

CRESCIMENTO ECONÔMICO E ESTRUTURA DO SETOR EXTERNO: uma análise em painel de dados

Veridiana Ramos Carvalho (FEA/ USP)

Gilberto Tadeu Lima (FEA/ USP)

Resumo: O artigo estima em que medida as taxas de crescimento econômico de longo prazo de um extenso conjunto de países têm sido determinadas por condições relativas ao equilíbrio das contas externas. Para tanto, emprega uma metodologia que ainda não havia sido utilizada na literatura correspondente, utilizando os estimadores de efeito fixo e efeito aleatório para um painel de dados e possibilitando, assim, uma análise mais abrangente do crescimento sob restrição externa.

Palavras-chave: crescimento econômico, restrição externa, estimadores de efeito fixo

Abstract: The paper estimates to what extent the rates of economic growth of a large sample of countries have been determined by conditions associated to external equilibrium. To that end, it is used a methodology that had not been used so far in the literature, the fixed and random estimators, which are employed to panel data, so that, it is possible to have a more general view of the balance-of-payment constrained growth.

Keywords: economic growth, external constraint, fixed effects estimators

Classificação JEL: O11, C23

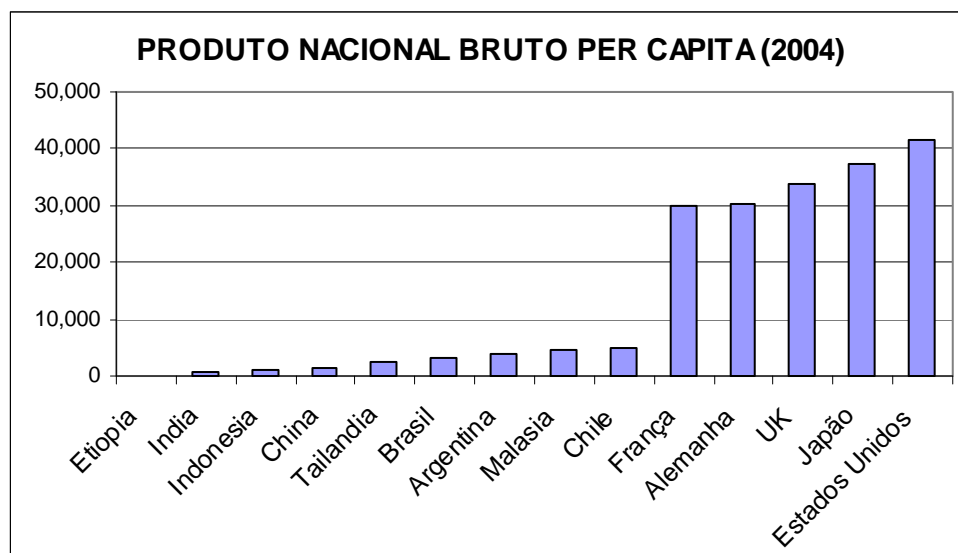
Classificação SEP: Área 5 - Dinheiro, Finanças internacionais e Crescimento

1. Introdução

O estudo de crescimento econômico é um tópico central em teoria econômica e fonte de intenso debate entre as diferentes correntes de pensamento econômico.

Retomando o ilustrativo exemplo colocado por Barro e Sala-i-Martin (2004), a renda per capita dos EUA era de US\$ 3.340 em 1870 e passou a US\$ 33.330 em 2000, a segunda maior renda per capita mundial (após o pequeno país de Luxemburgo). Isso correspondeu a uma taxa média de crescimento de 1,8% a.a. Se a economia americana tivesse crescido a uma taxa de 0,8%, próximo ao desempenho da Índia, a renda per capita em 2000 seria US\$ 9.450 e os EUA seriam, ao invés de segundo, 45º colocado em um ranking de 150 países. Esse exemplo reforça a importância de se avançar no estudo da enorme divergência entre as rendas per capita dos países, fruto acumulado de diferentes comportamentos das taxas de crescimento de longo prazo. Nessa mesma linha, o gráfico abaixo ilustra dados de renda per capita para alguns países selecionados no ano de 2004, possibilitando uma melhor visualização dessa divergência.

Gráfico 1 – Produto Nacional Per Capita (2004)



Fonte: WDI – World Development Indicator- Banco Mundial

De maneira bastante sintética, uma linha de explicações sobre a divergência de renda entre os países se baseia na análise da função de produção agregada. Nessa visão, o crescimento econômico pode ser explicado pelas diferenças entre o crescimento de capital físico, capital humano, trabalho e a produtividade total de fatores. Essa última, a

produtividade total de fatores, é empiricamente auferida como resíduo das demais variáveis e conhecida como resíduo de Solow. Resultados com base nessa metodologia foram obtidos por Mankiw, Romer and Weil (1992), entre outros. Em muitos desses trabalhos, como no caso de Hall e Jones (1999), a produtividade total de fatores é a principal explicação da divergência do produto por trabalhador entre países.

Alternativamente às explicações e resultados baseados no instrumental de função de produção agregada, situa-se uma literatura menos ortodoxa e bem mais heterogênea. Uma das importantes referências dessa linha é a modelagem de crescimento sob restrição externa. Em linhas gerais, essa linha teórica baseia-se no diagnóstico de que um dos principais limitadores ao crescimento se manifesta no equilíbrio das contas externas. Em outras palavras, a estrutura produtiva e as condições de competitividade do país condiciona a participação no comércio exterior e influencia diretamente o crescimento econômico. Sob condições de inserção internacional desfavorável, seja através da deterioração dos termos de intercâmbio, seja através da perversidade das elasticidades renda das importações e exportações, o país transfere renda ao exterior, prejudicando diretamente crescimento econômico.

Assim, da mesma forma que os estudos baseados na função de produção agregada, a literatura de crescimento sob restrição externa tem sido submetida a diversos testes empíricos com vistas a uma avaliação de seu poder explicativo. Os primeiros testes empíricos propostos se basearam na idéia de teste conjunto, ou seja, testes a serem aplicados conjuntamente a um grupo de países, como propõe Thirlwall (1979) e, posteriormente, McGregor e Swales (1985).

Contudo, o estudo desenvolvido em McCombie (1989) apontou uma série de problemas nesse teste conjunto, associados fundamentalmente à endogeneidade. Dessa maneira, a partir desse trabalho, a grande maioria das aplicações empíricas de modelos de crescimento sob restrição externa passou a empregar o instrumental econométrico de séries de tempo para estimação das elasticidades por país¹. Com isso foi possível avançar na investigação empírica, evitando os problemas de endogeneidade do teste conjunto apontados por McCombie (1989).

O presente trabalho, por seu turno, recupera a idéia de teste conjunto para verificação empírica do instrumental de crescimento econômico sob restrição de divisas. Com base em um painel de dados, propõe-se uma nova metodologia de teste, utilizando os estimadores de

¹ Ainda que diversos estudos (como Hussain (1999), Ansari (2000), Holand, Vieira e Canuto (2005), entre outros) tenham aplicado o teste para um conjunto de países, a estimação das elasticidades era feita para cada país baseada no instrumental de séries de tempo.

efeito fixo e efeito aleatório e assim reduzindo os problemas de endogeneidade apontados por McCombie (1989).

Utilizando essa nova metodologia, aplicou-se um teste para um total de 137 países com a base de dados do WDI. Assim, torna-se possível fazer uma análise mais abrangente dos resultados do modelo de crescimento sob limitação de divisas.

O restante do artigo está organizado da seguinte maneira. O item 2 descreve os elementos da abordagem do crescimento econômico sob restrição externa que darão substrato teórico ao exercício empírico. O item 3 recupera a metodologia de teste dos desses modelos e apresenta a nova metodologia proposta por este trabalho. O item 4, por sua vez, descreve sucintamente o método de estimação por efeito fixo e efeito aleatório. O item 5 apresenta e comenta os principais resultados da estimação. O item 6 apresenta algumas considerações finais.

2. Modelos de Restrição Externa

Para investigar as divergencia das rendas percapita e da taxa de crescimento entre países, o estudo empírico reportado e comentado no que segue estimou em que medida as taxas de crescimento econômico de um conjunto de países têm sido determinadas por condições associadas ao equilíbrio das contas externas. Para tanto, empregou-se uma abordagem ao crescimento econômico sob restrição externa desenvolvida pelo economista inglês Anthony Thirlwall. Em sua formulação inicial, Thirlwall (1979) assim especifica a condição de equilíbrio externo:

$$P_d X = P_f M E \quad (1)$$

onde X é a quantidade de exportações de bens e serviços não-de-fatores, P_d é o preço das exportações em moeda nacional, M é a quantidade de importações de bens e serviços não-de-fatores de produção, P_f é o preço das importações em moeda estrangeira e E é a taxa de câmbio nominal. Nessa formulação inicial, portanto, o equilíbrio externo envolve somente a balança comercial. Expressando as variáveis da eq. (1) em termos de taxa de crescimento, obtemos:

$$p_d + x = p_f + m + e \quad (2)$$

onde as letras em minúsculo indicam as respectivas taxas de crescimento. Assumindo formas multiplicativas tradicionais, com elasticidades constantes, para as importações e as exportações, obtemos:

$$M = a \left(\frac{P_f E}{P_d} \right)^\psi Y^\pi \quad (3)$$

$$X = b \left(\frac{P_d}{P_f E} \right)^\eta Z^\varepsilon \quad (4)$$

onde a e b são constantes positivas, $\psi < 0$ é a elasticidade-preço da demanda por importações, $\eta < 0$ é a elasticidade-preço da demanda por exportações, Y é a renda doméstica, Z é o nível da renda mundial, π é a elasticidade-renda da demanda por importações, enquanto ε é a elasticidade-renda da demanda por exportações. Colocando as variáveis das eqs. (3) e (4) em termos de taxa de crescimento, obtemos:

$$m = \psi(p_f + e - p_d) + \pi y \quad (5)$$

$$x = \eta(p_d - e - p_f) + \varepsilon z \quad (6)$$

Por meio da substituição das eqs. (5) e (6) na eq. (2), obtemos então a taxa de crescimento restringida pelo equilíbrio externo:

$$y_{bp} = \frac{(1 + \eta + \psi)(p_d - e - p_f) + \varepsilon z}{\pi} \quad (7)$$

Nessa formulação inicial, assim como nas seguintes, Thirlwall (1979) assume que, no longo prazo, a variação nos termos de troca, se alguma, é negligenciável. Formalmente:

$$p_d = p_f + e \quad (8)$$

Logo, a eq. (7) se reduz a:

$$y_{bp} = \frac{x}{\pi} \quad (9)$$

posto que $x = \varepsilon z$ é a taxa de crescimento das exportações.² Assim sendo, y_{bp} representa a taxa de crescimento do produto consistente com a satisfação da restrição relativa ao estabelecimento do equilíbrio externo, vindo a ser conhecida como Lei de Thirlwall.

Embora a Lei de Thirlwall explicasse razoavelmente bem a experiência de crescimento de países desenvolvidos, seu sucesso empírico era bem menor em se tratando de países em estágio inferior de desenvolvimento. Assim, a discrepância entre a taxa de crescimento prevista pela Lei de Thirlwall e a taxa de crescimento efetiva, mais significativa para países em desenvolvimento, poderia ser explicada por variações no câmbio real ou nos fluxos de capital. Na formulação imediatamente seguinte dessa abordagem, desenvolvida agora por Thirlwall & Hussain (1982), supõe-se a seguinte especificação para o equilíbrio externo:

$$P_d X + F = P_f ME \quad (9)$$

em que F é o valor nominal dos fluxos de capital, medidos em moeda local. Expressando as variáveis na eq. (9) em termos de taxa de crescimento, obtemos:

$$\theta(p_d + x) + (1 - \theta)f = p_f + m + e \quad (10)$$

em que as letras em minúsculo representam as taxas de crescimento correspondentes, enquanto θ e $(1 - \theta)$ representam, respectivamente, as frações das exportações e dos fluxos de capital nas receitas externas totais, dadas por $P_d X + F$.

Voltando a assumir formas multiplicativas, com elasticidades constantes, para as importações e as exportações, eqs. (3) e (4), obtemos as seguintes versões ampliadas das expressões (7) e (8):

$$y_x^* = \frac{(\psi + 1)(p_d - e - p_f) + (1 - \theta)(f - p_d) + \theta x}{\pi} \quad (11)$$

e

$$y_z^* = \frac{(\theta\eta + \psi + 1)(p_d - e - p_f) + (1 - \theta)(f - p_d) + \theta\varepsilon z}{\pi} \quad (12)$$

² Como admitiu Thirlwall, tal expressão para y_{bp} é equivalente a uma versão dinâmica do multiplicador de comércio internacional de Harrod (1933) – do qual, porém, ele alegou que não tinha conhecimento quando de sua derivação da expressão para y_{bp} .

Ou seja, as eqs. (11) e (12) representam taxas de crescimento do produto doméstico correspondentes à satisfação da restrição externa na presença de fluxos de capital. A taxa de crescimento econômico, agora, depende não apenas das elasticidades do comércio exterior e das taxas de crescimento do câmbio real e das exportações, mas, inclusive, da taxa de crescimento dos fluxos reais de capitais.³

A partir dessa especificação ampliada da Lei de Thirlwall é que se seguirá o estudo empírico reportado neste trabalho.

3. Metodologia empírica

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 momento, um teste mais formal foi proposto por McGregor & Swales (1985), o qual 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, e o problema do Japão como *outlier* com crescimento não restrito pelo equilíbrio externo induziu à conclusão errônea de que nenhum país desenvolvido teria tido crescimento restrito pelo equilíbrio externo.

Assim, McCombie (1989) propõe um teste alternativo. Basicamente, o teste define a elasticidade-renda hipotética como sendo aquela que iguala a taxa de crescimento observada e a teórica, representada pela eq. (7a). Caso essa elasticidade-renda hipotética não seja estatisticamente diferente daquela estimada a partir da função demanda de importações

³ Embora incorpore fluxos de capital, essa versão ampliada de Thirlwall & Hussain (1982) não leva em conta o endividamento externo acumulado. Nesse sentido os trabalhos McCombie & Thirlwall (1997), em Moreno-Brid (1998-99-2003), Elliot & Rhodd (1999) Barbosa-Filho (2001) contribuíram no sentido de incorporar elementos relativos ao endividamento externo.

efetiva, não se pode, então, refutar a hipótese de que o crescimento do país é restrito pelo equilíbrio externo.

A partir do estudo desenvolvido em McCombie (1989), a grande maioria das aplicações empíricas de modelos de crescimento sob restrição externa à Thirlwall passou a empregar o instrumental econométrico de séries de tempo para estimação das elasticidades por país. O presente artigo, por seu turno, recupera a idéia de teste do crescimento econômico sob restrição externa para um conjunto de países. De forma diferenciada, porém, este artigo propõe uma outra metodologia de teste dessa abordagem ao crescimento, utilizando, para tanto, os estimadores de efeito fixo e efeito aleatório para dados em painel.

Parte-se da especificação de um modelo ampliado que contempla a variabilidade dos termos de troca e da taxa de crescimento dos fluxos de capital, eq. (11), que é reproduzida a seguir:

$$y_x^* = \frac{(\psi + 1)(p_d - e - p_f) + (1 - \theta)(f - p_d) + \theta x}{\pi} \quad (11)$$

Dividindo-se a expressão acima por x , obtemos:

$$\frac{y_x^*}{x} = \frac{(\psi + 1)}{\pi} \frac{(p_d - e - p_f)}{x} + \frac{(1 - \theta)}{\pi} \frac{(f - p_d)}{x} + C_i \quad (13)$$

em que o termo $C_i = \theta / \pi$ pode ser interpretado como o *efeito específico*, invariante no tempo, de cada país em um painel de dados. Ou seja, torna-se possível estimar uma regressão na qual y_x^*/x é a variável dependente, enquanto $(p_d - e - p_f)/x$ e $(f - p_d)/x$ são regressores, considerando-se o efeito específico de cada país, C_i . Quando existe efeito específico, por sua vez, a maneira correta de estimação consistente e eficiente é através dos estimadores de Efeito Fixo ou Efeito Aleatório.

4. Método de Estimação

A contribuição original deste artigo consiste em uma nova formulação para testar a abordagem do crescimento econômico sob restrição externa compatível com dados em painel. Dessa maneira, uma estimação consistente e eficiente, evitando algumas formas de endogeneidade, é feita através dos estimadores de Efeito Fixo ou Efeito Aleatório. Passemos a

uma descrição sumário desses estimadores e dos métodos econométricos que utilizaremos neste estudo.

A. Efeito Fixo ou Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com variáveis dummy

O estimador de efeitos fixos pode ser aplicado ao seguinte modelo:

$$(A.1) \quad y_{it} = X_{it}\beta + C_i + \mu_t$$

Quando temos $E(C_i / X_i) \neq 0$, ou seja o efeito específico, C_i , é correlacionado com X_{it} , o estimador de MQO é inconsistente. Assim precisamos eliminar o efeito específico para estimar β . Uma opção é o estimador de efeito fixo:

$$X_{it} = X_{it} - E(X_{it})$$

$$y_{it} = y_{it} - E(y_{it})$$

$$C_i - E(C_i) = 0$$

$$\mu_{it} = \mu_{it} - E(\mu_{it})$$

Temos que:

$$(A.2) \quad y_{it} = X_{it}\beta + \mu_{it}$$

Como na expressão acima temos que $E(\mu_{it} / x_{it}) = 0$, podemos aplicar MQO:

$$\beta_{ef} = (\sum_i X_i' X_i)^{-1} (\sum_i X_i' y_i)$$

Outro modo de fazer a estimação por efeito fixo é, ao invés de construir X_{it} , que capta o desvio em relação à média do indivíduo, colocar uma *dummy* para cada indivíduo – MQO com *dummy* de indivíduo. Dessa maneira, o β obtido é igual ao obtido através do procedimento anterior, com a vantagem, porém, de que podemos estimar C_i . No presente artigo, vale ressaltar, a estimação do efeito específico é importante.

B. Efeito Aleatório

No caso do efeito aleatório, temos o seguinte modelo:

$$(B.1) \quad y_{it} = X_{it}\beta + C_i + \mu_t$$

Entretanto, temos que $E(C_i / X_i) = 0$, de maneira que o efeito específico não é correlacionado com X_i e, portanto, o estimador de MQO ainda é consistente. No entanto, este estimador terá

um problema de ineficiência pois existe uma autocorrelação dos resíduos entre as observações do mesmo indivíduo devido à presença de C_i . Assim, o melhor método de estimação é o de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), que corrige a autocorrelação. Logo, temos que o estimador de efeito aleatório é dado por:

$$\beta_{ea} = (\sum X_i' \Omega e^{-1} X_i)^{-1} (\sum X_i' \Omega e^{-1} y_i)$$

em que Ω é a matriz de variância e covariância dos resíduos.

C. Teste de Hausman

O teste de Hausman pode ser utilizado para comparar dois estimadores. No caso do presente artigo, trata-se de comparar os estimadores de efeito fixo e aleatório:

$$H = (\beta_{ef} - \beta_{ea})' [A \text{var}(\beta_{ef}) - A \text{var}(\beta_{ea})]^{-1} (\beta_{ef} - \beta_{ea}) \sim \chi^2$$

em que $H_0 = E(C_i / X_i) = 0$.

Portanto, se H for estatisticamente próximo de zero, aceita-se H_0 e, portanto, deve-se utilizar o estimador de efeito aleatório. Por outro lado, se H for estatisticamente próximo de zero, rejeita-se H_0 e, portanto, como o termo específico tem correlação com X_i , deve-se utilizar o estimador de efeito fixo. Neste artigo, também utilizaremos esse teste para avaliar o *modelo pooled*, ou seja, aquele que desconsidera tanto o efeito específico como o efeito fixo.

5. Resultados empíricos

Este experimento foi conduzido para um conjunto de 201 países, com dados anuais entre 1980 e 2004 contidos no *World Development Indicators* (WDI). Os períodos de análise selecionados são 1980, 1985, 1990, 1995 e 2000, considerando-se, para cada ano, a média dos cinco anos subsequentes.⁴ Dos 201 países, 137 deles contavam com dados suficientes para a estimação empírica e, assim, têm seus resultados reportados nas tabelas que seguem.

5.1. Estimação do Modelo

Estimou-se a equação (13) abaixo

⁴ Método equivalente ao utilizado por Islam (1995). Considera-se a média a cada cinco anos com o objetivo de diminuir os possíveis problemas de não estacionariedade das séries.

$$\frac{y_x^*}{x} = \frac{(\psi + 1)}{\pi} \frac{(p_d - e - p_f)}{x} + \frac{(1 - \theta)}{\pi} \frac{(f - p_d)}{x} + C_i \quad (13)$$

em que y_x^*/x é a variável dependente, enquanto $(p_d - e - p_f)/x$ e $(f - p_d)/x$ são regressores, e o termo $C_i = \theta / \pi$ é considerado o efeito específico de cada país.

Tabela 1. Resultados da Estimação

	Termos de Troca		Fluxos de Capitais	
	Coeficiente	Prob. P-Valor	Coeficiente	Prob.P-Valor
Efeito Fixo	0.9058115	0.0%	0.0298267	12.1%
Efeito Aleatório	0.8902154	0.0%	0.0104276	41.3%

Em ambas as estimações (efeito fixo e efeito aleatório), portanto, os fluxos de capitais se mostraram não significantes. Os termos de troca, porém, se revelaram significantes. Isso nos permite concluir que não podemos descartar o papel dos termos de troca na obtenção do equilíbrio externo, ao menos nessa especificação do modelo.

O resultado do teste de Hausman, por sua vez, indica a possibilidade de existência de endogeneidade. O teste aponta o estimador de efeito fixo como melhor estimador, pois os dados apresentam uma correlação entre as variáveis explicativas e o termo aleatório.

Tabela 2. Teste de Especificação de Hausman

Teste de Especificação de Hausman				
	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Diferença	
Fluxos de Capitais	0.298267	0.104276	0.0193992	
Termos de Troca	0.9058115	0.8902154	0.01559961	
Teste – Ho: diferença nos coeficientes não é sistemática $\chi^2(2) = (b-B)'[S^{-1}](b-B)$, $S = (S_{fe} - S_{re})$ $= 15.62$ Prob>chi2 = 0.0004				

Emerge, assim, um resultado interessante: embora a elasticidade-renda das importações seja considerada exógena no modelo, ela está correlacionada com variações no fluxo de capitais e na taxa de câmbio real. Vale dizer, ainda que não seja possível utilizar o

fluxo de capitais para equilibrar o balanço de pagamentos no longo prazo, seu ingresso, bem como a manutenção de taxas de câmbio real depreciadas, permitiria, em tese, alterar o nível da elasticidade- renda das importações e, com isso, aliviar a restrição externa. Como o fluxo de capitais foi não significativo, fizemos o teste de Hausman apenas considerando o câmbio real. E como o resultado desse teste igualmente revelou, como era previsível, que o efeito fixo é o melhor estimador, é possível concluir, então, que uma desvalorização cambial real pode vir a afetar o nível da elasticidade- renda das importações.

5.2. Estimação das Elasticidades Renda das Importações

A contribuição mais relevante deste artigo para a literatura sobre crescimento sob restrição externa à Thirlwall é a estimação da elasticidade-renda das importações através de uma estrutura de dados em painel. Afinal, podemos estimar a elasticidade-renda das importações através do cálculo de $C_i = \theta / \pi$.

Segue-se uma tabela completa com a elasticidade de importação estimada por país

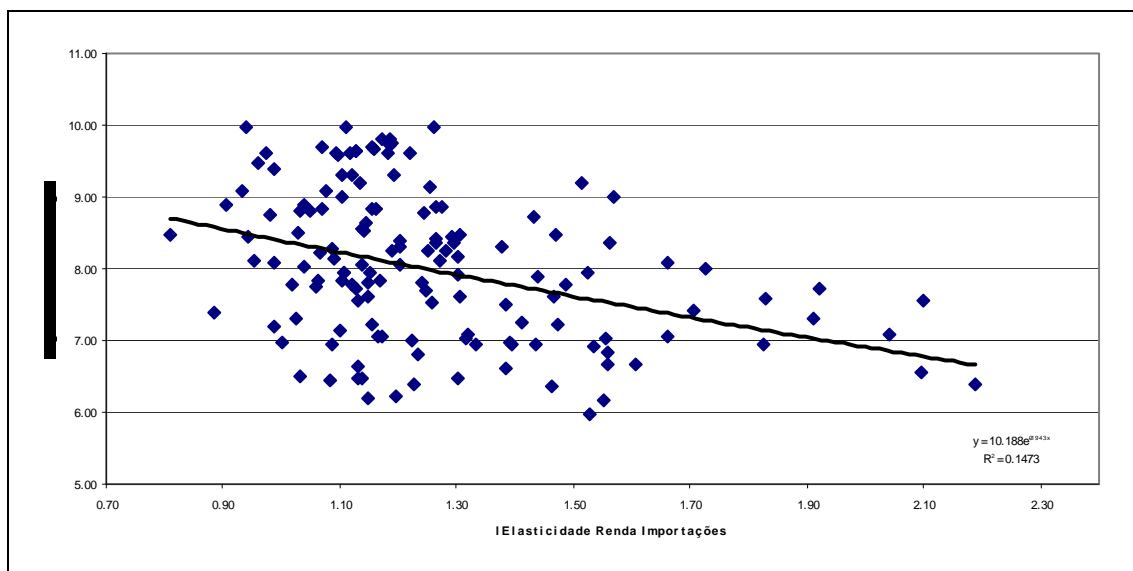
Tabela 3. Elasticidade-renda das importações

<i>País</i>	<i>Elast Import</i>	<i>País</i>	<i>Elast Import</i>	<i>País</i>	<i>Elast Import</i>
África Central	1,91	Etiópia	1,46	México	1,24
África do Sul	1,27	Fiji	1,28	Moldávia	1,56
Albânia	1,03	Filipinas	1,30	Moçambique	1,66
Angola	2,10	Finlândia	1,12	Namíbia	1,56
Antigua	1,03	França	1,13	Nepal	1,23
Argélia	1,19	Gabão	1,07	Nicarágua	1,73
Argentina	1,25	Gâmbia	1,33	Niger	1,83
Austrália	1,19	Gana	1,17	Nigéria	1,44
Áustria	1,09	Granada	1,12	Noruega	1,07
Azerbaijão	2,04	Grécia	1,13	Nova Zelândia	1,22
Bahrain	1,24	Guatemala	1,27	Panamá	1,20
Bangladesh	1,32	Guiana	1,15	Paquistão	1,10
Barbados	0,93	Guiné	1,06	Paraguai	1,25
Bélgica	1,13	Guiné Eq.	1,92	Peru	1,26
Belize	1,09	Guiné-Bissau	1,15	Polónia	1,31
Benin	1,39	Haiti	1,13	Porto Rico	1,14
Bolívia	1,44	Holanda	1,16	Portugal	1,08
Botswana	0,95	Honduras	1,47	Reino Unido	1,18
Brasil	1,14	Hong Kong	0,96	Rep. Checa	1,51
Bulgária	3,96	Hungria	1,16	România	1,14
Burquina Faso	1,56	Índia	1,15	Ruanda	1,60
Burundi	1,30	Indonésia	1,13	Rússia	1,71
Cabo Verde	1,26	Irã	1,30	São Tome	1,14
Camarões	1,38	Irlanda	1,12	São Vincent	1,11
Cambodia	1,53	Islândia	1,15	Senegal	1,47
Canadá	1,19	Israel	1,19	Serra Leoa	1,00
Cazaquistão	1,02	Itália	1,10	Seychelles	1,43
Chade	1,54	Jamaica	1,30	Singapura	0,99
Chile	1,14	Japão	0,98	Síria	1,17
China	1,03	Jordânia	1,66	Sri Lanka	1,15
Chipre	1,05	Quênia	1,22	St Lucia	1,06
Colômbia	1,20	Coréia	0,98	Suécia	1,18
Camarões	1,83	Kyrgyzstan	1,08	Suiça	1,26
Rep. Congo	0,99	Laos	1,31	Tailândia	0,99
Congo	2,09	Latvia	4,33	Tanzânia	1,55
Costa do Marfim	1,31	Lesotho	1,55	Togo	1,40
Costa Rica	1,29	Lithuania	1,49	Trinidad & Tobago	1,10
Croácia	0,89	Luxemburgo	1,11	Tunísia	1,07
Dinamarca	1,17	Macau	1,04	Turquia	1,26
Djibouti	1,53	Macedônia	1,09	Uganda	1,13
Dominicana	1,11	Malásia	1,03	Uruguai	1,26
Egito	1,10	Malawi	1,23	EUA	0,94
El Salvador	1,38	Mali	1,38	Venezuela	1,57
Equador	1,20	Malta	0,81	Vietnã	1,20
Eslováquia	1,47	Marrocos	1,15	Yemen	2,19
Eslovênia	1,04	Ilhas Maurício	1,16	Zâmbia	1,17
Espanha	1,10	Mauritânia	1,41	Zimbabue	1,25

Conforme o modelo, cabe lembrar, devemos observar uma correlação negativa entre a taxa de crescimento econômico de longo prazo e a elasticidade-renda das importações.

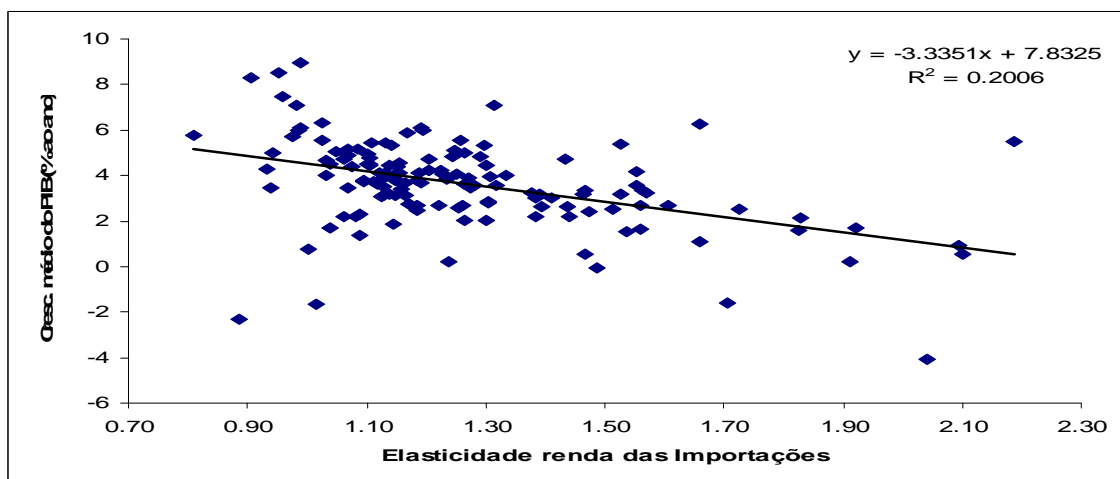
O gráfico 2 apresenta o resultado esperado de que países mais ricos têm uma elasticidade-renda das importações menor. Ou seja, a idéia é que o nível de produto atual foi resultado de uma taxa de crescimento elevada, possibilitada ou por uma elasticidade-renda das importações menor ou por um crescimento das exportações maior.

Gráfico 2 – Elasticidade Renda das Importações e Log do Nível PIB per capita (média)



Já o gráfico 3 apresenta um resultado mais direto da equação fundamental do modelo de restrição externa, ou seja, países com elevadas elasticidade renda das importações devem crescer menos, para um dado comportamento das exportações. Em outras palavras, a relação entre crescimento e elasticidade renda das importações é inversamente proporcional. Esse resultado é claramente explicitado no gráfico 3

Gráfico 3 – Elasticidade Renda das Importações e Crescimento do PIB (média)



Outro resultado interessante é obtido quando analisamos o resultado por região. Por sua abrangência, as estimações apresentadas permitiriam uma ampla exploração do resultado por país e por região.

Entretanto, neste trabalho, desenvolveremos apenas sucintamente um exemplo da possível exploração desses resultados na comparação entre regiões. Selecionou-se um grupo de 6 países da Ásia e da América Latina. Os resultados da elasticidade renda das importações e o crescimento do PIB para os países selecionados estão reportados na tabela abaixo.

Tabela 4. Resultados por Região

Países América Latina			Países Ásia		
Argentina	1.25	1.58	China	1.03	9.73
Brasil	1.14	2.46	Coréia	0.98	6.65
Chile	1.14	5.10	Hong Kong	0.96	5.39
Equador	1.20	2.60	Indonésia	1.13	5.4
México	1.24	2.78	Malásia	1.03	6.28
Venezuela	1.57	1.27	Tailândia	0.99	6.05
Média	1.26	2.63	Média	1.02	6.58

Ambas as regiões já foram tema de trabalhos sobre a validação do modelos de crescimento sob restrição externa. No caso da Ásia, destaca-se o trabalho de Ansari (2000) que utilizando a metodologia proposta por McCombie (1989) conclui que Malásia, Philipinas e Indonésia são países restritos pelo balanço de pagamentos. Já no caso da América Latina, destacam-se os resultados de Thirlwall e Hussain (1982), Lopez e Cruz (2000) Holland, Vieira e Canuto (2005)⁵ e mais recentemente de Lopez e Thirlwall (2006), todos baseados no instrumental de séries de tempo, validando empiricamente a restrição externa para a América Latina.

Os resultados apresentados neste trabalho, com base em um painel de países, corroboram esses resultados. Ou seja, as elasticidades renda das importações explicam grande parte da diferença de crescimento do PIB entre as duas regiões. Observa-se que todos os tigres

⁵ Poderiam também ser citados uma série de estudos empíricos para países específicos dessas regiões como é o caso dos estudos de Moreno-Brid (2003) para México, Bértola, Higashi e Porcile (2002) e Carvalho, Lima e Santos, Lima (2007) para o Brasil, entre outros.

asiáticos, países com elevadas taxas de crescimento nas últimas duas décadas, apresentam elasticidades-renda das importações próxima, ou inferiores a 1. Por sua vez, os países da América Latina, cujas taxas de crescimento econômico foram bem inferiores, apresentam níveis dessas elasticidades relativas razoavelmente superiores a 1.

Dessa forma, é interessante colocar que o problema da restrição externa como limitante do crescimento econômico é uma questão de grau. Tanto a Ásia quanto a América Latina são regiões em que o crescimento está limitado pelo setor externo. Entretanto, essa restrição possibilitou taxas de crescimento muito maiores na Ásia do que na América Latina, dado a estrutura das contas externas. Assim sendo, a competitividade estrutural do país, conforme refletida nas elasticidades-renda do comércio exterior, é um determinante fundamental de seu crescimento econômico relativo.

6. Considerações Finais

Enquanto a grande maioria das aplicações empíricas de modelos de crescimento sob restrição externa à Thirlwall tem empregado o instrumental econométrico de séries de tempo para estimação das elasticidades-renda do comércio exterior para países isolados, o presente artigo recuperou a idéia de teste do crescimento econômico sob restrição externa para um conjunto de países. O artigo propôs uma outra metodologia de teste dessa abordagem ao crescimento, utilizando, para tanto, o instrumental de painel em dados.

De maneira inclusiva, partiu-se da especificação de um modelo ampliado que contempla a variabilidade dos termos de troca e da taxa de crescimento dos fluxos de capital. A elasticidade-renda das importações foi interpretada como o *efeito específico* de cada país em um painel de dados. O experimento empírico foi conduzido para um conjunto de 137 países, com dados anuais entre 1980 e 2004.

As estimações realizadas neste trabalho corroboram a validade da restrição externa como limitante do crescimento econômico das nações. Verifica-se uma correlação invertida entre as elasticidades renda das importações e o crescimento do produto em uma *cross-section* de países. Além disso, a título de exemplificar a exploração desses resultados foi feita uma comparação entre os resultados da Ásia e da América Latina.

Os resultados corroboraram a hipótese que a competitividade estrutural, conforme refletida nas elasticidades-renda do comércio exterior, é fundamental na determinação do crescimento econômico relativo de um extenso conjunto de países, de maneira que uma

análise qualificada sobre convergência no crescimento econômico não pode prescindir da consideração da adequação do padrão de especialização da estrutura produtiva.

7. Referencias Bibliográficas

- ALONSO, JOSÉ A. & GARCIMARTÍN, C. (1998-99) A new approach to balance-of-payments constraint: some empirical evidence, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 21, No. 2.
- ANDERSEN, P. S. (1993) The 45-degree rule revisited, *Applied Economics*, 25.
- ANSARI, H & XI, Y. (2000) The chronicle of economic growth in southeast asian countries: does Thirlwall's Law provide an adequate explanation, *Journal of Post Keynesian Economics*, 22(4) Summer.
- BARBOSA-FILHO, N. (2001) The balance-of-payments constraint: from balanced trade to sustainable debt, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, No. 219, Dec.
- BARRO, R. J., SALA-I-MARTIN, X. (2004) *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York
- BÉRTOLA, L., HIGACHI, H. & PORCILE, G. (2002) Balance-of-payments-constrained growth in Brazil: a test of Thirlwall's Law, 1890-1973, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 25, No. 1.
- CARVALHO, V. R., LIMA, G. T. & SANTOS, A. T. L. (2007) A restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico, *Economia*, no prelo.
- ELLIOT, D. & RHODD, R. (1999) Explaining growth rate differences in highly indebted countries: an extension to Thirlwall and Hussain, *Applied Economics*, 31.
- FERREIRA, A. (2001) *A lei de crescimento de Thirlwall*, IE-Unicamp, Dissertação de Mestrado, mimeo.
- HALL, R. & JONES, C. (1999) "Why Do Some Countries Produce so Much More Output per Worker than Others?," *Quarterly Journal of Economics*, February, Vol. 114, pp. 83-116
- HARROD, R. (1933) *International economics*, Cambridge.
- HOLLAND, M., VIEIRA, F. & CANUTO, O. (2004) Economic growth and the balance-of-payments constraint in Latin America, *Investigación Económica*, Vol. LXIII, 247.
- HUSSAIN, M. N. (1999) The balance-of-payments constraint and growth rate differences among African and East Asian economies, *African Development Review*, June.
- ISLAM, N. (1995) Growth empirics: a panel data approach, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4.

- JAYME JR., F. G. (2003) Balance-of-payments-constrained economic growth in Brazil, *Revista de Economia Política*, Vol. 23, Jan/Mar.
- KRUGMAN, P. (1989) Differences in income elasticities and trends in real exchange rates, *European Economic Review*, 33.
- LOPEZ, J. & CRUZ, A. (2000) Thirlwall's Law and beyond: the Latin American Experience, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 22, n. 3, Spring.
- LOPEZ, P.; Thirlwall, A. (2006) Trade liberalization, the income elasticity of demand for imports, and growth in Latin America *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 29 (1).
- MANKIW, G., ROMER, D. and D. WEIL, (1992) A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2, pp. 407-437.
- McGREGOR, P.G.; SWALES, J.K.(1985) Professor Thirlwall and Balance of payments-constrained Growth. *Applied Economics*, February, 1985.
- McCOMBIE, J. (1989) Thirlwall's Law and balance of payments constrained growth: A comment on the debate, *Applied Economics*, 21.
- McCOMBIE, J. (1997) On the empirics of balance-of-payments-constrained growth, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 19, No. 3.
- McCOMBIE, J. & ROBERTS, M. (2002) The role of balance of payments in economic growth, In: Setterfield, M. (org.) *The economics of demand-led growth: challenging the supply-side vision of the long run*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- McCOMBIE, J. & THIRLWALL, A. (1994) *Economic growth and the balance of payments constraint*, New York: St. Martin's Press.
- McCOMBIE, J. & THIRLWALL, A. (1997) 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.
- McCOMBIE, J. & THIRLWALL, A. (2004) *Essays on balance of payments constrained growth – theory and evidence*, London: Routledge.
- MORENO-BRID, J. C. (1998-99) On capital flows and the balance-of-payments constrained growth model, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 21.
- MORENO-BRID, J. C. (1999) Mexico's economic growth and the balance-of-payments constraint: a cointegration analysis, *International Review of Applied Economics*, 13(2), May.
- MORENO-BRID, J. C. (2003) Capital flows, interest payments and the balance-of-payments constrained growth model: a theoretical and an empirical analysis, *Metroeconomica*, Vol. 54, no. 2, May.

- MORENO-BRID, J. C. & PÉREZ, E. (1999) Balance-of-payments constrained growth in central america, *Journal of Post Keynesian Economics*, 22(1), Fall.
- NAKABASHI, L. (2007) O modelo de Thirlwall com variações nas elasticidades, *Economia e Sociedade*, 16(1).
- PERRATON, J. (2003) Balance of payments constrained growth and developing countries: an examination of Thirlwall's hypothesis, *International Review of Applied Economics*, 1(17).
- PREBISCH, R. (1950) *The economic development of latin america and its principal problems*, ECLA, New York.
- RAZMI, A. (2005) *Balance of payments constrained growth model: the case of India*, Working Paper 05, University of Massachusetts, Amherst.
- SEERS, D. (1962) A model of comparative growth rates of the world economy, *Economic Journal*, March.
- THIRLWALL, A. (1979) The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Vol. 128.
- THIRLWALL, A. (1983) Foreign trade elasticities in centre-periphery models of growth and development, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Sept.
- THIRLWALL, A. (1997) Reflections on the concept of balance-of-payments-constrained growth, *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 19, No. 3.
- THIRLWALL, A. & HUSSAIN, M. (1982) The balance of payments constraint, capital flows and growth rates differences between developing countries, *Oxford Economic Papers*, Vol. 34.
- WOODRIDGE (2004), J. M. *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data* The MIT Press.