

# A RESTRIÇÃO EXTERNA COMO FATOR LIMITANTE DO CRESCIMENTO ECONÔMICO BRASILEIRO: UM TESTE EMPÍRICO

Antonio Tiago Loureiro Araújo dos Santos – FEA-USP

Gilberto Tadeu Lima – FEA-USP

Veridiana Ramos da Silva Carvalho – FEA-USP

Resumo: Este artigo está baseado nos trabalhos originais de A. Thirlwall e em alguns de seus desenvolvimentos recentes, mais especificamente o trabalho de J. C. Moreno- Brid, que versam sobre a restrição externa como a real inibidora do crescimento em alguns países. Pretende-se, através de um novo estudo empírico, avaliar a especificação da restrição externa que melhor se adequa ao caso brasileiro e, além disso, verificar se ela tem sido ou não o verdadeiro inibidor do crescimento. Consta-se, com novas evidências robustas, que o crescimento econômico no Brasil entre 1948 e 2004 foi restrito pelo Balanço de Pagamentos. No entanto, ao contrário do que, a princípio, poderia se esperar, a especificação que incorpora explicitamente o fluxo de capitais e a dinâmica do endividamento externo não difere muito, em termos de alívio da restrição externa, da Lei de Thirlwall original.

Palavras-chave: crescimento brasileiro; restrição externa; Lei de Thirlwall; cointegração.

Abstract: This paper draws upon original works by A. Thirlwall and some recent developments of them, particularly those made by J. C. Moreno-Brid, on the balance-of-payments constraints to growth in several countries. It is intended, by means of new empirical tests, to evaluate the specification of such a constraint that better suit to the brazilian case and to test whether it has been really binding. New robust evidence is found that economic growth in Brazil was actually balance-of payments-constrained in the 1948-2004 period. However, unlike what intuition could lead one to expect *a priori*, the model specification that incorporates capital flows and external debt dynamics does not differ much from the original specification of Thirlwall's Law regarding a softening of the external constraint.

Keywords: brazilian growth; external constraint; Thirlwall's Law; cointegration.

Classificação JEL: C22; E01; O10

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

## I. Introdução

Os modelos de crescimento limitado pela demanda, mais especificamente pelo Balanço de Pagamentos, constituem uma alternativa de análise da dinâmica de crescimento à teoria de crescimento neoclássica que pode ser classificada como uma “supply-orientated approach”.

No Brasil, uma história econômica com consecutivos estrangulamentos externos e um processo de industrialização via Processo de Substituição de Importações (PSI), nos indica que a dimensão externa pode ser um aspecto relevante no estudo do crescimento econômico.

Assim, o objetivo deste trabalho é testar se existem indícios de que a restrição externa, ou do Balanço de Pagamentos, tem sido o real inibidor do crescimento da economia brasileira. Para tanto, testaremos duas especificações da chamada Lei de Thirlwall. A primeira, proposta originalmente por Thirlwall (1979), considera a condição de equilíbrio no Balanço de Pagamentos apenas no mercado de bens. A segunda especificação engloba a dinâmica do fluxo de capitais e do endividamento externo e foi proposto por Moreno-Brid (2003). Para realizar o teste, utilizaremos a metodologia de McCombie (1997), que propõe a estimação da elasticidade real através da função demanda por importações, utilizando técnicas de cointegração, e o cálculo da elasticidade hipotética, derivada da especificação do modelo, fazendo então uma comparação de ambas. Logo, o presente artigo também inova ao pretender avaliar qual dessas especificações de restrição externa melhor se adaptaria ao caso brasileiro. O teste foi realizado para o Brasil no período 1948 a 2004.

Para atingir este objetivo, o trabalho conta com cinco seções, além desta introdução. A segunda seção faz uma revisão da literatura teórica keynesiana sobre modelos de restrição externa, especificamente nas duas formulações que serão testadas neste estudo. A terceira seção apresenta a metodologia do teste empírico para esses modelos. A quarta seção apresenta resultados de outros trabalhos empíricos baseados em modelos de restrição externa para o Brasil. A quinta seção apresenta os novos resultados empíricos derivados neste artigo. Por fim, na conclusão, faz-se uma análise dos resultados obtidos na seção anterior.

## II. Modelos de Crescimento sob Restrição Externa

A literatura do crescimento econômico constitui mais um exemplo de controvérsia na fronteira do conhecimento. De um lado, temos a já consolidada teoria neoclássica do crescimento econômico, que pode ser classificada como uma “supply-orientated approach”. Ou seja, o crescimento de uma economia é determinado pela taxa de crescimento dos fatores de produção: capital, força de trabalho e tecnologia. Seja em sua versão inicial (Solow 1956), seja a nova teoria do crescimento econômico (como, por exemplo, Romer 1998), o crescimento de uma economia é determinado pelo crescimento da oferta, já que um dos pressupostos é a pleno emprego dos fatores de produção. Assim, embora em algumas versões a questão externa seja introduzida, a literatura de crescimento neoclássica exclui toda a discussão estruturalista sobre análise da inserção internacional como determinantes do desenvolvimento econômico.

Nesse sentido, o texto original de Thirlwall (1979) apresenta um modelo no qual o autor busca mostrar que pode haver uma restrição ao crescimento econômico que não é de oferta, como nos modelos neoclássicos de crescimento econômico. Nesta outra abordagem, o crescimento de um país pode ser limitado pela demanda, ou seja, em uma economia aberta, a restrição relevante é a imposta pelo balanço de pagamentos. Neste modelo, trabalho e principalmente a acumulação de capital e tecnologia deixam de ser exógenos e passam a responder a estímulos de demanda.

A lógica central do modelo é a seguinte: se um país tem problemas no Balanço de Pagamentos antes do pleno uso da capacidade de curto prazo ser alcançada, ele tem que conter demanda, e a oferta nunca é plenamente utilizada, o que desencoraja investimento e diminui a

taxa de progresso tecnológico, piorando a atratividade do bem doméstico, o que acentua a restrição do Balanço de pagamentos, iniciando assim um ciclo vicioso. Por outro lado, se um país consegue crescer sem problemas no balanço de pagamentos é possível que isso seja um estímulo ao crescimento da capacidade de oferta, seja através do encorajamento do investimento que traz consigo o progresso tecnológico, seja através do estímulo a entrada de novos agentes a força de trabalho.

Com uma especificação bastante sucinta, Thirlwall (1979) modela o que seria a restrição externa ao crescimento de um país. Partindo da condição de equilíbrio da balança comercial bem como de especificações padrão das funções de demanda por exportações e importações, Thirlwall deriva a taxa de crescimento máxima compatível com a condição de equilíbrio do Balanço de Pagamentos (considerando apenas a balança comercial, neste modelo inicial).

*Modelo Original – Thirlwall (1979)*

$$(1) \quad Pdt \ X_t = Pft \ M_t \ E_t \quad \text{Equilíbrio da Balança Comercial}$$

onde  $Pdt$  é o preço doméstico,  $X_t$  são as exportações,  $Pft$  é o preço externo,  $E_t$  é a taxa de câmbio nominal e  $M_t$  são as importações.

$$(2) \quad pdt + xt = pft + mt + et \quad \text{Equilíbrio BC em termos de taxa de crescimento}$$

onde as letras minúsculas representam taxa de crescimento.

$$(3) \quad M_t = (PftE_t)^\psi \ Pdt^\phi \ Y_t^\pi \quad \text{Função Demanda por Importações}$$

onde  $\psi$  é a elasticidade preço das importações;  $\phi$  é a elasticidade preço cruzada;  $\pi$  é a elasticidade renda das importações e  $Y$  é a renda interna.

Em termos de taxa de crescimento a equação (3) fica da seguinte forma:

$$(3a) \quad mt = \psi \ pft + \psi \ et + \phi \ pdt + \pi \ yt$$

Analogamente, podemos definir uma função demanda por exportações:

$$(4) \quad X_t = \left( \frac{Pdt}{E_t} \right)^\eta \ Pft^\tau \ Z^\varepsilon \quad \text{Função demanda por exportações}$$

onde  $\eta$  é a elasticidade preço das exportações.  $\tau$  é a elasticidade preço cruzada,  $\varepsilon$  é a elasticidade renda das exportações e  $Z$  é a renda externa. Em termos de taxa de crescimento, temos:

$$(4a) \quad xt = \eta \ pdt - \eta \ et + \tau \ pft + \varepsilon \ zt$$

Assim, as equações base para se derivar o modelo são as equações (1) representando o equilíbrio na balança comercial e equações (3) e (4) Função Demanda por Importações e Exportações.

Substituindo (3a) e (4a) em (2), e resolvendo para  $yt$ , temos a taxa de crescimento do PIB compatível com o equilíbrio da balança comercial:

$$(5) \quad y_{bt} = \frac{pdt(1 + \eta\phi) - pft(1 - \tau + \psi) - et(1 + \eta + \psi) + \varepsilon zt}{\pi}$$

Faremos agora a hipótese simplificadora que a elasticidade preço da demanda por importações e exportações é igual a sua elasticidade preço cruzada, ou seja,  $\psi = \phi$  e  $\eta = \tau$ . Assim, podemos simplificar as expressões, obtendo as seguintes equações para demanda de importações e exportações e de taxa de crescimento do PIB compatível com o equilíbrio da balança comercial:

$$(6) \quad mt = \psi (pf + e - pd) + \pi y$$

$$(7) \quad xt = \eta (pd - pf - e) + \varepsilon z$$

$$(8) \quad ybt = \frac{(1 + \eta + \psi) (pd - pf - e) + \varepsilon zt}{\pi}$$

Se assumirmos que no longo prazo vale a Paridade do Poder de Compra e que  $pdt - pft - et = 0$  (preços relativos medidos em moeda comum não se alteram no LP), o que parece ser suportado empiricamente por estudos do próprio Thirlwall, podemos simplificar ainda mais a equação (8), obtendo a denominada **Lei de Thirlwall**:

$$(9) \quad ybt = \frac{xt}{\pi}$$

Ou seja, a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos é igual à razão do crescimento das exportações, dividido pela elasticidade renda das importações.

Neste ponto parece interessante fazer algumas observações. Considerar  $pdt - pft - et = 0$  ou próximo de zero, tem sido a grande crítica a Lei de Thirlwall, pois descarta a priori o ajuste via preços relativos tal como apregoado pela literatura neoclássica. Ao descartar o ajuste via preços, todo o ajuste se dá via renda. A defesa de Thirlwall (1979) é que empiricamente não há evidências que o ajuste se fez via preços e sim via renda.

No entanto, devido à participação cada vez mais elevada das despesas com serviço da dívida na conta corrente, e às crises de endividamento externo que a maioria dos países em desenvolvimento passou a partir dos anos 80, o principal objetivo dos economistas que trabalham com modelos de restrição de divisas passou a ser incorporar ao modelo a dinâmica do endividamento externo, em outras palavras, “o estrangulamento externo atualmente tem um forte componente financeiro”, como observou Bacha (2003).

A primeira tentativa de incorporar o fluxo de capitais no modelo foi feita por Thirlwall & Hussein (1982), visto que no modelo original o balanço de pagamentos é aproximado pela balança comercial apenas. Esta alteração é fundamental uma vez que, principalmente após o período de desregulamentação dos fluxos de capitais internacionais iniciado na década de 80, tais fluxos muitas vezes superam em importância as transações de mercadorias, além de terem se mostrado fonte do forte aumento nas volatilidades de taxas de câmbio e juros, pela sua alta volatilidade. Assim, este artigo incorpora o fato de que não haveria problema se um país incorresse em déficits comerciais, desde que ele consiga financiar este déficit com influxo de capitais. Neste sentido, o influxo de capitais pode representar um alívio que permita ao país sustentar uma taxa de crescimento elevada. Entretanto, a zeragem da taxa de crescimento dos fluxos de capitais, ou ainda pior, se esta taxa se torna negativa (afluxo de capitais) pode deprimir ainda mais a taxa de crescimento e mesmo torná-la negativa.

No entanto, este modelo ampliado atentava apenas para os fluxos de capitais, mas não para o estoque do endividamento. Assim, Moreno-Brid (1998-99) destaca este fator do estoque de endividamento, pois a este deverá corresponder no futuro uma remessa de juros ao exterior. Neste texto, o próprio balanço de pagamentos do país pode ser visto como um fluxo de caixa, uma entrada de divisas, com o qual o país deve honrar o serviço da dívida externa. Em vista disto, Moreno-Brid chama a atenção para o fato de que em algum momento, no longo prazo, será necessário gerar superávit na balança comercial para pagar o serviço do endividamento externo, pois o influxo de capitais pode cessar. Assim, ele introduz uma restrição externa modificada, que se reflete na taxa de crescimento econômico compatível com o balanço de

pagamentos equilibrado levando-se em conta a necessidade adicional de se manter uma relação estável entre o endividamento externo e o PIB.

Em artigo mais recente, Moreno-Brid (2003) leva em conta explicitamente o pagamento de juros da dívida, cuja não consideração na versão anterior de seu modelo caracterizava uma séria limitação que já havia sido apontada por Barbosa-Filho (2001), além da estabilidade da relação endividamento externo e PIB. Além disso, empiricamente a especificação original de Thirlwall (1979), bem como suas próprias especificações (Moreno-Brid, 1998-99, 2003), para o caso mexicano. Este trabalho tem como objetivo adotar a mesma metodologia empregada por Moreno-Brid (2003) de modo a se testar qual o modelo mais adequado ao caso brasileiro. Testaremos dois dos modelos: o original de Thirlwall (1979) e o de Moreno-Brid (2003).

#### *Modelo Moreno-Brid (2003)*

Para compor seu modelo de 2003, Moreno-Brid parte das equações de demanda por importações e exportações já mencionadas:

$$(6) \quad m_t = \psi (p_f + e - p_d) + \pi y_t$$

$$(7) \quad x_t = \eta (p_d t - e_t - p_f t) + \varepsilon z_t$$

e introduz a nova condição de equilíbrio no Balanço de Pagamentos, dada por:

$$(10) \quad e + p_f + m_t = \theta_1 (p_d + x) - \theta_2 (p_d + r) + (1 - \theta_1 + \theta_2) (p_d + f)$$

onde  $r$  é a variação de pagamento de juros líquidos, e  $\theta_1, \theta_2$  são as seguintes razões medidas no período inicial:

$$\theta_1 = \frac{P_d X}{P_f E M}$$

$$\theta_2 = \frac{P_d R}{P_f E M}$$

Da mesma forma que o proposto em Moreno-Brid (1998-99), ainda é necessário colocar a restrição de endividamento sustentável, ou seja, vamos impor uma constância da relação Conta Corrente sobre o PIB:

$$F/Y = k$$

o que em termos de taxa de variação implica:

$$(11) \quad f + p_d = y + p_d$$

Impondo esta restrição e substituindo em (60), temos:

$$(12) \quad y_b = \frac{\theta_1 \varepsilon z_t - \theta_2 r + (\theta_1 \eta + \psi + 1) (p_d - e - p_f)}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)}$$

Ou, quando impomos  $p_d = e + p_f$ , temos:

$$(13) \quad y_b = \frac{\theta_1 x - \theta_2 r}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)}$$

### III. Metodologia Geral do teste empírico

Desde suas versões iniciais, a chamada Lei de Thirlwall tem sido submetida a diversos testes com vistas a uma avaliação de seu poder explicativo. McCombie (1997) apresenta um resumo de sucessivos passos e metodologias utilizadas com este propósito. Em seu trabalho

original, Thirlwall (1979) usa o coeficiente de “rank correlation” de Spearman para testar o grau de associação entre a taxa de crescimento prevista pelo modelo e a taxa observada para países desenvolvidos valendo-se de duas fontes amostrais para os períodos de 1953-76 e 1951-73. O resultado obtido por este teste não paramétrico foi de uma relação positiva significativa entre as duas taxas.

Num segundo passo, um teste mais formal foi proposto por McGregor e Swales (1985), que regredia a taxa observada sobre a taxa teórica. Os autores obtêm como resultado a rejeição da lei de Thirlwall; no entanto, seus métodos eram problemáticos sob alguns aspectos, segundo McCombie (1997) – basicamente, o problema de que a taxa teórica é estocástica acarreta um problema de erro nas variáveis (*ibid*), e o problema do Japão como *outlier* com crescimento não restrito pelo BP induz à conclusão errônea de que nenhum país desenvolvido teria crescimento restrito pelo BP.

Nesse sentido, McCombie (1997) propõe um teste alternativo. Basicamente, ele define a elasticidade renda hipotética que exatamente iguala a taxa de crescimento observada e a teórica como  $\varepsilon' \equiv x/y$ . Então, se  $\varepsilon'$  e a estimativa de  $\varepsilon$  não forem estatisticamente diferentes, não se pode refutar a hipótese de que o crescimento do país é restrito pelo BP. O método proposto por McCombie tem ainda a vantagem adicional de que o teste da lei de Thirlwall pode ser aplicado a um país em separado.

Isto nos leva diretamente à questão da estimação de  $\varepsilon$ , a elasticidade-renda da demanda por importações. A forma natural de fazê-lo é por meio da estimação da demanda por importações. Partindo-se da formulação multiplicativa tradicional da mesma, a aplicação de logs nos dá a seguinte expressão:

$$(13) \quad \ln(mt) = \varepsilon \ln(yt) + \beta \ln(pt)$$

em que  $pt$  é o câmbio real,  $m$  taxa de variação das importações reais e  $y$  a taxa de variação da renda real. Tendo-se em vista que as séries envolvidas são (potencialmente) geradas por processos estocásticos não-estacionários, uma regressão por mínimos quadrados será espúria. Neste caso, a estimativa de  $\varepsilon$  deve ser obtida por meio de uma **Cointegração**, que se aplicará caso as variáveis em questão sejam integradas de ordem 1.

Mais formalmente, os componentes de um vetor  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$  são ditas *cointegradas de ordem d, b* se, denotado por  $x_t \sim CI(d, b)$ , temos:

1. Todos os componentes de  $x_t$  são integrados de ordem  $d$ ;
2. Existe um vetor  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  tal que a combinação linear  $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$  é integrada de ordem  $d-b$ , onde  $b > 0$ . O vetor  $\beta$  é chamado de vetor de cointegração.

Na prática, trabalharemos com a metodologia de Johansen, que se aplica a séries integradas de ordem 1. Isto é, um primeiro passo prévio à aplicação da metodologia consiste em testar formalmente a ordem de integração das séries envolvidas. Se todas as séries forem  $I(1)$  ou integradas de ordem 1, pode-se então proceder à análise de Johansen com vistas a testar se as séries cointegram, ou seja, se existe pelo menos um vetor de cointegração. No caso afirmativo, diremos que as séries são  $CI(1,1)$ .

Intuitivamente, a cointegração significa que há uma relação estável (de equilíbrio) de longo prazo entre as variáveis analisadas. Tendo-se em vista que a Lei de Thirlwall se refere a uma relação de longo prazo entre as variáveis, técnicas de cointegração revelam-se como uma

opção natural para tratamento estatístico – que, de resto, contorna os já referidos problemas de uma regressão espúria.

Trabalhos empíricos mais recentes têm, assim, se utilizado de técnicas de cointegração para estimar a elasticidade renda das importações. Logo, empregaremos essa metodologia proposta por McCombie (1997) para testar os dois modelos, Thirlwall (1979) e Moreno-Brid (2003), para a economia brasileira, assim como fez Moreno-Brid (2003) para a economia mexicana. Assim, a metodologia consiste em calcular a elasticidade real, estimada a partir da equação (13) através das técnicas de cointegração, e compará-la com as seguintes elasticidades hipotéticas:

$$(14) \quad \varepsilon_1 = \frac{x}{y} \quad \text{Elasticidade Hipotética via Modelo Original}$$

$$(15) \quad \varepsilon_2 = (1 - \theta_1 + \theta_2) + \frac{\theta_1 x + \theta_2 r}{y} \quad \text{Elasticidade Hipotética via Modelo de Moreno-Brid}$$

Se o teste não rejeitar a igualdade entre a elasticidade hipotética e a real, pode-se concluir favoravelmente com relação à presença de uma restrição externa.

#### IV. Alguns Resultados da Lei de Thirlwall para o Brasil

O primeiro trabalho empírico que incluiu o Brasil nas estimações foi o de Thirlwall e Hussain (1982). O resultado que os autores chegaram é que no Brasil, no período 1951 a 1969, de um crescimento médio de 9.5% no período, 4% pode ser atribuído a Lei de Thirlwall original, 0.1% a variações de preços relativos e, a maior parte, cerca de 5.4%, a movimentos de capital. É claro que, a extensão do período de análise, incluindo os anos 70, 80 e 90, deve modificar o resultado, mas o que gostaria de ressaltar é que, de acordo com este resultado, a dimensão financeira parece ter sido relevante para o caso brasileiro neste período.

Em outro trabalho brasileiro, Holland, Vieira e Canuto (2004) utilizam uma base de dados do FMI de 1950 a 2000 para a América Latina e testam a Lei de Thirlwall original, sem considerar entrada de capitais ou variação dos termos de troca. O modelo é estimado com importações na primeira diferença em logs com a primeira diferença do crescimento do PIB real, incluindo um mecanismo de correção de erro. Conclui-se que nenhuma das economias latino americanas está totalmente imune a sua restrição externa. No caso brasileiro, os autores acharam uma evidência forte de associação de longo prazo entre PIB real, exportações e importações. Porém, no Brasil a taxa de crescimento real foi de 5,34% em média para o período, enquanto a taxa de crescimento prevista pelo modelo seria 3,42%, ou seja, o país cresceu além do previsto pela Lei de Thirlwall original. Esse resultado está de acordo com o resultado encontrado por Thirlwall e Hussain (1982), e a diferença pode estar associada à variação dos termos de intercâmbio ou ao influxo de capitais.

Em outro trabalho, Bértola, Higachi e Porcile (2002) aplicam a Lei de Thirlwall original para o Brasil no período 1890 a 1973. Os autores chegam a um resultado interessante. No longo prazo, o crescimento do PIB converge para a Lei de Thirlwall original, sem considerar os termos de troca. No curto prazo, desvios do longo prazo ocorrem por meio de variações nos termos de intercâmbio, resultado obtido através de um mecanismo de correção de erro. No entanto, os autores propositadamente encerraram o período de análise antes de 1974, a partir de quando o fluxo de capitais e a dinâmica de endividamento passam a ter um peso relevante na determinação deste equilíbrio, uma vez que a Lei de Thirlwall em seu formato original não engloba esta dimensão.

Uma tentativa de considerar a dinâmica da conta capital foi feita por Ferreira (1999). Em seu trabalho, Ferreira inclui na especificação do equilíbrio do balanço de pagamentos a dimensão financeira e depois estima para o Brasil. Entretanto em sua especificação de equilíbrio do balanço de pagamentos, ele considera que o influxo de capitais não alivia a restrição externa de longo prazo, já que o capital retorna ao seu país de origem. No entanto, as despesas de juros e lucros e dividendos sobre o capital externo que entra no país em determinado período torna o equilíbrio externo mais restritivo ao crescimento do país. Assim, ele estima que para o período 1949-1999, a taxa de crescimento média real do país foi de 5,4%, enquanto a Lei Thirlwall original previa 6,2% e a Lei de Thirlwall estendida previa um crescimento de 5,2%, condizente com o crescimento real. Assim, o autor conclui que o pagamento de serviços sobre o capital externo diminuiu a capacidade de crescimento do país em 1%.

Em outro estudo feito usando técnicas de cointegração para quatro países da América Latina (Brasil, Argentina, Colômbia e Chile), para o período 1965 a 1996, Lopez e Cruz (2000) ressaltam a importância da variação dos termos de troca na determinação do equilíbrio do Balanço de Pagamento destes países. Embora seus resultados sejam simpáticos à lei de Thirlwall pois encontram uma forte correlação entre crescimento do produto e exportações, com exportações causando crescimento, eles questionam a hipótese de constância dos termos de intercâmbio no longo prazo. Eles encontram que para o período, a taxa de câmbio está sujeita a profundas flutuações e com uma tendência de aumento, ou seja, segundo eles, não há evidência de uma taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo. Assim, variações do câmbio real afetam diretamente crescimento via alívio da restrição externa.

Em um trabalho com dados sobre a economia brasileira, Jayme Jr. (2003) adota estratégia de estimação algo distinta da proposta por McCombie (1997). Partindo da relação básica  $y_t = \frac{1}{\varepsilon} x_t$ , Jayme Jr. cointegra  $\ln Y_t = \frac{1}{\varepsilon} \ln X_t$  e a partir daí recupera o  $\varepsilon$  “implícito”. O que Jayme Jr. de fato faz é cointegrar os logs do produto e das exportações reais – um exercício válido, como faz Atesoglu (1997). No entanto, para fazer um teste da lei de Thirlwall seria necessário à comparação deste resultado com a elasticidade real, derivada da demanda de importações.

Concluindo, em geral, os resultados corroboram a existência de uma restrição externa ao crescimento brasileiro. No entanto, desvios entre a taxa de crescimento real e a prevista pelo modelo de Thirlwall original parecem ter um papel relevante na experiência brasileira, e podem estar associadas a movimento de capitais ou a variações nos termos de intercâmbio.

## V. Resultados Empíricos

Para estimar os modelos de Thirlwall (1979) e Moreno-Brid (2003) por meio da metodologia descrita na seção III, utilizamos dados anuais para a economia brasileira, no período entre 1948 e 2004, num total de 56 observações.

### *Calculo das Elasticidades Hipotéticas*

O primeiro passo é, portanto, calcular as elasticidades hipotéticas.

$$(14) \varepsilon_1 = \frac{x}{y} - \text{Elasticidade Hipotética Modelo Original}$$

$$(15) \varepsilon_2 = (1 - \theta_1 + \theta_2) + \frac{\theta_1 x + \theta_2 r}{y} \quad \text{Elasticidade Hipotética via Modelo de Moreno-Brid}$$

onde  $x$  é a taxa de crescimento média das exportações no período (1948 à 2004);  $y$  é a taxa de crescimento média do país no período;  $r$  é a taxa de crescimento médio do pagamento de juros; e  $\theta_1$  e  $\theta_2$  são os seguintes parâmetros, calculados no período inicial, ou seja 1948.

$$\theta 1 = \frac{Pd X}{Pf E M}$$

$$\theta 2 = \frac{Pd R}{Pf E M}$$

Assim, com os dados anuais 1948-2004, obtivemos os seguintes resultados:

$$\xi 1 = 1.71$$

$$\xi 2 = 1.80$$

### Cálculo da Elasticidade Real

O segundo passo é estimar a elasticidade renda real da demanda de importações:

$$(13) \ln (Mt) = \varepsilon \ln(Yt) + \beta \ln (Pt) + vt$$

onde Mt são as importações reais, Yt é o PIB real e Pt é a taxa de câmbio real.

Primeiramente, realizamos os testes de raiz unitária, para testar se todas as variáveis têm uma raiz unitária, e portanto é possível usar o procedimento de cointegração de ordem 1. Obtivemos os seguintes resultados que confirmam que as séries tem uma raiz unitária.

LN ( IMPORTAÇÕES)			
	Dickey Pantula	ADF/DF	Philips Peron
Tend & Cte		Aceita 1 RU (10%)	Aceita 1 RU (10%)
Constante	não signif		
Sem Tend & Cte	rejeita 2 RU		

Conclusão: por todos os testes, ln (importações) apresenta uma RU e não apresenta termos deterministas.

LN ( PIB)			
	Dickey Pantula	ADF/DF	Philips Peron
Tend & Cte	-	não signif	não signif
Constante	não signif	-não signif	não signif
Sem Tend & Cte	rejeita 2 RU	-aceita 1 RU	aceita 1 RU

Conclusão: por todos os testes, ln (pib) apresenta uma RU, mas os termos deterministas divergem nos testes ADF e Phillips Perón.

LN ( CÂMBIO REAL)			
	Dickey Pantula	ADF/DF	Philips Peron
Tend & Cte	-	não signif	não signif
Constante	não signif	não signif	não signif
Sem Tend & Cte	rejeita 2 RU	aceita 1 RU	aceita 1 RU

Conclusão: por todos os testes, ln (câmbio real) apresenta uma RU e não apresenta termos deterministas.

Assim, para estimar a nossa variável de interesse  $\varepsilon$ , pudemos usar a técnica de cointegração, já que todas as séries são não estacionárias. Considerados os devidos critérios para a escolha dos lags de defasagens e termos deterministas (conforme anexos), escolhemos um VAR de ordem 1 e portanto um VEC de ordem 0, com tendência e constante dentro do vetor de

cointegração e com constante fora do vetor de cointegração. Obtivemos apenas um vetor de cointegração, conforme se segue:

Vector Error Correction Estimates

Date: 07/12/05 Time: 16:50

Sample(adjusted): 1949 2004

Included observations: 56 after adjusting endpoints

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

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LIMPORT(-1)	1.000000		
LCAMBIO(-1)	-0.825402		
	(0.15768)		
	[-5.23473]		
LPIB(-1)	<b>-1.769841</b>		
	(0.17486)		
	[-10.1216]		
@TREND(48)	0.045081		
	(0.00937)		
	[ 4.81112]		
C	11.11179		
Error Correction:	D(LIMPORT)	D(LCAMBIO)	D(LPIB)
CointEq1	-0.409753	0.083796	0.073618
	(0.07147)	(0.09582)	(0.08602)
	[-5.73306]	[ 0.87448]	[ 0.85584]
C	0.031412	0.022099	0.035657
	(0.02030)	(0.02722)	(0.02444)
	[ 1.54700]	[ 0.81175]	[ 1.45914]
R-squared	0.378367	0.013964	0.013383
Adj. R-squared	0.366855	-0.004296	-0.004888
Sum sq. resids	1.246766	2.241124	1.805882
S.E. equation	0.151948	0.203721	0.182872
F-statistic	32.86798	0.764708	0.732466
Log likelihood	27.07382	10.65392	16.69992
Akaike AIC	-0.895493	-0.309069	-0.524997
Schwarz SC	-0.823159	-0.236735	-0.452663
Mean dependent	0.031412	0.022099	0.035657
S.D. dependent	0.190961	0.203285	0.182427
Determinant Residual Covariance	1.94E-05		
Log Likelihood	68.46120		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	65.40632		
Akaike Information Criteria	-1.978797		
Schwarz Criteria	-1.617127		

Portanto, a relação de longo prazo da demanda de importações é:

$$\ln(Mt) = 1,77 \ln(Yt) + 0,83 \ln(Pt)$$

Ou seja, a elasticidade real é

$$\xi_r = 1.77$$

Ao testar a normalidade dos resíduos, hipótese fundamental para a estimação da cointegração, verificamos, conforme tabela em anexo, que podemos aceitar a normalidade com significância de até 4.5%. Assim, apesar de termos um problema de curtose, este problema não é preocupante, tornando-se desnecessário tentar identificar os outliers para correção da curtose.

#### *Teste de Restrição*

Uma vez calculada a elasticidade hipotética e estimada a elasticidade real, o terceiro passo consiste em compará-las, impondo a seguinte restrição sobre um dos coeficientes de cointegração :

$$\xi_r = \xi_1$$

$$\xi_r = \xi_2$$

Fazemos essa restrição para a elasticidade hipotética dos dois modelos ( $\xi_1$  e  $\xi_2$ ). Se as elasticidades puderem ser consideradas iguais isso implica que o equilíbrio do BP é a restrição relevante para o crescimento do país. Caso contrário isso não se verifica. Para isso é utilizado um teste LR (razão de máxima verossimilhança).

Fazendo um teste LR (em anexo), obtivemos que não podemos rejeitar a hipótese nula de que  $\xi_r = \xi_2$ . Por outro lado, também não podemos rejeitar a hipótese nula  $\xi_r = \xi_1$ . No entanto, parece que a restrição do Modelo do Moreno-Brid esta mais próxima da elasticidade real.

Assim, concluímos que o modelo Moreno-Brid (2003) tem uma especificação de restrição externa que melhor se enquadra ao caso brasileiro, embora não possamos rejeitar com um nível de significância bastante alto a especificação original. Ou seja, podemos aceitar que o crescimento da economia brasileira entre 1948 e 2004 foi restrito pelo Balanço de Pagamentos, tanto quando consideramos o fluxo de capitais e a dinâmica do endividamento, como quando consideramos apenas o lado comercial.

#### VI. Observações finais

Os modelos de crescimento sob restrição externa constituem um instrumental analítico alternativo à teoria neoclássica para o estudo dos determinantes do crescimento econômico. Ou seja, a hipótese de plena utilização da capacidade é abandonada, permitindo a possibilidade do crescimento de um país ser restrito pela demanda, sendo que em uma economia aberta, a principal restrição de demanda é a restrição imposta pelo balanço de pagamentos.

Com uma especificação bastante sucinta, Thirlwall (1979) modelou o que seria o crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos. No entanto, em sua modelagem original, Thirlwall considerou o equilíbrio do balanço de pagamentos como sendo o equilíbrio comercial.

Contudo, devido à participação cada vez mais elevada das despesas com serviço da dívida na conta corrente, e às crises de endividamento externo que a maioria dos países em desenvolvimento passou a partir dos anos 80, a inclusão do fluxo de capitais e da dinâmica do endividamento externo passou a ser primordial. A versão Moreno-Brid (2003) tem a vantagem de impor uma condição de endividamento sustentável, ou seja, a manutenção da relação dívida-PIB, e explicitar o pagamento de juros na especificação de equilíbrio do balanço de pagamentos.

Assim, este trabalho testou esses dois modelos para o caso brasileiro. Foi utilizado o instrumental de cointegração para estimar a elasticidade real da economia brasileira entre 1948 e 2004, com o objetivo de compará-la com a elasticidade hipotética derivada dos dois modelos. Obtivemos uma elasticidade real de 1.77, enquanto a elasticidade hipotética derivada do modelo original é de 1.71 e do modelo Moreno-Brid (2003) é de 1.80. Assim através de um teste LR, constatamos que não podemos rejeitar a hipótese de que a elasticidade real é igual à elasticidade do modelo Moreno-Brid (2003). Porém, também não podemos rejeitar a hipótese de que a elasticidade real é igual à elasticidade do modelo original, já que estas duas foram relativamente próximas. Ainda assim, podemos dizer que a elasticidade hipotética do modelo do Moreno-Brid está mais próxima da real do que a do modelo original.

Contudo, embora o resultado de existência de restrição externa estivesse sendo esperado, com base nos resultados obtidos por outros autores para o Brasil (descritos na seção III) poderia se esperar que uma restrição externa que incorporasse efetivamente o fluxo de capitais explicasse significativamente mais o crescimento brasileiro do que a especificação original, o que de fato não ocorreu.

Em uma tentativa de racionalização desse resultado, algumas considerações se fazem necessárias. Primeiramente, o trabalho de Thirlwall e Hussain (1982) foi feito para um período (1951 a 1969) onde o componente entrada de capitais provavelmente tinha mais relevância que o pagamento de serviços deste capital para a economia brasileira. Não surpreendentemente, eles associam 5,4% de 9,5% de crescimento médio da economia brasileira no período a influxos de capitais. Por outro lado, o trabalho de Ferreira (1999), considera no equilíbrio do balanço de pagamentos apenas o serviço do capital, assim a inclusão do componente financeiro diminui o crescimento.

Já a especificação de Moreno-Brid (2003) adotada neste trabalho, considera os dois componentes, ou seja, entrada de capitais, cujo limite é a manutenção de um endividamento sustentável através da manutenção da relação dívida/PIB ou Transações Correntes/PIB, e o serviço do capital. Além disso, o período de abrangência deste trabalho inclui tanto períodos onde a entrada de capital provavelmente aumentou o crescimento do país (como grande parte do período 1948 a 1979), como períodos em que o serviço do capital notadamente contribuiu para a diminuição do crescimento (como claramente ocorreu na década de 80 e provavelmente na segunda metade da década de 90). Assim, é muito provável que o efeito da inclusão do componente financeiro em sua totalidade tenha contribuído pouco para o crescimento além do previsto pela Lei de Thirlwall, já que o alívio representado pelo influxo de capitais foi em grande parte compensado pelo pagamento de serviços da dívida, quando analisamos um período mais amplo.

Considerando o trabalho de Holland, Vieira e Canuto (2004), que constatou que para o período 1950-2000, a taxa de crescimento real foi de 5,34% em média, enquanto a taxa de crescimento prevista pelo modelo original de Thirlwall (1979) seria 3,42%, haveria uma diferença de 1,92% que poderia ser explicada pelo fluxo de capitais ou pela variação dos termos de intercâmbio. Se considerarmos o trabalho empírico feito neste estudo para um período muito próximo, diríamos que o componente financeiro não explica a maior parte desta diferença, e que os termos de troca provavelmente têm algum papel.

Esse resultado, por sua vez, vai de encontro com o defendido por Lopez e Cruz (2000), que argumentam que os termos de intercâmbio tem uma contribuição para o crescimento no período 1965 a 1996. Porém isso não invalida o resultado achado por Thirlwall e Hussain (1982) que associam à variação dos preços relativos apenas 0,1% do crescimento para o período 1951 a 1969 e de Bértola, Higachi e Porcile (2002) que associam a variação de preços relativos a variações de curto prazo no período 1890 a 1973. Ou seja, a partir da década de 70, pode ter

havido uma mudança também no comportamento dos termos de intercâmbio, que até então não contribuíam para o crescimento de longo prazo e apenas variações no curto prazo como o resultado obtido por Thirlwall e Hussain (1982) e Bértola, Higachi e Porcile (2002), mas que considerado um período mais amplo incluindo as décadas de 80 e 90, podem ter um papel relevante em explicar crescimento.

Assim, os anos 70 representaram uma mudança na dinâmica econômica mundial com profundas conseqüências para economia brasileira, mudando as equações de comportamento do componente financeiro do balanço de pagamentos e muito provavelmente mudando também a dinâmica dos termos de intercâmbio.

Neste trabalho não testamos diretamente o papel dos termos de intercâmbio no alívio ou estreitamento da restrição externa, mas constatamos que a inclusão do componente financeiro em sua totalidade, incluindo tanto o influxo de capitais como pagamento do serviço, não aliviou significativamente a restrição externa em relação à Lei de Thirlwall original, provavelmente por que para o período como um todo (1948-2004) um fator compensou, em grande parte, o outro.

De qualquer forma, obtivemos evidências empíricas originais suficientes para acreditar que o crescimento econômico foi restrito pelo Balanço de Pagamentos entre 1948 e 2004, e que, portanto, a investigação de qual a melhor especificação da restrição externa para o caso brasileiro continua tendo um papel relevante.

## VII. Referências bibliográficas

- Bacha, E. L. “Reflexões Pós Cepalinas sobre Inflação e Crise Externa”, *Revista de Economia Política*, vol 23, no 3, jul-set, 2003.
- Barbosa-Filho, N. H. “The balance-of-payments constraint: from balanced trade to sustainable debt”, *Banca Nazionale del Lavoro*, no. 219, December, 2001.
- Bértola L , Higachi H. e Porcile G. “Balance-of-Payments-costrained growth in Brazil: a test of Thirlwall’s Law, 1980-1973”, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 25, no. 1, Fall 2002.
- Dutt, A. K. “Thirlwall’s law and uneven development” *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 24, no. 3, Spring, 2002.
- Enders, W. *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.
- Ferreira, Alex. *A lei de Crescimento de Thirlwall*, dissertação de mestrado, IE-Unicamp, 2001.
- Hamilton, J.D. *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- Holland, M., Vieira, F. & Canuto, O. “Economic growth and the balance-of-payments constraint in Latin America”, *Investigación Económica*, vol. LXIII, enero-marzo, 2004.
- Jayme Jr., F. G. “Balance-of-payments-constrained economic growth in Brazil”, *Revista de Economia Política*, Vol. 23, Jan/Mar, 2003.
- Johansen, S. “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988.
- Lopez, J. and Cruz, A. “Thirlwall’s Law and Beyond: The Latin American Experience”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 22(3), Spring, 2000.
- Loyasa, Norman; Fajnzylber, P. and Calderón, C. “Economic Growth in Latin America and the Caribbean” *Washington DC: The World Bank*, 2002.
- McCombie, J.S.L. “On the Empirics of Balance of Payments-Coinstrained Growth”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3), Spring, 1997.

- McCombie, J. & Thirlwall, A. “Economic growth and balance-of-payments constraint revisited”, in Arestis, P., Palma, G. & Sawyer, M. (eds) *Markets, Unemployment and Economic Policy*, Vol. 2, London: Routledge, 1997.
- McCombie, J. & Thirlwall, A. *Economic growth and the balance of payments constraint*, New York: St. Martin’s Press, 1994.
- Moreno-Brid, J. C. “On Capital Flows and the Balance-of-Payments-Constrained Growth Model” *Journal of Post Keynesian Economics*, 21, Winter, 1998-99.
- Moreno-Brid, J.C. “Capital Flows, Interests Payments and the Balance-of Payments Coinstrained Growth Model: A Theoretical and Empirical Analysis”, *Metroeconomica*, 54(2), 2003.
- Romer, P. M. “Endogenous Technological Change” *Journal of Political Economy*, October, Part 2, 1998.
- Solow, R. M. “A Contribution to the Theory of Economic Growth” *Quarterly Journal of Economics*, 70, February, 1956.
- Thirlwall, A. “The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences”, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Vol. 128, 1979.
- Thirlwall, A. “The nature of economic growth: an alternative framework for understanding the performance of nations”, Aldershot: Edward Elgar, 2002.
- Thirlwall, A. & Hussain, M. “The balance of payments constraint, capital flows and growth rates differences between developing countries” *Oxford Economic Papers*, Vol. 34, 1982.

## VIII. Anexos

### **1. Testes de Raiz Unitária**

#### **1. 1. Dickey Pantula para Importações**

Dependent Variable: D(LIMPORT,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/13/05 Time: 17:17  
 Sample(adjusted): 1954 2004  
 Included observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IMPORT(-1))	-2.01E-05	9.83E-06	-2.050042	0.0461
D(IMPORT(-1),2)	-6.19E-08	8.73E-06	-0.007085	0.9944
D(IMPORT(-2),2)	1.67E-07	7.64E-06	0.021854	0.9827
D(IMPORT(-3),2)	2.57E-06	6.72E-06	0.382846	0.7036
D(IMPORT(-4),2)	-5.13E-06	5.92E-06	-0.866620	0.3906
R-squared	0.290094	Mean dependent var		0.000225
Adjusted R-squared	0.228363	S.D. dependent var		0.228680
S.E. of regression	0.200879	Akaike info criterion		-0.279337
Sum squared resid	1.856203	Schwarz criterion		-0.089943
Log likelihood	12.12310	Durbin-Watson stat		2.550252

## 1.2. ADF para Câmbio Real

ADF Test Statistic	-0.781632	1% Critical Value*	-2.6055
		5% Critical Value	-1.9467
		10% Critical Value	-1.6190

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LCAMBIO)

Method: Least Squares

Date: 07/13/05 Time: 16:31

Sample(adjusted): 1951 2004

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCAMBIO(-1)	-0.068080	0.087100	-0.781632	0.4380
D(LCAMBIO(-1))	0.084276	0.153020	0.550751	0.5842
D(LCAMBIO(-2))	-0.092600	0.153739	-0.602315	0.5496
R-squared	0.019539	Mean dependent var		0.024748
Adjusted R-squared	-0.018911	S.D. dependent var		0.206378
S.E. of regression	0.208320	Akaike info criterion		-0.245529
Sum squared resid	2.213260	Schwarz criterion		-0.135030
Log likelihood	9.629292	Durbin-Watson stat		2.008222

## 1.3. Phillips Perron para PIB

PP Test Statistic	1.430466	1% Critical Value*	-2.6040
		5% Critical Value	-1.9464
		10% Critical Value	-1.6188

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

Lag truncation for Bartlett kernel: ( Newey-West suggests: 3 )

3

Residual variance with no correction 0.032830

Residual variance with correction 0.030459

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB)

Method: Least Squares

Date: 07/13/05 Time: 16:50

Sample(adjusted): 1949 2004

Included observations: 56 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	0.002674	0.001946	1.373934	0.1750
R-squared	-0.004426	Mean dependent var		0.035657
Adjusted R-squared	-0.004426	S.D. dependent var		0.182427
S.E. of regression	0.182830	Akaike info criterion		-0.542822
Sum squared resid	1.838479	Schwarz criterion		-0.506655
Log likelihood	16.19901	Durbin-Watson stat		1.963640

## 2. Determinação dos lags do VAR

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: LIMPORT LCAMBIO LPIB  
Exogenous variables: C  
Date: 07/12/05 Time: 16:48  
Sample: 1948 2004  
Included observations: 52

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-88.31462	NA	0.006728	3.512101	3.624672	3.555258
1	63.35202	279.9999	2.79E-05*	-1.975078*	-1.524791*	-1.802448*
2	68.91854	9.634371	3.19E-05	-1.843021	-1.055019	-1.540919
3	74.45228	8.939104	3.68E-05	-1.709703	-0.583985	-1.278129
4	83.19296	13.11103	3.79E-05	-1.699729	-0.236297	-1.138684
5	95.92623	17.63068*	3.38E-05	-1.843317	-0.042169	-1.152799

\* 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

## 3. Determinação dos termos deterministas no VEC

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: LIMPORT LCAMBIO LPIB  
Exogenous variables: C  
Date: 07/12/05 Time: 16:48  
Sample: 1948 2004  
Included observations: 52

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-88.31462	NA	0.006728	3.512101	3.624672	3.555258
1	63.35202	279.9999	2.79E-05*	-1.975078*	-1.524791*	-1.802448*
2	68.91854	9.634371	3.19E-05	-1.843021	-1.055019	-1.540919
3	74.45228	8.939104	3.68E-05	-1.709703	-0.583985	-1.278129
4	83.19296	13.11103	3.79E-05	-1.699729	-0.236297	-1.138684
5	95.92623	17.63068*	3.38E-05	-1.843317	-0.042169	-1.152799

\* 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

#### 4. Teste de Normalidade

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 H0: residuals are multivariate normal  
 Date: 07/12/05 Time: 23:25  
 Sample: 1948 2004  
 Included observations: 56

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.838206	6.557494	1	0.0104
2	0.401461	1.504259	1	0.2200
3	0.059916	0.033506	1	0.8548
Joint		8.095260	3	0.0441

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.284805	3.851690	1	0.0497
2	3.488836	0.557575	1	0.4552
3	3.291819	0.198703	1	0.6558
Joint		4.607968	3	0.2029

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	10.40918	2	0.0055
2	2.061834	2	0.3567
3	0.232209	2	0.8904
Joint	12.70323	6	0.0480

#### 5. Teste da Restrição Elasticidade Real = Elasticidade Hipotética

##### 5.1. Modelo sem Restrição

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 07/13/05 Time: 15:14  
 Sample(adjusted): 1949 2004  
 Included observations: 56 after adjusting endpoints  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq: CointEq1			
LIMPORT(-1)	1.000000		
LCAMBIO(-1)	-0.825402		
LPIB(-1)	-1.769841		
@TREND(48)	0.045081		
C	11.11179		
Error Correction: D(LIMPORT) D(LCAMBIO) D(LPIB)			
CointEq1	-0.409753	0.083796	0.073618
C	0.031412	0.022099	0.035657
Determinant Residual		1.94E-05	
Covariance			
Log Likelihood		<b>68.46120</b>	
Log Likelihood (d.f. adjusted)		65.40632	
Akaike Information Criteria		-1.978797	

## 5.2. Modelo com restrição Elasticidade=1.8

Vector Error Correction Estimates

Date: 07/13/05 Time: 18:48

Sample(adjusted): 1949 2004

Included observations: 56 after adjusting endpoints

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

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1, B(1,3)=-1.8$

Convergence achieved after 8 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

**LR test for binding restrictions** (rank = 1):

Chi-square(1) **0.020236**

Probability **0.886880**

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LIMPORT(-1)	1.000000		
LCAMBIO(-1)	-0.840348 (0.12436) [-6.75760]		
LPIB(-1)	-1.800000		
@TREND(48)	0.046569 (0.00296) [ 15.7359]		
C	11.44846		
Error Correction:	D(LIMPORT)	D(LCAMBIO)	D(LPIB)
CointEq1	-0.404132 (0.07088) [-5.70201]	0.080617 (0.09487) [ 0.84979]	0.077040 (0.08506) [ 0.90574]
C	0.031412 (0.02035) [ 1.54384]	0.022099 (0.02723) [ 0.81144]	0.035657 (0.02442) [ 1.46031]
R-squared	0.375816	0.013196	0.014965
Adj. R-squared	0.364257	-0.005078	-0.003277
Sum sq. resids	1.251882	2.242868	1.802986
S.E. equation	0.152260	0.203800	0.182726
F-statistic	32.51293	0.722136	0.820368
Log likelihood	26.95914	10.63215	16.74485
Akaike AIC	-0.891398	-0.308291	-0.526602
Schwarz SC	-0.819064	-0.235957	-0.454268
Mean dependent	0.031412	0.022099	0.035657
S.D. dependent	0.190961	0.203285	0.182427
Determinant Residual Covariance	1.94E-05		
Log Likelihood	68.45108		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	65.39620		
Akaike Information Criteria	-1.978436		
Schwarz Criteria	-1.616766		

Aceito a hipótese nula Elasticidade Real= 1.8

### 5.3. Modelo com restrição elasticidade = 1.71

Vector Error Correction Estimates

Date: 07/13/05 Time: 18:52

Sample(adjusted): 1949 2004

Included observations: 56 after adjusting endpoints

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

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1,B(1,3)=-1.71

Convergence achieved after 10 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

**LR test for binding restrictions (rank = 1):**

Chi-square(1) **0.084503**

Probability **0.771285**

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LIMPORT(-1)	1.000000		
LCAMBIO(-1)	-0.794883 (0.12087) [-6.57660]		
LPIB(-1)	-1.710000		
@TREND(48)	0.042116 (0.00288) [ 14.6422]		
C	10.44405		
Error Correction:	D(LIMPORT)	D(LCAMBIO)	D(LPIB)
CointEq1	-0.420058 (0.07261) [-5.78515]	0.089941 (0.09761) [ 0.92143]	0.066125 (0.08782) [ 0.75296]
C	0.031412 (0.02024) [ 1.55234]	0.022099 (0.02720) [ 0.81238]	0.035657 (0.02447) [ 1.45693]
R-squared	0.382631	0.015479	0.010390
Adj. R-squared	0.371199	-0.002752	-0.007936
Sum sq. resids	1.238213	2.237679	1.811360
S.E. equation	0.151426	0.203564	0.183149
F-statistic	33.46800	0.849032	0.566942
Log likelihood	27.26656	10.69700	16.61511
Akaike AIC	-0.902377	-0.310607	-0.521968
Schwarz SC	-0.830043	-0.238273	-0.449634
Mean dependent	0.031412	0.022099	0.035657
S.D. dependent	0.190961	0.203285	0.182427
Determinant Residual Covariance	1.94E-05		
Log Likelihood	68.41895		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	65.36407		
Akaike Information Criteria	-1.977288		
Schwarz Criteria	-1.615618		

Aceito a hipótese nula Elasticidade Real= 1.71