ENCADEAMENTO DE PREÇOS NA PECUÁRIA DE CORTE: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO[1]

ANTONIO CORDEIRO DE SANTANA[2] e SERGIO ALBERTO BRANDT[3]

RESUMO – Empregam-se técnicas de co-integração e modelo de correção de erro para analisar relações entre preços de boi gordo, novilho e bezerro no mercado do Estado de Minas Gerais. Usam-se dados trimestrais e um procedimento de MQO em dois estádios. Preços de boi gordo são fortemente influenciados por preços de novilhos. A longo prazo, o equilíbrio entre as três séries de preços tende a se estabelecer.

Termos para indexação: co-integração, mercado, Minas Gerais.

PRICE LINKAGES IN THE BEEF CATTLE SECTOR: AN APPLICATION OF ERROR CORRECTION MODEL

ABSTRACT – Co-integration techniques and the error correction model are employed to analyze relationships between price of fatstock, heifers and calves in the State of Minas Gerais, Brazil. Quarterly data (1973-1 to 1986-IV) and a two stage OLS procedure are used. Prices of fatstock are strongly influenced by prices of calves. Equilibrium tends to be estabilished between the three price series in the long run.

Index terms: co-integration, market, State of Minas Gerais, Brazil.

INTRODUÇÃO

A teoria econômica postula que, num contexto de mercado perfeitamente competitivo, as diferenças de preços entre formas ou tipos de dado produto refletem custos de transformação. A dinâmica dos ajustamentos de preços não é contemplada nesta teoria. Isto é, à medida que o mercado de dado tipo ou forma experimenta um choque de preço, questiona-se tanto a trajetória do ajuste de preço no mercado em que ocorreu o choque como nos mercados remanescentes dos outros tipos ou formas do produto, no processo de alcance de preço de equilíbrio. Além disso, reconhece-se que os mercados do mundo real não são perfeitamente competitivos. Assim, as diferenças de preços entre mercados de diferentes tipos ou formas do produto também refletem fatores outros que não o custo de transformação. O esforço de investigação aqui descrito é um estudo empírico, que focaliza a endogeneidade e os ajustamentos dinâmicos de preços nos mercados de boi gordo, novilho e bezerro do Estado de Minas Gerais. As hipóteses testadas são as de que os

1 Recebido em 22/10/90.
Aceito para publicação em 28/06/91.

2 Eng.-Agr., M.Sc., Professor Assistente da Faculdade de Ciências Agrárias do Pará (DER/CCA/UFV), 36570 Viçosa, MG.

3 Eng.-Agr., Ph.D., Professor-Titular da Universidade Federal de Viçosa, Rua Anchieta, 111 - Ramos, CEP 36570 Viçosa, MG.

preços de boi gordo são afetados pelos preços de novilho e de bezerro, e que os três preços tendem ao equilíbrio, a longo prazo.

METODOLOGIA

Desenvolvimento Teórico

Para compreender o procedimento de co-integração é preciso estudar séries temporais e abordar os processos estacionários e não-estacionários. No tratamento econométrico dispensado ao estudo de séries temporais, sempre houve passividade em aceitar a hipótese de que elas são estacionárias. Presumia-se que a estacionariedade das séries econômicas deveria ocorrer, pelo menos, em torno de uma tendência determinística (Pindyck & Rubinfeld 1981).

Por séries estacionárias entende-se aquelas caracterizadas por média e variância constantes, e por covariâncias e autocorrelações, dependendo apenas da defasagem de tempo (ou *lag*) das variáveis envolvidas (Johnston 1984, Granger & Newbold 1986). Um exemplo simples de série estacionária é a série ruído branco, na qual a seqüência de inovações $\{e_t\}$ é independente e identicamente distribuída, com média zero e variância constante [i.i.d.N $(0, \sigma_e^2)$]. Entretanto, quando o processo gerador de dados envolve variáveis econômicas, há fortes razões para se contestarem os pressupostos de independência e homocedasticidade, pelo menos no contexto de séries agregadas (Evans & Savin 1981; Phillips 1987). Neste caso, as séries são não-estacionárias. O Produto Nacional Bruto ilustra um caso de não-estacionariedade, pois o fenômeno que define as propriedades estocásticas da série, em dado período, é diferente daquele que a define em outro período. Então, não é razoável pressupor que a média e a variância desta variável independem, respectivamente, do tempo e do nível da série. Assim, diz-se que uma série é não-estacionária quando seu primeiro e/ou segundo momentos dependem do tempo (Nerlove 1964).

Em decorrência das propriedades estatísticas e do fácil tratamento econométrico dispensado às séries estacionárias, deve-se induzir diferença de alguma ordem na série, para que ela se torne estacionária. Aqui se introduz o conceito de integração. O termo integração refere-se ao reverso da operação de diferença, dado que as séries, após sofrerem diferenças, podem ser integradas, para retornar às séries originais. Portanto, diz-se que uma série é integrada de ordem (d) quando, para se tornar estacionária, se faz necessário tomar diferenças de ordem (d) (Dickey & Fuller 1979; Engle & Granger 1987). Segundo Phillips (1988), o grupo de variáveis econômicas que se enquadram nesse processo apresentam importantes propriedades estatísticas e é denominado grupo de variáveis integradas. Estas variáveis apresentam tendência estocástica, na qual as inovações geram um processo integrado com efeitos permanentes, em vez de transitórios, como ocorre nas séries estacionárias.

Mais recentemente, as atenções têm se voltado para o estabelecimento de métodos de estimação, testes de hipótese e aprimoramentos teóricos, envolvendo variáveis integradas e co-integradas (Evans & Savin 1981, 1984; Dickey & Fuller 1981; Stock 1987; Phillips 1987, 1988). As aplicações têm-se restringido, em grande parte, à análise de séries macroeconômicas, envolvendo taxas de juros de curto e longo prazos, renda monetária e consumo, e também sistemas co-integrados das variáveis demanda de moeda, nível de preços e taxa de inflação. Com efeito, esse procedimento também pode ser aplicado a séries agropecuárias, para estudar o comportamento de preços de produtos em mercados distintos ou, como é o caso deste estudo, para analisar o encadeamento de preços na pecuária de corte (Brandt et al. 1989). Testa-se a hipótese de co-integração entre as séries de preços de boi gordo, boi magro e bezerro na pecuária de corte do Estado de Minas Gerais, envolvendo o período de 1973-I a 1986-IV.

Uma série de tempo estacionária, sem componente determinístico, e definida por processo de média móvel infinito, pode ser representada por processo de média móvel auto-regressivo (ARMA) finito (Pindyck & Rubinfeld 1981; Granger & Newbold 1974). Aplicando-se o conceito de integração a esse caso, tem-se que, quando um processo estacionário e sem rumo, ou *drift,* tem uma representação ARMA invertível, após sofrer (d) diferenças, ele é integrado de ordem (d) e representado por $X_t \sim I(d)$.

Para facilitar a exposição, apenas os casos em que $d = 0$ e $d = 1$ têm sido explorados na literatura, embora a teoria possa ser extrapolada para outros casos (Phillips 1988). Quando $d = 0$, X_t é estacionária, e quando $d = 1$, a primeira diferença é estacionária. Uma série integrada de ordem zero I(0) é diferente de outra integrada de ordem I(1), conforme estabelecem Engle & Granger (1987): 1º) se $X_t \sim I(0)$ tem média zero, então; (i) a variância de X_t é finita; (ii) uma inovação exerce apenas um único efeito sobre o valor de X_t; (iii) o espectro de X_t, dado por f(w), tem a propriedade $0<f(0)<\infty$; (iv) o intervalo de tempo esperado entre cruzamentos de $X = 0$ é finito; e (v) as autocorrelações (r_k) decrescem regularmente quando k é suficientemente grande, de modo que sua soma é finita. A análise gráfica do comportamento de (r_k) é ilustrada em Pindyck & Rubinfeld (1981); e 2º) se $X_t \sim I(1)$ com $X_0 = 0$, então: (i) a variância de X_t é infinita, quando t tende para infinito; (ii) uma inovação exerce efeito permanente sobre o nível de X_t, sendo X_t a soma de todas as mudanças passadas; (iii) o espectro de X_t tem forma aproximada $f(w) \sim Aw^{-2d}$, para w arbitrariamente pequeno e $f(0) = \infty$; (iv) o intervalo de tempo esperado entre cruzamentos de $X = 0$ é infinito; e (v) as autocorrelações (r_k, 1), para todo k, quando ($t \rightarrow \infty$).

Quando X_t é gerado por um processo auto-regressivo, no qual:

$$X_t = (1 + \alpha) X_{t-1} + e_t \qquad (1)$$

com $\alpha \in (-2, 0)$, $X_0 \cong (0, (1 - (1 + \alpha)^2)^{-1} \sigma_e^2)$ e e_t é uma seqüência iidN

$(0, \sigma_e^2)$, desse modo X_t é estacionário ou integrado de ordem zero I(0). Por outro lado, quando o processo gerador dos dados é um caminho aleatório, definido por:

$$X_t = X_{t-1} + e_t \qquad X_0 = 0$$

onde e_t apresenta distribuição normal, independente, com média zero e variância 6_e, então X_t é integrado de ordem um I(1).

No caso em que a variância infinita em uma série I(1) deriva totalmente da influência de baixas freqüências ou dos componentes de longo prazo, ela é suave e com predominância de ondas longas, quando comparadas com as de uma série I(0). Dados os tamanhos relativos das variâncias, é correto afirmar que a soma de uma série I(0) com outra I(1) resulta numa terceira I(1).

Sendo *a* e *b* duas constantes quaisquer, b $\neq$ 0, e se $X_t \sim$ I(d), a combinação a + bX é também I(d). Por conseguinte, se X_t e Y_t são ambas I(d), pode ocorrer que a combinação linear $Z_t = Y_t - \alpha X_t$ também seja I(d). Nesse caso, é possível que $Z_t \sim$ I(d-b), b>0. Quando isto ocorre, uma restrição especial opera sobre os componentes de longo prazo das séries. Por exemplo, considere-se d = b = 1, X_t e Y_t ambos I(1) com predominância dos componentes de longo prazo, e Z_t seja I(0), então uma constante α deve ser escolhida de tal forma que a maior parte dos componentes de longo prazo de X_t e Y_t seja anulada. Assim, o uso da constante α apenas sugere que, antes de se obter I(0), algum escalar deve ser usado. Contudo, não é sempre correto que existe um α que torna $Z_t \sim$ I(0) (Engle & Granger 1987). Assim, a redução na ordem de integração das séries pode implicar em casos especiais de interpretação. No caso em que todos os elementos de X_t são estacionários, o erro Z_t mantém ainda suas propriedades se for I(0), ou seja, aquelas propriedades de (i) a (v), estabelecidas anteriormente. Contudo, se $Z_t \sim$ I(-1), tal que o espectro e a freqüência sejam iguais a zero, suas propriedades continuam relevantes, porém, se houver erro de medição nas variáveis, essas propriedades em geral não são observadas e, neste caso, têm pouca importância para análise empírica (Granger & Newbold 1986; Engle & Granger 1987).

Para formalizar a idéia exposta, emprega-se o conceito de co-integração. Diz-se que os componentes do vetor X_t são co-integrados de ordem d, b, indicados por $X_t \sim$ CI (d, b) se: (i) todos os componentes de X_t são I(d); e (ii) existe um vetor α ($\alpha \neq 0$) de modo que $Z_t = \alpha' X_t \sim$ I(d - b), b>0. Diz-se que o vetor α é um vetor co-integrado.

Voltando-se à situação em que d = b = 1, pode-se dizer que se X_t é co-integrado, além de todos seus componentes serem integrados de ordem um I(1), existe uma combinação linear destes componentes que resulta em I(0). A isto dá-se o nome de erro de equilíbrio, indicado por $Z_t = \alpha' X_t$. Quando o vetor de variáveis econômicas X_t se encontra em equilíbrio, o erro desaparece ($Z_t = 0$) e a situação é descrita por meio de $\alpha' X_t = 0$.

Na teoria econômica existem forças que contribuem para que variáveis como taxa de juros de curto e longo prazos, renda do consumidor e gastos em consumo, inflação e nível de preços, e preços de produtos em diferentes mercados evoluam conjuntamente, ao longo do tempo. Se essas variáveis forem co-integradas, as relações de equilíbrio de longo prazo tendem a se estabelecer e, neste caso, o erro é limitado. Porém, se as variáveis não são co-integradas, o erro afasta-se muito do equilíbrio e este não ocorre. Por esta razão, a literatura indica equivalência entre mecanismo de correção de erro e procedimento de co-integração.

A idéia subjacente a esta equivalência pode ser evidenciada observando-se o ajustamento de mercado, em que a parcela do desequilíbrio observado em dado período é corrigida no período seguinte. Por exemplo, a mudança no preço de mercado em dado período pode resultar do excesso de demanda, em períodos anteriores (Henderson & Quandt 1976). Este esquema pode ser derivado do comportamento ótimo de qualquer mercado e, para ilustração, seja o exemplo apresentado por Pereira (1988). Se um aumento (K) no nível de preços (P) é repassado, no final, para o salário nominal (W), no qual a situação de equilíbrio é dada por W = C + KP, este só se estabelece se W - C - KP = 0, K = 1, em qualquer período de tempo. É evidente que o salário nominal demora algum tempo para incorporar a mudança no preço, mas o desvio do equilíbrio, no período t, pode refletir-se através do escalar $Z_t = W_t - C - KP$. Assim, para que o mecanismo de correção de erro seja estabelecido, faz-se necessário, em primeiro lugar, que o vetor X_t seja co-integrado.

Finalmente, quando apenas duas variáveis são consideradas, o vetor de co-integração é único, porém, quando X_t tem *n* componentes, existem *r* vetores co-integrados, α linearmente independentes ($r \leq n - 1$), com posto co-integrado *r* (Engle & Granger 1987).

O modelo teórico usado no tratamento de séries co-integradas difere da análise convencional de séries estacionárias. Sua base, portanto, requer o conhecimento de raízes unitárias. Os casos mais tratados na literatura envolvem apenas uma raiz unitária, sendo o processo estocástico de geração dos dados $\{ X_t \}_0^\infty$ definido por:

$$X_t = (1 + \alpha)X_{t-1} + b + e_t;\ \alpha = 0 \text{ e } X_0 = 0 \tag{2}$$

ou;

$$X_t = bt + S_t;\ \text{onde } S_t = \sum_{j=1}^{t} e_{t-j} \tag{3}$$

onde S_t é a soma parcial da seqüência de inovações e_t; e b é o valor esperado do processo. O caso mais freqüentemente analisado é o processo sem tendência determinística e é dado por (2) quando (b = 0). No caso em que a tendência é função do tempo, a situação (2) converte-se em:

$$X_t = X_{t-1} + g(t) + e_t \tag{4}$$

onde g(t) é a tendência do valor esperado de X_t.

Para completar a especificação do processo de geração de dados, algumas condições devem ser impostas à seqüência de inovações $\{ e_t \}_1^{\infty}$. Estas condições são necessárias a fim de evitar que a distribuição assintótica dos estimadores de mínimos quadrados de α e da estatística t_α degenere ou colapse em um ponto. Segundo Phillips (1987), as condições mais fracas para dependência ocorrem, tanto temporal quanto heterocedástica, das inovações $\{ e_t \}_1^{\infty}$, quando: (a) $E(e_t) = 0$, para todo t; (b) $\sup_t E| e_t |^r < \infty$, para algum $r > 2$; (c) $\sigma^2 = \lim_{T\to\infty} E(T^{-1}S_T^2)$ existe e $\sigma^2 > 0$; (d) $\{ e_t \}_1^{\infty}$ é "strong mixing", com coeficientes de mistura α_m que satisfazem a condição: (d') $\sum_{m=1}^{\infty} \alpha_m^{1-2/r} < \infty$.

A teoria referente aos itens (d e d') é encontrada em White (1984). Essas condições levam em conta os casos em que o processo de geração de dados apresenta dependência temporal e heterocedasticidade. A condição (b) controla a heterogeneidade do processo, não deixando que o r-ésimo momento absoluto de e_t tenha crescimento ilimitado. A condição (c) é uma condição de convergência, que assegura a não-degeneração da distribuição assintótica da média e variância da soma parcial S_t. A condição (d) controla a dependência temporal no processo $\{ e_t \}_1^{\infty}$, de tal modo que, mesmo existindo dependência entre eventos recentes, quando estes são separados por longo intervalo de tempo, são considerados quase independentes. Esta condição também controla a queda na taxa de mistura, em relação à probabilidade de ocorrência de valores atípicos ("outliers"), como determinado para o momento de condição (b). A taxa de mistura é dada por $\alpha_m = M(m^{-S})$, para algum $S > r/(r-2)$. Então, quando r se aproxima de dois e surge a probabilidade de "outliers", a taxa de mistura oscila e o efeito dos valores atípicos, sob (d'), passa rapidamente.

O bloco de condições estabelecido permite que o modelo (1) envolva modelos gaussianos, modelos auto-regressivos de média móvel (ARMA) de raízes unitárias, e modelos ARMAX de raízes unitárias e processos não-evolutivos para as variáveis exógenas (Phillips 1987, 1988). Nestes casos, Nelson & Plosser (1982), citados por Phillips (1988), mostram, por meio de evidências empíricas com séries macroeconômicas, que os modelos melhores são os ajustados com séries integradas.

No que se refere ao processo de derivação das distribuições limites das estatísticas, t_α, usa-se a transformação (T) na seqüência de somas parciais S_T, conforme definido nas funções:

$$X_{T(r)} = T^{-0,05} S_{j-1}, (j-1)T^{-1} \leq r \leq jT^{-1}, (j = 1, \ldots, T)\, X_{T(1)} = T^{-0,5} S_T$$

Esta transformação, definida em White (1984), assegura que cada elemento de $X_T(r)$ pertence ao espaço D[0, 1], indicado por $X_{T(r)} \sim D = D[0,$

1], ou seja, pertence ao espaço das funções reais no [0, 1], que são contínuas à direita e têm limites finitos à esquerda. $X_{T(r)}$ é um elemento aleatório da função definida em D que, sob as condições estabelecidas anteriormente para a seqüência e_t, converge fracamente em probabilidade para o processo de Wiener, ou movimento brauniano, quando T tende para infinito. Então diz-se que $X_{T(r)} \rightarrow W(r)$, onde o símbolo ($\rightarrow$) significa convergência fraca em probabilidade. O processo limite indicado por W(r) tem caminho amostral pertencente a C[0, 1], isto é, definido no espaço das funções reais [0, 1]. Além disso, W(r) é um processo gaussiano que, para r fixo, W(r) é N(0, 1) e tem acréscimos independentes (W(s) é independente de W(r) - W(s), para todo $0 < S < r \leqslant 1$). Finalmente, o que de fato interessa é que o processo de Wiener W(r), em tempo contínuo, comporta-se como um caminho aleatório.

Com base nesse processo, a distribuição assintótica da estatística $t\alpha$ converge em probabilidade, e os parâmetros estimados por MQO são coerentes ou consistentes (Phillips 1987, 1988; Stock 1987).

Testes de Raízes Unitárias e Co-Integração

Para verificar se as séries apresentam raízes unitárias com inovações i.i.d. $(0, \sigma^2)$, deve-se conduzir o teste especificado adiante.

A maioria dos resultados disponíveis trata da distribuição do estimador de MQO para α no modelo (2), envolvendo ou não tendência determinística. Evans & Savin (1981 e 1984) estudaram esta distribuição quando o parâmetro α se situa próximo de zero, no primeiro caso, e quando $\alpha \leqslant 0$ ou $\alpha < 0$, para amostras aleatórias e finitas, respectivamente, no segundo caso. Aqueles autores concluíram que grandes amostras se fazem necessárias para se aceitarem as estimativas de MQO, quando o verdadeiro valor de α situa-se próximo de zero. Outros resultados foram obtidos por Phillips (1987, 1988) e Stock (1987). Contudo, os mais conhecidos e aplicados são os obtidos por Dickey & Fuller (1981), os quais obtiveram três estatísticas, indicadas por μ_1, μ_2, e μ_3, que correspondem às estatísticas t_α para os modelos descritos na Tabela 1.

TABELA 1. Modelos e testes estatísticos para raízes unitárias.

Hipótese nula ($H_0 : \alpha = 0$)	Hipótese alternativa ($H_1 : \alpha > 0$)	Teste t	Equação
$\Delta X_t = e_t$	$X_t = \alpha X_{t-1}\ e_t$	μ_1	(5)
$\Delta X_t = e_t$	$X_t = \alpha X_{t-1} + d + e_t$	μ_2	(6)
$\Delta X_t = d + e_t$	$X_t = \alpha X_{t-1} + bt + d + e_t$	μ_3	(7)

A estatística μ_1 identifica o caso em que, sob a hipótese nula, o modelo não apresenta tendência e intercepto. A estatística μ_2 testa a hipótese de ocorrência de intercepto ($d \neq 0$) e a ausência de tendência no modelo ($b = 0$). A estatística μ_3 indica um modelo com ($d \neq 0$ e $b \neq 0$). Sob a hipótese nula, os dois primeiros modelos (5 e 6) representam caminho aleatório puro, e no caso (7), passeio aleatório com rumo ou "drift".

Os valores críticos das estatísticas (μ_1, μ_2, e μ_3) são apresentados na Tabela 2, juntamente com as estatísticas de Durbin-Watson (DW) e Dickey-Fuller Expandida (DFA), ao nível de 0,01 de probabilidade e tamanhos de amostra de 50, 100 e 250 observações, respectivamente. Estes valores foram obtidos sob a condição de i.i.d. (0, σ^2) e representam limites inferiores, assumindo que as inovações seguem o processo gaussiano. Assim, se os valores das estatísticas, obtidas por MQO, forem superiores aos valores da Tabela 2, rejeita-se a hipótese nula e indica-se que o modelo é estacionário.

TABELA 2. Valores das estatísticas de Dickey-Fuller-DF (μ_1, μ_2 e μ_3), Durbin-Watson (DW) e Dickey-Fuller expandida (DFA), ao nível 0,01 de probabilidade.

Amostra (n)	DF			DW		DFA[a]	
	μ_1	μ_2	μ_3	d_1	d_2	d_{f1}	d_{f2}
50	3,28	3,87	3,60				
100	3,22	3,78	3,53	0,511	0,455	3,77	3,73
250	3,19	3,74	3,49				

Fonte: Dickey & Fuller (1981, p.1062) e Engle & Granger (1987, pp.269-70).

(a) As estatísticas (d_1 e d_{f1}) referem-se a modelos de primeiras diferenças sem defasagem e (d_2 e d_{f2}) a modelos com defasagem de quarta ordem.

As estatísticas (d_{f1} e d_{f2}), conhecidas como teste de Dickey-Fuller Expandido, foram introduzidas de modo a abranger modelos com tantas defasagens quantas sejam necessárias para se obterem erros i.i.d., como definido adiante. Alternativamente, conforme Sargan & Bhargava (1983), pode-se também aplicar a estatística DW aos resíduos da regressão.

Por fim, o teste da hipótese de raízes unitárias é utilizado para determinar a ordem de integração das variáveis, passo decisivo para testar a hipótese de co-integração, pois somente variáveis de mesma ordem são co-integradas.

Para estimar um modelo co-integrado, o método de mínimos quadrados em duas etapas tem-se apresentado como o mais adequado. A razão é simples, pois, como a estimação de MQO procura o valor α que minimza a variância residual, podem-se perfeitamente obter resultados coerentes ou consistentes dos parâmetros.

Na primeira etapa, aplica-se MQO à regressão co-integrada para estimar os parâmetros do vetor co-integrado α.

$$\alpha' Y_t = Z_t$$

$$\text{onde } \alpha' = \begin{vmatrix} \alpha'_1 \\ \\ \alpha'_2 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & -\alpha_{12} & 0 \\ \\ 1 & 0 & -\alpha_{23} \end{vmatrix} \; ; Y_t = \begin{vmatrix} PBG_t \\ PNV_t \\ PBZ_t \end{vmatrix} \; ; \; Z_t = \begin{vmatrix} Z_{1t} \\ \\ Z_{2t} \end{vmatrix} \qquad (8)$$

e PBG_t, PVN_t e PBZ_t são os preços do boi gordo, do boi magro e do bezerro, respectivamente.

O teste DFA é fundamentado nos resíduos da equação (8), conforme especificado na equação (9):

$$\Delta Z_t = bZ_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} c \, \Delta \, Z_{t-j} + U_t \qquad (9)$$

onde ΔZ_t é a primeira diferença de Z_t e $\sum_{j=1}^{n} \Delta Z_{t-j}$ é a primeira diferença defasada de ordem n. No caso em que $c = 0$, a estatística d_{f1} é empregada, e quando $c \neq 0$ e $n = 4$, d_{f2} é empregada.

Para verificar se as variáveis são co-integradas, comparam-se as estatísticas de Durbin-Watson (DW) nas equações (8) e (9) e a estatística "t" referente ao parâmetro b da equação (9), com os valores contidos na Tabela 2. À medida que a hipótese nula é aceita, indica-se que os erros de equilíbrio não são estacionários e, por isso, não se pode estabelecer a co-integração, nem se pode verificar a ocorrência de equilíbrio de longo prazo. Não existindo co-integração entre as variáveis, não ocorre distribuição de probabilidade conjunta, sob a hipótese de independência, e as estatísticas também podem não convergir, o que torna sem validade qualquer interpretação do fenômeno estudado sob tais condições.

Na segunda etapa, o procedimento de MQO é aplicado ao modelo de correção de erro. Aqui se imprime toda a dinâmica do modelo aos erros obtidos da equação co-integrada, estimada na primeira etapa. Neste caso, devem-se reparametrizar todas as variáveis, de modo a obter séries I(0). Assim, o vetor de variáveis co-integradas Y_t pode ser especificado através de um vetor de correção de erro (VCE), da seguinte maneira (Engler & Granger 1987):

$$\sum_{j=0}^{n} \alpha_j \, \Delta Y_{t-j} = -cZ_{t-1} + V_t \qquad (10)$$

onde $\alpha_0 = 1$; V_t é um vetor de erros futuros (um passo adiante); c é uma matriz (N x r) de parâmetros ($c \neq 0$); e Z_t é a variável que mede o desequilíbrio do modelo e permite algum tipo de ajustamento gradual rumo ao novo equilíbrio.

Os parâmetros da equação (10) são estimados através de MQO, e com isso encerra-se o processo de estimação do modelo co-integrado por meio do método de mínimos quadrados em duas etapas.

Para aplicação do modelo de co-integração, utilizam-se séries de preços de boi gordo, boi magro e bezerro comercializados no Estado de Minas Gerais (Apêndice A).

O preço do boi gordo sofre as influências dos preços do boi magro e do bezerro, assim como o preço de boi magro também sofre influência do preço de bezerro, havendo portanto possibilidade de integração entre estas variáveis.

Simbolicamente, PBG = preço do boi gordo, PNV = preço do boi magro ou novilho, e PBZ = preço do bezerro. As séries compreendem um período de quatorze anos, e as informações são ordenadas trimestralmente (1973-I a 1986-IV).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados dos testes da hipótese de raízes unitárias são apresentadas na Tabela 3.

TABELA 3. Estatísticas de teste e ordem de integração das variáveis.

Variável	Estatística				Ordem de integração
	μ_1	μ_2	μ_3	d_1	
PBG	51,03	10,29	9,93	3,03	I(0)
PNV	63,41	16,55	15,83	1,12	I(0)
PBZ	57,21	18,54	17,58	0,96	I(0)
ΔPBG	-0,14	-2,09	-2,02	1,65	---
ΔPNV	0,15	-1,24	-1,12	1,12	---
ΔPBZ	0,07	-0,09	-0,76	0,88	---

Fonte: Dados básicos da pesquisa.

As estatísticas significantes ao nível 0,01% de probabilidade mostram que todas as variáveis são integradas de ordem zero. Estes resultados confirmam a hipótese de que séries microeconômicas são estacionárias. Como a ordem de integração é a mesma para as três variáveis, elas podem ser co-integradas. Para verificar essa possibilidade, estimaram-se três regressões:

(a) preço do boi gordo (PBG) em função de preço de boi magro (PNV); (b) - preço de boi gordo (PBG) em função de preço de bezerro (PBZ); e (c) preço de boi magro (PNV) em função de preço de bezerro (PBZ).

Os resultados obtidos são os seguintes:

$$\hat{PBG} = \underset{(5{,}018)}{4{,}8956} + \underset{(16{,}578)}{0{,}0829}\, PNV \qquad (11)$$

$\bar{R}^2$ 0,836 DW = 1,676 DFA = 4,107

$$\hat{PBG} = \underset{(8{,}980)}{8{,}4612} + \underset{(13{,}508)}{0{,}1053}\, PBZ \qquad (12)$$

$\bar{R}^2 = 0{,}772$ DW = 1,796 DFA = 6,925

$$\hat{PNV} = \underset{(10{,}907)}{39{,}2087} + \underset{(43{,}847)}{1{,}3043}\, PBZ \qquad (13)$$

$\bar{R}^2 = 0{,}973$ DW = 1,691 DFA = 4,603

As estatísticas DW e DFA para as três equações foram obtidas com base nos resíduos das respectivas regressões (11, 12, 13 e 14). Os valores entre parênteses são estatísticas **t**. Com base nas estatísticas DW e DFA, aceita-se a hipótese de que as variáveis são co-integradas. Sugere-se que as variações nos preços de boi magro (PNV) são explicadas por variações nos preços de bezerro (PBZ), e que variações nos preços de boi gordo (PBG) podem ser explicadas por variações tanto em PNV como em PBZ. O efeito conjunto é observado em:

$$\hat{PBG} = \underset{(1{,}2156)}{1{,}5785} + \underset{(6{,}311)}{0{,}1722}\, PNV - \underset{(3{,}268)}{0{,}1171}\, PBZ \qquad (14)$$

$\bar{R}^2 = 0{,}870$ DW = 1,701 DFA = 3,965

Mais uma vez, as estatísticas DW e DFA indicam co-integração entre as três variáveis. Como o coeficiente de determinação da regressão co-integrada (14) situa-se próximo da unidade, o teste da hipótese de co-integração tem potência elevada e os parâmetros estimados não são viesados. Desta forma, a relação entre as variáveis pode ser do tipo mecanismo de correção de erro (MCE), incorporando os resíduos da equação (14) como variável que mede o desequilíbrio do modelo.

O modelo estimado com até três defasagens, que domina outros especificados com menor e maior número de defasagens, é o seguinte:

$$\hat{PBG} = \underset{(2,840)}{6,516} + \underset{(0,440)}{0,098}\, PBG_{t-1} - \underset{(0,353)}{0,0780}\, PBG_{t-2} +$$
$$+ \underset{(1,940)}{0,425}\, PBG_{t-3} + \underset{(1,100)}{0,076}\, PNV_{t-1} + \underset{(0,162)}{0,012}\, PNV_{t-2} +$$
$$+ \underset{(1,060)}{0,062}\, PNV_{t-3} + \underset{(0,254)}{0,023}\, PBZ_{t-1} - \underset{(0,123)}{0,013}\, PBZ_{t-2} +$$
$$- \underset{(0,126)}{0,010}\, PBZ_{t-3} + \underset{(4,687)}{0,965}\, Z_t \qquad (15)$$

$R^2 = 0,896$, $S = 1,84$, $F(10:40) = 34,490$, $d = 2,010$ onde R^2 é o coeficiente de determinação da regressão; S é o desvio-padrão da regressão; F é a estatística do teste de Snedecor; e d é a estatística de Durbin-Watson para teste da hipótese de autocorrelação de primeira ordem. Estas estatísticas, juntamente com o coeficiente de (Z_t), significante ao nível 0,01% de probabilidade, indicam que o modelo especificado é correto.

Como a variável que capta o desequilíbrio do modelo (Z_t) é significante, com estatística t igual a 4,687, sugere-se que o preço do boi gordo é uma variável fortemente endógena e as interpretações sobre o fenômeno estudado serão corretas. Neste caso, as variáveis PNV e PBZ são importantes para explicar variações na variável preço do boi gordo (PBG).

Observa-se, nas equações co-integradas (11, 14 15), que a variável PNV exerce maior contribuição marginal sobre a variável PBG do que a variável PBZ. Contudo, a elevada correlação entre as variáveis defasadas na equação (15) pode desvirtuar a eficiência dessas variáveis no modelo, embora a própria operação do mercado assegure que o preço do boi magro tem maior influência sobre o preço do boi gordo. Por estas razões especifica-se o MCE para esse par de variáveis co-integradas, cujos resultados são:

$$\hat{PBG} = \underset{(5,162)}{6,146} - \underset{(1,124)}{0,194}\, PBG_{t-1} + \underset{(0,812)}{0,136}\, PBG_{t-2} +$$
$$+ \underset{(1,522)}{0,234}\, PBG_{t-3} + \underset{(4,923)}{0,102}\, PVN_{t-1} + \underset{(0,083)}{0,002}\, PVN_{t-2} +$$
$$- \underset{(2,762)}{0,048}\, PVN_{t-3} + \underset{(8,661)}{1,280}\, Z_t \qquad (16)$$

$R^2 = 0,933$, $S = 1,43$, $F(7, 43) = 85,66$, $d = 2,03$.

Observa-se que todas as estatísticas tornam-se mais significativas, que ocorre redução de 22,6% no valor do resíduo, e que esta equação predomina sobre a anterior. A significância, ao nível de 0,01% de probabilidade, do parâmetro da variável preço de boi magro defasada de um período, indica que o mercado de boi gordo é fortemente afetado, no mesmo sentido, pelas variações nos preços do novilho. A significância do parâmetro de PNV_{t-3} reflete a dinâmica do ajustamento nesse mercado, uma vez que, reduzindo-se o preço de bezerro no período t, a oferta de novilhos no período seguinte se reduz; o preço deste se eleva e sobe também o preço de boi gordo, no mesmo período e no período seguinte. Cabe ressaltar que a significância do parâmetro da variável que mede o desequilíbrio (Z_t) sugere que, a longo prazo, o equilíbrio tende a se estabelecer.

Finalmente, verifica-se também que a variável de desequilíbrio (Z_t) é integrada de ordem menos um $Z \sim I(-1)$, com espectro e freqüência zero. Sendo assim, a condição necessária e suficiente para co-integração é satisfeita.

CONCLUSÕES

Este estudo examina as relações entre preços de boi gordo, novilho e bezerro, no mercado do Estado de Minas Gerais. Os testes da hipótese de raízes unitárias indicam que as variáveis PBG, PNV e PBZ são integradas de ordem zero. A significância das estatísticas dos testes de Durbin-Watson e Dickey-Fuller Expandido mostra que as variáveis PBG e PNV, PBG e PBZ, e PNV e PBZ são co-integradas. A estimação do modelo MCE mostra-se coerente ou consistente e eficiente, de acordo com o emprego do procedimento de mínimos quadrados em duas etapas. O equilíbrio de longo prazo se estabelece ($\alpha' X_t = 0$), indicando que, a longo prazo, as variações nos preços de bezerro e de boi magro se ajustam totalmente ao preço de boi gordo.

REFERÊNCIAS

BRANDT, S.A.; ARAÚJO, A.; ALMEIDA, J.M.C.; ZAKUR, A.; BARNI, E.S. Co-integração e testes de paridade de preços agrícolas. In: Encontro Nacional de Economia, 17., Fortaleza, 1989. **Anais. . .** Fortaleza, ANPEC, 1989. v.2, p.647-52.

DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the Statistical Association,** v.74, n.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica,** v.49, n.4, p.1057-72, 1981.

SECRETARIA DE AGRICULTURA. EPAMIG. **Banco de dados.** Belo Horizonte: 1990.

ENGLE, R.F. & GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction; representation, estimation, and testing. **Econometrica,** v.55, n.2, p.251-75, 1987.

EVANS, G.B.A. & SAVIN, N.E. Testing for unit roots; 1. **Econometrica,** v.49, n.3, p.753-79, 1981.

EVANS, G.B.A. & SAVIN, N.E. Testing for unit roots; 2. **Econometrica,** v.52, n.5, p.1241-69, 1984.

GRANGER, C.W.J. & NEWBOLD, P. **Forecasting economic time series.** New York: Academic Press, 1986. 338p.

GRANGER, C.W.J. & NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. **Journal of Econometrics,** v.26, n.2, p.111-20, 1974.

HENDERSON, J.M. & QUANDT, R.E. **Teoria microeconômica;** uma abordagem matemática. São Paulo: Pioneira, 1976. p.124-146.

JOHNSTON, J. **Econometric methods.** New York: McGraw-Hill, 1984. p.371-83.

NELSON, C.R. & PLOSSER, C. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics,** v.10, n.1, p.139-62, p.1982.

NERLOVE, M. Spectral analysis of seasonal adjustment procedures. **Econometrica,** v.22, n.2, p.426-71, 1964.

PEREIRA, P.L.V. Co-interação, uma resenha com aplicações a séries brasileiras. **Revista de Econometria,** v.8, n.2, p.7-29, 1988.

PHILLIPS, P.C.B. Time series regression with a unit root. **Econometrica,** v.55, n.2, p.277-301, 1987.

PHILLIPS, P.C.B. Regression theory for near-integrated time series. **Econometrica,** v.55, n.5, p.1021-43, 1988.

PYNDICK, R.S. & RUBINFELD, D.L. **Econometric models and economic forecasts.** New York: McGraw-Hill, 1981. p.473-601.

SARGAN, J.D. & BHARDAVA, A. Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk. **Econometrica,** v.51, n.1, p.153-74, 1983.

STOCK, J.H. Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vector. **Econometrica,** v.55, n.5, p.1035-56, 1987.

WHITE, H. **Asymptotic theory for econometricians.** Orlando: Academic Press, 1984. p.29-60.

APÊNDICE A

QUADRO 1. Dados básicos referentes à variável preço do boi gordo (PBG), medidos em dólares, Minas Gerais, 1973-I a 1986-IV.

Anos	Períodos			
	I	II	III	IV
1973	19,48	19,68	22,71	30,01
1974	24,63	24,62	24,52	24,10
1975	22,46	19,52	17,98	18,27
1976	17,92	16,28	15,69	16,47
1977	15,90	14,60	14,84	16,30
1978	18,84	18,90	22,03	26,32
1979	27,12	27,10	31,70	34,91
1980	29,95	26,58	25,53	26,26
1981	21,73	17,91	16,12	16,89
1982	15,38	14,05	16,46	16,11
1983	14,33	15,08	17,87	21,74
1984	19,72	19,11	20,79	21,53
1985	15,86	12,22	17,95	22,50
1986	17,43	17,47	22,07	27,33

Fonte: Banco de Dados da EPAMIG.

QUADRO 2. Dados básicos referentes à variável preço do boi magro (PNV), medidos em dólares, Minas Gerais, 1973-I a 1986-IV.

Anos	Períodos			
	I	II	III	IV
1973	173,38	197,60	230,42	281,65
1974	241,92	262,21	259,54	245,16
1975	218,93	190,89	170,87	164,48
1976	147,72	135,53	130,69	131,01
1977	113,97	115,48	118,58	127,01
1978	138,79	161,90	194,39	208,38
1979	230,97	245,63	282,77	287,81
1980	282,21	283,53	275,72	247,80
1981	215,79	179,01	154,97	151,62
1982	129,61	117,16	121,95	115,17
1983	109,87	127,48	137,06	176,31
1984	192,77	200,75	197,22	188,46
1985	150,90	125,04	143,29	188,64
1986	172,51	196,86	241,41	260,63

Fonte: Banco de Dados da EPAMIG.

QUADRO 3. Dados básicos referentes à variável preço do bezerro (PBZ), medidos em dólares, Minas Gerais, 1973-I a 1986-IV.

Anos	Períodos			
	I	II	III	IV
1973	117,62	133,82	157,09	188,37
1974	158,60	176,49	174,10	159,79
1975	140,92	118,98	107,37	100,88
1976	89,18	80,44	73,27	70,97
1977	63,71	62,11	61,65	65,02
1978	70,70	87,65	112,23	119,29
1979	137,78	157,75	183,62	184,90
1980	181,56	186,66	179,41	162,05
1981	144,38	115,35	97,82	91,09
1982	72,50	62,73	60,93	57,57
1983	56,30	66,72	71,06	86,28
1984	104,66	120,99	118,27	111,22
1985	87,95	75,34	82,46	96,43
1986	93,48	113,63	147,14	163,43

Fonte: Banco de Dados da EPAMIG.