

# A LEI DE THIRLWALL REVISITADA: APLICAÇÃO DE UM MODELO VAR À ECONOMIA BRASILEIRA DO PÓS-GUERRA

**Luis Bértola**

*Programa de Historia económica y Social de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Montevideo, Uruguay*

**Maurício Bittencourt**

*Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR), Curitiba, Brasil*

**Gabriel Porcile**

*Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR), Curitiba, Brasil*

## RESUMO

O trabalho procura testar a hipótese de crescimento limitado por desequilíbrios na balança comercial - a chamada Lei de Thirlwall – a partir de um modelo VAR. O modelo foi aplicado à evolução da economia brasileira no período 1960-90. Os resultados tendem a confirmar a validade do modelo de Thirlwall, no sentido de mostrar que uma reduzida capacidade para importar constituiu uma restrição para a expansão mais rápida da economia brasileira. Todavia, as exportações não tiveram o efeito positivo esperado via aumento da demanda efetiva.

## I - INTRODUÇÃO

A chamada “Lei de Thirlwall” (LT) sugere que o crescimento de longo prazo de uma economia deve ser consistente com o equilíbrio do balanço de pagamentos. Assumindo que o endividamento de um país não pode crescer indefinidamente no tempo, essa restrição dependerá crucialmente da conta de transações correntes. Em países periféricos, onde a conta de serviços é geralmente negativa, isso implica que a balança comercial não deve afastar-se muito do equilíbrio, de forma a evitar déficits crescentes que não teriam financiamento externo. Sem dúvida, mudanças no fluxo de capitais de curto prazo podem tornar essa restrição menos severa. Mas deve-se esperar que em prazos mais longos a taxa de crescimento do PIB se ajuste a um nível compatível com a competitividade externa da economia. Uma expansão além desse nível provocaria desequilíbrios nas contas externas que obrigariam ao país a diminuir o crescimento econômico.

A história sugerida pela LT parece consistente com a experiência de desequilíbrios recorrentes e de políticas de *stop and go* de muitos países latino-americanos. Ciclos de expansão seguidos de crise cambial representam um fato estilizado bem conhecido para as economias da região. Em maior nível e rigor, alguns testes econométricos indicam que a LT encontra sustentação na evidência empírica. Geralmente, esses testes adotam a forma de estudos *cross-section* (McCOMBIE e THIRLWALL, 1994, cap.2), estudos que combinam séries temporais e *cross-section* (FAGERBERG, 1988), e análises de cointegração procurando identificar relações lineares de longo prazo entre a expansão do PIB e comércio externo (TIRADO et al, 1993; BÉRTOLA et al, 1998). Menos explorado tem sido o uso de sistemas dinâmicos de equações simultâneas para estudar as relações entre essas variáveis.

Esse tipo de sistemas já foi usado para o estudo do comportamento das equações de demanda e oferta de exportações. Uma extensão natural dessa linha de pesquisa é o uso de sistemas dinâmicos em modelos de crescimento com restrições de balanço de pagamentos

Primeiramente, lembrar-se-á o sistema proposto pela LT:

- (1)  $\mathbf{X} = (\mathbf{Ps/Pn.e})^\psi . \mathbf{Z}^\epsilon$
- (2)  $\mathbf{M} = (\mathbf{Pn.E/Ps})^\nu . \mathbf{Ys}^\pi$
- (3)  $\mathbf{ps} + \mathbf{x} = \mathbf{pn} + \mathbf{e} + \mathbf{m}$
- (4)  $\mathbf{x} = \psi . (\mathbf{ps-pn-e}) + \epsilon . \mathbf{z}$
- (5)  $\mathbf{m} = \nu . (\mathbf{pn} + \mathbf{e} - \mathbf{ps}) + \pi . \mathbf{z}$
- (6)  $\mathbf{ys}^* = [(1 + \psi + \nu) . (\mathbf{ps-pn-e}) + \epsilon . \mathbf{z}] / \pi$

onde M é o volume das importações, X as exportações, Ps a inflação doméstica, Pn a inflação internacional, E a taxa nominal de câmbio,  $\psi$  e  $\nu$  as elasticidades-preço das exportações e das importações, respectivamente, e  $\epsilon$  e  $\pi$  as elasticidades-renda das exportações e das importações, respectivamente. As minúsculas representam taxas proporcionais de crescimento (v.g.,  $ys \equiv (dYs/dt)/Ys$ ). A variável  $y^*s$  é a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio da balança comercial. Se se admite que vigora o princípio da Paridade do Poder de Compra (PPP), a trajetória de crescimento de equilíbrio fica definida pela razão  $\epsilon.z/\pi$ , chamada de “competitividade não-preço” por McCombie e Thirlwall (1994).

O sistema é puramente “do lado da demanda”, já que o equilíbrio define-se a partir das elasticidades preço e não-preço das equações de demanda das exportações e das importações. O caminho seguido por Fagerberg (1988) - que usaremos neste trabalho - para incluir no modelo fatores do lado da oferta é assumir que essa competitividade depende da taxa de absorção de progresso técnico no Sul. Sob o suposto que a maior parte do progresso técnico em economias periféricas está associado ao investimento em bens de capital e equipamentos, decidimos incluir essa variável no sistema de equações como *proxy* para a evolução da competitividade internacional do Sul.

Num sistema dessa natureza é difícil separar variáveis exógenas e endógenas. A teoria econômica sugere que a taxa de expansão da economia mundial (a variável Z) e os termos de troca (a variável Ps/Pn.E) deveriam ser exógenos, assumindo que o Brasil é um país pequeno na economia mundial e não tem condições de mudar as condições em que operam os mercados internacionais. Com relação às outras variáveis (investimento, exportações, importações e PIB), deve-se esperar um padrão de interações simultâneas e *feed-backs* sucessivos. Um exemplo permite ilustrar esse ponto. Um aumento das importações pode favorecer o investimento através da entrada de bens de capital do exterior. Isso, num momento posterior, poderia elevar crescimento da economia através do aumento da capacidade instalada, da redução de custos e do estímulo às exportações.

O trabalho está organizado da seguinte forma. Na seção I, explica-se a metodologia usada (modelos VAR) e analisa-se o comportamento das séries individuais. Na seção II, estimam-se modelos VAR sem restrições e com um termo de correção do erro, estudando posteriormente as funções de impulso-resposta das variáveis endógenas dos dois tipos de modelo. Finalmente, apresentam-se as conclusões do trabalho.

## II. UMA INTRODUÇÃO AOS MODELOS VAR

A primeira etapa da análise econométrica foi a realização de testes relativos à presença de raízes unitárias para todas as séries. Raízes unitárias indicam que a série é não estacionária, em cujo caso não é possível utilizar técnicas tradicionais de regressão<sup>6</sup>. Os testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foram utilizados para encontrar a ordem de integração das séries.

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consiste na seguinte estimação:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta T + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \lambda \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde se testa a hipótese  $\gamma = \mathbf{0}$  contra a hipótese  $\gamma \neq \mathbf{0}$  - ou seja, testa-se se a série é estacionária contra a hipótese de ser não-estacionária. A expressão anterior define o teste  $\tau_\tau$  (com constante e com tendência determinística), sendo que utilizaram ainda os testes  $\tau_\mu$  (com constante e sem tendência) e  $\tau$  (sem constante e sem tendência). O teste Dickey-Fuller (DF) difere do ADF apenas na inclusão da somatória da variável dependente defasada<sup>7</sup>. Neste trabalho, utilizou-se para a definição das defasagens no teste ADF os critérios de Akaike e Schwarz, além da consideração das funções de autocorrelação e das funções de autocorrelação parcial<sup>8</sup>.

Após a verificação da presença de raízes unitárias nas séries, e sendo as mesmas integradas de mesma ordem, realizam-se os testes de cointegração. Quando as séries cointegram, pode-se falar da existência de uma relação linear estável de longo prazo entre as variáveis. O método utilizado para testar a hipótese de cointegração entre as variáveis foi o de Johansen, conforme JOHANSEN (1988) e JOHANSEN & JUSELIUS (1990)<sup>9</sup>.

No procedimento de Johansen estima-se um VAR de dimensão  $\mathbf{p}$  como:

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

onde:  $\Gamma_j = -(\mathbf{I} - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_j)$ , sendo  $j = 1, 2, \dots, k-1$ .

$$\Gamma_k = \pi(1) = -(\mathbf{I} - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_k)$$

A estimação de  $\Gamma_k$  pode ser feita através de procedimentos de máxima verossimilhança, utilizando regressões particionadas. Após isso, testa-se a presença de

---

<sup>6</sup> GRANGER & NEWBOLD (1974,1986) colocam que regressões obtidas com variáveis com processos integrados de qualquer ordem são “regressões espúrias”, pois os estimadores são tendenciosos e ineficientes. As equações  $E(y_t) = \mu$  e  $E[(y_t - \mu)^2] = \text{var}(y_t) = \chi(0)$  requerem que as séries sejam estacionárias, ou seja, que tenham média e variância constantes, e que a covariância entre dois valores da série dependa somente do intervalo de tempo entre os mesmos, e não do ponto  $t$  no tempo (ver GREENE, 1998 e HARVEY, 1981).

<sup>7</sup> Maiores detalhes consultar FULLER (1976) e DICKEY & FULLER (1979,1981).

<sup>8</sup> Cf. ENDERS (1995) e GUJARATI (1995). Uma técnica similar foi utilizada em BITTENCOURT (1995) e BARROS & BITTENCOURT (1997)

<sup>9</sup> O método de Johansen apresenta muitas vantagens em relação ao de Engle e Granger, como permitir testar a existência de mais de um vetor de cointegração. Os estimadores também apresentam propriedades assintóticas desejáveis. Uma discussão dessas vantagens pode ser encontrada em BITTENCOURT (1995).

vetores de cointegração através de dois testes baseados na razão da verossimilhança, os testes “traço” e “maior autovalor” a determinado nível de significância.

Num apêndice metodológico apresenta-se a técnica utilizada em maior nível de detalhe. Interessa aqui destacar alguns aspectos da metodologia.

- (a) Se as séries são  $I(1)$  e cointegradas, existe uma relação de longo prazo entre elas, como sugerido pelo modelo teórico inicial. O resíduo da regressão de cointegração é  $I(0)$ ;
- (b) Se tomamos a primeira diferença das séries, teremos séries que são  $I(0)$ . Essas séries podem ser utilizadas numa regressão convencional sem apresentar os problemas de regressão espúria. Todavia, através desse procedimento estaríamos perdendo a informação sobre o longo prazo proporcionada pela relação entre as séries  $I(1)$  – isto é, pela relação entre as séries em nível. Essa informação, como mencionado, é dada pela equação de cointegração.
- (c) Um modelo VAR que não usa a informação sobre as variáveis em nível chama-se de VAR sem restrições. Modelos VAR são modelos em que o comportamento de cada variável aparece como uma função do comportamento da própria variável em períodos anteriores, e do comportamento das outras variáveis, seja no mesmo período ou em períodos anteriores (ver apêndice metodológico). Esse tipo de modelo tem a vantagem de considerar todas as variáveis como potencialmente endógenas, isto é, como tendo seu comportamento determinado pelas outras variáveis. Esse tipo de comportamento caracteriza os modelos dinâmicos de equações simultâneas.
- (d) Se incluirmos os resíduos da regressão de cointegração num VAR em primeiras diferenças, obtemos um VECM, um modelo vetorial de correção de erros – no qual a restrição imposta é, precisamente, a informação de longo prazo da equação de cointegração. Essa informação é incorporada na forma do resíduo ( $I(0)$ ) da equação de cointegração, que se denomina termo de correção do erro. Assim, o VECM incorpora toda a informação disponível sobre a séries na modelagem da dinâmica de curto prazo.

A seguir, apresentam-se os principais resultados obtidos a partir dos testes realizados.

### **III. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

#### ***(a) Testes de Raízes Unitárias***

Na Tabela 1 apresentam-se os testes de raízes unitárias para o período 1900-1995, para os quais as séries logarítmicas do PIB (lbgdp), das exportações brasileiras (lexpb) e das importações brasileiras (limpb) se mostraram integradas de ordem 1 ( $I(1)$ ). As séries de população (lbpob) e estoque de capital (lkb) se mostraram integradas de ordem 2 ( $I(2)$ ).

*Tabela 1 - Testes de raiz unitária para as variáveis utilizadas no modelo, período 1900-95.*

| Variáveis | ADF       |           | Ordem de Integração |
|-----------|-----------|-----------|---------------------|
|           | Sem Tend. | Com Tend. |                     |
| Lbgdp     | 0,749     | -2,324    | I(1)                |

|                      |          |          |      |
|----------------------|----------|----------|------|
| Lexpb                | 1,038    | -0,789   | I(1) |
| Limpb                | 0,216    | -2,040   | I(1) |
| Lkb                  | -2,602   | -2,720   | I(2) |
| Lbpop                | -0,755   | -2,759   | I(2) |
| Lttb                 | -2,604   | -2,674   | I(1) |
| Lzb                  | 0,204    | -2,412   | I(1) |
| $\Delta$ Lbgdp       | -5,209*  | -5,288*  | I(0) |
| $\Delta$ Lexpb       | -3,415** | -3,669** | I(0) |
| $\Delta$ Limpb       | -3,672*  | -3,861** | I(0) |
| $\Delta$ Lkb         | -1,881   | -2,617   | I(1) |
| $\Delta$ Lbpop       | -1,291   | -0,893   | I(1) |
| $\Delta$ Lzb         | -5,609*  | -5,603*  | I(0) |
| $\Delta$ Lttb        | -3,753*  | -3,778** | I(0) |
| $\Delta\Delta$ Lkb   | -6,614*  | -6,622*  | I(0) |
| $\Delta\Delta$ Lbpop | -6,296*  | -6,389*  | I(0) |

Nota: Foram utilizados diferentes valores de defasagens de acordo com os critérios de Akaike, Schwarz e as funções de autocorrelação parcial. As equações estimadas foram:  $\Delta x_t = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_i \Delta X_{t-i} + \delta T + \mu_t$ .

(\*) Significativo a 1 %; (\*\*) Significativo a 5 %. Os valores críticos são de MACKINNON (1991).

Na Tabela 2 podem ser observados os resultados dos testes de raízes unitárias para o período 1960-1995. Os resultados sugerem que variáveis são integradas de ordem 1 (I(1)), com exceção da variável **lbpop**. A variável **lkb** se mostrou estacionária para o teste ADF com tendência, e I(1) para o teste ADF sem tendência.

Tabela 2 - Testes de raiz unitária para as variáveis utilizadas no modelo, período 1960-95.

| Variáveis            | ADF       |           | Ordem de Integração |
|----------------------|-----------|-----------|---------------------|
|                      | Sem Tend. | Com Tend. |                     |
| Lbgdp                | -0,919    | -2,116    | I(1)                |
| Lexpb                | -0,029    | -2,102    | I(1)                |
| Limpb                | -1,283    | -1,341    | I(1)                |
| Lkb                  | -0,647    | -4,725*   | I(0)                |
| Lbpop                | -2,298    | -2,903    | I(2)                |
| Lttb                 | -0,894    | -2,641    | I(1)                |
| Lzb                  | -2,266    | -1,506    | I(1)                |
| $\Delta$ Lbgdp       | -3,211**  | -3,281    | I(0)                |
| $\Delta$ Lexpb       | -3,658*   | -3,527    | I(0)                |
| $\Delta$ Limpb       | -3,088**  | -4,034**  | I(0)                |
| $\Delta$ Lbpop       | -0,863    | -2,115    | I(1)                |
| $\Delta$ Lttb        | -4,669*   | -4,546*   | I(0)                |
| $\Delta$ Lzb         | -3,071**  | -3,973**  | I(0)                |
| $\Delta\Delta$ Lbpop | -4,145*   | -4,078**  | I(0)                |

Nota: Foram utilizados diferentes valores de defasagens de acordo com os critérios de Akaike, Schwarz e as funções de autocorrelação parcial. As equações estimadas foram:  $\Delta x_t = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_i \Delta X_{t-i} + \delta T + \mu_t$ .

(\*) Significativo a 1 %; (\*\*) Significativo a 5 %. Os valores críticos são de MACKINNON (1991).

A Tabela 3 mostra os testes de raiz unitária para o período de 1900-1960. No entanto, as informações relativas a esse período não foram utilizadas neste trabalho, na medida que ele concentrou-se no período da pós-guerra.

Tabela 3 - Testes de raiz unitária para as variáveis utilizadas no modelo, período 1900-60.

| Variáveis            | ADF       |           | Ordem de Integração |
|----------------------|-----------|-----------|---------------------|
|                      | Sem Tend. | Com Tend. |                     |
| Lbgdp                | 1,965     | -0,716    | I(1)                |
| Lexpb                | -1,125    | -2,068    | I(1)                |
| Limpb                | -1,342    | -2,527    | I(1)                |
| Lkb                  | -2,346    | -1,992    | I(0)                |
| Lbpop                | 2,108     | 0,097     | I(2)                |
| Lttb                 | -2,570    | -2,590    | I(1)                |
| Lzb                  | 1,039     | -0,988    | I(1)                |
| $\Delta$ Lbgdp       | -2,916**  | -3,649**  | I(0)                |
| $\Delta$ Lexpb       | -6,668*   | -6,580*   | I(0)                |
| $\Delta$ Limpb       | -4,407*   | -4,371*   | I(0)                |
| $\Delta$ Lkb         | -1,590    | -2,668    | I(1)                |
| $\Delta$ Lbpop       | -0,451    | -1,953    | I(1)                |
| $\Delta$ Lttb        | -5,859*   | -5,821*   | I(0)                |
| $\Delta$ Lzb         | -3,039**  | -3,647**  | I(0)                |
| $\Delta\Delta$ Lkb   | -5,359*   | -5,340*   | I(0)                |
| $\Delta\Delta$ Lbpop | -5,364    | -5,437    | I(0)                |

Nota: Foram utilizados diferentes valores de defasagens de acordo com os critérios de Akaike, Schwarz e as funções de autocorrelação parcial. As equações estimadas foram:  $\Delta x_t = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_i \Delta X_{t-i} + \delta T + \mu_t$ .

(\*) Significativo a 1 %; (\*\*) Significativo a 5 %. Os valores críticos são de MACKINNON (1991).

O fato de que as principais variáveis analisadas sejam I(1) indica a possibilidade de testar a existência de cointegração. Na próxima seção se estimam dois tipos de modelos, VAR sem restrições, que no inclui o termo de correção do erro da equação de cointegração, e VAR com restrições, que o considera (VECM).

### (b) VAR Não Restrito

Neste modelo foram utilizadas as taxas de crescimento das seguintes variáveis: lbgdp, lespb, limpb, lzb. A variável lkb foi utilizada em nível por ser estacionária no teste ADF com tendência (ver Tabela 2). A variável lzb foi considerada exógena ao modelo em função da hipótese do país pequeno na economia internacional.

Na Tabela 4 a seguir tem-se os resultados do VAR não restrito.

Tabela 4. VAR restrito para a taxa de crescimento do PIB brasileiro, período 1960-95.

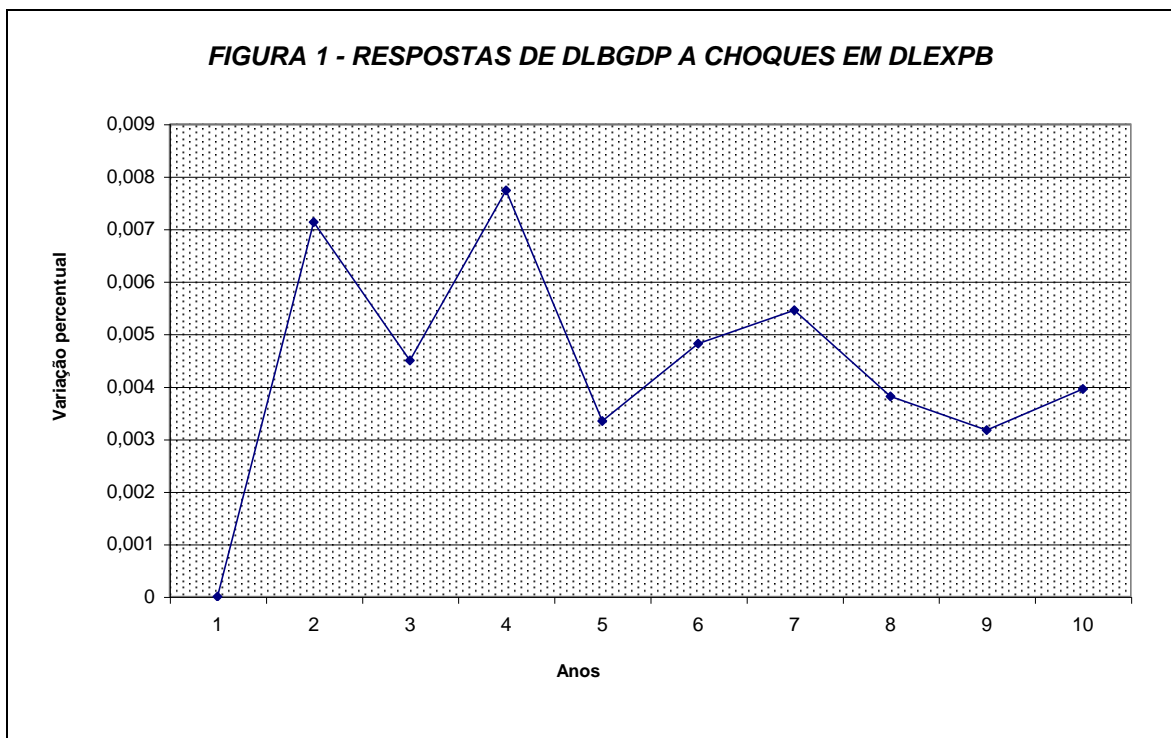
| Variáveis      | Variáveis Dependentes |                    |                    |                   |
|----------------|-----------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
|                | DLBGDP                | DLEXPB             | DLIMPB             | LKB               |
| Explicativas   |                       |                    |                    |                   |
| DLBGDP(-1)     | -0,281<br>(-1,25)     | 1,240<br>(2,05)    | 0,424<br>(0,35)    | 0,003<br>(0,51)   |
| DLBGDP(-2)     | 0,280<br>(0,97)       | 0,117<br>(0,15)    | 1,496<br>(0,97)    | 0,01<br>(1,56)    |
| DLEXPB(-1)     | -0,033<br>(-0,32)     | -0,643<br>(-2,38)  | -0,046<br>(-0,08)  | -0,002<br>(-0,95) |
| DLEXPB(-2)     | -0,038<br>(-0,36)     | -0,498<br>(-1,73)  | 0,248<br>(0,43)    | -0,003<br>(-1,02) |
| DLIMPB(-1)     | 0,178<br>(2,80)       | 0,137<br>(0,81)    | 0,383<br>(1,13)    | 0,004<br>(2,14)   |
| DLIMPB(-2)     | 0,096<br>(1,47)       | 0,219<br>(1,25)    | -0,001<br>(-0,00)  | 0,001<br>(0,81)   |
| LKB(-1)        | 2,743<br>(0,48)       | -27,151<br>(-1,77) | -14,544<br>(-0,47) | 1,652<br>(9,70)   |
| LKB(-2)        | -2,536<br>(-0,44)     | 28,089<br>(1,81)   | 14,817<br>(0,48)   | -0,651<br>(-3,77) |
| CONSTANTE      | -1,410<br>(-1,24)     | -5,861<br>(-1,92)  | -1,869<br>(-0,31)  | -0,000<br>(-0,01) |
| DLZB           | 1,512<br>(2,54)       | 0,000<br>(0,00)    | 2,773<br>(0,87)    | 0,005<br>(0,31)   |
| R <sup>2</sup> | 0,71                  | 0,54               | 0,30               | 0,99              |

Obs: os valores entre parêntesis são os valores da estatística t.

FONTE DOS DADOS USADOS NAS ESTIMAÇÕES: Séries do PIB do Brasil (LGDP) e Investimento em maquinaria e equipamentos (LKB) obtidas de Hoffman (1992). Ver também Bértola et al (1997).

Na Figura 1 apresenta-se a função de impulso-resposta da taxa de crescimento do PIB do Brasil com relação a um choque de um desvio-padrão na taxa de crescimento das exportações.

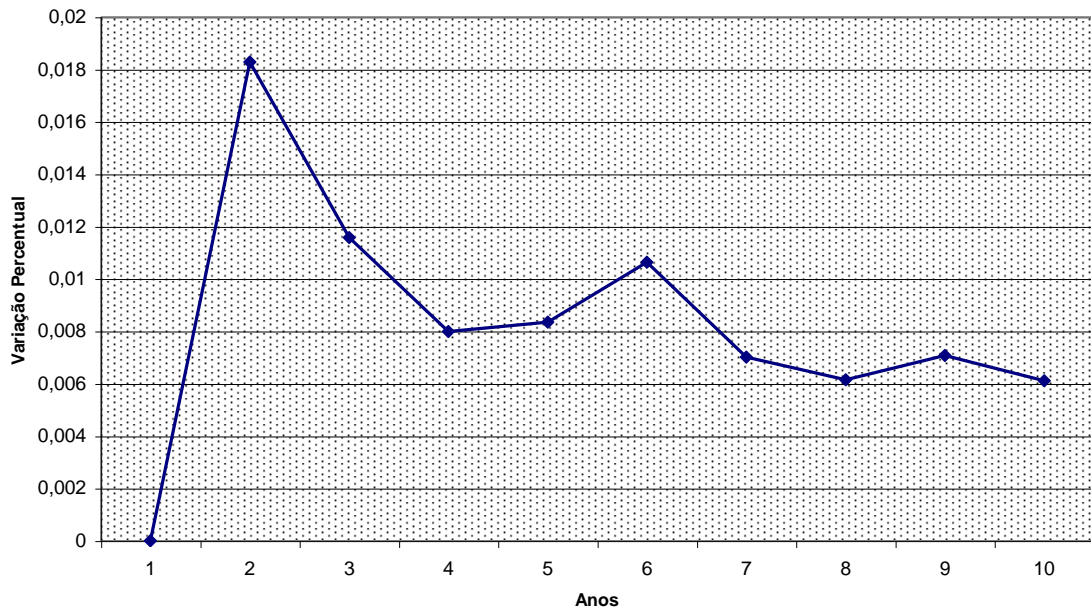




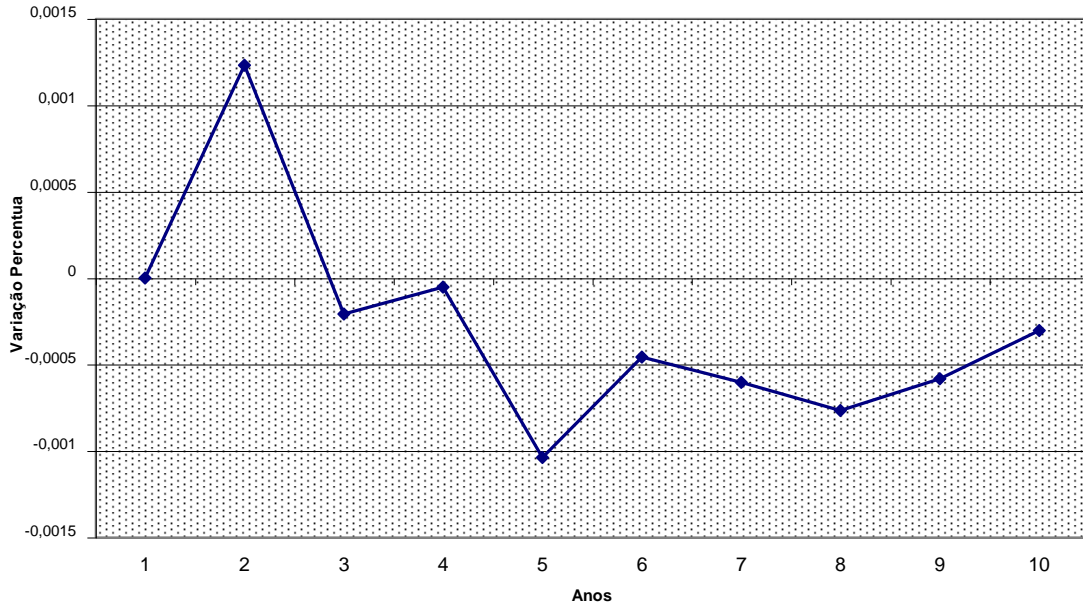
Nota-se que o aumento das exportações provoca acréscimos contínuos sobre a taxa de crescimento do PIB até o quarto período, a partir do qual o efeito de longo prazo tende a ser de aproximadamente 0,5 % ao ano.

Nas Figuras 2 e 3 podem-se observar os efeitos sobre o crescimento do PIB causados, respectivamente, pelo crescimento das importações e do estoque de capital na economia. Verifica-se que a taxa de crescimento do PIB aumentou de forma importante devido ao aumento das importações. Os choques no estoque de capital, no entanto, tiveram um impacto menor – resultado que contradiz o esperado pela teoria.

**FIGURA 2 - RESPOSTAS DE DLBGDP A CHOQUES EM DLIMPB**



**FIGURA 3 - RESPOSTAS DE DLBGDP A CHOQUES EM LKB**



Na Tabela 5 tem-se a decomposição da variância do erro de previsão da variável *dlbgdp*: apenas as importações mostraram-se importantes no comportamento da variável, além do próprio crescimento do produto em períodos anteriores.

*Tabela 5 – Decomposição dos erros de previsão da variável  $dlbgdp$ .*

| Períodos | DLBGDP | DLIMPB |
|----------|--------|--------|
| 1        | 100,00 | 0      |
| 2        | 59,90  | 34,67  |
| 3        | 60,93  | 33,82  |
| 4        | 58,26  | 33,41  |
| 5        | 59,51  | 32,64  |
| 6        | 56,82  | 34,96  |

(em %)

Outro resultado interessante foi a decomposição da variância dos erros de previsão para a variável investimento, obtido na Tabela 6, onde se verifica que o estoque de capital é influenciado pelas taxas de crescimento do PIB e das importações. Deve-se lembrar que a variável LKB está formada pelos investimentos em maquinaria e equipamentos, os que mostram um significativo componente importado.

*Tabela 6 – Decomposição dos erros de previsão da variável  $lkb$ .*

| Períodos | KLB   | DLBGDP | DLIMPB |
|----------|-------|--------|--------|
| 1        | 40,67 | 31,39  | 25,93  |
| 2        | 25,75 | 34,85  | 37,78  |
| 3        | 16,70 | 40,08  | 41,69  |
| 4        | 14,74 | 42,79  | 42,74  |
| 5        | 8,49  | 45,58  | 42,38  |
| 6        | 6,33  | 46,89  | 42,57  |

(em %)

### *(c) Modelo VAR Com Termo de Correção do Erro*

Os modelo VAR apresentado na seção anterior não considerava o termo de correção de erro originário de equação de cointegração. Em outras palavras, desconsiderava a existência de uma relação de equilíbrio entre as variáveis em nível. Nesta seção, analisa-se, em primeiro lugar, se as variáveis cointegram, ou seja, se elas mostram uma relação linear estável no longo prazo. Verificou-se que, efetivamente, existe um vetor de cointegração. Posteriormente, estimou-se um VECM, mostrando a dinâmica de curto prazo a partir das variáveis em primeiras diferenças e do termo de correção do erro.

A relação de cointegração normalizada aparece detalhada na tabela 7.

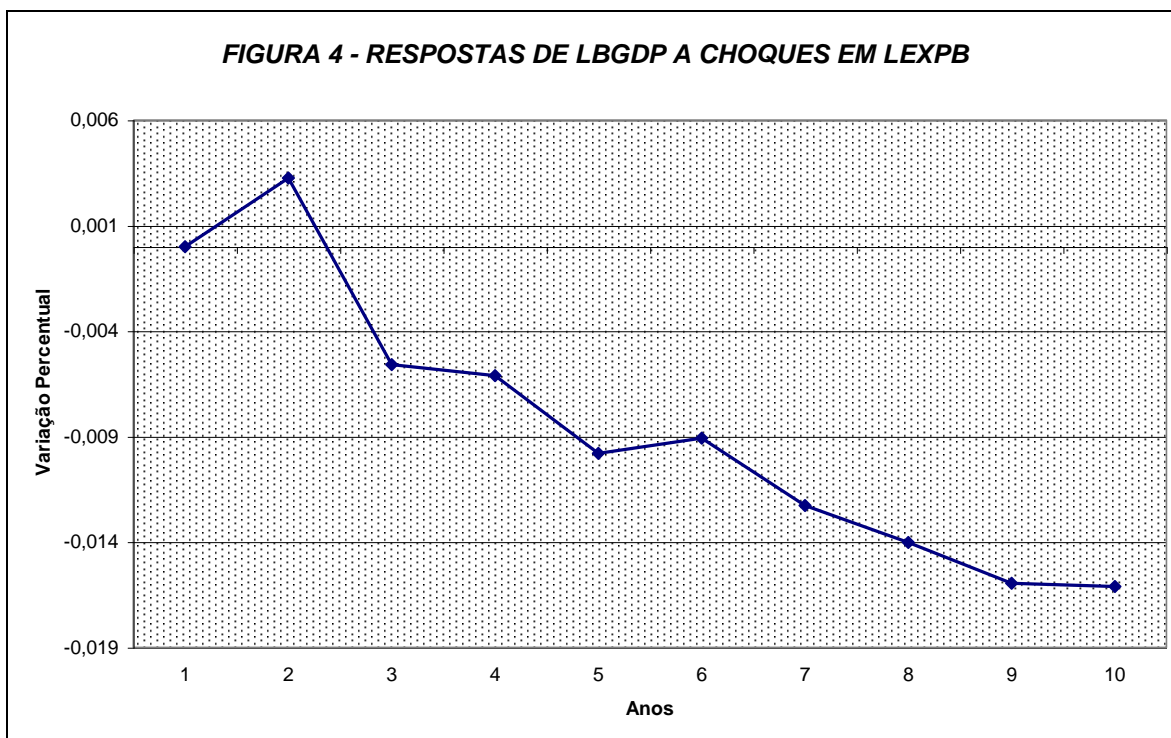
*Tabela 7 – Equação de cointegração normalizada.*

| Variável      | $Lbgdp_{t-1}$ | $Lexpb_{t-1}$ | $Limpb_{t-1}$ | $Lkb_{t-1}$ | Constante |
|---------------|---------------|---------------|---------------|-------------|-----------|
| Coeficiente   | 1,000         | 0,206         | -0,204        | -5,810      | 26,233    |
| Estatística t | -             | 2,41          | -4,16         | -12,05      | -         |

O resultado do modelo VAR com correção do erro para a taxa de crescimento do PIB brasileiro para o período 1960-95 foi o seguinte:

$$\begin{aligned}
 \text{Dlbgdp} = & 0,0235 + 0,0397\text{Dlbgdp}_{t-1} + 0,0014\text{Dlbgdp}_{t-2} + 0,0777\text{Dlexpb}_{t-1} - 0,0859\text{Dlexpb}_{t-2} \\
 & + 0,1133\text{Dlimpb}_{t-1} + 0,1168\text{Dlimpb}_{t-2} - 12,0959\text{Dlkb}_{t-1} + 14,0285\text{Dlkb}_{t-2} - \\
 & 0,5732\text{Ecm}_{t-1} \\
 R^2 = & 0,709
 \end{aligned}$$

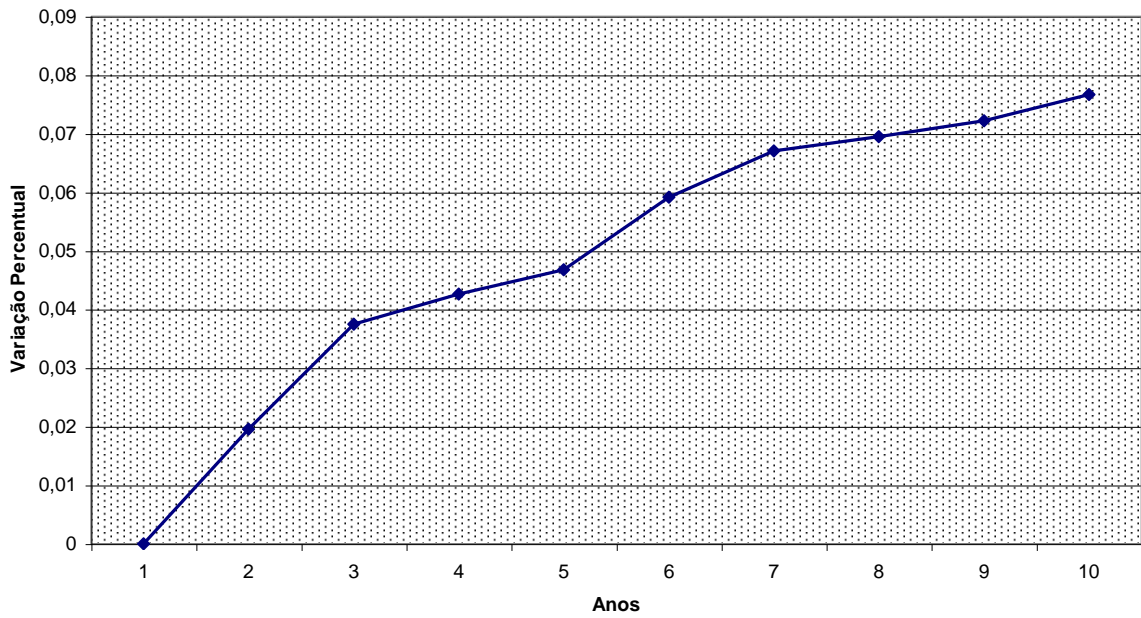
Os coeficientes estimados mostram que uma variação de 1 % as exportações tem um efeito positivo de 0,07 % no período seguinte e um efeito negativo de 0,08% no período posterior. Este efeito pode ser verificado na Figura 4 a seguir.



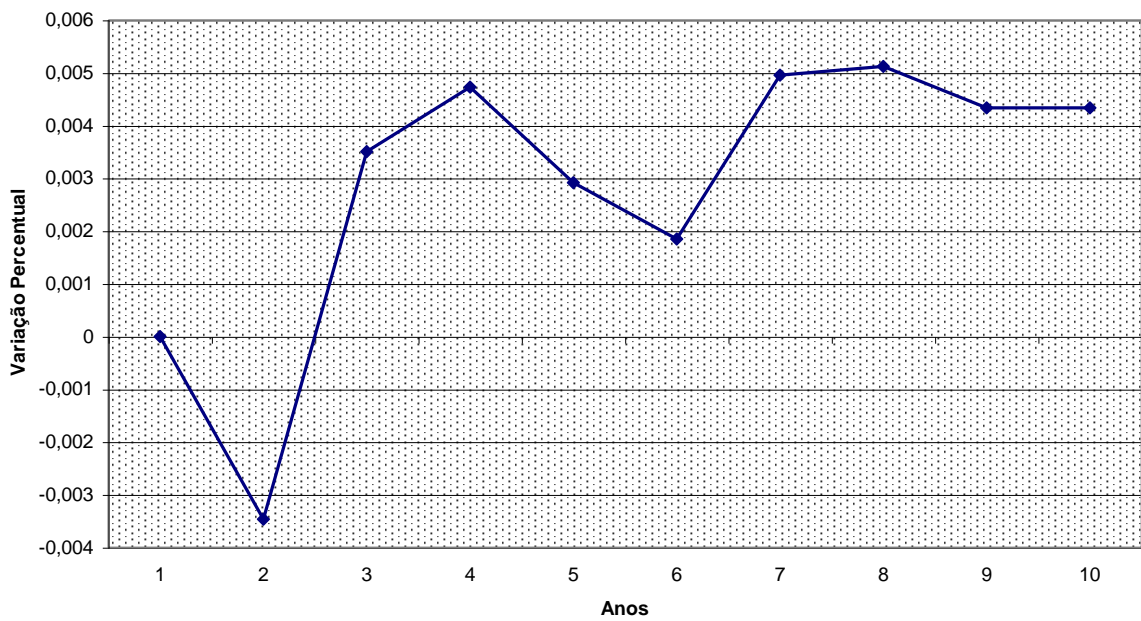
O aumento das exportações mostrou um efeito predominantemente negativo no final de 10 períodos na função de impulso-resposta.

As respostas do PIB devido à choques nas importações e no estoque de capital estão representadas nas Figuras 5 e 6 a seguir.

**FIGURA 5 - RESPOSTAS DE LBGDP A CHOQUES EM LIMPB**



**FIGURA 6 - RESPOSTAS DE LBGDP A CHOQUES EM LKB**



É muito evidente a resposta positiva das taxas de crescimento do PIB frente à variação dessas duas variáveis.

A Tabela 8 apresenta-se a decomposição da variância do erro de previsão da variável *lbgdp*, que mostra que as importações se mostraram tão importantes para o crescimento quanto o próprio PIB defasado, o que confirma os resultados do modelo VAR não restrito.

*Tabela 8 – Decomposição dos erros de previsão da variável lbgdp.*

| Períodos | LBGDP  | LIMPB |
|----------|--------|-------|
| 1        | 100,00 | 0,00  |
| 2        | 73,68  | 24,85 |
| 3        | 55,81  | 42,60 |
| 4        | 52,53  | 45,85 |
| 5        | 50,44  | 44,83 |
| 6        | 47,80  | 47,92 |

(em %)

Com relação à decomposição da variância dos erros de previsão ilustrado na Tabela 9, verifica-se que o estoque de capital é fortemente influenciado pelo PIB e pelas importações, resultado semelhante ao obtido anteriormente .

*Tabela 9 – Decomposição dos erros de previsão da variável lkb.*

| Períodos | KLB   | LBGDP | LIMPB |
|----------|-------|-------|-------|
| 1        | 33,67 | 50,87 | 15,26 |
| 2        | 16,96 | 58,74 | 22,86 |
| 3        | 9,11  | 62,15 | 26,48 |
| 4        | 5,74  | 61,80 | 30,74 |
| 5        | 4,08  | 60,46 | 33,99 |
| 6        | 3,15  | 58,49 | 36,98 |

(em %)

Para a variável importação, o papel chave foi desempenhado pelas variações no PIB e a própria importação defasada. A intensa resposta das importações às mudanças no crescimento econômico sugerem uma elevada elasticidade-renda da demanda de importações.

*Tabela 9 – Decomposição dos erros de previsão da variável limpb.*

| Períodos | LBGDP | LIMPB |
|----------|-------|-------|
| 1        | 38,94 | 56,98 |
| 2        | 43,96 | 53,31 |
| 3        | 47,55 | 50,34 |
| 4        | 46,37 | 51,55 |
| 5        | 44,86 | 53,31 |
| 6        | 43,81 | 54,57 |

(em %)

### *(c) Conclusões*

Os principais resultados obtidos podem ser resumidos da seguinte forma:

- (i) Os modelos baseados na LT mostraram um elevado poder explicativo, o que parece confirmar a importância do papel dos desequilíbrios no setor externo na determinação da taxa de crescimento de longo prazo da economia brasileira.
- (ii) Os modelos com as variáveis em diferença (sem restrições) mostram que o aumento das exportações teve um efeito positivo sobre a taxa de expansão da economia brasileira, efeito que tende a permanecer passados 10 períodos. A variação das importações teve também um impacto grande sobre o crescimento econômico. No entanto, o papel do investimento em maquinaria não se revelou muito importante.
- (iii) Os resultados do modelo sem restrições não foram consistentes com os obtidos quando foi incluído o termo de correção de erro, contendo a informação de longo prazo sobre o equilíbrio entre as variáveis em nível.
- (iv) Com efeito, a VECM mostrou um efeito negativo das exportações sobre a taxa de crescimento, e um efeito positivo, e muito importante, tanto da variação das importações quanto dos investimentos em maquinaria e equipamentos.
- (v) O maior impacto sobre o crescimento da economia esteve associado ao aumento das importações, que explicou quase 50 % da variação total experimentada pela taxa de crescimento após 10 períodos.
- (vi) Esse resultado é consistente com a LT. Deve-se lembrar que a LT não diz que as importações deprimam o crescimento, mas que uma alta elasticidade-renda das importações, comparada à elasticidade-renda das exportações, reduz a taxa de crescimento de equilíbrio. Neste caso, a elevada elasticidade-renda das importações fez com que a flexibilização dessa restrição provocasse impactos muito fortes sobre o crescimento. Ela pode ser interpretada como uma evidência da existência de restrições externas ao crescimento.
- (vii) O efeito negativo das exportações sobre o crescimento surge de forma consistente da equação de cointegração e da função de impulso-resposta. Isso contradiz o resultado esperado pela LT, segundo a qual as exportações favoreceriam, via demanda efetiva, o crescimento. Também contradiz o resultado do VAR sem restrições. Acreditamos que a resposta encontrada no VECM é mais confiável, por utilizar toda a informação sobre a relação entre as séries.
- (viii) O efeito não esperado das exportações parece estar ligado a um comportamento anti-cíclico da exportação no caso da economia brasileira. As exportações são uma alternativa de vendas em períodos de crise do mercado interno. Elas tendem a expandir-se durante as depressões, produzindo o padrão “anormal” observado nas séries. Esse resultado sugere que o papel das exportações no crescimento explica-se menos pelo seu efeito direto sobre a demanda efetiva do que pelo seu efeito indireto sobre a

capacidade para importar. A importância do mercado interno como fonte do crescimento no Brasil, revelada de forma consistente em estudos das matrizes de insumo – produto da economia brasileira, confirmam esta perspectiva (Scatolin, 1998).

- (ix) Outra evidência em favor dessa hipótese é a elevada resposta do investimento em equipamentos ao aumento das importações. O aumento das importações explicou aproximadamente 37 % da decomposição da variância da taxa de investimento, enquanto que a variação do PIB explicou aproximadamente 58 %. Em outras palavras, os efeitos “acelerador” e “flexibilização” da restrição externa foram os mais importantes para definir o comportamento dos investimentos em maquinaria e equipamentos.
- (x) As exportações não responderam aos investimentos em bens de capital nem ao aumento das importações. De fato, as exportações aparecem quase que como uma variável exógena no modelo, o que indica a necessidade de modelar de forma diferente o lado da oferta. É provável que o investimento em bens e capital se destinasse a ampliar a oferta para o mercado interno, sem mudar significativamente o perfil das exportações, pelo menos nos períodos considerados.
- (xi) Os resultados mostram um panorama mais próximo dos modelos cepalino-estruturalistas, e dos modelos de “dois hiatos”, de que dos keynesianos tradicionais. A literatura cepalina mostrou que a industrialização tinha tornado a estrutura das importações mais rígida e concentrada em bens de capital. A intensidade da resposta do investimento em bens de capital ao aumento das importações confirma isso.
- (xii) Os ciclos expansivos associados a ampliação dos mercados externos ou da entrada de capitais, com a moeda nacional valorizada, são consistentes, como já observado, com uma teoria do crescimento que combine restrições externas e estruturas produtivas fortemente dependentes em importações de equipamentos. Embora não faça parte do período analisado, o ciclo expansivo do Plano Real – com seus efeitos favoráveis sobre o crescimento e a produtividade – é bastante coerente com o tipo de história que o modelo VAR ilustra. Pelo contrário, elas são em princípio inconsistentes com teorias de ciclos endógenos de expansão da economia brasileira para os anos sessenta e setenta. No entanto, um único exercício não permite, obviamente, ser muito categórico neste aspecto, nem extrapolar essa conclusão para períodos posteriores.

#### **IV - COMENTÁRIOS FINAIS**

Os modelos de tipo VECM (VAR com restrições) mostram-se muito úteis para modelar a LT em séries temporais. A análise das séries da economia brasileira no pós-guerra mostrou resultados consistentes com a hipótese de restrições externas ao crescimento e com a tradição estruturalista-kaldoriana em sentido amplo. A elevada elasticidade-renda das importações atuou como um freio ao potencial de expansão da economia. Isoladamente, o aumento das importações foi a variável de maior impacto sobre o crescimento da economia brasileira, em combinação com as taxas defasadas de



crescimento do PIB, em funções de impulso-resposta, após seis períodos de tempo. O trabalho não identificou uma relação clara entre exportações e aumento das importações, o que provavelmente indica a influência de outras variáveis sobre a capacidade de importar da economia, notadamente o financiamento externo, que deveria ser incorporado em futuros modelos.

## APÊNDICE METODOLÓGICO

### Modelos VAR não restritos

Um modelo **VAR (p)** é representado por :

$$\mathbf{x}_t = B_1 \mathbf{x}_{t-1} + \dots + B_p \mathbf{x}_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{j=1}^p B_j \mathbf{x}_{t-j} + \varepsilon_t$$

onde  $\mathbf{x}_t$  é uma matriz  $\mathbf{1} \times \mathbf{n}$  das variáveis do modelo;  $B_j$ , sendo  $j = 1, \dots, P$ , são matrizes  $\mathbf{n} \times \mathbf{n}$  de coeficientes que relacionam os valores defasados com os valores correntes das variáveis; e  $\varepsilon_t$  é uma matriz  $\mathbf{1} \times \mathbf{n}$  de erros do tipo ruído branco<sup>5</sup>.

A equação anterior pode ser reescrita da seguinte forma:

$$B(L) \mathbf{x}_t = \varepsilon_t$$

onde  $L$  é um operador de defasagem definido por  $L^P \mathbf{z}_t = \mathbf{z}_{t-P}$ , com  $s$  inteiro; e  $B(L)$  é um polinômio dado por :

$$B(L) = B_0 - B_1 L - B_2 L^2 - \dots - B_P L^P$$

onde  $P = 1, \dots, \infty$ .

Sendo  $\mathbf{x}_t$  um processo estocástico estacionário, as condições de invertibilidade são observadas e, de acordo com o Teorema de Wold, pode-se obter a seguinte representação de Média Móvel Vetorial (**VMA**):

$$\mathbf{x}_t = A(L) \varepsilon_t$$

onde  $A(L) = A_0 + A_1 L + A_2 L^2 + \dots + A_P L^P$ , sendo que  $P = 1, \dots, \infty$ .

De acordo com as relações anteriores, tem-se que a seguinte relação é satisfeita :

$$A(L) B(L) = I$$

O número de defasagens  $P$  a ser utilizado na análise dos modelos de autoregressão vetorial (**VAR**), pode ser obtido de várias maneiras, mas serão utilizados os mesmos procedimentos de Akaike e Schwartz utilizados nos testes de raiz unitária e de cointegração.

Através da equação inicial pode-se obter<sup>6</sup>:

- (i) as estimativas dos coeficientes.
- (ii) as respostas a choques, através das funções de impulso-resposta na representação de média móvel.
- (iii) a decomposição da variância do erro de previsão.

<sup>5</sup> Ruído branco significa que o processo estocástico  $\varepsilon_t$  possui média zero, matriz de variância-covariância finita e é não autocorrelacionado.

<sup>6</sup> Uma explicação mais detalhada encontra-se em Bittencourt (1995).

As estimativas do item (i) são facilmente obtidos por mínimos quadrados ordinários.

Quanto ao item (ii), para se obter as respostas de todas as variáveis a choques de um desvio-padrão em uma variável, deve-se reescrever a equação de média móvel:

$$x_t = \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + A_k \varepsilon_{t-k}$$

Assim, tem-se que a  $i$ -ésima coluna de  $A_k$  mede o efeito de um choque (ou inovação) unitário no  $i$ -ésimo componente do vetor de inovações no período  $t-k$  sobre  $x_{it}$  no período  $t$ . Uma maneira de visualizar isto é verificando que a primeira coluna de  $A_k$  é a resposta de  $x_{1t}$  a choques no primeiro componente do vetor de inovações. Desta forma, com a estimação desta equação pode-se analisar o comportamento dinâmico das variáveis em resposta a choques em qualquer dos componentes do sistema.

Mas como se trabalha com processos vetoriais, surge um problema no que tange à análise de choques individuais sobre a dinâmica do sistema, pois em geral a matriz de variância - covariância de  $\varepsilon_t$  ( $\Sigma$ ) não é diagonal. É que os choques na matriz de inovações podem ocorrer simultaneamente, como o caso de um choque em uma variável sendo acompanhado de variações contemporâneas nas demais, inviabilizando a previsão de respostas a choques em uma das séries consideradas sobre as demais.

Para que se verifique o choque em apenas uma das variáveis sobre o sistema, necessita-se que a matriz de variância - covariância seja diagonalizada. E o procedimento usual para esta diagonalização é efetuar uma decomposição de Cholesky.

Admitindo que  $\Sigma$  seja não singular, existe uma matriz  $C$ , triangular inferior e não singular, tal que  $\Sigma = CC'$ , sendo que :

$$C^{-1} \Sigma (C')^{-1} = I$$

$$\text{E definindo-se então } \eta_t = C^{-1} \varepsilon_t, \text{ tem-se que } E[\eta_t \eta_t'] = I^7.$$

Pré-multiplicando-se por  $C^{-1}$  tem-se :

$$C^{-1} B_0 x_t - C^{-1} B_1 x_{t-1} - C^{-1} B_2 x_{t-2} - \dots = H(L) x_t = \eta_t$$

onde  $H(L) = C^{-1} B(L) = C^{-1} A(L)^{-1}$ . Na representação de médias - móveis temos :

$$x_t = G(L) \eta_t$$

onde  $G(L) = A(L) C$ .

A equação anterior mede o efeito de um choque unitário de um desvio-padrão em apenas uma das variáveis do sistema sobre todas as outras, período a período. Deste modo temos que a um choque de um desvio-padrão na variável  $i$  em  $t-j$ , tem-se o impacto sobre  $x$  no período  $t$  através da  $i$ -ésima coluna de  $G_j$ .<sup>8</sup>

A ordem pela qual as variáveis são arranjadas no sistema afeta os resultados, daí a importância de uma estrutura econômica para se determinar com embasamento teórico, a ordem que as variáveis devem ocupar no vetor de variáveis do sistema. Apesar dos modelos VAR terem sido propostos no sentido de os dados mostrarem livremente as relações entre as variáveis, o modelo econômico torna-se útil na definição da ordem das variáveis, conforme SIMS (1989).

O item (iii) diz respeito à decomposição da variância do erro de previsão de  $k$ -períodos a frente, onde o erro de previsão de  $k$  períodos a frente é definido por

$$\varepsilon_{t+k} = x_{t+k} - E[x_{t+k} | x_t, x_{t-1}, \dots]$$

<sup>7</sup>  $E[\eta_t \eta_t'] = E[C^{-1} \varepsilon_t \varepsilon_t' (C')^{-1}] = [C^{-1} \Sigma (C')^{-1}] = I$

<sup>8</sup> Notar que  $x_t = G(L) \eta_t = [A(L) C] \eta_t$ , e se o  $i$ -ésimo componente de  $\eta_t$  é igual a um e os demais são nulos, teremos  $C \eta_t = C_i$ , sendo  $C_i$  a  $i$ -ésima coluna de  $C$ , conforme BRANDÃO (1985).

e onde temos ainda  $E[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'] = \boldsymbol{\Sigma} = \boldsymbol{C} \boldsymbol{C}'$ . Tem-se então que os elementos da diagonal principal são soma de quadrados, o que permite atribuir-se à variância de cada uma das inovações a parcela que se deve à própria inovação e as parcelas devidas às demais.

Temos que :

$$x_{t+k} = G_0 \eta_{t+k} + G_1 \eta_{t+k-1} + \dots + G_{k-1} \eta_{t+1} + G_k \eta_t + G_{k+1} \eta_{t-1} + \dots$$

Desta equação tem-se que o erro de previsão  $k$  - períodos a frente é :

$$\varepsilon_{t+k} = \sum_{j=0}^{k-1} G_j \eta_{t+k-j}$$

Sendo que a matriz de variância e covariância  $k$  - períodos à frente é dada por :

$$\sum_{j=0}^{k-1} A_j \boldsymbol{\Sigma} A_j' = \sum_{j=0}^{k-1} (A_j \boldsymbol{C})(A_j \boldsymbol{C})'$$

### Modelos VAR com correção de erro

Após os testes de integração e cointegração, foi feita a estimação econométrica das relações de preços existentes entre as variáveis em estudo. O modelo utilizado foi o de autoregressão vetorial (VAR), pois permite, segundo BABULA & BESSLER (1990), a obtenção de relações dinâmicas entre as variáveis.

Basicamente, busca-se (a) estimar a importância de cada variável em termos do poder de previsão do comportamento das demais através da decomposição da variância dos erros de previsão e (b) estimar as respostas de cada variável a choques não-antecipados nas demais.

A introdução do mecanismo de correção de erro nos modelos VAR ocorre, conforme WILLIAMS & BEWLEY (1991,1993), após uma reparametrização da equação anterior:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} B_i \Delta Y_{t-i} + \pi \varepsilon_{t-1} + V_t$$

onde  $\pi$  é a matriz dos coeficientes de longo prazo; e  $\varepsilon_{t-1}$  é o resíduo da equação de cointegração, ou também chamado *mecanismo ou termo de correção de erro*, que inclui o vetor de cointegração  $\beta$ .

## V - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BABULA, R. A. & BESSLER, D. A. The Corn-Egg Price Transmission Mechanism. **Southern Journal of Agricultural Economics** : 79 - 86. December 1990.
- BARROS, G.S.C. & BITTENCOURT, M.V.L. Formação de preços sob oligopsônio: o mercado de frango em São Paulo. **Revista Brasileira de Economia** **51 (2)**: 180:199. 1997.
- BÉRTOLA, L; PORCILE, G; ELHERS. R. “Tecnologia, Convergência e Divergência Econômica”, **Economia e Sociedade**, N.9, pp.115-146, dezembro de 1997.
- BERTOLA, L., BITTENCOURT, M. e PORCILE, G. “Does specialisation matter? Structural and Income Convergence”, ANAIS da ANPEC, Vitória, dezembro de 1998.
- BITTENCOURT, M.V.L. Formação de preços e caracterização do mercado de frango em São Paulo. Piracicaba-SP (Dissertação de mestrado – ESALQ/USP). 1995. 161 pgs.

- BRANDÃO, A. S. P. Moeda e preços relativos: evidência empírica. **Revista de Econometria** 5 (2) : 33 - 80. 1985.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association** 74: 427-431. 1979.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica** 49: 1057-1072. 1981.
- DICKEY, D.A., JANSEN, D.W. & THORNTON, D.L. A primer on cointegration with an application to money and income. In Rao, B.B.(ed.) **Cointegration for the applied economists**. St. Martin's Press. 1994.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons. 1995.
- ENGLE, R.F. & GRANGER, C.W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica** 55: 251-276. 1987.
- FULLER, W.A. **Introduction to Statistical Time Series**. New York. John Wiley & Sons. 1976.
- GRANGER, C.W.J. & NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics** 2: 111-120. 1974.
- GRANGER, C.W.J. & NEWBOLD, P. **Forecasting economic time series**. Second edition. New York. Academic Press. 1986.
- GREENE, W.H. **Econometric analysis**. Third edition. Macmillan. 1998.
- GUJARATI, D.N. **Basic econometrics**. Third edition. McGraw-Hill. 1995.
- HARVEY, A. C. **Time series analysis**. Oxford. 1981.
- HOFFMAN, A.A. "Capital Accumulation in Latin America", **Review of Income and Wealth**, serie 38, n.4., pp365-401, Dezembro, 1992.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** 12: 231-254. 1988.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 52 (2): 169-210. 1990.
- McCOMBIE, J.S.L. e THIRLWALL, A.P. **Economic growth and the Balance of Payments Constraint**. Londres: St Maerin's Press, 1994.
- SCATOLIN, F. "Sources of Growth of the Brazilian Economy", *paper* apresentado no Congresso Internacional de História econômica, Madri, agosto de 1988.
- SIMS, C. A. Models and their uses. **American Journal of Agricultural Economics** 71 : 489 - 494. 1989.
- GUITÉRREZ, M.; HERRANZ, A. E TIRADO, D. "Integración Económica y Potencialidades de Crecimiento de las Economías de la Periferia Europea", in **Cambio Institucional e Historia Económica**, Univerisdade de Barcelona, 1996.
- WILLIAMS, C. H. & BEWLEY, R. A. The Transmission of Price Information at Queensland Cattle Auctions. **Discussion Paper**. The University of New South Wales. October, 1991.