

# Análise Econômica

ANÁLISE REGIONAL DAS MESORREGIÕES DO ESTADO DO  
PARANÁ NO FINAL DO SÉCULO XX  
JANDIR FERRERA DE LIMA, LUCIR REINALDO ALVES, MOACIR  
PIFFER E CARLOS ALBERTO PIACENTI

CUSTO NA DÍVIDA PÚBLICA INTERNA DA REDUÇÃO DA  
VULNERABILIDADE EXTERNA BRASILEIRA ATRAVÉS DO  
AUMENTO DAS RESERVAS INTERNACIONAIS  
ROBERTO MEURER

DETERMINAÇÃO DE UM MODELO DE PREVISÃO  
UNIVARIADO PARA PREÇOS DE LEITE PAGOS AOS  
PRODUTORES EM SANTA CATARINA  
ARLEI LUIZ FACHINELLO E MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI

VIABILIDADE DE ESTRATÉGIAS DE HEDGE COM  
CONTRATOS FUTUROS DE BOI GORDO NO BRASIL  
DIANA DE MEDEIROS BAPTISTA E DANILO ROLIM DIAS  
DE AGUIAR

ATAQUES ESPECULATIVOS E CRISES CAMBIAIS NA  
ARGENTINA E NO BRASIL: UMA ANÁLISE COMPARATIVA  
KELLEN FRAGA DA SILVA E FERNANDO FERRARI FILHO

A TEORIA DOS FUNDOS DE EMPRÉSTIMOS: UM ESTUDO  
DOS MODELOS AGREGADOS NEOCLÁSSICO E  
KEYNESIANO  
ALAIN HERSCOVICI

CRIME ECONÔMICO NO PARANÁ: UM ESTUDO DE CASO  
SALETE POLONIA BORILLI E PERY FRANCISCO ASSIS SHIKIDA

APLICAÇÃO DA NOVA ECONOMIA INSTITUCIONAL AO  
AMBIENTE PORTUÁRIO: ANÁLISE DOS CUSTOS DE  
TRANSAÇÃO NO PORTO DE SANTOS  
CINTIA RETZ LUCCI, ALCINDO FERNANDES GONÇALVES E  
ROBERTO FAVA SCARE

REDUÇÃO DE MANDATOS LEGISLATIVOS: O DEBATE  
ADORMECIDO  
FRANCISCO JOSÉ DE QUEIROZ PINHEIRO, CHARLES LIMA DE  
ALMEIDA E TITO BELCHIOR SILVA MOREIRA

ANÁLISE ECONÔMICA E AMBIENTAL DE SISTEMAS DE  
TERMINAÇÃO DE SUÍNOS COM A APLICAÇÃO DOS  
CONJUNTOS FUZZY  
JULIO EDUARDO ROHENKOHL, ORLANDO MARTINELLI E MARCOS  
ALVES DOS REYS

RESENHA: THE GLOBAL EVOLUTION OF INDUSTRIAL  
RELATIONS EVENTS, IDEAS AND THE IIRA  
CARLOS HENRIQUE HORN

ANO 24

Nº 46

Setembro, 2006

A Revista Análise Econômica agradece a colaboração dos pareceristas dos números 45 e 46, abaixo relacionados

Abraham Benzaquen Sicsu  
Adelar Fochezatto  
Ademar Ribeiro Romeiro  
Ademir Clemente  
Alexandre Stamford da Silva  
Ana Lucia Kassouf  
Andre Luis Rossi de Oliveira  
Andre Tosi Furtado  
Andrea Sales Soares de Azevedo Melo  
Angela Antonia Kageyama  
Antonio Wilson Ferreira Menezes  
Armando João Dalla Costa  
Bernardo Mueller  
Carlos Frederico Leao Rocha  
Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos  
Cláudio Djissey Shikida  
Clesio Lourenco Xavier  
Dulio de Ávila Berni  
Eliezer Martins Diniz  
Emerson Fernandes Marçal  
Eugenio Lagemann  
Fernando Ferrari Filho  
Francisco Casimiro Filho  
Franklin Leon Peres Serrano  
Frederico Gonzaga Jayme Jr.  
Geraldo Edmundo Silva Jr.  
Helder Ferreira de Mendonça

Helder Queiroz Pinto Junior  
Izabel Cristina Takitane  
Joaquim José Martins Guilhoto  
Jailson Dias  
Jose Gabriel Porcile Meirelles  
José Rubens Damas Garlipp  
Julio César de Oliveira  
Lovois de Andrade Miguel  
Marcelo Savino Portugal  
Marcio Holland de Brito  
Marco Aurelio Crocco Afonso  
Marcos Costa Holanda  
Mônica Viegas Andrade  
Paulo Dabdab Waquil  
Paulo Sergio Fracalanza  
Pedro Bandeira  
Pedro Valentim Marques  
Pery Francisco Assis Shikida  
Renato Leite Marcondes  
Roberto Camps Moraes  
Ronald Otto Hilbrech  
Ronaldo de Albuquerque e Arraes  
Ronaldo Seroa da Motta  
Thompson Almeida Andrade  
Tito Belchior Silva Moreira  
Valmor Marchetti  
Vladimir Kuhl Teles

# Determinação de um modelo de previsão univariado para preços de leite pagos aos produtores em Santa Catarina

Arlei Luiz Fachinello\*

Mirian Rumenos Piedade Bacchi\*\*

**Resumo:** Este trabalho visa estimar um modelo de previsão univariado, com horizonte de seis meses, para a série preço médio real de leite pago aos produtores do estado de Santa Catarina. Foram então testados cinco possíveis modelos construídos com a metodologia conhecida como Box-Jenkins, e o modelo de previsão mais parcimonioso e com coeficientes significativos obtido foi um SARIMA(3,0,1)(0,0, || 2 ||)<sub>12</sub>.

**Palavras-chave:** previsões, preço de leite, Santa Catarina.

**Abstract:** This paper aimed to estimate one unvaried forecast model for real milk price received by farmers in Santa Catarina State. Five possible models were tested, built from the Box-Jenkins Methodology and using the principle of parsimony, the SARIMA (3,0,1)(0,0, || 2 ||)<sub>12</sub> was chosen.

**Keywords:** forecasts, milk price, Santa Catarina.

**JEL(Journal of Economic Literature):** C22, C53

## Introdução

A definição do preço de leite pago aos produtores em Santa Catarina, como também nos demais estados da federação, é sempre aguardada com ansiedade, especialmente pela sua importância na renda das propriedades. Em Santa Catarina, a sua relevância é ainda maior em função das propriedades rurais serem de pequeno porte e o produto leite corresponder a uma parcela significativa da renda familiar. Os preços a serem pagos aos produtores são basicamente definidos

\* Doutorando em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. E-mail: arlei@esalq.usp.br

\*\*Doutora em Economia Aplicada pela ESALQ/USP, professora do curso de Pós-Graduação em Economia Aplicada da ESALQ/USP. E-mail: mrpbacchi@esalq.usp.br.

Recebido em setembro de 2005. Aceito em março de 2006.

pelas empresas de laticínios compradoras e correspondem ao produto entregue no mês anterior.

É nesse ambiente de incerteza quanto a definições de preços futuros que modelos criados para gerar previsões podem contribuir. Neste sentido, o objetivo deste trabalho é estimar um modelo univariado visando gerar previsões de preço de leite pago ao produtor no horizonte de seis meses. A metodologia utilizada é conhecida como Box-Jenkins.

Essa técnica é bem difundida e baseia-se na idéia de que cada valor da série temporal pode ser explicado por valores prévios, a partir de uma estrutura de correlação temporal existente na série. Segundo Morettin & Toloi (2004), modelos ARIMA são modelos paramétricos capazes de descrever de maneira satisfatória séries estacionárias. Muitos trabalhos, em diversas áreas, têm sido publicados utilizando essa metodologia. No âmbito nacional pode-se citar Werner & Ribeiro (2003), que realizaram previsões de demanda por computadores, Gomes (1989), que estimou previsões para o índice IBOVESPA, Russo & Camargo (2003), que realizaram previsões de produção de sacaria na indústria têxtil, e Bacchi & Hoffmann (1995) que realizaram previsões para preço de produtos do mercado de carnes. Não foram encontrados trabalhos publicados visando estimar modelos de previsão para preços de leite pagos aos produtores.

O artigo está dividido em cinco seções: inicia-se com essa breve introdução que é seguida por uma contextualização do mercado de leite e do processo de formação de preços (seção 1). Na seqüência faz-se uma apresentação da metodologia Box-Jenkins (seção 2). Na seção três são apresentados os resultados e na cinco, as considerações finais.

## 1 Formação do preço do leite pago aos produtores

Com o fim do tabelamento do preço do leite no início da década de noventa, o valor pago aos produtores passou a depender essencialmente das forças de mercado, as quais estão relacionadas diretamente às estruturas dos segmentos do mercado – lado produtor e comprador.

Do lado produtor, segundo Gomes (2001), prevalece uma estrutura próxima à da competição perfeita, sendo que as principais características são: muitos produtores, produto homogêneo e pouca organização em classes. Já pelo lado da indústria, a estrutura de mercado é oligopolista, tendo como principais características: poucas unidades em uma mesma região e diversificação dos derivados lácteos como estratégia de competição. Segundo Barros *et al.* (2001), existe grande concentração no mercado de captação de leite, prevalecendo um oligopólio

de concentração moderada, no qual existe um grupo de empresas líderes e uma franja de pequenas e médias empresas seguidoras.

Conforme Gomes (2001), no elo produtor-indústria, a indústria tem bastante força no processo de definição de preços. Segundo o autor, o pagamento ao produtor é mensal e, em geral, o preço é anunciado no final do mês, sendo que os critérios de formação do preço variam entre as empresas de laticínio compradoras. A maioria estabelece o preço-base com bonificações por volume, qualidade e grau de resfriamento do leite. O autor também destaca que uma mesma empresa, atuando em diferentes regiões, pode pagar preços diferentes dependendo da concorrência existente em cada região, ou seja, ela pode adotar políticas diferenciadas de preços.

No mercado de leite, o preço pago ao produtor também é influenciado fortemente pelo componente sazonal relacionado à oferta. A entressafra é um período em que há uma redução da alimentação disponível, reduzindo o volume de leite produzido e a oferta do produto no mercado, elevando assim os preços. A tecnificação das bacias leiteiras vem reduzindo a variação na produção e a instabilidade dos preços, porém, como destacam Siqueira & Gomes (2003), a sazonalidade continua sendo um fator que provoca variações nos preços do leite pagos ao produtor. Nas regiões mais frias do país, a produção tende a ser maior no verão, causando preços menores, enquanto, no período de inverno, a menor produção eleva os preços.

Além dos fatores climáticos, têm sido destacado na literatura sobre formação de preços de leite pagos ao produtor a influência dos preços recebidos pelo produto no varejo e a relação de equilíbrio de preços no longo prazo nas diferentes regiões do país. Segundo Barros *et al.* (2001), o leite Longa Vida no varejo vem-se tornando um balizador de preços pagos ao produtor. Esses autores também destacam uma relação de dependência entre as principais bacias produtoras do país, tendo identificado a bacia de Minas Gerais como sendo a principal formadora de preços no país.

O estado de Santa Catarina é o sexto maior produtor de leite no Brasil e sua produção e preços têm um comportamento muito parecido com aos dos demais estados, especialmente ao do Paraná. Em 2002, a produção de leite no mercado formal no estado correspondeu aproximadamente a 4% do total nacional (MARTINS, 2004).

## 2 Previsão com modelos Box-Jenkins

Segundo Vandaele (1983), uma série temporal é uma coleção de observações geradas seqüencialmente ao longo do tempo e com a característica especial de serem, as observações, dependentes ao

longo do tempo. A partir dessa característica, os modelos ARIMA univariados desenvolvidos por Box & Jenkins (1976) procuram captar essas relações e, assim, realizar previsões de valores a partir dos dados já observados. Para isso se faz uso de três filtros: o auto-regressivo (AR), de integração (I) e de médias móveis (MA). Uma forma esquemática pode ser visualizada na Figura 1, na qual se observa que numa série  $Z(t)$  é aplicado um filtro de integração, resultando em uma série  $w(t)$ . Em seguida é aplicado um filtro auto-regressivo produzindo uma série  $e(t)$  e, então, aplicado outro de médias móveis, gerando uma série  $\varepsilon(t)$ , que é ruído branco<sup>1</sup> e, portando, imprevisível.

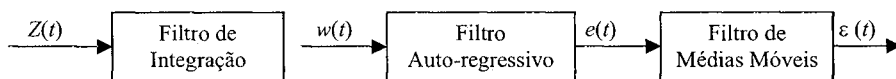


Figura 1. Modelos Arima  
Fonte: Vandaele (1983)

O Filtro de Integração está relacionado à necessidade da série ser estacionária. A importância dessa característica é permitir modelar o processo através de uma equação com coeficientes fixos que podem ser estimados a partir dos dados passados. Essas propriedades são: médias e variância constante no tempo, assim como a função de autocovariância depende apenas da defasagem entre os instantes de tempo (PINDICK, 2004).

Séries não estacionárias, devido a uma tendência estocástica, podem tornar-se estacionárias após diferenças. O número de diferenças necessárias para que a série se torne estacionária está relacionado a sua ordem de integração ( $d$ ), ou seja, uma série que necessita de uma diferença para se tornar estacionária é dita integrada de ordem um – nesse caso, ela tem uma raiz unitária. Entre os testes indicados para verificação de estacionariedade podem ser citados o teste de Dickey-Fuller aumentado, desenvolvido por Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1979, 1981) e o de teste de Phillips-Perron (1988).

Já o filtro auto-regressivo visa capturar a relação da série com seus valores passados. Um modelo auto-regressivo (AR) de ordem  $p$  (AR( $p$ )) pode ser representado por:

<sup>1</sup> Segundo Gujarati (2000, p. 724), ruído branco é um termo advindo da engenharia e denota um termo de erro estocástico que segue as hipóteses de média zero, variância constante e são não-correlacionados.

$$\bar{Z}_t = \phi_1 \bar{Z}_{t-1} + \phi_2 \bar{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \bar{Z}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

em que  $\bar{Z}_{t-i}$  são variáveis centradas e  $\varepsilon_t$  um erro estocástico.

O modelo acima também pode ser representado utilizando o operador de defasagem  $B$ . Assim tem-se:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \bar{Z}_t = \phi(B) \bar{Z}_t = \varepsilon_t \quad (3.2)$$

onde  $B^j \bar{Z}_t = \bar{Z}_{t-j}$

A condição para a estacionariedade da série representada na equação 3.2 é de que a equação característica  $\phi(B) = 0$  tenha raízes fora do círculo unitário (MORETTIN & TOLOI, 2004).

O Filtro de Médias Móveis (MA) fornece a combinação dos choques aleatórios ocorridos no período atual e passados relacionados à série em estudo. Um Modelo MA(p) pode ser representado pela seguinte expressão:

$$\bar{Z}_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.3)$$

A equação 3.3 também pode ser expressa utilizando operadores de defasagem  $B$ , como segue:

$$\bar{Z}_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t = \theta(B) \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Para evitar o uso excessivo de parâmetros, seja num modelo puramente AR ou MA, é possível compor o modelo incluindo tanto componentes auto-regressivos como de médias móveis (ARMA). Segundo Maddala (1992), esse método tem a vantagem de conduzir a uma representação parcimoniosa de modelos auto-regressivos ou de média móvel com elevadas defasagens. O modelo ARMA (p,q) pode ser representado por:

$$\bar{Z}_t = \phi_1 \bar{Z}_{t-1} + \phi_2 \bar{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \bar{Z}_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.5)$$

O modelo 3.5 também pode ser escrito como:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \bar{Z}_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t \quad (3.6)$$

A identificação do processo representativo da série temporal é feita principalmente pelo comportamento das autocorrelações e autocorrelações parciais. Elas mostram o grau de interdependência existente entre pontos vizinhos no tempo da série  $Z(t)$ , de tal forma que é possível criar um modelo de previsão baseado nessas relações.

O uso da Função de Autocorrelações (FAC) e da Função de Autocorrelações Parciais (ACP) para a identificação do modelo pode ser complementado com o uso de outros métodos estatísticos. Segundo Enders (2004), entre os mais utilizados estão os Critérios de Informação de Akaike (AIC) e Critério Bayesiano de Schwarz (SBC). Quanto menor os valores de AIC e SBC obtidos através dos resíduos dos modelos alternativos de previsão, melhor o modelo representa os dados. Os critérios AIC e SBC são representados pelas seguintes formulações:

$$\text{AIC} = T \cdot \ln(\text{soma do quadrado dos resíduos}) + 2 \cdot n$$

$$\text{SBC} = T \cdot \ln(\text{soma do quadrado dos resíduos}) + n \cdot \ln(T)$$

em que  $n$  é o número de parâmetros estimados e  $T$  é o número de observações utilizadas no ajustamento do modelo.

## 2.1 Modelagem do Componente Sazonal das Séries

As autocorrelações entre os valores de uma determinada série em instante sucessivos podem estar relacionadas a um componente sazonal estocástico. Neste caso, 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, indicado pelos parâmetros  $(P,D,Q)_s$ . De forma geral, um modelo que inclui componentes não sazonais e sazonais pode ser representado por  $\text{SARIMA}(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$ . Os parâmetros  $P$  e  $Q$  representam a ordem auto-regressiva sazonal (SAR) e de médias móveis sazonal (SMA), enquanto que  $D$  representa o número de diferenças sazonais, sendo  $(s)$  é a periodicidade do componente sazonal.<sup>2</sup> Um modelo SARIMA multiplicativo de ordem  $(p,d,q) \times (P,D,Q)_{12}$  pode ser representado por:

$$\phi(B) \Phi(B^{12}) \Delta^d \Delta_{12}^D Z_t = \theta(B) \Theta(B^{12}) \varepsilon_t \quad (3.7)$$

em que,

$\Delta^d \Delta_{12}^D Z_t = (1 - B^{12})^D (1 - B)^d$  são as diferenças simples e sazonais necessárias para tornar a série estacionária.

$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$  é o operador auto-regressivo não sazonal.

<sup>2</sup>A diferenciação da série, seja em termos sazonais ou não, tem por objetivo torná-la estacionária.



$\Phi (B^{12}) = (1 - \Phi_1 B^{12} - \dots - \Phi_p B^{12P})$  é o operador auto-regressivo sazonal de ordem  $P$ .

$\theta (B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$  é o operador de médias móveis não sazonal.

$\Theta (B^{12}) = (1 - \Theta_1 B^{12} - \dots - \Theta_Q B^{12Q})$  é o operador de médias móveis sazonal de ordem  $Q$ .

## 2.2 Etapas da Metodologia

Segundo Morettin & Toloí (2004:109), 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 desses modelos, a estratégia está baseada em um ciclo iterativo, em que os estágios são:

1º. Identificação: consiste em descobrir quais versões preliminares dos modelos – sazonais ou não – descrevem o comportamento da série. Isso é feito observando o comportamento das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, assim como outros critérios auxiliares. Pode-se identificar diferentes modelos visando escolher o melhor, segundo o objetivo proposto.

2º. Estimação: consiste em estimar os parâmetros – auto-regressivos e de médias móveis. Verifica-se a significância estatística dos parâmetros sugeridos para o modelo.

3º. Verificação ou diagnóstico: consiste em avaliar a adequação do modelo proposto para o fim desejado, através da análise dos resíduos. Se o modelo é adequado, os resíduos obtidos após o seu ajustamento devem ser não correlacionados estatisticamente (ruído branco). Essa avaliação pode ser realizada nas funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos, assim como pela utilização da estatística  $Q$  de Lyung-Box. O teste  $Q$  é utilizado para testar se um conjunto de autocorrelações de resíduos é ou não estatisticamente diferente de zero.

4º. Previsão: Uma vez definido o modelo adequado, passa-se à fase de previsão. A escolha do modelo que gera as melhores previsões pode ser feita pelo menor erro quadrático médio de previsão.

### 3 Comportamento da série e previsões de curto prazo

Visando identificar um modelo univariado adequado para realizar previsões de curto prazo (seis meses) para o preço médio real do leite pago aos produtores em Santa Catarina (PRP), através da metodologia de Box-Jenkins, utilizou-se a série de preços médios calculados pelo Instituto CEPA para o período de janeiro 1997 a dezembro de 2004<sup>3</sup> (ICEPA, 2004). Os preços médios mensais foram deflacionados pelo IGP-DI, base 100 em dez./2004, e seus valores registrados no período em estudo são apresentados na Figura 2, não se observando tendência determinista. Percebe-se, nessa série, certa regularidade no comportamento sazonal.

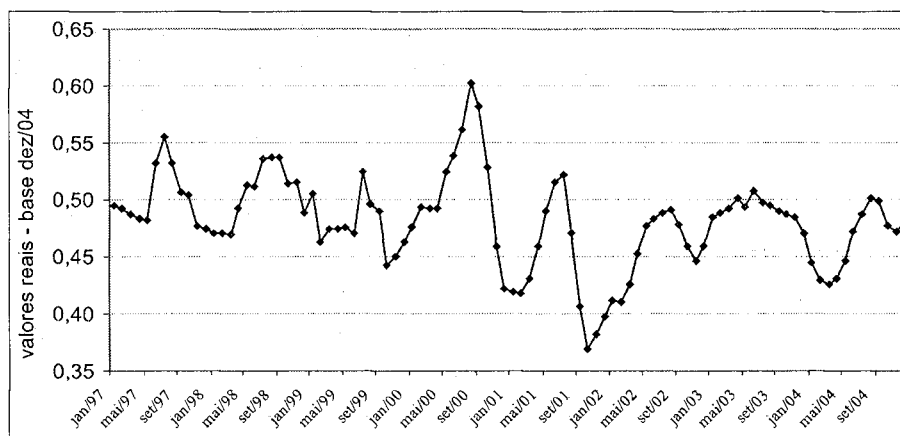


Figura 2. Preços Médios Reais por Litro/leite Pago aos Produtores em Santa Catarina

Fonte: ICEPA (2005)

O preço real médio do período em análise foi de R\$ 0,491 por litro de leite, tendo apresentado o menor valor, R\$ 0,369, em outubro de 2001 e o maior, R\$ 0,603 centavos, em agosto de 2000. Os valores máximos e mínimos ocorrem nos períodos de entressafra e safra, respectivamente. Na Figura 3 é apresentado o Índice Sazonal da série,<sup>4</sup> constatando-se valores altos no período de inverno e queda nos meses seguinte, atingindo os menores preços em fevereiro. A linha superior e inferior ao índice correspondem ao intervalo de confiança para um desvio-padrão.

<sup>3</sup> O preço nominal se refere ao preço pago na indústria – preço plataforma.

<sup>4</sup> Para consulta da metodologia utilizada para a construção de índices de sazonalidade, consultar Hoffmann (1991).

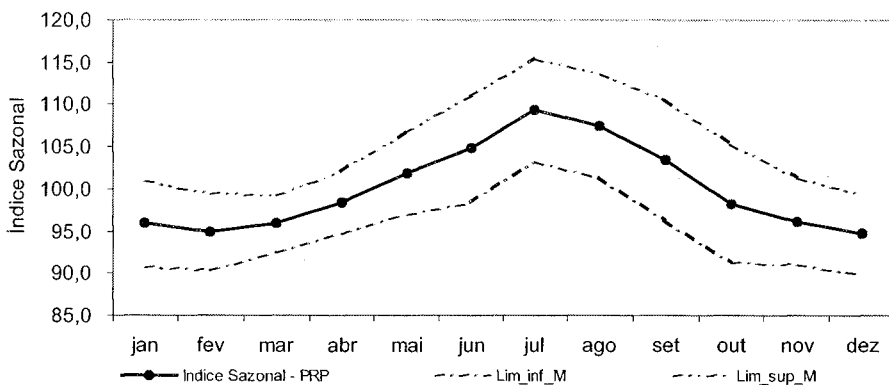


Figura 3. Índice Sazonal do Preço Médio Real por Litro/leite Pago aos Produtores de Santa Catarina

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para a análise a seguir, a série foi transformada, sendo utilizada na forma logarítmica. Os testes de Dickey/Fuller aumentado e Phillips-Perron foram realizados visando identificar a presença de raiz unitária, e assim a ordem de integração da série.

Para o teste de raiz unitária de Dickey/Fuller aumentado foram obtidos os coeficientes apresentados na Tabela 1.<sup>5</sup>

Tabela 1. Resultados do Teste de Dickey/Fuller

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	-0,2118	0,0401	-5,26994	0,00000096
2. TEND	-0,0002	0,0001	-1,86416	0,06563277
3. LPRP{1}	-0,3082	0,0573	<b>-5,37800</b>	0,00000061
4. DLPRP{1}	0,4707	0,0929	5,06650	0,00000221
5. DLPRP{2}	0,2182	0,1043	2,09075	0,03943386

Fonte: resultados da pesquisa

Como a estatística  $t$  calculada é -5,38 para o coeficiente  $\rho$  (LPRP{1}), e sendo este maior, em módulo, que a estatística  $\tau_{\tau}$  (-3,45 a 5% de significância), rejeita-se  $H_0: \rho = 0$ , ou seja, se a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada, conclui-se que a série não contém raiz unitária, logo é estacionária (ENDERS, 2004, p. 213).

<sup>5</sup>O nível de significância utilizado para os intervalos de confiança foi de 5%.

Para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron, a estatística  $Z(t)$  obtida, utilizando um modelo com constante, tendência e três defasagens, foi de -3,65. Considerando que o valor crítico da estatística  $\tau_c$  é igual a -3,45 a 5% de significância, rejeita-se  $H_0$ . Os resultados indicam que a série em análise possui comportamento estacionário ao longo do tempo, ou seja, é integrada de ordem zero –  $I(0)$ , não sendo necessário utilizá-la em diferenças no modelo de previsão.

As autocorrelações e autocorrelações parciais são mostradas nas Figuras 4 e 5, respectivamente. O comportamento da função de autocorrelação, ao declinar rapidamente, ratifica o resultado do teste de raiz unitária. Além disso, a FAC sugere um comportamento sazonal do preço de leite. As autocorrelações parciais de ordem 1, 2, 8 e 14 são estatisticamente diferentes de zero.<sup>6</sup> Ao ajustar modelos auto-regressivos de diferentes ordens, o critério de Akaike apontava para um modelo auto-regressivo de ordem 4, enquanto que de Schwarz sugeria um de ordem 3.

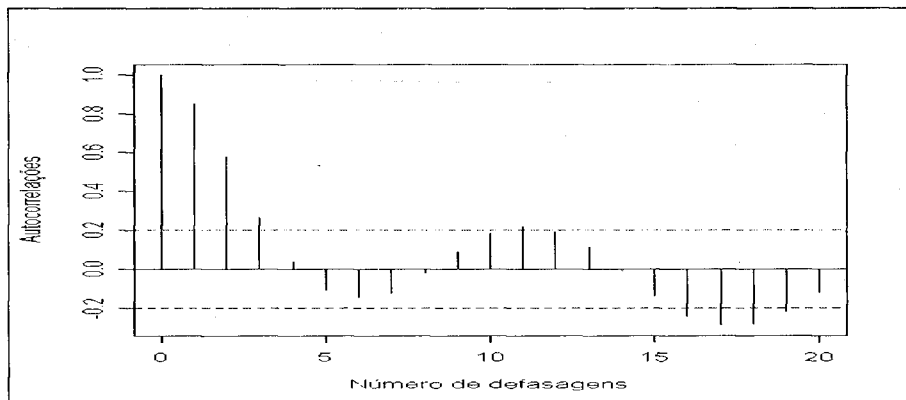


Figura 4. Função de Autocorrelações da Série em Análise

Fonte: Resultados da pesquisa

Em função dessas observações e fundamentando-se no princípio de parcimônia, foram escolhidos alguns modelos, testados na fase seguinte quanto à sua qualidade preditiva. Esses modelos e os resultados dos ajustamentos são mostrados na Tabela 2. Dada a sazonalidade característica da série, utilizou-se em todos os casos um componente sazonal. Não foram incluídos no modelo termos MA de ordem 8 e 14 uma vez que na fase de verificação não se constatou, através da FAC

<sup>6</sup> O nível de significância utilizado para os intervalos de confiança foi de 5%.

dos resíduos, a necessidade de que isso fosse feito. Para a verificação da presença de autocorrelação dos resíduos foi também aplicado o teste  $Q$  de *Ljung-Box*.

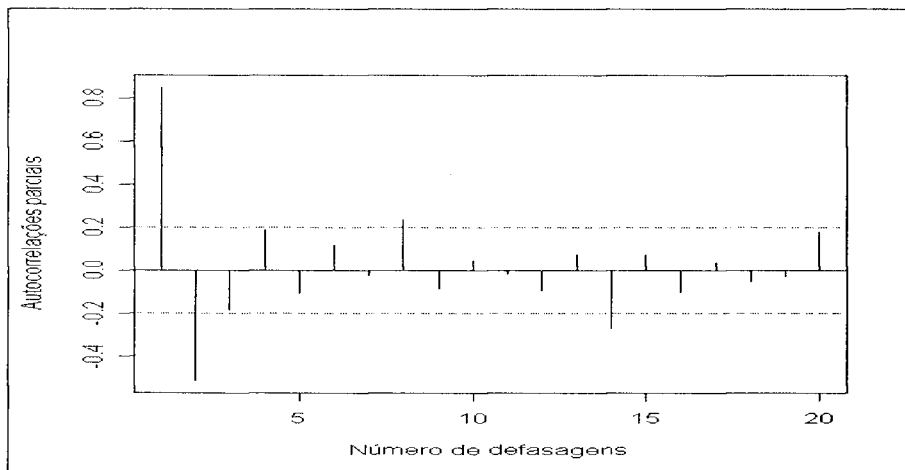


Figura 5. Função de Autocorrelações Parciais da Série em Análise  
Fonte: Resultados da pesquisa

Tabela 2. Características dos Modelos Propostos

Nº do Modelo	Modelos	Autocorrelação dos Resíduos(1)	Parâmetros não significativos (2)	Critérios Akaike e Schwartz	Soma dos Quadrados dos Resíduos
1	SARIMA(2,0,0)x(1,0,0) <sub>12</sub>	Resíduos Autoc.	SAR=1	-151,78 e -142,46	0,1221
2	SARIMA(3,0,0)x(1,0,1) <sub>12</sub>	Ruído Branco	AR(2), AR(3), SAR=1 e SMA=1	-150,31 e -136,40	0,1148
3	SARIMA(3,0,1)x(0,0,2) <sub>12</sub>	Ruído Branco	SMA = 1	-174,93 e -157,66	0,1140
4	SARIMA(3,0,0)x(0,0,  2  ) <sub>12</sub>	Ruído Branco	AR(2) e SMA=  2	-169,66 e -157,33	0,1268
5	SARIMA(3,0,1)x(0,0,  2  ) <sub>12</sub>	Ruído Branco		-176,02 e -161,22	0,1152

Fonte: Resultados da Simulação.

- (1) o critério utilizado foi  $Q_i > 0,10, i = 1, \dots, 21$
- (2) o critério utilizado é o de  $|t\text{-student}| > 1,96$ , 5% de significância

Entre os modelos alternativos, o mais parcimonioso e com coeficiente significativos é o SARIMA(3,0,1)x(0,0, ||2||)<sub>12</sub>. Segundo a análise do teste  $Q$  de *Ljung-Box*, os ruídos são não correlacionados, sendo que o valor da estatística  $Q(23-0)$  é de 24,26, com nível de significância de 0,389. As autocorrelações dos resíduos desse modelo podem ser visualizadas na Figura 6. Além de resíduos não correlacionados, o modelo SARIMA(3,0,1)x(0,0, ||2||)<sub>12</sub> apresenta todos os coeficientes significativos, conforme pode ser visualizado na Tabela 3. Os valores dos critérios Akaike e Schwarz foram os menores entre os modelos propostos.

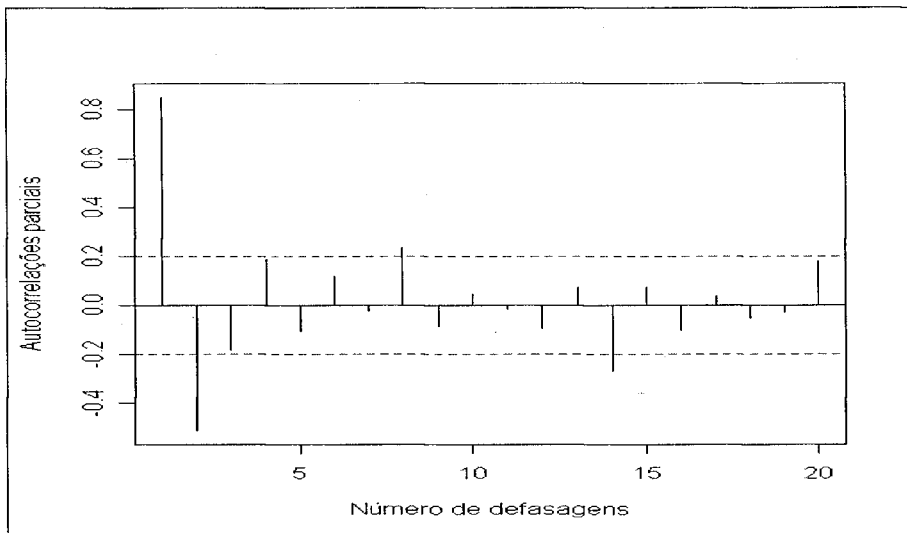


Figura 6. Função de Autocorrelações para Resíduos do Modelo SARIMA(3,0,1)x(0,0,|2|)<sub>12</sub>  
 Fonte: Resultados da pesquisa

Tabela 3 . Resultados da Regressão do Modelo SARIMA(3,0,1)x(0,0,|2|)<sub>12</sub>

Variáveis*	Coefficientes	Erro Padrão	Estat. t	Signif.
CONSTANTE	-0,730	0,018	-40,421	0,0000
AR{1}	0,496	0,138	3,598	0,0005
AR{2}	0,649	0,127	5,098	0,0000
AR{3}	-0,569	0,089	-6,373	0,0000
MA{1}	0,731	0,148	4,934	0,0000
SMA{24}	0,248	0,112	2,221	0,0289

\* as regressões foram realizadas no Sistema RATs.

Fonte: resultados da pesquisa.

Uma vez definido o modelo mais parcimonioso e representativo da série de preço médio real do leite pago aos produtores de Santa Catarina foram realizadas previsões fora da amostra para um horizonte de seis meses. Escolheram-se dois períodos para testar a qualidade preditiva: o primeiro corresponde ao primeiro semestre de 2004 (dados utilizados no ajustamento dos modelos: janeiro de 1997 a dezembro de 2003); o segundo período corresponde ao segundo semestre de 2004 (dados utilizados no ajustamento dos modelos: janeiro de 1997 a junho de 2004).

Optou-se por testar a qualidade das previsões geradas pelos cinco modelos alternativos definidos, apresentados anteriormente, e assim verificar se o mais parcimonioso era o que gerava as melhores previsões. Para a escolha do modelo que melhor prevê os comportamento da série, o critério utilizado foi a soma do quadrado dos desvios dos valores previstos em relação aos observados. Os resultados para o primeiro semestre de 2004 são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4. Previsões para o primeiro semestre de 2004

Período	Valores Observados	Valores Previstos fora da Amostras - Modelos -				
		5	4	3	2	1
Janeiro/04	0,4450	0,461	0,464	0,460	0,466	0,466
Fevereiro/04	0,4292	0,454	0,456	0,452	0,464	0,466
Março/04	0,4252	0,455	0,457	0,453	0,466	0,469
Abril/04	0,4312	0,464	0,464	0,462	0,470	0,472
Maió/04	0,4462	0,472	0,471	0,471	0,476	0,476
Junho/04	0,4720	0,476	0,475	0,475	0,479	0,478
SQD Prev.		0,00352	0,00383	<b>0,00310</b>	0,00579	0,00626

Fonte: Resultados da pesquisa

Verifica-se que o modelo que gerou a menor soma dos quadros dos resíduos foi o SARIMA(3,0,1)x(0,0,2)<sub>12</sub> (Modelo 3). Essa classificação se repetiu quando se considera para a análise da capacidade preditiva o segundo semestre de 2004 (Tabela 5). O modelo SARIMA(3,0,1)x(0,0,|| 2 || )<sub>12</sub>, definido anteriormente como mais parcimonioso, gerou a segunda menor soma de quadrados de desvios no primeiro semestre de 2004 e a terceira menor soma de quadrados de desvios no segundo semestre de 2004.

Tabela 5. Previsões para o segundo semestre de 2004

Período	Valores Observados	Valores Previstos fora da Amostra - Modelos -				
		5	4	3	2	1
Julho/04	0,487	0,488	0,488	0,489	0,491	0,488
Agosto/04	0,502	0,497	0,498	0,496	0,504	0,494
Setembro/04	0,499	0,496	0,499	0,491	0,507	0,493
Outubro/04	0,476	0,491	0,494	0,485	0,504	0,489
Novembro/04	0,472	0,485	0,488	0,479	0,496	0,484
Dezembro/04	0,480	0,485	0,486	0,481	0,487	0,480
SQD Prev		0,00046	0,00065	<b>0,00024</b>	0,00145	0,00042

Fonte: Resultados da pesquisa

Apesar de o modelo três apresentar as melhores previsões nos dois períodos considerados, cabe ressaltar que os valores das soma dos quadrados dos desvios dos cinco modelos testados são muito

próximos. Na Figura 7 são apresentados os valores previstos e o intervalo de confiança correspondente a 0,05 de probabilidade, para o segundo semestre de 2004, com os modelos SARIMA(3,0,1)x(0,0,|2|)|<sub>12</sub>, assim como os valores observados para o período.

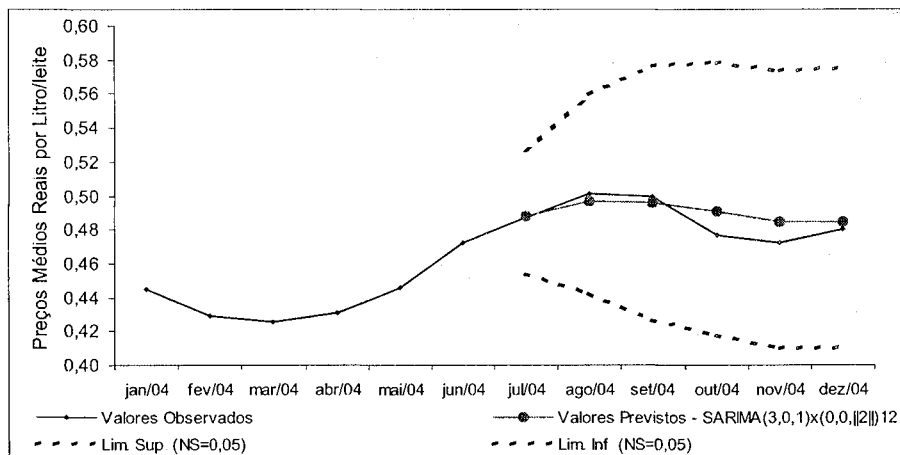


Figura 7. Valores Previstos e Observados para o Segundo Semestre de 2004  
Fonte: Resultados da pesquisa.

## 4 Considerações finais

O objetivo deste estudo foi construir um modelo univariado adequado para previsões da série de preços médios reais do leite pago aos produtores de Santa Catarina, utilizando a metodologia Box-Jenkins. Seguindo as etapas dessa metodologia foram identificados cinco modelos alternativos. Na seqüência foram estimados os seus parâmetros, analisados os resíduos e, por fim, realizadas as previsões. Previsões fora da amostra foram realizadas para o primeiro e segundo semestres de 2004 utilizando os cinco modelos propostos.

Constata-se que o modelo SARIMA(3,0,1)x(0,0,|2|)|<sub>12</sub> é o mais parcimonioso entre os cinco modelos inicialmente selecionados. Porém, para os dois períodos em que foram realizados testes de capacidade preditiva de preço real médio pago ao produtor de Santa Catarina, este modelo não apresentou a menor soma do quadrado dos desvios das previsões em relação aos valores observados, ficando na segunda posição. O modelo que gerou as melhores previsões, para os dois períodos testados, foi o SARIMA(3,0,1)x(0,0,2)|<sub>12</sub>. Cabe ressaltar, no entanto, que as diferenças nos valores da soma de quadrado dos desvios desses modelos são muito pequenas.



Apesar de os preços do leite pago aos produtores de Santa Catarina serem resultado de um conjunto de variáveis relacionadas a aspectos do mercado desse produto, aqui não consideradas, os modelos univariados demonstram ser uma ferramenta bastante útil para previsões no curto prazo, dada a sua simplicidade e capacidade preditiva. Além do mais, modelos de previsão com variáveis explicativas necessitam de valores futuros das variáveis consideradas, exigindo, assim, modelos de previsão para tais variáveis, o que torna mais complexa a análise. É importante mencionar que os modelos univariados apresentam, quase sempre, elevada eficiência para previsões *um passo à frente*, que são úteis, muitas vezes, para a tomada de decisão dos agentes do setor.

## Referências

- BACCHI, M. R. P.; HOFFMANN, R. Previsão de preços de bovino e frango com modelos de séries temporais. *Rev. de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 33, n. 4, p. 9-28, out./dez. 1995.
- BARROS, Geraldo. S. C. *et al.* *Sistema agroindustrial do leite no Brasil*. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2001. 170 p.
- BACCHI, M. R. P.; HOFFMANN, R. Previsão de preços de bovino e frango com modelos de séries temporais. *Rev. de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 33, n. 4, p. 9-28, out./dez. 1995.
- BOX, G. E. P. JENKINS, G. M. *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day, 1976. Edição revisada.
- DICKEY, David; FULLER, Wayne A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* (julho), 1981, 1057-1072.
- DICKEY, David; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 74, 1979, 427-431.
- ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. 2ª ed. EUA: Wiley & Sons, 2004.
- FULLER, W. A. *Introduction to Statistical Time Series*. New York: Wiley, 1976. 424p.
- GOMES, Sebastião. T. Cadeia produtiva do leite. In: *Congresso da Cadeia Produtiva do Leite*, 2., Belo Horizonte: FAEMG, 2001. 13 p.
- GOMES, Francisco C. Os Modelos Arima e a Abordagem de Box-Jenkins uma Aplicação na Previsão do Ibovespa a Curtíssimo Prazo. *Revista de Administração de Empresas*, vol. 29, n. 2 - abril-junho, 1989.
- GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. (Trad. Ernesto Yoshida). 3ª ed. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HAMILTON, J.D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, New Jersey, 1994.
- HOFFMANN, Rodolfo. *Estatística para Economistas*. 2ª ed. São Paulo: Pioneira, 1991.
- ICEPA. Preço Médio de Leite em Santa Catarina. [mensagem pessoal]. Mensagem recebida por arlei@esalq.usp.br em 01 de março de 2005.
- MADDALA, G.S. *Introduction to econometrics*. 2ª ed. New Jersey: Prentice Hall, 1992.

- MARTINS, M. Costa. Competitividade da cadeia produtiva do leite no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, Ano XIII – Nº 3 – Jul./Ago./Set. 2004.
- MORETTIN, Pedro, TOLOI, Clélia M. *Análise de Séries Temporais*. São Paulo: Edgard Blucher, 2004.
- PINDICK, Roberto S. *Econometria*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.
- PHILLIPS, Peter; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Great Britain, v.75, n.2, p.335-346, 1988.
- RUSSO, Suzana; CAMARGO, Maria. Previsão da Produção de Sacarina da Indústria Têxtil Oeste Ltda Através dos modelos Arima. In: *24º Colóquio Brasileiro de Matemática – IMPA*, Rio de Janeiro, 27 de julho a 1º de agosto de 2003.
- SIQUEIRA, Kennya B; GOMES, Sebastião T. A Década de 90 e suas Conseqüências no Setor Lácteo. In: *Anais XLI Congresso Brasileiro de Administração Rural*, 2003, Juiz de Fora/MG. [CD-ROM].
- VANDAELE, Walter. *Applied Time Series and Box-Jenkins Models*. London: Academic Press, 1983.
- WERNER, Liana; RIBEIRO, José L. D. Previsão de Demanda: Uma Aplicação dos Modelos Box-Jenkins na área de assistência técnica de computadores pessoais. *Revista Gestão & Produção*, vol.10, n.1, p.47-67, abr. 2003.