



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



CONVERGÊNCIA DE PREÇOS DO BOI SOB PRESENÇA DE QUEBRA ESTRUTURAL

CLEYZER ADRIAN CUNHA; ALEX AIRES CUNHA; KLEBER DOMINGOS ARAUJO;

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS

GOIANIA - GO - BRASIL

cleyzer@uai.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

CONVERGÊNCIA DE PREÇOS DO BOI SOB PRESENÇA DE QUEBRA ESTRUTURAL

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços

Resumo

As variáveis econômicas são afetadas por políticas econômicas e por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas, guerras e desastres ecológicos. Esses eventos caracterizam efeitos conhecidos como “outlier” e devem ser considerados na modelagem econométrica. O estudo procurou analisar a integração de mercado juntamente com os efeitos da presença da quebra estrutural nas séries do preço do boi de corte recebido pelo produtor no estado de Goiás e no Brasil. A principal contribuição do estudo em relação a outros trabalhos foi a utilização do teste de raiz unitária desenvolvido por VOGELSANG (1999) juntamente com teste de co-integração para a presença de “outlier” desenvolvido por GREGORY e HANSEN (1996). Dentre os principais resultados, destaca-se que os preços no Estado de Goiás tendem a acompanhar os preços de outras “praças” de comercialização, mesmo na presença do “outlier”.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Palavras-chaves: Quebra estrutural; preços; integração

Abstract

The economics variables are affected by economics policies and events of nature, climatic variations, and environment disasters. These events characterize known effect as structural breaks and must be considered in the Econometric Analysis. This paper analyze the integration of bull market prices to Goiás and Brazil under effect of structural break. Furthermore, the empirical analysis used models of unit test root VOGELSANG (1999) and co-integration with rigime shift developed for GREGORY and HANSEN (1996).

Key Words: Struuctural Breaks; prices; Integration

1. INTRODUÇÃO

Devido as constantes transformações ocorridas na economia brasileira durante a década de 90, tais como, abertura comercial, estabilização dos preços fizeram com que as empresas preocupassem mais com o nível de competitividade e produtividade de suas cadeias produtivas. Nesse contexto, as questões pertinentes aos níveis de proteção e ganhos no mercado financeiro são colocadas em um segundo plano pelas organizações, haja vista a maior globalização da economia brasileira.

Segundo a Confederação Nacional da Agricultura (C.N. A - 2000), a pecuária bovina brasileira nos últimos anos se insere num contexto de mudanças dinâmicas orientadas para uma maior coordenação dos agentes socioeconômicos da sua cadeia produtiva. O mesmo estudo apresenta que os agentes econômicos que compõe a cadeia produtiva devam ter consciência das dificuldades (estruturais e transitórias) que os afetam individualmente e daquelas que interferem no desempenho da cadeia como um todo. Por conseguinte, o conhecimento do próprio mercado, o domínio das informações relevantes e a capacidade para interpretar e para transformar essas dificuldades em propostas e ações estratégicas adequadas à nova realidade é o grande desafio do sistema agroindustrial da carne bovina brasileira.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

Segundo a CNA (2000), a competitividade deste sistema é severamente prejudicada pela sua diversidade e descoordenação. Existe um grande número de produtores pecuários, dado o seu tamanho, nível de capitalização e localização, que adotam diferentes sistemas de criação e uma grande variedade de raças. O abate e comercialização também apresentam semelhante heterogeneidade, verificando-se desde organizações clandestinas, não inspecionadas e com precárias condições sanitárias, até frigoríficos modernos, com tecnologias avançadas e formas de distribuição integrada da produção. O maior concorrente da carne bovina, a carne de frango, avançou no processo de integração e coordenação da cadeia agroindustrial e conseguiu colocar no mercado uma gama de produtos com preços extremamente competitivos.

Ainda existe espaço para a maior articulação da cadeia produtiva bovina no Brasil, tendo em vista o seu grande potencial de produção para o mercado interno e externo. Segundo TUPY (2003), a média do consumo de carne bovina no Brasil foi de 36,5 kg de equivalente-carcaça/pessoa/ano em 2000, sendo superado em nível mundial apenas pelo Uruguai (75,3 kg), pela Argentina (69,0 kg), pelos EUA (45,3 kg), pelo Paraguai (43,0 kg) e pela Nova Zelândia (42,4 kg). Entretanto, deve-se ter cautela na análise dos dados de consumo per capita no Brasil, tendo em vista que existe uma elevada concentração de renda e índices de desigualdade social. Desta forma, sugere-se políticas públicas que favoreçam a equidade na distribuição de renda poderão elevar o consumo per capita de carne bovina no Brasil.

Este estudo objetivou analisar o o comportamento dos preços do boi gordo nos estado de Goiás e no Brasil, utilizando-se, como modelo empírico, os testes de raiz unitária e de co-integração com quebra estrutural desenvolvidos por VOGELSANG (1999) e GREGORY e HANSEN (1996) .

Este estudo está dividido, em quatro partes. A primeira consiste na introdução; a segunda trata da metodologia de estudo; na terceira encontram-se os resultados e as discussões e finalmente, são apresentadas as considerações finais.

2. Metodologia

2.1. A presença de *outlier* em séries temporais



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



As variáveis econômicas são afetadas por políticas econômicas e por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas, guerras e desastres ecológicos. Esses eventos devem ser considerados na modelagem econômica, pois, caso contrário, implicam inferências sobre modelos estruturais viesados, com conseqüente perda de seu poder de previsão.

Segundo MADDALA e KIM (1998), os outliers (ou quebras) são observações aberrantes que estão distantes do resto de uma série de dados, ou seja, são pontos discrepantes ao longo de uma série temporal. Os outliers também podem surgir por especificações errôneas das estimativas das relações entre as variáveis econômicas, a exemplo de omissão de variáveis e forma funcional do modelo estimado.

BOX e TIAO (1975) foram os primeiros a detectar e classificar os outliers em séries econômicas, identificando-os como additive outlier (AO) ou innovation outlier (IO).

Na literatura de séries temporais existem dois tipos de dummies que são utilizadas para representar a quebra estrutural. A primeira dummy é do tipo pulse, em que se assumem o valor igual a 1 no momento da ocorrência de determinado evento atípico e valor igual a zero fora do tempo de ocorrência. O segundo tipo é dummy do tipo step, em que assume valor igual a zero antes da ocorrência do evento e valor igual a 1 no período posterior à ocorrência do evento.

Segundo MADDALA & KIM (1998), a priori, se determinada quebra estrutural é causada por variações bruscas de políticas econômicas e choques de preços que ocorreram no tempo (t_0), ela é conhecida como quebra do tipo single known break e classificada como de caráter exógeno. Em contrapartida, as quebras estruturais aliadas a nenhum evento externo ao modelo são conhecidas como single unknown break e são de caráter endógeno.

Segundo MARGARIDO (2001), evidencia-se nas variáveis econômicas brasileiras, na década de 90, um comportamento típico dos modelos AO, pois, com a implementação do Plano Real (*regime shift*), houve mudança na inclinação de tendência das séries econômicas.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Cabe ressaltar que nesse estudo, assim como em MARGARIDO (2001), optou-se pela utilização dos modelos do tipo AO, porque a visualização gráfica das séries indica adotar tal procedimento. Pela análise das Figuras 1, 2 definiu-se o outlier como julho de 1994.

Pela análise das Figuras 1 e 2 nota-se o comportamento do outliers no período de estabilização dos preços na economia, ou seja, julho de 1994.

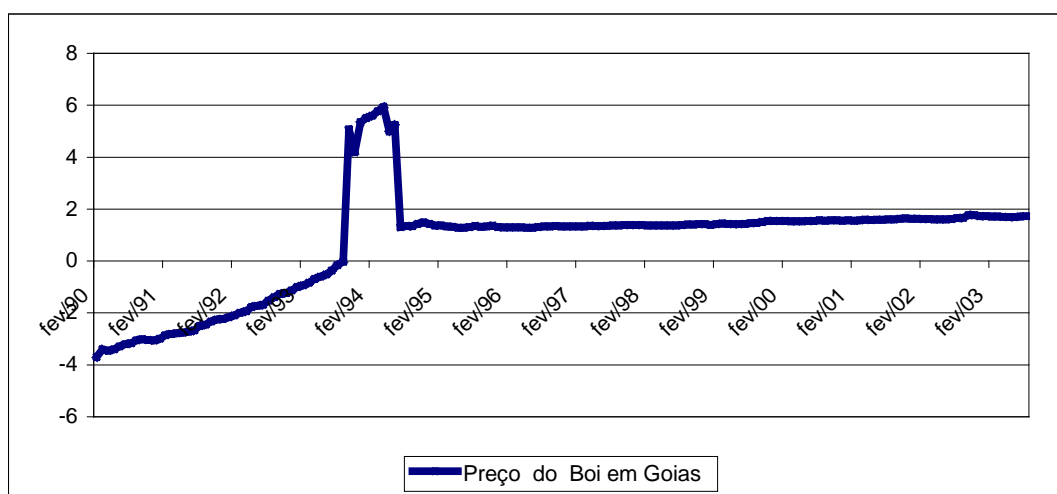


Figura 1 - Comportamento do logaritmo do preço do boi gordo recebido pelo produtor em Goiás de fevereiro de 1990 a agosto de 2003

Fonte: FGV (2004).

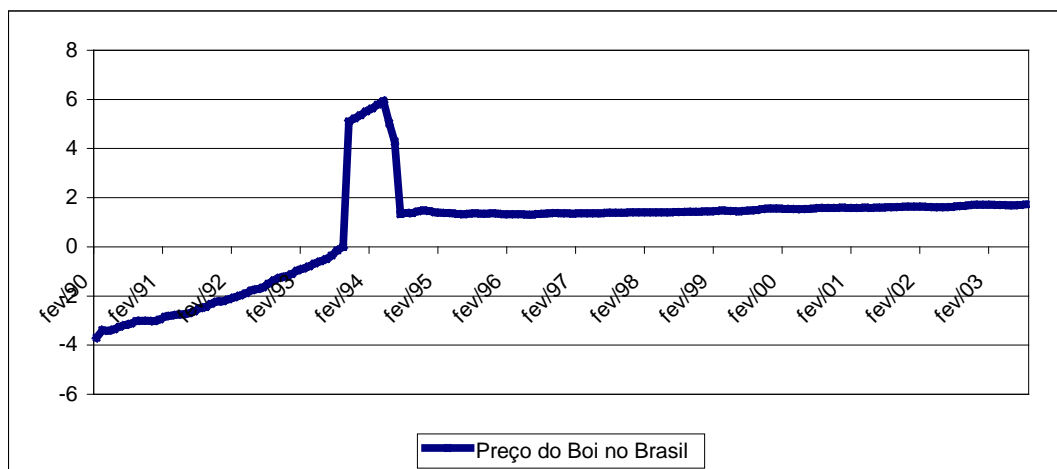




Figura 1 - Comportamento do logaritmo do preço do boi gordo recebido pelo produtor no Brasil de fevereiro de 1990 a agosto de 2003

Fonte: FGV (2004).

Para MARGARIDO (2001), o comportamento típico dos modelos aditive outlier (AO), pois, com a implementação do Plano Real, houve mudança na inclinação de tendência das séries. Assim reforça o uso dos testes de raiz unitária com quebra estrutural desenvolvido por VOGELSANG (1999). A idéia de testar se as series são co-integradas ou apresentam relação estável de equilíbrio de longo prazo a partir do modelo GREGORY e HANSEN (1996). Quando a data da presença do *outlier* é desconhecida, ou seja tratar-se de *unknown break date* ou *single unknown break* pode-se utilizar o procedimento de ZIVOT E ANDREWS (1992) para encontrar o ponto ou a data correta da quebra estrutural.

Segundo ENDERS (1995) e MADALLA & KIM (1998), na presença de quebra estrutural os testes de raiz unitária convencionais do tipo Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) não são indicados, pois conduzem a resultados viesados em relação à estacionariedade ou não das séries. Nesses casos, são os testes de raiz unitária com quebras estruturais os mais indicados. Citam-se como exemplos, os testes de PERRON (1989), de FRANCES & HALDRUP (1994), de SHIN et al. (1996), PERRON & NG (1996) de VOGELSANG (1999).

Segundo VOGELSANG (1999), a presença do outlier na série temporal com quebra estrutural pode ser testada pela seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \omega D(T_{AO})_t + e_t \quad (1)$$

em que $D(T_{AO}) = 1$, para $t = T_{AO}$; e zero, caso contrário.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



A partir da estatística de t, de Student, do parâmetro ω , pode-se testar a hipótese da presença de quebra estrutural. Se o valor calculado exceder o valor crítico, se aceita a hipótese da presença de outlier no período considerado.

De acordo com VOGELSANG (1999), pode-se verificar a presença de raiz unitária a partir da seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^K C_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k+1} \omega D(T_{AO})_{t-i} + e_t \quad (2)$$

em que, para testar a presença de raiz unitária, tem-se a seguinte hipótese nula: $\alpha = 1$; e definiu-se $D(T_{AO})_t = 1$, para $t = T_{AO}$; e zero, caso contrário. A partir da estatística de student do parâmetro α pode-se fazer o teste de raiz unitária com os valores tabulados por VOGELSANG (1999).

As defasagens de $D(T_{AO})_t$ são necessárias para remover a influência do outlier sobre o termo ΔY_{t-i} e este teste baseia-se nos valores críticos de um teste ADF. VOGELSANG (1999) chamou a atenção para o fato de que, quanto mais defasagens são incluídas no modelo, mais variáveis dummies terão de ser adicionadas. Com isso, se existir mais de um outlier e muitas defasagens, ocorrerá a perda de graus de liberdade no modelo, não sendo trivial a remoção da influência da quebra estrutural na série.

Quando a série temporal apresenta mais de uma quebra estrutural, o método desenvolvido por VOGELSANG (1999) não pode ser utilizado. Essas quebras estruturais também podem ser classificadas como do tipo AO, pois a mudança na função tendência ocorre de forma instantânea e, ainda, a quebra descreve um processo gerador de dados.

Segundo GUJARATI (2000), o processo estocástico pode ser chamado de estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da co-variância entre dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre esses períodos e não do período atual, no qual a variância é calculada. Na literatura econométrica de séries temporais, este processo é conhecido como um processo fracamente estacionário. As séries que passam por determinado processo estocástico



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



chamado de não-estacionário têm comportamento de difícil modelagem simplesmente por meio de uma equação matemática.

Quando se trabalham os dados empiricamente, nem sempre se obtêm séries estacionárias. Entretanto, existem séries temporais não-estacionárias, que depois de sofrerem diferenciações, uma ou mais vezes, tornam-se estacionárias. Uma série temporal precisa ser diferenciada "d" vezes para se tornar estacionária; diz-se que ela é integrada de ordem "d" ou I(d). Se a série temporal for integrada de I(0), diz-se que ela é estacionária em nível e não nas diferenças.

2.2. Co-integração na presença de quebra estrutural

Quando duas séries econômicas são co-integradas, diz-se que estas possuem relação estável de longo prazo. Essas variáveis devem ter a mesma ordem de integração, ou seja, se uma série Y for I(1), a outra X deve ser também I(1) para serem co-integradas. Forças de equilíbrio tendem a fazer com que essas variáveis caminhem juntas, no longo prazo.

Segundo HJELM e JOHANSSON (2002), na presença de quebra estrutural os testes de co-integração usuais podem gerar resultados imprecisos. Sendo assim, o pesquisador pode rejeitar a hipótese nula de co-integração vis-à-vis não consideração da presença da mudança da estrutural na serie temporal. Este teste é realizado num contexto de equilíbrio de longo prazo.

Em virtude do problema que a quebra estrutural pode influenciar os testes usuais da literatura econômica pode gerar resultados imprecisos, a exemplo, o teste de ENGLE e GRANGER (1987). Sendo assim, são indicados os testes que levam em conta a presença da quebra estrutural, citam-se os testes desenvolvidos por QUINTOS (1995), GREGORY e HANSEN (1996).

Como procurou testar se preços do boi de Goiás e do Brasil cointegram, ou apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo na presença da quebra estrutural, ou seja, julho de 1994. Assim utilizou-se o modelo *regime shift* de GREGORY e HANSEN (1996). Vale destacar que existem três outros modelos de co-integração com quebra estrutural



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



são eles: *level shift (model C)*, *level shift with trend model C/T*, e *regime shift (model C/S)*

O modelo de GREGORY e HANSEN (1996), é conhecido como regime shift model, que pode ser representado pela seguinte expressão:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t \quad t = 1, \dots, n \quad (3)$$

em que y_{1t} e y_{2t} são as variáveis integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$, μ e α são os parâmetros estimados e e_t é integrado de ordem zero. A variável dummy representa a presença da quebra estrutural no período de interesse, $\varphi_{t\tau} = 0$, para $t \leq [n\tau]$, caso contrario assume $\varphi_{t\tau} = 1$, para $t > [n\tau]$. O parâmetro desconhecido $\tau \in (0,1)$ e denota o ponto na serie temporal que ocorreu a presença da quebra estrutural e $[\]$ a parte que interage.

Depois de estimado a equação acima é explicada por um teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF) sobre os resíduos da mesma. É importante ressaltar que são utilizados os valores críticos tabulados por GREGORY e HANSEN (1996). Assim sendo tem-se o teste de estacionariedade dos resíduos é dado pela seguinte expressão:

$$\Delta e_t = \alpha_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^{n+} \alpha_{i+1} \Delta e_{t-i} + e_t, \quad (4)$$

Se a hipótese $\alpha_1 = 0$ for rejeitada os resíduos da equação são estacionários. Sendo assim as duas variáveis apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo.

3. Resultados e discussão

O teste de VOGELSANG (1999) foi utilizado para verificar o comportamento das séries com quebra estrutural em julho de 1994, ou seja, para os preços do boi gordo em Goiás

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

(PG) e do Brasil (PB) longo do período de fevereiro de 1990 a agosto de 2003. Vale lembrar que os dados foram coletados junto a Fundação Getulio Vargas (FGV-Dados).

A Tabela 1 mostra-se os resultados encontrados para o teste de VOGELSANG (1999), para as duas séries com uma única quebra estrutural (dummy tipo pulse em julho de 1994), conforme a equação (1). Os resultados dos testes indicam que as duas séries não são consideradas estacionárias em nível, mas integradas de ordem de um, ou simplesmente I(1). Ou seja, os valores absolutos calculado de (t) para I(1) são maiores que os valores absolutos críticos a 5%. Por conseguinte, todas estimativas do modelo econométrico de co-integração de GREGORY e HANSEN (1996), foram realizadas com a primeira diferença das séries de preços.

Tabela 1 - Resultados do teste de VOGELSANG (1999) para estacionariedade das séries preço em Goiás e Brasil no período de fevereiro de 1990 a agosto de 2003

Série	Valor calculado (τ) para I(1)	Valor crítico (1%)	Valor crítico (5%)	Valor crítico (10%)
PG	2,86**	-3,43	-2,86	-2,57
PB	2,90**	-3,43	-2,86	-2,57

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Valores críticos tabelados VOGELSANG (1999)

A Tabela 2, evidencia a estimativa da equação (11), ou seja, o primeiro procedimento para detectar a relação de co-integração na presença de quebra estrutural modelo de GREGORY e HANSEN (1996) para o período de introdução do Plano Real, ou seja, julho de 1994.

Tabela 2 - Resultados da equação de co-integração proposta por GREGORY e HANSEN (1996) das séries preço em Goiás e Brasil no período de fevereiro de 1990 a agosto de 2003

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

Variáveis	Coefficientes	P-valor
C	-2,4776	0,1231
D94	-1,3985	0,2821
PB	0,9982	0,0000
PB*D94	0,1003	0,2468

Fonte: dados da pesquisa

A equação (2), apresentou R^2 em torno de 0,99, ou seja 99% das dispersões em torno da variável dependente são explicados pelas variáveis independentes do modelo econométrico. O modelo também apresentou p-valor da estatística de F (Fisher) significativo a 1% de probabilidade, indicando que as variáveis em conjunto explicam o modelo estimado. Assim sendo, depois de estimada equação, faz-se teste de GREGORY e HANSEN para os resíduos. Os resultados do teste Aumentado de Dickey – Fuller (ADF) para os resíduos podem ser observados na Tabela (3).

Tabela 3 - Teste ADF para os resíduos da equação (11) com a presença de quebra para período de fevereiro de 1990 a agosto de 2003

Relação co-integração	t calculado	t critico 1%	t critico 5%
PG e PB	-7,62*	-5,47	-4,95

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: * significativo a 1%, 5% de probabilidade, respectivamente. Valores críticos do ADF tabelados por GREGORY e HANSEN, (1996).

De acordo com a Tabela 3, a hipótese nula foi rejeitada, então se conclui que as séries apresentam-se co-integradas mesmo com a presença da quebra estrutural. Desta forma,



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



os preços recebidos do boi gordo pelo produtor de Goiás apresentam relação de equilíbrio de longo prazo com os preços do gordo no Brasil. Ou seja, mesmo com o *regime shift* pode-se afirmar que os mercados são integrados.

4. Considerações Finais

Desta forma, quando se analisa a integração de preços entre os mercados de boi gordo no Brasil usando o teste de raiz unitária ADF e de co-integração de Johansen pode-se incorrer em resultados viesados, tendo em vista o comportamento da quebra estrutural que o Plano Real exerceu sob as séries econômicas (*regime shift*).

Quando se utiliza testes econométricos mais robustos, a hipótese de convergência de preços é válida. Ou seja, no longo prazo, os preços entre os diversos mercados tendem a convergir para o mesmo patamar, excluído a diferença de fretes.

Desta forma, a partir do exposto neste trabalho, a estabilização dos preços da economia pelo Plano Real deve ser considerada na modelagem econométrica, no qual usando testes apropriados os mercados são integrados, ou “caminham” juntos ou apresentam relações de longo prazo.

5. Referências Bibliográficas

BOX, G.E.P., TIAO, G.C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. **Journal of the American Statistical Association**, v. 70, n. 3, p. 70-79, 1975.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.



ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987.

FRANSES, P.H., HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal Business and Economic Statistics**, v. 12, p. 471-478, 1994.

GREGORY, A.W.; HANSEN, B.E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, Vol.70, pp.99-126, 1996.

HJELM, G., JOHANSSON, M.W. **Structural change in fiscal policy and the permanence of fiscal contractions - the case of Denmark and Ireland**. Working Paper by Lund University, Departamento f Economics, 2002.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA - IPEA. Informações econômicas. [10 janeiro 2005 www.ipeadata.gov.br].]

MADDALA, G.S., KIM, I.M. **Unit roots, co integration, and structural change**. New York: Cambridge University, 1998. 505 p.

MADDALA, G.S., KIM, I.M. **Unit roots, co-integration, and structural change**. New York: Cambridge University, 1998. 505 p.

MARGARIDO, M.A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em series econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, n. 4, v. 31, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.



PERRON, P., NG, S. Useful modifications to unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **Review of Economic Studies**, n. 63, p. 435-463, 1996.

SHIN, D.W., SAKAR, S., LEE, J.H. Unit root tests for time series with outliers. **Statistics and Probability Letters**, v. 30, p. 189-197, 1996.

TSAY, R.S. Outliers, level shifts, and variance changes in time series. **Journal of Forecasting**, n. 7, p. 1-20, 1988.

TUPY, O. Mercado e comercialização. **In: Criação de bovinos de corte na Região Sudeste. Sistemas de Produção 2**, Versão eletrônica, EMBRAPA -PECUÁRIA julho de 2003.

VOGELSANG, T.J. Two simple procedures for testing for a unit root when there are additive outliers. **Journal of the Series Analysis**, v. 20, n. 2, 1999.

ZIVOT, E., ANDREWS, D.W.K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, **Journal of Business and Economics Statistics** 10, 251-270, 1992.