



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

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

**MODELO DE PREVISÃO UNIVARIADO PARA PREÇOS DE LEITE PAGOS AOS
PRODUTOS NAS PRINCIPAIS REGIÕES BRASILEIRAS**

ARLEI LUIZ FACHINELLO; LEANDRO AUGUSTO PONCHIO;

CEPEA

PIRACICABA - SP - BRASIL

laponchi@esalq.usp.br

APRESENTAÇÃO COM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

Grupo de pesquisa: 1) Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas

FORMA DE APRESENTAÇÃO – ORAL COM DEBATEDOR

Modelo de Previsão Univariado para Preços de Leite pagos aos Produtos nas Principais Regiões Brasileiras¹

RESUMO

Este trabalho visa estimar um modelo de previsão univariado, com horizonte de três meses, para a série preço médio real de leite pago aos produtores nos estados de Minas Gérias, Goiás São Paulo e no Paraná. Foram então testados vários modelos ARIMA e SARIMA, do qual foram selecionados oito modelos, sendo dois modelos para cada estado. A metodologia utilizada foi o modelo de Box-Jenkins. Constatou-se neste trabalho que tanto os modelos ARIMA como SARIMA mostram-se adequados na previsão dos preços reais nos quatro estados pesquisados. Ademais, os modelos univariados demonstram ser uma ferramenta útil para previsões no curto prazo, dada a sua simplicidade e capacidade preditiva.

PALAVRAS-CHAVE: Previsões, modelos univariados, preço de leite.

1. INTRODUÇÃO

O objetivo central deste trabalho é poder gerar um modelo univariado que possa prever os preços do leite pagos aos produtores. Desta forma, a preocupação ficou centrada no produtor de leite, que produz diariamente seu produto sem saber ao certo o quanto receberá por ele. Problema que poderia ser parcialmente solucionado se existisse no país o mercado futuro, que possibilitasse o produtor a praticar o chamado *hedge* na bolsa de valores. Contudo, embora haja estudos a respeito, não há ainda no país tal instrumento para o setor.

Consequentemente, o planejamento da atividade bem como a administração estratégica dos laticínios e cooperativas fica deficitário, que em muitos casos, perdem competitividade por tal deficiência. Fato que prejudica diretamente o produtor, pois ele entrega o leite durante um mês para saber somente no próximo mês, quanto ao certo, ele irá receberá.

¹ Os autores agradecem à Profa. Mirian R. P. Bacchi pela orientação para realização dos testes constantes deste trabalho. Tendo os autores qualquer responsabilidade sobre os possíveis erros cometidos.

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 & Toloí (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 seis seções: inicia-se após essa breve introdução uma contextualização do mercado de leite e formação de preços, na seqüência faz-se uma apresentação da metodologia Box-Jenkins. Na seção são apresentados os resultados e na quatro as considerações finais.

2. REFLEXÕES SOBRE OS PREÇOS PAGOS AOS PRODUTORES

Dada a relativa fragilidade do produtor dentro da cadeia láctea é oportuno refletir sobre o desempenho dos laticínios e das cooperativas quanto a forma de pagamento do leite feito por estas duas entidades.

O mercado brasileiro de produtos lácteos tem sido integrado ao mercado internacional cada vez mais rápido, tanto pelo lado das importações com das exportações. Ademais, as exigências por uma melhora na qualidade como as contínuas quedas nos preços reais dos derivados tanto no atacado como no varejo obrigam o produtor a obter ganhos em produtividade.

Entretanto, por de traz dos ganhos de produtividade estão os fatores socioeconômicos que afetam principalmente os pequenos produtores, que necessitam cada vez mais de tecnologia para se tornarem competitivos no cenário atual. Na tabela 1 ilustra a grande preocupação do setor hoje, onde 60,53% que são pequenos produtores (<100 litros/dia)

participam com apenas 16,94% da produção. Por sua vez, 6,78% dos grandes produtores (> de 1.000 litros/dia) representam com 36,48% do volume total produzido por estes produtores.

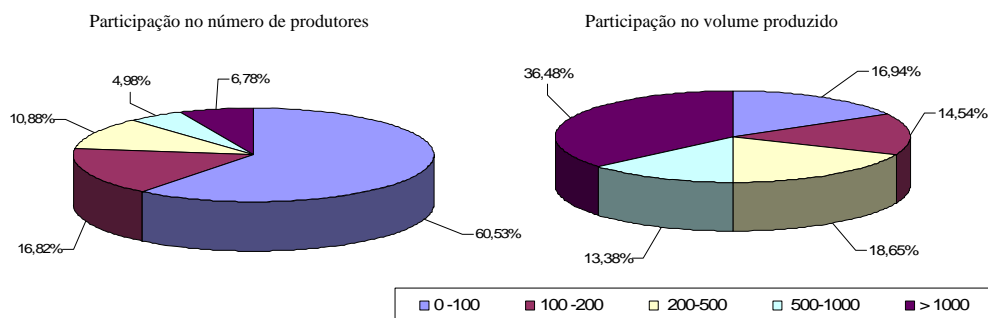


Figura1. Participação no número de produtores e no volume captado por faixa de produção diária, 2001.

Fonte: OCB/CBCL, CEPEA-Esloq/USP e Embrapa Gado de Leite.

Desta forma, é comum que laticínios e cooperativas tenham na captação uma amostra de um pequeno número de produtores que correspondem ao significativo volume na produção. Isso acarreta para esses agentes uma grande discriminação nos preços pagos, uma vez que há uma grande dependência dos laticínios por estes grandes produtores.

Diferente de diversos países considerados avançados na produção leiteira, a grande maioria das empresas brasileiras ainda não remunera os produtores com base exclusivamente na qualidade do leite produzido. Dos seis estados pesquisados em 2002, o maior percentual de laticínios que pagam por qualidade foi observado nos estados do Paraná e São Paulo, sendo que em casos extremos como Bahia e Goiás não foram encontradas cooperativas que paguem exclusivamente por qualidade (Figura 2). Assim, na maior parte das regiões pesquisadas o pagamento ocorre pela combinação entre volume coletado e qualidade do leite, já que apenas nos estados de São Paulo e Bahia o percentual de cooperativas que pagam apenas por volume foi maior que a combinação destas duas variáveis.

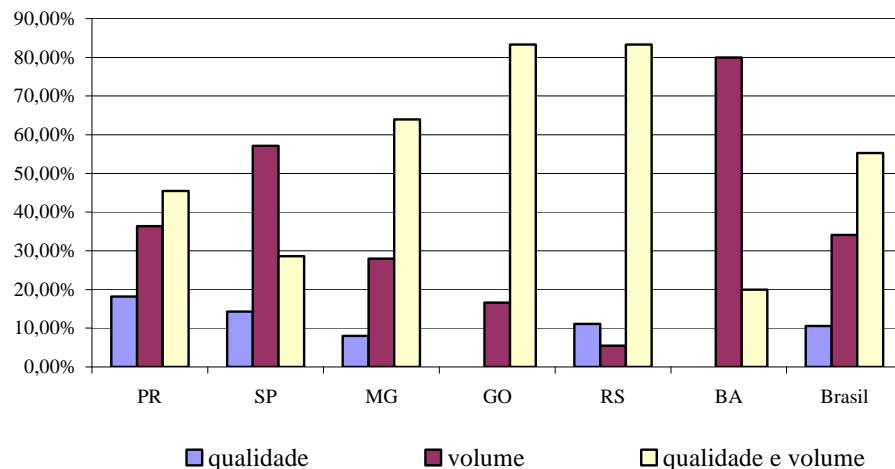


Figura 2. Participação no número de produtores e no volume captado por faixa de produção diária, 2002.

Fonte: CEPEA-Esloq/USP

Isso evidencia que num País de dimensões continentais como o Brasil, com cooperativas muitas vezes distantes dos produtores, deve haver uma compensação pela quantidade de leite entregue e, sempre que possível, associado com uma qualidade também satisfatória. Já em países menores, como a Nova Zelândia, e onde a logística de coleta é mais eficiente, normalmente não se premia por volume coletado, apenas exige-se uma quantidade mínima por produtor sendo que o preço pago é única e exclusivamente dependente da qualidade do leite entregue.

Para Barros et.al (2004), há de fato duas questões a tratar com respeito à possível exploração dos produtores de leite por parte das empresas: (a) os preços recebidos pelos produtores são inferiores aos que seriam recebidos em regime de concorrência (e, logo, a produção de leite seria menor); (b) há discriminação de preços por parte das empresas que pagam preços diferenciados pelo mesmo produto.

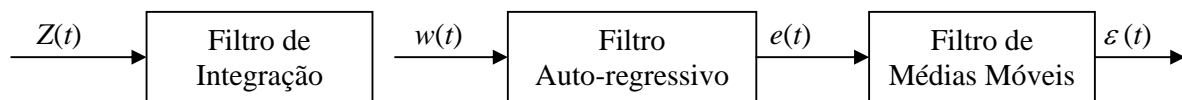
A análise da questão do nível de preços fica facilitada quando o produto em apreço é comercializável: há que se comparado os preços domésticos aos preços internacionais e considerados os custos de internalização quando o produto é importado ou de exportação, caso contrário (BARROS et al., 2004).

Assim, o Brasil começa a apresentar duas vertentes principais na formação de preços ao produtor. Uma delas são os preços do leite e dos derivados no próprio mercado doméstico, como o leite UHT. Do outro lado desta vertente, são os preços praticados no mercado internacionais, ditados pelos preços do leite em pó.

3. PREVISÃO COM MODELOS BOX-JENKINS

Segundo Vandaele (1983), uma série temporal é uma coleção de observações geradas sequencialmente 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 3, na qual se observa 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 aplicado outro de médias móveis, gerando uma série $\varepsilon(t)$, que é ruído branco² e portando imprevisível.

Figura 3 – Modelos Arima



Fonte: Vandaele (1983)

O Filtro de Integração está relacionado a estacionariedade da série ao longo do tempo. A importância dessa característica é garantir as propriedades estocásticas que, conforme Pindick (2004), ao serem invariantes em relação ao tempo, permitem modelar o processo através de uma equação com coeficientes fixos que podem ser estimados a partir dos dados passados. Elas propriedades são: médias e variância constante no tempo, assim como a função de autocovariância depende apenas da defasagem entre os instantes de tempo.

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 à ordem de integração da série (d), ou seja, uma série que necessita uma diferença para tornar-se estacionária é dita integrada de ordem um. Entre os testes para verificação de raiz unitária (não estacionariedade) pode-se citar o de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips-Perron, apresentados em Enders (2004) e Hamilton (1994).

² Segundo Gujarati (2000:724), 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.

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:

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

em que \bar{Z}_{t-i} são variáveis centradas e ε_t o erro.

O modelo acima também pode ser representado utilizando o operador de defasagem B .

Assim tem-se:

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

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 & Tolo, 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 representada 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 móveis 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 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 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 Schwartz (SBC). Quanto menor os valores de AIC e SBC obtidos através dos resíduos dos modelos alternativos de previsão melhor o modelo representa os dados. Seus valores são obtidos por meio das seguintes fórmulas:

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

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

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

3.1 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 um componente não sazonal, indicado pelos parâmetros (p,d,q) e um sazonal indicado pelos parâmetros (P,D,Q) . De forma geral, um modelo que inclui componentes sazonais pode ser representado por $SARIMA(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$. Os parâmetros P e Q representam a ordem auto-regressiva sazonal (SAR) e de médias móveis sazonal (SMA), enquanto que D representa as diferenças sazonais e (s) é o periodicidade do componente sazonal³. 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

³ 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.

3.2 Etapas da Metodologia

Segundo Morettin & Tolo (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 de 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) Estimacão: 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. A estatística Q terá aproximadamente uma distribuição χ^2 com $K-p-q$ graus de liberdade.

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

4. COMPORTAMENTO DA SÉRIE E PREVISÕES DE CURTO PRAZO

Para a estimação dos modelos de previsão univariados de preços reais de leite pago aos produtores nos estados de Minas Gerais, São Paulo, Goiás e Paraná, foram utilizadas as séries nominais do CEPEA, de janeiro de 1995 a novembro de 2005. Os dados foram então deflacionados pelo IPCA, com base 100 em novembro de 2005. As séries são apresentadas na Figura 4.

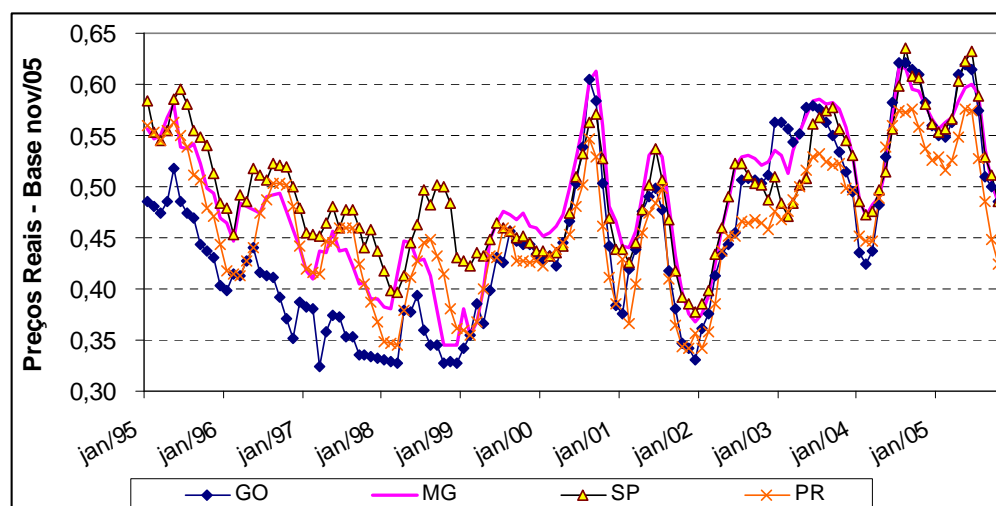


Figura 4 – Evolução dos Preços Reais de Leite Pagos aos Produtores nas Principais Regiões Brasileiras

Fonte: CEPEA

Foram utilizadas 131 observações em todas as séries e Algumas estatísticas básicas da série de preços reais são apresentadas no Tabela 1. O preço real de Goiás é o que apresenta maior variabilidade no período de análise, segundo observação do desvio padrão da série, tendo seu pico em R\$ 0,621 por litro de leite em julho de 2004 e mínimo de R\$ 0,325 em março de 1996 e média simples de R\$ 0,452. No estado de São Paulo a variabilidade dos preços é a menor entre os quadro estados analisados, oscilando de R\$ 0,377 a R\$ 0,635. O preço médio foi de R\$ 0,495, no período, sendo este a maior média. Os valores máximos e mínimos ocorrem nos períodos de entressafra e safra, características intrínsecas das séries analisadas.

Tabela 1 – Estatística Básicas da Série de Preços Reais de Leite no Período 01/95 a 11/05

Variáveis	Obs	Média	Desv.Pad	Min	Max
GO	131	0,452	0,084	0,325	0,621
MG	131	0,488	0,069	0,345	0,617
SP	131	0,495	0,058	0,377	0,635
PR	131	0,459	0,062	0,342	0,576

Fonte: Dados da Pesquisa

Para a análise a seguir, a série foi transformada, sendo utilizada na forma logarítmica. Visando determinar a ordem de integração da série e o número de diferenças necessárias para torná-las estacionária, foram realizados os testes de Dickey/Fuller aumentado e Phillips-Perron. Para o teste de raiz unitária de Dickey/Fuller aumentado, utilizando-se do programa econométrico STATA 8.0, foram obtidos os seguintes coeficientes⁴ (Tabela 2).

Tabela 2. Resultados do Teste de Raiz Unitária de Dickey/Fuller e Phillips-Perron

Estados	Phillips-Perron	Dickey-Fuller Aumentado	Valor Crítico a 1%	Valor Crítico a 5%	Valor Crítico a 10%
	Z(t)**	Z(t)*	-4.030	-3.446	-3.146
GO	-3,075	-3.561			
MG	-3.111	-3.946			
SP	-3.411	-3.953			
PR	-3.307	-3.710			

* os teste foram realizados com a presença de tendência e constante e defasagem 4.

**os teste foram realizados com defasagem 1, com exceção de PR, com defasagem 4.

Fonte: resultados da pesquisa

Os resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado, utilizando quatro defasagem, constante e tendência, resultou em estatística calculada $Z(t) > \tau_{\tau,=} -3,45(95\%)$, em módulo, para todas as séries em análise, conforme pode ser observando na Tabela 2. Desta forma, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária, ou seja, as séries são estacionárias em nível (Enders, 2004:213).

Em função das limitações deste teste, foi também realizado o teste de raiz unitária Phillips-Perron, estando as estatísticas apresentadas na Tabela 2. Os valores obtidos de $Z(t) < \tau_{\tau,=} -3,45$, para 5% de significância, ou seja, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz

⁴ Para a realização dos testes foi utilizando inicialmente o número de defasagem sugerido pelos critérios Akaike e Schwarz.

unitária. Considera-se a presença de uma raiz unitária, sendo as séries $I(1)$. Desta forma foram tomadas as primeiras diferenças das quatro séries de preços e novamente realizados os dois testes acima. Apesar de não serem apresentados aqui, os resultados indicam que as séries são estacionária ao longo do tempo em primeira diferença.

As autocorrelações e autocorrelações parciais são mostradas na Figura 5, para as séries de preços. Partindo das Funções de Autorcorreção e Autocorrelação Parcial, foram selecionados oito modelos, sendo dois para cada série de preço, fundamentados no princípio da parcimônia, coeficientes significativos e não presença de correlação nos resíduos.

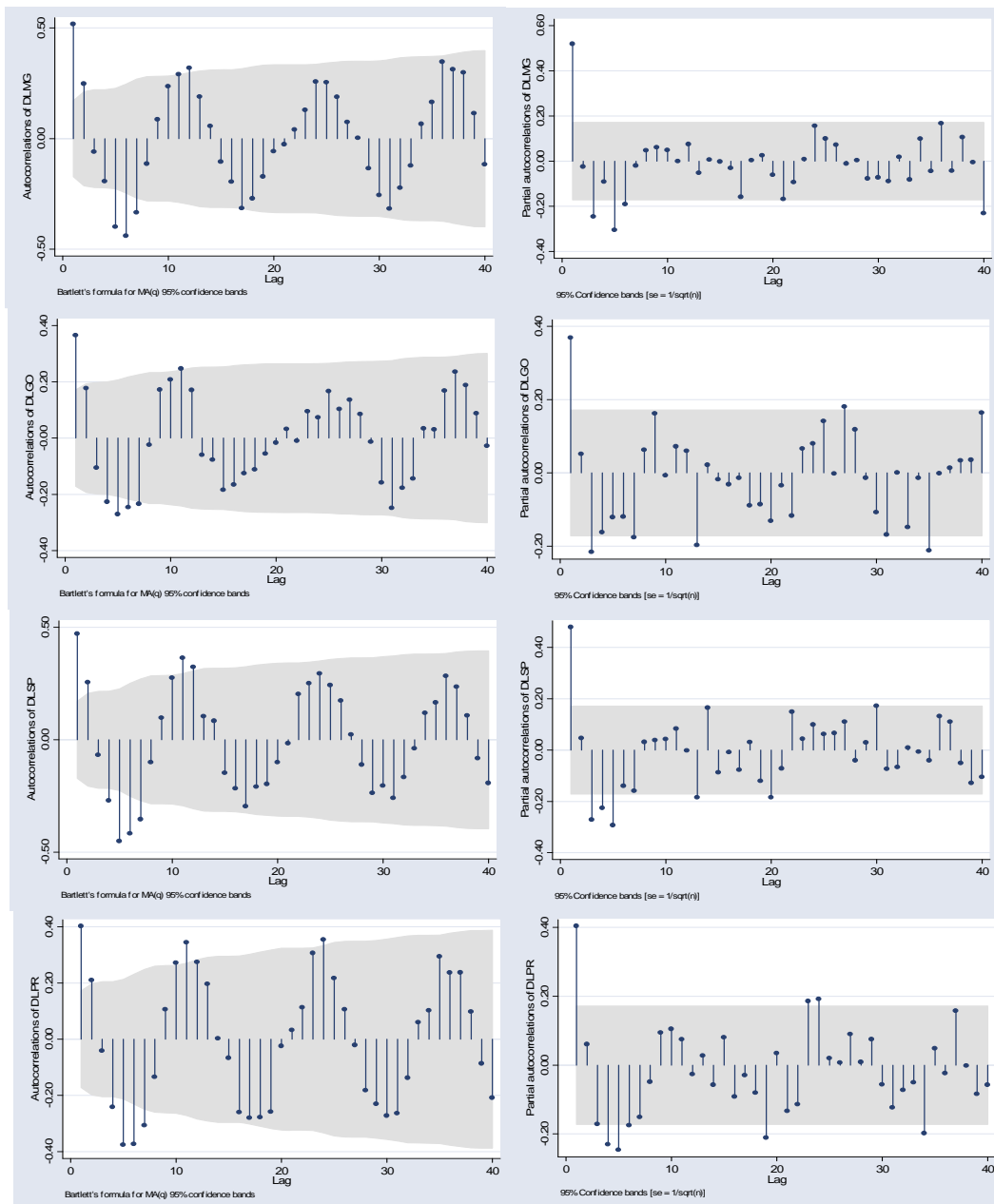


Figura 5 – Funções de Autocorrelação e Autocorreção Parciais das Série de Preço Real de Leite nos quatro estado analisados.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Entre os oito modelos selecionados e apresentados na Tabela 3, quatro são modelos arima e quatro sarima. Desta foram pode-se testar as diferenças nas qualidades preditivas dos diferentes modelos uma vez que os modelos sarima visam captar os componentes autoregressivos sazonais das séries. São apresentados na Tabela 3, além dos modelos, os coeficientes estimados, seus desvio padrão, os valores dos critérios Akaike e Schwartz, assim como os nível de significância do teste Q de *Ljung-Box* para verificação de autocorrelação dos resíduos.

Tabela 3 – Características dos Modelos Propostos

Estado	Modelos	Coefficientes*	Desvio Padrão	Crítérios AIC e SBC	Ljung-Box Nsig de Q-Statistic
SP	ARIMA(1-5,1,0)	AR(1) = 0,36672 AR(5) = -0,38132	AR(1) = 0,0772 AR(5) = 0,0794	-214,00 -208,34	Q(8) = 0,2042 Q(20) = 0,4461
	SARIMA(1,1, 13)(0,1,1) ₁₂	AR(1) = 0,28557 MA(13) = -0,27184 SMA(12) = -0,76613	AR(1) = 0,0908 MA(13) = 0,0946 SMA(12) = 0,0634	-200,50 -192,21	Q(8) = 0,2674 Q(20) = 0,6029
MG	ARIMA(1-5, 1, 0)	AR(1) = 0,46114 AR(5) = -0,32747	AR(1) = 0,0718 AR(5) = 0,0735	-213,68 -208,02	Q(8) = 0,2335 Q(20) = 0,3546
	SARIMA(1,1, 9)(0,1,1) ₁₂	AR(1) = 0,38918 MA(9) = 0,20129 SMA(12) = -0,72546	AR(1) = 0,0868 MA(9) = 0,0952 SMA(12) = 0,0703	-191,97 -183,68	Q(8) = 0,5979 Q(20) = 0,8435
GO	ARIMA(1-3-7,1,0)	AR(1) = 0,37014 AR(3) = -0,22788 AR(7) = -0,21062	AR(1) = 0,085 AR(5) = 0,084 AR(7) = 0,087	-127,66 -119,23	Q(8) = 0,3196 Q(20) = 0,2439
	SARIMA(1,1, 13)(0,1,1) ₁₂	AR(1) = 0,21726 MA(13) = -0,31516 SMA(12) = -0,80049	AR(1) = 0,0911 MA(13) = 0,0911 SMA(12) = 0,063	-115,07 -106,78	Q(8) = 0,2566 Q(20) = 0,3221
PR	ARIMA(1-5,1,1)	AR(1) = 0,53907 AR(5) = -0,32906 MA(1) = -0,32577	AR(1) = 0,1231 AR(5) = 0,0718 MA(1) = 0,1575	-155,29 -146,80	Q(8) = 0,2699 Q(20) = 0,3254
	SARIMA(0,1, 10)(0,1,1) ₁₂	MA(10) = 0,19911 SMA(12) = -0,8118	MA(10) = 0,096 SMA(12) = 0,058	-144,63 -139,09	Q(8) = 0,4753 Q(20) = 0,2460

- Os parâmetros são todos significativos a 5% de significância.

Fonte: Resultados da Simulação,

Cabe observar que os valores do critério Akaike e Schwartz são menores, em módulo, nos modelos Sarima, para todas as séries de preços reais em análise, indicando assim ser estes os modelos que melhor representa o comportamento das séries. Uma vez definidos os modelos com as características desejadas, foram realizadas previsões fora da amostra para um horizonte de três meses. Definiu-se dois períodos para teste, o primeiro período de janeiro a março de 2005 e o segundo de setembro a novembro de 2005. Para a escolha dos modelos que melhor prevêem o comportamento das séries, o critério utilizado foi a soma do quadrado dos desvios dos valores observados em relação aos previstos. Os resultados são apresentados na Tabela 4 e 5.

Tabela 4 – Previsões realizadas para o período de janeiro a março de 2005

Estado	Modelo	Valores Previstos fora da Amostras			
		Jan/05	Fev/05	Mar/05	SQD Prev
SP	Valores observados	0,5524	0,5572	0,5666	
	ARIMA(1-5,1,0)	0,5430	0,5453	0,5470	0,00062
	SARIMA(1,1, 13)(0,1,1) ₁₂	0,5423	0,5388	0,5564	0,00055
MG	Valores observados	0,5566	0,5624	0,5683	
	ARIMA(1-5, 1, 0)	0,5607	0,5644	0,5668	0,00002
	SARIMA(1,1, 9)(0,1,1) ₁₂	0,5488	0,5402	0,5703	0,00056
GO	Valores observados	0,5501	0,5485	0,5628	
	ARIMA(1-3-7,1,0)	0,5426	0,5350	0,5370	0,00090
	SARIMA(1,1, 13)(0,1,1) ₁₂	0,5506	0,5766	0,5967	0,00194
PR	Valores observados	0,5291	0,5169	0,5262	
	ARIMA(1-5,1,1)	0,5195	0,5146	0,5172	0,00063
	SARIMA(0,1, 10)(0,1,1) ₁₂	0,5059	0,5032	0,5245	0,00900

Fonte: Resultados da pesquisa,

Tabela 5 – Previsões realizadas para o período de setembro a novembro de 2005

Estado	Modelo	Valores Previstos fora da Amostras			
		Set/05	out/05	nov/05	SQD Prev
SP	Valores observados	0,5109	0,4858	0,4518	
	ARIMA(1-5,1,0)	0,4964	0,4789	0,4699	0,00059
	SARIMA(1,1, 13)(0,1,1) ₁₂	0,4924	0,4793	0,4571	0,00041
MG	Valores observados	0,5045	0,4844	0,4688	
	ARIMA(1-5, 1, 0)	0,5095	0,4941	0,4864	0,00043
	SARIMA(1,1, 9)(0,1,1) ₁₂	0,5044	0,4856	0,4697	0,00000
GO	Valores observados	0,4992	0,4847	0,4516	
	ARIMA(1-3-7,1,0)	0,4873	0,4851	0,4916	0,00174
	SARIMA(1,1, 13)(0,1,1) ₁₂	0,4818	0,4574	0,4383	0,00123
PR	Valores observados	0,4484	0,4245	0,4043	
	ARIMA(1-5,1,1)	0,4693	0,4533	0,4451	0,01280
	SARIMA(0,1, 10)(0,1,1) ₁₂	0,4752	0,4579	0,4455	0,00335

Fonte: Resultados da pesquisa,

Verifica-se que para o período de teste de janeiro a março de 2005, os modelos que geraram menor Soma dos Quadros dos Resíduos (SQRes) foram, para o estado de São Paulo, SARIMA(1,1,||13||)(0,1,1)₁₂, para o estado de Minas Gerais foi o modelo ARIMA(1-5, 1, 0), para o estado de Goiás foi o modelo ARIMA(1-3-7,1,0), e para o estado do Paraná foi o modelo ARIMA(1-5,1,1). Já para o período de setembro a novembro de 2005, os modelos de previsão que apresentaram menor SQRes foram SARIMA(1,1,||13||)(0,1,1)₁₂ para o São Paulo, SARIMA(1,1,||9||)(0,1,1)₁₂ para Minas Gerais, SARIMA(1,1,||13||)(0,1,1)₁₂ para Goiás, e SARIMA(0,1,||10||)(0,1,1)₁₂ para o Paraná.

Somente para a série de preços reais de leite/litro de São Paulo, nos dois períodos testados, o modelo Sarima mostrou-se melhor no poder de previsão, considerando somente o indicador da SQRes. Nas demais, houve alternância entre os dois tipos de modelos analisados. Cabe ressaltar que os valores das soma dos quadrados dos desvios dos modelos testados são muito próximas, dificultando a escolha de um modelo com este indicador.

São apresentados na Figura 6 as previsões realizadas, os valores observados e os respectivos intervalos de confiança das previsões para o período de setembro a novembro de 2005 para as quatro séries analisadas.

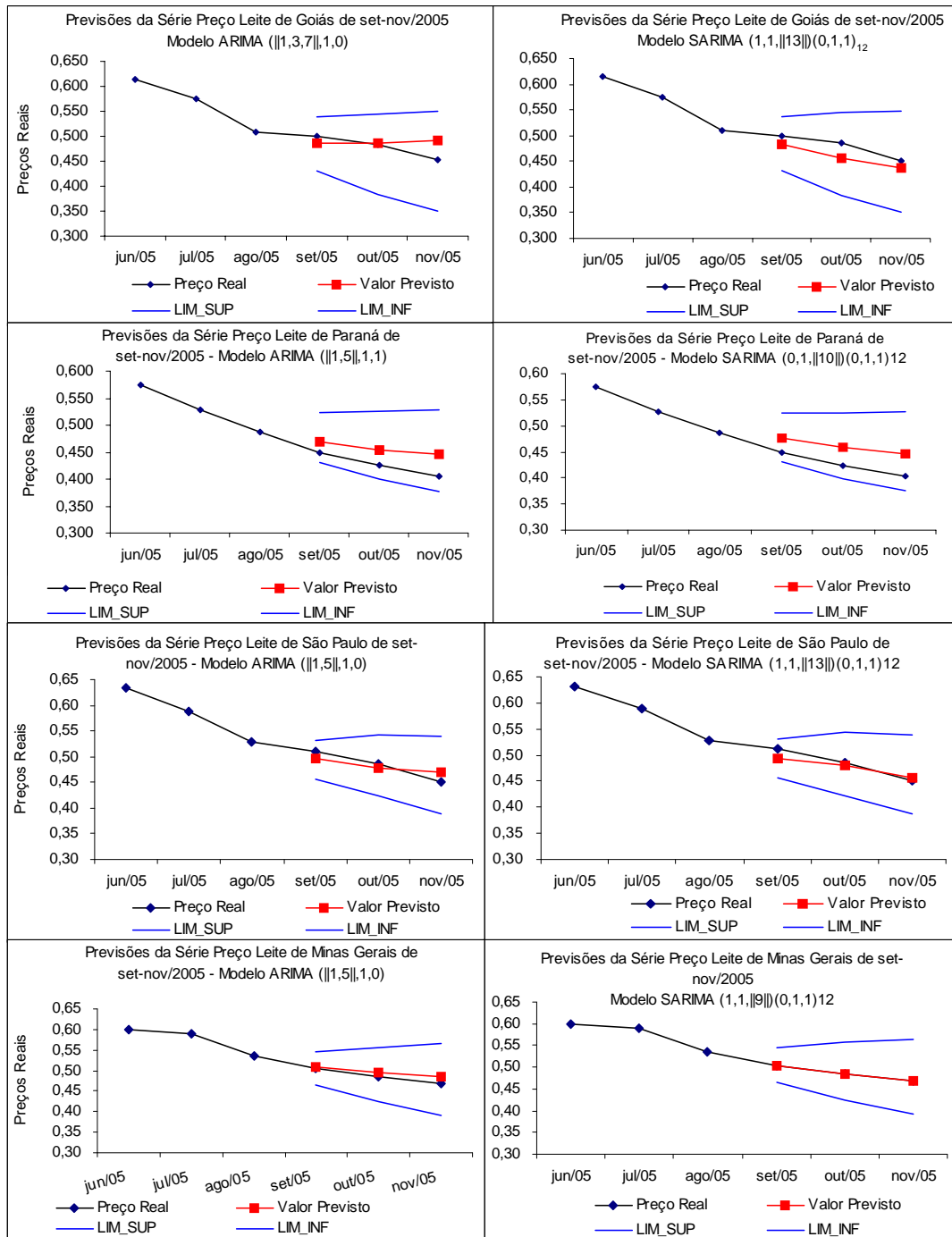


Figura 6. Previsão das séries de preços nos quatro estados pesquisados.

Fonte: Dados da pesquisa

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi construir modelos univariados adequado para previsões da série de preços reais do leite pago aos produtores dos estados de São Paulo, Minas Gerais, Goiás e Paraná utilizando a metodologia Box-Jenkins. Seguindo as etapas dessa metodologia foram selecionados dois modelos para cada série de preços. Na seqüência foram estimados os seus parâmetros, analisado os resíduos e, por fim, realizado as previsões fora da amostra para o período de janeiro a março de 2005 e o período de setembro a novembro do mesmo ano.

Constata-se neste trabalho que tanto os modelos ARIMA como SARIMA mostram-se adequados na previsão dos preços reais nos quatro estados pesquisados, como descritos nas Tabelas 4 e 5.

Apesar dos preços do leite pago aos produtores nos quatro estados 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 complexo a elaboração do modelo.

É importante mencionar que os modelos univariados apresentam, quase sempre, elevada eficiência para previsões com um passo a frente, que podem vir a ser úteis, muitas vezes, para a tomada de decisão dos agentes do setor.

6. BIBLIOGRAFIA

BARROS, G. S. C; *et al*, **Sistema agroindustrial do leite no Brasil**, Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2001, 170 p,

BARROS, G.S.C, et al;. **Mudanças Estruturais na Cadeia do Leite: Reflexos Sobre os Preços**. Revista De Política Agrícola, Brasília, v. XIII, n. 3, p. 13-26, 2004.

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,

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Indicadores de preços** – leite. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/>>. Acesso em: 5 mar. 2004.

ENDERS, Walter, **Applied Econometric Time Series**, 2ª ed, EUA:Wiley & Sons, 2004,

HOFFMANN, Rodolfo, **Estatística para Economistas**, 2ª ed, São Paulo: Pioneira, 1991,

HAMILTON, J,D, **Time Series Analysis**, Princeton University Press, New Jersey, 1994,

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, nr, 2 – abril-junho, 1989,

GUJARATI, Damodar N, **Econometria Básica**, (Trad, Ernesto Yoshida), 3ª ed, São Paulo:Makron Books, 2000,

MADDALA, G,S, **Introduction to econometrics**, 2ª ed, New Jersey:Prentice Hall, 1992,

MORETTIN, Pedro, TOLOI, Clélia M, **Análise de Séries Temporais**, São Paulo: Edgard Blucher, 2004,

PINDICK, Roberto S, **Econometria**, Rio de Janeiro: Elsevier, 2004,

RUSSO, Suzana; CAMARGO, Maria, Previsão da Produção de Sacaria 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,

MARTINS, M, Costa, Competitividade da cadeia produtiva do leite no Brasil, **Revista de Política Agrícola**, Ano XIII - Nº 3 - Jul./Ago./Set, 2004,