

A RESTRIÇÃO EXTERNA AO CRESCIMENTO NA ARGENTINA: EVIDÊNCIAS PARA O PERÍODO 1962-2006.

Eva Yamila da Silva Catela –UFPR*
Sandra Milena Toso Castro Acosta –UFPR**

Resumo

De acordo com modelo de Thirwall de restrição do Balanço de Pagamentos, o produto de uma economia é determinado por sua demanda agregada. Dessa forma, o Balanço de Pagamentos pode restringir o crescimento dessa demanda, dado que um país não pode sustentar um crescente déficit de conta corrente de forma persistente. Este trabalho buscará avaliar a especificação original da Lei de Thirwall para Argentina no período 1962-2006, sendo encontrada evidência de que o crescimento do produto na Argentina foi restrito pelo Balanço de Pagamentos nesse período.

Palavras-chave: Lei de Thirwall, cointegração, crescimento, restrição externa.

Abstract

According to Thirwall's model of balance-of-payments-constrained growth, output growth is demand-determined and the balance-of-payment situation can restrict the growth of aggregate demand because a country cannot persistently undergo an ever-increasing current account deficit. This paper intended to evaluate the original specification of Thirwall's Law for Argentina in the 1962-2006 period and evidence is found that economic growth in Argentina was actually balance-of-payment-constrained in this period.

Keywords: Thirwall's Law, cointegration, growth, external constrain.

Classificação JEL: C22; E01; O10

Classificação ANPEC: Área 5 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições.

* Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná bolsista pela CAPES Endereço Eletrônico: evadasilvacatela@gmail.com

** Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná bolsista pela CAPES Endereço Eletrônico: sandramtca@gmail.com

1. Introdução

O objetivo principal do trabalho é avaliar se a restrição externa foi inibidora do crescimento na Argentina no período 1962-2006, considerando que este país apresenta uma história econômica caracterizada por sucessivos estrangulamentos externos. Tais constatações refletem, a priori, que a dimensão externa é uma característica importante no estudo do crescimento econômico deste país. Para esse estudo, será avaliado o modelo de Thirwall, que pode ser considerado um modelo de crescimento determinado pelo lado da demanda, constituindo-se como uma alternativa de análise da dinâmica do crescimento econômico frente à teoria de crescimento neoclássica, orientada pelo lado da oferta agregada.

Reconhecendo a arbitrariedade que se supõe em uma tentativa de periodização, é possível dizer que no ciclo de análise do trabalho a economia argentina tem vivido distintas etapas na sua dinâmica macroeconômica. O período que vai de princípios de 1960 a finais de 1978 é marcado por uma economia quase-fechada, caracterizada pelo denominado “modelo de industrialização por substituição de importações” e por uma forte regulação estatal. O segundo período que abarca toda a década de 1980, inicia-se no fracasso da política de abertura (1979-1981), e prossegue com a crise de dívida externa (1981-1982) e as sucessivas tentativas de controle da inflação (1985-1989).

A década de 1990 é caracterizada pelo Regime de Convertibilidade (1991), que condiciona o funcionamento da economia local com uma forte dependência dos fluxos de capital externo. O período se caracteriza pela estabilização econômica, pelas privatizações, a maior abertura comercial, a desregulação dos mercados, expansão dos recursos naturais como fonte principal da produção industrial e o aumento persistente do desemprego estrutural. O modelo econômico seguido de acordo com as premissas do Consenso de Washington leva à queda da Convertibilidade nos finais de 2001. A partir de 2003, o país cresce a taxas elevadas, iniciando uma intensa recuperação, questionada, no momento, pela inflação crescente.

Além desta introdução, o trabalho é estruturado nas seguintes seções: a segunda seção apresenta o modelo de restrição externa de Thirwall-McCombie e a formulação que será testada neste trabalho. Na terceira seção, são apresentados alguns trabalhos que testam a Lei de Thirwall incluindo a Argentina. Na seção quatro, é mostrada a evolução da economia argentina no período analisado pelo trabalho e intenta-se marcar uma periodização deste período. Na seção cinco, são apresentados a metodologia e o teste empírico do trabalho. Finalizamos na seção seis com as observações finais.

2. O modelo de Thirwall- McCombie

A literatura sobre crescimento econômico apresenta duas linhas bem diferenciadas. De um lado, temos a teoria neoclássica que pode ser considerada como orientada pela oferta agregada, no sentido de que o crescimento da economia será determinado pela taxa de crescimento dos fatores de produção: capital, força de trabalho e tecnologia. Nestes modelos, as diferenças nas taxas de crescimento entre os países são primariamente determinadas pela taxa de crescimento da produtividade total dos fatores.

De outro lado, temos os modelos de crescimento nos quais a demanda agregada tem um papel-chave. Como assinala Thirlwall (2004), em uma economia aberta, um aumento da oferta de recursos não implica necessariamente o crescimento de um país se, ao mesmo tempo, não há melhoria no longo prazo em sua posição na Balança de Pagamentos. Se as exportações – único componente da demanda autônoma – permanecem estáticas e as importações aumentam, o déficit do Balanço de Pagamentos pode se mostrar insustentável, levando a uma contração da demanda e

conseqüente sub-utilização dos recursos. Neste sentido, verifica-se que o Balanço de Pagamentos pode restringir o crescimento econômico. Assim, o fator trabalho e, principalmente, acumulação de capital e tecnologia deixam de ser exógenos e passam a responder a estímulos de demanda.

O modelo inicial de Thirlwall (1979) resulta da formalização dinâmica do multiplicador de comércio exterior de Harrod (1933), que estabelece que o nível de renda de uma economia tende a ser idêntico ao nível das exportações dividido pela propensão marginal a importar. Thirlwall parte da condição de equilíbrio do balanço de pagamentos (sendo que no modelo original é considerada só a balança comercial) dado por:

$$(1) \quad PX = P * ME$$

O comércio internacional estará determinado pelas funções de demanda de exportações e importações:

$$(2) \quad M = (P * E)^{\psi} P^{\phi} Y^{\pi}$$

$$(3) \quad X = \left(\frac{P}{E} \right)^{\eta} P^{*\tau} Y^{*\varepsilon}$$

Na demanda por importações (2), ψ é a elasticidade-preço das importações ($\psi < 0$); ϕ é a elasticidade preço-cruzada; π é a elasticidade-renda das importações ($\pi > 0$) e Y é a renda interna.

Na demanda por exportações (3), η é a elasticidade-preço das exportações ($\eta < 0$); τ é a elasticidade-preço cruzada; ε é a elasticidade-renda das exportações ($\varepsilon > 0$) e Y^* é a renda externa.

Em termos de taxa de crescimento temos:

$$(1a) \quad p + x = p^* + m + e$$

$$(2a) \quad m = \psi p^* + \psi e + \phi p + \pi y$$

$$(3a) \quad x = \eta p - \eta e + \tau p^* + \varepsilon y^*$$

Onde as letras minúsculas representam taxas de crescimento. Substituindo as equações (2a) e (3a) na (1a), obtém-se a expressão que determina a taxa de crescimento do produto, consistente com o equilíbrio do balanço de pagamentos de uma economia aberta:

$$(4) \quad y = \frac{p(1 + \eta - \phi) - p^*(1 - \tau + \psi) - e(1 + \eta + \psi) + \varepsilon y^*}{\pi}$$

São feitas duas hipóteses simplificadoras:

a) a elasticidade preço da demanda por importações e exportações é igual à sua elasticidade-preço cruzada, isto é:

$$\psi = \phi$$

$$\eta = \tau$$

b) se assume, como Thirlwall (1979) afirma, que no longo prazo os preços relativos se mantêm constantes, $p - p^* - e = 0$ ¹.

Logo destas hipóteses, a equação (4) pode ser simplificada, tendo como resultado:

$$(5) \quad y = \frac{\epsilon y^*}{\pi} = \frac{x}{\pi}$$

A expressão (5) é referida na literatura como Lei de Thirlwall e estabelece que, no longo prazo, a taxa de crescimento da economia de um país é determinada pela taxa máxima consistente com a restrição do balanço de pagamentos, ou seja, igual à razão do crescimento das exportações pela elasticidade-renda das importações. Logo, o setor externo e, em particular, as exportações se destacam como único componente da demanda autônoma que determina o crescimento sustentável da economia.

A contribuição teórica de Thirlwall foi ampliada para incluir na explicação da taxa de crescimento econômico não só o resultado do balanço de pagamentos, como também os efeitos dos termos de troca (ou o tipo do câmbio real) e o fluxo de capitais estrangeiros, ou ambos. Thirlwall e Hussain (1982) ampliam o modelo, incluindo os termos de troca e o fluxo de capitais. Esta última ampliação é a que utilizaremos na avaliação empírica.

López e Cruz (2000) incorporam a taxa de câmbio real para verificar no contexto do modelo de Thirlwall, a condição de Marshall-Lerner dado que no caso dos países de América Latina que eles estudam, a taxa de câmbio real apresenta importantes flutuações que de fato afetam a competitividade destes países, refutando assim, a idéia de “taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo” de Thirlwall.

O trabalho de McCombie e Thirlwall (1997) incorpora o estoque de dívida externa, descrevendo que o crescimento de um país no longo prazo deve ocorrer com um nível sustentável de endividamento externo. A contribuição recente mais significativa é atribuída a Moreno-Brid (2003), que incorpora o fluxo variável de pagamentos de juros.

Os resultados de estas ampliações da Lei de Thirlwall original mostram que a inclusão dos efeitos dos termos de troca, tipo de câmbio real e fluxos de capitais estrangeiros reforçam os resultados da lei original, sem modificar a sua essência.

3. Alguns resultados do Modelo de Thirlwall incluindo Argentina

O modelo de Thirlwall tem sido utilizado em múltiplos trabalhos, com um elevado nível de contrastação teórico-empírica. Sem exaustar o tema, podemos citar três trabalhos que incluem a Argentina nas suas estimações. O primeiro é o estudo de López e Cruz (2000), para quatro países da América do Sul (Argentina, Chile, Brasil e Colômbia). Utilizando técnicas de cointegração para o período 1965-1996, os autores encontraram uma forte correlação entre crescimento do produto e exportações, sendo que as exportações estariam levando ao crescimento. Embora os resultados confirmem a Lei de Thirlwall, a existência de uma taxa de câmbio consideravelmente flutuante e em ascensão questiona os autores quanto à hipótese de taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo, sugerindo a importância da taxa de câmbio real para o crescimento do produto e a necessidade da consideração desta no âmbito das políticas públicas.

¹ Esta hipótese tem sido a grande crítica ao modelo de Thirlwall, pois descarta o ajuste neoclássico via preço. Todo o ajuste ocorre por meio da renda, o que implica a não-neutralidade da moeda. Thirlwall (1979) se defende, dizendo que empiricamente não há evidências que o ajuste ocorre via preços, mas sim via renda.

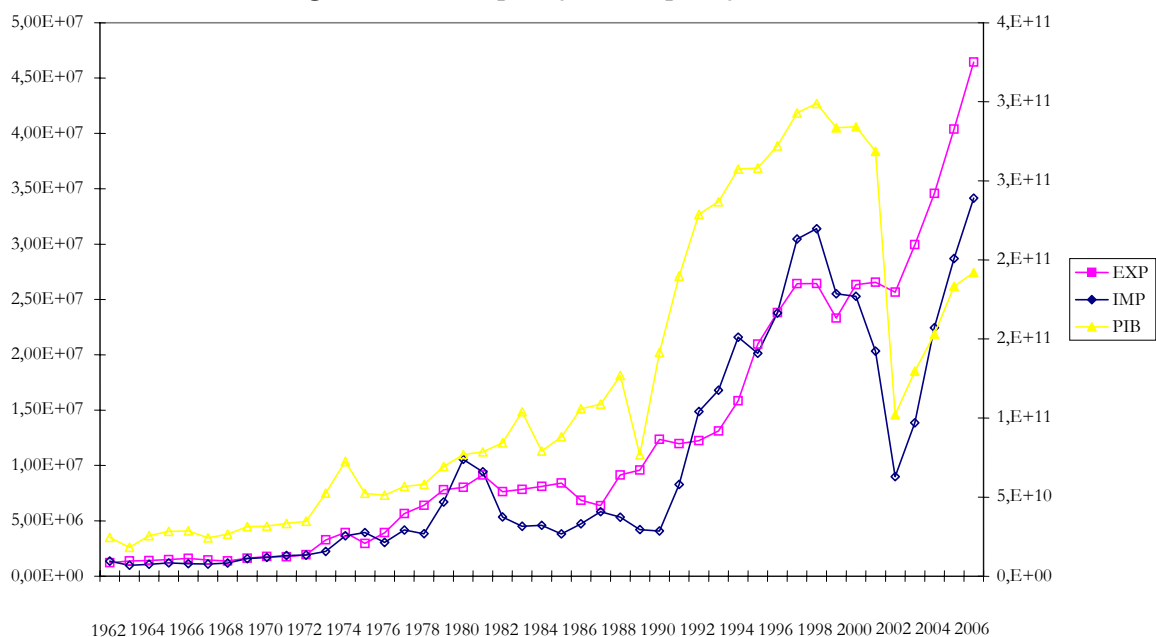
O trabalho de Holland, Vieira e Canuto (2004) testam a Lei de Thirwall para a América Latina no período 1950-2000 sem considerar entrada de capitais ou variação dos termos de troca. O trabalho conclui que nenhuma das economias latino americanas está totalmente imune à sua restrição externa.

O último trabalho é o de Pacheco-López e Thirwall (2005) que aplicam o modelo para dezessete países da América Latina no período 1977-2002, sendo estimadas as elasticidades-demanda por importações para o grupo de países e individualmente. O objetivo dos autores é estabelecer uma relação entre liberalização comercial e o crescimento para esses países. Os resultados mostram que a liberalização comercial só pode aumentar substancialmente o crescimento do produto se o crescimento das exportações se expande em maior proporção do que o aumento da elasticidade-renda da demanda de importações. Entretanto, isto não acontece na vasta maioria deste grupo de países, incluindo Argentina, Brasil, México e Chile.

4. A Lei de Thirwall e a economia argentina no período 1962-2006

Anteriormente à avaliação da Lei de Thirwall, vamos analisar brevemente os principais fatos da economia argentina no período, em termos macroeconômicos. A figura 1 mostra a evolução das exportações, importações e do produto para o período que vai de 1962 até 2006. O produto é apresentado em preços constantes em moeda local e as exportações e importações em dólares constantes.

Figura 1
Argentina, PIB, Exportações e Importações, 1962-2006

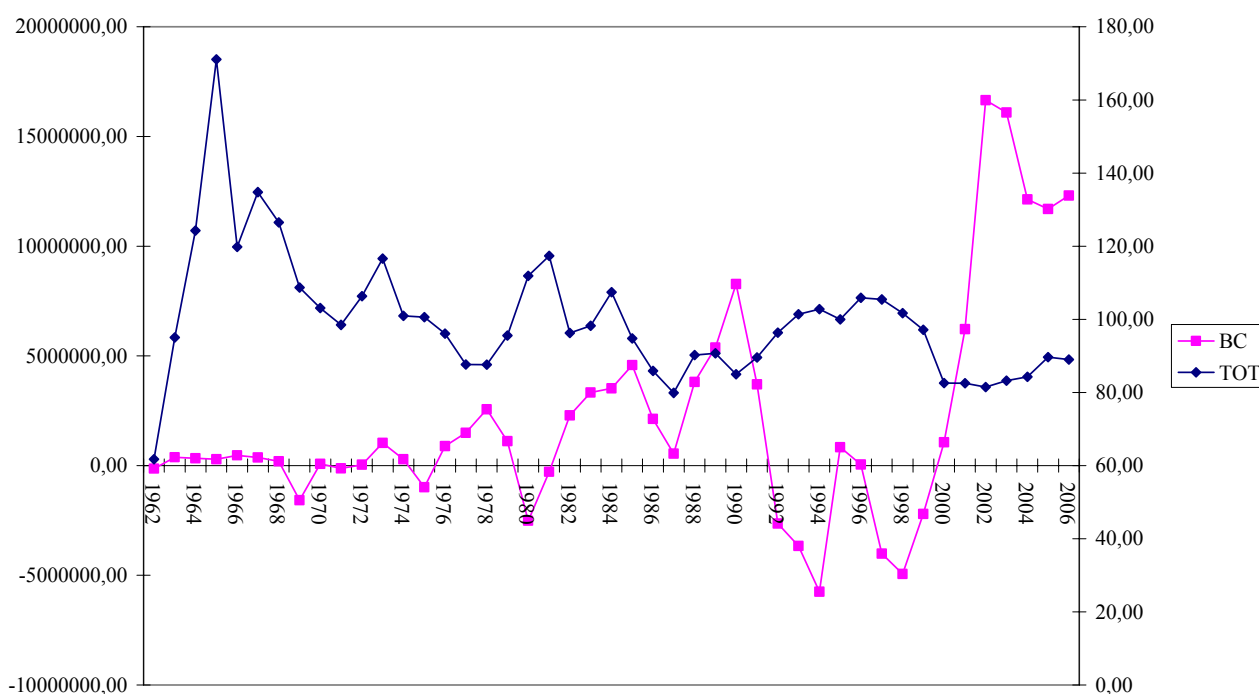


Em termos gerais, vemos que as três variáveis mostram uma tendência crescente no longo prazo, com importantes quebras estruturais, que se mostram mais pronunciadas nos anos de 1989 e 2001, sobretudo no caso do produto agregado. No longo prazo, as três variáveis aparentam estar correlacionadas nos seus movimentos. É importante notar que as importações e o produto

apresentam flutuações mais marcadas que as exportações, especialmente quando consideradas as flutuações ano a ano.

Na figura 2, é apresentada a série de termos de troca². Thirwall (1979) expõe seus resultados seguindo a hipótese de que os termos reais de troca podem flutuar no curto prazo, mas podem ser assumidos como sendo constantes no longo prazo. Sem embargo, como pode ser apreciado na figura, e como já foi oportunamente sugerido por Lopéz e Cruz (2000) para o caso de América Latina, os termos de troca apresentam importantes flutuações ano a ano no período considerado. Essas flutuações afetam a competitividade dos bens *tradeables* e, conseqüentemente, a taxa de crescimento do produto em equilíbrio externo. Neste sentido, os termos de troca devem ser incluídos no modelo para uma correta especificação do mesmo³. Pode ser apreciado também que melhoras na situação da balança comercial se correspondem com quedas nos termos de troca e vice-versa.

Termos de troca e Balança Comercial 1962-2006



No período abrangido pelo trabalho, podemos diferenciar três etapas. O período que vai de princípios de 1960 a finais de 1978, é caracterizado por uma economia quase-fechada, baseada no denominado “modelo de industrialização por substituição de importações”, orientado para o mercado interno e com uma forte regulação estatal. O segundo período, que engloba toda a década de 1980, inicia-se no fracasso da política de abertura dos trágicos governos militares (1979-1981) e na longa desarticulação macroeconômica do país que se arrastou desde os anos 1970. O país viveu uma etapa de ajuste recessivo, um intenso retrocesso econômico e produtivo num marco de recorrentes desequilíbrios monetários, que acarretaram em dois picos hiperinflacionários, grandes

² Os termos de troca representam o ratio do nível de preços de importação e os preços de exportação.

³ O objetivo deste trabalho não é analisar os resultados associados aos termos de troca, mas a omissão desta variável pode levar a uma incorreta especificação do modelo e, conseqüentemente, a resultados não significativos das variáveis consideradas no modelo.

desvalorizações e fortes oscilações do nível de atividade econômica. A etapa que vai de 1981 (eclosão da crise da dívida externa) até 1985, é caracterizada por um ajuste do desequilíbrio comercial externo e seu correlato no nível de gasto interno, resultando no estancamento econômico e a crise produtiva, especialmente industrial⁴. A etapa que vai de 1985 até 1989 é caracterizada pelos sucessivos planos econômicos⁵ que tinham como elemento comum a busca de resultados superavitários da balança comercial e, ao mesmo tempo, o controle da demanda nominal, correção dos preços relativos. Além disso, buscava-se reorientação para o processo de formação de expectativas com o objetivo de reverter a alta inflação e a fragilidade financeira, tentando conjuntamente, minimizar os custos em termos de produção, emprego e salário real (Kosacoff e Ramos, 2001).

A década de noventa começa com o segundo episódio hiperinflacionário em menos de um ano e o Regime de Convertibilidade de 1991 que condiciona, de forma crucial, o modo de funcionamento da economia local, através da sua dependência dos fluxos de capital externo (Bonvecchi, 1998). A Argentina atravessou fases de expansão e contração acompanhando esses fluxos. Entre 1991 e 1994, expansão; durante 1995, logo em seguida à crise do México e o efeito “tequila”, recessão; de 1996 a 1998, outra fase ascendente; e desde 1999 até a saída oficial da Convertibilidade em janeiro 2002, uma nova fase de recessão. Em geral, o período se caracterizou pela estabilização, pelas privatizações, a maior abertura comercial e a desregulação dos mercados. No plano produtivo, uma expansão da agroindústria, com ampliação do desemprego estrutural.

Logo depois da profunda crise que a Argentina viveu no início do século XXI, o país apresentava em 2002 um nível de PIB real igual ao do ano 1993, o que significa dizer que entre essas datas Argentina viveu outra década perdida. A partir de 2003, o país voltou a crescer a taxas elevadas, começando uma intensa recuperação, questionada, no momento, pela inflação crescente.

5. Metodologia e análise empírica para Argentina no período 1962-2006

A análise empírica da interação entre crescimento econômico e balanço de pagamentos segue, basicamente, o enfoque de McCombie e Thirwall (1997). O objetivo é estimar as taxas de crescimento teóricas de equilíbrio no longo prazo e contrastar a validade da Lei de Thirwall em relação à taxa de crescimento real da economia argentina.

O modelo a ser estimado inclui crescimento econômico e exportações. Considerando a equação (5), esta pode ser expressa como um modelo log-linear em primeira diferença:

$$(6) \Delta \ln(Y_B) = \frac{1}{\pi} \Delta \ln(X) + \frac{(1+\gamma)}{\pi} \Delta \ln\left(\frac{P}{P^*}\right)$$

As letras maiúsculas representam as variáveis em níveis e Δ o operador de primeiras diferenças. A regressão com variáveis relativas a taxas de crescimento evitaria problemas de não-estacionaridade e regressão espúria, mas também poderia resultar numa perda de informação que no longo prazo proporcionaria a consideração de séries em níveis. Desta forma, é considerada mais adequada a estimação em níveis a partir de técnicas de cointegração. A forma funcional log-linear a ser estimada, considerando-se a Lei de Thirwall em níveis, e levando em conta $\beta_1=1/\pi$ e $\beta_2=(1+\gamma)/\pi$, será dada por:

⁴ A participação da indústria manufatureira no PIB, que havia alcançado 28,0% na década de 1960, caiu para o 23,6% na década de 1980 (dados do Banco Central da República Argentina).

⁵ Destacam-se três programas econômicos: o Plano Austral, o Plano Primavera e o Bunge e Born.

$$(7) \ln Y_{Bt} = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln(P_t / P_t^*) + \varepsilon_t$$

onde ε_t e o termo de erro aleatório com ruído branco.

Desta forma podemos determinar que mudanças no crescimento da Argentina estiveram vinculadas a mudanças na restrição que impõe o balanço de pagamentos nos diferentes períodos da etapa 1962-2005.

A técnica econométrica utilizada será a análise de raízes unitárias e cointegração, que permite estabelecer relações estáveis entre um dado conjunto de variáveis que, podendo exibir tendências estocásticas individualmente, passam a estar vinculadas mediante uma relação de equilíbrio de longo prazo. O procedimento consiste de duas etapas: em primeiro lugar é realizada uma análise univariante das distintas variáveis consideradas, tratando de determinar se cada uma responde a um processo estacionário de tendência ou em diferenças e, neste caso, fixar sua ordem de integração (número de vezes que temos que diferenciá-la para transformá-la em estacionária). Este estudo de estacionariedade realiza-se aplicando os testes de Dickey-Fuller Aumentado (Teste DFA). Em segundo lugar, devemos determinar se uma combinação linear das variáveis é estacionária e, neste caso, podemos afirmar que as variáveis estão cointegradas. Recorreremos, neste caso à auto-regressão vetorial (VAR⁶) e ao teste de cointegração de Johansen (1988).

A validade empírica do modelo de Thirwall para Argentina realizar-se-á para todo o período 1962-2006 e para os sub-períodos (1962-1982, 1980-2001, 1980-2006). Os dados de produto agregado, importações e exportações provêm do INDEC (Instituto Nacional de Estatísticas e Censos) e do Ministério da Economia da Argentina. Os dados de termos de troca foram extraídos da base WDI.

A seguir, estimamos a existência de raízes unitárias nas séries PIB, Exportações (EXP) e termos de troca (TOT) para comprovar a possibilidade de utilizar o procedimento de cointegração de ordem 1. A prova ADF se estima em três diferentes formas, ou seja, seguindo três distintas hipóteses nulas⁷:

1. Modelo (i): a variável segue um processo aleatório puro, $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta Y_{t-i}) + u_t$

2. Modelo (ii): a variável segue um processo aleatório com variações (apresenta constante),

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta Y_{t-i}) + u_t$$

3. Modelo (iii): a variável segue um processo aleatório com variações no redor de uma

tendência estocástica, $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta Y_{t-i}) + u_t$

Obtivemos os seguintes resultados (Tabela 1), que permitem concluir que as séries são I(1). A estatística t não permite rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, quando consideradas as variáveis em níveis. Quando consideradas as primeiras diferenças das variáveis, vemos que estas se transformam em I(0).

⁶ O VAR é definido por um conjunto de hipóteses estatísticas de um processo estocástico de um vetor V definido por: (i) (p) de Markov; (ii) estacionariedade de segunda ordem; e (iii) normalidade.

⁷ Segue se o esquema progressivo de Charemza e Deadman(1992) partindo do modelo menos restringido para o mais completo, contrastando a não-estacionariedade e a adequação dos termos deterministas.

Tabela 1
Teste ADF –Dickey-Fuller Aumentado
Argentina 1962-2006

| | Ln(PIB) | | Ln(EXP) | | Ln(TOT) | |
|--------------|------------------|---------|------------------|----------|---------|--------|
| | t(10%) | τ | τ | τ | t(10%) | τ |
| Modelo (i) | -1,6120 | 1,2092 | não sig | -0,9523 | | |
| Modelo (ii) | -2,6039 | -1,3391 | -0,3377 | -2,4441 | | |
| Modelo (iii) | -3,1897 | -2,2879 | -2,3535 | não sig | | |
| | Δ Ln(PIB) | | Δ Ln(EXP) | | | |
| | t(10%) | τ | τ | | | |
| Modelo(i) | -1,6120 | -7,2367 | -4,8782 | -2,5082 | | |
| Modelo (ii) | -2,6039 | -7,5431 | -5,9961 | -2,6619 | | |
| Modelo (iii) | -3,1897 | -7,5996 | -5,9254 | não sig. | | |

Modelo (i) sem tendência nem constante, (ii) constante, (iii) tendência e constante
 O número de retardos dos testes para garantir a não autocorrelação dos resíduos foi, em todos os casos iguais a zero, e *um.

Todos os testes foram realizados com Eviews 5.0

De acordo com os resultados, podemos utilizar a técnica de cointegração mediante o Teste de Johansen. Foram considerados previamente os critérios de informação de Ratio de Verossimilitude (RV), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannah-Quinn (HQ) para determinar a longitude dos lags ótimos que garantem que os resíduos são um ruído branco e seguem uma distribuição normal.

Na Tabela 2, são mostrados os resultados, sendo que no Anexo são apresentados os resultados completos do VAR para o período 1962-2006. O lag ótimo no caso do período completo e no período 1980-2006 é (1), e nos outros dois casos a maximização dos critérios de escolha resultam em uma defasagem ótima de dois.

Tabela 2 – Estrutura de defasagens ótima
Argentina –períodos selecionados-

| Período | Critério de seleção | | | | Lags |
|------------------|---------------------|------------|------------|------------|------|
| | RV | AIC | SC | HQ | |
| 1962-2006 | 71,69(1) | -2,911*(1) | -2,41*(1) | -2,729*(1) | 1 |
| 1962-1982 | 35,347(1) | -3,054*(2) | -2,016*(2) | -2,911*(2) | 2 |
| 1980-2001 | 47,347(1) | -3,576*(2) | -2,618*(1) | -3,331*(2) | 2 |
| 1980-2006 | 52,397(1) | -3,044*(2) | -2,416*(1) | -2,821*(1) | 1 |

* indica a longitude de lag escolhida pelos critérios de seleção com Eviews 5.0

No modelo VAR estimado para cada período, foram analisados os resíduos obtidos para detectar possíveis problemas de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade. Para todos os períodos, os valores dos resíduos estatísticos são não significativos⁸, significando que, de acordo com a estrutura ótima de lags selecionada, os resíduos estimados se distribuem de forma normal, não apresentam autocorrelação e nem heterocedasticidade.

⁸ Recorremos aos testes de autocorrelação de Portmanteau e do multiplicador de Lagrange (LM), ao Teste de heterocedasticidade de White e aos testes de normalidade seguindo os métodos de ortogonalização de Cholesky e Urzúa (Eviews 5.0)

A técnica de cointegração contrasta como hipótese nula o número de relações de cointegração de acordo com o teste do traço e do autovalor máximo. No caso de divergências entre as regras de decisão destes estatísticos, opta-se pelo resultado do teste do autovalor máximo, que é considerado o mais adequado segundo Johansen e Juselius (1990). Na Tabela 3, são apresentados o teste e os resultados estatísticos do traço e autovalor máximo que permitem aceitar ao menos uma relação de cointegração entre PIB, exportações e termos de troca em cada um dos períodos considerados, com um nível de significância de 5%.

Tabela 3
Teste de cointegração de Johansen

| | | Teste de Johansen | | |
|------------------|-------------|---------------------------------|---------------------|-------------------------|
| Período | Lags | Relações de cointegração | Estatísticos | |
| | | | Traço | Autovalor Máximo |
| 1962-2006 | 1 | baixo Ho | | |
| | | Nenhuma | 25,96* | 19,25* |
| | | Ao menos 1 | 6,71 | 6,43 |
| | | Ao menos 2 | 0,28 | 0,28 |
| 1962-1982 | 2 | Nenhuma | 45,42* | 27,87* |
| | | Ao menos 1 | 17,54 | 13,3 |
| | | Ao menos 2 | 4,24 | 4,24 |
| 1980-2001 | 2 | Nenhuma | 52,75* | 35,33* |
| | | Ao menos 1 | 17,43 | 14,57 |
| | | Ao menos 2 | 2,86 | 2,86 |
| 1980-2006 | 1 | Nenhuma | 46,33* | 31,03* |
| | | Ao menos 1 | 25,87 | 10,46 |
| | | Ao menos 2 | 4,84 | 4,84 |

* indica rejeição da hipótese ao nível de significância de 5%

Os dois testes indicam, para cada período, uma equação de cointegração ao nível de 0,05 de significância, com respeito aos valores críticos tabulados por McKinnon-Haug-Michelis (1999).

À continuação são apresentados, na tabela 4, os resultados do VAR com relação ao procedimento de Johansen, estimado para PIB, termos de troca e exportações (onde PIB é o log do produto doméstico medido em unidades domésticas constantes, e EXPORT é o log das exportações em dólares constantes). Na primeira coluna é apresentada a elasticidade de exportações, na segunda e terceira as elasticidades renda das importações de equilíbrio e estimada. Deve ser lembrado, que no caso da cointegração entre PIB e exportações deve ser recuperado o π implícito na equação estimada, dado que π é a inversa da elasticidade de exportações de longo prazo respeito do produto. Já para a elasticidade de importação de equilíbrio, seguimos o procedimento de López e Cruz (2000), sendo π^e o vetor de cointegração estimado no VAR entre produto e importações⁹.

⁹ A serie de produto e importações mostraram uma relação de cointegração. Os resultados desta análise de cointegração podem ser obtidos das autoras.

Tabela 4
Equação de cointegração estimada por períodos

| Período | b_1 | π^e | π |
|------------------|--------|---------|--------|
| 1962-2006 | 0,8758 | 0,9064 | 1,1418 |
| 1962-1982 | 0,7971 | 0,9101 | 1,2545 |
| 1980-2001 | 0,9709 | 0,6988 | 1,0299 |
| 1980-2006 | 0,7562 | 0,5959 | 1,3224 |

Os vetores foram normalizados para PIB doméstico (PIB=1)

b_1 é a elasticidade de exportações, π^e é a elasticidade de importação de equilíbrio e π é a elasticidade de importação estimada no VAR entre produto, exportações e termos de troca..

A cointegração do produto com exportações confirma a validade da Lei de Thirwall para todos os períodos em consideração, explicando o lento crescimento da economia argentina entre 1962 e 2006. O teste de Granger mostra, ademais, a causalidade de exportações para o produto, indicando a importância de uma política expansionista de demanda, como é apontado por Thirwall e outros autores pós-keynesianos.

A tabela mostra dois resultados relevantes. Em primeiro lugar, a elasticidade-renda da importação estimada excedeu a elasticidade-renda de importação de equilíbrio, o que reforçaria a impressão de que as crises vividas por Argentina terem sido consequência, ao menos em parte, deste desequilíbrio. Em segundo lugar, pode-se verificar que no período de pior desempenho da economia, 1980-2001, o crescimento do país foi determinado especialmente pelo dinamismo das exportações. Nesse período, um aumento de um por cento da taxa de exportações estava associado a um aumento da taxa de produto de 0,97 por cento. Porém, o mesmo período mostra uma redução sensível da elasticidade-renda das importações, o que parece indicar que, depois da crise da dívida, a capacidade de crescimento de longo prazo da economia argentina tem sido limitada pelo Balanço de Pagamentos em maior medida que previamente.

Neste sentido, podemos deduzir que a política econômica iniciada durante a ditadura militar e continuada através do Plano de Convertibilidade na década de noventa, tem significado uma queda da capacidade de crescimento do longo prazo (elasticidade-renda das importações menor), apesar do êxito inicial em termos de crescimento da atividade econômica, quando comparado com o período prévio e posterior (elasticidade-renda de importações maior).

Com respeito à elasticidade-preço, os resultados mostram coeficiente negativo (-2,42 para o período total), o que significa que uma queda nos termos de troca se relaciona positivamente com um aumento do produto, o que indicaria que uma melhora nos preços das exportações ou uma queda dos preços das importações associam-se a uma expansão da atividade econômica. Dado que os preços são medidos em dólares, o sinal do coeficiente indica que uma depreciação nominal se relaciona com um aumento de TOT e logo, com uma queda no nível de atividade econômica.

Como Thirwall (1997) aponta, o que mostra a elasticidade renda da demanda das exportações (e importações) são as características fora do preço dos bens e consequentemente, da estrutura produtiva de um país. Daí a necessidade de um aumento ao longo do tempo desta elasticidade a medida que o país se move das exportações de produtos primários para as exportações de bens manufaturados. No caso da Argentina, vemos, no último período justamente os resultados contrários.

Vários autores como Kosacoff & Ramos (2001) e Bisang e Kosacoff (1995) mostram como a evolução do comércio exterior argentino e a inserção do país no mundo, se identificam com etapas de transformações produtivas: o desenvolvimento e maturação do modelo de substituição de

importações (década de 1960 e 1970), o período de transição e ajuste (década de 1980) e o período de modelo neoliberal (década de 1990 até a queda do Plano de Convertibilidade).

Na primeira etapa, o caminho de desenvolvimento da indústria argentina sob uma estratégia de substituição de importações conduziu a uma crescente exportação de produtos industriais. O salto exportador que se dá na década de setenta e a queda das importações permite constatar uma taxa de câmbio¹⁰ seguindo o tradicional mecanismo de “*stop and go*”, que se constituía como uma forte restrição ao crescimento (vemos que a elasticidade-renda das importações do período 1962-1982 é a mais alta dos períodos selecionados).

A segunda etapa começa com o fracasso da tentativa de abertura comercial do governo militar (1977-1980), que resultou em um forte déficit comercial e em uma alta dívida externa, no início da década de oitenta. O restante da década é considerado como um “ajuste”, onde a economia argentina voltou a se fechar num contexto internacional caracterizado pela falta de financiamento. A década de noventa mostra dois sub-períodos claros quanto ao comportamento do comércio argentino. O primeiro vai de 1990 a 1994, onde o êxito do programa de estabilização e abertura dão lugar a um aumento espetacular das importações (482% de aumento) e do déficit comercial. Já entre 1994 e 1997, as exportações de bens industriais crescem 50% e as importações crescem num ritmo menor. Neste caso, vemos como a elasticidade-renda das importações acompanhou estes movimentos, caindo no período 1980-2001 para 1,03.

A primeira metade dos anos 2000 mostra um aumento explosivo das exportações e um aumento menor das importações e a reversão da balança comercial para o superávit, o que se refletiu num novo aumento da elasticidade das importações e a menor elasticidade renda das exportações, o que poderia ser um reflexo do novo aumento das exportações baseadas em recursos naturais.

¹⁰ Porém, o debate sobre os limites da estratégia substitutiva estava aberto, de um lado as críticas se centravam nos aspectos macroeconômicos (baixo desempenho comercial, altos custos fiscais associados a política industrial) e nos microeconômicos (tamanho das plantas industriais, pouca capacidade de especialização produtiva, num contexto de forte transformação internacional do paradigma tecnológico).

6. Observações finais

O abandono da hipótese de plena utilização da capacidade instalada, realizada nos modelos de crescimento sob restrição externa se mostra com uma alternativa analítica aos modelos neoclássicos. O modelo original de Thirwall (1979) mostra de forma simples o que significa o crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos, que neste caso original só considera a balança comercial. Modelos posteriores como o de Moreno-Brid (2003) incorpora importantes características da restrição externa, reforçando os resultados da lei original, que, sem embargo, não perde sua força.

O trabalho testou o modelo original para o caso argentino no período 1962-2006 e em três sub períodos: 1962-1982, 1980-2001, 1980-2006. Foi utilizado o instrumental de VAR sujeito ao procedimento de Johansen para estimar a elasticidade real de exportações e importações com o objetivo de compará-la com a elasticidade de equilíbrio derivada do modelo original de Thirwall. É importante sinalar que o teste de causalidade bilateral de Granger para diferentes lags levaram a admitir uma relação unidirecional de exportações para PIB, isto é, mudanças nas exportações precedem a mudanças do produto interno implicando então que exportações (único componente da demanda autônoma) determinam o crescimento de longo prazo da economia.

Para todo o período considerado observa-se uma elevada elasticidade renda das importações acompanhada de um elevado crescimento das exportações (7,07% ao ano) e uma associação negativa entre depreciação da moeda e crescimento do produto.

Sendo cientes de que o crescimento de longo prazo depende de outras variáveis não incluídas no modelo (especialmente os movimentos do capital), ao menos desde o lado da demanda, os resultados mostram informação sobre as causas estruturais das sucessivas crises argentinas.

Ou seja, observa-se que o modelo de Thirwall pode ser bem aplicado ao caso argentino como forma de se analisar a elevada volatilidade de crescimento econômico do país no período em questão. Períodos de abrupta redução das exportações foram acompanhadas de quedas do produto, sendo que o contrário pôde ser igualmente observado através dos testes econométricos. É destacado, dessa forma, que o lado da demanda agregada exerce influência sobre o produto de uma economia, ao contrário do que sugere a teoria neoclássica de crescimento. Por meio do estudo de caso da Argentina, conclui-se, portanto, que através de políticas públicas incisivas de ajuste do Balanço de Pagamentos pode ser possível instigar a reativação dos setores produtivos domésticos, levando a um conseqüente aumento das taxas de crescimento do produto agregado da economia.

Referências Bibliográficas.

Bértola, L., Higachi, H. e Porcile, G. “Balance-of-Payments-constrained growth in Brazil: a test of Thirwall’s Law, 1880-1973”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 25(1), Fall, 2002.

Gamibna, J., García, A., Borzel, M. & Casparrino, C., “Vulnerabilidad externa y dependencia de la economía argentina”, *La globalización económico-financiera. Su impacto en América Latina*, CLACSO, Buenos Aires, 2002.

Holland, M., Vieira, F. & Canuto, O. “Economic Growth and the Balance-of-payment-constraint in Latin América”, *Investigação Económica*, vol. LXIII, enero-marzo, 2004.

Johansen, S. & Juselius, K. “Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with applications to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52, 1990.

Kosacoff, B. & Ramos A. *Cambios contemporáneos en la estructura industrial argentina (1975-2000)*, Universidad Nacional de Quilmes Ediciones, 2001.

MacKinnon, J. “Numerical Distribution Functions for the Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 1996.

McCombie, J.S. “On the Empirics of Balance of Payments-Constrained Growth”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3), Spring, 1997.

Lopes, J. G. & Cruz A. B. “Thirwall’s law” and beyond: the Latin American experience”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 22(3), Spring, 2000.

Moreno-Brid, J.C. “Capital Flows, Interest Payments and the Balance-of-Payments Constrained Growth Model: a Theoretical and Empirical Analysis”, *Metroeconomica*, 54(2), 2003.

Pacheco López, P. & Thirwall, A. “Trade Liberalisation, the Income Elasticity of Demand for Imports and Growth in Latin América”, Department of Economics, University of Kent, *Working paper*, N°0505.

Thirwall, A. “The balance of payments constrain as an explanation of international growth rates differences”, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Vol. 128, 1979.

Thirwall, A. & Hussain, M. “The balance of payments constraint, capital flows and growth rates differences between developing countries” *Oxford Economic Papers*, Vol.34, 1982.

Anexos 1: Resultados do Eviews 5.0 para o período 1962-2006

VAR Argentina 1962-2006

Vector Autoregression Estimates

Date: 07/17/07 Time: 09:44

Sample (adjusted): 1964 2006

Included observations: 43 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| | LOG(PIB) | LOG(TOT) | LOG(EXPORT) |
|-----------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LOG(PIB(-1)) | 0.735150 (0.17807) [4.12838] | 0.084422 (0.07374) [1.14483] | -0.112238 (0.11184) [-1.00356] |
| LOG(PIB(-2)) | 0.033281 (0.17946) [0.18545] | -0.086565 (0.07432) [-1.16482] | 0.176326 (0.11271) [1.56443] |
| LOG(TOT(-1)) | 0.112234 (0.37185) [0.30183] | 0.690824 (0.15399) [4.48625] | -0.058729 (0.23354) [-0.25147] |
| LOG(TOT(-2)) | -0.173732 (0.30736) [-0.56525] | -0.265846 (0.12728) [-2.08865] | -0.241117 (0.19304) [-1.24907] |
| LOG(EXPORT(-1)) | 0.113394 (0.27312) [0.41518] | -0.098308 (0.11310) [-0.86919] | 1.088762 (0.17154) [6.34711] |
| LOG(EXPORT(-2)) | 0.018521 (0.27759) [0.06672] | 0.052663 (0.11495) [0.45812] | -0.166321 (0.17434) [-0.95399] |
| C | 4.092231 (2.48834) [1.64457] | 3.417298 (1.03046) [3.31630] | 1.064138 (1.56282) [0.68091] |
| R-squared | 0.920821 | 0.620073 | 0.982136 |
| Adj. R-squared | 0.907625 | 0.556752 | 0.979159 |
| Sum sq. resids | 2.169012 | 0.371966 | 0.855580 |
| S.E. equation | 0.245459 | 0.101648 | 0.154163 |
| F-statistic | 69.77780 | 9.792506 | 329.8797 |
| Log likelihood | 3.204602 | 41.11393 | 23.20493 |
| Akaike AIC | 0.176530 | -1.586694 | -0.753718 |
| Schwarz SC | 0.463237 | -1.299987 | -0.467011 |

| | | | |
|----------------|----------|----------|----------|
| Mean dependent | 25.25975 | 4.599788 | 15.87817 |
| S.D. dependent | 0.807610 | 0.152678 | 1.067878 |

| | |
|---|-----------|
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 1.26E-05 |
| Determinant resid covariance | 7.39E-06 |
| Log likelihood | 71.00151 |
| Akaike information criterion | -2.325651 |
| Schwarz criterion | -1.465530 |

Seleção dos Lags ótimos: 1962-2006

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LOG(PIB) LOG(TOT) LOG(EXPORT)
 Exogenous variables: C
 Date: 07/17/07 Time: 09:45
 Sample: 1962 2006
 Included observations: 41

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | -34.27296 | NA | 0.001237 | 1.818193 | 1.943576 | 1.863851 |
| 1 | 71.69017 | 191.2505* | 1.09e-05* | -2.911716* | -2.410182* | -2.729085* |
| 2 | 78.94163 | 12.02681 | 1.20e-05 | -2.826421 | -1.948738 | -2.506817 |
| 3 | 84.78867 | 8.841872 | 1.43e-05 | -2.672618 | -1.418785 | -2.216041 |
| 4 | 89.23295 | 6.070226 | 1.85e-05 | -2.450388 | -0.820404 | -1.856838 |

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Relações de cointegração, segundo o teste do Traço e Teste do Autovalor Máximo Valores críticos tabulados por Osterwald-Lenum (1992) Argentina 1962-2006

Date: 07/17/07 Time: 09:46
 Sample: 1962 2006
 Included observations: 42
 Series: LOG(PIB) LOG(TOT) LOG(EXPORT)
 Lags interval: 1 to 2

Selected
 (0.05 level*)

Number of
Cointegrating
Relations
by Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type | No Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| Trace | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Max-Eig | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |

*Critical values based on Osterwald-Lenum (1992)

Information
Criteria by
Rank and
Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|-----------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Rank or No. of CEs | No Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |

| | Log Likelihood by Rank | | | | |
|---|------------------------------|----------|----------|----------|----------|
| 0 | 59.99291 | 59.99291 | 67.52280 | 67.52280 | 67.84444 |
| 1 | 69.03509 | 70.89127 | 77.06532 | 77.06697 | 77.36684 |
| 2 | 73.37407 | 77.65877 | 78.74835 | 79.15903 | 79.42315 |
| 3 | 73.38183 | 79.19153 | 79.19153 | 80.78845 | 80.78845 |

| | Akaike Information Criteria | | | | |
|---|-----------------------------------|------------|------------|-----------|-----------|
| 0 | -1.999662 | -1.999662 | -2.215371 | -2.215371 | -2.087830 |
| 1 | -2.144528 | -2.185298* | -2.384063* | -2.336522 | -2.255564 |
| 2 | -2.065432 | -2.174227 | -2.178493 | -2.102811 | -2.067769 |
| 3 | -1.780087 | -1.913882 | -1.913882 | -1.847069 | -1.847069 |

| | Schwarz Criteria | | | | |
|---|---------------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -1.254947 | -1.254947 | -1.346537 | -1.346537 | -1.094876 |
| 1 | -1.151574 | -1.450971* | -1.266989 | -1.178076 | -1.014371 |
| 2 | -0.824239 | -0.850288 | -0.813181 | -0.654753 | -0.578338 |
| 3 | -0.290656 | -0.300332 | -0.300332 | -0.109399 | -0.109399 |

Teste de Causalidade de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/11/07 Time: 08:42

Sample: 1962 2006

Lags: 5

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Probability |
|-----------------------------------|-----|-------------|-------------|
| EXPORT does not Granger Cause PIB | 40 | 3.77257 | 0.00940 |
| PIB does not Granger Cause EXPORT | | 0.48521 | 0.78441 |

VEC- Cointegração de Johansen

Vector Error Correction Estimates

Date: 07/17/07 Time: 10:30

Sample (adjusted): 1964 2006

Included observations: 43 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|-------------------|--------------------------------------|
| LOG(PIB(-1)) | 1.000000 |
| LOG(TOT(-1)) | -2.422422 (0.28126) [-8.61265] |
| LOG(EXPORT(-1)) | 0.875783 (0.08202) [10.6779] |

| Error Correction: | D(LOG(PIB)) | D(LOG(TOT)) | D(LOG(EXPORT)) |
|--------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.028481 (0.09162) [-0.31086] | 0.080857 (0.04144) [1.95117] | 0.147416 (0.05625) [2.62050] |
| D(LOG(PIB(-1))) | -0.139897 (0.17162) [-0.81515] | 0.019667 (0.07763) [0.25335] | -0.212689 (0.10538) [-2.01838] |
| D(LOG(TOT(-1))) | 0.226876 (0.30752) [0.73775] | 0.184770 (0.13910) [1.32836] | 0.296096 (0.18882) [1.56813] |
| D(LOG(EXPORT(-1))) | 0.230474 | -0.055767 | 0.304363 |

| | (0.24961) [0.92333] | (0.11290) [-0.49394] | (0.15326) [1.98588] |
|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| R-squared | 0.007683 | 0.108774 | 0.056236 |
| Adj. R-squared | -0.068649 | 0.040218 | -0.016361 |
| Sum sq. resids | 2.500676 | 0.511604 | 0.942764 |
| S.E. equation | 0.253219 | 0.114534 | 0.155478 |
| F-statistic | 0.100659 | 1.586642 | 0.774627 |
| Log likelihood | 0.145381 | 34.26084 | 21.11863 |
| Akaike AIC | 0.179285 | -1.407481 | -0.796215 |
| Schwarz SC | 0.343117 | -1.243648 | -0.632383 |
| Mean dependent | 0.054719 | -0.001524 | 0.082030 |
| S.D. dependent | 0.244951 | 0.116909 | 0.154222 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 1.62E-05 | |
| Determinant resid covariance | | 1.21E-05 | |
| Log likelihood | | 60.40762 | |
| Akaike information criterion | | -2.111982 | |
| Schwarz criterion | | -1.497610 | |