



SOBER

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



ANÁLISE DOS PREÇOS DA CANA-DE-AÇUCAR SOB REGIME SHIFT

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

ANÁLISE DOS PREÇOS DA CANA-DE-AÇUCAR SOB *REGIME SHIFT*

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços

Resumo

Este trabalho teve como objetivo principal investigar, empiricamente, os efeitos da implantação do Plano Real no comportamento de longo prazo dos preços da cana-de-açúcar praticados nos estados de São Paulo e Paraná. Utilizou-se na análise testes de raiz unitária e de co-integração na presença de quebra estrutural (*regime shift*) desenvolvido por VOGELSANG (1997, 1999) e GREGORY e HANSEN (1996).

Palavras-chaves: **regime shift, preços e cana-de-açúcar**

Abstract

The objective of paper is analyzing the effect of the Real Plan in the behavior of long stated period of the prices of the sugarcane. The prices are of the states of São Paulo and Paraná. We use the unit root test and of co-integration with structural breaking (*regime shift*) developed by VOGELSANG (1997, 1999) and GREGORY and HANSEN (1996).



SOBER

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



Key Words: regime shift, prices and sugarcane

1. INTRODUÇÃO

A cana de açúcar é um produto agrícola cultivado no Brasil desde a Colônia. Embora, o país tenha sido um grande produtor de açúcar nesse período, que durou cerca de 150 anos, a produção expandiu muito à partir da década 70 com o programa do governo Pró-Álcool que visava substituir a gasolina por etanol e assim, diminuir o impacto da crise do Petróleo.

Durante décadas o governo brasileiro interviu nesse setor regulando preço de modo a assegurar a rentabilidade e, ao mesmo tempo, possibilitar a contenção do processo inflacionário. Os preços eram fixados tomando como referencial o valor constante de planilhas de custo de produção, acrescido de montante que representasse o lucro da atividade. À partir de 1999 houve a desregulamentação do setor, estabelecendo condições mais competitivas, pois, os preços dos produtos finais (açúcar e álcool) e da matéria-prima agora passaram a ser determinados pelo livre mercado (SACHS, 2005).

De acordo com BACARIN (2005), após a liberação do preço da cana-de-açúcar, constatou-se uma queda na sua cotação, com a tonelada caindo para valores próximos a R\$ 15,00. Tal situação durou pouco tempo e logo se iniciou uma recuperação, com o preço da tonelada alcançando um patamar entre R\$ 25,00 e R\$30,00 em janeiro de 2001. A produção de cana-de-açúcar também acompanhou a flutuação em seu preço, diminuindo de um total de 345,3 milhões de toneladas em 1997/98 para 326,1 milhões em 1999/2000 e voltando a crescer em 2000/02 para 363,7 milhões de toneladas.

De acordo com o IBGE (2005) os maiores produtores de cana-de-açúcar no Brasil são os estados de São Paulo e Paraná. O estado de São Paulo lidera o ranking com uma produção de 244,5 milhões de toneladas e uma participação relativa Estado/Brasil de 58,27% e o Paraná em segundo lugar com uma produção de 31,8 milhões de toneladas e uma participação relativa Estado/Brasil de 7,58%.

Este trabalho teve como objetivo principal investigar, empiricamente, os efeitos da implantação do Plano Real no comportamento de longo prazo dos preços da cana-de-açúcar praticados nos estados de São Paulo e Paraná. Utilizou-se na análise testes de



SOBER

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



raiz unitária e de co-integração na presença de quebra estrutural (*regime shift*) desenvolvido por VOGELSANG (1997, 1999) e GREGORY e HANSEN (1996).

e teste de causalidade. Assim, o presente trabalho está dividido em três partes além desta introdução, na primeira parte é apresentado a metodologia, na segunda apresentam-se os resultados e discussões e no final apresentam-se as considerações finais.

2. METODOLOGIA

2.1. Quebra estrutural em séries temporais

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* 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 *addtive outlier* (AO) e *innovation outlier* (IO).

Quando ocorre um AO, as observações subseqüentes não são afetadas por este, e a mudança ocorre na função tendência de forma instantânea. O IO ocorre quando uma grande inovação acontece na economia, afetando a dinâmica do modelo temporal, e a mudança acontece de forma gradual.



SOBER

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



TSAY (1988) classificou outros tipos de *outliers* na literatura econométrica de séries temporais; são os chamados *Outliers Structural Changes* ou *outlier* com mudanças estruturais.

Segundo MADDALA e KIM (1998), esses diferentes tipos de *outliers* AO, IO, *Level Changes* (LC) e *Variance Changes* (VC) podem ser descritos a partir da seguinte expressão:

$$Z_t = Y_t + F(t) \quad (1)$$

em que Y_t é a série temporal que sofreu os distúrbios, $F(t)$ são os distúrbios e Z_t é a série com distúrbios. Assim, pode-se considerar Y_t , com e sem intercepto e com tendência:

$$Y_t = X_t \quad (2)$$

$$Y_t = \alpha + X_t \quad (3)$$

$$Y_t = \alpha + \delta T + X_t \quad (4)$$

em que $X_t = \rho X_{t-1} + e_t$, $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Para denotar os diferentes modelos de *outliers*, pode-se representá-los a partir das seguintes expressões:

Modelo AO

$$F(t) = \omega_{AO} \zeta_t^m \quad (5)$$

Modelo IO

$$F(t) = \frac{1}{1 - \rho L} \omega_{IO} \zeta_t^m \quad (6)$$

Modelo LC

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

$$F(t) = \frac{1}{1-L} \omega_{LC} \zeta_t^m \quad (7)$$

Modelo VC

$$F(t) = \frac{1}{1-\rho L} \omega_{VC} e_t^m \quad (8)$$

em que L é o operador de defasagem; $w_i, i = AO, IO, LC, VC$ denota a magnitude do respectivo distúrbio; m é a localização do *outlier* e $\zeta_t^m = 1$, se $t = m$, e zero, caso contrário; $e_t^m = 0$ para $t < m$; e e_t para $t > m$.

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 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 indicados¹.

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.

¹ Ver, por exemplo, PERRON (1989), FRANCES & HALDRUP (1994), SHIN et al. (1996) e PERRON & NG (1996).



SOBER

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



Segundo VOGELSANG (1997, 1999), a presença do *outlier* na série temporal com quebra estrutural pode ser testada pela seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \omega D(T_{AO})_t + e_t \quad (9)$$

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

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, aceita-se a hipótese da presença de *outlier* no período considerado.

De acordo com VOGELSANG (1997, 1999), pode-se verificar a presença de raiz unitária a partir da seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^K C_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k+1} \omega D(T_{AO})_{t-i} + e_t \quad (10)$$

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.

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 (1997, 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

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



SOBER

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



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).

Segundo RAO e KUMAR (2007) a data correta de ocorrência da quebra estrutural é identificada a partir da equação co-integração, em que se avalia todas as possíveis datas com possíveis quebras estruturais identificadas na análise gráfica do logaritmo da série em questão. A identificação da quebra estrutural é feita onde o teste estatístico t apresentar um valor mínimo, ou seja, quando em termos absolutos o teste ADF apresentar valor maximo. Deve-se ressaltar que o GREGORY e HANSEN (1996), tabularam os valores críticos a partir dos valores críticos de MACKINNON (1991), procedimento usando no teste de co-integração de Engle-Granger.

Segundo RAO e KUMAR (2007) a abordagem do método de co-integracao com quebra estrutural é uma extensão ao teste de raiz unitária com quebra estrutural desenvolvido por ZIVOT e ANDREWS (1992). Segundo os autores o modelo considera que uma única quebra endógena nas relações de co-integracao e que o modelo de quebras estrutural podem ser especificadas com duas variáveis.

Segundo GREGORY e HANSEN (1996), existem três modelos que evidenciam a presença da quebra estrutural e as relação de co-integração. São eles: O modelo *level shift* (C), o modelo *level shift with trend* (C/T) e finalmente o modelo *regime shift* (C/S) ambos com intercepto e os demais parâmetros. Em todos os modelos a mundanca estrutural é testada pela presença de uma variavel *dummy*.

$$\varphi_{it} = \begin{cases} 0 & \text{se } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{se } t \geq [n\tau] \end{cases}$$



SOBER

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



Por conseguinte, a variável *dummy* $\varphi_{it}=0$ representa a presença da quebra estrutural no período de interesse, $\varphi_{it}=0$, para $t \leq [n\tau]$, caso contrário assume $\varphi_{it}=1$, para $t > [n\tau]$. O parâmetro desconhecido $\tau \in (0,1)$ e denota o ponto na série temporal que ocorreu a presença da quebra estrutural e $[\]$ a parte que interage.

Segundo GREGORY e HANSEN (1996), o modelo *level shift* (C), pode ser representado pela seguinte expressão matemática:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{it} + \alpha^T y_{2t} + e_t,$$

em que y_{1t} e y_{2t} são as variáveis integradas de mesma ordem. O parâmetro μ_1 representa o intercepto antes da mudança e o parâmetro μ_2 representa o intercepto na data que ocorre a mudança de regime, isto é a quebra estrutural e finalmente e_t são os erros aleatórios. Deve-se considerar que $t = 1, \dots, n$.

Ainda de acordo com o GREGORY e HANSEN (1996), o modelo *level shift with trend* (C/T), pode ser representado pela expressão e o modelo o *regime shift* (C/S) pela expressão:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{it} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t,$$

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{it} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{it} + e_t$$

Depois de estimado os três modelos deve-se usar o teste de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) sobre os resíduos das equações. É importante ressaltar que os são utilizados os valores críticos tabulados por GREGORY e HANSEN (1996).

A hipótese nula é que não existe co-integração entre as séries. Para isto, os valores calculados devem exceder em termos absolutos os valores críticos tabulados. Ou seja, existe uma relação de co-integração entre as séries envolvidas se os resíduos das equações estimadas forem estacionários.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO



SOBER

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



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 recebidos pelo produtor pela cana-de-açúcar no estado do Paraná e de São Paulo do período de janeiro de 1990 a maio de 2005. Vale lembrar que os dados foram coletados junto a Fundação Getulio Vargas (FGV-Dados) e IPEADATA.

A Tabela 1, evidencia que o plano Real pode ser considerado como uma quebra estrutural, tendo em vista que os parâmetros estimados foram significativos a 1% de probabilidade. Desta forma, pela análise gráfica dos logaritmos das duas séries, percebe-se a presença de *regime shift* na trajetória.

Tabela 1- Resultados do teste de VOGELSANG (1999) detectar as presença do outliier nas séries (equação 9).

Série	Valor calculado (τ) para detectar o outlier	Valor crítico Vogelsang (t) para 1%	Valor crítico Vogelsang (5%)	Valor crítico Vogelsang (10%)
PS	17,26*	2,93	3,13	3,55
PR	20,09*	2,93	3,13	3,55

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: * significativo a 1% de probabilidade. Valores críticos tabelados VOGELSANG (1999).

A Tabela 2 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 são consideradas estacionárias ou 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 criticos a 5%.

Tabela 2 - Resultados do teste de VOGELSANG (1999) para estacionariedade das séries preços das séries (equação 10).

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

Série	Valor calculado(t alfa)para I(1)	Valor crítico Vogelsang (1%)	Valor crítico Vogelsang (5%)	Valor crítico Vogelsang (10%)
PS	-3,02**	-3,43	-2,86	-2,57
PR	-2.95**	-3,43	-2,86	-2,57

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: ** significativo a 5% de probabilidade. Valores críticos tabelados VOGELSANG (1999).

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 nos três modelos, conforme Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados dos modelos de GREGORY e HANSEN (1996) para identificar existência de co-integração entre as séries

Modelos	Data de Quebra	ADF dos Resíduos	Valor Critico 1%	Valor Critico 5%	Valor Critico 10%
C	07/1994	-13.76034*	-5,13	-4,61	-4,34
C/T	07/1994	-13.78074*	-5,45	-4,99	-4,72
C/S	07/1994	-13.78025*	-5,47	-4,95	-4,68

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: * significativo a 1% de probabilidade. Valores críticos tabelados 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, os preços recebidos da cana-de-açúcar em São Paulo e no Paraná apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Ou seja, mesmo com o *regime shift* pode-se afirmar que os mercados são integrados.

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

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Desta forma, quando se analisa a integração de preços entre os mercados de cana-de-açúcar em São Paulo e no Paraná 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 Americal Statistical Association**, v. 70, n. 3, p. 70-79, 1975.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Jonh 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 additives 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.



SOBER

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



INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA-IBGE. Disponível em:
< www.ibge.com.br >. Acesso em 10 de Agosto de 2007.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA - IPEA. Informações
econômicas. [agosto de 2007 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.

NEAGRI. A Constituição da Nova Regulamentação Sucroalcooleira – Cadernos do
Ceam. Brasília:Editora Unesp, 2005. v.22, 243p.

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.

SACHS, R.C.C. Cana-de-açúcar: Preços Recebidos Pelos Produtores no Estado de São
Paulo. (2005)Disponível em: www.iea.sp.gov.br/OUT/verTexto.php?codTexto=4174

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.

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.