câmbio causaria uma diminuição nas importações (Teoria de Marshall-Lerner), logo o sinal do câmbio também está contrariando a teoria econômica.

Uma análise na variável PIB_BR , mostra que embora o sinal esteja correto, ela não é significativa. Já a sua defasagem, não possui o sinal correto, nem é significativa.

Focando a atenção nas tarifas, vemos que a tarifa defasada possui sinal correto, embora não seja significativa para o modelo. Já as tarifas atuais não possui sinal correto nem é significativa.

O Critério de Informação de Schwarz pequeno é um excelente sinal de que as defasagens utilizadas estão corretas.

A regressão tem um R^2 Ajustado razoável (53%). Assim sendo, 53% das variações percentuais das importações brasileiras do resto do mundo são explicadas pelo modelo . O F-statistic garante a significância conjunta do modelo mesmo ao nível de significância de 0,1%.

Gráfico das Importações do Brasil Provenientes do Resto do Mundo:

Através deste gráfico observa-se que a partir da década de 90, não só o comércio Brasil-Argentina se intensificou, mas também as transações comerciais entre Brasil e o Resto do Mundo também se elevaram consideravelmente.

Com relação a esse estreitamento da relação Brasil-Mundo, algumas das mais importantes medidas foram tomadas no governo do presidente Fernando Collor de Melo, que deixou o Brasil ainda mais aberto para os mercados externo.

A seta pontilhada em vermelho mostra essa elevação das importações brasileiras provenientes do Resto do Mundo (exceto Argentina).



IV - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°4:

Dependent Variable: EXP_MUN

Method: Least Squares

Date: 04/25/02 Time: 21:07

Sample(adjusted): 1962 1997

Included observations: 36 after adjusting endpoints

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ψ_0 | -0.000209 | 0.030135 | -0.006941 | 0.9945 |
| EXP_MUN(-1) | -0.012778 | 0.176394 | -0.072443 | 0.9427 |
| E | 0.003722 | 0.015969 | 0.233090 | 0.8173 |
| E(-1) | -0.033282 | 0.016686 | -1.994580 | 0.0552 |
| COM | 0.772952 | 0.225945 | 3.420980 | 0.0018 |
| COM(-1) | 0.181979 | 0.264977 | 0.686772 | 0.4975 |
| R-squared | 0.453043 | Mean dependent var | | 0.098436 |
| Adjusted R-squared | 0.361884 | S.D. dependent var | | 0.132272 |
| S.E. of regression | 0.105662 | Akaike info criterion | | -1.506130 |
| Sum squared resid | 0.334934 | Schwarz criterion | | -1.242210 |
| Log likelihood | 33.11034 | F-statistic | | 4.969791 |
| Durbin-Watson stat | 1.890677 | Prob(F-statistic) | | 0.001968 |

Este último modelo é de difícil reprodução, já que é muito complicado estimar uma tarifa alfandegária média para todo o resto do mundo, dado a diversidade dessas tarifas para cada país. Logo, dado a dificuldade de encontrar informações confiáveis, no modelo N°4 não se incluiu as tarifas como variáveis explicativas:

$$\text{EXP_MUN} = \psi_0 + \psi_1 * \text{EXP_MUN}(-1) + \psi_2 * \text{E} + \psi_3 * \text{E}(-1) + \psi_4 * \text{COM} + \psi_5 * \text{COM}(-1) + U_4$$

Retiradas as tarifas de nosso modelo, ficamos com uma regressão aparentemente mais simples.

Analisando o grau de significância de cada variável, temos que apenas as exportações mundiais (COM) é significativa ao nível de 5%. Assim sendo, é fácil concluir que um aumento de 1% no comércio internacional gera um aumento de 0,77% nas exportações do Brasil para o resto do mundo (log-log).

Já o cambio defasado, apesar de ser significativo ao nível de 6%, além de possuir seu sinal errado. Pois, como já se foi dito, uma desvalorização torna a exportações

brasileiras mais competitivas no exterior. O câmbio defasado também possui uma maior influência nas exportações brasileiras para o resto do mundo do que o próprio câmbio contemporâneo. Isso nos mostra a demora para que a balança comercial se ajuste a alterações cambiais.

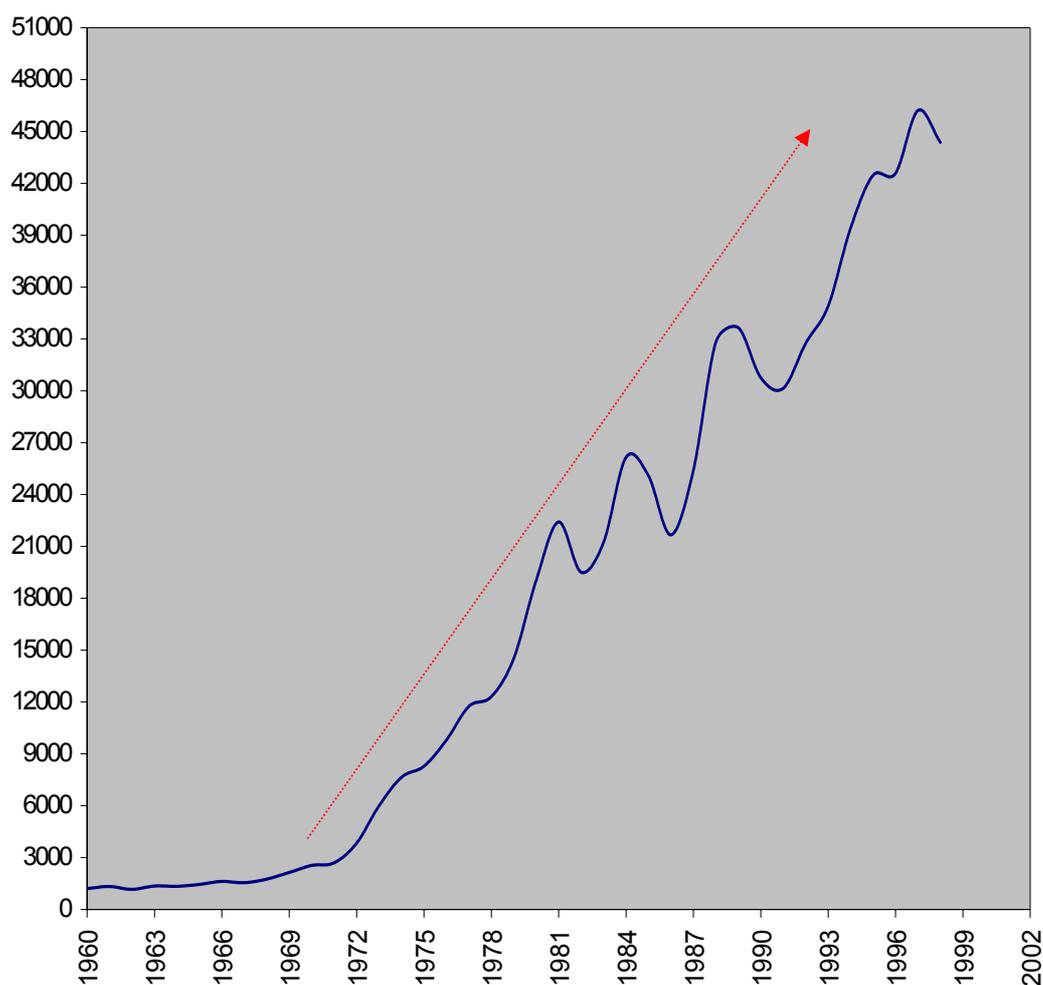
O R^2 Ajustado nos mostra que 36% das variações das exportações brasileiras para o resto do mundo são explicada por esse modelo.

Gráfico das Exportações do Brasil destinadas ao Resto do Mundo:

Através deste gráfico observa-se que o crescimento das exportações brasileiras para o mundo, mesmo antes da década de 90, vem crescendo gradativamente anualmente.

Diferentemente do segundo modelo (Exportações do Brasil para Argentina), onde verifica-se um crescimento significativo das exportações brasileiras após a década de 1990, nesse modelo (N°4), verifica-se que o crescimento vem ao longo dos anos.

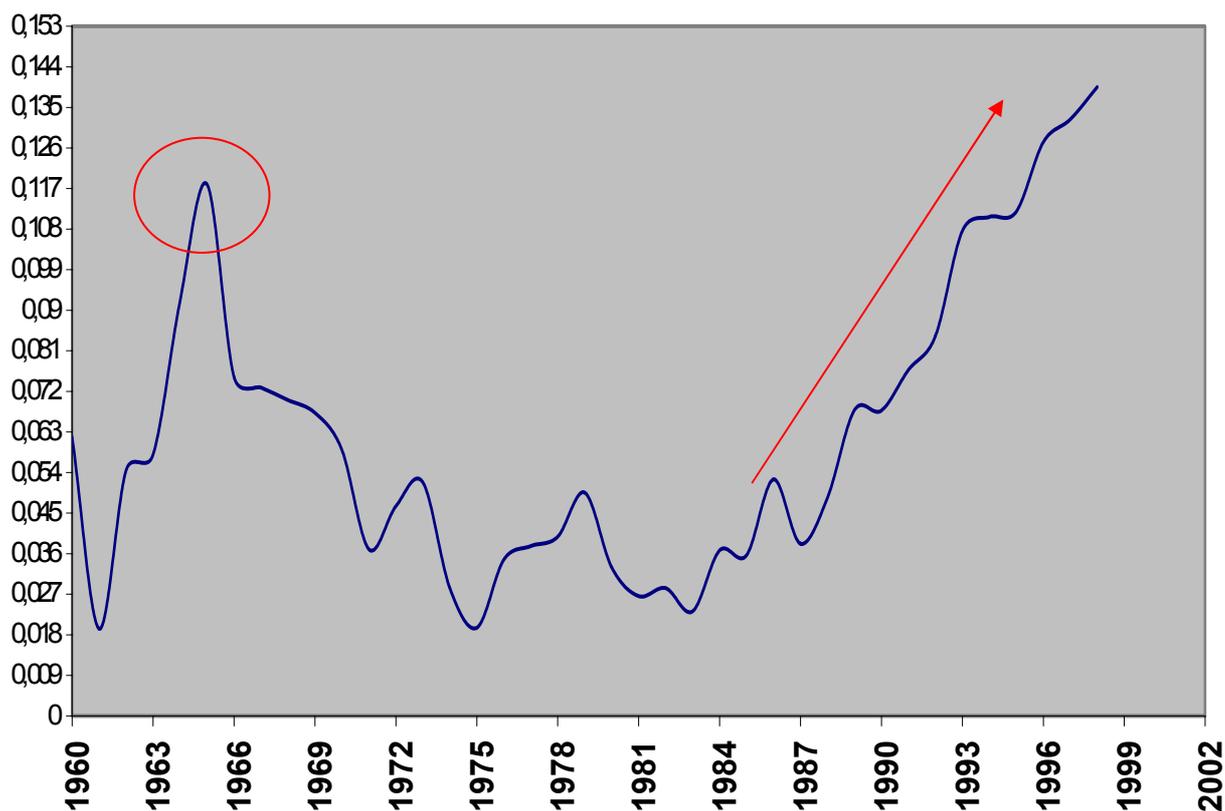
A seta pontilhada em vermelho mostra essa elevação das exportações brasileiras destinadas para do Resto do Mundo (exceto Argentina).



Os resultados das próximas duas regressões (5 e 6) serão fundamental para conclusão da monografia.

Através dessas regressões será respondida a pergunta: “ As reduções tarifárias entre o comércio Brasil e Argentina mesmo que ainda longe da zona de livre comércio almejada ao criar-se o Mercosul – já provocou impactos importantes no comércio entre Brasil e Argentina relativamente ao comércio brasileiro em relação ao Resto do Mundo ? “.

Antes de rodar a regressão, será feita uma análise do gráfico da relação entre as importações brasileiras provenientes da Argentina e as importações brasileiras provenientes do Resto do Mundo:



Devido a esse pico (círculo vermelho), será colocado uma Variável Dummy para que algumas conclusões possam ser tiradas após a regressão do modelo.

Antes mesmo do resultado dos resultados da regressão observa-se que a relação entre as importações brasileiras provindas da Argentina e as importações brasileiras provindas do Resto do Mundo sofreram um grande aumento a partir do Mercosul, provavelmente decorrente do grande aumento das importações provindas da Argentina.

V - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°5:

Dependent Variable: IMP/IMP_MUN
 Method: Least Squares
 Date: 06/04/02 Time: 23:57
 Sample(adjusted): 1964 1997
 Included observations: 34 after adjusting endpoints

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| θ_0 | 0.058875 | 0.017950 | 3.279952 | 0.0033 |
| IMP(-1) | 0.615059 | 0.123941 | 4.962515 | 0.0001 |
| E | 0.000601 | 0.002272 | 0.264772 | 0.7935 |
| E(-1) | 0.001825 | 0.002386 | 0.764828 | 0.4522 |
| PIB_BR | 0.003883 | 0.067136 | 0.057834 | 0.9544 |
| PIB_BR(-1) | -0.145808 | 0.075312 | -1.936050 | 0.0652 |
| COM | 0.038336 | 0.035444 | 1.081594 | 0.2906 |
| COM(-1) | -0.027770 | 0.030794 | -0.901806 | 0.3765 |
| D65 | 0.413228 | 0.163803 | 2.522711 | 0.0190 |
| TAR_BR | -0.040214 | 0.034164 | -1.177106 | 0.2512 |
| TAR_BR(-1) | 0.006501 | 0.036978 | 0.175807 | 0.8620 |
| R-squared | 0.885379 | Mean dependent var | 0.062011 | |
| Adjusted R-squared | 0.835543 | S.D. dependent var | 0.032171 | |
| S.E. of regression | 0.013046 | Akaike info criterion | -5.584404 | |
| Sum squared resid | 0.003915 | Schwarz criterion | -5.090582 | |
| Log likelihood | 105.9349 | F-statistic | 17.76608 | |
| Durbin-Watson stat | 1.784823 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Os resultados acima são derivados da regressão:

$$\text{IMP/IMP_MUN} = \theta_0 + \theta_1 \cdot \text{IMP}(-1)/\text{IMP_MUN}(-1) + \theta_2 \cdot \text{E} + \theta_3 \cdot \text{E}(-1) + \theta_4 \cdot \text{PIB_BR} + \theta_5 \cdot \text{PIB_BR}(-1) + \theta_6 \cdot \text{COM} + \theta_7 \cdot \text{COM}(-1) + \theta_8 \cdot \text{D65} + \theta_9 \cdot \text{TAR_BR}/\text{TAR_MUN} + \theta_{10} \cdot \text{TAR_BR}(-1)/\text{TAR_MUN}(-1) + U_5$$

A regressão 5 fornece resultados interessantes. A variável dependente, ou seja, a relação entre as importações brasileiras provindas da Argentina e as importações brasileiras provindas do Resto do Mundo, quando defasada 1 ano, além de possuir um sinal coerente com a Teoria Econômica, é extremamente significativa.

O PIB brasileiro defasado também permite uma curiosa interpretação, pois seu sinal negativo sugere que um crescimento no PIB brasileiro, faz com que passemos a importar mais produtos do Resto do Mundo do que produtos da Argentina, fazendo assim com que a relação fique menor.

Quanto ao fato das tarifas serem insignificantes a apenas 5% e 10%, mostra que embora seja sabido pela Teoria Econômica que as reduções tarifárias tenham ampliado significativamente o comércio entre Brasil e Argentina, a razão entre as importações vindas da Argentina e Resto do mundo não se alterou, mostrando que nesse período observado as importações brasileiras vindas do Resto do Mundo também aumentaram significativamente. Esse fato observado não foi uma surpresa. Em 1994, O Plano Real conseguiu quebrar a forte indexação da economia nacional através do processo de transição onde foi usada a unidade de conta URV. Tão importante quanto a desindexação da economia, foi o fato de o país estar consideravelmente mais aberto ao comércio internacional em relação a planos anteriores. Isso viabilizou a posterior apreciação da moeda nacional que foi vital durante o período de ajuste da demanda e oferta agregadas, pois impossibilitou as empresas locais de reajustarem os seus preços diante da maior concorrência com o similar importado.

Tal apreciação real da moeda brasileira fez com que o saldo da balança comercial passasse de US\$10,4 bilhões positivos em 1994, para um déficit de US\$6,6 bilhões em 1998. No mesmo período, o valor exportado em dólares cresceu 17% ao passo que o importado aumentou 74,5%, o que mostra claramente os efeitos da abertura comercial da chamada âncora cambial.

Resumindo, o mais importante a ser lembrado, é o fato que os resultados da balança comercial citados acima ocorreram durante a década na qual as áreas de livre comércio nasceram (NAFTA em 1993 e MERCOSUL em 1991). Como consequência, o comércio mundial registrou um forte crescimento, onde as exportações mundiais cresceram 61,3% e as importações cresceram 59,3% no período de 1990 até 1998. Todos esses acontecimentos justificam o fato de o aumento das importações brasileiras provenientes da Argentina devido a redução tarifária, tenha sido anulado pelo crescimento das importações brasileiras provenientes do Resto do Mundo devido a maior abertura comercial do Brasil decorrente ao Plano Real.

De acordo com o correlograma acima, uma análise detalhada revela que o modelo se trata de um AR(1)

O poder explicativo da regressão pode ser considerado muito bom, o que poderia ser considerado como um indício de regressão espúria, onde superficialmente os resultados parecem bons, mas, depois de analisados detalhadamente, eles parecem suspeitos. Porém como o Durbin-Watson ultrapassa o R^2 podemos rejeitar essa hipótese.

As demais variáveis de nossa regressão são insignificantes (E , $E(-1)$, PIB, COM e $COM(-1)$), exceto a Variável Dummy.

A significância observada na Dummy D65, e seu sinal positivo refletem o fato das importações brasileiras providas da Argentina não sofreram grandes alterações enquanto na relação entre as importações da Argentina e do Resto do Mundo tenha havido um pico em 1965, isso mostra que nesse período existiu uma grande queda das importações brasileiras provenientes do Resto do Mundo.

Agora, por se tratar de uma regressão importante para que a conclusão seja fundamentada. Uma bateria de testes irão especificar se o modelo está bem especificado, se nossas variáveis explicativas estão bem escolhidas, tudo para que a conclusão esteja baseada em dados de alta confiabilidade.

Inicialmente, através da FAC e FACP analisa-se se o modelo é bem especificado. A função de autocorrelação (FAC) representa a correlação simples entre Y_t e Y_{t-k} em função da defasagem k . A função de autocorrelação parcial (FACP) representa a correlação entre Y_t e Y_{t-k} como uma função da defasagem k , filtrado o efeito de todas as outras defasagens sobre Y_t e Y_{t-k} .

Cada processo da classe ARIMA tem uma “assinatura” em termos de suas FAC e FACP. O analista de séries temporais deve se familiarizar com vários desses padrões teóricos para tentar reconhecê-los nas FAC e FACP estimadas das séries temporais.

As mesmas duas funções (FAC e FACP) são utilizadas sobre a série de resíduos do modelo estimado para verificar se “sobrou informação”. Caso tenha sobrado, pode-se dizer que o modelo não foi bem especificado.

Date: 06/08/02 Time: 22:41
 Sample: 1962 1998
 Included observations: 37

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| . ***** | . ***** | 1 | 0.830 | 0.830 | 27.601 | 0.000 |
| . ***** | . * | 2 | 0.670 | -0.060 | 46.106 | 0.000 |
| . **** | . * | 3 | 0.561 | 0.068 | 59.453 | 0.000 |
| . **** | . * | 4 | 0.461 | -0.036 | 68.732 | 0.000 |
| . *** | . * | 5 | 0.329 | -0.151 | 73.616 | 0.000 |
| . * | . * | 6 | 0.174 | -0.171 | 75.025 | 0.000 |
| . * | . * | 7 | 0.091 | 0.092 | 75.426 | 0.000 |
| . . | . * | 8 | 0.009 | -0.100 | 75.431 | 0.000 |
| . * | . * | 9 | -0.084 | -0.076 | 75.793 | 0.000 |
| . * | . * | 10 | -0.188 | -0.125 | 77.685 | 0.000 |
| . ** | . * | 11 | -0.224 | 0.086 | 80.479 | 0.000 |
| . ** | . . | 12 | -0.227 | 0.000 | 83.449 | 0.000 |
| . ** | . * | 13 | -0.282 | -0.159 | 88.234 | 0.000 |
| . ** | . . | 14 | -0.305 | 0.044 | 94.052 | 0.000 |
| . *** | . ** | 15 | -0.349 | -0.210 | 102.06 | 0.000 |
| . *** | . . | 16 | -0.352 | 0.013 | 110.57 | 0.000 |

De acordo com o resultado do correlograma, o modelo se trata de um AR(1), já que sua FAC decai exponencialmente e a FACP tem um corte após a primeira defasagem.

$$N=37 \quad 2/(37)^{(0,5)}=0,32$$

Como a única autocorrelação parcial fora do intervalo +/-0,32 é a primeira, é assumido que o modelo se trata de um AR(1).

Após concluído que o modelo é bem especificado, testa-se a estacionariedade do processo. Primeiramente, um rápido exame da FAC pode ajudar a identificar se um modelo possui raízes unitárias (não sendo assim estacionário), ou não. Séries com raízes unitárias são caracterizadas por uma FAC que decai lenta e linearmente.

Além da análise da FAC, o Teste Dickey-Fuller para intercepto, tendência e intercepto e nenhum dos dois, revelará se o modelo possui ou não raiz unitária, ou melhor, se ele é ou não estacionário.

A maioria das séries econômicas encontradas na prática apresenta alguma forma de não estacionariedade.

É esperado que se encontre uma ou mais raízes com módulo igual a 1, e as demais raízes com módulo maior que 1 (um processo não estacionário, porém não explosivo).

Análise da estacionariedade da variável IMP:

Teste D-F (Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -0.340031 | 1% Critical Value* | -3.6289 |
| | | 5% Critical Value | -2.9472 |
| | | 10% Critical Value | -2.6118 |

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

Teste D-F (Tendência e Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -0.719584 | 1% Critical Value* | -4.2412 |
| | | 5% Critical Value | -3.5426 |
| | | 10% Critical Value | -3.2032 |

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

Teste D-F (Nenhum)

| | | | |
|--------------------|----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | 0.654902 | 1% Critical Value* | -2.6300 |
| | | 5% Critical Value | -1.9507 |
| | | 10% Critical Value | -1.6208 |

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

Segundo os testes realizados, não rejeitamos a hipótese de que a variável IMP seja não estacionária, pois nos 3 casos (Intercepto, Tendência e Intercepto e Nenhum) o Critical Value excede o ADF Test Statistic.

Agora, diferencia-se a série temporal uma vez, caso essa série diferenciada seja estacionária, é dito que a mesma é Integrada de Ordem 1, ou simplesmente, I(1). Da mesma forma, quando se diferencia duas vezes uma série temporal para que a mesma torne-se estacionária, é dito que a mesma é Integrada de Ordem 2 ou I(2).

Análise da Primeira Diferença:

Primeira Diferença (Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.160035 | 1% Critical Value* | -3.6353 |
| | | 5% Critical Value | -2.9499 |
| | | 10% Critical Value | -2.6133 |

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

Primeira Diferença (Tendência e Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -6.377127 | 1% Critical Value* | -4.2505 |
| | | 5% Critical Value | -3.5468 |
| | | 10% Critical Value | -3.2056 |

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

Primeira Diferença (Nenhum)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.156378 | 1% Critical Value* | -2.6321 |
| | | 5% Critical Value | -1.9510 |
| | | 10% Critical Value | -1.6209 |

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

Após ser tirada a primeira diferença , nos 3 casos , rejeitamos a 1% a hipótese de não- estacionariedade.

A partir desse ponto será tirada para as outras variáveis o teste DF apenas para intercepto e tendência, o caso 2, dado que as outras 2 modalidades do teste DF apresentaram resultados consistentes com o caso 2.

Análise da estacionariedade da variável E:***Teste D-F (Tendência e Intercepto)***

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -2.393270 | 1% Critical Value* | -4.2505 |
| | | 5% Critical Value | -3.5468 |
| | | 10% Critical Value | -3.2056 |

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

Assim como na variável IMP, o Câmbio também não é estacionário em sua série temporária original.

Primeira Diferença (Tendência e Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.136366 | 1% Critical Value* | -4.2605 |
| | | 5% Critical Value | -3.5514 |
| | | 10% Critical Value | -3.2081 |

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

Após o cálculo da primeira diferença da variável “E” rejeita-se a hipótese de não estacionariedade.

Análise da estacionariedade da variável PBR:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -2.805673 | 1% Critical Value* | -4.2412 |
| | | 5% Critical Value | -3.5426 |
| | | 10% Critical Value | -3.2032 |

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

Como o ADF Test Statistic (-2.805673) não ultrapassa os valores críticos, rejeita-se a hipótese de estacionariedade, necessitando outra vez do cálculo e da análise da primeira diferença.

Primeira Diferença (Tendência e Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.559708 | 1% Critical Value* | -4.2505 |
| | | 5% Critical Value | -3.5468 |
| | | 10% Critical Value | -3.2056 |

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

Com os resultados obtidos, concluí-se que a variável PBR é Integrada de Ordem 1, ou simplesmente, I(1).

Análise da estacionariedade da variável COM:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -3.728569 | 1% Critical Value* | -4.2505 |
| | | 5% Critical Value | -3.5468 |
| | | 10% Critical Value | -3.2056 |

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

Ao nível de significância de 5% , a variável COM é estacionária.

Análise da estacionariedade da variável D65:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.680772 | 1% Critical Value* | -4.2412 |
| | | 5% Critical Value | -3.5426 |
| | | 10% Critical Value | -3.2032 |

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

Como o ADF Test Statistic (-4.680772) ultrapassa os valores críticos, não se rejeita a hipótese de estacionariedade da Dummy 1965.

Análise da estacionariedade da variável T´:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -2.215705 | 1% Critical Value* | -4.2412 |
| | | 5% Critical Value | -3.5426 |
| | | 10% Critical Value | -3.2032 |

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

Como o ADF Test Statistic não ultrapassa os valores críticos, rejeita-se a hipótese de estacionariedade, necessitando outra vez do cálculo e da análise da primeira diferença.

Primeira Diferença (Tendência e Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -3.571100 | 1% Critical Value* | -4.2505 |
| | | 5% Critical Value | -3.5468 |
| | | 10% Critical Value | -3.2056 |

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

Com os resultados obtidos, conclui-se que a variável T´ é Integrada de Ordem 1, ou simplesmente, I(1).

Agora, sabendo que a melhor maneira de corrigir a não estacionariedade é o método de correção dos erros, onde não se perde informações. Testa-se a hipótese das variáveis IMP, PBR, E e T´ (todas integradas de ordem 1) serem Co-integradas.

Para isso, roda-se uma nova regressão com os regressores I(1), e obtém-se um resíduo que será a combinação linear desses regressores não estacionários. Feito isso, analisa-se a estacionariedade do resíduo, caso essa estacionariedade se confirme, conclui-se que os regressores (IMP, PBR, E, T´) são C(1,1), ou em outras palavras, sua combinação linear é estacionária.

Assim sendo, se uma série qualquer Y for I(1) e uma outra série qualquer X for também I(1), elas podem ser co-integradas. Para que isso ocorra, basta que se confirme que os resíduos sejam I(0), ou estacionários. É o que será analisado agora !

Análise da estacionariedade do Resíduo:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -2.316849 | 1% Critical Value* | -4.2505 |
| | | 5% Critical Value | -3.5468 |
| | | 10% Critical Value | -3.2056 |

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

Como o ADF Test Statistic (-2.316849) não ultrapassa os valores críticos (nem mesmo a 10%), rejeita-se a hipótese de estacionariedade. Conclui-se que os resíduos são não estacionários, frustrando o raciocínio anterior, de obter uma combinação linear estacionária das variáveis I(1).

Usando o operador de primeira diferença:

Method: Least Squares Δ IMP/IMP_MUN
 Date: 06/09/02 Time: 00:02
 Sample: 1962 1998
 Included observations: 37

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.007648 | 0.004625 | 1.653642 | 0.1090 |
| E | -0.000731 | 0.002105 | -0.347144 | 0.7310 |
| E(-1) | 0.001173 | 0.002396 | 0.489523 | 0.6282 |
| Δ PBR | 0.034163 | 0.062340 | 0.548010 | 0.5879 |
| COM | -0.010670 | 0.032991 | -0.323414 | 0.7487 |
| COM(-1) | -0.042930 | 0.034871 | -1.231107 | 0.2282 |
| D65 | 0.238147 | 0.175746 | 1.355067 | 0.1859 |
| Δ T' | -0.023145 | 0.037741 | -0.613256 | 0.5445 |
| R-squared | 0.199585 | Mean dependent var | 0.003247 | |
| Adjusted R-squared | 0.006381 | S.D. dependent var | 0.015525 | |
| S.E. of regression | 0.015476 | Akaike info criterion | -5.310277 | |
| Sum squared resid | 0.006945 | Schwarz criterion | -4.961971 | |
| Log likelihood | 106.2401 | F-statistic | 1.033028 | |
| Durbin-Watson stat | 1.814134 | Prob(F-statistic) | 0.430017 | |

Testando se esse modelo com o operador de diferença está bem especificado:

Date: 06/09/02 Time: 00:24
 Sample: 1962 1998

Included
 observations: 37

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|-----------|--------|--------|-------|
| . . | . . | 1 0.030 | 0.030 | 0.0358 | 0.850 |
| . . | . . | 2 -0.032 | -0.033 | 0.0774 | 0.962 |
| . * | . * | 3 0.090 | 0.092 | 0.4224 | 0.936 |
| . * | . ** | 4 -0.184 | -0.193 | 1.8994 | 0.754 |
| . * | . * | 5 0.089 | 0.116 | 2.2529 | 0.813 |
| . ** | . ** | 6 -0.262 | -0.317 | 5.4508 | 0.487 |
| . * | . . | 7 -0.142 | -0.052 | 6.4210 | 0.492 |
| . . | . * | 8 -0.032 | -0.138 | 6.4705 | 0.595 |
| . * | . . | 9 -0.078 | 0.027 | 6.7815 | 0.660 |
| . * | . ** | 10 -0.068 | -0.223 | 7.0292 | 0.723 |
| . . | . * | 11 0.007 | 0.085 | 7.0318 | 0.797 |
| . * | . . | 12 0.104 | -0.041 | 7.6578 | 0.811 |
| . . | . * | 13 -0.041 | -0.068 | 7.7575 | 0.859 |
| . * | . * | 14 0.147 | 0.069 | 9.1194 | 0.823 |
| . * | . . | 15 0.073 | 0.042 | 9.4658 | 0.852 |
| . . | . . | 16 0.066 | 0.045 | 9.7610 | 0.879 |

O Correlograma dos resíduos nos mostra que não há autocorrelação entre os erros, portanto, o modelo está bem especificado.

Todos os testes e dados abordados até esse ponto, são satisfatório e suficientes para que se possa tirar conclusões fundamentadas e coerentes. Levando-se isso em conta, não haverá prosseguimento das análises dessa regressão.

Outros Testes Importantes

Testando a Homoscedasticidade:

Esse teste foi incluído na monografia devido a sua grande importância e praticidade.

Como a monografia é baseada em uma regressão linear, uma importante hipótese é que as perturbações que aparecem na função de regressão da população são homoscedástica⁷.

Utiliza-se para essa análise o Teste de White para Heteroscedasticidade, sem termos cruzados, pois caso fosse usado o teste com termos cruzados teríamos o problema da Micronumerosidade. Outro fator que torna o Teste de White, um dos mais importantes, é o fato do mesmo não depender da hipótese de normalidade.

A primeira parte do teste consiste em estimar e obter os resíduos \hat{u}_i (essa parte já foi feita, ao rodarmos a regressão nº5).

A segunda parte consiste em rodarmos uma regressão auxiliar, onde os resíduos ao quadrado da regressão original são regredidos sobre os regressores (elevados ao quadrado) e pelos produtos cruzados dos mesmos.

A terceira parte consiste nas hipóteses. Onde tem-se que não há Heteroscedasticidade caso o tamanho da amostra (n), multiplicado pelo R^2 obtido da regressão auxiliar segue distribuição por qui-quadrado com gl (grau de liberdade) igual ao número de regressores.

A quarta e última parte consiste em analisar se o valor de qui-quadrado obtido excede o valor de qui-quadrado crítico em um dado nível de significância escolhido. Se exceder o qui-quadrado crítico, há Heteroscedasticidade, caso contrário, rejeita-se a

⁷ Todas têm a mesma variância

hipótese de Heteroscedasticidade, o que significa que na regressão descrita na segunda parte todos os parâmetros são iguais a zero.

Agora pode-se analisar os dados obtidos do E-views:

White Heteroskedasticity Test:

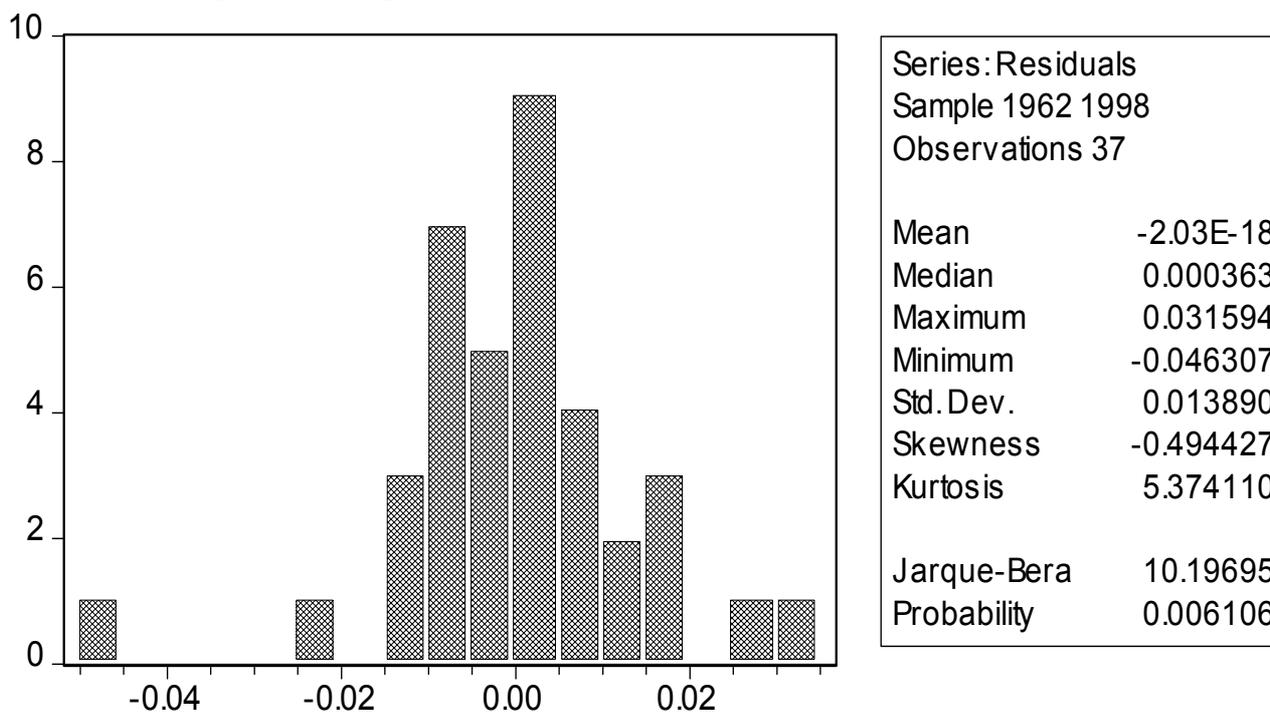
| | | | |
|---------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 0.396165 | Probability | 0.956690 |
| Obs*R-squared | 6.769251 | Probability | 0.913648 |

Com os resultados acima, não se rejeita a hipótese nula de não haver Heteroscedasticidade, já que, 6,769251 é menor que o valor crítico da distribuição qui-quadrado, considerando um nível de significância de 5%.

Testando a Normalidade dos Resíduos (Jarque-Bera):

O último teste abordado para a regressão número 5 será o Teste de Normalidade de Jarque-Bera. Trata-se de um teste assintótico, ou seja, para grandes amostras.

Se o valor p da estatística qui-quadrado for suficientemente baixo, podemos rejeitar a hipótese de que os resíduos têm distribuição normal. Mas se o valor p for razoavelmente alto, não rejeitamos a hipótese de normalidade.



Como a estatística Jarque-Bera é igual a 10,19, e portanto, menor que $10,59695 = \chi^2$, com dois graus de liberdade, não rejeita-se a hipótese nula de que o erro possui distribuição normal, ao nível de significância de 0,5%. Assim sendo, pode-se confiar nas estatísticas t, F e nos intervalos de confiança.

VI - RESULTADOS DA REGRESSÃO N°6

Dependent Variable: EXP/EXP_MUN
 Method: Least Squares
 Date: 06/15/02 Time: 11:39
 Sample(adjusted): 1962 1997
 Included observations: 36 after adjusting endpoints

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C ₀ | -0.005385 | 0.011081 | -0.485992 | 0.6305 |
| EXP(-1) | 1.039229 | 0.126843 | 8.193064 | 0.0000 |
| E | 0.003449 | 0.005921 | 0.582547 | 0.5646 |
| E(-1) | 0.001701 | 0.005415 | 0.314186 | 0.7556 |
| COM | -0.007662 | 0.037513 | -0.204249 | 0.8395 |
| COM(-1) | 0.023589 | 0.037080 | 0.636172 | 0.5295 |
| R-squared | 0.735857 | Mean dependent var | 0.056561 | |
| Adjusted R-squared | 0.691834 | S.D. dependent var | 0.031460 | |
| S.E. of regression | 0.017464 | Akaike info criterion | -5.106325 | |
| Sum squared resid | 0.009150 | Schwarz criterion | -4.842405 | |
| Log likelihood | 97.91386 | F-statistic | 16.71501 | |
| Durbin-Watson stat | 1.587223 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Os resultados acima são derivados da regressão:

$$\text{EXP/EXP_MUN} = C_0 + C_1 \cdot \text{EXP/EXP_MUN}(-1) + C_2 \cdot E + C_3 \cdot E(-1) + C_4 \cdot \text{COM} + C_5 \cdot \text{COM}(-1) + U_6$$

O único coeficiente significativo e com o sinal correto, ao nível de significância de 5%, é a relação EXP defasada em 1 período. As demais variáveis não são estatisticamente significante.

Pelos mesmos motivos citados na regressão n°5, uma bateria de testes e análises serão feitas para que os resultados da regressão n°6 possam ser consistente para que a conclusão seja fundamentada.

Inicialmente, através da FAC e FACP analisa-se se o modelo é bem especificado.

Date: 06/15/02 Time: 12:10
 Sample: 1962 1998
 Included observations: 37

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| . ***** | . ***** | 1 | 0.782 | 0.782 | 24.510 | 0.000 |
| . **** | . ** | 2 | 0.517 | -0.243 | 35.525 | 0.000 |
| . *** | . * | 3 | 0.370 | 0.158 | 41.340 | 0.000 |
| . *** | . * | 4 | 0.331 | 0.109 | 46.145 | 0.000 |
| . ** | . ** | 5 | 0.212 | -0.275 | 48.162 | 0.000 |
| . . | . * | 6 | 0.024 | -0.135 | 48.188 | 0.000 |
| . * | . ** | 7 | -0.179 | -0.223 | 49.737 | 0.000 |
| . ** | . * | 8 | -0.244 | 0.096 | 52.696 | 0.000 |
| . ** | . * | 9 | -0.202 | 0.090 | 54.797 | 0.000 |
| . * | . . | 10 | -0.163 | 0.001 | 56.209 | 0.000 |
| . * | . * | 11 | -0.165 | 0.071 | 57.721 | 0.000 |
| . * | . . | 12 | -0.168 | -0.053 | 59.359 | 0.000 |
| . * | . * | 13 | -0.166 | -0.148 | 61.021 | 0.000 |
| . * | . * | 14 | -0.151 | -0.101 | 62.445 | 0.000 |
| . * | . * | 15 | -0.162 | -0.153 | 64.158 | 0.000 |
| . * | . . | 16 | -0.177 | 0.012 | 66.322 | 0.000 |

Como a FAC decai exponencialmente e a FACP tem um corte após a primeira defasagem, há um forte indício de que tenhamos um processo AR(1).

Assim como na regressão nº5, faz-se o teste da estacionariedade das variáveis. Será usado mais uma vez o Teste D-F para tendência e intercepto.

Analise da estacionariedade da variável EXP:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -1.042900 | 1% Critical Value* | -4.2412 |
| | | 5% Critical Value | -3.5426 |
| | | 10% Critical Value | -3.2032 |

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

Como o ADF Test Statistic (-1.042900) não ultrapassa os valores críticos, rejeita-se a hipótese de estacionariedade, necessitando assim o cálculo da primeira diferença.

Primeira Diferença (Tendência e Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.165859 | 1% Critical Value* | -4.2505 |
| | | 5% Critical Value | -3.5468 |
| | | 10% Critical Value | -3.2056 |

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

Com os resultados obtidos, concluí-se que a variável EXP é Integrada de Ordem 1, ou simplesmente, I(1).

Análise da estacionariedade da variável E:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -2.393270 | 1% Critical Value* | -4.2505 |
| | | 5% Critical Value | -3.5468 |
| | | 10% Critical Value | -3.2056 |

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

Como o ADF Test Statistic (-2.393270) não ultrapassa os valores críticos, rejeita-se a hipótese de estacionariedade, necessitando assim o cálculo da primeira diferença.

Primeira Diferença (Tendência e Intercepto)

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -5.136366 | 1% Critical Value* | -4.2605 |
| | | 5% Critical Value | -3.5514 |
| | | 10% Critical Value | -3.2081 |

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

Com os resultados obtidos, concluí-se que a variável E é Integrada de Ordem 1, ou simplesmente, I(1).

Análise da estacionariedade da variável COM:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -3.566040 | 1% Critical Value* | -3.6353 |
| | | 5% Critical Value | -2.9499 |
| | | 10% Critical Value | -2.6133 |

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

Diferentemente das demais variáveis analisadas, COM é estacionária ao nível de significância de 5%.

Agora, visando obter o melhor ajuste, será usado o modelo de correção de erros.

Testa-se a hipótese das variáveis EXP e E serem Co-integradas.

Para isso, roda-se uma nova regressão com os regressores I(1), e obtém-se um resíduo que será a combinação linear desses regressores não estacionários. Feito isso, analisa-se a estacionariedade do resíduo, caso essa estacionariedade se confirme, conclui-se que os regressores (EXP e E) são C(1,1), ou em outras palavras, sua combinação linear é estacionária. Para que isso ocorra, basta que se confirme que os resíduos sejam I(0), ou estacionários. É o que será analisado agora !

Dependent Variable: EXP
 Method: Least Squares
 Date: 06/15/02 Time: 12:57
 Sample: 1962 1998
 Included observations: 37

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | 0.064228 | 0.006848 | 9.378607 | 0.0000 |
| E | -0.009335 | 0.005550 | -1.682115 | 0.1017 |
| R-squared | 0.076827 | Mean dependent var | | 0.056561 |
| Adjusted R-squared | 0.049675 | S.D. dependent var | | 0.031460 |
| S.E. of regression | 0.030668 | Akaike info criterion | | -4.077220 |
| Sum squared resid | 0.031979 | Schwarz criterion | | -3.989247 |
| Log likelihood | 75.38996 | F-statistic | | 2.829510 |
| Durbin-Watson stat | 0.348322 | Prob(F-statistic) | | 0.101710 |

Assim como feito na regressão nº5, testa-se a estacionariedade dos resíduos para ver se as variáveis são Co-integradas.

Análise da estacionariedade do Resíduo:

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|---------|
| ADF Test Statistic | -4.235183 | 1% Critical Value* | -4.4415 |
| | | 5% Critical Value | -3.6330 |
| | | 10% Critical Value | -3.2535 |

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

Como o ADF Test Statistic (-4.235183) ultrapassa os valores críticos (quando nível de significância é igual a 5%), não se rejeita a hipótese de estacionariedade. Conclui-se que os resíduos são estacionários, e as variáveis EXP e E são Co-integradas, ou seja, C(1,1).

Método de Engle-Granger em 2 passos:

Dependent Variable: ΔEXP
 Method: Least Squares
 Date: 06/15/02 Time: 13:27
 Sample: 1962 1998
 Included observations: 37

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | 0.002781 | 0.004560 | 0.609935 | 0.5462 |
| ΔE | -0.001931 | 0.004811 | -0.401292 | 0.6909 |
| COM | -0.018100 | 0.034220 | -0.528927 | 0.6005 |
| COM(-1) | 0.019806 | 0.034382 | 0.576064 | 0.5686 |
| $\hat{U}(-1)$ | 0.202473 | 0.099512 | 2.034656 | 0.0502 |
| R-squared | 0.122434 | Mean dependent var | | 0.002754 |
| Adjusted R-squared | 0.012738 | S.D. dependent var | | 0.016515 |
| S.E. of regression | 0.016409 | Akaike info criterion | | -5.256839 |
| Sum squared resid | 0.008617 | Schwarz criterion | | -5.039147 |
| Log likelihood | 102.2515 | F-statistic | | 1.116123 |
| Durbin-Watson stat | 1.779243 | Prob(F-statistic) | | 0.366112 |

Onde $U(-1)$ é a estimativa do erro defasado da regressão utilizada para concluirmos que houve cointegração entre as variáveis.

O correlograma dos resíduos da regressão acima mostra se o modelo está bem especificado.

Date: 06/15/02 Time: 13:54
 Sample: 1962 1998
 Included observations: 37

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------------|
| . * . | . * . | 1 | 0.101 | 0.101 | 0.4127 0.521 |
| . * . | . * . | 2 | -0.142 | -0.154 | 1.2492 0.535 |
| . * . | . * . | 3 | -0.104 | -0.074 | 1.7088 0.635 |
| . * . | . * . | 4 | 0.179 | 0.184 | 3.1114 0.539 |
| . * . | . * . | 5 | 0.172 | 0.115 | 4.4504 0.487 |
| . * . | . * . | 6 | 0.130 | 0.149 | 5.2316 0.514 |
| . * . | . * . | 7 | -0.169 | -0.141 | 6.6105 0.471 |
| . ** . | . * . | 8 | -0.194 | -0.160 | 8.4845 0.388 |
| . . | . . | 9 | -0.012 | -0.051 | 8.4914 0.485 |
| . * . | . . | 10 | 0.106 | -0.016 | 9.0913 0.523 |
| . * . | . * . | 11 | -0.081 | -0.109 | 9.4545 0.580 |
| . . | . * . | 12 | 0.046 | 0.176 | 9.5740 0.653 |
| . . | . . | 13 | -0.051 | 0.016 | 9.7279 0.716 |
| . . | . * . | 14 | 0.041 | 0.089 | 9.8320 0.774 |
| . * . | . * . | 15 | 0.098 | 0.100 | 10.466 0.789 |
| . * . | . ** . | 16 | -0.151 | -0.284 | 12.036 0.742 |

Os resíduos são não correlacionados portanto o modelo está bem especificado.

Outros Testes Importantes

Testando a Homoscedasticidade:

Como esse tópico (Outros Testes Importantes) já foi abordado minuciosamente não haverá explicações detalhadas dos resultados obtidos.

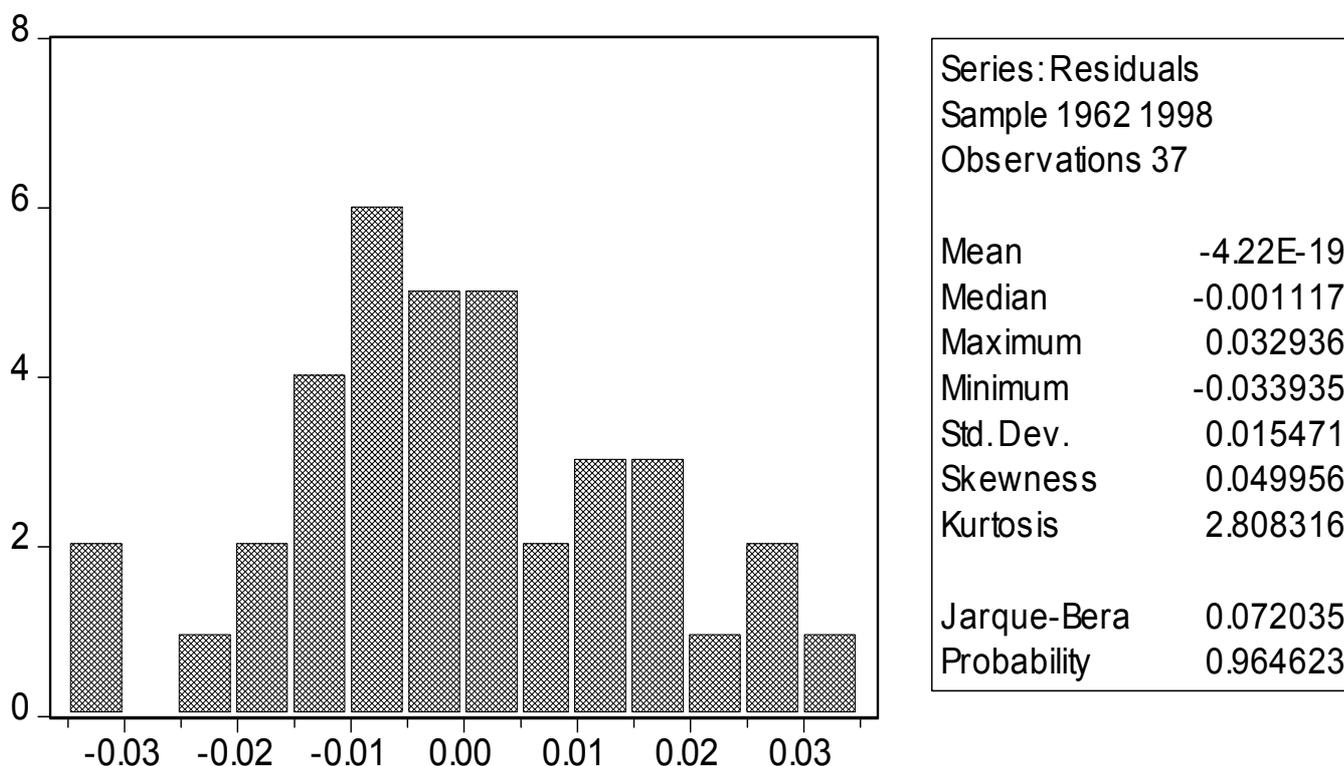
Teste de Heterocedasticidade de White

White Heteroskedasticity Test:

| | | | |
|---------------|----------|-------------|----------|
| F-statistic | 0.455849 | Probability | 0.876258 |
| Obs*R-squared | 4.263663 | Probability | 0.832586 |

Não rejeitamos a 5% a hipótese nula de homocedasticidade.

Testando a Normalidade dos Resíduos (Jarque-Bera):



Como a estatística Jarque-Bera é igual a 0,072035 e menor que 10,5966 (χ^2) não se rejeita a hipótese nula de que o erro possui distribuição normal, ao nível de significância de 0,5%. Portanto, pode-se confiar nas estatísticas t, f e nos intervalos de confiança.

Mecanismo de Correção dos Erros (MCE):

Acabamos de mostrar que EXP e E são variáveis Co-integradas, ou seja, existe uma relação de longo prazo entre as duas. Naturalmente, a curto prazo, pode haver desequilíbrios.

$$\Delta EXP = 0.002781 - 0.001931*\Delta E - 0.018100*COM + 0.019806*COM(-1) + 0.202473*EXP(-1) - 0.064228 + 0.009335*E(-1) + e$$

Como o coeficiente de U(-1) foi significativo podemos dizer qual a proposição do desequilíbrio em EXP devido a alterações em E. Esse coeficiente (0.202473) é a discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo de EXP que é corrigida a cada ano. Assim -0.001931 representa o efeito de curto prazo da taxa de crescimento do câmbio, ou seja, a desvalorização deste sobre a variação da relação entre as exportações brasileiras para Argentina em relação as exportações brasileiras para o Resto do Mundo. Enquanto 0.009335 nos dá esse efeito no longo prazo. Assim esse método capta o ajustamento para o equilíbrio de longo prazo de EXP.

Conclusão:

Nesse capítulo será feita uma síntese de nossos resultados. A monografia teve como principal objetivo responder se as reduções tarifárias entre o comércio Brasil e Argentina mesmo que ainda longe da zona de livre comércio almejada ao criar-se o Mercosul, já provocaram impactos importantes no comércio entre Brasil e Argentina relativamente ao comércio brasileiro em relação ao Resto do Mundo.

Por mais que o resultado das análises tenha abordado variáveis confiáveis, uma série de variáveis importantes não podem ser expressas em modelos econométricos.

Foi visto em análises ao longo da monografia que é inegável que os acordos firmados no Mercosul geraram um aumento considerável nas relações comerciais entre esses dois países. Foi notável a expansão do comércio recíproco a partir de 1985 (antes mesmo do Mercosul). Porém, além dos acordos firmados entre Brasil e Argentina, a abundância de financiamento internacional fez com que aumentasse ainda mais as importações totais de Brasil e Argentina. Uma vez que a vulnerabilidade externa voltou a cair em uma fase crítica e as economias entraram em recessão, o comércio argentino-brasileiro diminuiu interrompendo essa tendência iniciada em 1985.

O gráfico abaixo mostra essa evolução:

Exportações Brasileiras – Participação Percentual dos Blocos no Total Geral:

| BLOCOS | 1990 | 1992 | 1994 |
|--------------------|-------|-------|-------|
| MERCOSUL | 4,2% | 11,4% | 13,6% |
| ALADI (- Mercosul) | 6,0% | 9,7% | 8,8% |
| ASIA | 16,8% | 15,5% | 16,2% |
| EU | 31,4% | 29,6% | 27,4% |
| NAFTA (- México) | 26,2 | 20,8 | 21,7 |
| Demais países | 15,4% | 13,0% | 12,6% |

Importações Brasileiras – Participação Percentual dos Blocos no Total Geral:

| BLOCOS | 1990 | 1992 | 1994 |
|--------------------|-------|-------|-------|
| MERCOSUL | 11,2% | 10,8% | 14,0% |
| ALADI (- Mercosul) | 6,0% | 9,2% | 5,2% |
| ASIA | 8,4% | 8,5% | 13,1% |
| EU | 22,2% | 20,5% | 25,1% |
| NAFTA (- México) | 23,4% | 26,4% | 24,8% |
| Demais países | 28,8% | 24,6% | 17,8% |

Já nos resultados do trabalho empírico revela uma surpresa. Pois era de se esperar que as mudanças tarifárias afetasse significativamente a relação importações brasileiras da Argentina e as importações brasileiras do Resto do Mundo, porém as reduções tarifárias não foram significativas.

As regressões fornecem muitos resultados importantes. Em uma delas, pode-se concluir que para as importações brasileiras provindas da Argentina, o comércio defasado é bastante relevante, enquanto que para as importações do Resto do Mundo o nível das exportações mundiais contemporâneo é o mais influente. Como o Mercosul está num processo de formação de uma união aduaneira, é de se esperar que os choques externos afetem as exportações, principalmente em T+1, dado que quanto mais integrada for uma área comercial menos vulnerável estará aos choques externos.

Comparando agora as regressões relacionadas as exportações, pode-se concluir que a regressão de nº6, pode ter apresentado resultados insatisfatórios por não se dispor de dados que representem um nível de protecionismo a nível mundial devido a enorme variedade de produtos, tarifas e países. No entanto, ao se analisar a variável que mede o comércio mundial percebe-se que ela não afeta a relação EXP. Porém ao se analisar individualmente as importações (Resto do Mundo x Argentina) percebe-se que ambos recebem grande influência do nível de comércio mundial, levando a crer numa constante evolução e crescimento das relações comerciais no mundo, decorrente da globalização e

dos avanços tecnológicos possibilitando grandes possibilidades de negócios, por mais longe que esteja o país.

Bibliografia:

- BEVILAQUA, Afonso S. Macroeconomic Coordination and Commercial Integration in Mercosur, Rio de Janeiro, Texto para Discussão N° 378, 1997.
- GRIFFITHS, Williams E., Carter R. Hill e George G. Judge. Learning and Practicing, Nova York, Econometrics, John Wiley & Sons, 1970.
- GUJARATI, Damodar N. Econometria Básica. 3° ed. São Paulo, Makron Books, 2000.
- JOHNSTON, J. E J. DINARDO (1997): Econometrics Methods, Quarta Edição, McGraw-Hill, New York.
- MACHADO, João Bosco M. e Ricardo Markwald (1966), “MERCOSUL: Padrão de Comércio e Estratégia de Integração”, Texto para Discussão N° 117, FUNCEX, Rio de Janeiro.
- PYNDICK, ROBERT S. E DANIEL L. RUBINFELD (1998): Econometric Models and Economic Frecasts, Quarta Edição, Irwin/McGraw, Cambridge.
- CAVALCANTI, Marco, Apostila e Caderno de TPE, Rio de Janeiro, 2000.

Internet:

- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, www.ibge.gov.br.
- BCB, Banco Central do Brasil, www.bcb.gov.br
- BIRD, Banco Internacional de Reconstrução e Desenvolvimento, www.worldbank.org.
- FMI, Fundo Monetário Internacional, www.imf.org.
- FUNCEX, Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior, www.funcex.com.br.
- IPEADATA ONLINE, Banco de Dados Macroeconômicos do IPEA, www.ipeadata.gov.br
- ONU, Organização das Nações Unidas, www.um.org.
- BBC, www.bbc.co.uk/portuguese