



## APLICAÇÃO DA METODOLOGIA BOX & JENKINS NA PREVISÃO DAS VENDAS DE LEITE DE UM LATICÍNIO EM GUAÍRA-PR

### APPLICATION OF METHODOLOGY & BOX JENKINS IN FORECAST OF MILK SALES A DAIRY IN GUAÍRA -PR

Lidiane Lodetti

Universidade Tecnológica Federal do Paraná – UTFPR

[llodetti6@gmail.com](mailto:llodetti6@gmail.com)

Levi Lopes Teixeira

Universidade Tecnológica Federal do Paraná – UTFPR

[prof.levilopes@gmail.com](mailto:prof.levilopes@gmail.com)

#### **Resumo**

*O leite é considerado de fundamental importância para o setor agropecuário e de acordo com Chaddad (2015) a produção de leite no Brasil precisa melhorar substancialmente em qualidade e quantidade. Os dados da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e Agricultura (FAO), apontam que entre 2003 a 2013 a produção de leite brasileira cresceu 49,3% passando de 22,943 bilhões de litros, a sexta maior do mundo, para 34,255 milhões, esse aumento ocorreu principalmente em razão da ampliação do rebanho bovino e em menor proporção de aumento de produtividade, (dados retirados do G1 Agrodebate, no site: <http://g1.globo.com/mato-grosso/agrodebate/noticia/2015/06/agro-e-1-do-mundo-mas-producao-de-leite-e-5-divisao-diz-especialista.html>, acesso em 20/09/2015). De acordo com os dados do Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento – MAPA (2011) as projeções mostram que a produção e o consumo de leite poderá crescer 1,9% nos próximos anos. Essa taxa de crescimento da produção é superior à observada para o crescimento da população brasileira. O presente estudo analisou o desempenho previsto na venda de leite num laticínio localizado em Guaíra – Oeste Paranaense, nos períodos entre 2004 a 2010, analisando métodos de série temporal, comparando os modelos Holt-Winters e Box-Jenkins (ARIMA). Para Moreira (1996) os métodos que se aplicam séries temporais buscam identificar tendências e sazonalidade nas observações da demanda ao longo do tempo, as verificações levantadas na série têm um espaçamento constante em dias, semanas, até anos. O presente estudo mostrou que houve redução de 50% em relação aos erros previstos do método Box-Jenkins para o método Holt-Winters.*

**Palavra chave:** série temporal; método Holt-Winters; método Box-Jenkins; produção de leite.

## **Abstract**

*Milk is considered of fundamental importance for the agricultural sector and in accordance with Chaddad (2015) milk production in Brazil needs to improve substantially in quality and quantity. Data from the United Nations Food and Agriculture Organization (FAO) indicate that between 2003-2013 the Brazilian milk production increased 49.3%, from 22.943 billion liters, the sixth largest in the world, to 34,255,000, this increase was mainly due to the expansion of cattle and to a lesser extent productivity increase (figures taken from G1 Agrodebate, on the site: <http://g1.globo.com/mato-grosso/agrodebate/noticia/2015/06/agro-e-1-do-mundo-mas-producao-de-leite-e-5-divisao-diz-especialista.html>, acesso em 20/09/2015). The data indicate that production should grow at an annual rate of 1.9%, and consumption is expected to increase at an almost equal rate of production. This growth rate of output is higher than that observed for the growth of the population. This study examined the performance expected from the sale of milk in a dairy located in Guaira - West Paranaense in the periods from 2004 to 2010, analyzing time series methods, comparing the Holt-Winters models and Box-Jenkins (ARIMA). To Moreira (1996) methods that apply time series seek to identify trends and seasonality on observations of demand over time, these checks raised in the series have a constant spacing in days, weeks, even years. This study showed that there was a reduction of 50% compared to the expected errors of the Box-Jenkins method to the Holt-Winters method.*

**Key-words;** *time series; Holt-Winters method; Box-Jenkins method; milk yield*

## **1 INTRODUÇÃO**

Conforme a Instrução Normativa n.51 de 18 de setembro de 2002, entende-se por leite o produto oriundo da ordenha completa e ininterrupta, em condições de higiene, de vacas sadias, bem alimentadas e descansadas, devendo o leite de outros animais ser denominado segundo a espécie da qual procede (BRASIL, 2002).

Na Lei 11.326/2006, o agricultor familiar é aquele que pratica atividades no meio rural, atendendo os requisitos: - não detenha, a qualquer título, a área maior do que quatro módulos fiscais; - utiliza predominantemente mão-de-obra da própria família nas atividades econômicas do seu estabelecimento ou empreendimento; - tenha percentual mínimo da renda familiar originada de atividades econômicas do seu estabelecimento ou empreendimento, na forma definida pelo Poder Executivo. Conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE 2006) no Paraná 81,6% dos estabelecimentos rurais são familiares, cerca de 302.907, em Guaíra-Pr onde foi desenvolvido o estudo temos 1035 estabelecimentos rurais familiares, em decorrência dos processos de ocupação e colonização, e ocupa menos de um terço da área agricultável do Estado. Das atividades rurais no Paraná, a pecuária leiteira é típica familiar de onde provêm 67,56% da

produção do leite do Estado, em destaque a região oeste com 26,2% do que é produzido. Desse total, a produção de leite orgânico certificado ainda é inexpressiva, pois o incremento produtivo depende do uso de técnicas ecológicas comprovadas, mercado e os benefícios relacionados à saúde e ao meio ambiente (DERAL/SEAB-PR, 2008).

O setor leiteiro investe em sistemas intensivos de alta produtividade desenvolvidos no Brasil nos últimos 30 anos, enquanto a agricultura familiar busca alternativas eficientes e competitivas, porém sustentáveis (VILELA et al., 1996). A produtividade do rebanho nacional cresceu aproximadamente 23% nos últimos 10 anos enquanto a produção total cresceu quase 50%, conforme os dados do IBGE 2013, disponível em <http://www.brasil.gov.br/economia-e-emprego/2014/02/governo-quer-aumentar-producao-de-leite-em-40-em-10-anos>, acesso em 20/09/2015.

Com a estimativa de crescimento da população brasileira até 2023 para 216 milhões de habitantes, o volume de leite produzido deverá ser de 45,3 bilhões de litros por ano, e as projeções indicam que em 2023 o País exportará cerca de 150 milhões de litros de leite ao ano, disponível em: <http://www.brasil.gov.br/economia-e-emprego/2014/02/governo-quer-aumentar-producao-de-leite-em-40-em-10-anos>, acesso em 20/09/2015.

Em 16 de dezembro de 2014 o IBGE divulgou os dados da pesquisa de Produção da Pecuária Municipal (PPM), mostrando que o Brasil produziu 34,2 bilhões de litros de leite no período de 2013, sendo 6% a mais que o volume obtido no ano anterior. O crescimento de 10% no período manteve o Paraná na 3ª colocação nacional com produção de 4,3 bilhões de litros, muito próximo do Rio Grande do Sul que é 2º colocado com produção de 4,5 bilhões de litros, disponível em (<http://www.sistemafaep.org.br/leite-producao-aumenta-6-brasil-e-10-pr-em-2013.html>), acesso em 26/05/2015.

Dados do levantamento de projeções do agronegócio, publicado pelo MAPA em seu site diz que nos próximos dez anos a produção brasileira de leite deverá crescer uma taxa anual entre 2,4% e 3,3% e passar de 37,2 bilhões de litros em 2015 para 47,5 bilhões de litros em 2025, incremento de 27,6% podendo chegar a mais de 52 bilhões de litros caso atinja o máximo projetado, disponível em: <http://www.portaldbo.com.br/Mundo-do-Leite/Noticias/Producao-de-leite-crescera-27,6-ate-2025/13211>, acesso 20/09/2015.

Para a realização desse estudo utilizou-se a metodologia Box-Jenkins, na medida de previsão de erro MAE, MSE, MAPE, em comparação ao modelo Holt-Winters, que possui duas equações de

previsão: aditivo e multiplicativo, na quantidade de leite vendida em um laticínio localizada em Guaíra no Oeste Paranaense. A análise dos dados foi realizada no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2010, organizados na série temporal.

Para Mileski Júnior (2007), os modelos Box-Jenkins (ARIMA) interpretam a série temporal como uma realização de um vetor aleatório multivariado, sendo sua dimensão o tamanho da série disponível, seguindo o princípio da parcimônia (representação dos modelos matemáticos, com a menor quantidade de parâmetro possível) e da construção de modelos através de um ciclo iterativo. E o modelo Holt-Winters descreve dados de demanda em que se verifica a ocorrência de tendências lineares e componente de sazonalidade (PELLEGRINI; FOGLIATTO, 2010).

O algoritmo de Box-Jenkins auxilia o usuário a escolher o melhor modelo baseado nos gráficos da função de autocorrelação (FAC) e da função de autocorrelação parcial (FACP). Uma das maiores críticas quanto a este algoritmo é relativa à subjetividade na identificação do modelo (ENDERS, 1995; SHUMWAY; STOFFER, 2000).

## 2 SÉRIES TEMPORAIS

Conforme Morettin e Toloí (2006), uma série temporal é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo, na qual a sequência dos dados são fundamentais visto que, as observações apresentam correlação uma com a outra. Geralmente a série temporal é decomposta pelos componentes: tendência que representa o aumento ou diminuição gradual das observações ao longo do tempo; a sazonalidade indica as possíveis flutuações ocorridas e o erro aleatório constitui as oscilações aleatórias irregulares. Existe outro componente, conhecido como intervenção: que representa a mudança de nível ou inclinação ocorrida com dados em um determinado instante do tempo, devido a algum motivo conhecido ou não, que pode afetar temporariamente ou permanentemente a série em estudo (modelo ARIMA).

Uma série temporal é dita não linear quando, pelo menos, uma das seguintes situações ocorrer: variância não constante ou média não constante. Dentre as suposições feitas para a análise dos dados nos modelos Box-Jenkins, a suposição de linearidade se refere à média e variância constantes ao longo do tempo (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Uma série temporal não passa a ser não linear apenas devido ao aumento do número de observações. Uma série de dados é ou não linear quando estas características se apresentam nos dados, independente da frequência e quantidade de observações. A não linearidade de uma série de dados pode ser caracterizada por duas situações: uma série de dados é dita não linear quando o suposto sistema que gerou aqueles dados possui um comportamento não linear, outra situação é quando a média ou variância é não constante (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Modelos conhecidos como Box-Jenkins têm este nome devido ao algoritmo desenvolvido pelos autores (BOX; JENKINS, 1976). Esses algoritmos auxiliam na busca de modelos adequados com o mínimo de parâmetros possíveis. É considerado um modelo clássico, pois se baseia em suposições para sua correta formulação na análise de série temporal no domínio do tempo. Apesar da construção de suas estimativas em relação aos parâmetros serem razoavelmente robustos, a não linearidade da média contínua sendo uma falha de suposição, e uma das possibilidades de se trabalhar com esta falha de suposição é com o uso de modelos de Redes Neurais Artificiais (RNA).

As Redes Neurais Artificiais (RNA) foram idealizadas com base nos processos de aprendizagem do cérebro humano, de forma que a RNA é capaz de simular as conexões sinápticas. Segundo Haykin (2001) a RNA é um sistema de processamento paralelo formado por unidades capazes de armazenar conhecimento e disponibilizá-lo para o futuro, sendo formada basicamente por neurônios artificiais distribuídos em camadas. Entre as RNAs, um dos tipos mais usados é a *multilayer feedforward* que é composta por várias camadas e os sinais são propagados apenas da entrada para a saída, nunca ao contrário.

Os modelos de Box-Jenkins consistem no ajuste de modelos auto-regressivos integrados de médias móveis, que denominados ARIMA (p,d,q) a uma série temporal. Para que seja possível ajustar esse modelo é preciso que a série seja estacionária, ou seja, que se desenvolva ao longo do tempo em torno de uma constante. A maioria das séries encontradas apresenta diferentes tipos de não-estacionariedade e um procedimento utilizado para tornar essas séries estacionárias é tomar uma ou duas diferenças sucessivas na série original, (GUJARATI, 2011).

A metodologia de previsão é geralmente compreendida como um conjunto de abordagens, métodos e ferramentas para coleta de dados de séries temporais para serem usadas em previsão de valores futuros, baseados em valores passados (PALIT & POPOVIC, 2005).

### 3 METODOLOGIA BOX & JENKINS

Segundo Box & Jenkins (1970) um modelo ARMA plausível para a série temporal  $(Z_t)_{t=1}^T$ , com cardinalidade  $T$ , de ordem  $p$  (autorregressivo) e  $q$  (médias móveis) é descrito pela equação (1)

$$Z_t = \delta + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} + a_t \quad (1).$$

O modelo (1) combina valores passados das entradas  $Z_t$  e choques aleatórios  $(a_t)$  decorrelacionados, de média zero e variância constante. Neste modelo  $\phi_i, \theta_j \in \mathbb{R}$ , com  $i = 1, \dots, p$  e  $j = 1, \dots, q$ , denotam os parâmetros do modelo e  $\delta$  uma constante. Na hipótese da série temporal ser não estacionária, esta deve ser diferenciada e o modelo ARMA  $(p, q)$  substituído pelo ARIMA  $(p, d, q)$ , sendo  $d$  a ordem de diferenciação da série. Para a identificação do modelo, as ordens  $p$  e  $q$  podem ser determinadas por meio da análise do perfil dos gráficos das funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP), (HAMILTON, 1994). Identificado o modelo, passa-se ao estágio seguinte que é a estimação dos parâmetros. Para tanto, é necessário utilizar métodos iterativos não lineares de mínimos quadrados. Maiores detalhes destas aplicações podem ser encontrados em Box & Jenkins (1970) e Morettin e Toloí (2006). Para a validação do modelo, já com os parâmetros estimados, pode-se usar testes estatísticos tais como: teste de Box-Pierce, teste do periodograma acumulado, teste da autocorrelação cruzada, entre outros. No caso da série temporal  $(y_t)_{t=1}^T$  apresentar componente sazonal, o modelo de Box & Jenkins plausível é dado genericamente, em (2):

$$\Phi(B)(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) \nabla^d (1 - B^S)^D y_t = \theta(B)(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t \quad (2)$$

onde:  $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ ,  $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ ,  $d$  é a ordem das diferenças simples,  $D$  é a ordem das diferenças sazonais,  $S$  é o período sazonal,  $\phi_k \in \mathbb{R}$  e  $\theta_j \in \mathbb{R}$  são os coeficientes dos polinômios não sazonais e  $\Phi_m \in \mathbb{R}$  e  $\Theta_n \in \mathbb{R}$  são os coeficientes dos polinômios sazonais.

## 4 MATERIAL E MÉTODOS

A série temporal de vendas mensais de litros de leite utilizada neste trabalho envolve sete anos de observações (2004-2010) e pode ser observada na tabela 1, com gráfico representado na figura 2. Os dados que compõem a série são provenientes de um laticínio localizado na cidade de Guaíra, Oeste do Paraná, fronteira entre Brasil e Paraguai.

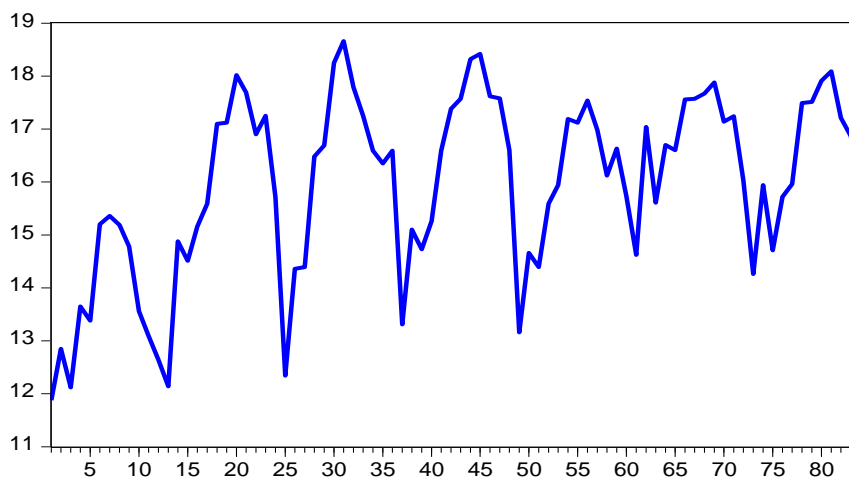
Tabela 1. Quantidade mensal de leite (em milhões de litros) vendida por um Laticínio da cidade de Guaíra no Oeste do Paraná, no período de 2004 a 2010.

Meses	Anos						
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
<b>Janeiro</b>	12,10	12,37	12,56	13,55	13,40	14,89	14,52
<b>Fevereiro</b>	12,24	13,69	13,21	13,89	13,97	15,67	14,66
<b>Março</b>	12,35	14,78	14,65	15,00	14,66	15,89	14,98
<b>Abril</b>	13,46	14,95	16,24	15,04	15,37	16,46	15,50
<b>Maiο</b>	13,63	15,87	17,00	16,90	16,23	16,91	16,25
<b>Junho</b>	14,98	16,85	17,98	17,13	16,95	17,30	17,24
<b>Julho</b>	15,64	17,44	19,00	17,89	17,44	17,89	17,83
<b>Agosto</b>	15,48	18,35	18,12	18,65	17,87	17,99	18,24
<b>Setembro</b>	14,57	17,44	17,00	18,15	16,74	17,62	17,83
<b>Outubro</b>	13,81	17,21	16,90	17,94	16,42	17,45	17,53
<b>Novembro</b>	12,90	17,00	16,11	17,32	16,39	16,99	16,63
<b>Dezembro</b>	12,87	16,00	16,89	16,91	16,02	16,33	16,23

Fonte: Oliveira *et al.*, (2013).



Figura 2 – Série temporal de vendas mensais de litros de leite, no período de 2004 a 2010.



Fonte: autoria própria.

A série temporal em estudo possui como característica a não-estacionariedade, com a presença de componente sazonal. Ballini (2000) sugere extrair tais componentes do processo de previsão através de um tratamento estatístico, onde a série original é transformada em outra a partir de uma padronização. Quando as séries estudadas apresentam indícios de não-estacionariedade, Box; Jenkins e Reinsel (1994) sugerem a diferenciação da série a fim de se obter séries estacionárias, neste caso o modelo escolhido é o ARIMA (p,d,q), onde d é a ordem de diferenciação da série. Como a série de vendas de leite analisada neste artigo possui componente sazonal, foi necessário o uso do modelo ARIMA multiplicativo, representado ARIMA (p,d,q)x(P,D,Q). A estimativa dos parâmetros foi realizada por máxima verossimilhança a partir do aplicativo computacional *EViews8*. A definição das ordens do modelo ocorreu com a análise dos gráficos da FAC e FACP, resíduos e testes com diversas opções de ordens p,d e q.

A fim de validar o modelo ajustado foram analisados os resíduos com a construção de gráficos de autocorrelações, buscando mostrar que os mesmos são não autocorrelacionados. A validação é reforçada com o periodograma integrado, segundo Morettin e Tolo (2006) se o modelo não for adequado, haverá desvios sistemáticos da reta no gráfico do periodograma acumulado  $C(f_j)$  pela frequência  $(f_j)$ .

Para testar a hipótese que todos os coeficientes de autocorrelação  $\rho_k$  são iguais a zero foi utilizado a estatística  $Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2$ , desenvolvida por Box e Pierce, em que  $n$  é o tamanho da amostra e  $m$  a duração da defasagem. A estatística  $Q$  tem distribuição qui-quadrado com  $m$  graus de liberdade.



Quando  $Q$  excede o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula de que todos os  $\rho_k$  são iguais a zero (GUJARATI, 2000).

A acurácia do método foi medida por meio do Erro Quadrático Médio (MSE), Erro Absoluto Médio (MAE) e Erro Médio Percentual Absoluto, representados nas equações (3), (4) e (5), respectivamente.

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (3)$$

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t| \quad (4)$$

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \quad (5)$$

Nas equações (3), (4) e (5),  $\hat{y}_t$  representa a previsão de  $y_t$ .

## 5 RESULTADOS OBTIDOS

A análise do correlograma (figura 3) da série observada mostra a existência de componente de sazonalidade com período igual a doze e autocorrelações não decrescentes nos lags múltiplos de doze, indicando não estacionariedade. A indicação de não-estacionariedade foi reforçada pelo teste de Dickey Fuller aumentado para um nível de significância de 5%. A utilização do teste de Dickey Fuller é válida quando o processo gerador da série temporal é um processo autorregressivo (GUJARATI, 2000).

A fim de eliminar o efeito de não estacionariedade e sazonalidade foi aplicada uma diferenciação de ordem  $D = 12$ . Com a série diferenciada, fez-se a análise dos gráficos da FAC e FACP, podendo

assim montar possíveis modelos para o ajuste dos dados. Testes com os resíduos indicaram que entre os modelos candidatos o modelo  $ARIMA(1,1,1) \times (1,1,1)_{12}$  é o que melhor se ajusta aos dados da série em estudo.

A (figura 4) mostra o correlograma dos resíduos provenientes da modelagem. Então, pode-se afirmar pelo teste da autocorrelação residual que o modelo ajustado é adequado. Visto que o correlograma para a série de resíduos mostra valores situados num intervalo no qual a autocorrelação é considerada nula.

Os testes de Box-Pierce e periodograma (figura 5) corroboram com a conclusão obtida com o teste da autocorrelação residual. Como o p-valor (0,28) obtido com o teste de Box-Pierce é maior que 0,05, não se pode rejeitar, a hipótese que a série de resíduos é randômica ao nível de 5%. O periodograma (figura 5) reforça os testes anteriores, confirmando que o modelo  $ARIMA(1,1,1) \times (1,1,1)_{12}$  é adequado aos dados, não tendo nos resíduos na parte sistemática a ser modelada, estando os resíduos próximos ao ruído branco.

Figura 3 – Correlograma da série temporal das vendas mensais de leite.

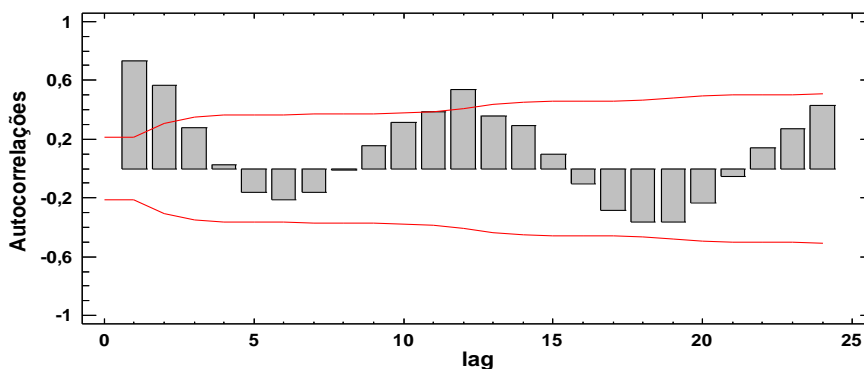


Figura 4 – Correlograma dos resíduos provenientes da modelagem.

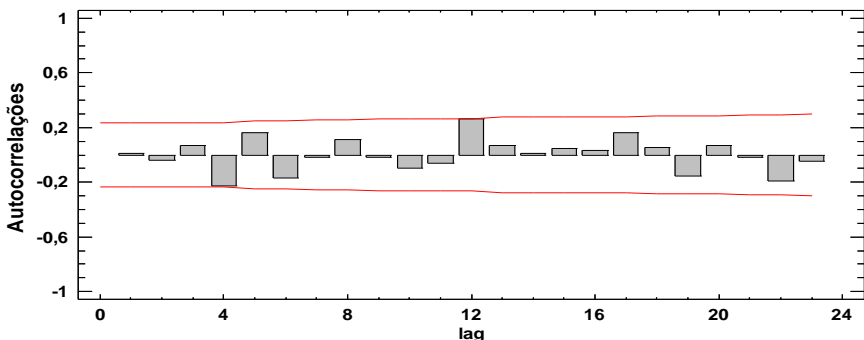
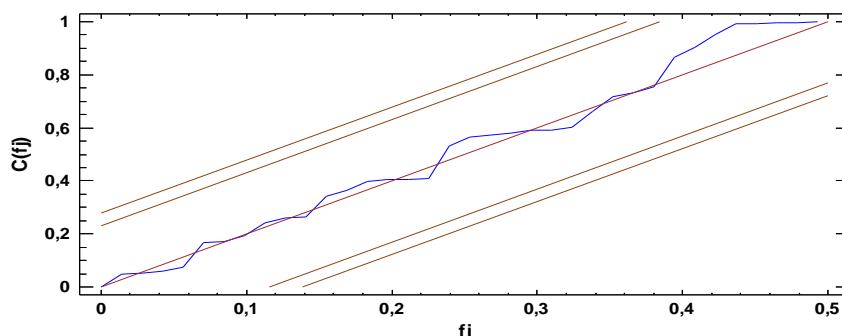


Figura 5 – Periodograma dos resíduos de previsão.



Na (tabela 2) encontra-se um comparativo entre os resultados obtidos por Oliveira *et al.*, (2013) com o modelo Holt-Winters e os alcançados neste artigo usando-se a metodologia Box & Jenkins. Para efeitos de comparação, este trabalho considerou os erros MAE, MSE e MAPE na amostra (2004-2010) utilizada na estimação dos parâmetros do modelo de regressão, com previsões um passo à frente.

Tabela 2 – Comparação dos resultados obtidos nos modelos Holt-Winters e Box-Jenkins em relação à previsão de erros.

Método	MAE	MSE	MAPE
Holt-Winters (Oliveira <i>et al.</i> , (2013))	0,66	0,64	4,09
Box & Jenkins	0,39	0,24	2,50

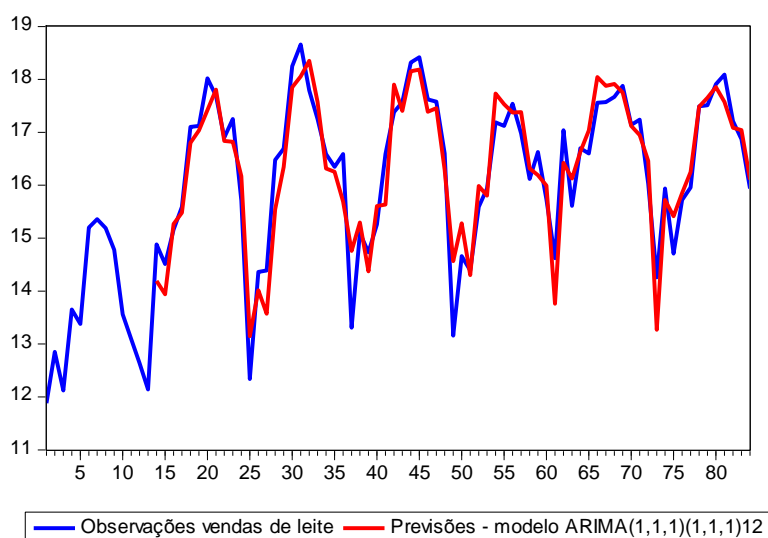
Da (tabela 2) tira-se que a aplicação da metodologia Box & Jenkins possibilitou a redução do erro de previsão, em relação ao método Holt-Winters, na ordem de 50%.

Feito o comparativo (tabela 2), reservou-se as seis últimas observações para teste e procedeu-se o ajuste das 78 primeiras. Utilizando-se o mesmo modelo (ARIMA (1,1,1)x(1,1,1)<sub>12</sub>) obteve-se para a amostra de teste MAE, MSE e MAPE iguais a 0,35, 0,19 e 2, respectivamente. A (tabela 3) traz os dados da amostra de teste e suas previsões seis passos à frente. Na (figura 6) estão representados os gráficos dos valores observados para as vendas de leite (2004-2010) e as respectivas previsões.

Tabela 3 – Dados da amostra de teste e previsões seis passos à frente.

Meses 2010	Observações	Previsões
Julho	17,51	17,60
Agosto	17,91	17,81
Setembro	18,09	17,41
Outubro	17,21	16,52
Novembro	16,87	16,53
Dezembro	15,94	15,75

Figura 6 – Valores observados para vendas de leite no período de 2004 à 2010.



## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao analisar uma série temporal, o primeiro passo consiste em realizar a inspeção gráfica, pois ela nos mostra o comportamento da série em análise. Ao verificar que a série não apresenta um comportamento estacionário, logo é necessário que se aplique diferenças à série para torná-la estacionária. Observou-se que a série diferenciada é mais estável que a série original, ela deve ser

utilizada para estimar o modelo que representa a série em estudo. Antes de iniciar a estimação dos modelos de acordo com o método ARIMA, é de grande importância analisar as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial da série original, que será utilizada para comparar com as quantidades teóricas e identificar um possível modelo para os dados.

Se uma série temporal não for estacionária, mas ao diferenciá-la  $d$  vezes ela se torna estacionária e possui características tanto de AR quanto de MA, então dizemos que a série temporal é ARIMA ( $p$ ,  $d$ ,  $q$ ), isto é, uma série temporal auto-regressiva integrada e de médias móveis, onde  $p$  denota o número de termos auto-regressivos;  $d$  o número de vezes que devemos diferenciar a série antes para torná-la estacionária; e  $q$  representa o número de termos de média móvel. O modelo Auto Regressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA) ajusta os dados de uma série temporal univariada, submetida à estacionariedade via o cálculo de diferenças, como uma combinação linear de valores passados, utilizando os processos autorregressivos e de médias móveis.

No presente estudo concluiu-se que: por meio dos dados existem componentes de sazonalidade no período igual a 12, o que indica não estacionariedade. Neste caso foi realizado o teste Box-Pierce e indicou que o valor obtido foi maior que 0,05 e o mesmo não pode ser rejeitado, pois 5% é um valor obtido por um processo de amostragem casual. Enquanto que no teste Dickey Fuller validou o resultado no valor de 0,0002, pois o processo gerador da série temporal é autorregressivo. Com os resultados obtidos na comparação dos dois métodos, mostrou-se que houve redução de 50% em relação aos erros previstos do método Box-Jenkins e ao método Holt-Winters.

## 7 REFERÊNCIAS

CHADDAD, Fabio Ribas, **18° Encontro Técnico do Leite – Agro é 1° do mundo, mas a produção de leite é 5ª divisão**, 2015, Campo Grande. Disponível em: <http://g1.globo.com/mato-grosso/agrodebate/noticia/2015/06/agro-e-1-do-mundo-mas-producao-de-leite-e-5-divisao-diz-especialista.html>, acesso em 20/09/2015.

BALLINI, R. **Análise e Previsão de Vazões Utilizando Modelos de Séries Temporais, Redes Neurais e Redes Nebulosas**. 2000. 169p. Tese (Doutorado em Engenharia Elétrica e Computação) – UNICAMP, Campinas, 2000.

BOX, G.E.P. and LUCENÇO, A.; **Discrete proportional-integral adjustment and statistical process control**. Journal of Quality Technology, July v.29, n. 3. 2002.



BOX, G.; JENKINS, G. **Time Series Analysis: Forecasting and Control**, Holden-Day, San Francisco, 1970.

BOX, G.; JENKINS, G. M. **Time series analysis**. San Francisco: Holden-Day, 1976.

BOX, G.; JENKINS, G.; REINSEL, G. C. **Time Series Analysis, Forecasting and Control**. 3.ed. Englewood Cliffs:Prentice-Hall, 1994.

BRASIL. Instrução Normativa n.51, de 18 de Setembro de 2002. **Regulamentos Técnicos de Produção, Identidade, Qualidade, Coleta e Transporte de Leite**. Brasília: 2002.

DERAL/SEAB-PR Departamento de economia rural da Secretaria de estado de agricultura e do abastecimento do estado do Paraná. **Produção agropecuária**. 2008. Disponível em: <[http://www.iapar.br/arquivos/File/zip\\_pdf/redereferencia/coelho\\_pecuaria\\_leite.pdf](http://www.iapar.br/arquivos/File/zip_pdf/redereferencia/coelho_pecuaria_leite.pdf)>, acesso em 26/05/2015.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Wiley, 1995

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.

GUJARATI, D. N., PORTER. D. C., **Econometria Básica**. 5. ed, Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton University Press,1994.

HAYKIN, S., **Redes Neurais Princípios e Aplicações**, 2. Ed. Porto Alegre: Bookman, 2001.

IBGE – **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística** - Censo agropecuário 2006.

MILESKI JÚNIOR, A., **Análise de Métodos de Previsão de Demanda Baseados em Séries Temporais**. Dissertação de Mestrado em Engenharia de Produção – PUC – Paraná, 2007. Acesso em 16/04/2015.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. Assessoria de Gestão Estratégica. **Brasil Projeções do Agronegócio 2010/2011 a 2020/2021**. Atualização e revisão do estudo de Projeções de Agronegócio. Disponível em: <[http://www.agricultura.gov.br/arq\\_editor/file/Ministerio/gestao/projecao/PROJECOES%20DO%20AGRONEGOCIO%202010-11%20a%202020-21%20-%202020\\_0.pdf](http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/Ministerio/gestao/projecao/PROJECOES%20DO%20AGRONEGOCIO%202010-11%20a%202020-21%20-%202020_0.pdf)> . Acesso em: 16/04/2015.

MOREIRA, D. A., **Administração da produção e operações**. São Paulo: Pioneira, 1996.



MORETTIN, P. A., TOLOI, C. M., **Análise de séries temporais**. 2ª ed. São Paulo. Edgar Blücher, 2004.

MORETTIN, P. A., TOLOI, C. M. C., **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2006.

OLIVEIRA *et al.*, **Utilização do Modelo Holt-Winters para Previsão das Vendas de Leite em um Laticínio no Oeste Paranaense**. Revista RETC – Edição 13ª, outubro de 2013.

PALIT, A. K., POPOVIC, D., **Computational Intelligence in Time Series Forecasting**. 1ª ed. Londres: Springer-Verlag, 2005. 372p.

PELLEGRINI, F. R.; FOGLIATTO, F., Estudo comparativo entre modelos de Winters e de Box-Jenkins para a previsão de demanda sazonal. **Revista Produto & Produção**. V.4, número especial, 2010.

PORTAL BRASIL, **Governo quer ampliar produção de leite em 40% em 10 anos**. Disponível em: <http://www.brasil.gov.br/economia-e-emprego/2014/02/governo-quer-aumentar-producao-de-leite-em-40-em-10-anos>, acesso 20/09/2015.

PORTAL DBO, **Produção de leite crescerá 27,6% até 2025**. Revista Mundo do Leite, 20 de junho de 2015. Disponível em: <http://www.portaldbo.com.br/Mundo-do-Leite/Noticias/Producao-de-leite-crescera-27,6-ate-2025/13211>, acesso 20/09/2015.

SHUMWAY, R. H.; STOFFER, D. S. **Time series analysis and its applications**. New York: Springer-Verlag, 2000.

VILELA, D.; ALVIM, M. J.; CAMPOS, O. F.; RESENDE, J. C. Produção de leite de vacas Holandesas em confinamento ou em pastagem de coast-cross. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v. 25, n.6, p. 1228-1244, 1996.