



SOBER

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



**PREVISÃO DOS PREÇOS DO AÇÚCAR E ANÁLISE DA SUA
VOLATILIDADE NO MERCADO FUTURO BRASILEIRO (2003 A 2007):
UMA APLICAÇÃO DE MODELOS DA FAMÍLIA ARCH**

**DANIELI SCALCON NICOLA; CLAILTON ATAÍDES FREITAS;
MARLON VIDAL PAZ;**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA

SANTA MARIA - RS - BRASIL

CAF@CCSH.UFSM.BR

APRESENTAÇÃO ORAL

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS

**PREVISÃO DOS PREÇOS DO AÇÚCAR E ANÁLISE DA SUA
VOLATILIDADE NO MERCADO FUTURO BRASILEIRO (2003 A 2007):
UMA APLICAÇÃO DE MODELOS DA FAMÍLIA ARCH**

Grupo de Pesquisa: 1 - Comercialização, Mercados e Preços.

Resumo: Este trabalho objetiva mensurar a volatilidade dos preços futuros do açúcar negociados na BM&F, bem como verificar quais entre os modelos univariados propostos apresenta melhor desempenho preditivo para o preço da *commodity* em questão. Para tanto se utilizam modelos de análise de volatilidade do tipo ARCH e modelos univariados de previsão aplicados a séries temporais, entre os quais os modelos ARIMA e SARIMA. Os resultados empíricos sugerem não haver presença de assimetria entre choques positivos e negativos e indicam a persistência na volatilidade dos preços do açúcar, implicando que os choques de volatilidade se dissiparão lentamente ao longo do tempo, podendo gerar perdas econômicas. Quanto aos modelos de previsão, o modelo ARIMA apresentou os menores valores para os critérios Akaike e Schwarz e para a soma dos quadrados dos resíduos. Porém o modelo SARIMA apresentou melhor ajuste teórico à série de preços do açúcar, bem como para o erro quadrado médio de previsão (EQM) *ex-post*.

Palavras-chaves: preços do açúcar, modelos de previsão e volatilidade.

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

Abstract: The aim of this work is to measure the volatility of sugar prices negotiated in BM&F, as well as to verify which among the univariate models proposed presents a better predictive performance regarding the price of the referred *commodity*. To do this it is used ARCH models of volatility analysis and univariate prevision models applied to temporal series, among them the ARIMA and SARIMA models. The empirical results suggest there is no asymmetry between positive and negative impacts and indicate the persistence of volatility of sugar prices, resulting that the volatility impacts will dissipate slowly along the time, with the possibility of generating economical losses. As regards the Prevision Models, the ARIMA model presented the lowest values to the criteria Akaike and Schwarz and to the sum-of-squares of residues. However, the SARIMA Model presented better theoretical adjustment to the series of sugar prices, as well as to the Prediction Mean Square Error (EQM) *ex-post*.

Key Words: sugar prices, prevision and volatility models.

JEL: Q11, C01, C22 e C53

1. INTRODUÇÃO

A atividade açucareira, como qualquer outra atividade agrícola, é de alto risco financeiro, devido à dependência em relação aos fatores edafo-climáticos e as flutuações de preços contrárias às expectativas a priori do produtor, o que contribui para tornais tais atividades um verdadeiro “jogo” de incerteza. Diante disso, a produção açucareira e agropecuária em geral necessita de instrumentos que minimizem os riscos e as incertezas no processo de tomada de decisões por parte dos produtores. No que tange a produção açucareira, o lançamento de contratos futuros do açúcar foi uma das alternativas criadas com a finalidade de ser um mecanismo de administração dos riscos relacionados ao preço.

Conforme Burnquist & Calderon (2001), tem-se verificado no mercado do açúcar uma tendência ao aumento na volatilidade relativa dos preços ao longo do período pós-desregulamentação, o que pode ser interpretado como um fator de estímulo à utilização dos mercados futuros. Os fatores que favorecem esta volatilidade são a crescente competitividade no mercado doméstico do açúcar e a possibilidade de arbitragem entre o mercado interno e externo.

De acordo com Monte e Amin (2007) a manifestação da volatilidade pode ser expressa pelos movimentos oscilatórios dos preços dos ativos negociados em mercados de futuros, pois quanto mais voláteis forem esses preços, maiores serão os riscos deste investimento.

Outra ferramenta, denominada de modelo de previsão de séries temporais univariadas, pode ser utilizada para reduzir os riscos associados às variações nos preços dos ativos no mercado financeiro. Baseados na análise somente da variável em si, tais modelos são construídos a partir de processos estocásticos especiais, que buscam estimar o preço futuro da *commodity* em questão com base somente em seus valores passados e presente. Este tipo de análise se aplica aos casos em que há um padrão persistente ou sistemático no comportamento dos preços (BRESSAN e LIMA, 2002).

Nas transações envolvendo produtos agrícolas, a administração do risco relativo à volatilidade dos preços é um recurso fundamental para se minimizar prejuízos decorrentes de quedas inesperadas nos preços futuros. Por isso, é útil que se entenda a dinâmica da volatilidade dos preços dos ativos negociados nos mercados futuros. Esta utilidade consiste em oferecer aos investidores, produtores, processadores agrícolas e especuladores a



SOBER

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



oportunidade de prever os retornos dos seus investimentos. Deste modo, a formação de previsões consistentes e a análise da volatilidade dos preços tornam-se importantes instrumentos na gestão do risco dos investimentos realizados, seja no mercado futuro ou no setor produtivo.

Diante disso, o objetivo do presente artigo é mensurar a volatilidade dos preços futuros do açúcar negociados na BM&F, bem como verificar quais entre os modelos univariados, dentre eles os modelos ARIMA E SARIMA, apresenta melhor desempenho preditivo para o preço da *commodity* em questão.

Para tanto, o trabalho encontra-se dividido em cinco seções, sendo esta introdução a primeira delas. A segunda seção caracteriza o setor açucareiro e seu desempenho comercial, bem como pesquisas relevantes que contemplam a análise da volatilidade e previsão de preços de produtos agropecuários. A terceira seção discorre sobre a metodologia proposta. Na seção seguinte é apresentada a análise e discussão dos resultados, contemplando os pontos relevantes do trabalho e seus resultados. Por último, na quarta seção, são apresentadas as principais conclusões a respeito da pesquisa.

2. ANÁLISE DO SETOR AÇUCAREIRO BRASILEIRO A PARTIR DE 1990

O complexo agroindustrial brasileiro constitui-se numa das mais antigas atividades econômicas do país e nas últimas décadas tem evoluído significativamente contribuindo, desta forma, para a geração de emprego e renda na economia, bem como com os superávits da balança comercial.

De acordo com Alves e Bacchi (2004) e Silveira (2004) é importante ressaltar três momentos vividos pelo agronegócio canavieiro na década de 90. O primeiro diz respeito à extinção do Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA), em março de 1990, que alterou a dinâmica do mercado de açúcar. Com o fim desse instituto, esse mercado se tornou altamente competitivo, já que o preço dessa *commodity*, ao deixar de ser controlado pelo Estado, passou a flutuar livremente.

Um segundo momento está relacionado aos impactos do Plano Real, visto que esse incrementou a renda interna e impulsionou o crescimento do mercado doméstico, elevando a demanda do setor. No caso da demanda industrial, as empresas do setor alimentício estiveram expostas a maior concorrência, o que exigia das mesmas a busca por redução de preços e aumento da qualidade do açúcar nacional. Além do mais, como resultado da política cambial do período, que manteve a moeda nacional valorizada até 1998, o preço do álcool combustível frente a gasolina aumentou, desestimulando a demanda por aquele produto. Diante disso e do estímulo do Governo a produção de açúcar em detrimento a do álcool, as usinas direcionaram maior quantidade de cana para a produção de açúcar, incrementando-a de forma substancial. De acordo com dados da ORPLANA (Organização dos Plantadores de Cana da Região Centro Sul do Brasil), o aumento de produção açúcar da safra 98/99 para a safra 99/00 foi de aproximadamente 6% enquanto a produção de álcool, no mesmo período, apresentou um decréscimo de 8%.

Um terceiro momento remete à mudança da política cambial brasileira ocorrida em janeiro de 1999, quando foi extinto o chamado “regime de bandas cambiais”, que determinava os limites de flutuação do preço da moeda estrangeira, adotando-se o regime de câmbio



SOBER

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



flexível. A liberalização do câmbio foi acompanhada por uma progressiva desvalorização da moeda brasileira, o que elevou a competitividade dos produtos nacionais exportáveis, favorecendo, entre outros, o setor exportador de açúcar (ALVES e BACCHI, 2004).

A esses três momentos, ainda pode-se agregar um quarto, o qual está relacionado à carência de crédito agrícola, dada à política adotada na década de 90. Assim, a carência de crédito interno estimulou os produtores a buscarem o mercado externo como forma de financiar a produção e aumentar a liquidez no setor, sobretudo através de Adiantamentos sobre os Contratos de Câmbio (ACC).

No entanto, com a desregulamentação do setor sucroalcooleiro ocorrido no início da década de 1990, a interação entre oferta e demanda de açúcar passou a ser fator determinante na formação do preço, tanto no mercado interno como externo. Desse modo as variações nos preços tornaram-se mais frequentes, elevando o risco de investimentos no setor. Nesse sentido, Burquist et al, (2002), salientam que as variações nos preços do açúcar ocorrem devido a fatores como: renda interna, crescimento vegetativo da população, uso de substitutos, taxa de câmbio, preço no mercado internacional, fatores climáticos e custos de produção.

Desta forma, verifica-se que o setor açucareiro ao passar por várias mudanças ao longo da década de 90, vem se tornando cada vez mais competitivo.

3. A FORMAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO FUTURO DE AÇÚCAR

Hull (1996) conceitua Mercado de Futuros como o lugar onde se negociam contratos de entrega ou recebimento futuro de produtos por um preço estabelecido. Esse acerto de preços entre os agentes econômicos em mercados de futuros pode remover a incerteza a respeito do preço futuro de uma *commodity*. A remoção desta incerteza pode ser tanto do ponto de vista do produtor que busca se proteger das quedas dos preços de seus produtos, quanto do ponto de vista do agroindustrial que busca se proteger de possíveis elevações dos preços futuros.

Segundo Bodie (2000) apud Monte e Amin (2007) um contrato futuro é um acordo entre duas partes para permutar ativos ou serviços em data futura e a preço acordado no fechamento do contrato, ou seja, o preço futuro. Nos contratos futuros a negociação ocorre de forma convencional, já que uma das partes concorda em fornecer uma *commodity* em alguma época no futuro e a outra em realizar o pagamento da mesma.

Em relação a esse mecanismo de comercialização é importante ressaltar que a partir de 1995, a BM&F passou a negociar contratos futuros do açúcar que, embora inicialmente tenham ficado restrito a investidores nacionais, foram reestruturados a partir de 1999, quando a BM&F passou a negociar estes contratos em nível internacional, permitindo a atuação de estrangeiros.

Conforme destaca Silveira (2004), diante da redução da intervenção governamental e do esgotamento dos estímulos financeiros, a indústria sucroalcooleira teve que procurar novos instrumentos que financiassem a produção e a comercialização, bem como utilizar mecanismos que reduzam seus riscos. Diante disso, o mercado futuro foi criado com o intuito de proteger compradores e vendedores (*hedgers*) contra as oscilações não esperados nos preços, tornando-se extremamente útil aos mercados agropecuários, visto que estes padecem de fortes oscilações ao longo do tempo.



SOBER

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



No mesmo sentido, Bacchi (1998) salienta que “além da produção agropecuária estar sujeita a incertezas decorrentes de condições edafoclimáticas, as baixas elasticidades de demanda e oferta de seus produtos fazem com que seus preços sejam bastante variáveis”, implicando em elevada volatilidade e incertezas no setor.

Com relação a volatilidade do preços no mercado disponível, Vian, Quintino e Marques (2007) argumentam que este é um fator importante a ser considerado, já que a maior variância nos preços implica em maiores incertezas quanto a variações futuras na oferta e/ou demanda do produto.

Nesse contexto, Alves (2002) salienta que os mercados futuros de *commodities* agropecuárias propiciam certa segurança para os compradores e vendedores, já que preserva o agente, respectivamente, da queda e elevação de preço não esperada. O princípio que garante esta proteção contra o risco é o da convergência dos preços dos mercados físico e futuro na data de encerramento de um contrato, que deve ocorrer na medida em que os operadores exploram as oportunidades de negócios. Nesse sentido, Ende (2002) salienta que o preço do vencimento futuro converge para o preço à vista, pois naquela data o contrato futuro deve ser liquidado com as mesmas características do produto no mercado à vista.

Nesse sentido, Bacchi (1998) cita algumas condições para a existência e funcionamento adequado do mercado futuro para um produto agrícola, dentre os quais destaca a necessidade do produto ser padronizado e a existência de mercado competitivo, que acarreta em oferta e demanda incertas e passíveis de flutuações. No caso específico do mercado de açúcar, o autor salienta que existe sazonalidade na produção e preços pois, embora seja um bem armazenável, a necessidade de maior volume de recursos financeiros durante a safra faz com que haja maior oferta nesse período, provocando desajustes no mercado e ocasionando grandes variações nos preços.

4. METODOLOGIA

4.1 Teste de Raiz Unitária

Com a finalidade de determinar a existência ou não de raiz unitária na série temporal, bem como sua ordem de integração adota-se o teste clássico estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado (DFA). Ao passo que a determinação do número defasagens utiliza-se os critérios de Akaike e Schwarz, presente em todas as rotinas interativas dos programas de econométricos¹.

Um método alternativo ao DFA para verificar a estacionariedade de séries temporais é o teste de Phillips-Perron proposto por Phillips e Perron (1988), este é um método não paramétrico que permite controlar a correlação serial ao fazer o teste de raiz unitária. Tal teste baseia-se na seguinte equação²:

$$\Delta x_t = \mu + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (01)$$

onde a hipótese nula a ser testada é: $H_0 : \rho = 1$

¹ Informações adicionais sobre o Teste DFA e os critérios de Akaike e Schwarz ver Gujarati (2006).

² Baseado em Enders (1995), Lamounier e Leite (2004) e Raboni (2006).



SOBER

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



Conforme Lamounier e Leite (2004), ao contrário do teste DFA o teste Phillips-Perron não inclui termos de diferenças defasadas, mas pode incorporar termos de tendência determinística e intercepto. No entanto, deve-se especificar um termo chamado de *truncation lag* (defasagem de truncamento), que é relacionado ao número de períodos de correlações seriais que serão incluídas no modelo.

4.2 Cálculo da volatilidade dos preços

Para determinar o grau de volatilidade da série de preços do açúcar utiliza-se os modelos ARCH, introduzidos por Engle (1982). O modelo ARCH expressa a variância condicional do modelo para a média condicional como uma função dos choques quadráticos passados, conforme a equação abaixo:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (02)$$

em que σ_t^2 denota a variância condicional dada as informações disponíveis em $t-1$.

De acordo com Lamounier e Leite (2004) em diversas aplicações, o modelo ARCH de ordem m apresentou longa estrutura de defasagens, porém Bollerslev (1986) desenvolveu um refinamento desse modelo, onde seria possível, com número menor de parâmetros, estimar o comportamento irregular da variância de uma série. Tal modelo ficou conhecido como Modelo GARCH. De acordo com Silva, Sáfyadi e Castro (2005) a especificação do modelo GARCH (p, q) pode ser descrita como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (03)$$

O modelo (03) descreve a volatilidade de uma série de retornos como dependendo de uma constante de informações defasadas da volatilidade (o termo ε_{t-i}^2) e de variâncias previstas passadas (o termo σ_{t-j}^2). A inclusão da variância condicional defasada pode capturar a “aprendizagem adaptativa” que caracteriza o processo.

A persistência de choques na volatilidade da série de retornos gerados por uma *commodity* é medida pela soma de α_i e β_j . Assim, valores baixos para o coeficiente de persistência indica que um choque inicial sobre a volatilidade irá provocar efeitos rápidos sobre o comportamento da série, sendo que, após curto espaço de tempo, a variância deverá convergir à sua média histórica. Por outro lado, quanto maior for o valor do coeficiente mais vagarosamente o choque sobre a volatilidade irá enfraquecer e, portanto, maior será a demora do processo de reversão à média. Nesse caso, Lamounier e Leite (2004) salientam que a variância condicional dos resíduos possui raiz unitária e a variância permanecerá elevada, não apresentando reversão a média histórica. Isso não implica que a série de resíduos não seja estacionária, mas sim que a variância incondicional dos resíduos não o será.

Lamounier e Leite (2004) destacam ainda que na análise da variância condicional de algumas séries de ativos pode ser observado comportamento assimétrico da volatilidade em relação a choques positivos e negativos nas séries, chamado de “efeito alavancagem”. Esse efeito pode ser medido pela variância condicional assimétrica representada pela variante do modelo GARCH (p, q) conhecida como modelo TARARCH (p, q), cuja representação vem descrita a seguir:



SOBER

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



$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (04)$$

em que a variável binária d_{t-1} assume o valor 1 se $\varepsilon_{t-i} < 0$ e, $d_{t-1} = 0$ caso contrário. Não há assimetria na variância se $\gamma_i = 0$. Já condições adversas do mercado e informações negativas, como previsões de geadas, seca ou instabilidade política tem impacto de $\alpha_i + \gamma_i$. Informações positivas, como boas condições da demanda, tem impacto α_i . Assim, $\gamma_i > 0$ indica que choques positivos implicam menor volatilidade do que choques negativos de mesma magnitude.

Outra variante do modelo GARCH capaz de capturar o comportamento assimétrico da volatilidade em relação aos choques positivos e negativos é o modelo EGARCH(p, q), proposto por Nelson (1991). Nessa modelagem o efeito dos choques é exponencial e não quadrático como no modelo anterior. A especificação da variância condicional para o modelo EGARCH(p, q) pode ser formalizada por:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \alpha_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (05)$$

sendo que quando $\gamma_k = 0$ não há assimetria na volatilidade, e se $\gamma_k < 0$ há efeito alavancagem, ou seja, períodos de queda nos preços são frequentemente seguidos por períodos de intensa volatilidade, enquanto que em períodos de alta nos preços a volatilidade não mostra-se tão intensa. A persistência de choques na volatilidade é medida pelo somatório dos parâmetros β_i .

A fim de verificar qual dos modelos melhor se adapta a série de preços do açúcar será utilizado o teste do Multiplicador de Lagrange para modelos da “família ARCH”, conforme especificado por Enders (1995). Isto é, primeiramente deve-se obter os erros quadrados da regressão e então regredi-los contra os erros quadrados defasados, conforme especificado a seguir:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 \quad (06)$$

Se não há “efeito ARCH”, o valor estimado de α_1 até α_q devem ser conjuntamente iguais a zero. Para verificar a significância destes parâmetros, o teste a ser usado consiste em tomar o R^2 obtido da Equação (06) e multiplicá-lo pelo número de observações T da amostra, a estatística de teste TR^2 segue distribuição χ^2 . Assim, se TR^2 supera o valor crítico χ^2 , rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes estimados são conjuntamente iguais a zero, rejeitando-se, portanto, a hipótese de não haver efeitos da “família ARCH” na série.



SOBER

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



4.3 Modelo Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel (ARIMA) e Modelo ARIMA Sazonal (SARIMA)³

Especificamente para a análise de previsão de preços utiliza-se os modelos ARIMA E SARIMA. Os modelos ARIMA foram propostos por Box e Jenkins (1970), com o objetivo de estabelecer um modelo de previsão de curto prazo. Essa metodologia permite que valores futuros de uma série possam ser previstos com base apenas em seus valores presente e passados.

O modelo ARIMA (p, d, q) pode ser descrito conforme a equação abaixo:

$$W_t = \Delta^d X_t \quad (07)$$

$$Z_t = \phi_1 W_{t-1} + \phi_2 W_{t-2} + \dots + \phi_p W_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (08)$$

Alternativamente, pode-se escrever a equação (08) utilizando o operador de defasagem L , como:

$$(1-L)^d \Theta_p(L) = \Phi_q(L) \varepsilon_t \quad (09)$$

onde p representa a ordem da parte autoregressiva (AR), q a ordem da parte de média móvel (MA) e d o número de diferenciações realizadas para tornar a série estacionária.

Segundo Morettin e Tolo (2004), a metodologia de Box-Jenkins consiste em ajustar modelos auto-regressivos integrados de médias móveis, ARIMA (p, d, q) , a um conjunto de dados. Para a construção de modelos, a estratégia está baseada em ciclos iterativos, cujos estágios são:

1) Identificação: esse estágio consiste em determinar as ordens p , q e d que compõem o modelo. Com vistas a definir a estacionariedade da série serão utilizados os testes DFA e Phillip-Perron, conforme já salientado. Já a identificação de p e q do processo ARMA (p, q) será feita através da análise das autocorrelações (FAC) e autocorrelações parciais (FACP) estimadas e dos critérios de Akaike e Schwarz.

2) Estimação: nessa fase estima-se os parâmetros, auto-regressivos e de médias móveis, bem como verifica-se a significância estatística destes.

3) Verificação: nesse estágio avalia-se a adequação do modelo proposto aos dados, através da análise dos resíduos. Se o modelo é adequado, os resíduos obtidos devem ser estatisticamente não correlacionados (ruído branco). Para tanto, usa-se a estatística Q de Box-Pierce-Ljung, conforme sugerem Enders (1995) e Lima et al (2007), o qual consiste em um teste conjunto de significância das autocorrelações dos resíduos. A estatística é calculada do seguinte modo:

$$Q = T \sum_{k=1}^s \rho(k) \quad (10)$$

³ Baseado em Gujarati (2006), Lima (2004), Morretin e Tolo (2004), Câmara (2004), Fachinello e Ponchio (2006), Enders (1995), Lamounier e Leite (2004).



SOBER

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



onde ρ é a função de autocorrelação amostral, k o número de erros autocorrelacionados e s é o número de autocorrelações entre os erros considerados. O teste segue a distribuição χ^2 com s graus de liberdade e a hipótese nula é a de não autocorrelação dos resíduos.

4) Previsão: finalmente, após encontrar o modelo adequado através dos critérios acima, passa-se para a realização da previsão.

Esse ciclo é repetido até que se encontre qual o modelo que melhor se adapta para previsão da série em questão.

No entanto, os critérios apresentados podem selecionar mais de um modelo. Diante disso, será utilizado o critério do erro quadrado médio de previsão *ex-post* (EQM) como meio de decidir qual dos modelos apresenta melhor ajuste aos dados. Tal critério é calculado da seguinte forma:

$$EQM = \sum_{l=1}^n \frac{(y_{t+l} - \hat{y}_t)^2}{n} \quad (11)$$

onde l representa o período de previsão além do tempo t e n o número de períodos de previsão.

Já os modelos sazonais, também conhecidos como modelos SARIMA (p,d,q) x $(P,D,Q)_s$, foram introduzidos por BOX e JENKINS (1976) e visam explorar a correlação serial existente entre diferentes valores de uma série temporal Y_t .

Nesse caso, as autocorrelações entre os valores de uma determinada série em instantes sucessivos podem estar relacionadas a um componente sazonal estocástico. Diante disso, o tratamento das séries temporais sazonais é realizado via inclusão de um componente sazonal como fator de ajustamento, tem-se então, um modelo ARIMA Sazonal ou SARIMA. Nessa classe de modelos há componentes não sazonais indicados pelos parâmetros (p,d,q) e sazonais indicados por $(P,D,Q)_s$. A equação fundamental deste modelo é dada pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} & (1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p) (1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps}) (1 - B)^d (1 - B^s)^D y_t = \\ & = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (12)$$

Na primeira parte desta expressão, o primeiro termo entre parênteses corresponde aos coeficientes de um modelo auto-regressivo – AR(p); o segundo termo corresponde aos coeficientes de um modelo auto-regressivo sazonal – SAR(P); o termo d corresponde à ordem de integração da série, ou seja, o número de diferenças realizadas na série; e D corresponde ao número de eventuais diferenças sazonais tomadas. Na segunda parte desta expressão, após o sinal de igualdade, o primeiro termo entre parênteses corresponde aos coeficientes de um modelo do tipo média móvel – MA (q) e o segundo corresponde aos coeficientes de um modelo de médias móveis sazonais – SMA (Q).

Utilizando-se o operador de diferenças ∇ , este modelo pode ser reescrito, de maneira mais compacta, como:

$$\varphi(B)\Phi(B^s)\nabla^d\nabla_s^D y_t = \theta(B)\Theta(B^s)\varepsilon_t \quad (13)$$

4.4 Base de dados e fonte



SOBER

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



O desenvolvimento da metodologia proposta será realizado através do indicador de preços do açúcar chamado Índice de Açúcar Cristal CEPEA/ESALQ, para toda quarta-feira útil entre 7 de maio de 1997 e 24 de outubro de 2007, sendo que nas quartas-feiras em que o índice não se encontrar disponível, devido a ocorrência de feriados, será utilizado o dia imediatamente anterior a esse. Tal índice tem cotação registrada em R\$ (Reais) por saca de 50Kg e encontra-se disponível na base de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ).

Esse índice mostra-se adequado, visto que tem sido utilizado como base para a realização de negócios no mercado à vista do Estado de São Paulo. Além disso, é referência para o cálculo do valor da tonelada de Açúcar Total Recuperável (ATR), segundo procedimento CONSECANA – SP (Conselho dos Produtores de cana-de-açúcar, açúcar e álcool do Estado de São Paulo), e também de subsidiar a realização de estudos e pesquisas relativos a esse importante segmento da agroindústria brasileira.

Além do mais, o padrão de açúcar utilizado para a montagem do indicador assemelha-se muito ao padrão de açúcar negociado na BM&F. Trata-se de açúcar acondicionado em sacas de 50 kg, com mínimo de polarização de 99,7 graus, máximo de 0,10% de umidade, cor ICUMSA mais freqüente 130 – 180, máximo de 0,07% de cinzas, ensacado em sacas novas de polipropileno, destinado ao mercado interno.



SOBER

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



5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

O Gráfico 1 mostra a evolução dos preços do açúcar no período analisado. Nota-se dois períodos de grandes oscilações nos preços. Estes se mostram salientes de meados de 2002 até meados de 2003 e do final de 2005 até agosto de 2006.

Gráfico 1 - Comportamento dos preços do açúcar ao longo do período analisado



Fonte: elaboração própria a partir dos dados obtidos no CEPEA.

Para o período compreendido entre meados de 2002 e 2003 a elevação dos preços do açúcar, segundo o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), é sustentada pela oferta restrita do produto em decorrência do aumento das exportações que, na última safra, cresceram 20% enquanto que a produção cresceu 16,7%.

Já no período entre o final 2005 e agosto de 2006, de acordo com dados desse mesmo Centro, a alta nos preços foi resultante da escassez na oferta, ocasionada pelas fortes chuvas que provocaram perdas e atrasaram a colheita. Além disso, a elevada cotação do açúcar nas Bolsas de Mercadorias internacionais somada ao período de entressafra da produção sucroalcooleira no Brasil, que vai do final do ano até a metade do ano seguinte, contribuíram para a sustentação dos preços elevados do açúcar. Soma-se a isso, o fato de que os grandes produtores focaram o cumprimento dos contratos nos mercados interno e externo e as usinas se concentraram na produção de álcool.

O Gráfico 1 também permite fazer uma primeira avaliação sobre a estacionariedade da série temporal dos preços do açúcar. Através deste, percebe-se que o preço apresenta ao longo do período tendência de alta, sendo que em alguns períodos aparecem picos que se sobressaem aos demais, demonstrando claramente componentes sazonais no presente na série.

Embora, a presença da tendência na série seja visual, conforme se pode notar no Gráfico 1, é recomendado que se faça testes mais conclusivos acerca da estacionariedade. Para tanto, recorre-se aos Testes DFA e de Phillips-Perron (PP). Ambos os testes, conforme esperado, acusaram a presença de raiz unitária na série real dos preços do açúcar. Os testes DFA apresentaram valores calculados de -0,514922 e PP de -0,513024, enquanto que as



SOBER

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



estatísticas críticas dos mesmos, cujos valores são iguais, indicaram valor de -2,5692 ao nível de significância de 1%.

Após aplicado o processo de diferenciação da série os testes de raiz unitária DFA e PP indicaram que a série tornou-se estacionária. O valor calculado do teste DFA foi de -10,984, e o PP foi de -8,210, sendo que o valor crítico a 1% para ambos os testes é de -2,569. Portanto, rejeita-se a hipótese nula de existência de raiz unitária, desse modo a série de preços do açúcar na primeira diferença é estacionária.

Desse modo, verifica-se que a série de preços do açúcar tornou-se estacionária por processo de diferenciação, sendo, portanto, integrada de ordem um – I(1). Tanto os testes DFA como o PP foram estimados sem intercepto e tendência, pois estes ao serem testados mostraram-se não significativos.

Para modelagem ARIMA, primeiramente faz-se uma análise da FAC e FACP da série estacionária a fim de determinar a possível ordem p e q do modelo, bem como a verificar se a série apresenta comportamento sazonal ao longo do período. Através da Tabela A (Anexo 01) verifica-se que a FAC da série de preços do açúcar apresenta valor estatisticamente diferente de zero, com nível de significância acima de 10%, para períodos de 1 a 3, 16 e 17, e de 32 a 36, indicando a possível presença de períodos sazonais. Ao verificar os critérios de Akaike e Schwarz para determinação da ordem p e q do modelo, o critério de Akaike sugere um processo auto-regressivo de ordem 4 e o critério de Schwarz de ordem 2

Desse modo, considerando a análise feita através do correlograma e critérios de Akaike e Schwarz, bem como se fundamentando no princípio da parcimônia, ou seja, em definir o modelo que melhor se ajuste aos foram escolhidos dois modelos. Destes modelos, um deles incorpora períodos sazonais, o modelo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇ e o outro não incorpora a sazonalidade, o modelo ARIMA(2,1,1). Ambos os modelos e seus ajustes são apresentados na Tabela 1 e 2.

A estatística Q , apresentada na Tabela 1, mostra que ambos os modelos não possuem resíduos autocorrelacionados, visto que todos os valores conjuntos até a defasagem 8, 16 e 24 não rejeitam a hipótese nula de não autocorrelação dos resíduos, já que seus valores encontram-se dentro do intervalo da distribuição χ^2 ao nível de significância de 1% com o número de graus de liberdade dado pelo respectivo número de defasagens. Desse modo, ambos os modelos mostram-se bem ajustados a série de preços do açúcar e podem ser usados para o objetivo proposto.

Tabela 1 - Estatística Q para os modelos propostos

Modelo	Estatística Q Valores Calculados e Graus de Liberdade (gl)	Valores Tabelados χ^2 com nível de significância de 1%
ARIMA(2,1,1)	7,5158; 8 gl	(1,6464; 20,0902); 8 gl
	10,185; 16 gl	(5,8122; 31,9999); 16 gl
28,053; 24 gl		
SARIMA(2,1,1)x(1,1,2) ₁₇	6,1287; 8 gl	(10,8564; 42,9798); 24 gl
	8,8213; 16 gl	
	15,4600; 24 gl	

Fonte: resultados da pesquisa

A Tabela 2 mostra os critérios Akaike e Schwarz, bem como o somatório dos erros quadrados médios para cada modelo. A partir destes observa-se que o modelo ARIMA(2,1,1) apresenta os menores valores tanto para o critério Akaike quanto para o Schwarz, bem como o menor erro quadrado médio quando comparado ao modelo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇. Desse modo, de acordo com estes critérios, o modelo ARIMA(2,1,1), se comparado ao modelo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇, apresentou o melhor ajuste.

Tabela 2 - Características dos modelos propostos

Modelo	Critérios Akaike e Schwarz	Somatório dos erros quadrados médios
ARIMA(2,1,1)	1,890075 (AIC) 1,913782 (SC)	0,38334
SARIMA(2,1,1)x(1,1,2) ₁₇	1,902018 (AIC) 1.942504 (SC)	0,38487

Fonte: resultados da pesquisa

Nesse mesmo sentido, visando verificar o ajuste do modelo é apresentada a Figura 1, que vem a reforçar o indício de sazonalidade da série. Essa mostra o comportamento teórico da FAC e FACP de um modelo ARIMA(2,1,1), bem como o comportamento real da série de preços do açúcar. Percebe-se através desta, um comportamento sazonal da FAC real da série em torno da defasagem 17 e 34 que o modelo ARIMA(2,1,1) não capta.

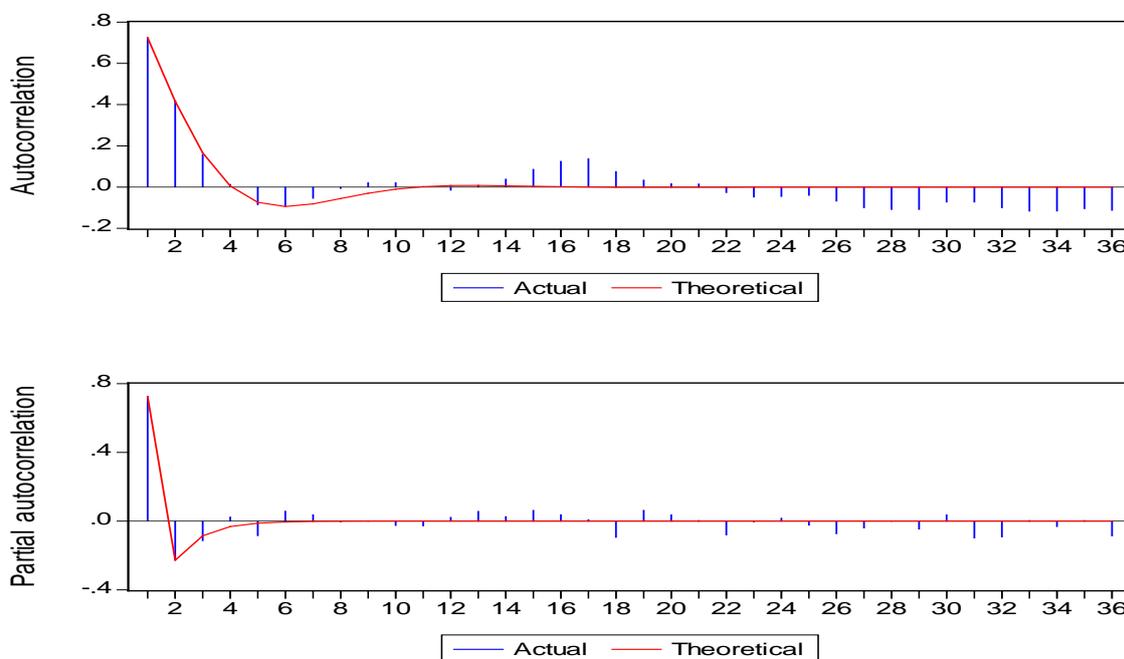


Figura 1 – Funções de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial Teórica e Atual para o modelo ARIMA(2,1,1)

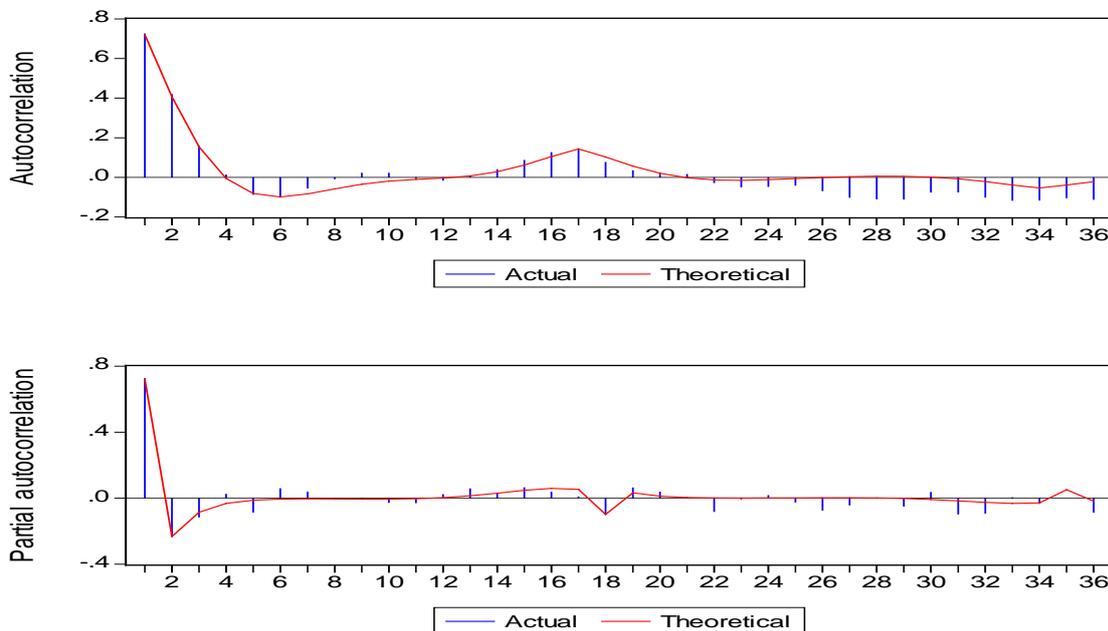


Figura 2 – Funções de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial Teórica e Atual para o modelo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇

A Figura 2 mostra o comportamento teórico e atual da FAC e FACP para o modelo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇. Através dela percebe-se que o modelo teórico para a série de preços mostra-se mais convergente com o atual, captando períodos sazonais como os citados anteriormente. O referido comportamento permite inferir que o modelo em questão encontra-se bem ajustado aos dados.

Diante disso, como a estatística Q e a comparação entre as FACs e FACP não permitem descartar nenhum dos modelos em estudo, a previsão será feita com base em ambos os modelos a fim de verificar qual apresenta maior convergência entre os preços previstos estimados e os preços efetivamente observados, bem como o menor erro quadrado médio de previsão.

Abaixo são apresentadas, respectivamente, as estimativas das equações (08) e (12), aplicadas, nesta ordem, a modelagem ARIMA(2,1,1) e SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇:

$$Z_t = 1,242362W_{t-1} - 0,483658W_{t-2} - 0,376445\varepsilon_{t-1}$$

$$ep = (0,137548) \quad (0,096698) \quad (0,151535)$$

$$\text{Estatística p} = 0,0000 \quad 0,0000 \quad 0,0133$$

$$Z_t = 1,237077W_{t-1} - 0,484482W_{t-2} + 0,155333W_{t-17} - 0,372502\varepsilon_{t-1} - 0,0779\varepsilon_{t-34}$$

$$ep = (0,137623) \quad (0,096313) \quad (0,043933) \quad (0,152063) \quad (0,04506)$$

$$\text{Estatística p} = 0,0000 \quad 0,0000 \quad 0,0000 \quad 0,0146 \quad 0,0844$$



Percebe-se que todos os coeficientes, tanto do modelo ARIMA quanto SARIMA, mostraram-se significativos em até 5%, exceto o SMA(34), o qual é significativo em até 10%. Desta forma, tem-se mais um indício de que ambos os modelos estão bem ajustados aos dados.

Uma vez definidos e obtidos os resultados dos modelos propostos faz-se a previsão do preço do açúcar para quatro períodos à frente. Os resultados para ambos os modelos encontram-se listados na Tabela 3.

Tabela 3 - Previsão do preço do açúcar quatro passos à frente

Período	Valores Previstos		Valores Observados [†]
	ARIMA(2,1,1)	SARIMA(2,1,1)x(1,1,2) ₁₇	
31 de outubro 2007	23,6930	23,6673	23,4626
07 de novembro 2007	23,7901	23,7781	23,2453
14 de novembro 2007	23,7561	23,7416	23,0290
21 de novembro 2007	23,6838	23,6705	23,2124

Fonte: resultados da pesquisa

[†] Fonte CEPEA

Para efeito de comparação com os resultados observados, fez-se o levantamento dos dados observados e verifica-se que ambos os modelos superestimam o valor previsto para o preço do açúcar nos períodos considerados. No caso da modelagem ARIMA os preços previstos nos quatro passos, em média, superestimaram em, aproximadamente, 2,12%, ao passo que se considerado a SARIMA a superestimação reduz para 2,05%, em média.

De posse das previsões, um ponto relevante a ser considerado na análise de qual entre os modelos é o que possui melhor ajuste é o cálculo, conforme a equação (11), do erro quadrado médio de previsão *ex-post* (EQM). Para o modelo ARIMA(2,1,1) o valor encontrado para tal critério foi de 0,2757 e para o modelo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇ foi de 0,2614, evidenciando, desse modo, que o modelo que inclui o termo sazonal possui melhor ajuste do que aquele que não inclui tal variável, pois esse apresenta menor valor para o critério EQM.

Para a análise da modelagem da volatilidade da série de preços do açúcar especificou-se, primeiramente, um modelo do tipo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇, pois este apresentou-se melhor ajustado aos dados. Após, foi testado se os resíduos deste modelo apresentam comportamento de heterocedasticidade condicional por meio do teste do Multiplicador de Lagrange (LM) apresentado na Equação (06). Os resultados do teste LM para os resíduos do modelo SARIMA estimado vêm descritos na Tabela 4.

Tabela 4 - Resultados do Teste do Multiplicador de Lagrange

Defasagens	Estatística-F	Valor-P	R ² Observado	Valor-P
2	24,18416	0,000000	44,52100	0,000000
4	12,70858	0,000000	46,73829	0,000000
6	9,305146	0,000000	51,04652	0,000000
8	6,941793	0,000000	50,96476	0,000000
10	5,648239	0,000000	51,91522	0,000000
12	4,686557	0,000000	51,88268	0,000000

Fonte: resultados da pesquisa



Conforme se verifica na Tabela 4, os resultados encontrados para as diferentes defasagens do quadrado dos resíduos foram estatisticamente significativos ao apontarem para conclusão de que, para a série de preços do açúcar negociados na BM&F, um modelo que incorporasse termos de volatilidade condicional deveria ser utilizado para análise da volatilidade. Pois, todas as estatísticas F e todos os R² observados foram significativos ao nível de 1% de significância, implicando que existem termos do tipo GARCH nos resíduos do modelo proposto.

Diante do verificado, passa-se ao processo de identificação e estimação do melhor modelo entre as várias possibilidades dadas pela chamada “família ARCH”. Para tanto, buscou-se um modelo com coeficientes significativos e com menores valores para os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC).

Segundo Lamounier e Leite (2004), na maioria dos estudos empíricos, a especificação GARCH(1,1) se mostra adequada para modelar o comportamento da volatilidade das séries econômicas. No entanto, foram testadas outras especificações, a fim de verificar quais dos modelos apresentam melhor ajuste à série de preços do açúcar. As equações a seguir representam, respectivamente as principais especificações dos modelos GARCH(2,1), TARCH(0,1) e EGARCH(0,1):

$$\hat{\sigma}_t^2 = 0,010644 + 0,601226\varepsilon_{t-1}^2 - 0,309364\varepsilon_{t-2}^2 + 0,750195\sigma_{t-1}^2$$

Estatística p = (0,0000) (0,0000) (0,0006) (0,0013)

AIC = 1,621586 SC = 1,69446

$$\sigma_t^2 = 0,00231 + 1,011696\sigma_{t-1}^2 - 0,03223\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$$

Estatística p = (0,0000) (0,0000) (0,0013)

AIC = 1,697349 SC = 1,762126

$$\log(\sigma_t^2) = -0,016576 + 0,987022 \log(\sigma_{t-1}^2) + 0,139443 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

Estatística p = (0,0000) (0,0006) (0,0023)

AIC = 1,675682 SC = 1,74046

Analisando os resultados encontrados para cada especificação verifica-se que o modelo que possui os menores valores para os critérios de Akaike e Schwartz e apresenta todos os coeficientes significativos ao nível de 1% é o modelo GARCH(2,1). Além do mais, este modelo mostra-se parcimonioso ao incluir poucos parâmetros, sendo capaz de descrever o comportamento irregular da série de preços do açúcar. Além deste, utiliza-se o modelo TARCH(0,1) e EGARCH(0,1), já que esses incorporam em suas análises o impacto diferenciado dos choques positivos e negativos sofridos pela volatilidade.

Como se pode verificar através do modelo GARCH(2,1), o coeficiente de persistência, dado pela soma dos coeficientes α_1 , α_2 e β_1 , apresenta valor elevado, sendo de aproximadamente 1,04. Isso significa que choques na volatilidade dos preços do açúcar irão perdurar por um período demasiadamente prolongado. Diante disso, a variância condicional para série de preços do açúcar não estacionária, ao longo do período analisada, aponta



SOBER

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



estatisticamente para a não reversão a sua média histórica após o choque. No entanto, conforme ressalta Lamounier e Leite (2004), a presença de raiz unitária na variância não significa dizer que a série de resíduos não seja estacionária, mas sim que a variância incondicional dos resíduos não é estacionária.

Já pela análise do modelo TAR_{CH}(0,1), verifica-se que os parâmetros que medem a persistência do choque na volatilidade apresentam magnitude de 1,01, convergindo com o resultado apontado pelo modelo GAR_{CH}(2,1). Além disso, o sinal negativo encontrado para o coeficiente γ implica que não há “efeito alavancagem”, ou seja, choques positivos e negativos não apresentam diferenciação quanto à intensidade de seus efeitos sobre a volatilidade dos preços.

Quanto aos resultados do modelo EGARCH(0,1), percebe-se que estes reforçam os resultados obtidos tanto com o modelo GAR_{CH}(2,1), ao apresentar coeficiente de persistência dos choques de aproximadamente 0,99, quanto do modelo TAR_{CH}(0,1), que apresenta valor positivo para o coeficiente γ , evidenciando, desse modo, que não há presença do “efeito alavancagem” entre choques positivos e negativos na volatilidade dos preços do açúcar.

Desta forma, os resultados indicam que choques que gerem declínio do preço do açúcar e, portanto, dos seus retornos, podem levar a vários períodos de intensa volatilidade neste mercado que, por sua vez, pode gerar perdas consideráveis para os agentes do setor, caso o produtor não tenha realizado operações de *hedge* no mercado futuro, ou vir a neutralizar possíveis choques positivos. Por outro lado, os choques positivos, como melhora nas condições de mercado, podem gerar ganhos aos agentes, bem como vir a neutralizar os choques negativos. Além disso, tais choques ao apresentarem impactos semelhantes sobre a volatilidade e tenderem a se perpetuar por um longo período de tempo, afetam sobremaneira os rendimentos do setor.

6. CONCLUSÕES

Neste estudo foram usados modelos do tipo ARCH a fim de mensurar a volatilidade, persistência e assimetria dos choques sobre os preços, e os modelos ARIMA e ARIMA Sazonal para modelar as previsões e volatilidade persistentes na série de preços do açúcar.

No que tange aos resultados obtidos com a análise da modelagem ARCH, os modelos selecionados para a análise foram o GAR_{CH}(2,1), TAR_{CH}(0,1) e EGARCH(0,1). O modelo GAR_{CH}(2,1) apresentou o menor valor nos critérios de Akaike e Schwartz, tendo o melhor ajuste dentre os modelos selecionados. Já os modelos TARGH(0,1) e EGARCH(0,1), apesar de apresentarem maior valor para ambos os critérios, foram incluídos na análise dada a significância de todos os seus parâmetros e ao fato de que incorporam em suas análises a diferenciação entre o impacto dos choques positivos e negativos sofridos pela volatilidade.

Os resultados destes modelos convergem, indicando que um choque na volatilidade do preço do açúcar irá perdurar por um tempo demasiadamente prolongado, afetando diretamente os rendimentos do setor ao longo desse período. Além disso, a modelagem TAR_{CH}(0,1) e EGARCH(0,1) revelaram a inexistência de assimetria entre os choques positivos e negativos sobre a volatilidade, sendo assim, tanto ambos irão gerar impacto de magnitude semelhante sobre a volatilidade dos preços.



SOBER

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



Quanto aos resultados obtidos com os modelos de previsão de preços, verificou-se que o modelo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇ apresentou maior convergência entre o comportamento teórico e o comportamento real da série do preço do açúcar, evidenciando, assim, períodos de sazonalidade na série, ou seja, períodos em que os preços mostram-se discrepantes em relação ao seu comportamento normal.

Por outro lado, o modelo ARIMA(2,1,1) apresentou os menores valores para os critérios de Akaike e Schwarz e para a soma dos erros quadrados médios. Mas, comparando o comportamento teórico do modelo e o comportamento real observado, constata-se que esse não capta algumas oscilações da FAC e FACP do preço do açúcar em certos períodos.

Diante disso, ambos os modelos foram utilizados a fim de previsão, respaldados ou pelo comportamento teórico da série ou pelos critérios citados. Quando comparado aos preços observados, notou-se que os valores previstos superestimaram observados. No entanto, tendo como base o critério EQM *ex-post* verificou-se que o modelo SARIMA(2,1,1)x(1,1,2)₁₇ apresentou menor valor para tal critério e, portanto, pode ser considerado o modelo com melhor ajuste preditivo do preço futuro do açúcar. Porém, ressalta-se que a escolha de somente um ou outro critério a fim de determinar qual entre os modelos é o que apresenta melhor ajuste não é conclusiva, pois esse tipo de modelagem requer prudência na sua construção e ajuste, visto que os modelos se adaptam de modo diferenciado a cada série temporal selecionada. Deste modo, não há um modelo genérico para cada tipo de análise e sim modelos que se ajustam bem em uma determinada série e em um determinado período de tempo, e que podem deixar de se ajustar em outro período. Isso depende do comportamento da série, o que dificulta a escolha do modelo mais adequado.

É importante salientar ainda que a previsão não se constitui um fim em si, mas apenas um meio de tentar fornecer informações consistentes para uma conseqüente tomada de decisão por parte dos agentes econômicos, não sendo portanto o único critério a ser avaliado. Uma análise macroeconômica e ambiental do setor estudado ajudaria a vislumbrar o comportamento e tendências do setor. Assim, a previsão é um meio disponível de se tentar projetar o futuro com base nos preços presentes e passados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, L. R. A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do estado de São Paulo**. 2002. 107f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 2002.

_____; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportações de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, vol.42, n.01, p. 09-33, jan-mar/2004.

BACCHI, M.R.P. Gerenciamento do risco de preços no mercado doméstico de açúcar cristal. **Preços Agrícolas**, v.12, n.141, p.17-18, jul. 1998.

BRESSAN, A. A; LIMA, J. E. de. Modelos de previsão de preços aplicados aos contratos futuros de boi gordo na BM&F. *Nova Economia*, v.12 (1), p.117-140, jan-jun/2002.

BURNQUIST, H. L.; CALDERON, P. H. G. Uma avaliação da relação entre pré-condições e o desenvolvimento do contrato futuro de açúcar da BM&F. In: XXXIX CONGRESSO



SOBER

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



BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA, 2001, Recife. **Anais...** Recife: SOBER, 2001. CD-ROM.

CÂMARA, S. F. Os modelos ARIMA no ensino de graduação em Administração e Economia. **Revista de Administração e Contabilidade**, v.01, n. 01, 2004. Disponível em: <<http://www.fa7.edu.br/rea7/artigos/volume1/artigos/read3.doc>>. Acesso em: 01 jul. 2007.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA/ESALQ). Indicador de preços do açúcar. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/acucar>>. Acesso em: 10 jun. 2007.

ENDE, M. V. **Comportamento dos preços dos contratos agropecuários negociados na BM&F: a hipótese da Normal Backwardation no mercado futuro brasileiro**. 2002. 43f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2002.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1ª edição, Nova York, John Wiley & Sons, Inc., 1995.

FAHINELLO, A. L.; PONCHIO, L. A. Modelo de previsão univariado para preços de leite pagos aos produtos nas principais regiões brasileiras. In: XLIV CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: SOBER, 2006. CD-ROM.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3ª edição, São Paulo, SP, Makron Books, 2006.

HULL, J. C. **Option, Futures and Other Derivatives**. Upper Saddle River: Prentice-Hall, Inc., 1996.

LAMOUNIER, W. M; LEITE, C. A M. Análise estrutural de séries temporais. In: SANTOS dos, M. L.; VIEIRA, W. da CRUZ (Editores). **Métodos Quantitativos em Economia**. Viçosa: ed. UFV, 2004.

LIMA, R. C.; GÓIS, M. R; ULISES, C. Previsão de preços futuros de commodities agrícolas com diferenciações inteira e fracionária, e erros heteroscedáticos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.45, n.03, p.621-644, jul/set 2007.

MONTE, L. F. de O.; AMIN, M. M. O impacto da especulação na volatilidade dos preços do cacau no mercado de futuros de Nova York (CSCE): uma aplicação dos modelos GARCH. In: XLV CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 2007, Londrina **Anais...** Londrina: SOBER, 2007. CD-ROM.

MORETTIN, P.; TOLOI, C. M. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004.

ORGANIZAÇÃO DOS PLANTADORES DE CANA DA REGIÃO CENTRO SUL DO BRASIL (ORPLANA). Estatísticas da produção. Disponível em: <http://www.orplana.com.br/corpo_estatisticas_producao.asp>. Acesso em 25 nov. 2007.

SILVA, W.S.; SÁFADI, T.; CASTRO JR. L. G. de. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.43, n.01, p. 119-134, jan-mar/2005.



SILVEIRA, A. M. A relação entre os preços de açúcar nos mercados domésticos e internacional. 2004. 74f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 2004.

VIAN, C. E., QUINTINO, D. D., MARQUES, P. V. Estudo da evolução dos contratos futuros de açúcar e álcool na BM&F (2000-2005). In: XLV CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 2007, Londrina. **Anais...** Londrina: SOBER, 2007. CD-ROM.

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

ANEXO 01:

Tabela A - Correlograma do preço do açúcar após o processo de diferenciação

Autocorrelação		Autocorrelação Parcial		Defasagens	FAC	FACP	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0,7240	0,7240	287,13	0,0000		
. ***	**	2	0,4180	-0,2230	382,91	0,0000		
. *	*	3	0,1580	-0,1120	396,60	0,0000		
. .	. .	4	0,0130	0,0220	396,69	0,0000		
* .	* .	5	-0,0840	-0,0840	400,61	0,0000		
* .	. .	6	-0,0930	0,0580	405,36	0,0000		
. .	. .	7	-0,0530	0,0360	406,92	0,0000		
. .	. .	8	-0,0060	-0,0040	406,94	0,0000		
. .	. .	9	0,0210	-0,0010	407,17	0,0000		
. .	. .	10	0,0200	-0,0250	407,40	0,0000		
. .	. .	11	-0,0020	-0,0270	407,41	0,0000		
. .	. .	12	-0,0140	0,0210	407,52	0,0000		
. .	. .	13	0,0050	0,0560	407,54	0,0000		
. .	. .	14	0,0380	0,0250	408,33	0,0000		
. *	. .	15	0,0850	0,0620	412,35	0,0000		
. *	. .	16	0,1230	0,0350	420,92	0,0000		
. *	. .	17	0,1360	0,0080	431,44	0,0000		
. *	* .	18	0,0740	-0,0940	434,57	0,0000		
. .	. .	19	0,0320	0,0620	435,16	0,0000		
. .	. .	20	0,0150	0,0360	435,29	0,0000		
. .	. .	21	0,0140	0,0020	435,40	0,0000		
. .	* .	22	-0,0250	-0,0790	435,77	0,0000		
. .	. .	23	-0,0480	-0,0050	437,06	0,0000		
. .	. .	24	-0,0450	0,0160	438,23	0,0000		
. .	. .	25	-0,0390	-0,0210	439,09	0,0000		
* .	* .	26	-0,0660	-0,0730	441,62	0,0000		
* .	. .	27	-0,0990	-0,0390	447,29	0,0000		
* .	. .	28	-0,1070	0,0040	453,94	0,0000		
* .	. .	29	-0,1070	-0,0460	460,61	0,0000		
* .	. .	30	-0,0720	0,0360	463,59	0,0000		
* .	* .	31	-0,0720	-0,0970	466,57	0,0000		
* .	* .	32	-0,1000	-0,0910	472,33	0,0000		
* .	. .	33	-0,1160	0,0000	480,19	0,0000		
* .	. .	34	-0,1150	-0,0310	487,95	0,0000		
* .	. .	35	-0,1030	0,0020	494,21	0,0000		
* .	* .	36	-0,1120	-0,0850	501,50	0,0000		

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.