

A Restrição Externa como Fator Limitante do Crescimento Econômico Brasileiro: Um Teste Empírico

Veridiana Ramos Carvalho

*Doutoranda e Mestre em Economia pela Universidade de São Paulo (IPE-FEA-USP),
São Paulo, Brasil*

Gilberto Tadeu Lima

*Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo
(FEA-USP), São Paulo, Brasil*

Antonio Tiago Loureiro Araújo dos Santos

*Mestre em Economia pela Universidade de São Paulo (IPE-FEA-USP) e
Analista da Secretaria do Tesouro Nacional, Brasil*

Resumo

Este artigo emprega a abordagem do crescimento econômico sob restrição externa, tal como desenvolvida a partir de Thirlwall (1979), para estimar empiricamente em que medida, se alguma, o crescimento brasileiro de longo prazo tem sido condicionado por essa restrição. Após avaliar a especificação dessa restrição que melhor se ajusta ao caso brasileiro, é constatado, a partir de evidências empíricas robustas, que o crescimento brasileiro entre 1948 e 2004 foi restringido pelo equilíbrio nas contas externas. Entretanto, o poder explicativo da especificação que incorpora o fluxo de capitais e o endividamento externo não difere muito do correspondente à Lei de Thirlwall original.

Palavras-chave: Crescimento Brasileiro, Restrição Externa, Lei de Thirlwall, Cointegração

Classificação JEL: C22, E01, O10

Abstract

It is employed the balance-of-payments constrained growth approach, as pioneered by Thirlwall (1979), to estimate the extent to which, if any at all, long-run growth in Brazil has been so constrained. Having evaluated the specification of such a constraint that better fits the Brazilian case, robust empirical evidence is found that economic growth in Brazil in the 1948-2004 period was actually balance-of payments-constrained. Nevertheless, the explanatory power of the specification that incorporates capital flows and external debt does not differ much from that corresponding to the original specification of Thirlwall's Law.

1. Introdução

O presente artigo realiza uma análise empírica do comportamento da taxa de crescimento econômico no Brasil no período compreendido entre 1948 e 2004, com que se pretende contribuir para o alargamento do horizonte de compreensão das restrições que se interpõem, para além do curto e médio prazos, à obtenção e, principalmente, à sustentação de níveis elevados dessa taxa. Colocando diretamente, o estudo empírico reportado no que segue detectou que, de uma perspectiva de longo prazo, o crescimento econômico brasileiro tem sido determinado essencialmente por condições associadas ao equilíbrio das contas externas. Daí, portanto, a proposição de que a restrição externa tem configurado o principal fator limitante do crescimento econômico brasileiro quando o horizonte de observação vai além do curto e médio prazos.

A história econômica brasileira, marcada que é por uma série de crises externas, justifica a conjectura de que o desempenho do setor externo é fundamental para a trajetória do crescimento econômico. Ainda que possivelmente tenham ocorrido algumas quebras estruturais ao longo do período analisado no âmbito do presente artigo, é procedente investigar a hipótese de emergência da restrição externa como determinante fundamental da taxa de crescimento econômico de longo prazo no Brasil, o que torna válido a realização de um teste empírico para o conjunto do longo período entre 1948 e 2004.

Assim sendo, o objetivo deste artigo é testar se existem indícios de que a restrição externa – ou, mais precisamente, a restrição de balanço de pagamentos – tem condicionado o crescimento de longo prazo da economia brasileira. Para tanto, testaremos duas especificações da abordagem do crescimento sob restrição externa desenvolvida a partir de Thirlwall (1979). A primeira, derivada originalmente em Thirlwall (1979), considera somente a conta comercial na definição da condição de equilíbrio no balanço de pagamentos. A segunda especificação, por sua vez, engloba a dinâmica do fluxo de capitais e do endividamento externo, tendo sido desenvolvida, a partir de contribuições do próprio Thirlwall e de outros autores, 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 entre elas. Logo, o presente artigo inova ao pretender avaliar qual dessas especificações de restrição externa melhor se adapta ao caso brasileiro entre 1948 e 2004.

Para atingir seu objetivo, o artigo conta com outras cinco seções, além desta Introdução. A segunda seção faz uma revisão da literatura teórica keynesiana

* Recebido em fevereiro de 2007, aprovado em outubro de 2007. Cabem agradecimentos – acompanhados da isenção de praxe – a Joilson Dias e a um parecerista anônimo por observações e comentários que permitiram aprimorar o artigo. O segundo autor agradece ao CNPq pelo suporte sob a forma de Bolsa de Produtividade em Pesquisa.

E-mail addresses: vrc@usp.br, giltadeu@usp.br e antonio.a.santos@fazenda.gov.br.

em nível de 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.

2. A Abordagem da Restrição Externa ao Crescimento Econômico de Longo Prazo

Como adiantado anteriormente, o estudo empírico reportado e comentado no que segue pretendeu estimar em que medida a taxa de crescimento econômico de longo prazo da economia brasileira tem sido determinada por condições associadas ao equilíbrio das contas externas. Para tanto, fez-se uso de uma abordagem ao crescimento econômico sob restrição externa elaborada pelo economista Anthony Thirlwall, conhecido, entre outros trabalhos, por sua abordagem Keynesiana acerca dos mecanismos pelos quais as taxas de crescimento econômico diferem entre os países.

A abordagem convencional do crescimento econômico, seja na tradição de Solow (1956) ou na linha da nova teoria do crescimento (conforme apresentada, por exemplo, em Aghion e Howitt (1998)), focaliza exclusivamente os determinantes da expansão do produto no lado da capacidade de oferta. Por sua vez, Thirlwall, assim como outros autores inspirados em Keynes, supõe que, via de regra, antes de exaurir-se o potencial de produção, restrições na demanda agregada apresentam-se como fator de limitação mais significativo.

Além disso, no contexto de economias abertas, Thirlwall assinala que as restrições quanto à disponibilidade de divisas tendem a apresentar-se como o principal obstáculo a níveis mais elevados de demanda agregada. Dado certo estado das artes quanto à competitividade externa de um país, algo que se refletirá em suas exportações e na demanda por importações, não há como o crescimento econômico escapar da restrição colocada pela circunstância de que os pagamentos em divisas não podem ser, no longo prazo, superiores às receitas em divisas, sob quaisquer que sejam as modalidades destas últimas. Os níveis de investimento e outros gastos, no âmbito doméstico, podem até ser manipulados – por políticas fiscal e monetária – de maneira a garantir que a demanda agregada acompanhe o potencial do produto. Já a restrição de divisas depende de fatores fora do controle imediato dos gestores da demanda agregada.¹

O aporte de capital externo, na conta de capitais no balanço de pagamentos, permite que importações de bens e serviços não-fatores possam vir a ser superiores

¹ Segundo Thirlwall “[t]here are not many countries in the world, particularly developing countries, that could not utilize (or generate) more domestic resources given the greater availability of foreign exchange... and the fundamental importance of exports as a component of demand is that it is the *only* component that can provide the foreign exchange to pay for the import content of other components of demand – consumption, investment, and government expenditure” (1997, p. 380; ênfase original).

às receitas com exportações. Este déficit será sustentável se e enquanto o ingresso de investimentos diretos e em carteira, empréstimos e financiamentos mantiver-se superior aos fluxos no sentido inverso, ou seja, remuneração e repatriação de capital. Contudo, essa entrada líquida de capital não é ilimitada. Naquilo que se tornou conhecido na literatura como Lei de Thirlwall, a taxa de crescimento de longo prazo é dada pela seguinte expressão: a taxa de crescimento do produto mundial, multiplicada pela elasticidade-renda das exportações e dividida pela elasticidade-renda das importações.²

Desde logo, é fundamental esclarecer que a abordagem do crescimento sob restrição externa à Thirlwall, não obstante esteja assentada no pressuposto de que restrições na demanda agregada apresentam-se como fator de limitação mais significativo ao crescimento econômico no longo prazo, não ignora a relevância de fatores associados à oferta agregada. Afinal, as elasticidades-renda associadas ao saldo comercial têm uma natureza à Janus: se, por um lado, são determinantes da demanda agregada, são o reflexo, por outro lado, de uma variedade de fatores em nível de oferta que condicionam a competitividade estrutural da economia.³

Evidentemente, a restrição comercial determinada por elasticidades-renda pode vir a ser alterada por mudanças nos patamares da taxa real de câmbio. Entretanto, depende-se da Lei de Thirlwall que para um desvio definitivo em relação às elasticidades-renda, a economia teria de apresentar processos de desvalorização ou valorização cambial real permanente. Logo, a competitividade estrutural do país, conforme refletida nas elasticidades-renda de exportações e importações, acaba, através destas últimas, determinando seu potencial de crescimento.

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 Equação (1) em termos de taxa de crescimento, obtemos:

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

² Muito embora o próprio (Thirlwall 1997, p. 378) tenha mencionado posteriormente que “fato estilizado” ou “generalização empírica” talvez seja uma melhor descrição que “Lei” para o que veio a ser conhecido como a Lei de Thirlwall.

³ Como bem assinalado, por exemplo, em McCombie e Thirlwall (1994): “Income elasticities determine the balance-of-payments constrained growth rate, but the supply characteristics of goods (such as their technical sophistication, quality etc.) determine relative income elasticities. In this important respect, there can be a marrying of the demand and supply side explanations of the comparative growth performance of nations” (p. 391).

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 Equações (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 Equações (5) e (6) na Equação (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.⁴ Formalmente:

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

Logo, a Equação (7) se reduz a:

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

posto que $x = \varepsilon z$ é a taxa de crescimento das exportações.⁵ Assim sendo, y_{bp} representa a taxa de crescimento do produto consistente com a satisfação da

⁴ Ainda que o modelo considere que, no longo prazo, a variação nos termos de troca é negligenciável, reconhece-se que, no curto prazo, variações nos termos de troca tendem a desempenhar um papel fundamental no ajustamento externo e podem ter um papel relevante na determinação do crescimento econômico.

⁵ 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} . A restrição de divisas, ao lado da restrição de poupança, já era parte integrante dos modelos de dois hiatos na tradição de Chenery e Bruno (1962). Na mesma tradição, um modelo de três hiatos, acrescentando um hiato fiscal, é desenvolvido em Bacha (1989, 1990).

restrição relativa ao estabelecimento do equilíbrio externo, vindo a ser conhecida como Lei de Thirlwall.⁶

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.

A primeira tentativa de incorporar o fluxo de capitais no modelo foi feita por Thirlwall e Hussain (1982), visto que no modelo original o balanço de pagamentos é aproximado pela balança comercial apenas. Essa alteração se revelava relevante, posto que, principalmente após o período de desregulamentação dos fluxos de capital internacionais iniciada na década de 80, esses fluxos freqüentemente superaram em importância as transações de mercadorias, além de terem se mostrado responsáveis pelo forte aumento nas volatilidades de taxas de câmbio e juros. Assim, Thirlwall e Hussain (1982) incorporam o fato de que não haveria problema se um país incorresse em déficits comerciais, desde que conseguisse financiá-los com influxo de capitais. Neste sentido, o influxo de capitais pode representar um alívio que permite ao país sustentar uma taxa de crescimento elevada. Entretanto, a zeragem da taxa de crescimento dos fluxos de capitais, ou ainda pior, esta taxa se tornar negativa (afluxo de capitais), é algo que pode vir a deprimir a taxa de crescimento e mesmo torná-la negativa.

No entanto, esse modelo ampliado atentava apenas para os fluxos de capitais, mas não para o estoque do endividamento. Assim, Moreno-Brid (1998-1999) destaca o fator estoque de endividamento, pois a esse deverá corresponder no futuro uma remessa de juros ao exterior. Nesse artigo, o próprio balanço de pagamentos do país pode ser visto como um fluxo de caixa, ou seja, 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 da dívida externa, já que o influxo de capitais pode vir a cessar. Assim, ele introduz uma restrição externa modificada, que gera uma 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

⁶ Krugman (1989) posteriormente derivou a mesma expressão, chamando-a, porém, sem fazer menção a Thirlwall (1979), de Regra de 45°. Isso não surpreende, dado que Krugman empregou a mesma especificação do equilíbrio externo e as mesmas formas funcionais para o saldo comercial, além de também supor a constância dos termos de troca no longo prazo. Krugman, entretanto, inverte o sentido da causalidade: o crescimento de longo prazo, ao invés de ser endógeno à satisfação da restrição externa, quando esta se interpõe de maneira incontornável, é determinada, à maneira convencional, por fatores associados à oferta (acumulação e produtividade dos fatores de produção), estando a satisfação da Regra de 45° garantida pelo ajustamento das elasticidades.

PIB. Além disso, o autor testa empiricamente a especificação original de Thirlwall (1979), bem como suas próprias especificações (Moreno-Brid 1998-1999, 2003), para o caso mexicano. Este trabalho tem como objetivo adotar a mesma metodologia empregada por Moreno-Brid (2003), testando qual o modelo mais adequado ao caso brasileiro. Testaremos dois dos modelos: o original de Thirlwall (1979) e o de Moreno-Brid (2003).

Partindo das funções importações e exportações acima, Equações (5) e (6), Moreno-Brid (2003) introduz a seguinte condição de equilíbrio no balanço de pagamentos:

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

em que r é a taxa de crescimento do pagamento de juros líquidos, f é a taxa de crescimento do fluxo de capitais, enquanto θ_1 e θ_2 são as seguintes razões medidas no período inicial, com R representando o nível do pagamento de juros líquidos:

$$\theta_1 = \frac{P_d X}{P_f EM}$$

$$\theta_2 = \frac{P_d R}{P_f EM}$$

Da mesma forma que o proposto em Moreno-Brid (1998-1999), também é necessário incluir a restrição de endividamento sustentável, daí impormos a constância da razão entre o saldo em conta corrente e o produto:

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

Impondo esta restrição, assumindo a constância dos termos de troca, conforme a Equação (8), e resolvendo para a taxa de crescimento correspondente, obtemos:

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

3. Metodologia do Teste Empírico

Desde suas versões iniciais, a chamada Lei de Thirlwall tem sido submetida a diversos testes empíricos. McCombie (1997) apresenta um resumo dos sucessivos passos e metodologias utilizadas com este propósito. Em seu trabalho original, Thirlwall (1979) usa o coeficiente de correlação 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 e 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 gera um problema de erro nas variáveis, enquanto a presença do Japão como *outlier* com crescimento não restrito pelo balanço de pagamentos induz à conclusão errônea de que nenhum país desenvolvido teria crescimento restrito pelo balanço de pagamentos.

Nesse sentido, McCombie (1997) propõe um teste alternativo. Ele define a elasticidade-renda das exportações hipotética como aquela que gera a igualdade entre a taxa de crescimento observada e taxa de crescimento gerada pelo modelo teórico. Logo, se a elasticidade hipotética, π' , e a estimativa da elasticidade real, π , não forem estatisticamente diferentes, não se pode refutar a hipótese de que o crescimento do país é restrito pelo equilíbrio externo. 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.

Estimemos, então, a elasticidade-renda da demanda por importações, π . A forma natural de fazê-lo é por meio da estimação da função demanda por importações tradicional, Equação (3). A expressão logarítmica dessa função é dada por:

$$\ln M_t = \pi \ln Y_t + \psi \ln P_t \quad (13)$$

onde está desconsiderada a constante a da Equação (3) e P_t é o câmbio real. Dado que as séries envolvidas são (potencialmente) geradas por processos estocásticos não-estacionários, uma regressão por mínimos quadrados será espúria. Neste caso, a estimativa de π deve ser feita 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 β é chamado de vetor de cointegração.

Na prática, trabalharemos com a metodologia de Johansen (1988), 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. Posto 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, conforme a Equação (12). 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:

$$\pi_1 = x/y \quad \text{Elasticidade Hipotética via Thirlwall (1979)} \quad (14)$$

$$\pi_2 = (1 - \theta_1 + \theta_2) + \frac{\theta_x x + \theta_2 r}{y} \quad \text{Elasticidade Hipotética via Moreno-Brid (2003)} \quad (15)$$

Portanto, se o teste não rejeitar a igualdade entre as elasticidades hipotética e real, pode-se concluir favoravelmente com relação à presença de uma restrição externa ao crescimento econômico brasileiro.

4. Algumas Estimativas 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 a 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%, a movimentos de capital. Assim, de acordo com esse primeiro trabalho, a dimensão financeira parece ter sido relevante para o caso brasileiro *nesse período*.

Em outro trabalho, Holland et alii (2004) utilizam dados 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 logaritmo com a primeira diferença do crescimento do produto real, incluindo um mecanismo de correção de erro. Conclui-se que nenhuma das economias latino-americanas esteve totalmente imune à sua restrição externa. No caso brasileiro, os autores encontraram uma forte evidência de associação de longo prazo entre produto 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 troca ou dos fluxos de capital.

Em outro trabalho, Bértola et alii (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 produto convergiu para a Lei de Thirlwall original, sem considerar os termos de troca. No curto prazo, desvios do longo prazo ocorreram por meio de variações nos termos de troca, resultado obtido através

de um mecanismo de correção de erro. No entanto, os autores propositalmente encerraram o período de análise antes de 1974, momento a partir do qual, segundo eles, o fluxo de capitais e a dinâmica de endividamento poderiam ter tido um peso relevante na determinação do equilíbrio externo, algo não englobado na Lei de Thirlwall original.

Uma tentativa de considerar a dinâmica da conta capital foi feita por Ferreira (2001). Em seu trabalho, o autor inclui na especificação do equilíbrio do balanço de pagamentos a dimensão financeira, estimando-a 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. As despesas de juros e lucros e dividendos sobre o capital externo que entra no país em determinado período, por sua vez, tornam o equilíbrio externo mais restritivo ao crescimento do país. Dessa forma, o autor 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 especificação por ele proposta previa um crescimento de 5,2%, condizente com o crescimento real. Assim, conclui-se que o pagamento de serviços sobre o capital externo diminuiu a capacidade de crescimento do país em 1%.

Em outro estudo com 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 externo nesses países. Embora seus resultados sejam simpáticos à lei de Thirlwall, já que encontram uma forte correlação entre crescimento do produto e exportações, com exportações causando crescimento, questionam a hipótese de constância dos termos de intercâmbio no longo prazo. Eles encontram que para o período, a taxa de câmbio esteve sujeita a profundas flutuações e com uma tendência de aumento em alguns países, não havendo evidência, portanto, de uma taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo. Assim sendo, variações do câmbio real podem afetar diretamente o crescimento via restrição externa.

Em outro trabalho sobre a economia brasileira, Jayme Jr. (2003) adota uma estratégia de estimação algo distinta da proposta por McCombie (1997). Partindo da relação básica $y_t = x_t/\pi'$, o autor cointegra $\ln Y_t = \frac{1}{\pi} \ln X_t$ e, a partir daí, recupera a elasticidade-renda das importações, π , “implícita”. Na verdade, o autor cointegra os *logs* do produto real e das exportações reais – um exercício válido, como faz Atesoglu (1997).

Em geral, os resultados corroboram a existência de uma restrição externa ao crescimento brasileiro. Porém, discrepâncias entre a taxa de crescimento real e taxa prevista pelo modelo de Thirlwall original podem estar associadas a movimento de capitais ou a variações nos termos de intercâmbio. Logo, é fundamental contemplar essas dimensões e verificar sua relevância para o caso brasileiro, como fazemos da seqüência.

5. Resultados Empíricos

Na estimativa dos modelos de Thirlwall (1979) e Moreno-Brid (2003) por meio da metodologia descrita na seção III, utilizamos dados anuais relativos ao período transcorrido entre 1948 e 2004, totalizando 56 observações.⁷ O primeiro passo consistiu em calcular as respectivas elasticidades hipotéticas, Equações (14) e (15), com x representando a taxa de crescimento das exportações no período, y a taxa de crescimento econômico média no período, r a taxa de crescimento do pagamento de juros, enquanto os parâmetros θ_1 e θ_2 foram calculados com dados para o ano inicial. Os resultados obtidos foram $\pi_1 = 1,71$ e $\pi_2 = 1,80$.

Para o cálculo da elasticidade-renda das importações efetiva, utilizamos a Equação (13):

$$\ln M_t = \pi \ln Y_t + \psi \ln P_t + v_t$$

Primeiramente, foram realizados testes para verificar se todas as variáveis envolvidas têm uma raiz unitária e, portanto, se é possível usar o procedimento de cointegração de ordem 1. Conforme os resultados reportados no Apêndice 1, todas as séries têm apenas uma raiz unitária.

O segundo passo consistiu na escolha das defasagens na análise de cointegração. Com base nos devidos critérios para a escolha do número de defasagens, todos reportados no Apêndice 2, escolhemos um VAR de ordem 1 e, portanto, um Vetor de Correção de Erros – VEC de ordem 0.

Em seguida, foi realizada a escolha dos termos deterministas. Uma vez que os critérios usuais para a escolha desses termos, cujos resultados são apresentados no Apêndice 3, não foram suficientes para determinar a existência ou não de tendência dentro do vetor de cointegração, optou-se pelo modelo sem tendência, inclusive para compatibilizar a função importação estimada com a forma funcional utilizada nas versões originais do modelo de crescimento à Thirlwall, tal como representado na Equação (5).⁸

Por esse procedimento, foi obtido apenas um vetor de cointegração (Apêndice 4), ou seja, apenas uma relação de longo prazo na função de importação:

⁷ A fonte dos dados é o *Ipeadata* (www.ipeadata.gov.br).

⁸ Cabe mencionar que a estimativa obtida com um modelo com tendência (elasticidade renda das importações igual a 1,77) pouco diverge daquela obtida com o presente modelo sem tendência, conforme reportado a seguir.

Vetor de Correção de Erro			
Estimação do Vetor de Cointegração			
Importações	1		
Renda	-1.79964		
	[-5.50775]		
Câmbio	0.272024		
	[0.38889]		
Constante	1.345486		
Vetor de Correção de Erro			
	Importação	Renda	Câmbio
	-0.058058628	0.01117438	0.054952156
	[-1.89768]	[1.74482]	[1.57438]
<i>R</i> -quadrado ajustado	0.093426376	0.2030182	0.138529351
Soma quad. resíduos	1.389347666	0.06087922	1.808306359
Teste <i>F</i>	2.36547043	4.37522272	3.130674915
Covariância dos resíduos		1.10E-06	
Máx. verossimilhança ajustada		140.52659	
Akaike – Critério informação		-4.5380218	

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

$$\ln M_t = 1,80Y_t - 0,27P_t \quad (16)$$

Ou seja, a elasticidade efetiva é $\pi_r = 1,80$.

Ao testarmos a normalidade dos resíduos, uma condição necessária para a estimação da cointegração, verificamos que podemos aceitar a normalidade, conforme reportado no Apêndice 5.

Uma vez calculada a elasticidade-renda hipotética e estimada a elasticidade-renda real, o procedimento seguinte consistiu em compará-las, sendo imposta a seguinte restrição sobre um dos coeficientes de cointegração:

$$\pi_r = \pi_1$$

$$\pi_r = \pi_2$$

Com base em um teste LR (razão de máxima verossimilhança), concluímos que não é possível rejeitar a hipótese nula de que $\pi_r = \pi_2$. Por outro lado, também não é possível rejeitar a hipótese nula $\pi_r = \pi_1$. No entanto, parece que a restrição

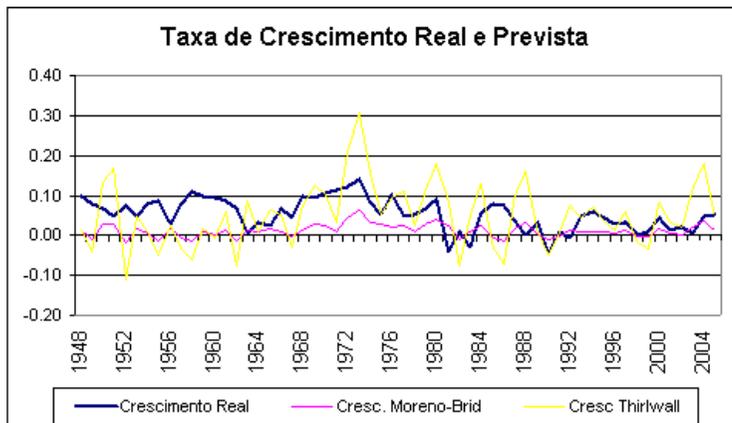
oriunda do modelo de Moreno-Brid (2003) está mais próxima da elasticidade-renda efetiva.

Testes de restrição				
Restrição	Modelo teste	Qui-quadrado	Probab.	Conclusão
Elasticidade renda = 1.80	Moreno-Brid (2003)	2.78E-08	99.9%	Aceita restrição
Elasticidade renda = 1.71	Thirlwall (1979)	0.002026	96.4%	Aceita restrição

Logo, concluímos que tanto a especificação da restrição externa oriunda do modelo de Moreno-Brid (2003) quanto a especificação original de Thirlwall (1979) são adequadas para explicar o caso brasileiro, a um nível de significância bastante alto. Vale dizer, podemos aceitar que o crescimento da economia brasileira entre 1948 e 2004 foi restrito pela necessidade de equilíbrio do balanço de pagamentos, seja quando consideramos apenas o fluxo comercial, seja quando consideramos inclusive o fluxo de capitais e a dinâmica do endividamento.

Para fins de ilustração, o gráfico a seguir descreve as taxas de crescimento previstas pelo modelo original de Thirlwall (1979), pelo modelo de Moreno-Brid (2003) e a taxa de crescimento real, ano a ano. Note-se que não se esperaria que o modelo, em nenhuma de suas especificações, fosse um previsor, ano a ano, da taxa de crescimento efetiva. A validação do modelo ocorre quando, de uma perspectiva de longo prazo, a taxa de crescimento prevista pelo modelo é um atrator para a taxa de crescimento efetiva. Assim sendo, os testes econométricos reportados acima, ao validarem as duas especificações utilizadas, corroboram a impressão de validade da abordagem do crescimento sob restrição externa sugerida por uma inspeção gráfica inicial dessa natureza. E como essa restrição depende sobremaneira das elasticidades-renda das exportações e das importações, uma análise detalhada da maneira pela qual essas elasticidades são afetadas por mudanças no padrão de especialização da estrutura produtiva é fundamental para a concepção de iniciativas de política visando o alívio estrutural da restrição externa ao crescimento sustentado.⁹

⁹ Uma alternativa nesse sentido seria estimar a versão desagregada da Lei de Thirlwall derivada em Araujo e Lima (2007). Derivada a partir de um arcabouço macrodinâmico multisetorial Pasinettiano, essa versão indica que o crescimento da renda per capita é diretamente proporcional ao crescimento das exportações, estando essa proporção inversamente (diretamente) relacionada com as elasticidades-renda setoriais das importações (exportações) ponderadas pela participação de cada setor no total correspondente.



6. Observações Finais

A abordagem keynesiana do crescimento sob restrição externa oferece um arcabouço frutífero para o estudo dos determinantes do crescimento econômico. Com uma especificação sucinta, Thirlwall (1979) modelou o que seria o crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos. Nessa elaboração original, porém, o equilíbrio do balanço de pagamentos foi reduzido ao equilíbrio comercial.

Porém, devido à participação cada vez mais elevada das despesas com serviço da dívida na conta corrente, e às crises de endividamento externo pelas quais passaram vários países em desenvolvimento a partir do início dos anos 80, o fluxo de capitais e o endividamento externo passaram a ser contemplados em modelos keynesianos de restrição externa. Nesse contexto, a versão de Moreno-Brid (2003) tem a vantagem de impor uma condição de endividamento sustentável, ou seja, a manutenção da relação dívida/produto, e explicitar o pagamento de juros na especificação do equilíbrio do balanço de pagamentos.

O presente artigo testou esses dois modelos de restrição externa para o caso brasileiro, fazendo uso do instrumental de cointegração para estimar a elasticidade-renda das importações efetiva entre 1948 e 2004, com o objetivo de compará-la com a elasticidade hipotética derivada dos dois modelos. Foi estimada uma elasticidade efetiva igual a 1,80, enquanto as elasticidades hipotéticas derivadas dos modelos de Thirlwall (1979) e de Moreno-Brid (2003) foram iguais, respectivamente, a 1,71 e 1,80. Por meio de um teste específico, constatou-se, então, que não é possível rejeitar a hipótese de que a elasticidade efetiva é igual à elasticidade hipotética oriunda do modelo de Moreno-Brid (2003). Porém, também não é possível rejeitar a hipótese de que a elasticidade efetiva é igual à elasticidade hipotética oriunda do modelo de Thirlwall (1979), embora a proximidade numérica entre as elasticidades efetiva e hipotética seja maior no caso do modelo de Moreno-Brid (2003).

Assim, a especificação da restrição externa que incorpora fluxos de capital não explica o crescimento econômico brasileiro no período entre 1948 e 2004 significativamente mais que a especificação original de Thirlwall (1979). Em uma tentativa de racionalização desse resultado, algumas considerações se fazem necessárias. Em primeiro lugar, o estudo de Thirlwall e Hussain (1982), no qual a dimensão financeira se mostrou relevante para o caso brasileiro, como vimos anteriormente, foi feito para um período (1951 a 1969) em que o influxo de capitais, para a economia brasileira, provavelmente tinha mais relevância que o pagamento de serviços desse capital. Não surpreendentemente, Thirlwall e Hussain (1982) associam ao influxo de capitais algo como 5,4% dos 9,5% de crescimento médio da economia brasileira no período. Por outro lado, o estudo de Ferreira (2001) considera apenas o serviço do capital no equilíbrio do balanço de pagamentos, de forma que essa inclusão do componente financeiro diminui o crescimento.

A especificação de Moreno-Brid (2003), por sua vez, que foi adotada no presente estudo, considera esses dois componentes financeiros, quais sejam, o influxo de capitais, cujo limite é a manutenção de um endividamento sustentável através da manutenção da razão dívida/produto ou da razão entre o saldo da conta corrente e o produto, e o serviço do capital. Adicionalmente, o período de abrangência do presente estudo inclui tanto períodos em que a entrada de capital parece ter aumentado o crescimento do país (como boa parte do período entre 1948 e 1979), como períodos em que o serviço do capital parece ter contribuído para a redução do crescimento (como parece ter ocorrido na década de 80 e pode ter ocorrido na segunda metade da década de 90). Logo, não surpreende que a inclusão desses dois componentes financeiros tenha contribuído pouco, no período como um todo, para um crescimento além do previsto pela Lei de Thirlwall, já que o alívio representado pelo influxo de capitais parece ter sido compensado pelo pagamento de serviços da dívida.

Como visto na Seção 4, o estudo de Holland et alii (2004), embora cubra um período bastante próximo daquele coberto no presente estudo, não incorpora fluxos de capitais e variações nos termos de troca. Com base nos resultados obtidos no estudo aqui desenvolvido, pode-se dizer que o componente financeiro não explica a maior parte da diferença detectada por aqueles autores – um crescimento anual previsto pelo modelo de Thirlwall (1979) igual a 3,42%, para um crescimento efetivo de 5,34%. O presente resultado, por outro lado, é compatível com aquele obtido por Bértola et alii (2002), a saber, que, para o período 1890-1973, o crescimento do produto convergiu para aquele previsto pela Lei de Thirlwall.

De maneira geral, o estudo reportado e comentado neste artigo encontrou evidências empíricas robustas de que, de uma perspectiva de longo prazo, a taxa de crescimento econômico brasileira tem sido determinada essencialmente por condições associadas ao equilíbrio externo. Daí, portanto, a proposição de que a restrição externa tem configurado o principal fator limitante do crescimento econômico brasileiro quando o horizonte de consideração vai além do curto e médio prazos. E como a natureza e a extensão da restrição externa dependem sobremaneira das elasticidades-renda das exportações e das importações,

uma análise qualificada sobre crescimento econômico não pode prescindir da consideração da adequação do padrão de especialização da estrutura produtiva.

Referências bibliográficas

- Aghion, P. & Howitt, P. (1998). *Endogenous Growth Theory*. The MIT Press, Cambridge.
- Araujo, R. A. & Lima, G. T. (2007). A structural economic dynamics approach to balance-of-payments-constrained growth. *Cambridge Journal of Economics*, 31(5):755–774.
- Atesoglu, H. S. (1997). Balance-of-payments-constrained growth model and implications for the United States. *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3):326–335.
- Bacha, E. L. (1989). Um modelo de três hiatos. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 19(2):213–232.
- Bacha, E. L. (1990). A three-gap model of foreign transfers and the GDP growth rate in developing countries. *Journal of Development Economics*, 32(2):279–296.
- Barbosa-Filho, N. H. (2001). The balance-of-payments-constraint: From balanced trade to sustainable debt. *Banca Nazionale del Lavoro*, 219(December):381–400.
- Bértola, L., Higachi, H., & Porcile, G. (2002). Balance-of payments-constrained growth in Brazil: A test of Thirlwall's Law, 1980-1973. *Journal of Post Keynesian Economics*, 25(1):123–140.
- Chenery, H. & Bruno, M. (1962). Development alternatives in an open economy: The case of Israel. *Economic Journal*, 57:79–103.
- Ferreira, A. (2001). A lei de crescimento de Thirlwall. Master's thesis, IE-UNICAMP.
- Harrod, R. (1933). *International Economics*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Holland, M., Vieira, F., & Canuto, O. (2004). Economic growth and the balance-of-payments-constraint in Latin America. *Investigación Económica*, LXIII(enero-marzo):45–74.
- Jayne Jr., F. G. (2003). Balance-of-payments-constrained economic growth in Brazil. *Revista de Economia Política*, 23(jan/mar):62–84.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231–254.
- 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*, 22(3):477–495.
- McCombie, J. & Thirlwall, A. (1994). *Economic Growth and the Balance of Payments Constraint*. St. Martin's Press, New York.
- McCombie, J. S. L. (1997). On the empirics of balance-of-payments-constrained growth. *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3):354–375.
- McGregor & Swales, J. (1985). Professor Thirlwall and balance-of-payments-constrained growth. *Applied Economics*, 17(1):17–32.
- Moreno-Brid, J. C. (1998-1999). On capital flows and the balance-of-payments-constrained growth model. *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(Winter):283–298.
- Moreno-Brid, J. C. (2003). Capital flows, interests payments and the balance-of-payments-constrained growth model: A theoretical and empirical analysis. *Metroeconomica*, 54(2):346–365.

- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(February):65–94.
- Thirlwall, A. (1979). The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 128:45–53.
- Thirlwall, A. (1997). Reflections on the concept of balance-of-payments-constrained growth. *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3):377–385.
- Thirlwall, A. & Hussain, M. (1982). The balance of payments constraint, capital flows and growth rates differences between developing countries. *Oxford Economic Papers*, 34:498–509.

Apêndice

Apêndice 1. Testes de Raiz Unitária

Testes Dickey-Pantula: Duas Raízes Unitárias					
	<i>T</i> -determ.	Defas.	<i>t</i> -calc.	<i>t</i> -tab.	Conclusão
Import	nada	4	-2.05	-1.95	Rejeita 2 RU
Renda	nada	0	-2.84	-1.95	Rejeita 2 RU
Cambio	nada	0	-5.06	-1.95	Rejeita 2 RU

Testes ADF – Uma raiz unitária					
Variável: Ln importações					
Termos deterministas					
	ADF calc.	ADF tab.	<i>t</i> -calc.	<i>t</i> -tab.	significância
Modelo com tendência e constante					
tend.	-1.67	-3.48	2.46	2.79	não significância
ctante			1.36	3.11	não significância
Modelo com constante					
	-0.71	-2.90	0.82	2.54	não significância
Modelo sem tendência ou constante (1 defasagem)					
	0.66	-1.95			Aceita 1 RU
Variável: Ln renda real					
Termos deterministas					
	ADF calc.	ADF tab.	<i>t</i> -calc.	<i>t</i> -tab.	significância
Modelo com tendência e constante (2 defasagens)					
tend.	-3.47	-3.48	3.27	2.79	significância
ctante			3.52	3.11	significância
					Aceita 1 RU
Variável: Ln câmbio real					
Termos deterministas					
	ADF calc.	ADF tab.	<i>t</i> -calc.	<i>t</i> -tab.	Significância
Modelo com tendência e constante					
tend.	-1.82	-3.48	-1.69	2.79	não signif
ctante			1.81	3.11	não signif
Modelo com constante					
	-0.05	-2.90	0.69	2.54	não significância
Modelo sem tendência ou constante (0 defasagens)					
	-0.79	-1.95			Aceita 1 RU

Conclusão: Feito o teste Dickey-Pantula (teste de 2 raízes unitárias contra uma) e o teste ADF (teste de 1 raiz unitária contra nenhuma) para as três séries em questão, aceitamos a hipótese de apenas uma raiz unitária.

Apêndice 2. Testes de Especificação – Determinação da Ordem do VAR

Critério de seleção da ordem do VAR						
<i>Lag</i>	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	-88.31462	NA	6.73E-03	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

AIC: Akaike information criterion

LR : Sequential Modified LR test (5%)

FPE : Final Prediction Error

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Conclusão: Com base em todos os critérios, com exceção do critério *LR*, escolhemos um VAR de ordem 1, o que corresponde a um VEC de ordem 0.

Apêndice 3. Testes de Especificação – Escolha dos Termos Deterministas

3.1. Princípio de Pantula

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Estatística traço	1	1	1	1	1
Estatística auto-valor	1	1	1	1	1

Modelo 1: Sem intercepto ou tendência dentro e fora do vetor de cointegração

Modelo 2: Com intercepto e sem tendência dentro do vetor de cointegração

Modelo 3: Com intercepto ou tendência dentro do vetor de cointegração

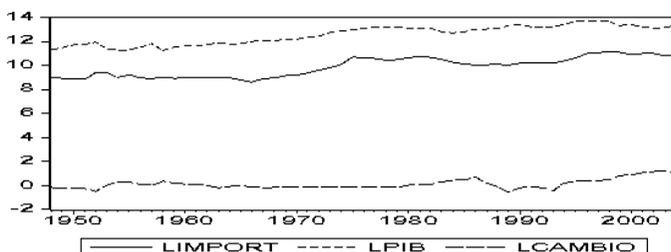
Modelo 4: Com intercepto e tendência dentro e só intercepto fora do vetor de cointegração

Modelo 5: Com intercepto ou tendência dentro e fora do vetor de cointegração

O Princípio de Pantula deve ser usado apenas como uma referência para a escolha dos termos deterministas. Nesse caso, ele não auxilia muito na determinação do modelo, uma vez que todos os modelos apresentam apenas um vetor de cointegração.

3.2. Análise gráfica das séries

Dentre os modelos analisados, o mais simples, modelo 1, não se apresenta como conveniente dada a diferença de nível entre as variáveis. O modelo 5 pode ser igualmente desconsiderado, uma vez que nenhuma das séries apresenta tendência quadrática. A análise do comportamento das séries revelou uma tendência linear no produto, o que remeteu aos modelos 3 e 4. Posto que as estimações com base nesses modelos não apresentaram diferenças significativas, julgamos mais criterioso escolher o modelo 3, contando apenas com intercepto dentro e fora do vetor de cointegração. Além disso, a não inclusão de tendência na relação de longo prazo das importações é mais compatível com a formulação original do modelo, conforme a Equação (5).



Apêndice 4. Testes de Cointegração

	Estadística traço	Valor crítico (5%)	Estadística auto-valor	Valor crítico (5%)
Nenhum vetor	37.96	34.91	24.41	22.00
Ao menos 1 vetor	13.55	19.96	10.11	15.67
Ao menos 2 vetores	3.44	9.24	3.44	9.24

As estatísticas do traço e do autovalor indicam a presença de apenas 1 vetor de cointegração a 5% de significância.

Apêndice 5. Testes de Normalidade

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

	Jarque-Bera	Probabilidade	
Importação	2.891979	0.2355	Aceita normalidade a 5%
Renda	1.180725	0.5541	Aceita normalidade a 5%
Câmbio	0.242069	0.8860	Aceita normalidade a 5%
Conjunto	4.314773	0.6342	Aceita normalidade a 5%
