

Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira*

MARCELO S. PORTUGAL**

Este trabalho discute questões associadas a encompassing e teoria da co-integração, incluindo co-integração sazonal, e apresenta a estimação de um modelo de correção de erros para a demanda de importações brasileira, utilizando dados trimestrais. As estimações são feitas não apenas para as importações totais, como também para as importações de bens de capital e bens intermediários. Utilizamos tanto o método de Johansen como o de dois estágios de Engle e Granger para obter o vetor co-integrado. Os resultados mostram que, no tocante aos bens totais e aos bens de capital, as estimativas anteriores disponíveis na literatura malogram no trato da questão-chave da modelagem dinâmica e estabilidade dos parâmetros.

Dr. Watson: "Isso é um mistério.

O que você acha que isso significa?"

Sherlock Holmes: "Ainda não tenho dados.

É um erro capital teorizar-se antes de se obterem os dados. Imperceptivelmente, começa-se a retorcer os fatos para adaptá-los às teorias, ao invés de se procurar teorias que se adaptem aos fatos." (Sir Arthur Conan Doyle, *A Scandal in Bohemia*.)

1 - Introdução

Desde a crise da dívida externa brasileira em 1982, tem-se verificado um interesse crescente na estimação de equações de comércio exterior para fins de análise da política econômica. Na maioria desses trabalhos, tem-se, implícita ou explicitamente, assumido estacionaridade.

Discutimos neste trabalho como tratar séries não-estacionárias e estimar um mecanismo de correção de erros para a demanda brasileira para as importações totais, as importações de bens de capital e as importações de bens intermediários.

* Gostaria de agradecer a Ken Wallis, Alan Winters, David Collie e Sanjay Yadav por seus comentários a uma versão anterior deste trabalho.

** Da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

A vantagem de se usar um mecanismo de correção de erros é que a teoria econômica é empregada para estabelecer apenas as relações de longo prazo entre as variáveis, enquanto a dinâmica de curto prazo é determinada pelos dados. Começamos com um modelo geral e, após sucessivas restrições coerentes com os dados, chega-se a um modelo mais simples.

Concentramos nos modelos de uma única equação. Uma vez que o Brasil pode ser considerado como um país pequeno, apenas a equação de demanda precisa ser estimada. Supõe-se que os preços no mercado internacional não são afetados pelas ações brasileiras. Portanto, aceita-se que as curvas de oferta são completamente elásticas. A hipótese de substituição imperfeita é adotada e, adicionalmente, assumimos a ausência de ilusão monetária e homogeneidade entre preços e tarifas.¹

Este trabalho contém mais três seções. Na seção seguinte discutimos alguns aspectos teóricos da modelagem de séries temporais não-estacionárias. A terceira seção apresenta os resultados empíricos, enquanto a última contém as conclusões e observações.

2 - Variáveis de tendência, raízes unitárias e co-integração

Até recentemente, era bastante comum assumir pelo menos estacionaridade fraca na estimação de equações de regressão. Contudo, conforme ressaltado por Granger algum tempo atrás, a maioria das séries econômicas tem uma "forma espectral típica", com a maior parte da potência concentrada nas baixas frequências. Isto é, elas exibem uma forte tendência e, conseqüentemente, são não-estacionárias.² Em termos de equações de demanda por importações, vários autores têm reconhecido a presença e a importância de tendências. Seguindo Khan e Rosse (1975), tem-se tentado modelar separadamente os aspectos "secular" e cíclico da demanda por importações.

Diferenciar os dados para remover a tendência à maneira de Box e Jenkins parece não ser a solução. Perdem-se as propriedades de longo prazo do modelo, diferenciando os dados antes da estimação. Seria melhor tentar resolver este problema dentro do modelo e não no contexto das próprias variáveis.

A teoria referente a séries integradas e co-integradas e sua relação com o mecanismo de correção de erros já são bastante conhecidas, não sendo, portanto, revistas detalhadamente aqui [Engle e Granger (1987) e Hendry (1986)]. Preferen-

1 Para uma discussão mais completa de diferentes modelos de comércio, ver Goldstein e Khan (1985) e Portugal (1992). Estritamente falando, de acordo com a metodologia usada neste trabalho, estas hipóteses deveriam ser testadas. Porém, por ser o ponto de partida para a maioria da literatura empírica sobre demanda de importações, decidimos seguir o mesmo caminho.

2 Ver Granger (1966) e também Granger e Newbold (1974). Uma discussão mais recente desse problema, com testes para raízes unitárias para várias séries macroeconômicas, pode ser encontrada em Nelson e Plosser (1982).

cialmente, concentraremos apenas em alguns pontos relacionados à estimação do vetor de correção de erros e desenvolvimentos recentes que estendam as idéias de co-integração para as séries sazonais.

2.1 - O método de Engle-Granger

Vamos começar definindo uma série integrada de ordem d , digamos $I(d)$, que não precisa ser diferenciada mais de d vezes para se tornar estacionária.

$$x_t \sim I(d)$$

O principal problema de se lidar com séries $I(d)$ é que as propriedades estatísticas usuais do primeiro e segundo momentos não são mantidas. Assim, não se pode empregar a teoria da distribuição usual, sendo, portanto, necessário usar uma teoria de distribuição diferente para o caso de séries não-estacionárias.

Note que, como uma combinação linear de séries $I(d)$ é também $I(d)$, o termo do erro numa regressão envolvendo variáveis $I(d)$ será $I(d)$. Contudo, poderá haver uma combinação linear das séries $I(d)$ que seja $I(d-b)$ para $b > 0$. Nesse caso, diz-se que as séries são co-integradas. Vamos supor que $d = b = 1$, então

$$x_t \sim I(1) \text{ e } y_t \sim I(1)$$

mas

$$z_t = (y_t - ax_t) \sim I(0)$$

onde a é o vetor de co-integração.

A relação entre co-integração e o mecanismo de correção de erros foi estabelecida por Engle e Granger (1987). Eles provaram a existência de isomorfismo entre mecanismo de correção de erros e processo co-integrado. O Teorema de Representação de Granger mostra que, se duas séries são co-integradas, então existe um mecanismo de correção de erros e vice-versa.

Engle e Granger (1987) sugeriram a utilização de um método de dois estágios ao se lidar com o mecanismo de correção de erros. No primeiro estágio, o vetor de co-integração, contendo os coeficientes de longo prazo, é estimado através de uma regressão estática em nível. No segundo estágio, o termo de correção de erros, isto é, os resíduos obtidos no primeiro estágio, é usado numa equação de diferenças para se obterem os coeficientes de impacto.

O aspecto interessante deste método é que ambos os estágios envolvem apenas estimação de uma única equação através de mínimos quadrados. No primeiro estágio, usando as séries $I(d)$, são extraídas todas as informações de longo prazo e ignoradas as considerações sobre dinâmica. Além disso, como um subproduto desse primeiro estágio, obtém-se a estatística de Durbin-Watson, que é utilizada como um dos testes para co-integração.³

A estrutura dinâmica é incorporada apenas no segundo estágio, quando as variáveis aparecem em forma de diferenças, enquanto as restrições em nível do primeiro estágio são incorporadas através do termo de correção do erro.

Stock (1987) mostrou que os coeficientes obtidos no primeiro estágio são não apenas consistentes, mas de fato "superconsistentes", convergindo mais rapidamente para o parâmetro populacional. Este é um resultado importante porque nos permite considerar o vetor de correção de erros, estimado no primeiro estágio, como o verdadeiro vetor ao se executar o segundo estágio. Este resultado justifica a omissão da dinâmica no primeiro estágio e a incorporação das restrições entre equações através do termo de correção de erros somente no segundo estágio.

Embora pareça não existir problema nas grandes amostras, Stock (1987) encontrou evidência de um viés de pequena amostra relativamente grande. Este viés é especialmente relevante em regressões co-integradas com R^2 baixo.

Todavia, no método de dois estágios alguns pontos são negligenciados. Primeiramente, quando se tem mais de uma variável explicativa, como é o caso mais freqüente, podem existir múltiplos vetores co-integrados. Conseqüentemente, o método de Engle-Granger resultará na estimação de uma combinação linear de diferentes vetores co-integrados. Somente no caso especial em que todos os vetores co-integrados são iguais, o método de dois estágios levará a um resultado sensato.

Em segundo lugar, muitas séries temporais econômicas exibem um padrão sazonal. Em termos do domínio da freqüência, uma série $I(1)$ tem pico nas baixas freqüências, isto é, o comportamento da série, especialmente sua variância infinita, advém da contribuição das baixas freqüências, ou segmento de longo prazo da série. Caso análogo acontece quando há um pico nas freqüências sazonais. Por conseguinte, dever-se-ia indagar não apenas se duas séries são co-integradas no sentido usual, mas também se elas são co-integradas sazonalmente.

Estes dois aspectos referentes a vetores multicointegrados e co-integração sazonal são discutidos a seguir.

3 Visto que testes de raiz unitária são relativamente bem conhecidos e também devido às restrições de espaço, não discutiremos aqui tais testes.

2.2 - O método de Johansen

Recentemente, foi proposto um novo método para se obter o vetor de co-integração, admitindo-se a possibilidade para mais de um vetor⁴. O método de Johansen foi apresentado pela primeira vez em Johansen (1988). Os valores críticos para os vetores multico-integrados, bem como uma aplicação prática para a demanda por moeda na Dinamarca e Finlândia, foram apresentados por Johansen e Juselius (1990).

O ponto de partida é a representação de um vetor auto-regressivo (VAR) de dimensão p :

$$A(L)X_t = \epsilon_t$$

onde $\epsilon_t \sim NIID(0, \Omega)$.

Reescrevamos o VAR do seguinte modo:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_k X_{t-k} + \epsilon_k$$

ou

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \epsilon_t$$

onde $\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i$ para $i = 1, 2, \dots, k$

de modo que $\Gamma_k = A(1) = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_k$

Quando Γ_k tiver posto nulo ou completo, estaremos nos casos conhecidos de um VAR em diferenças ou um X_t estacionário, propiciando um VAR em nível. O caso interessante acontece quando o posto (Γ_k) = r para $0 < r < p$, isto é, Γ_k é menor que o posto completo. Desse modo, vamos supor que $|A(L)|$ contenha raízes unitárias, de modo que a matriz de co-integração $A(1)$ seja menor que o posto completo.

Até agora não há nenhuma diferença substancial em relação ao enfoque Engle-Granger. Conforme ressaltado por eles, se as variáveis forem co-integradas, o VAR em nível ou em diferença não será uma representação apropriada do processo gerador dos dados. Um VAR em nível não levará em consideração o fato de as

4 Dickey e Pantula (1987) também fornecem um teste para vetores multicointegrados. Devido à limitação de espaço e por se basear no já conhecido arcabouço de estimação de regressões auxiliares de Dickey e Fuller, não vamos discuti-lo aqui.

variáveis estarem integradas, omitindo, desse modo, importantes restrições, enquanto um VAR em diferenças estará mal especificado, dada a omissão do termo em nível, que é o termo de correção do erro.

A existência de vetores de multico-integração pode ser formulada através da hipótese

$$\Gamma_k = \alpha \beta$$

onde β é uma matriz $p \times r$, contendo em suas colunas os vetores de co-integração, e α é também uma matriz $p \times r$, contendo o efeito realimentador ou o vetor de ponderação, segundo a denominação dada por Johansen.

Johansen sugere que se comece isolando a influência de Γ_k com o emprego de regressões particionadas. O resultado será, então, utilizado para inferir sobre Γ_k por meio de métodos de verossimilhança. Podem ser estimadas duas regressões auxiliares. Primeiro, faz-se a regressão de ΔX_t em $\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ e, em seguida, a regressão de X_{t-k} em $\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ para se obterem os resíduos R_{ot} e R_{kt} , respectivamente. Essas duas quantidades são, na verdade, ΔX_t e X_{t-k} livres da influência das demais variáveis envolvidas. Uma eventual regressão de R_{ot} em R_{kt} seria exatamente o mesmo que fazer a regressão de ΔX_t em X_{t-k} , sem a influência das outras variáveis expressas em diferenças.

O problema é, então, maximizar a função de verossimilhança:

$$L(\alpha, \beta, \Omega) = |\Omega|^{-T/2} \exp \left\{ -1/2 \sum_{t=1}^T (R_{ot} + \alpha \beta' R_{kt})' \Omega^{-1} (R_{ot} + \alpha \beta' R_{kt}) \right\}$$

A função de verossimilhança pode, assim, ser concentrada em termos dos parâmetros de interesse, isto é, a matriz vetorial β de co-integração. Efetuando a derivada primeira da função de verossimilhança em relação a Ω e α , obtêm-se os resultados já bem conhecidos:

$$\hat{\Omega}(\beta) = S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0}$$

$$\hat{\alpha}(\beta) = -S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1}$$

onde $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}$ para $i, j = 0, k$.

Isto é, S_{ij} é a matriz dos momentos do produto dos resíduos.

Usando as expressões para $\hat{\Omega}(\beta)$ e $\hat{\alpha}(\beta)$, pode-se, pois, concentrar a verossimilhança, que é agora proporcional a $|\hat{\Omega}|^{-T/2}$.

$$L_c(\beta) = \left| S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0} \right|^{-T/2}$$

Devido à proporcionalidade, maximizar a verossimilhança concentrada equivale a minimizar $|\Omega(\beta)|$. A estimação de $\hat{\beta}$ pode ser mais facilmente obtida via minimização. Dadas algumas relações matriciais, a expressão acima pode ser reescrita do seguinte modo:

$$\left[| S_{00} | \quad | (\beta' S_{kk} \beta - \beta' S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \beta) | / | \beta' S_{kk} \beta | \right]^{-T/2}$$

a qual tem que ser minimizada com respeito a β .

Conforme mostrado por Johansen (1988), isso requer que se calculem os autovalores de $S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}$ com respeito a S_{kk} , ou seja,

$$[\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}] = 0$$

O problema com a formulação acima é que esta não se trata de um problema de autovalor padrão. Johansen e Juselius (1990) mostraram que, usando a decomposição de Cholesky de $S_{kk} = C'C$ para alguma matriz C $p \times p$ não-singular, os mesmos autovalores podem ser encontrados pela solução de

$$|\lambda I - C^{-1} S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} C^{-1}| = 0$$

Embora os autovalores sejam os mesmos, esta expressão fornecerá autovetores diferentes e_1, e_2, \dots, e_p . Portanto, eles terão que ser transformados em $C^{-1} e$.

É bastante útil colocar o problema nestes termos, visto que a maioria dos programas econométricos será capaz de resolver a equação acima.

Vamos, então, colocar os autovalores estimados $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \hat{\lambda}_p$ nesta ordem decrescente numa matriz diagonal D , e os autovetores correspondentes numa matriz E , então:

$$S_{kk} E D = S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} E$$

onde E é normalizado de modo que $E' S_{kk} E = I$.

Então o estimador $\hat{\beta}$ é dado pelas primeiras r colunas de E , isto é, os primeiros r autovetores de $S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}$ com respeito a S_{kk} . Como os autovetores são normalizados pela condição $\hat{\beta}' S_{kk} \hat{\beta} = I$, a solução para $\hat{\alpha}$, $\hat{\Gamma}_k$ e $\hat{\Omega}$ é:

$$\hat{\alpha} = - S_{0k} \hat{\beta} (\hat{\beta}' S_{kk} \hat{\beta})^{-1} = - S_{0k} \hat{\beta}$$

$$\hat{\Gamma}_k = \hat{\alpha} \hat{\beta}' = - S_{0k} \hat{\beta} \hat{\beta}'$$

$$\hat{\Omega} = S_{00} - S_{0k} \hat{\beta} \hat{\beta}' S_{k0} = S_{00} - \hat{\alpha} \hat{\alpha}'$$

O último ponto é como encontrar r , o número de vetores de co-integração. Isso é feito pelo teste da razão de verossimilhança. O teste, contendo no máximo r vetores de co-integração, é aplicado sequencialmente para valores decrescentes de r . Desse modo, se existem quatro variáveis explicativas, dever-se-ia começar fazendo o teste para, no máximo, quatro vetores de co-integração. Se esta hipótese for aceita, então passa-se para o teste de, no máximo, três vetores de co-integração e assim por diante.

Johansen e Juselius (1990) apresentam dois testes, bem como seus valores críticos, para o número de vetores de co-integração. Trata-se dos testes do traço e do λ_{max} . O teste do traço é definido como:

$$- 2 \ln (q) = - T \sum_{i=r+1}^p (1 - \hat{\lambda}_i)$$

O teste do λ_{max} é simplesmente a diferença entre sucessivas estatísticas-traço.

2.3 - Co-integração sazonal

Até agora tratamos de co-integração aplicada a variáveis de tendência. Em outras palavras, como lidar com variáveis de tendência que têm uma combinação linear específica que não contém tendência. O mesmo tipo de indagação pode ser colocado no tocante a séries sazonais.

Em termos do domínio da frequência, uma série $I(d)$ tem um pico nas baixas frequências. Similarmente, uma série integrada sazonalmente, digamos $SI(d_s)$, tem um pico nas frequências sazonais. Como anteriormente, se duas variáveis são

integradas sazonalmente de ordem d_s , existindo, porém, uma combinação linear dessas duas variáveis que seja integrada sazonalmente de ordem $d_s - b_s$ para $b_s > 0$, diz-se que essas séries são co-integradas sazonalmente. Tomando novamente o caso em que $d_s = b_s = 1$, pode-se escrever:

$$x_t \sim SI(1) \quad \text{e} \quad y_t \sim SI(1)$$

mas

$$z_t = y_t - a x_t \sim SI(0)$$

onde a é o vetor de co-integração sazonal.

Esta questão foi analisada por Dickey, Hasza e Fuller (1984), Engle e Hallman (1989) e Hylleberg *et alii* (1990).

No tocante à aplicação de testes para raízes unitárias sazonais, o problema pode ser encarado como aplicar um teste para uma polinomial $(1 - L^4)$, visto que o teste usual para raízes unitárias envolve aplicar o teste para $(1 - L)$. Dickey, Hasza e Fuller (1984) apresentaram tabelas com os valores críticos para este teste. Como o teste de DF usual, este teste baseia-se na regressão auxiliar:

$$\Delta_4 y_t = \beta y_{t-4} + \epsilon_t$$

O teste para raízes unitárias sazonais é então um “teste- t ” em β . Se os resíduos não forem ruído branco, o teste pode ser ampliado pela inclusão de mais defasagens de $\Delta_4 y_t$.

O problema com esta abordagem é que o teste se aplica apenas às raízes unitárias sazonais em todas as frequências. Trata-se, de fato, de um teste conjunto. Não se contempla a possibilidade de se terem raízes unitárias sazonais em algumas frequências apenas. Tal teste é encontrado em Hylleberg *et alii* (1990).

Começemos definindo uma série de tal modo que seja integrada de ordem d na frequência θ se ela tiver um espectro $f(\omega)$ que toma a forma:

$$f(\omega) = c(\omega - \theta)^{-2d}$$

para ω próximo de θ . Em notação usual isso é designado por $I_\theta(d)$. No caso usual de um pico na frequência zero escrevemos $I_0(d)$.

Considere agora uma série com picos nas frequências sazonais $\omega_s = 2\pi j/s$ para $j = 1, 2, \dots, s/2$.

Concentrando-se no caso trimestral, temos $\pi/2$ (um ciclo por ano) e π (dois ciclos por ano). Diz-se que um vetor x_t , que tem todas as suas componentes $I_\theta(d)$, é co-integrado naquela frequência se existir um vetor b_θ tal que:

$$z^\theta = x_t b_\theta$$

é integrado de ordem inferior a θ . Finalmente, para uniformizar a notação, uma série que seja $I_\theta(d)$ e $SI(d_s)$ pode ser designada por $SI(d_\theta, d_s)$.

Para a derivação do teste para raízes unitárias, consideremos uma série x_t gerada por:

$$(1 - L^4)x_t = \epsilon_t$$

A polinomial $(1 - L^4)$ pode ser fatorizada como:

$$\begin{aligned} (1 - L^4)x_t &= (1 - L)(1 + L + L^2 + L^3)x_t \\ &= (1 - L)(1 + L)(1 + L^2)x_t \\ &= (1 - L)S(L)x_t \end{aligned}$$

Normalmente, para verificar se x_t é integrada, a inferência baseia-se em $(1 - L)$. Hylleberg *et alii* (1990) sugerem fazer inferências em $S(L)$ também para procurar raízes $+1$, -1 , $+i$ e $-i$, que solucionam a polinomial acima.

Para fazer este teste, sugere-se estimar

$$x_{4t} = \pi_1 x_{1t-1} + \pi_2 x_{2t-1} + \pi_3 x_{3t-2} + \pi_4 x_{3t-1} + \epsilon_t$$

onde:

$$x_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3)x_t$$

$$x_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3)x_t$$

$$x_{3t} = -(1 - L^2)x_t$$

$$x_{4t} = (1 - L^4)x_t$$

A estimação pode ser feita por mínimos quadrados, utilizando defasagens extras de x_{4t} para assegurar que ϵ_t seja um ruído branco gaussiano.

O teste para as raízes $+1$ e -1 é feito verificando se $\pi_1 = 0$ e $\pi_2 = 0$, respectivamente. Para as raízes complexas $+i$ e $-i$, precisamos testar conjuntamente $\pi_3 = 0$ e $\pi_4 = 0$. Portanto, se π_2 e π_3 ou π_4 forem diferentes de zero, não existirão raízes unitárias sazonais. Por outro lado, se π_1 for diferente de zero, não haverá raiz unitária associada à tendência. Desse modo, para determinar se uma série não tem raízes unitárias na frequência sazonal ou na frequência zero, sendo então estacionária, é necessário testar se cada um dos π_s , exceto π_3 ou π_4 , é diferente de zero. As tabelas com os valores críticos para testar os π_s são apresentadas por Hylleberg *et alii* (1990).

Feitas estas considerações acerca de co-integração sazonal, algumas modificações deveriam ser feitas no método de Engle-Granger. Conforme mostrado por Engle e Hallman (1989), se existirem raízes unitárias sazonais, os coeficientes da regressão co-integrada já não serão superconsistentes. O resultado de superconsistência se mantém somente se ambos os vetores de co-integração, nas frequências zero e sazonal, forem iguais.

Uma alternativa seria aplicar o teste para raízes unitárias sazonais primeiramente e, então, se algumas forem encontradas, usar um filtro para remover seu efeito antes de aplicar o método de Engle-Granger. Uma possível escolha de filtro, se as raízes unitárias sazonais fossem encontradas em todas as frequências sazonais, seria $(1 - L^4) / (1 - L)$. Desse modo, novas variáveis seriam geradas:

$$x_t^a = [(1 - L^4) / (1 - L)] x_t$$

e

$$y_t^a = [(1 - L^4) / (1 - L)] y_t$$

aplicando-se, então, o método de dois estágios em x_t^a e y_t^a . Se existir uma raiz unitária sazonal apenas em algumas frequências específicas, o filtro apropriado, sugerido pelo teste, deverá ser utilizado. No caso dos dados trimestrais $(1 + L) / (1 - L)$ ou $(1 + L^2) / (1 - L)$. O problema desta abordagem é que as consequências de se fazer previamente um teste para as raízes unitárias sazonais no método de Engle-Granger não são conhecidas.

Outro problema é que, embora se possa testar cada série para raízes unitárias sazonais, não existe teste disponível para co-integração sazonal. Testar os resíduos da regressão co-integrada não é, obviamente, satisfatório, uma vez que se perde o resultado de superconsistência quando raízes unitárias sazonais estão presentes. O teste proposto por Hylleberg *et alii* (1990) teria, possivelmente, que ser modificado, ou pelo menos os valores críticos seriam diferentes. Apenas quando $\alpha_1 = \alpha$, na equação a seguir, ou quando a teoria sugere o valor do vetor co-integrado, por exemplo, uma elasticidade de longo prazo unitária — é que podemos, seguramente,

usar o teste para co-integração sazonal. O exercício da função consumo, usado por Hylleberg *et alii*, por exemplo, supõe uma elasticidade-renda de longo prazo unitária.

Um possível teste para co-integração sazonal seria estimar uma “regressão co-integrada sazonal”, após removida uma possível raiz unitária de frequência zero, e, então, testar os resíduos. Assim, poder-se-ia estimar:

$$\Delta X_t = \sum_{j=0}^{s-2} \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t$$

e, em seguida, testar ϵ_t para raízes unitárias sazonais dentro da mesma abordagem proposta acima. Neste caso, o problema é que os valores críticos fornecidos por Hylleberg *et alii* (1990) já não são mais aplicáveis. Modificações teriam que ser feitas para levar em consideração os α , estimados.

Finalmente, dever-se-ia notar que testes de co-integração sazonal, como no caso com testes para co-integração em frequência zero,⁵ são dificultados por rupturas estruturais. Hall e Scott (1990) mostram que mudanças no padrão sazonal podem levar a um resultado $SI(1,1)$ quando a série é efetivamente $SI(1,0)$.

2.4 - Encompassing

Encompassing tenta, basicamente, fornecer um arcabouço para comparação de modelos. A idéia de que novos modelos deveriam levar em conta os resultados encontrados pelos modelos anteriores foi apresentada primeiramente por Davidson *et alii* (1978) e formalizada mais tarde por Mizon (1984) e Mizon e Richard (1986).

Vamos nos basear em Hendry (1988) e colocar o problema em termos de comparação de dois modelos M_1 e M_2 não-aninhados. Este modelos têm vetores dos parâmetros α e β , enquanto que o vetor de parâmetros verdadeiros do processo gerador dos dados é θ . Tanto α quanto β são funções de θ , visto serem tentativas simples para aproximar θ . Vamos denominar estas funções por $\alpha(\theta)$ e $\beta(\theta)$. Suponha-se, por questões de argumentação, que M_1 seja a representação verdadeira do processo gerador dos dados. Pode-se, então, obter $\beta(\alpha)$, que mostra como M_1

⁵ Perron (1989) mostrou que uma série $I(0)$ com um deslocamento na média pode resultar em $I(1)$. Ele propôs testes de raiz unitária que levam em consideração as rupturas estruturais, baseados na inspeção gráfica da série. Mais recentemente, Zivot e Andrews (1990) desenvolveram uma variante deste teste que endogeniza o ponto de ruptura.

anteciparia M_2 quando M_1 é a representação verdadeira do processo gerador dos dados.

Considere $\psi = \beta(\theta) - \beta(\alpha(\theta))$. O primeiro termo nos diz como β é antecipado dado θ , enquanto o segundo termo indica como β é antecipado por α , o qual é uma função de θ . Se esta diferença — denominada diferença *encompassing* da população — for zero, então M_1 *encompasses* M_2 , ou $M_1 \in M_2$. Por outro lado, se $M_1 \notin M_2$, então existem alguns aspectos do processo gerador dos dados refletidos por M_2 que não são levados em conta por M_1 . Se $M_1 \in M_2$, então M_2 é um modelo redundante, não fornecendo informação adicional em relação a M_1 .

Apesar de M_1 e M_2 serem não-aninhados, é possível encontrar outro modelo M_m , o modelo mais simples possível no qual M_1 e M_2 sejam aninhados. A escolha óbvia num modelo de regressão é uma combinação que acomoda, sem repetição, todas as variáveis presentes em M_1 e M_2 .

Obviamente $M_m \in M_1$ e $M_m \in M_2$, visto que M_m contém ambos os modelos. Para levar em conta a correção para os graus de liberdade, pode-se usar o conceito de *encompassing* parcimonioso. Então, se $M_1 \in_p M_m$, tem que necessariamente ocorrer que $M_1 \in M_2$, uma vez que a única fonte extra de informação presente em M_m — sem considerar M_1 — é a de M_2 . Efetivamente, em modelos lineares $M_1 \in M_2$ se e somente se $M_1 \in_p M_m$.

Vários testes de *encompassing* têm sido propostos na literatura. Vamos apresentar cinco desses testes [Mackinnon (1983) e Ericsson (1983)].

a) O teste de Cox

Trata-se de um teste baseado na variância. A idéia central é de que, se M_1 for verdadeiro, então M_2 deverá fornecer um ajustamento ruim. A estatística do teste é a diferença entre o máximo do logaritmo da verossimilhança sob as duas hipóteses, menos uma estimativa de quanto se espera que seja esta diferença no caso de ser verdadeira a hipótese referente a M_1 [Ericsson (1983)].

$$T_0 = [L_{1max} - L_{2max}] - \hat{E}_1 [L_{1max} - L_{2max}]$$

Um valor negativo significativo para a estatística implica que M_2 se ajusta bem melhor do que o esperado se M_1 fosse verdadeiro. No caso de regressão linear a estatística do teste $\hat{D}_0 = T_0 / SE(T_0)$ é assintoticamente uma $N(0,1)$, para:

$$T_0 = n/2 \log(\sigma_2^2 / \sigma_1^2)$$

onde σ_2^2 é a variância do erro em M_2 e σ_1^2 é a variância do erro que M_2 teria se M_1 fosse o modelo correto.

b) O teste J

Considere agora os dois modelos:

$$M_1: y = X_1 \alpha_1 + u_1 \quad u_1 \sim N(0, \sigma_1^2 I)$$

$$M_2: y = X_2 \alpha_2 + u_2 \quad u_2 \sim N(0, \sigma_2^2 I)$$

Para simplificar, vamos supor que não existem elementos comuns em X_1 e X_2 . Um modelo combinado pode ser escrito do seguinte modo:

$$y = (1 - \delta)(X_1 \alpha_1) + \delta(X_2 \alpha_2) + \epsilon$$

e a hipótese nula de que $\sigma = 0$ equivale a dizer que M_1 é verdadeiro ou $M_1 \in M_2$. Em amostras finitas haverá logicamente mais que simplesmente dois valores (0 ou 1) para σ , isto é, a discriminação não será perfeita.

A sugestão é, então, usar o valor ajustado de M_2 na regressão composta. Em M_2 , $X_2 \alpha_2$ pode ser aproximado pelo seu valor estimado. A regressão combinada é, então,

$$y = (1 - \delta)(X_1 \alpha_1) + \delta \hat{y} + v$$

Um teste t pode, portanto, ser usado para testar a hipótese nula $\sigma = 0$, isto é, a previsão dada por M_2 não fornece nenhuma informação nova a respeito de y . Se aceitarmos que $\sigma = 0$, então $M_1 \in M_2$; se a hipótese nula for rejeitada, então $M_1 \notin M_2$.

c) O teste F

Um teste alternativo é fazer um teste F no modelo combinado para testar a hipótese conjunta $\sigma \alpha_2 = 0$. Dado que ambos os modelos são aninhados com o modelo combinado, trata-se simplesmente de um teste F usual. Se os modelos contiverem alguma variável em comum, dever-se-á, obviamente, evitar repetição.

d) O teste de V.I. de Sargan

Sargan propôs um teste para restrições superidentificadas após estimação via variáveis instrumentais que pode ser usado para fins de teste de *encompassing*. Dado um conjunto de instrumentos Z com m elementos, a estatística do teste, que é distribuída segundo uma χ^2 com $m - k_1$ graus de liberdade, pode ser definida como:

$$C_1 = y'(N - Q_1)y/S_1^2$$

onde:

$$N = Z(Z'Z)^{-1}Z'$$

$$P_i = X_i(X_i'NX_i)^{-1}X_i'N$$

$$Q_i = NP_i$$

e S_1^2 é o estimador de variáveis instrumentais da variância em M_1 .

Neste contexto C_1 pode ser visto como um teste para a hipótese não-aninhada, segundo a qual M_1 *encompasses* a equação de forma reduzida sem restrições para y .

e) *O teste de V.I. de Ericsson*

Este é um teste baseado na variância, como o teste de Cox, porém é derivado utilizando-se o arcabouço de variáveis instrumentais como no teste de Sargan. A estatística do teste é:

$$C_6 = y'(Q_2 - P_1'Q_2P_1)y/\sigma_1^2 n^{1/2}$$

3 - Resultados empíricos

Na maior parte da literatura corrente sobre econometria, as técnicas de co-integração esboçadas resumidamente acima têm sido empregadas para lidar com a modelagem de equilíbrio de longo prazo e de dinâmica de curto prazo.⁶ Nesta seção apresentamos os resultados obtidos pela aplicação desta técnica à demanda de importações brasileira, para o total dos bens importados, para os bens intermediários e para os bens de capital.

Primeiramente, testamos as séries para a ordem de integração, empregando os testes de Durbin-Watson (DW), de Dickey-Fuller (DF), de Dickey-Fuller ampliado (DFA) e o teste de Phillips e Perron (PP).⁷ Os testes foram feitos em todas as três

6 Uma aplicação do método de Johansen em equações de demanda de importações pode ser encontrada em Urbain (1989).

7 Os valores críticos para esses testes podem ser encontrados em Sargan e Bhargava (1983), Fuller (1976) e Mackinnon (1991).

versões, ou seja, sem constante, com constante e com constante e tendência. Porém, para economizar espaço, os testes DF e DFA estão apresentados na versão sem constante ou tendência temporal, enquanto o teste PP é calculado através de uma regressão auxiliar com uma constante.⁸ A tendência temporal não foi incluída porque a inspeção gráfica das séries indicou para um passeio aleatório sem *drift*.

A regressão co-integrada é estimada para se obterem as elasticidades de longo prazo, sendo apresentados os testes de co-integração. A equação de correção de erros é então estimada partindo-se do geral para o particular, para se obter a dinâmica de curto prazo. Quando possível, são realizados testes de *encompassing*. Uma vez que estamos trabalhando com dados trimestrais, começamos com quatro defasagens testadas para se encontrar o modelo mais adequado.⁹

O método de Johansen é também utilizado, sendo que seus resultados estão apresentados no Apêndice I. Não se encontrou evidência de vetores multico-integrados e, por isso, decidimos manter a metodologia de Engle-Granger. Entretanto, poder-se-ia dizer que existe alguma discrepância no vetor de co-integração estimado entre os dois modelos. Tem-se, às vezes, afirmado que o modelo de Johansen fornece melhores resultados, visto ser um processo de máxima verossimilhança e ainda porque evita possível viés de pequena amostra que pode estar presente nas estimativas de Engle e Granger.¹⁰

Conforme notado anteriormente, a questão das raízes unitárias não se confina às variáveis com tendências. O mesmo tipo de análise pode ser também aplicado à sazonalidade. Portanto, antes de se fazer o teste para raízes unitárias na frequência zero, dever-se-ia fazer o teste para a presença de raízes unitárias sazonais.

Testes para integração sazonal indicaram a presença de raízes unitárias sazonais nas séries de produto e de utilização da capacidade, enquanto as demais séries não mostraram sinais dessa presença. Como a teoria referente a séries integradas sazonalmente ainda não está bem desenvolvida, decidimos ignorar tal resultado. Deveria ser observado que em toda série π_1 indica presença de raízes unitárias na frequência zero. Este resultado é confirmado abaixo pelos testes tradicionais de raízes unitárias.

Como foi brevemente esboçado na introdução, o modelo a ser usado é o modelo de regressão de uma equação. Seguimos a literatura empírica referente à demanda brasileira por importações em que o Brasil é considerado um país pequeno. As principais variáveis explicativas são a taxa de câmbio real, o PIB real e o nível de utilização da capacidade para explicar restrições não relacionadas a preço. Como de praxe, também supomos ausência de ilusão monetária e homogeneidade entre preços e tarifas.

8 Uma descrição desses testes pode ser encontrada em Fuller (1976), Dickey e Fuller (1979 e 1981), Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988).

9 Todas as estimações foram efetuadas utilizando-se "RATS 3.11" e "PC-Give 6.01".

10 Ver Stock (1987). Decidimos manter o método de Engle e Granger, deixando no Apêndice o método de Johansen, porque nosso objetivo futuro é estimar equações de comércio com parâmetros variáveis, o que pode ser feito mais facilmente dentro do arcabouço de Engle e Granger.

TABELA 1

Integração sazonal

	π_1	π_2	π_3	π_4
<i>lqm1q</i>	-0,667	-4,083	-3,016	-2,739
<i>lrer6q</i>	0,439	-1,456	-3,025	-4,787
<i>ly4q</i>	0,742	-3,157	-0,497	-1,281
<i>lu1q</i>	-0,634	-0,829	-2,849	-5,472
<i>lqm2q</i>	-0,106	-4,173	-3,032	-2,641
<i>lrer7q</i>	0,783	-4,402	-3,241	-4,125
<i>ly1q</i>	0,963	-0,620	-0,188	-1,281
<i>lu2q</i>	-0,532	-0,898	-2,940	-5,729
<i>ldkgq</i>	-0,545	-5,274	-2,930	-2,898

Os dados utilizados consistem de séries trimestrais não ajustadas sazonalmente para o período 1975/88, exceto para importações totais em que o período amostral se inicia em 1976. Uma descrição completa dos dados e suas fontes encontra-se no Apêndice II.

3.1 - Demanda de importações para bens intermediários

A Tabela 2 mostra os testes de raízes unitárias para as variáveis usadas na equação de demanda de importações de bens intermediários. As variáveis em nível são todas $I(1)$ e suas diferenças de primeira ordem são $I(0)$ conforme esperado.

A regressão de co-integração é apresentada pela equação (1). Os valores próximos de um para as elasticidades preço e renda e o elevado valor para a elasticidade referente à utilização da capacidade estão de acordo com os resultados encontrados por outros autores. Fachada (1990) relata -0,87, 1,16 e 2,88 para o período 1976/88, enquanto Abreu (1986), usando dados de 1976 a 1985, obteve -0,74, 1,13 e 1,87.

Dado o vetor de correção de erros (vce_t) pela equação acima, o mecanismo de correção de erros é apresentado na equação (2). Os resultados abaixo aparentam ser bastante razoáveis. Todas as variáveis são significativas e têm o sinal esperado. O Multiplicador de Lagrange, os testes de White e Reset indicam a não-existência de correlação, heterocedasticidade ou erro de especificação. O teste de previsão de

TABELA 2

Testes de raízes unitárias — 1975/88

	DW	DF	DFA	PP	
$lqm2q$	0,462	-0,167	-0,046	-2,64	I(1)
$lrer7q$	0,283	0,360	0,382	-1,74	I(1)
$ly1q$	0,121	1,362	0,828	-2,32	I(1)
$lu2q$	0,212	-0,158	-0,017	-1,91	I(1)
$\Delta lqm2q$	2,171	-7,949	-7,989	-8,83	I(0)
$\Delta lrer7q$	2,137	-7,771	-4,629	-8,34	I(0)
$\Delta ly1q$	2,120	-7,952	-2,111	-9,52	I(0)
$\Delta lu2q$	1,927	-7,156	-4,995	-7,22	I(0)

EQ(1)

Estimação de $lqm2q$ por MQO
 Período amostral: 1975(1) a 1987(4)

Variável	Coef.	EP	EPCH	Estat. t	R^2 parcial
$lrer7q_t$	-0,908	0,16730	0,19691	-5,424	0,3800
$ly1q_t$	0,972	0,19747	0,29316	4,924	0,3356
$lu2q_t$	3,672	0,41065	0,45170	8,943	0,6249
const.	-11,722	2,06999	2,22185	-5,663	0,4005

$R^2 = 0,770$	$\sigma = 0,1349$	DW = 0,961
DF = -4,537	DFA = -4,048	PP = -4,63
F(3,48) = 53,51		

Chow aponta para a estabilidade dos coeficientes, enquanto o teste de Arch não mostra indicações de heterocedasticidade condicional auto-regressiva.

Pela equação (2), pode-se verificar que o impacto da taxa de câmbio real e da renda real é bem concentrado no primeiro trimestre. No caso da taxa de câmbio real, a elasticidade de impacto é -0,889, ficando apenas -0,019 para ser explicado

EQ(2)

Estimação de lqm2q por MQO
Período amostral: 1975(3) a 1987(4)

Variável	Coef.	EP	EPCH	Estat. <i>t</i>	R ² parcial
$\Delta lrer7q_t$	-0,889	0,16818	0,18163	-5,286	0,3884
$\Delta y1q_t$	0,700	0,33103	0,26758	2,115	0,0923
$\Delta y1q_{t-1}$	0,741	0,35106	0,42984	2,112	0,0920
$\Delta u2q_t$	2,346	0,71531	1,19116	3,279	0,1964
vce_{t-1}	-0,539	0,12837	0,16563	-4,201	0,2862
const.	-0,014	0,01590	0,01709	-0,863	0,0166

$R^2 = 0,708$ $\sigma = 0,1055$ $F(5,44) = 21,32$ $DW = 2,010$ $RSS = 0,4898$

Critérios de informação:

SC = -4,156 HQ = -4,298 FPE = 0,012

Análise das previsões a um passo à frente

Data	Efetivo	Previsão	$Y - \hat{Y}$	EPprev.	Estat. <i>t</i>
1988 1	-0,2483	-0,1925	-0,0559	0,1086	-0,5141
1988 2	0,0451	0,1271	-0,0820	0,1116	-0,7347
1988 3	0,1889	0,1667	0,0223	0,1103	0,2015
1988 4	0,0366	-0,0512	0,0878	0,1100	0,7984

Chow (4,44) = 0,38 LM(4) = 2,569 LM(8) = 8,809

Arch(4) = 1,878 White(10,33) = 1,170 Reset(1,43) = 0,420

posteriormente. Um padrão parecido, porém menos forte, é seguido pela elasticidade-renda. A elasticidade de impacto é 0,700, aumentando para 0,741 após um trimestre. Portanto, 76% do ajustamento total ocorrem nos dois primeiros trimestres, deixando os restantes 24% para posteriormente. Para a utilização da capacidade, a elasticidade de impacto explica apenas 64% do ajustamento total, deixando mais de um terço desse ajustamento para ser realizado subsequentemente.

Finalmente, embora estejamos usando dados não-ajustados sazonalmente, a inclusão de variáveis *dummies* sazonais não se torna necessária. Parece que a maior parte do comportamento sazonal nas séries de importações é explicada pela sazonalidade na variável renda. A inclusão de variáveis *dummies* sazonais faz com que a variável de renda se torne invariavelmente não-significativa. Ademais, o modelo sem as *dummies* sazonais *encompasses* aquele que inclui as *dummies*.¹¹

3.2 - Demanda de importações de bens de capital

Começamos tentando estimar uma demanda de importações para os bens de capital, da mesma forma que foi feito acima. Contudo, devido à redução drástica nas importações de bens de capital durante o período considerado, a elasticidade-renda sempre aparece com o sinal errado para diferentes definições de renda. Este é um problema identificado em outras tentativas para estimar uma equação de importação para bens de capital usando dados trimestrais para o período posterior a 1975 [Abreu (1986), Traslosheros (1986) e Fachada (1990)]. Em 1988, o *quantum* de importações de bens de capital foi 66% do nível de 1975.

Alguns autores têm sugerido que esta redução está relacionada basicamente a um processo de substituição de importações referente ao segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND) que estava sendo executado. A idéia é de que a criação de algumas indústrias novas no setor de bens de capital provocou uma redução na elasticidade-renda para estas importações [Castro e Souza (1985)]. Conseqüentemente todo o trabalho econométrico referente à demanda de importações para bens de capital tem incluído algum tipo de variável de tendência para explicar este fato.

Como uma primeira aproximação, seguimos o mesmo caminho. Em vez de se empregar o mecanismo de correção de erros, estimamos primeiro uma equação em nível, acrescentando uma tendência temporal. Adotamos o enfoque do geral para o particular, começando, nesse momento, com uma equação com quatro defasagens em todas as variáveis, à procura de um modelo mais parcimonioso através de testes sucessivos. A equação (3) apresenta este resultado.

¹¹ Este comentário é também válido para as importações totais e de bens de capital.

EQ(3)

Estimação de $lqm3q$ por MQO
 Período amostral: 1975(3) a 1987(4)

Variável	Coef.	EPp	EPCH	Estat. t	R^2 parcial
$lrer8q_t$	-0,477	0,11094	0,11235	-4,300	0,2908
$ly4q_t$	1,254	0,25421	0,22354	4,932	0,3509
$lu3q_{t-2}$	0,965	0,19136	0,22532	5,043	0,3610
$tendln$	-0,021	0,00278	0,00268	-7,635	0,5643
const.	-2,099	1,04566	1,20072	-2,007	0,0822

$R^2 = 0,914$ $\sigma = 0,1320$ $F(4,45) = 118,94$ $DW = 1,986$ $RSS = 0,7839$
 Critérios de informação:
 $SC = -3,764$ $HQ = -3,883$ $FPE = 0,019$

Análise das previsões a um passo à frente

Data	Efetivo	Previsão	$Y - \hat{Y}$	EPprev.	Estat. t
1988 1	4,7459	4,6517	0,0945	0,1436	0,6571
1988 2	4,9207	4,7809	0,1399	0,1467	0,9529
1988 3	4,8737	4,7973	0,0764	0,1456	0,5249
1988 4	4,8811	4,7010	0,1800	0,1484	1,2131

Chow (4,45) = 0,55 LM(4) = 0,468 LM(8) = 5,472
 Arch(4) = 0,944 White(8,36) = 0,972 Reset(1,44) = 1,172

A principal diferença entre a equação acima e aquelas encontradas na literatura está na variável de utilização da capacidade, que aqui aparece com um retardo de dois períodos, enquanto que naqueles casos é usada geralmente como uma variável contemporânea. Alguns testes de *encompassing* podem ser realizados, visto que, neste caso, a variável dependente é a mesma.

TABELA 3

Estatística dos testes de encompassing

$M1 : lqm3q_t$ em $lrer8q_t, ly4q_t, lu3q_{t-2}$ tend. const. $M2 : lqm3q_t$ em $lrer8q_t, ly4q_t, lu3q_t$ tend. const. instrumentos usados: $lrer8q_t, ly4q_t, lu3q_{t-2}$ tend. const. $lu3q_t$ $\sigma_1 = 0,1320$ $\sigma_2 = 0,1430$ $\sigma[\text{conj.}] = 0,1330$				
$M1 \vee M2$	Tipo	Teste	Tipo	$M2 \vee M1$
-0,754	$N(0,1)$	Cox	$N(0,1)$	-4,216
0,693	$N(0,1)$	Ericsson VI	$N(0,1)$	3,459
0,429	$\chi^2(1)$	Sargan	$\chi^2(1)$	7,020
0,424	$F(1,44)$	Modelo Conjunto	$F(1,44)$	8,133
[0,519]		Probabilidade		[0,007]

Os resultados estão completamente a favor do nosso modelo ($M1$). Nosso modelo é aceito de acordo com cada um dos testes, ou seja, ele *encompasses* os modelos anteriores. Dever-se-ia notar que a equação (3) é ainda um ajustamento ruim, visto que todos os erros previstos para um período à frente têm o mesmo sinal.

O problema com a equação (3) é que todas as variáveis envolvidas são $I(1)$. Além disso, se supusermos que, dados o processo de substituição de importações e a legislação existente protegendo a produção interna de bens de capital, existe uma "preferência" à compra desses bens produzidos internamente, a equação relevante a ser estimada é a demanda por bens de capital, sendo que a importação desses bens seria, então, simplesmente residual. Somente a demanda de bens de capital excedente iria para as importações. Portanto, decidimos nos concentrar na estimação de uma equação de demanda de bens de capital.¹²

Os problemas envolvidos na estimação da demanda de bens de capital para o Brasil são enormes, devido à total impropriedade dos dados. Por conseguinte, os

12 Existe outro método para tratar este problema. Poder-se-ia tentar abordar esta questão usando um modelo que levasse em conta uma queda na elasticidade-renda. O uso do filtro de Kalman pode ser bastante útil neste contexto.

TABELA 4

Testes de raízes unitárias — 1975/88

	DW	DF	DFA	PP	
<i>lqm3q</i>	0,217	-0,882	-1,338	-2,03	I(1)
<i>lrer8q</i>	0,292	0,380	0,345	-2,65	I(1)
<i>ly4q</i>	0,426	0,530	0,483	-2,76	I(1)
<i>ldlgq</i>	0,159	-0,442	-0,704	-1,68	I(1)
<i>lu3q</i>	0,221	-0,288	-0,389	-1,83	I(1)
$\Delta lqm3q$	3,032	-12,662	-6,649	-13,71	I(0)
$\Delta lrer8q$	2,166	-7,938	-5,206	-8,07	I(0)
$\Delta ly4q$	1,908	-6,760	-2,259	-7,56	I(0)
$\Delta lu3q$	2,651	-10,200	-5,407	-10,17	I(0)
$\Delta ldkgq$	1,885	-6,895	-6,930	-6,98	I(0)

resultados aqui apresentados deveriam ser encarados como uma tentativa de aproximação e usados com muito cuidado.

A demanda por bens de capital foi construída usando as séries de produção (*y3q*) e de importações de bens de capital (*qm3q*). Para gerar os pesos, usamos os valores em cruzeiros das importações de bens de capital e o valor da produção da indústria de bens de capital.

As variáveis-chave para explicar a demanda por bens de capital são o PIB real, a razão entre os preços do capital e do trabalho e o nível da utilização da capacidade da economia.¹³ A relação positiva entre a demanda por bens de capital e PIB real decorre do modelo do acelerador, enquanto a relação negativa da razão preço do capital/preço do trabalho vem do modelo neoclássico de investimento.

No que se refere à utilização da capacidade, a idéia é de que a firma tem um nível ótimo planejado de capacidade, de modo que ela aumenta seus investimentos sempre que estiver próxima a este nível ótimo e vice-versa¹⁴. Alternativamente,

13 Para uma discussão de diferentes modelos de investimento para a economia do Reino Unido, ver Wallis *et alii* (1987).

14 Outras variáveis também têm sido utilizadas na estimação de demanda por bens de capital. Leff e Kazuo (1987), por exemplo, usam variáveis como taxa esperada de inflação e variações na oferta de crédito, enquanto Lomax (1990) usa uma variável referente à participação de lucro.

EQ(4)

Estimação de $l\dot{a}kq_t$ por MQO
Período amostral: 1975(1) a 1987(4)

Variável	Coef.	EP	EPCH	Estat.-t	R ² parcial
$ly4q_t$	0,192	0,09290	0,09993	2,070	0,0804
$lu1q_t$	3,031	0,19657	0,21187	15,422	0,8292
const.	-9,309	1,02442	1,18580	-9,087	0,6276
$R^2 = 0,829$		$\sigma = 0,0879$		DW = 0,769	
DF = -3,460		DFA = -2,413		PP = -3,50	
F(2,49) = 119,02					

uma vez que o termo de utilização da capacidade pode ser visto como o reflexo da intensidade de uso do capital, ele serve de *proxy* para a depreciação. Em ambos os casos o sinal esperado desta variável é positivo.

O modelo que estimamos aqui baseia-se no acelerador, incluindo também utilização da capacidade. Não foi possível incluir a razão dos preços dos fatores porque estas séries não existem.

Os testes das raízes unitárias aplicados aos resíduos da regressão co-integrada mostram que as variáveis co-integram. O mecanismo de correção de erros estimado fornece resultados razoáveis, não mostrando sinais de fracasso de previsão, correlação serial, heterocedasticidade ou erro de especificação.

O aspecto mais intrigante é o valor baixo para o coeficiente de realimentação, apenas -0,180, indicando que apenas uma pequena parte do desequilíbrio de curto prazo é corrigida em cada período. Este resultado se contrasta com aquele obtido anteriormente para os bens intermediários. Naquele caso, o coeficiente de realimentação é -0,539. Como estamos agora tratando de investimentos de capital, este resultado não causa surpresa, visto que um processo de ajustamento lento para o equilíbrio de longo prazo poderá ser esperado neste caso.¹⁵

¹⁵ Lomax (1990), por exemplo, encontra um valor de -0,285 para o coeficiente de realimentação para a economia britânica.

No curto prazo, os efeitos de variações na produção e na utilização da capacidade são basicamente os mesmos. Ambas as elasticidades de impacto são em torno de um. No longo prazo, contudo, o principal determinante da demanda por bens de capital é a utilização da capacidade, com uma elasticidade de longo prazo de 3,031.

EQ(5)

Estimação de $\Delta \ln k_{t+1}$ por MQO
Período amostral: 1975(2) a 1987(4)

Variável	Coef.	EP	EPCH	Estat. <i>t</i>	R^2 parcial
Δy_{4t}	0,816	0,07415	0,08594	11,006	0,7205
Δu_{1t}	1,075	0,22070	0,20524	4,873	0,3356
vce_{t-1}	-0,180	0,06391	0,07206	-2,819	0,1447
const.	-0,010	0,00535	0,00545	-1,933	0,0737

$R^2 = 0,809$ $\sigma = 0,0376$ $F(3,47) = 66,33$ $DW = 2,131$ $RSS = 0,0664$

Críterios de informação:

SC = -6,336 HQ = -6,429 FPE = 0,002

Análise das previsões a um passo à frente

Data	Efetivo	Previsão	$Y - \hat{Y}$	EPprev.	Estat. <i>t</i>
1988 1	-0,0480	-0,1099	0,0618	0,038835	1,5925
1988 2	0,0472	0,0455	0,0017	0,038157	0,0453
1988 3	0,0109	0,0597	-0,0487	0,038819	-1,2554
1988 4	-0,0611	-0,1044	0,0432	0,039432	1,0959

Chow (4,47) = 1,24 LM(4) = 2,959 LM(8) = 8,133
 Arch(4) = 1,112 White(6,40) = 1,532 Reset(1,44) = 0,194

3.3 - Demanda para as importações totais

Tentamos ainda estimar um modelo de correção de erros para a demanda referente ao total das importações. Os testes de raiz unitária mostram que todas as variáveis consideradas são $I(1)$ e também co-integram.

O problema aqui é um possível viés na elasticidade-renda. Como dissemos acima, dada a grande redução nas importações de bens de capital, todas as tentativas para estimar uma demanda de importações de bens de capital levam a uma elasticidade-renda negativa.¹⁶ Por conseguinte, embora a participação das importações de bens de capital venha se reduzindo nos últimos anos, é ainda possível que uma elasticidade-renda negativa elevada para estes bens provoque viés para baixo no valor da elasticidade-renda total. Este efeito se assemelha a um efeito de forma reduzida. O modelo "estrutural" tem uma demanda por bens de capital com elasticidade-renda positiva e uma política de substituição de importações que leva a uma participação declinante dos bens importados na demanda total.

De fato, a regressão co-integrada mostra exatamente isso. Os valores para os coeficientes de preço e de utilização da capacidade estão de acordo com os resulta-

TABELA 5

Testes de raízes unitárias — 1976/88

	DW	DF	DFA	PP	
$Iqm1q$	0,226	-0,332	-0,637	-1,76	$I(1)$
$Irer6q$	0,732	0,092	-0,056	-3,48	$I(1)$
$Iy4q$	0,426	0,530	0,483	-2,76	$I(1)$
$Iu1q$	0,181	-0,483	-0,684	-1,88	$I(1)$
$\Delta Iqm1q$	2,144	-7,516	-6,942	-7,76	$I(0)$
$\Delta Irer6q$	2,426	-9,022	-4,785	-9,57	$I(0)$
$\Delta Iy4q$	1,908	-6,760	-2,259	-7,50	$I(0)$
$\Delta Iu1q$	2,250	-8,032	-3,958	-8,12	$I(0)$

¹⁶ Novamente, conforme observado na seção anterior, um modelo de coeficientes variáveis no tempo poderá ser a resposta a este problema.

dos relatados por outros autores. Todavia, a elasticidade-renda é substancialmente menor em relação àquela que parece ser o consenso [Abreu (1986), Zini Jr. (1988) e Fachada (1990)]. A maioria dos autores, usando uma tendência temporal, relata uma elasticidade-renda em torno de um, ao passo que obtivemos 0,344.

Teoricamente seria sempre preferível trabalhar com dados desagregados, visto que este procedimento aumenta a quantidade de informação disponível. Na prática, contudo, tem-se discutido que dados desagregados usualmente têm maior erro de medida e ainda aumentam o risco de erro de especificação. Os resultados aqui apresentados parecem, pelo menos no que se refere ao modelo de parâmetros fixos com dados trimestrais, indicar um favoritismo ao uso de dados desagregados.

Portanto, em termos de análise de política, parece claro que se deveria evitar a utilização de uma equação de demanda de importações agregada. O viés levará a uma subestimativa das importações totais no longo prazo.

No tocante à equação de correção de erros, o aspecto principal é a complicada dinâmica de curto prazo e o pequeno valor do coeficiente de realimentação. A presença de termos em $\Delta lqm1q$ implica um padrão de ajustamento complexo.¹⁷ Isso ocorre especialmente com a elasticidade-renda. O coeficiente de impacto é 0,300 mas ele alcança 0,841 após um trimestre. Para os demais coeficientes, o perfil é mais regular mas ainda com alguma flutuação.

EQ(6)

Estimação de $lqm1q$ por MQO
Período amostral: 1976(1) a 1987(4)

Variável	Coef.	EP	EPCH	Estat. <i>t</i>	R^2 parcial
$lrer6q_t$	-0,910	0,22579	0,21545	-4,032	0,2698
$ly4q_t$	0,344	0,19366	0,16898	1,776	0,0669
$lu1q_t$	3,865	0,36061	0,34058	10,718	0,7231
const.	-9,338	2,08402	2,22181	-4,481	0,3133
$R^2 = 0,797$		$\sigma = 0,1467$		DW = 0,835	
DF = -3,517		DFA = -2,880		PP = -3,57	
F(3,44) = 57,58					

¹⁷ O perfil efetivo dos coeficientes é dado pela razão de polinomiais. Se a equação for $\gamma(L)y_t = \alpha(L)x_{1t} + \beta(L)x_{2t}$, o perfil será dado por $\alpha(L)/\gamma(L)$ e $\beta(L)/\gamma(L)$.

EQ(7)

Estimação de $\Delta lqm1q$ por MQO
 Período amostral: 1977(1) a 1987(4)

Variável	Coef.	EP	EPCH	Estat. t	R^2 parcial
$\Delta lqm1q_{t-1}$	-0,301	0,09622	0,13659	-3,132	0,2190
$\Delta lqm1q_{t-2}$	-0,261	0,09387	0,09389	-2,776	0,1804
$\Delta lqm1q_{t-3}$	0,217	0,10254	0,09782	2,111	0,1130
$\Delta lrer6q_t$	-0,476	0,14529	0,14043	-3,274	0,2345
$\Delta ly4q_t$	0,301	0,18831	0,24874	1,598	0,0680
$\Delta ly4q_{t-1}$	0,932	0,19923	0,24496	4,677	0,3847
$\Delta lu1q_t$	2,603	0,52257	0,54723	4,981	0,4149
vce_{t-1}	-0,182	0,09315	0,08421	-1,956	0,0986
const.	-0,013	0,01155	0,01298	-1,117	0,0344

$R^2 = 0,799$ $\sigma = 0,0741$ $F(8,35) = 17,43$ $DW = 2,068$ $RSS = 0,1925$
 Critérios de informação:
 $SC = -4,658$ $HQ = -4,888$ $FPE = 0,007$

Análise das previsões a um passo à frente

Data	Efetivo	Previsão	$Y - \hat{Y}$	EPprev.	Estat. t
1988 1	-0,2461	-0,1418	-0,1043	0,0786	-1,3260
1988 2	0,0686	0,0675	0,0011	0,0827	0,0128
1988 3	0,1612	0,1599	0,0013	0,0813	0,0160
1988 4	0,0483	-0,0478	0,0961	0,0832	1,1550

$Chow(4,35) = 0,85$ $LM(4) = 4,156$ $LM(8) = 16,236$
 $Arch(4) = 1,945$ $White(16,18) = 0,616$ $Reset(1,34) = 0,346$

Essa superestimativa da elasticidade-renda pode melhor explicar por que outros autores têm surgido com um valor muito mais alto para este coeficiente. Abreu (1986) e Fachada (1990) usaram uma tendência temporal para explicar mudanças de longo prazo na demanda por importações. Por conseguinte, pode-se dizer que a tendência temporal soluciona o problema do viés da agregação ou que seus coeficientes efetivamente representam ou são influenciados pela elasticidade de curto prazo, ou ambos ocorrem. No caso de Zini Jr. (1988), tais comparações são mais difíceis, uma vez que o período amostral é substancialmente diferente. Em qualquer caso, como proposto acima, o melhor modo de tentar resolver o problema é usar dados desagregados.

4 - Conclusões e observações

Neste artigo tentamos oferecer algum novo discernimento para o comportamento das equações de comércio exterior brasileiro. Uma nova abordagem baseada na teoria da co-integração foi discutida e aplicada ao caso da demanda de importações. Este novo procedimento permite uma distinção simples entre as propriedades de curto e longo prazos do modelo, escapando da hipótese de ajustamento parcial simples que tem sido usada amplamente em trabalhos empíricos neste assunto.

O principal ponto que decorre dessa análise é o complexo mecanismo de ajustamento que pode existir. Parece que os bens intermediários são a exceção, em que a maior parte do ajustamento ocorre no primeiro trimestre e a correção do desequilíbrio de curto prazo funciona rapidamente. Para as importações de bens de capital e de bens totais, os resultados indicam uma trajetória de ajustamento complexa e lenta, bem como uma pequena correção do desequilíbrio em cada período.

Nossos resultados também mostram alguma evidência de viés na elasticidade-renda de longo prazo para as importações totais, causado pelo comportamento das importações de bens de capital. Neste caso a resposta parece ser a desagregação.

A questão que fica para ser tratada é a estabilidade dos parâmetros. Diferentes versões do teste de Chow foram aplicadas aos resultados após reestimações através de mínimos quadrados recursivos.¹⁸ Os resultados parecem mostrar alguma indicação de instabilidade dos parâmetros nos casos de importações totais e de bens de capital. Um próximo passo para a pesquisa nesta área é, portanto, fazer os testes de estabilidade de um modo mais abrangente e tentar a estimação de um modelo de coeficientes variáveis.

18 Estes testes estão descritos em Hendry (1989). Por motivo de espaço, os resultados não foram apresentados aqui.

Apêndice I

Neste apêndice apresentamos os resultados para o método de Johansen, que foi estimado com uma constante, porém sem tendência ou *dummies* sazonais. O período da defasagem k foi escolhido de modo a se ter ruído branco.

1 - Importações de bens intermediários

Os autovalores μ_i são:

0,023979 0,206959 0,296711 0,453370

Existem quatro autovalores μ_i válidos dentre quatro.

λ_{max}	Traço
$-T \cdot \log(1 - \mu_i)$	$-T \cdot \sum \log(1 - \mu_i)$
1,140769	1,140769
10,898384	12,039154
16,543394	28,582548
28,387183	56,969731

Automatriz β' [primeiros μ_i maiores]

Variável	$lqm2q$	$lrer7q$	$ly1q$	$lu2q$
$lqm2q$	-8,00122	-0,98938	7,15443	73,16358
$lrer7q$	4,71297	20,16251	-21,19881	-8,62388
$ly1q$	14,73821	12,45199	-15,13396	-54,73322
$lu2q$	-2,43370	-4,37424	15,73809	7,87962

Autovetores β padronizados

Variável	<i>lqm2q</i>	<i>lrer7q</i>	<i>ly1q</i>	<i>lu2q</i>
<i>lqm2q</i>	1,00000	0,12365	-0,89417	-9,14406
<i>lrer7q</i>	0,23375	1,00000	-1,05140	-0,42772
<i>ly1q</i>	-0,97385	-0,82278	1,00000	3,61658
<i>lu2q</i>	-0,30886	-0,55513	1,99732	1,00000

Coefficientes α padronizados

Variável	<i>lqm2q</i>	<i>lrer7q</i>	<i>ly1q</i>	<i>lu2q</i>
<i>lqm2q</i>	0,13668	0,40085	0,60153	0,07469
<i>lrer7q</i>	0,04390	-0,64394	-0,02855	-0,02722
<i>ly1q</i>	-0,00764	0,07762	0,07954	-0,01220
<i>lu2q</i>	0,09442	0,05542	0,04751	-0,00171

2 - Importações de bens de capitais

Os autovalores μ_i são:

0,076638 0,268261 0,331932

Existem três autovalores μ_i válidos dentre três.

λ_{max}	Traço
$-T \cdot \log(1 - \mu_i)$	$-T \cdot \sum \log(1 - \mu_i)$
3,906939	3,906939
15,304248	19,211188
19,764867	38,976055

Automatriz β' [primeiros μ_i maiores]

Variável	$ldkgq$	$ly4q$	$lu1q$
$ldkgq$	-4,49620	7,67960	5,37405
$ly4q$	-10,07376	3,79203	42,88416
$lu1q$	9,70534	5,03994	-21,68857

Autovetores β' padronizados

Variável	$ldkgq$	$ly4q$	$lu1q$
$ldkgq$	1,00000	-1,70802	-1,19524
$ly4q$	-2,65656	1,00000	11,30904
$lu1q$	-0,44749	-0,23238	1,00000

Coeficientes α padronizados

Variável	<i>ldkgq</i>	<i>ly4q</i>	<i>lu1q</i>
<i>ldkgq</i>	0,00437	0,01116	0,38078
<i>ly4q</i>	0,06087	0,00144	0,16747
<i>lu1q</i>	0,00579	-0,03228	0,09630

3 - Total das importações

Os autovalores μ_i são:

0,060527 0,085384 0,396343 0,423554

Existem quatro valores μ_i válidos dentre quatro.

λ_{max}	Traço
$-T \cdot \log(1 - \mu_i)$	$-T \cdot \sum \log(1 - \mu_i)$
2,809617	2,809617
4,016297	6,825914
22,713679	29,539593
24,789330	54,328923

Automatriz β' [primeiros μ_i maiores]

Variável	<i>lqm1q</i>	<i>lrer6q</i>	<i>ly4q</i>	<i>lu1q</i>
<i>lqm1q</i>	-5,34999	-7,68434	4,69635	33,79937
<i>lrer6q</i>	3,11026	14,61168	-6,34555	-0,16876
<i>ly4q</i>	1,56006	-3,25876	-7,96347	-1,99972
<i>lu1q</i>	6,66079	1,62706	5,00611	-23,46610

Autovetores β' padronizados

Variável	<i>lqm1q</i>	<i>lrer6q</i>	<i>ly4q</i>	<i>lu1q</i>
<i>lqm1q</i>	1,00000	1,43633	-0,87783	-6,31765
<i>lrer6q</i>	0,21286	1,00000	-0,43428	-0,01155
<i>ly4q</i>	-0,19590	0,40921	1,00000	0,25111
<i>lu1q</i>	-0,28385	-0,06934	-0,21333	1,00000

Coefficientes α padronizados

Variável	<i>lqm1q</i>	<i>lrer6q</i>	<i>ly4q</i>	<i>lu1q</i>
<i>lqm1q</i>	0,01860	0,32789	0,10590	0,53271
<i>lrer6q</i>	-0,11403	-0,54863	-0,09525	0,00512
<i>ly4q</i>	0,02847	0,18394	-0,02917	0,11965
<i>lu1q</i>	0,05663	0,00996	0,00818	0,08816

Apêndice II

Todos os dados são do período 1975/88, referindo-se a índices não-ajustados sazonalmente, com base 1984 = 100, a não ser quando especificado de outro modo.

1 - Índices de comércio exterior

Os índices de preço são de Paasche, enquanto os índices de *quantum* são de Laspeyres. As variáveis terminadas em *p* são índices de preço, enquanto aquelas terminadas em *q* se referem a índices de *quantum*.

$qm1q$ = importações totais exceto petróleo bruto e trigo.

Fonte: para 1976/86, dados não publicados da Fundação Getulio Vargas; para 1987/88, as séries foram ampliadas por Fachada (1990) usando a mesma metodologia.

$qm2q$ = importações de bens intermediários exceto petróleo bruto e trigo.

Fonte: para 1976/86, dados não publicados da Fundação Getulio Vargas; para 1987/88, como acima.

$qm3q$ = importações de bens de capitais.

Fonte: para 1975/86, *Conjuntura Econômica*, coluna 28, várias edições; para 1987/88, como acima.

$pm1q$ = importações totais exceto petróleo bruto e trigo.

Fonte: para 1976/86, dados não publicados da Fundação Getulio Vargas; para 1987/88, como acima.

$pm2q$ = importações de bens intermediários exceto petróleo bruto e trigo.

Fonte: para 1975/86, dados não publicados da Fundação Getulio Vargas; para 1987/88, como acima.

$pm3q$ = importações de bens de capital.

Fonte: para 1975/86, *Conjuntura Econômica*, coluna 42, várias edições; para 1987/88, como acima.

2 - Variáveis de atividade

$y1q$ = PIB.

Fonte: Produto Interno Bruto Real Trimestral, Brasil 4º Trimestre de 1989, suplemento de *Indicadores de Conjuntura* (IBGE), março de 1990.

- $y3q$ = produção industrial no setor de produção de bens de capital.
 Fonte: IBGE, *Indicadores de Conjuntura*, várias edições.
- $y4q$ = produção industrial (indústria manufatureira).
 Fonte: a mesma de cima.
- $u1q$ = utilização da capacidade no setor industrial.
 Fonte: *Conjuntura Econômica*, várias edições.
- $u2q$ = utilização da capacidade na indústria de bens intermediários.
 Fonte: a mesma de cima.
- $u3q$ = utilização da capacidade na indústria de bens de capital.
 Fonte: a mesma de cima.
- $dgkq$ = demanda por bens de capital. Construída usando as séries $y3q$ e $qm3q$. Os pesos foram obtidos dos valores anuais das importações de bens de capital em cruzeiros, convertidos através dos $er3q$, e o valor da produção da indústria doméstica de bens de capital (indústrias metalúrgicas e mecânicas).
 Fonte: IBGE (1990).

3 - Variáveis de preços domésticos

- $pd2q$ = preço por atacado dos bens intermediários.
 Fonte: *Conjuntura Econômica*, coluna 9, várias edições.
- $pd3q$ = preço por atacado dos bens de capital.
 Fonte: *Conjuntura Econômica*, coluna 13, várias edições.
- $pd4q$ = preço por atacado dos bens industriais.
 Fonte: *Conjuntura Econômica*, coluna 27, várias edições.
- $er1q$ = índice da taxa de câmbio para as importações totais (Cr\$/US\$). Estes dados são, de fato, o custo efetivo da compra de moeda estrangeira. Portanto, ele inclui não apenas a taxa de câmbio mas também os custos extras incorridos como tarifas e IOF.
 Fonte: *Boletim do Banco Central*, várias edições; Rosa et alii (1979).
- $er2q$ = índice da taxa de câmbio para as importações de bens intermediários (Cr\$/US\$).
 Fonte: a mesma de cima.
- $er3q$ = índice da taxa de câmbio para as importações de bens de capital (Cr\$/US\$).
 Fonte: a mesma de cima.

$er4q$ = índice da taxa de câmbio para as exportações totais (Cr\$/US\$).
Fonte: *Boletim do Banco Central*, várias edições.

4 - Denominação das variáveis

$$lqm1q = \ln(qm1q)$$

$$lqm2q = \ln(qm2q)$$

$$ldkgq = \ln(dkgq)$$

$$lrer6q = \ln(er1q * pm1q / pd4q)$$

$$lrer7q = \ln(er2q * pm2q / pd2q)$$

$$lrer8q = \ln(er3q * pm3q / pd3q)$$

$$lu1q = \ln(u1q)$$

$$lu2q = \ln(u2q)$$

$$ldkg = \ln(dkg)$$

$$ly1q = \ln(y1q)$$

$$ly4q = \ln(y4q)$$

Abstract

This paper discusses questions associated to encompassing and cointegration theory, including seasonal cointegration, and presents the estimation of a error correction model for the Brazilian import demand using quarterly data. The estimations are performed not only for total imports, but also for capital and intermediate goods imports. We use both the Johansen procedure and the two step Engle and Granger method to obtain the cointegrated vector. The results show that as far as total and capital goods are concerned, previous estimates available in the literature fail to address the key question of dynamic modelling and parameter stability.

Bibliografia

ABREU, M.de P. *Equações de demanda de importações revisitadas: Brasil, 1960-1985*. Rio de Janeiro: PUC, 1986 (Texto para Discussão, 148).

CASTRO, A.B. e SOUZA, F. *A economia brasileira em marcha forçada*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1985.

- DAVIDSON, J.E.H. *et alii*. Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumer's expenditure and income in the united kingdom. *The Economic Journal*, v.88, p.661-692, 1978.
- DICKEY, D.A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, p.427-431, 1979.
- . Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1072, 1981.
- DICKEY, D.A., HASZA, D.P. e FULLER, W.A. Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association*, v.79, p.355-367, 1984.
- DICKEY, D.A. e PANTULA, S. Determining the order the differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*, v.15, p.455-461, 1987.
- ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, p.251-276, 1987.
- ENGLE, R.F. e HALLMAN, J.J. Merging short and long-run forecasts: an application of seasonal cointegration to monthly elasticity sales forecasting. *Journal of Econometrics*, v.40, p.45-62, 1989.
- ERICSSON, N.R. Asymptotic properties of instrumental variables statistics for testing non-nested hypotheses. *Review of Economic Studies*, v.50, p.287-304, 1983.
- FACHADA, J. P. Um estudo econométrico da balança comercial brasileira: 1975-1988. PUC-RJ, 1990 (Dissertação de mestrado).
- FULLER, W. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley and Sons, 1976.
- GOLDSTEIN, M. e KHAN, M.S. Income and price effects in foreign trade. In: JONES, R.W. e KENEN, P.B. (eds.). *Handbook of International Economics*, v.II, Amsterdam: North-Holland, 1985.
- GRANGER, C.W.J. The typical spectral shape of an economic variable. *Econometrica*, v.34, p.150-161, 1966.
- GRANGER, C.W.J. e NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v.2, p.111-120, 1974.
- HALL, S. e SCOTT, A. Seasonal unit roots, structural breaks and cointegration. Centre for Economic Forecasting, London Business School, University of London, 1990 (Discussion Paper, 24-90).

- HENDRY, D.F. Econometric modeling with cointegrated variables: an overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.48, p.201-212, 1986.
- . Encompassing. *National Institute Economic Review*, v.125, p.88-92, 1988.
- . *PC-GIVE: an interactive econometric modelling system*. Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1989.
- HYLLEBERG, S. *et alii*. Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, v.44, p.215-238, 1990.
- IBGE. *Estatísticas históricas do Brasil*, Rio de Janeiro, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.
- JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, p.169-211, 1990.
- KHAN, M.S. e ROSS, K.Z. Cyclical and secular income elasticities of the demand for imports. *Review of Economics and Statistics*, v.57, p.357-361, 1975.
- LEFF, N.H. e KAZUO, S. *An autonomous growth path for Latin America: investment, saving and demand for capital imports*. Graduate School of Business, Columbia University, 1987 (First Boston Discussion Paper, 87-03).
- LOMAX, J. W. *A model of manufacturing sector investment and employment decisions*. Bank of England, 1990 (Discussion Papers, 48)
- MACKINNON, J.G. Model specification tests against non-nested alternatives. *Econometric Reviews*, v.2, p.85-110, 1983.
- . Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. (eds.). *Long-run economic relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- MIZON, G.E. The encompassing approach in econometrics. In: HENDRY, D.F. e WALLIS, K.F. (eds.). *Econometrics and Quantitative Economics*. Oxford: Basil Blackwell, 1984.
- MIZON, G.E. e RICHARD, J.F. The encompassing principle and its application to testing non-nested hypotheses. *Econometrica*, v.54, p.657-678, 1986.

- NELSON, C.R. e PLOSSER, C. Trends and random walk in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v.10, p.139-162, 1982.
- PERRON. The great crash, the oil price shock and the unit roots hypothesis. *Econometrica*, v.56, p.1361-1402, 1989.
- PHILLIPS, P.C.B. Time series with a unit root. *Econometrica*, v.55, p.277-301, 1987.
- PHILLIPS, P.C.B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v.75, p.335-346, 1988.
- PORTUGAL, M.S. *Brazilian foreign trade: fixed and time varying parameter models*. University of Warwick, 1992 (unpublished PhD Thesis).
- ROSA, J.A. et alii. *Alguns aspectos da política tarifária recente*. Rio de Janeiro: Cecex, 1979, mimeo.
- SARGAN, J.D. e BHARGAVA, A. Testing residuals from least squares regression for being generated by the gaussian random walk. *Econometrica*, v.51, p.153-173, 1983.
- STOCK, J. Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vector. *Econometrica*, v.55, p.381-386, 1987.
- TRASLOSHEROS, J.G. *Demandas de importações agregadas de capital e de bens de consumo intermediário (exceto petróleo e trigo), Brasil: 1975.1-1985.4*. Rio de Janeiro: PUC, 1986 (Dissertação de mestrado).
- URBAIN, J.P. *Error correction models for aggregate imports: further evidence using multivariate cointegration techniques*. Credel, University of Liege, 1989 (Research Paper, 8.906).
- WALLIS, K.F. et alii. *Models for the UK economy: a fourth review by the ESRC macroeconomic modeling bureau*. Oxford: Oxford University Press, 1987.
- ZINI Jr., A.A. *Exchange rate policy and stabilization in Brazil*. Cornell University, 1988 (PhD Dissertation).
- ZIVOT, E. e ANDREWS, D.W.K. *Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis*. Cowles Foundation for Economic Research in Economics, Yale University, 1990 (Cowles Foundation. Discussion Paper, 944).

(Originais recebidos em dezembro de 1992. Revistos em maio de 1993.)