

Previsão do preço da *commodity* café arábica: Uma aplicação da Metodologia Box-Jenkins

Price forecast of the coffee arabic commodity: An application of the Box-Jenkins Methodology

Carlos Alberto Gonçalves da SILVA 1

Recebido: 23/09/2017 • Aprovado: 22/10/2017

Conteúdo

- [1. Introdução](#)
 - [2. Revisão de Literatura](#)
 - [3. Metodologia e Dados](#)
 - [4. Resultados Empíricos](#)
 - [5. Conclusão](#)
- [Referências](#)

RESUMO:

O presente trabalho se propõe a analisar o comportamento dos preços médios recebidos pelo produtor da commodity café arábica brasileiro. Para tanto, procurou-se realizar uma previsão para os preços deste produto a partir da metodologia de Box-Jenkins. Foram utilizados os preços médios do café arábica, compreendendo o período de janeiro de 2005 a dezembro de 2016, com periodicidade mensal. O modelo selecionado foi o ARIMA (1,1,2), tendo como critério de escolha as informações Akaike (AIC) e Schwarz (SIC), bem como U-Theil. Os resultados obtidos fornecem uma ferramenta de análise para o mercado desta commodity, na medida em que demonstram a tendência dos preços para um horizonte de curto prazo, servindo de auxílio à tomada de decisão de agentes que comercializam este bem.

Palavras-chave: metodologia de Box-Jenkins, commodity café arábica, previsão

ABSTRACT:

The present work proposes to analyze the behavior of the average prices received by the producer of the Brazilian arabic coffee commodity. For this, an attempt was made to forecast the prices of this product from the Box-Jenkins methodology. The average prices of arabic coffee, comprising the period from January 2005 to December 2016, were used monthly. The selected model was the ARIMA (1,1,2), with Akaike (AIC) and Schwarz (SIC), as well as U-Theil, as the criterion of choice. The results obtained provide an analysis tool for the market of this commodity, as they demonstrate the trend of prices for a short term horizon, serving as an aid to the decision making of agents that market this commodity.

Keywords: Box-Jenkins methodology, arabic coffee commodity, forecast

1. Introdução

As exportações atualmente constituem-se numadas principais fontes de renda da economia brasileira, bastante diversidade ao longo da última década, desde produtos agrícolas até produtos de maior valor agregado.

O Brasil se destaca como um dos principais fornecedores de bens agrícolas do mundo. Dentre os principais produtos que compõem as exportações das *commodities* brasileiras destacam-se: cacau, café, cana de açúcar, laranja e soja. A importância destas culturas está relacionada ao volume de sua produção e sua participação no mercado mundial.

A cafeicultura é uma atividade econômica e socialmente importante em nível mundial. Na economia brasileira o café apresenta uma participação significativa da produção agrícola, resultando positivamente na balança comercial. A produção de café do Brasil, de acordo com dados da Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA, 2016) representa 32% da produção total mundial. O Brasil se destaca como o maior produtor de café do mundo, além de maior exportador (MAPA, 2016) e segundo maior consumidor. O setor agrícola, é mais sensível aos choques de oferta e demanda que conseqüentemente afetam o preço dos produtos.

A produção mundial de café concentra-se nos países Brasil, Vietnã, Colômbia e Indonésia responsáveis, em conjunto, por 67% da safra de 2016. Os principais estados produtores no Brasil são o Estado de Minas Gerais que lidera a produção nacional com 57,0%. O Espírito Santo é o segundo maior estado produtor de café do país (19,0%). São Paulo é o terceiro estado responsável pela produção de café, representado 11% e o Estado da Bahia, quarto produtor do país com 5,2% da produção total do país (CONAB, 2016).

As exportações de café arábica foram 19,2 milhões de sacas e as de café robusta, 10,6 milhões, de outubro a dezembro de 2016, as quais apresentaram acréscimos de 8,5% e 7,9%, respectivamente, em relação aos mesmos três meses de 2015.

Os principais destinos das exportações do café brasileiro, foram a Alemanha que importou 20% do volume embarcado, os Estados Unidos, com 19% das exportações, a Itália (10%), o Japão (7,5%) e a Bélgica (7%).

Dada a relevância do assunto, o trabalho se propõe a realizar a previsão para o preço médio da *commodity* café arábica através da metodologia de Box-Jenkins, com o objetivo de apresentar uma possível trajetória acerca do desempenho preditivo do nível de preços deste produto.

Nesse contexto, este trabalho tem por objetivo avaliar a potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão de preços do café arábica, ou seja, poderão ser empregados no planejamento e comercialização das safras, gerando informações que darão suporte ao produtor em suas decisões.

Além desta introdução, o trabalho é composto por mais quatro partes. Na segunda parte, expor-se-á a revisão de literatura. Na terceira explicar-se-á a metodologia de Box-Jenkins e suas propriedades teóricas. Na quarta apresentar-se-á a análise e discussão dos resultados obtidos. Na seção seguinte serão expostas as conclusões sobre o trabalho.

2. Revisão de Literatura

Verificam-se inúmeros trabalhos relacionados à previsão dos preços de *commodities*, devido a sua importância no auxílio à tomada de decisões de produtores e investidores.

A modelagem ARIMA e a técnica de Box e Jenkins (1976) para previsão de séries temporais são metodologias amplamente utilizadas nesse tipo de trabalho.

O estudo de Souza *et al.* (2007) analisa a adequabilidade da metodologia Box & Jenkins, aplicando o modelo ARIMA na previsão do preço da madeira serrada pago as exportações do Estado do Paraná. Os autores procuram examinar a acuracidade desses métodos econométricos visando dar suporte e auxiliar na tomada de decisões por parte das empresas florestais. De acordo com os resultados, a metodologia foi capaz de formular um modelo estocástico com nível explicativo satisfatório para a série em estudo.

Lamounier e Leite (2007) em seu estudo procurou detectar a existência dos componentes estocásticos e/ou determinísticos de tendência, ciclo, e sazonalidade nos preços do mercado spot do café no Brasil. Os autores explicam que existem diversos métodos para a análise do componente sazonal em uma série de tempo, como: a análise visual do gráfico da série, os modelos de regressão linear com variáveis independentes binárias, e a utilização de métodos mais sofisticados como dos modelos de análise espectral, dos modelos de Box e Jenkins sazonais (SARIMA) e de alisamento sazonal.

A eficácia dos modelos de séries temporais na previsão dos preços de *commodities* é destaque nos estudos de Arêdes e Pereira (2008). Os autores procuraram avaliar a potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão de preços do trigo no Estado do Paraná. Os modelos de séries temporais estimados foram o ARIMA, o SARIMA, o ARCH, o GARCH e o TARARCH. Os resultados evidenciaram que todos os modelos são eficazes na previsão do preço do trigo, dado que os preços previstos são próximos aos observados.

O trabalho de Marques *et al.* (2010) procurou apresentar e analisar projeções de produção, consumo, exportação e preço de exportação do café. As projeções das variáveis descritas foram geradas a partir da utilização dos modelos de séries temporais. De acordo com os autores, os modelos ARIMA, formulados por Box e Jenkins (1976), seguem a proposição de que uma série temporal não-estacionária pode ser modelada a partir de diferenciações e da inclusão de um componente autoregressivo e de um componente média móvel.

Felipe (2012) analisou a série de preços da soja do Norte do Paraná de janeiro de 2000 a outubro de 2011. O autor procurou determinar o modelo que melhor explica a dinâmica temporal dos preços da soja, utilizando a metodologia Box e Jenkins (1976). Observou-se que dentre o conjunto de modelos testados para previsão do preço da soja, o melhor modelo foi o AR (5), ou seja, a série preços da soja do Norte do Paraná pode ser explicada por um processo autoregressivo de ordem cinco.

Tibulo e Carli (2014) analisaram uma comparação entre os modelos de Séries Temporais ARIMA e de Alisamento Exponencial de Holt-Winters, aplicados a série histórica do preço médio mensal do milho no Rio Grande do Sul. A análise dos resultados demonstrou que o modelo Holt-Winters aditivo mesmo que por muita pouca diferença apresentou melhores resultados para previsões do preço do milho em comparação ao modelo ajustado ARIAMA (2,1,1).

Santili (2015) aplicou a metodologia Box e Jenkins no sentido de gerar uma previsão anual de produção de caminhão. Foram utilizados dados anuais para modelagem da previsão, compreendendo o período de 1957 a 2014, que foram obtidos pela Associação Nacional de Fabricantes de veículos Automotores (ANFAVEA). Foi possível escolher o melhor modelo para a série em estudo, sendo o ARIMA (2,1,3) o mais representativo para realização de previsão de produção de caminhões e sendo de suma importância para as decisões estratégicas mais efetivas das montadoras na sua avaliação de previsões de vendas.

3. Metodologia e Dados

3.1. Testes de raiz unitária e sazonalidade

Para testar a estacionariedade das séries, serão utilizados neste trabalho, os testes ADF (Dickey – Fuller Aumentado) (1981) e Phillips-Perron (1988) sem quebra estrutural.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde ΔY_t é o operador de diferenças ($Y_t - Y_{t-1}$), α é uma constante, βt é a componente de tendência do modelo, γ é o coeficiente que permite testar a estacionariedade (se $\gamma = 0$, Y tem uma raiz unitária), p é o número de termos defasados a incluir no modelo e ε_t é o termo de erro aleatório ou perturbação estocástica.

O teste Phillips e Perron (PP) também é usado para investigar a presença de raiz unitária da série. O que difere entre os dois testes é o fato de que o teste Phillips-Perron garante que os resíduos são não correlacionados e possuem variância constante. Ao contrário do teste Dickey-Fuller Aumentado, o teste de Phillips-Perron não inclui termos de diferenças defasadas, mas pode também incluir termos de tendência e um intercepto.

A existência de quebra estrutural, seja no nível da série ou em sua tendência, pode comprometer as conclusões dos testes de raiz unitária realizadas que não levam em conta essa mudança. Assim sendo, a metodologia utilizada no presente estudo para testar a raiz unitária na presença de quebra estrutural é a de Zivot e Andrews (1992). Esse método analisa a presença de quebra estrutural no nível, na tendência ou nível e tendência da série estudada. Os autores utilizaram as seguintes equações:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDU_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDT_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDT_t + nDU_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

onde a primeira equação testa para queda no nível, a segunda equação é utilizada para testar quebra na tendência e a terceira equação para testar conjuntamente em nível e tendência.

Os termos DU_t e DT_t são respectivamente, variáveis *dummies* para uma quebra estrutural na constante ou na tendência em uma determinada data da série. Assim, considera a hipótese nula (H_0) com presença de raiz unitária, enquanto a hipótese alternativa (H_1) sem tendência estocástica, mas com uma série estacionária com quebra estrutural.

Para avaliar a existência ou não de sazonalidade na série dos preços do café arábica, será utilizado o teste de HEGY (Hylleberg et al.,1990), uma vez que a sazonalidade é muito comum em séries temporais mensais. Este teste verifica a existência de raiz unitária sazonal e raiz unitária regular (não-sazonal / tendência estocástica). De acordo com Lütkepohl e Krätzig (2006), o teste para dados mensais é dado pelo seguinte modelo estimado por MQO (mínimos quadrados ordinários):

$$\Delta_{12}y_t = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{3,t-2} + \pi_5 y_{4,t-1} + \pi_6 y_{4,t-2} + \pi_7 y_{5,t-1} + \pi_8 y_{5,t-2} + \pi_9 y_{6,t-1} + \pi_{10} y_{6,t-2} + \pi_{11} y_{7,t-1} + \pi_{12} y_{7,t-2} + u_t + \varepsilon_t$$

Para analisar sua significância estatística empregam-se as estatísticas t , bem como o teste F (para significância conjunta dos parâmetros) e seus valores críticos são apresentados por Franses (1990) e Franses e Hobijn (1997).

Segundo Lütkepohl e Krätzig (2004), o processo Y_t terá raiz unitária não sazonal na frequência zero (tendência estocástica), caso $\pi_1 = 0$; e terá raiz unitária sazonal, se ao menos um da ordem π_i ($i=2,3,\dots,12$) for igual a zero.

3.2. Modelos Univariados de Série de Tempo

Modelos univariados são aqueles em que os valores correntes de uma série de tempo são relacionados apenas com seus próprios valores passados ou com os valores correntes e passados dos resíduos da série temporal.

Um modelo AR representa uma regressão linear onde as variáveis independentes são simplesmente os valores defasados no tempo da variável dependente. Neles, os valores correntes de uma série Y_t dependem apenas da função linear de seus valores passados e dos erros aleatórios. Matematicamente, o modelo AR(p) pode ser definido como:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

onde p indica o número de defasagens (lags) de Y_t , ε_t é o resíduo ou erro aleatório não autocorrelacionado e normalmente distribuído e ϕ_p é o parâmetro auto-regressivo de cada defasagem. O número ótimo de defasagens p pode ser feito com base na análise da função de autocorrelação parcial (FACP) ou através dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC).

No processo de médias móveis, os valores da série Y_t resultam de uma soma ponderada dos valores mais recentes dos erros aleatórios. Assim, o modelo de médias móveis consiste em expressar os valores correntes da série Y_t como uma função linear dos valores passados dos erros aleatórios não correlacionados até um número finito de defasagens. O modelo MA(q) pode ser expresso pela seguinte equação:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

onde ε_t são os erros aleatórios não correlacionados, com média zero e variância constante e $\theta(q)$ é o coeficiente da média móvel. O número de defasagens q deve ser feito com base nas funções de autocorrelação simples (FAC) ou pelos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC).

A combinação dos modelos auto-regressivos (AR) e de médias móveis (MA) resulta no modelo denominado ARMA. Assim, tratando-se de uma série temporal Y_t e considerando-se suas primeiras diferenças $Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, com p defasagens para a variável e q para os erros aleatórios, pode-se expressar o modelo ARMA(p,q) da seguinte maneira:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

A maioria das séries temporais são não estacionárias. No entanto, uma série temporal utilizada na estimação de um modelo univariado deve ser estacionária ou possa ser transformada para que os resultados obtidos não apresentem problemas de espuriedade, ou seja, sem significado econômico. Tal espuriedade é caracterizada por elevados valores das estatísticas t , F e R^2 (coeficiente de determinação), além de baixos níveis da estatística DW de Durbin-Watson, indicando forte correlação serial.

O modelo ARIMA (p, d, q), onde p refere-se ao número de defasagens da série, d é a ordem de integração e q é o número de defasagens dos erros aleatórios. Portanto, utiliza-se os procedimentos sugeridos por Box e Jenkins (1976), cujas etapas são as seguintes:

a) Identificação - Determina-se os valores apropriados de p , d e q e utiliza-se um correlograma apresentando as funções de autocorrelação parcial (FACP) e de autocorrelação simples (FAC), podendo determinar a ordem apropriada dos componentes AR e MA.

b) Estimação – esta etapa vem após a identificação e consiste em estimar os parâmetros autoregressivos e de médias móveis. Verifica-se a significância estatística dos parâmetros sugeridos para o modelo.

c) Verificação – Consiste em verificar se o modelo estimado ajusta-se adequadamente à série ou não e se os resíduos calculados apresentam ou não problemas de autocorrelação, bem como existência de heterocedasticidade. Os critérios de informação de Akaike e de Schwarz ajudam neste diagnóstico, bem como a utilização da estatística Q de Ljung-Box. O teste Q é usado para testar se um conjunto de autocorrelações de resíduos é ou não estatisticamente diferente de zero. A estatística Q conterà aproximadamente uma distribuição χ^2 com $K-p-q$ graus de liberdade.

d) Previsão - O modelo ARIMA estimado pode ser utilizado nas previsões, tornando-se possível calcular previsões de Y_t para n períodos seguintes, desde que sejam conhecidos Y_{t-1} e Y_t .

3.3. Dados

O período da análise deste trabalho estende-se de Janeiro de 2005 a Dezembro de 2016, com periodicidade mensal. Os preços médios do café arábica foram extraídos no site AGROLINK. Para a realização de todos os testes, os preços foram corrigidos monetariamente para o mês de dezembro de 2016, pelo IGP-DI. Os *softwares* utilizados foram Eviews 8.0 e Gretl.

4. Resultados Empíricos

4.1. Análises gráficas e testes preliminares

As Figuras 1 e 2 mostram o comportamento das séries de cotações dos preços e retornos diários dos preços da *commodity* café arábica no período considerado.

Preços médios do café arábica

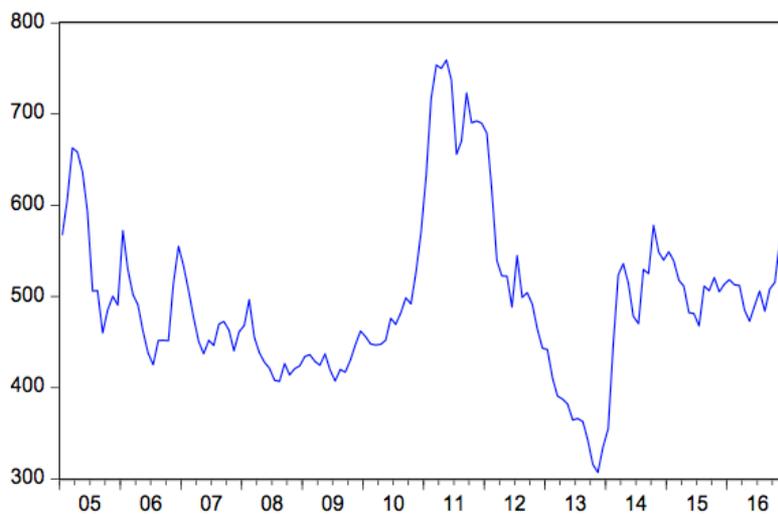


Figura 1- Preços médios mensais do café arábica (R\$/sc60Kg)

Retornos médios do café arábica

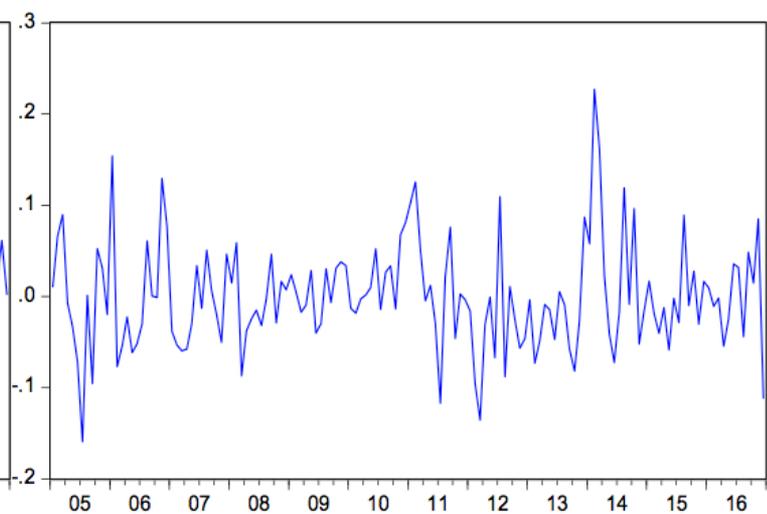


Figura 2- Retornos médios mensais do café arábica

Na inspeção visual da Figura 1, observa-se um comportamento com tendência crescente apresentando oscilações atingindo o seu pico de preço em março de 2011. Verifica-se ainda, que entre o ano 2011 e o final de 2013 ocorreu a maior queda de preços que foi a principal crise do setor de café das últimas décadas, mas a queda não resultou numa intervenção. Dessa forma foi preciso testar a normalidade e estacionariedade da série mensais dos preços do café arábica para aplicação dos modelos ARIMA. Visualmente a série apresenta quebra estrutural e não a existência de sazonalidade, fato este que será testado a partir dos testes Zivot-Andrews e HEGY respectivamente.

Algumas estatísticas descritivas básicas são apresentadas na Tabela 1. Observa-se que os retornos diários dos preços do café arábica apresentam uma distribuição leptocúrtica devido ao excesso de curtose (4,44714) em relação à distribuição normal (3,0). A estatística de Jarque-Bera indicou a rejeição da normalidade da distribuição da série, com *p*-valor igual a 0,000016.

Tabela 1

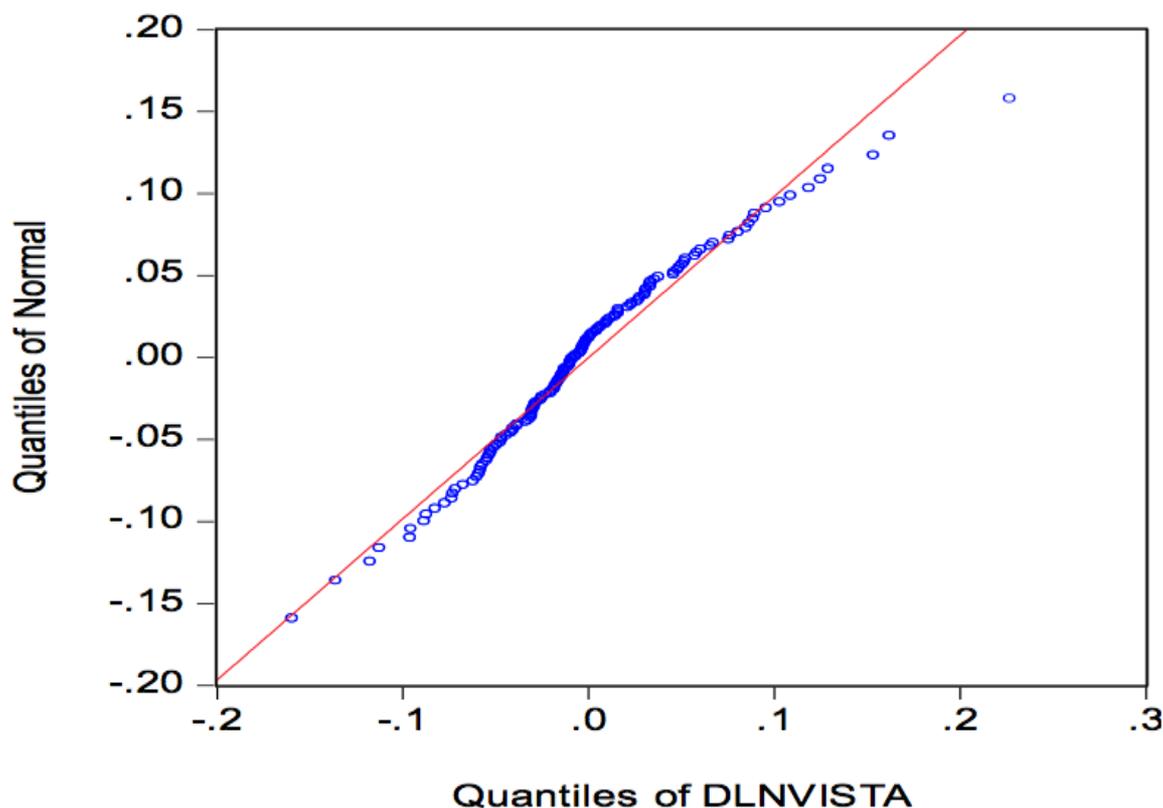
Sumário estatístico dos retornos médios dos preços do café arábica

Estatísticas	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão
Valores	-0,00086	-0,00869	0,22709	- 0,15912	0,05878

Estatísticas	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	p-valor	Observações
Valores	0,63656	4,44714	22.13547	0,000016	143

O Q-Q Plot representa um dos métodos gráficos mais utilizados na verificação da normalidade de séries temporais. O procedimento empregado consiste na comparação gráfica dos quantis teóricos da distribuição normal com os quantis dos dados amostrais. A Figura 3 mostra a existência de uma relação não linear entre os quantis teóricos e empíricos, bastante acentuada nas caudas das distribuições, indicando caudas mais pesadas na distribuição empírica. Assim sendo, todos os testes rejeitaram a hipótese de normalidade da série analisada.

Figura 3



4.2. Testes de raiz unitária

A primeira etapa da análise de séries temporais é verificar como o processo estocástico gerador da série em estudo se comporta ao longo do tempo, ou seja, identificar se a variável utilizada é ou não estacionária. Utilizou-se a análise gráfica da série com a finalidade de detectar a existência de quebras estruturais referentes a variável integrante no modelo. Assim, foi observada a presença de uma quebra estrutural, a mesma será tratada quando forem realizados os testes de raiz unitária para a série.

Analisou-se a estacionariedade das séries com base nos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) sem quebra estrutural e o teste Zivot e Andrews com quebra estrutural, com constante e com tendência.

Os testes Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron sem quebra estrutural foram realizados primeiro para o ajustamento das séries. De acordo com a tabela 2, as séries temporais de preços do café arábica em nível, foram não estacionárias com significância de 5%, enquanto, em primeira diferença, houve a existência de estacionariedade com constante e tendência para a variável, considerando o nível de significância de erro de 5%.

Para verificar se há quebra estrutural nos preços da soja, realizou-se o teste de raiz unitária com quebra estrutural de Zivot –Andrews. Na tabela 2, observa-se que em primeira diferença houve estacionariedade sem quebra estrutural ao nível de significância de 5% de erro.

Os resultados apresentados nas tabelas 2 e 3 indicam que, para as séries em nível, não se pode rejeitar a presença de raiz unitária ao nível de significância de 5%. Portanto, todas as séries possuem raiz unitária e são não estacionárias, ou seja, não são integradas de ordem zero $I(0)$.

Os testes realizados para as séries em primeira diferença indicaram que, ao nível de significância de 5%, se podem rejeitar a presença de raiz unitária. Assim sendo, todas as séries em diferença têm a mesma ordem de integração $I(1)$.

Tabela 2

Testes de raiz unitária Dikey Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron(PP) sem quebra estrutural

Variáveis	ADF	PP	Valor Crítico (5%)

café arábica	-2,8030	-2,4932	-3,4418
Dcafé arábica	-9,2464	-9,0701	-3,4418

Fonte: Elaboração dos autores com os dados da pesquisa.

Tabela 3

Teste de raiz unitária com quebra estrutural: Zivot-Andrews

Variáveis	Nível (5%)	Crítico (5%)	Quebra	1ª diferença (5%)	Crítico (5%)
café arábica	-4,2194	-4,930	2012M08	-7,6088	-4,930

Fonte: Resultado da Pesquisa. Elaboração dos autores.

O teste escolhido para verificar a sazonalidade das variáveis foi o teste de Hylleberg, Engle, Granger e Yoo (HEGY), por se tratar de séries temporais de preços agrícolas, sujeitos à existência de ciclos e tendências e à variação sazonal da produção. Os valores contidos na tabela 3 mostram que, para todas as variáveis, em nível, não se rejeita a hipótese de raiz unitária regular ($\pi_1 = 0; H_0$: possui raiz unitária regular) com significância de 5% , logo a série é estacionárias em nível, ou seja, rejeitando H_0 . A hipótese de raiz unitária sazonal ($\pi_2 = 0; H_0$: possui raiz unitária sazonal) foi rejeitada ao nível de significância de 5%. Portanto, a série não possui raiz unitária sazonal.

Tabela 4

Teste HEGY para raiz unitária dos preços do café arábica com tendência e sazonalidade.

π	Teste HEGY	Valor crítico (5%)	Decisão
π_1	-3,1130	-2,82	Rejeita H_0
π_2	-1,8694	-1,60*	Rejeita H_0

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Valores críticos de Franses e Hobijn (1997).

$t(\pi_1) = -3,40$ a 1%; -2,82 a 5%; -2,52 a 10%. $t(\pi_2) = -2,54$ a 1%; -1,94 a 5%; -1,60 a 10%.

(*) nível de significância de 10%.

O próximo passo é analisar as funções de autocorrelações (FAC) e de autocorrelações parciais (FACP). O comportamento dessas funções indica qual o modelo a ser utilizado. Ao realizar o estudo das funções em nível, de acordo com o correlograma, observa-se na tabela 5 um decaimento lento dos lag's o que indica que a série original da variável em estudo, não é estacionária, conforme constatado nos testes de Dickey-Fuller e Phillips –Perron.

Tabela 5

Função de autocorrelação e autocorrelação parcial do preço médio mensal do café arábica em nível.

Sample: 2005M01 2016M12
 Included observations: 144

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.941	0.941	130.10	0.000
		2	0.853	-0.273	237.94	0.000
		3	0.748	-0.160	321.40	0.000
		4	0.645	0.014	383.80	0.000
		5	0.563	0.144	431.74	0.000
		6	0.500	0.040	469.90	0.000
		7	0.454	-0.004	501.47	0.000
		8	0.400	-0.174	526.19	0.000
		9	0.329	-0.170	543.02	0.000
		10	0.254	0.039	553.14	0.000
		11	0.160	-0.163	557.20	0.000
		12	0.065	-0.065	557.87	0.000
		13	-0.027	-0.071	557.99	0.000
		14	-0.109	-0.029	559.90	0.000
		15	-0.173	0.007	564.76	0.000
		16	-0.223	-0.005	572.92	0.000
		17	-0.255	0.028	583.69	0.000
		18	-0.287	-0.105	597.41	0.000
		19	-0.311	0.063	613.70	0.000

Como indicado pela metodologia de Box e Jenkins (1976), foi utilizado o correlograma da primeira diferença da série de preços do café arábica para identificar qual o modelo a ser utilizado e suas respectivas defasagens. O correlograma utilizado é visto na tabela 6.

Tabela 6

Função de autocorrelação e autocorrelação parcial do preço médio mensal do café arábica em primeira diferença.

Sample: 2005M01 2016M12
 Included observations: 143

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.221	0.221	7.1532	0.007
		2	0.129	0.084	9.6015	0.008
		3	-0.014	-0.062	9.6301	0.022
		4	-0.179	-0.186	14.400	0.006
		5	-0.146	-0.072	17.596	0.003
		6	-0.090	-0.006	18.824	0.004
		7	0.061	0.109	19.387	0.007
		8	0.175	0.138	24.093	0.002
		9	0.019	-0.108	24.151	0.004
		10	0.156	0.113	27.950	0.002
		11	0.022	-0.002	28.030	0.003
		12	-0.074	-0.051	28.887	0.004
		13	-0.072	-0.028	29.710	0.005
		14	-0.139	-0.079	32.808	0.003
		15	-0.113	-0.073	34.879	0.003
		16	-0.141	-0.118	38.120	0.001
		17	0.008	0.060	38.130	0.002
		18	-0.056	-0.142	38.641	0.003
		19	0.030	0.041	38.791	0.005
		20	0.045	0.005	39.139	0.006
		21	-0.007	-0.035	39.148	0.009
		22	-0.032	-0.011	39.325	0.013
		23	-0.114	-0.088	41.585	0.010
		24	-0.169	-0.102	46.557	0.004

Com relação à sazonalidade, esta não foi identificada pelo teste HEGY, bem como o correlograma em primeira diferença.

No processo de modelagem e escolha dos modelos ARIMA, deve testar vários modelos diferentes e verificar a escolha do mais adequado com base nos menores valores dos critérios de informação da Akaike (AIC), de Schwarz (SIC) e de U-Theil, bem como a estatística de Durbin-Watson (DW) que também detecta a presença de autocorrelação nos resíduos de uma análise de regressão, ou seja, quando DW é aproximadamente igual a 2,0, ele indica que não existe autocorrelação nos resíduos. Desta forma, após várias simulações e com os critérios mencionados anteriormente, o melhor modelo de estimativa foi para o ARIMA (1,1,2), conforme apresentado na tabela 7.

Tabela 7
 Modelos estimados e critérios utilizados para seleção do melhor modelo

Modelos	AIC	SIC	DW	U-Theil
ARIMA (1,1,1)	9,6188	9,6810	1,89	0,0876
ARIMA (1,1,2)*	9,5987	9,6806	1,92	0,0283
ARIMA (1,1,0)	9,6582	9,6997	1,48	0,0881

Fonte: Elaboração dos autores com base nos resultados da pesquisa.
 (*) modelo selecionado

Após escolhido o modelo ARIMA (1,1,2), verificar se os resíduos do modelo é ruído branco (média zero, variância constante e correlação dos resíduos igual a zero).

Assim, o modelo ARIMA (1,1,2) foi o melhor para previsão do preço do café arábica, devido à

significância dos coeficientes, aos menores valores observados para os critérios de AIC, SIC e U-Theil, bem como o coeficiente de Durbin-Watson (DW). (Tabela 7).

A equação estimada do modelo foi:

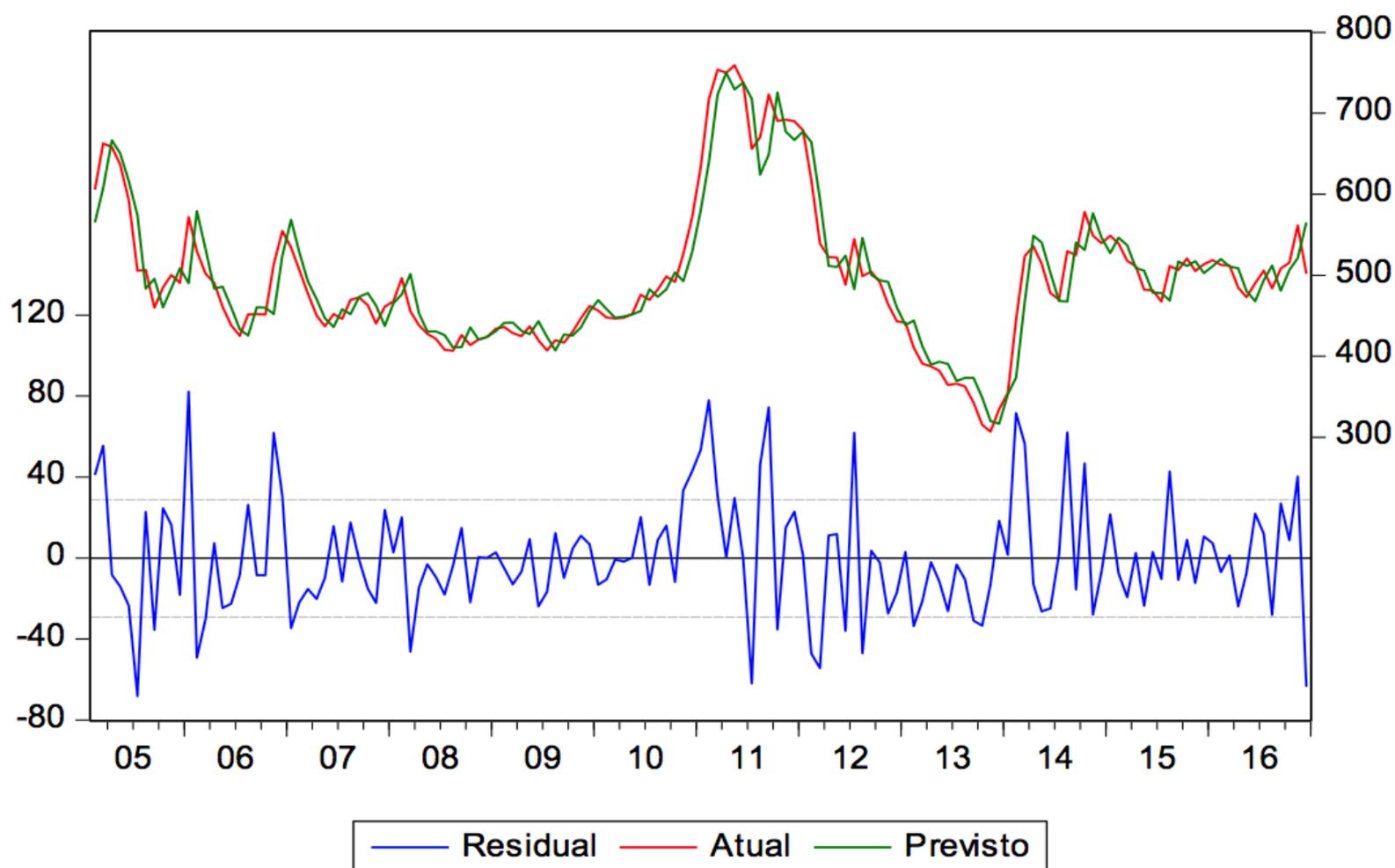
$$Y_t = 493,00 + 0,8939Y_{t-1} + 0,2320\varepsilon_{t-1} + 0,2150\varepsilon_{t-2}$$

<i>t</i>	14,9264	20,9310	2,5456	2,3730
<i>p valor</i>	(0,0000)	(0,0000)	(0,0120)	(0,0190)

Na figura 6, podem-se verificar os preços observados, os preços previstos e os valores residuais no período analisado. Portanto, as estimativas servem de embasamento para maior segurança em investimentos financeiros, dando suporte para produtores em suas tomadas de decisão.

Figura 6

Preços do café arábica observados, previstos e valores residuais no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2016



Após a escolha do modelo é necessário realizar a análise de resíduos (ajustado). Se o modelo for adequado aos dados espera aleatoriamente em torno de zero com variância aproximadamente constante. Também espera se que os resíduos sejam independentes e possuam distribuição normal Na tabela 10 é apresentado o Teste Ljung-Box amostral é aproximadamente Qui-quadrado dos resíduos, cujas hipóteses podem ser interpretadas da seguinte maneira:

$$H_0: \chi^2 = 0 \text{ (Resíduos independentes).}$$

$$H_1: \chi^2 \neq 0 \text{ (Resíduos não são independentes).}$$

Pode-se observar que todas as observações possuem um p-valor alto, indicação de que os resíduos são independentes (tabela 10).

Tabela 10

Função de autocorrelação parcial e autocorrelação dos resíduos e teste Ljung-Box.

Sample: 2005M01 2016M12
 Included observations: 143
 Q-statistic: probabilities adjusted for 3 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.015	0.015	0.0312	
		2	-0.006	-0.006	0.0357	
		3	0.087	0.088	1.1695	
		4	-0.097	-0.101	2.5818	0.108
		5	0.079	0.076	3.5237	0.172
		6	0.048	0.055	3.8711	0.276
		7	0.095	0.116	5.2347	0.264
		8	0.160	0.175	9.5720	0.000
		9	-0.054	-0.067	10.029	0.123
		10	0.150	0.129	13.914	0.053
		11	0.030	0.004	14.051	0.080
		12	-0.081	-0.020	15.101	0.088
		13	-0.022	-0.024	15.176	0.126
		14	-0.075	-0.062	16.085	0.138
		15	-0.075	-0.081	16.988	0.150
		16	-0.112	-0.130	19.020	0.122
		17	0.045	0.046	19.346	0.152
		18	-0.078	-0.158	20.366	0.158
		19	0.009	0.036	20.379	0.204
		20	0.032	-0.013	20.555	0.247
		21	-0.027	-0.013	20.679	0.296
		22	-0.013	0.018	20.710	0.353
		23	-0.113	-0.093	22.903	0.294
		24	-0.149	-0.112	26.757	0.179
		25	0.051	0.070	27.220	0.203
		26	0.180	0.117	32.958	0.082

Uma forma de medir a capacidade preditiva do modelo consiste em comparar seus erros de previsão com aqueles do passeio aleatório. Isso pode ser feito através da chamada estatística U de Theil. O coeficiente avalia o desempenho da previsão em relação à previsão ingênua ou trivial. Previsão ingênua ou trivial significa que a estimativa do valor futuro é igual ao valor atual. O coeficiente U de Theil analisa a qualidade de uma previsão através dos seguintes valores:

- a) $U > 1$, significa que o erro do modelo é maior do que da previsão ingênua;
- b) $U < 1$, significa que o erro do modelo é menor que da previsão ingênua.

O coeficiente U de Theil menor do que 1 já indica uma previsão melhor que a previsão Ingênua; quanto mais próximo o mesmo for de zero, melhor será o resultado da previsão. A estatística U- Theil aplicada aos dados estimados e observados de janeiro de 2005 a dezembro de 2016 é 0,0283, indicando também uma boa qualidade do modelo em relação aos valores preditos.

5. Conclusão

A metodologia de previsão de Box-Jenkins é muito ampla, flexível e altamente subjetiva, mas, também é uma importante ferramenta de gestão que pode auxiliar o processo de tomada de decisão e planejamento futuro. Entretanto, o ponto fundamental para um mercado competitivo como o do café arábica é o de que uma antecipação de preços gera uma série de benefícios a todos os interessados neste agronegócio.

O modelo Arima (1,1,2) estimado no presente estudo foi eficiente para previsão dos preços do

café arábica no mercado brasileiro.

Os resultados obtidos fornecem uma ferramenta de análise para o mercado desta *commodity*, na medida em que demonstram a tendência dos preços para um horizonte de curto prazo, servindo de auxílio à tomada de decisão de agentes que comercializam este bem, ou seja, o conhecimento do comportamento dos preços poderá ser extremamente útil nas suas tomadas de decisões com relação ao planejamento da produção, à manutenção e formação de estoques, podendo desta forma aproveitar de maneira mais eficiente as fases de baixa e de alta nos preços, para a maximização dos lucros.

O crescimento da produção e o aumento da capacidade competitiva do café arábica brasileiro sempre estiveram associados aos avanços científicos e à disponibilização de tecnologias ao setor produtivo. O futuro do café arábica dependerá da sua competitividade no mercado global, para o qual precisará, além do empenho do produtor, o apoio governamental, e investimentos em pesquisas não só na área produtiva, mas no campo das previsões tanto em clima tempo aonde as pesquisas são avançadas e já vem auxiliando os produtores, mas principalmente no campo econômico, pois não basta produzir, o produtor precisa de auxílio para conseguir um preço médio ao longo do tempo que venha a lhe trazer a melhor rentabilidade e consequente aumento da produtividade já que terá mais recursos para investimos De forma geral a previsão do preço do café arábica, auxiliará o produtor nas tomadas de decisões que são importantes para seu negócio.

Apesar da modelagem ARIMA apresentar um adequado poder de previsão de curto prazo, recomenda-se, em outros trabalhos de pesquisa, proceder à estimação utilizando outros modelos, tais como: ARMAX e a volatilidade por meio da modelagem da família ARCH.

Referências

AGROLINK <<http://www.agrolink.com.br/cotacoes/graos/soja>> acesso em 18 de março 2017.

Akaike, H. A- New look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control, Waschiton*, v.19, p.716-723, 1973.

Arêdes, A.F.; Pereira, M. W.G. - Potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão do preço do trigo no Estado do Paraná. *Revista de Economia Agrícola*, São Paulo, v. 55, n. 1, p. 63-76, jan./jun., 2008.

Box, G. P.; Jenkins, G. M. Time series analysis, forecasting and control. Holden-Day, San Francisco 1976.

CONAB <http://www.conab.gov.br/conteudos.php/conteudos.php?a=1253&t=> acesso em 17 de março de 2017.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. - Likelihood ratio statistics for autoregressive Time series with unit root . *Econometrica*, 49(4): 1057-1072, Julho, 1981.

Felipe, I. J. S. – Aplicação de modelos Arima em séries de preços de soja no Norte do Paraná. // *Tekhne e Logos*, Botucatu, SP, v.3, n.3, Novembro. 2012.

Franses, P. H. - Testing for seasonal unit root in monthly data. *Econometric Institute Report* 9032A. Rotterdam: Erasmus University, 1990.

Franses, P. H.; Hobijn, B. - Critical values for unit root tests in seasonal time series. *Journal of Applied Statistics*. v. 24, p. 25-46, 1997.

Hylleberg, S.; Engle, R.; Granger, C.; Yoo, B. - Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, 215-38, 1990.

Jarque, C.; Bera, A. (1987). Test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*. 55(2), 163-172.

Lamounier, W.M.- Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços do café // *Gestão e Produção*, São Carlos, v. 14, n. 1, p. 13-23, jan.-abr. 2007.

Lütkepohl. H.; Krätzig. M. Applied time series econometrics. New York: Cambridge University Press, 2004. 323p.

Marques, D. V.; Souza, G.S.; Souza, M. O.; Marra, R.- Análise do mercado de café via modelos de previsão. **Simpósio de Pesquisa Operacional**, 42. 2010, Bento Gonçalves. (2010).

Phillips, P.C.B.; Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 75(3), 335-346.

Santili, M. A. Métodos de previsão Auto-Regressivo aplicado a uma série de volume de produção de caminhão. 2015. 45f. Trabalho de Graduação (Graduação em Engenharia Mecânica) – Faculdade de Engenharia do Campus de Guaratinguetá, Universidade Estadual Paulista, Guaratinguetá, 2015.

Souza, V. S.; Nunes, B.H.C.; Almeida, A. N.; Einfeld, C. L. - Utilização da metodologia de Box & Jenkins na previsão do preço futuro pago as exportações paranaenses de madeira serrada. V **Encontro de Economia Paranaense**, 2007.

Tibulo, C.; Carli, V. Previsão do preço do milho, através de séries temporais. **Scienta Plena**, v.10, n.10, 2014.

Zivot, E.; Andrews D. - Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", **Journal of Business and Economic Statistics**, 10, p.251-270, 1992.

1. Professor Visitante da Faculdade de Ciências Econômicas e do PPGCE da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). carlos.silva@uerj.br; gon7silva@gmail.com

Revista ESPACIOS. ISSN 0798 1015
Vol. 39 (Nº 04) Año 2018

[Índice]

[No caso de você encontrar quaisquer erros neste site, por favor envie e-mail para [webmaster](#)]

©2018. revistaESPACIOS.com • Derechos Reservados