

A Lei de Thirlwall e a Economia Brasileira: Uma Breve Consideração.

Agnaldo Gomes da Silva

Mestre em Economia IPE/USP; Doutorando em Economia/PIMES/UFPE.

José Raimundo Oliveira Vergolino

PhD em Economia pela Universidade de Illinois e Professor do Departamento de Economia/PIMES/UFPE

Ricardo Chaves Lima

PhD em Economia pela Universidade do Tennessee e Professor do Departamento de Economia/PIMES/UFPE

Resumo

Faz uma apresentação do modelo exposto por Thirlwall, relacionando crescimento das exportações com o crescimento do PIB em uma economia e expõe os principais avanços da literatura sobre o assunto. São feitos alguns testes, utilizando a metodologia de séries temporais, sobre uma possível relação de longo prazo entre PIB e exportações na economia brasileira. Ao contrário da conclusão de Thirlwall, porém de acordo com vários trabalhos sobre o assunto, os testes aqui realizados revelaram que não parece existir relação de cointegração ou de longo prazo entre as duas variáveis exportações e PIB, na economia brasileira, no período analisado neste trabalho.

Palavras-Chave:

Taxas de Crescimento; PIB; Exportações; Cointegração; Economia Brasileira.

1 - INTRODUÇÃO

Em 1979, Thirlwall estabeleceu uma forte relação entre exportações e produto. Para ele, o comportamento do balanço de pagamentos de uma economia, especificamente as exportações, poderia implicar fortes restrições ao crescimento econômico. Para o autor, a explicação para as diferenças nas taxas de crescimento do produto entre as economias mundiais não estava no lado da oferta, como postulam as correntes clássico-neoclássicas, e sim, no lado da demanda, como postula a corrente keynesiana.

A literatura avançou muito desde este artigo de THIRLWALL (1979). A discussão sobre essas duas vertentes tem sido árdua, porém sem haver unanimidade sobre uma delas. O objetivo deste trabalho é fazer primeiramente uma breve revisão da literatura sobre o assunto e, depois, apresentar alguns resultados sobre uma possível relação de longo prazo entre exportações e PIB na economia brasileira.

O trabalho está dividido em 6 seções: a primeira é esta introdução; a segunda tem o objetivo de apresentar as bases do modelo de THIRLWALL (1979); a terceira constitui-se de uma breve exposição da literatura sobre o modelo exposto no item 2; a quarta representa uma tentativa de verificar se existe relação de longo prazo entre exportações e PIB na economia brasileira. Finalmente temos a conclusão e as referências bibliográficas.

2 - ASPECTOS TEÓRICOS: O MODELO

Desde 1979, quando THIRLWALL (1979) publicou seu trabalho sobre restrição do balanço de pagamentos como explicação para as diferenças nas taxas de crescimento internacional da renda, vários trabalhos têm surgido¹, ora apoiando a teoria de Thirlwall, ora colocando veementes críticas ao ponto de vista do autor.

O modelo proposto por Thirlwall estabelece o seguinte²:

Considere:

- (1) $X_t P_t = E_t P_{ft} M_t$ condição de equilíbrio do balanço de pagamentos;
- (2) $X_t = (P_t/P_{ft} E_t)^h (Y_{ft})^{\alpha}$ função demanda por exportações;
- (3) $M_t = (P_{ft} E_t/P_t)^{\varphi} (Y_t)^{\rho}$ função demanda por importações.

Onde: X_t = exportações; P_t = índice de preços internos; E_t = taxa de câmbio;

P_{ft} = índice de preços externos; M_t = importações; Y_{ft} = renda externa;

Y_t = renda interna; h = elasticidade-preço das exportações;

α = elasticidade-renda das exportações; φ = elasticidade-preço das importações e ρ = elasticidade-renda das importações.

Tomando Log e fazendo a variação com relação ao tempo em cada uma das equações acima, temos:

$$x_t + p_t = e_t + p_{ft} + m_t \quad (4)$$

$$x_t = h(p_t - p_{ft} - e_t) + \alpha y_{ft} \quad (5)$$

$$m_t = \varphi(p_{ft} + e_t - p_t) + \rho y_t \quad (6)$$

As variáveis em minúsculo representam taxas de crescimento das respectivas variáveis definidas acima.

Substituindo (5) e (6) em (4), podemos chegar a:

¹ A literatura tem crescido nas séries Applied Economics e Journal of Post Keynesian Economics.

² A descrição completa do modelo está no apêndice deste trabalho.

$$y_t = [(1 + g + g)(p_t - p_{ft} - e_t) + \alpha y_{ft}] / p \quad (7);$$

Como $E_t P_{ft} = P_t$ é a lei do preço único, reflete os preços externos em termos dos preços internos, então os dois preços devem ser iguais quando expressos em uma moeda comum. Se estabelecemos a hipótese de que os preços relativos não mudem, e adotando o mesmo procedimento utilizado acima, temos:

$$p_t = e_t + p_{ft} \quad (8)$$

Substituindo (8) em (7), temos:

$$y_t^* = \alpha y_{ft} / p. \quad (9)$$

Levando-se em consideração a expressão (5), temos:

$$y_t^* = x_t / p. \quad (9')$$

Onde y_t^* = taxa de crescimento da renda compatível com a restrição do balanço de pagamentos. Ou seja, a taxa de crescimento da renda, compatível com a restrição do balanço de pagamentos, é igual à taxa de crescimento das exportações ponderada pela elasticidade-renda das importações.

Esta é a proposição fundamental a que chegou THIRLWALL (1979, 1980, 1982), que nada mais é do que uma versão mais trabalhada do multiplicador do comércio de HARROD (1933). Isso fez com que a expressão (9') ficasse conhecida como lei de Harrod-Thirlwall.

De acordo com isso, THIRLWALL (1979) desloca a explicação sobre os fatores determinantes do crescimento do produto do lado da oferta, ou do *mainstream* clássico-neoclássico, baseado, principalmente, na força de trabalho doméstico, no estoque de capital e no progresso tecnológico exógeno, para o lado da demanda, uma visão keynesiana. Como pode ser visto, uma primeira consequência lógica é que, se considerarmos a elasticidade-renda das importações como constante, a taxa de crescimento do produto é, primariamente, determinada pela taxa de crescimento das exportações.

Para justificar sua teoria, THIRLWALL (1979) analisou duas amostras: a primeira, composta de 18 países, com dados cobrindo o período de 1953-1976; a segunda, composta de 12 países, no período de 1951-1973³. Com base nas taxas de crescimento do GDP (Gross Domestic Product) real e do volume real de exportações e com a elasticidade-renda das importações para os países constantes das duas amostras, aplicou o coeficiente-rank de correlação de Spearman entre as taxas observadas de crescimento do GDP e as previstas pela equação (9'), chegando a 0,764 e 0,891, respectivamente. Concluiu, então, que haveria forte correlação entre as taxas de crescimento da renda e as permitidas pela restrição do balanço de pagamentos.

3 - EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Vários foram os trabalhos que se seguiram após a publicação do artigo seminal de THIRLWALL (1979).

McCOMBIE (1985) tenta verificar a lei de Thirlwall ao analisar um grupo de 15 países, em dois períodos: 1955-1973 e 1973-1980. O trabalho do autor utiliza os métodos clássicos de regressão para verificar a relação entre taxa de crescimento do produto e taxa de crescimento das exportações. Para o primeiro período, os resultados mostram um ajuste mais que mediano (R^2 -ajustado de 0,641); porém, para o segundo período, os resultados são pouco significativos (R^2 -ajustado de 0,208). Há, portanto, pouca causalidade entre exportações e GDP (Gross Domestic Product). Além disso, nos dois casos, a taxa de crescimento do produto foi mais baixa do que o permitido pelo crescimento das exportações. Para

³ A primeira amostra é composta pelos seguintes países: USA, Canadá, Alemanha (ocidental), Holanda, Suécia, França, Dinamarca, Austrália, Itália, Nova Zelândia, Noruega, Bélgica, Japão, Áustria, Reino Unido, África do Sul, Espanha e Finlândia; a segunda amostra é composta dos países: Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, França, Alemanha(ocidental), Itália, Japão, Holanda, Noruega, Reino Unido e USA.

o autor, um dos fatores explicativos dos resultados é o percentual das exportações no GDP, pois, quanto mais elevado o percentual, maior o impacto no produto.

Ao restringir um pouco a amostra, considerando apenas os países Japão, Itália, Alemanha Ocidental, França, Estados Unidos e Reino Unido, para o mesmo período, e comparando as taxas verificadas de crescimento do GDP com aquelas compatíveis com o equilíbrio do balanço de pagamentos, o autor chega a resultados muito próximos ao de THIRLWALL (1979). Porém, para o período de 1973-1980, o Reino Unido e o Japão experimentaram taxas de crescimento de equilíbrio compatíveis com a restrição do balanço de pagamentos bem superiores às taxas efetivamente observadas de crescimento do produto. A explicação para isso, de acordo com o autor, resumir-se-ia em dois fatores: primeiro, de ter havido nesses países políticas de contenção de demanda, com objetivos antiinflacionários; e, segundo, pelo aumento da propensão a importar, como foi o caso do Reino Unido.

MCGREGOR & SWALES (1985) fazem severas críticas à lei de Thirlwall. Para esses autores as equações (5) e (6) são muito agregativas e, principalmente, não levam em conta outros fatores competitivos que não os preços. Para os autores, além dos fatores agregativos, quando um país tem pouca importância em termos de comércio internacional, a lei do preço único significa que os preços são determinados no mercado mundial, o que implicaria elasticidades-preço da demanda infinitas, tanto para as exportações como para as importações (h e g). Isso significa que para esses países não existiriam restrições à demanda por exportações, o que implicaria rejeição total da lei de Thirlwall. Esse seria o caso do Reino Unido, na visão dos autores.

Além disso, para os autores, se é verdade o que estabelece a lei de Thirlwall, podemos usar a equação (9') e expressá-la em forma logarítmica:

$$\text{Log} y_t = c_0 + c_1 \text{Log} x_t + c_2 \text{Log} p$$

Então, esperaríamos que $c_0 = 0$; $c_1 = 1$ e $c_2 = -1$, quando de sua estimação.

Usando os mesmos dados de THIRLWALL (1979), os autores chegam às seguintes conclusões: a constante é estatisticamente diferente de 0, a 5%; os valores de c_1 e c_2 têm os sinais esperados e o R^2 (coeficiente de determinação) é alto. Porém, o teste crucial para a hipótese do balanço de pagamentos de Thirlwall estaria no valor absoluto de c_1 e c_2 , e estes, na estimação, são estatisticamente menores do que 1, a 5%. Para os autores, esses resultados não dão suporte à teoria de Thirlwall. Porém, não permitem rejeitar a hipótese de que c_1 e c_2 tenham o mesmo valor absoluto.

BAIRAM (1988), partindo de formulações muito parecidas com as de THIRLWALL (1979 e 1980), chega ao seguinte:

$$x_t = h(p_t - p_{ft}) + \alpha y_{ft} \quad (10)$$

$$m_t = \alpha (p_t - p_{ft}) + \beta y_t \quad (11)$$

E, conseqüentemente, chega a $y = y_t^* = \alpha y_{ft} / \beta = x_t / \beta$.

Tomando dados para 19 países desenvolvidos, Bairam estima as equações (10) e (11) pelo método 2SLS (two Stage Least Squares) e conclui que as elasticidades-renda para 18 dos 19 países foram maiores do que 1, ao passo que as elasticidades-preço, em geral, foram estatisticamente não significativas. Isso sugere que se despreze a questão do preço único, levantada por MCGREGOR & SWALES (1985). Com os mesmos dados, o autor também testa o parâmetro da equação (9'), fazendo $y = \beta y_t^*$, pois se $\beta = 1$, $y - y_t^* = 0$, o que validaria a lei de Thirlwall. Conclui que R^2 é alto e que β é estatisticamente igual a 1, a 95% de confiança. Assim, esses resultados confirmam o que sugere o teoria de Thirlwall de que o crescimento econômico depende do multiplicador externo de Harrod. (BAIRAM, 1988.)

McCOMBIE (1989) volta ao questionamento afirmando que o método OLS usado por McGREGOR & SWALES (1985) não é apropriado, principalmente pelo fato de que a elasticidade-renda das importações é um parâmetro cujo cálculo se dá em outra regressão, o que poderia levar a resultados viesados. Para o autor, o mais adequado seria fazer $p' = x_t/y_t$, estimar $y_t = x_t/p'$ e $y_t^* = x_t/p$. Então, se p' e p não forem estatisticamente diferentes, y_t e y_t^* também não seriam. O autor toma dados para 15 países avançados, no período 1951-1973; procede ao teste e conclui que, a 95% de confiança, para 11 dos 15 países, p' e p são estatisticamente iguais. Além disso, para os 4 restantes, a discrepância entre os valores não era grande. Portanto, segundo o autor, não seria possível refutar a lei de Thirlwall.

Para McGREGOR & SWALES (1991), os resultados acima indicam que a lei de Thirlwall é rejeitada em 25% dos casos. De acordo com esses autores, ao se permitir correção para correlação em p (ou seja, ao se tomar p') e quando se omite o termo preço relativo nas equações de demanda para importações, o número de países que não obedecem à lei de Thirlwall sobe, para a amostra de McCOMBIE (1989), de 4 para 7, o que representa quase 50% da amostra. Assim, para esses autores, isso jamais poderia ser considerado como uma exceção.

A literatura mais recente sobre a lei de Thirlwall se voltou para a análise de séries temporais, especificamente, para as questões de raízes unitárias e cointegração. Porém, como observa BAIRAM (1993), antes de qualquer modelo ser especificado e estimado, é necessário testar, primeiro, a ordem de integração e, depois, se há cointegração entre as variáveis. O autor faz os testes para as variáveis exportações contra renda externa e taxa de câmbio, e importações contra renda interna e taxa de câmbio, tanto em nível, como em primeira diferença. Utilizando dados no período de 1970-89 para 5 países (Bélgica, França, Alemanha (ocidental), Holanda e Reino Unido) e aplicando a metodologia Dickey & Fuller (1979, 1981), chega à conclusão de que

as séries são $I(1)$, ou seja, integradas de ordem 1, porém as mesmas – com exceção daquelas para a França – não são cointegradas.

O problema aqui (que é um problema do teste Dickey-Fuller aumentado), é que a ordem causal foi da renda externa para as exportações e da renda interna para as importações. Além disso, na lei de Thirlwall, a ordem causal é das exportações para a renda interna. Entretanto, o autor chega a um importante resultado: os preços relativos não são estatisticamente significativos, ao passo que as elasticidades-renda tanto das exportações como das importações são estatisticamente significativas. Resultados semelhantes a estes são encontrados por ATESOGLU (1993), para a economia americana, no período de 1955-90.

HIEKE (1997) toma uma das equações do sistema original de Thirlwall e a expressa da seguinte forma:

$\ln M = a + g \ln(TOT) + h \ln Y$, onde M e Y têm as definições usuais e TOT representa os termos de troca reais. Se os termos de troca não são importantes, então: $\ln M = a + h \ln Y$.

Aplica às equações acima os testes Dickey-Fuller e Dickey-Fuller aumentado, com dados para a economia americana em 7 períodos diferentes: 1950-90; 1950-71; 1972-90; 1950-66; 1967-90; 1972-86 e 1967-86. Chega às conclusões de que a hipótese de não cointegração não pode ser rejeitada para o período amostral de 1950-90. Conseqüentemente, não há evidência de relação de longo prazo entre os termos de troca, a renda doméstica e o volume de importação durante todo o período do pós-guerra. Da mesma forma, para o período de 1950-71, não há indícios de qualquer relação de longo prazo entre as variáveis contidas na função demanda por importações. Para os demais períodos, a aplicação dos testes acima da equação completa (com os termos de troca) rejeita a hipótese de não cointegração a 5% para os períodos de 1972-90 e 1972-86, e a 1% para os períodos 1950-66, 1967-90 e 1967-86. Assim, a exclusão dos preços re-

lativos das equações de demanda, como sugerido em vários trabalhos na literatura, pode levar a viés quantitativo considerável, como também pode implicar erro de especificação do modelo. (HIEKE, 1997.)

HIEKE (1997) testa também a equação básica do modelo de Thirlwall (equação 9'). Mostra que, para os períodos 1972-90, 1950-66 e 1967-90, as taxas de crescimento da renda compatíveis com o balanço de pagamentos foram muito próximas daquelas realmente observadas (confirmando a lei de Thirlwall), enquanto para os períodos 1967-86 e 1972-86 as taxas de crescimento observadas foram significativamente superiores àquelas permitidas pelo balanço de pagamentos. Para o autor, isso resultou da política expansionista americana no começo dos anos 80, levando ao maior déficit comercial do mundo.

ATESOGLU (1997) parte do seguinte: se é verdade que a taxa de crescimento do produto tende a igualar-se àquela compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos, então, deve haver uma relação de longo prazo entre exportações e o PIB, ou seja, as duas séries devem ser cointegradas. Sendo assim, não há tanta importância em se saber a elasticidade-renda das importações para o teste da lei de Thirlwall: é suficiente determinar se as duas séries exportações e PIB têm tendências comuns. Se isso acontecer, então é válida a lei de Thirlwall.

O autor toma as séries temporais para as exportações e para o GDP americanos no período de 1931-94. Primeiro aplica o Dickey-Fuller aumentado aos dados em Log, chegando à conclusão de que as duas séries são $I(1)$, ou seja, integradas de ordem 1 e que, portanto, são estacionárias em primeira diferença. Aplica então os testes Dickey-Fuller aumentado e JOHANSEN (1988 e 1991) para saber se há relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, cointegração. Para isso, divide a amostra em quatro subperíodos: 1931-94, 1950-94, 1950-73 e 1974-94. Conclui que, com exceção do período 1974-94, há cointegração entre exportações e o GDP.

Portanto, esses resultados sugerem que a não cointegração observada no período 1974-94 é um fenômeno temporário. Logo pode-se esperar que a trajetória de crescimento da renda real em uma economia seja consistente com a prevista pela restrição de balanço de pagamentos de Harrod-Thirlwall (ATESOGLU, 1997).

4 - O CASO DO BRASIL: METODOLOGIA E RESULTADOS

Esta seção é uma tentativa de mostrar se a lei de Harrod-Thirlwall é ou não compatível com o comportamento da economia brasileira.

O caminho a ser seguido aqui é o indicado em textos mais recentes, basicamente os de BAIRAM (1993), HIEKE (1997) e ATESOGLU (1997), ou seja, uma análise de séries temporais. Um caminho alternativo seria aquele que envolve os métodos utilizados pelo próprio THIRLWALL (1979), BAIRAM (1988) e McCOMBIE (1989) – métodos clássicos de análise de dados. Porém, no presente trabalho, não nos utilizaremos dessa alternativa.

Para isso, tomamos uma série para o PIB e as exportações brasileiros em dólares, no período 1952-1998, cujas fontes foram FGV - Conjuntura Econômica, para o PIB e Boletins do Banco Central do Brasil, para as exportações; tomamos como índice para torná-las reais, o IPC americano no mesmo período.

De posse dessas séries, vamos trabalhar com os testes Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF – Augmentend Dickey-Fuller), para identificação de raízes unitárias e possíveis relações de longo prazo, ou de cointegração. Porém, como observam ENDERS (1995, 1996), entre outros, o teste ADF exige que se estabeleça uma variável como dependente na realização do teste. Além disso, o teste é feito em duas etapas: primeiro, faz-se uma regressão; depois, tomam-se os resíduos dela para se fazer outra regressão. Portanto, eventuais problemas de es-

timação na primeira serão transportados para a Segunda. Para evitar qualquer problema, vamos trabalhar também com o procedimento de teste de JOHANSEN (1988, 1991 e 1992) e JOHANSEN & JUSELIUS (1990).

DICKEY & FULLER (1979) consideram três tipos de equações diferentes para detectar a presença de raízes unitárias que, já considerando nos- sas variáveis PIB e exportações (EXPOR), temos:

$DPIB_t = \varrho PIB_{t-1} + e_t$. Para o caso de um passeio aleatório puro;

$DPIB_t = a_0 + \varrho PIB_{t-1} + e_t$. Para o caso de intercepto ou *drift*;

$DPIB_t = a_0 + a_1 t + \varrho PIB_{t-1} + e_t$. Para o caso de intercepto e tendência linear.

O teste Augmented Dickey-Fuller (DICKEY & FULLER, 1981) pode ser implementado tomando-se como base o seguinte:

$$DPIB_t = \varrho PIB_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i DPIB_{t-i+1} + e_t ;$$

$$DPIB_t = a_0 + \varrho PIB_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i DPIB_{t-i+1} + e_t ;$$

$$DPIB_t = a_0 + a_1 t + \varrho PIB_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i DPIB_{t-i+1} + e_t ;$$

Aplicando isso aos dados e considerando o ADF modelo mais completo, temos⁴:

$$DLPIB_t = 1,584 - 0,1646LPIB_{t-1} + 0,0082t + 0,2251DLPIB_{t-1} + 0,0105DLPIB_{t-2}$$

$$(2,050) \quad (-1,9722) \quad (1,7318)$$

$$(1,4356) \quad (0,0883)$$

⁴ Quanto ao número de defasagens, CAMPBELL & PERRON (1991) sugerem que se deve partir de um número alto de defasagens (por volta de 5), testá-las, até se chegar ao menor número possível.

$$DLEXPOR_t = 0,07972 - 0,1164 LEXPOR_{t-1} + 0,0069t + 0,2674DLEXPOR_{t-1} - 0,1657DLEXPOR_{t-2}$$

$$(1,8109) \quad (-1,7628)$$

$$(1,7907) \quad (1,75343)$$

$$(1,0650),$$

onde os valores entre parênteses representam as estatísticas *t*.

Comparando os resultados acima com os valores tabelados por DICKEY & FULLER (1979) : -3,50 e -4,15 a 5% e 1%, respectivamente, tanto para o PIB como para as exportações, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

Os autores também fornecem um teste – similar ao teste F – para as hipóteses conjuntas de $a_0 = a_1 = \varrho = 0$ (hipótese nula = *random walk* sem tendência temporal e sem *drift*) e $a_1 = \varrho = 0$ (hipótese nula = *random walk* sem *drift*) são as estatísticas F_2 e F_3 , respectivamente: se os valores amostrais calculados para estas estatísticas forem menores que os valores críticos tabelados pelos autores, não se pode rejeitar a hipótese nula. Caso contrário, não se pode aceitá-la. Para os dados do PIB, $F_2=2,91$ e $F_3=2,02$, e para as exportações, $F_2=2,44$ e $F_3=1,63$. Os valores tabelados a 5% e 1% são 6.73 e 9.31. Não se pode rejeitar as hipóteses nulas, ou seja, tanto o PIB como as exportações apresentam raiz unitária sem *drift* (ou intercepto) e sem *time trend* (ou tendência linear).

Portanto, tanto as exportações como o PIB são integrados de ordem 1: I(1).

Nesse caso, tomando a primeira diferença das variáveis acima, torna-as integradas de ordem 0:I(0), ou seja, estacionárias (ENDERS, 1995). Isso foi confirmado pelo teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), aplicado às primeiras diferenças.

Esses resultados são confirmados por trabalhos anteriores. FAVA & CATI (1995), analisando uma série do PIB de 1900-1993, chegam à conclusão de que há raiz unitária nela. ALEN-

CAR (1998) também chega a esta conclusão, com uma série trimestral para o PIB no período 1985-1997. CASTRO & CAVALCANTE (1998) também compartilham desses resultados com uma série para as exportações no período 1955-1995.

O próximo passo, então, é testar se PIB e exportações (tomados aqui em Log) são cointegrados. Porém, é necessário antes fazer algumas considerações.

1. Cointegração se refere a uma combinação linear entre variáveis não estacionárias. Assim, se o teste rejeita a hipótese de cointegração linear, pode ser até que exista relação não linear de longo prazo entre as variáveis integradas. Porém, como observa ENDERS (1995), não é ainda possível testar cointegração de longo prazo não linear;

2. Para haver cointegração, as variáveis devem ser integradas de mesma ordem.

Porém, isso não implica que duas variáveis integradas de mesma ordem sejam, necessariamente, cointegradas. Ou seja, pode ser que elas sejam integradas de mesma ordem, mas não guardem qualquer relação de longo prazo entre si. A tendência de uma pode estar totalmente dissociada da tendência da outra.

Para aplicarmos os testes DICKEY & FULLER (1981) e de JOHANSEN (1988), vamos tomar, como ponto de partida, o teste de causalidade de EAGLE & GRANGER (1987) para cointegração, estabelecendo o PIB como variável dependente, já que na lei de Harrod-Thirlwall a ordem de causalidade é da taxa de crescimento das exportações para a taxa de crescimento do PIB. Os resultados obtidos foram os seguintes:

$$\text{PIB}_t = 2687,38 + 12,45\text{EXPOR}_t + e_t$$

(0,724) (16,32) ; DW = 0,5203;
R² = 0,85.

Os valores entre parênteses são as estatísticas t; DW = Durbin-Watson.

Os resultados aparentemente sugerem que realmente existe uma relação de longo prazo entre PIB e exportações. Porém, como se pode observar, há uma forte autocorrelação positiva dos resíduos, com um alto R². Quando isso acontece, há forte indício de que a relação entre as duas variáveis seja espúria (GUJARATI, 1995). Portanto, não é possível concluir nada sobre a relação de equilíbrio de longo prazo entre as duas variáveis.

Vamos, então, aplicar os testes DICKEY & FULLER (1979, 1981) aos resíduos da regressão acima para ver se a relação de longo prazo encontrada acima é realmente espúria ou se há, de fato, cointegração.

A metodologia é a seguinte:

$$D\hat{e}_t = r\hat{e}_{t-1} + w_t$$

Onde \hat{e} = resíduos da regressão acima.

Os resultados foram os seguintes:

$$D\hat{e}_t = -0,2485\hat{e}_{t-1} + w_t.$$

$$(-2,394). \quad DW = 1,512; \quad R^2 = 0,11$$

Comparando com os valores tabelados por Dickey-Fuller de -3,93 e -4,45 a 5% e 1%, respectivamente, concluímos que como -2,394 > -4,45 (e -3,93), os resíduos não são estacionários, ou seja, a série dos resíduos apresenta raiz unitária.

Para o ADF, temos:

$$D\hat{e}_t = r\hat{e}_{t-1} + r_1D\hat{e}_{t-1} + r_2D\hat{e}_{t-2} + w_t$$

Os resultados foram:

$$D\hat{e}_t = -0,1406\hat{e}_{t-1} + 0,2593D\hat{e}_{t-1} - 0,4646D\hat{e}_{t-2} + w_t$$

(-1,2050) (1,8876) (-3,1873).
DW = 1,69 ; R² = 0,35.

Comparando com os níveis de confiança acima, concluímos que os resíduos são realmente não estacionários e apresentam raiz unitária.

Portanto, PIB e exportações não são co-integrados. Isso sugere que não existe relação de longo prazo entre PIB e exportações para o Brasil, no período analisado. Portanto, o comportamento das exportações, ao longo do tempo, não parece influenciar significativamente o comportamento do produto na economia brasileira.

Para o procedimento de teste JOHANSEN (1988, 1991), considere o seguinte sistema de vetores auto-regressivos (VAR) de primeira ordem, com n variáveis:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + e_t.$$

Subtraindo x_{t-1} e arrumando os termos, temos:

$$Dx_t = (A_1 - I) x_{t-1} + e_t, \text{ ou}$$

$$Dx_t = p x_{t-1} + e_t.$$

Onde: x_t e e_t são vetores ($n \times 1$); A_1 é uma matriz de parâmetros ($n \times n$); $p = (A_1 - I)$ e I é uma matriz identidade ($n \times n$).

O *rank* de p é igual ao número de vetores de cointegração.

Para o nosso caso, onde temos apenas duas variáveis, só é possível obter, se existir, um vetor de cointegração.

Por esta metodologia, o número de vetores de cointegração é obtido pelo teste de significância das raízes características de p . Se as variáveis não são cointegradas, o *rank* de p é 0, e todas as raízes características, duas no nosso caso, serão iguais à unidade.

O que se faz de fato é obter as estimativas de p e das raízes características λ . O teste pode então ser conduzido da seguinte forma:

$$l_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$l_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Onde T = número de observações.

A primeira estatística testa a hipótese nula de que o número de vetores diferentes de cointegração é menor ou igual a r , contra uma hipótese geral. A segunda testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r , contra a hipótese alternativa de que é $r+1$. JOHANSEN & JUSELIUS (1990) estabeleceram valores críticos para $l_{\text{traço}}$ e l_{max} .

Aplicando o procedimento de teste ao dados do PIB e das exportações, obtemos os resultados sumariados na TABELA 1, abaixo.

Como pode ser visto na TABELA 2, o valor crítico a 95% de significância para a hipótese nula de $r=0$, contra a hipótese alternativa de $r>0$, é 29,68. Como $18,4420 < 29,68$, não podemos rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Podemos também utilizar o $l_{\text{max}}(0,1)$ para testar a hipótese nula de não cointegração contra a hipótese alternativa de $r=1$, ou seja, que haja um vetor de cointegração. Pelos dados acima, $l_{\text{max}}(0,1) = 17,1610$. Os valores críticos a 90% e 95% são

TABELA 1
TESTE DE COINTEGRAÇÃO PIB X
EXPORTAÇÕES, 1952-1998.

Raízes Características	$l_{\text{traço}}$	l_{max}
$\lambda_1 = 0,3171$	1,2820	17,1610
$\lambda_2 = 0,0281$	18,4420	1,2810

FONTE: Cálculo dos autores.

TABELA 2
VALORES CRÍTICOS PARA O TESTE DE
COINTEGRAÇÃO

Estatística	a 90%	a 95%
$l_{\text{traço}}(0)$	26,79	29,68
$l_{\text{max}}(0,1)$	18,60	20,95

FONTE: JOHANSEN & JUSELIUS(1990)

18,60 e 20,97 (TABELA 2). Como $17,1610 < 18,60$ (e 20,97), não podemos rejeitar a hipótese nula de $r=0$.

Esses resultados estão totalmente de acordo com os obtidos na aplicação dos testes Dickey-Fuller.

5 - CONCLUSÃO

Como revelaram os testes, não parece existir relação de cointegração entre PIB e exportações na economia brasileira, no período 1952-1998. É claro que durante esse período vários fatos importantes que possam ter contribuído para que as exportações e o PIB não apresentassem tendência comum, aconteceram em nossa economia. Tentamos dividir o período em três outros subperíodos e aplicamos todos os testes. Os resultados, porém, não mudaram significativamente em relação ao período analisado⁵.

Não foi nosso objetivo entrar nos fatores explicativos da ausência de relação de longo prazo entre PIB e exportações em nossa economia. Porém, só para instigar a imaginação, no período onde as exportações brasileiras apresentaram um dos melhores desempenhos, ou seja, em meados da década de 80, o Brasil passava por um processo de ajuste muito forte, com uma severa contenção de demanda. Isso pode ter contribuído para que os ganhos das exportações não impactassem de forma mais decisiva no PIB. Na Inglaterra, esse foi o fator mais importante, na década de 70 (McCOMBIE, 1985), na explicação de por que o crescimento das exportações não se refletiu no produto da forma prevista por THIRLWALL (1979). Além disso, é possível que o baixo percentual das exportações em relação ao PIB e os tipos de bens exportados por nossa economia não dêem margem para que a tendência das exportações influencie a tendência do PIB. Porém, esses constituem assuntos para trabalhos posteriores.

⁵ Os subperíodos analisados foram: 1953-1981; 1968-1998 e 1981-1998. Todos os resultados se encontram com os autores deste *paper*.

Abstract

In this paper we present a model described by THIRLWALL (1979) regarding export growth rates and GDP growth rates in an economy; also, we show the main advances in the literature alike the subject. Furthermore, we proceed some statistical tests, based on time series methodology, searching for a long-run relationship between GDP(PIB) and exports in Brazilian Economy.

In despite of the conclusion of the THIRLWALL (1979) about the behaviour of these two variables, in the sense that they evolve together in the time, our work shows that doesn't appear to have long-run or cointegration relation between GDP(PIB) and exports in Brazilian Economy, during the period focused at this work.

Key-Words:

Growth rates; DPD; Exportations; Cointegration; Brazilian Economy .

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- ALENCAR, L.S. Raízes unitárias e cointegração: uma introdução. In: **Boletim do Banco Central do Brasil**. p.171-209, abril,1998.
- ATESOGLU, H.S. Balance-of-payments-constrained growth. **Journal of Post Keynesian Economics**. n.15, p. 507-514, summer/1993.
- _____. Balance-of-payments-constrained growth model and its implications for the United States. **Journal of Post Keynesian Economics**. n.19, p.327-335, Spring/1997.
- BAIRAM, E. I. Balance of payments, the Harrod foreign trade multiplier and economic growth: the European and North American experience, 1970-85. **Applied Economics**. n.20, p.1635-1642, 1988.

- _____. Static versus dynamic specifications and the Harrod foreign trade multiplier. **Applied Economics**. n. 25, p.739-742, 1988.
- _____. Levels of economic development and appropriate specification of the Harrod foreign-trade multiplier. **Journal of Post Keynesian Economics**. n.19, p.337-344, Spring/1997.
- CASTRO, A.S. , CAVALCANTI, M.A.F.H. Cenários para a balança comercial brasileira – 1998/2002. In: **A Economia brasileira em perspectiva**. Brasília: IPEA, 1998.
- DICKEY, D.A. , FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**. n.74, p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”. **Econometrica**. n.49, p.1057-1072, 1981.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, Inc, 1995.
- _____. **RATS handbook for econometric time series**. John Wiley & Sons, Inc, 1996.
- ENGLE, R.F , YOO, B.S. Forecasting and testing in co-integrated systems. **Journal of Econometrics**. n.35, p.143-159, 1987.
- ENGLE, R.F. , GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**. n.55, p. 251-276, 1987.
- FAVA, V.L., CATI, R.C. Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. n. 25, p.79-296.
- GUJARATI, D.N. **Basic econometrics**. 3 ed. McGraw-Hill, Inc, 1995.
- HIEKE, H. Balance-of-payments-constrained growth: a reconsideration of the evidence for the U.S. economy. **Journal of Post Keynesian Economics**. n.19, p.13-325, Spring/1997.
- HOUTHAKKER, H.S. , MAGEE, S.P. Income and price elasticities in world trade. **The Review of Economics and Statistics**. n.51, p.111-125, 1969.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**. n.12, p. 231-254, 1988.
- _____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**. n. 59, p.1551-1580, 1991.
- _____. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**. n.53, p. 211-244, 1992.
- JOHANSEN, S. , JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. n.52, p.169-210, 1990.
- McCOMBIE, J.S.L. “Economic growth, the Harrod foreign trade multiplier and the hicks’ super-multiplier. **Applied Economics**. n.17, p. 55-72, 1985.
- _____. Thirlwall’s law and balance of payments constrained growth – a comment on the debate. **Applied Economics**. n.21, p. 611-629, 1989.
- _____. Thirlwall’s law and balance of payments constrained growth: more on the debate. **Applied Economics**. n.24, p. 493-512, 1992.
- _____. “On the empirics of balance-of-payments-constrained growth. **Journal of Post Keynesian Economics**. n.19, p. 345-375, Spring/1997.

McGREGOR, P.G., SWALES, J.K. Professor Thirlwall and balance of payments constrained growth. **Applied Economics**. n.17, p.17-32, 1985.

_____. Balance of payments constrained growth: a rejoinder to professor Thirlwall. **Applied Economics**. n.18, p.1265-1274, 1986.

_____. Thirlwall's law and balance of payments constrained growth: further comment on the debate. **Applied Economics**. n.23, p. 9-20, 1991.

PERMAN, R. Cointegration: an introduction to the literature. **Journal of Economic Studies**. n.18, p. 3-33, 1991.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**. n. 80, p. 355-385, 1997.

PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. n. 22, p. 501-540, 1992.

THIRLWALL, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. **Banca Nazionale Del Lavoro Quarterly Review**. n.128, p. 45-53, 1979.

_____. "Regional problems are 'balance-of-payments' problems". **Regional Studies**. n.14, p. 419-425, 1980.

THIRLWALL, A. P. , HUSSAIN, M. N. "The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries". **Oxford Economic Papers**. n.34, p. 498-510, 1982.

THIRLWALL, A. P. Balance of payments constrained growth: a reply to McGregor and Swales". **Applied Economics**. n.18, p.1259-1263, 1986.

_____. Reflections on the concept of balance-of-payments-constrained growth. **Journal of Post Keynesian Economics**. n.19, p. 377-385, Spring/1997.

Recebido para publicação em 11.08.2000

APÊNDICE

Vamos deduzir aqui as equações básicas utilizadas por THIRLWALL (1979) em seu trabalho.

Considere:

(1) $X_t P_t = E_t P_{ft} M_t$ condição de equilíbrio do balanço de pagamentos;

(2) $X_t = (P_t/P_{ft} E_t)^h (Y_{ft})^\alpha$ função demanda por exportações;

(3) $M_t = (P_{ft} E_t/P_t)^\alpha (Y_t)^p$ função demanda por importações.

Onde: X_t = exportações; P_t = índice de preços interno; E_t = taxa de câmbio;

P_{ft} = índice de preços externo; M_t = importações; Y_{ft} = renda externa;

Y_t = renda interna; h = elasticidade-preço das exportações;

α = elasticidade-renda das exportações; α = elasticidade-preço das importações e p = elasticidade-renda das importações

Tomando Log e fazendo a variação com relação ao tempo, temos:

$$\text{Log}(X_t) + \text{Log}(P_t) = \text{Log}(E_t) + \text{Log}(P_{ft}) + \text{Log}(M_t)$$

$$(1/X_t)(dX_t/dt) + (1/P_t)(dP_t/dt) = (1/E_t)(dE_t/dt) + (1/P_{ft})(dP_{ft}/dt) + (1/M_t)(dM_t/dt)$$

$$\text{Ou } x_t + p_t = e_t + p_{ft} + m_t \quad (4)$$

$$\text{Log}(X_t) = h[\text{Log}(P_t) - \text{Log}(P_{ft}) - \text{Log}(E_t)] + \alpha[\text{Log}(Y_{ft})]$$

$$(1/X_t)(dX_t/dt) = h[(1/P_t)(dP_t/dt) - (1/P_{ft})(dP_{ft}/dt) - (1/E_t)(dE_t/dt)] + \alpha[(1/Y_{ft})(dY_{ft}/dt)]$$

$$\text{Ou } x_t = h(p_t - p_{ft} - e_t) + \alpha y_{ft} \quad (5)$$

$$\text{Log}(M_t) = \alpha[\text{Log}(P_{ft}) + \text{Log}(E_t) - \text{Log}(P_t)] + p[\text{Log}(Y_t)]$$

$$(1/M_t)(dM_t/dt) = \alpha[(1/P_{ft})(dP_{ft}/dt) + (1/E_t)(dE_t/dt) - (1/P_t)(dP_t/dt)] + p[(1/Y_t)(dY_t/dt)]$$

$$\text{Ou } m_t = \alpha(p_{ft} + e_t - p_t) + p y_t \quad (6)$$

Substituindo (5) e (6) em (4), temos:

$$h(p_t - p_{ft} - e_t) + \alpha y_{ft} + p_t = e_t + p_{ft} + \alpha(p_{ft} + e_t - p_t) + p y_t$$

$$\text{Ou } p y_t = \alpha(p_t - p_{ft} - e_t) + \alpha y_{ft} + p_t - [e_t + p_{ft} + \alpha(p_{ft} + e_t - p_t)]$$

$$\text{Ou } p y_t = (1 + \alpha + \alpha)(p_t - p_{ft} - e_t) + \alpha y_{ft}$$

$$\text{Ou } y_t = [(1 + \alpha + \alpha)(p_t - p_{ft} - e_t) + \alpha y_{ft}]/p \quad (7)$$

onde as variáveis em minúsculo representam taxas de crescimento das respectivas variáveis definidas acima.

Como $E_t P_{ft} = P_t$ é a lei do preço único, reflete os preços externos em termos dos preços internos, ou seja, os dois preços devem ser iguais quando expressos em uma moeda comum. Se fizermos a hipótese de que os preços relativos não mudem, então:

$$\text{De } E_t P_{ft} = P_t, \text{ temos: } \text{Log}(P_t) = \text{Log}(E_t) + \text{Log}(P_{ft})$$

$$\text{Ou } (1/P_t)(dP_t/dt) = (1/E_t)(dE_t/dt) + (1/P_{ft})(dP_{ft}/dt) \quad p_t = e_t + p_{ft} \quad (8)$$

Substituindo (8) em (7), temos:

$$y_t^* = \alpha y_{ft}/p \quad (9)$$

Levando-se em consideração a expressão (5), temos:

$$y_t^* = x_t/p \quad (9')$$

Onde y_t^* = taxa de crescimento do produto dada a restrição do balanço de pagamentos.

ANUNCIO