

PREVISÃO DE PREÇO DO QUILO DO CAFÉ ARÁBICA: UMA APLICAÇÃO DOS MODELOS ARIMA E GARCH

Alan Figueiredo de Arêdes¹; Matheus Wemerson Gomes Pereira²; Erly Cardo Teixeira³

¹ Doutorando em Economia Aplicada – UFV/ Bolsista CNPq, aredess@yahoo.com.br

² Doutorando em Economia Aplicada – UFV/ Bolsista CNPq, matheuswgp@yahoo.com.br.

³ Ph.D., professor titular, Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural, teixeira@ufv.br.

RESUMO: o presente trabalho objetivou analisar a aplicabilidade de modelos temporais univariadas na previsão dos preços recebido pelos produtores de café. Foram estimados os modelos ARIMA e GARCH. Os resultados sugerem que ambos os modelos foram eficazes ao prever os preços futuros do café, com pequena margem de erro. Entretanto, o modelo GARCH teve uma pequena vantagem nas previsões, o que se deve ao fato desse modelo ser estimado incorporando a volatilidade condicional, que evolui ao longo do tempo.

Palavras-chave: previsão, preços, café.

FORECAST OF PRICE OF THE KILO OF THE ARABIAN COFFEE: AN APPLICATION OF ARIMA AND GARCH MODELS

ABSTRACT: The objective of this paper is to analyze the potentiality to forecast the price received by the coffee producers. Times series models ARIMA e GARCH are estimated. The results suggest to the forecast potentiality, all the models have been efficient, foreseeing small margin of error the price of the subsequent month. However, the GARCH model has a small advantage in hits forecasts, which is because it is modeled incorporating the conditional volatility.

Key words: price forecast, price, coffee.

INTRODUÇÃO

A cultura do café envolve muitas incertezas e riscos, em especial, os riscos de mercado e agrícola, já que se caracteriza pela forte dependência e pela sensibilidade a fatores climáticos, biológicos e de mercado interno e externo. Tendo em vista que essas variáveis afetam, direta ou indiretamente, os preços do grão e a renda do cafeicultor, o preço do café e sua volatilidade exercem grande influência na variabilidade do retorno econômico da atividade.

Entre os mecanismos eficientes para gerenciamento do risco de preços para subsidiar tomadas de decisão, podem-se utilizar os modelos de séries temporais na estimação e análise da volatilidade e na previsão de preços, para elevar as margens de retorno e diminuir os riscos da atividade.

O presente artigo objetivou analisar a potencialidade na previsão dos preços recebidos pelos produtores de café, utilizando os modelos de séries temporais univariadas ARIMA e GARCH. Nesse sentido, é testada a hipótese de que tais modelos são eficazes na previsão do preço do café, podendo serem utilizadas no planejamento da atividade e comercialização da produção.

MATERIAL E MÉTODOS

MODELO ANALÍTICO

Neste artigo, os modelos de séries temporais auto-regressivos integrados de média móvel são usados para previsão, baseados na metodologia de BOX e JENKINS (1976), que se divide em quatro etapas: Identificação, Estimativa, Verificação e Previsão (GUJARATI, 2006).

O primeiro modelo estimado foi o modelo ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*), desenvolvido por BOX e JENKINS (1976), que estima a regressão da variável dependente y em função das defasagens da própria variável y , indicados por p termos auto-regressivos (AR), e em função dos erros aleatórios, indicado por q , termos de média móvel (MA). Como a maioria das séries temporais econômicas são naturalmente não-estacionárias, a aplicação do modelo ARIMA(p,d,q) exige a transformação destas, por d diferenças, para torná-las estacionárias. As ordens p e q podem ser obtidas pela função de auto-correlação (FAC) e pela função de auto-correlação parcial (FACP), auxiliadas pela ordem que minimiza o critério de Akaike (AIC) ou de Schwarz (SC). O modelo ARIMA pode ser apresentado por:

$$\Delta y_t = \phi + \sum_{i=1;p} \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t + \sum_{i=1;q} \alpha_i u_{t-i} \quad (1)$$

em que Δy_{t-i} é o operador de diferenças; u , termo de erro; e ϕ , β e α , parâmetros dos termos intercepto e componentes AR e MA, respectivamente.

O segundo modelo estimado foi o GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) (BOLLERSLEV, 1986). Tal modelo apresenta a vantagem operacional de incorporar a própria variância condicional passada como fator determinante da variância condicional do erro. Dessa forma, o modelo GARCH (q, p), em que q é o número de defasagens ao quadrado dos erros e p, o número de defasagens ao quadrado da própria variância condicional, é dado por:

$$\sigma_t^2 = \Phi + \sum_{i=1;q} \omega_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1;p} \varphi_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

em que σ é a variância condicionada; e ϕ , ω e φ , parâmetros dos termos intercepto, erro aleatório e variância, respectivamente; sendo $\Phi > 0$, $\omega, \varphi \geq 0$.

AVALIAÇÃO DA PERFORMANCE DE PREVISÃO DOS MODELOS

Como critério para avaliar a performance de previsão dos modelos, utilizam-se os indicadores Erro Percentual de Previsão Médio (EPPM) e Coeficiente de Desigualdade de Theil (CDT). Quanto menor for o valor desses indicadores, menor os erros de previsão e maior a eficácia do modelo.

BASE DE DADOS

Os dados utilizados são referentes à série de preço médio real mensal do quilo do café em coco (Arábica, tipo 6 - bebida dura), recebido pelos produtores no período de 01/1967 a 09/2007, a qual foi obtida junto ao IPEADATA (2008) e deflacionada pelo IGP-DI, com período base em 09/2007.

Para verificar a potencialidade da utilização dos modelos de séries temporais na previsão de preços do café, utilizaram-se os preços do período de 01/1967 a 12/2005, para estimação dos modelos, e os preços do período de 01/2006 a 09/2007, para confrontar os valores previstos com os observados e assim avaliar a eficácia dos modelos. O *software* utilizado no trabalho foi *EViews 5.0*.

RESULTADOS

Utilizando-se as Função de Auto-correlação (FAC) e Função de Auto-correlação Parcial (FACP) e a minimização dos critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC) foram determinados os números das defasagens para estimação dos modelos com a série de preços em primeira diferença, uma vez que o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) detectou que a série em nível tem uma raiz unitária, mas a sua primeira diferença não tem raiz. Os resultados do teste ADF estão em Anexo, nas Tabelas 1A. e 2A.. Já As FAC e FACP são apresentadas em Anexo nas Figuras 1A. e 2A.

Dessa forma estimou-se um modelo ARIMA (6,1,5) e um modelo GARCH (1,2), que tiveram todas as variáveis do modelo, exceto o intercepto no modelo ARIMA, significativos a 10% de probabilidade¹. Os modelos ARIMA (6,1,5) e GARCH (1,2) estimados são apresentados nas Tabelas 1 e 2, respectivamente.

Tabela 1 – Resultados do modelo auto-regressivo ARIMA (6,1,5) identificado e estimado

Variáveis/Modelo	ARIMA (6,1,5)			
	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
Intercepto	0,0039	0,0032	1,2413	0,2151
AR(1)	-0,4517	0,2473	-1,8269	0,0684
AR(3)	0,2215	0,0874	2,5329	0,0116
AR(6)	-0,1912	0,05223	-3,6609	0,0003
MA(1)	0,8014	0,2499	3,2059	0,0014

¹ Antes de estimar o modelo GARCH (1,2), foi realizado o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) nos resíduos do modelo ARIMA (6,1,5) para verificar a presença de heterocedasticidade condicional auto-regressiva, que justifique a utilização do modelo GARCH. O teste indicou mudanças na variância ao longo do tempo, sugerindo utilizar um modelo GARCH nas previsões. Os resultados do teste LM são apresentados em Anexo na Tabela 3A.

MA(2)	0,4329	0,0972	4,4552	0,0000
MA(5)	-0,1425	0,04616	-3,0858	0,0022
Akaike info criterion (AIC)	-3,2686		Estatística F	0,0000
Schwarz criterion (SC)	-3,2059		R ²	0,1948

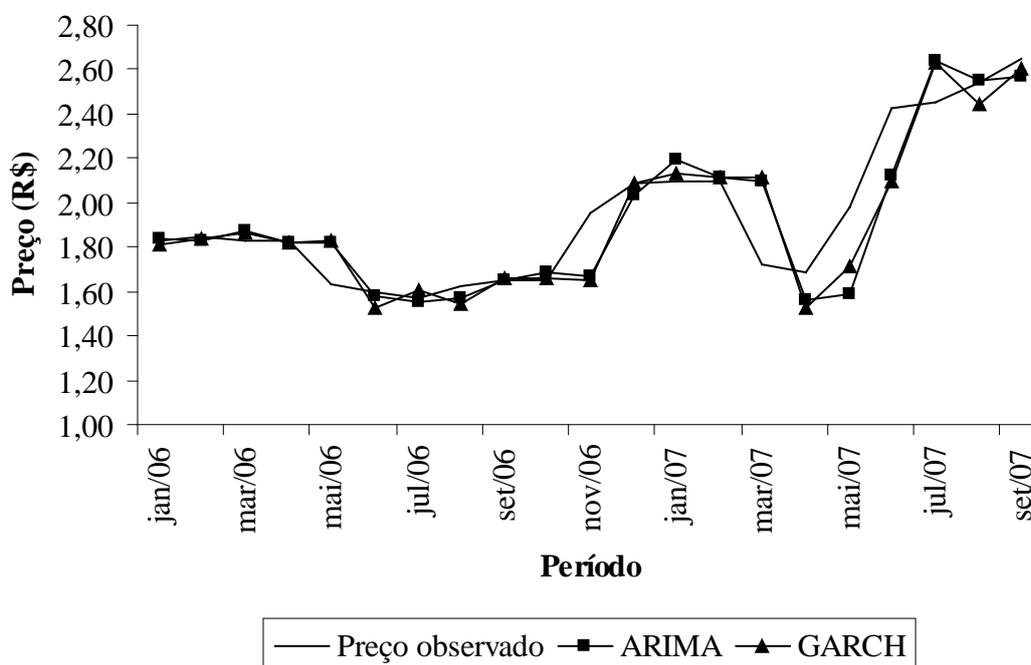
Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2 – Resultados do modelo auto-regressivo GARCH (1,2) identificado e estimado

Variáveis/Modelo	GARCH (1,2)			
	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
Intercepto	-3.5E-05	7.90E-06	-4.45646	0.0000
AR(1)	0.4962	0.024341	20.3856	0.0000
MA(2)	-0.08752	0.032359	-2.7053	0.0068
Akaike info criterion (AIC)	-12.77352		Estatística F	0.0000
Schwarz criterion (SC)	-12.7202		R ²	0.1199
Variância Condicional				
Φ	4.9E-11	1.3E-10	0.3808	0.7034
u_{t-i}^2	0.3914	0.0150	26.0241	0.0000
σ_{t-j}^2	0.4798	0.0109	43.8619	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Promovendo-se as previsões nos preços para cada mês no período de 01/2006 a 09/2007, pode-se verificar que os preços observados e previstos foram próximos, indicando a eficácia dos modelos ao longo dos meses (Figura 1). Dessa forma, constata-se a potencialidade dos modelos nas previsões pontuais, ou seja, para cada mês.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 1 – Preços observados e previstos do quilo do café arábica no período de 01/2006 a 09/2007.

Na média, os modelos também foram adequados para realização de previsões, uma vez que os Erros Percentuais de Previsão Médio (EPPM) foram baixos, sendo menores do que 6,00%, e os Coeficientes de Desigualdade de Theil (CDT) foram próximos de zero, em todos os modelos, o que indica eficiência dos modelos nas previsões (Tabela 3).

Tabela 3: Avaliação do poder de previsão dos preços pelos modelos, no período de 01/2006 a 09/2007

Indicador	Modelo	
	ARIMA (6,1,5)	GARCH (1,2)
EPPM	5,689	5,613
CDT	0,042	0,041

Fonte: Resultados da pesquisa.

CONCLUSÕES

De acordo com os resultados, ambos os modelos são eficazes nas previsões, visto que tiveram baixos Erros Percentuais de Previsão Médio (EPPM) e baixos Coeficientes de Desigualdade de Theil (CDT).

Assim, ambos os modelos podem ser utilizados como mecanismos de apoio à tomada de decisão na previsão de preços do café, a fim de diminuir os riscos de preços, visto que os modelos tiveram alta performance nas previsões de preços, sendo eficazes ao prever, com pequena margem de erro o preço do café futuro.

Entretanto, o modelo GARCH apresentou melhor desempenho nas previsões dos preços que o modelo ARIMA, o que mostra ser o modelo GARCH mais indicado para realização das previsões de preços. Esse resultado é explicado pelo fato do modelo GARCH modelar a variância condicional, ao contrário do modelo ARIMA, que é caracterizado por manter a variância constante ao longo do tempo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v.31, p.307-327, 1986.

BOX, G. P.; JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasting and Control*. New York: Holden Day, p.575, 1976.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 4.ed São Paulo: Editora Campus, 2006. 812 p.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. *Ipeadata – série histórica*. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 28 jan. 2008.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618, 1996

Anexo

Tabela 1A.: Teste de raiz unitária ADF da série de preços em nível, modelo com intercepto e tendência e uma defasagem¹

Variáveis	Série em nível			
	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
P_{t-1}	-0,0108	0,0068	-1,5855	0,1135
ΔP_{t-1}	0,3768	0,0427	8,8268	0,0000
Intercepto	-0,0089	0,0062	-1,4434	0,1496
Tendência	7,0E-05	3,2E-05	2,2135	0,0273
Teste de raiz unitária ADF				
Nível de Significância	Valores críticos ²		Estatística t	P-valor
1%	-3,9770		-1,5855	0,7976
5%	-3,4191			
10%	-3,1321			

Nota: ¹ De acordo com o critério de Schwarz (SC). ² Estatística τ_τ (MACKINNON, 1996).

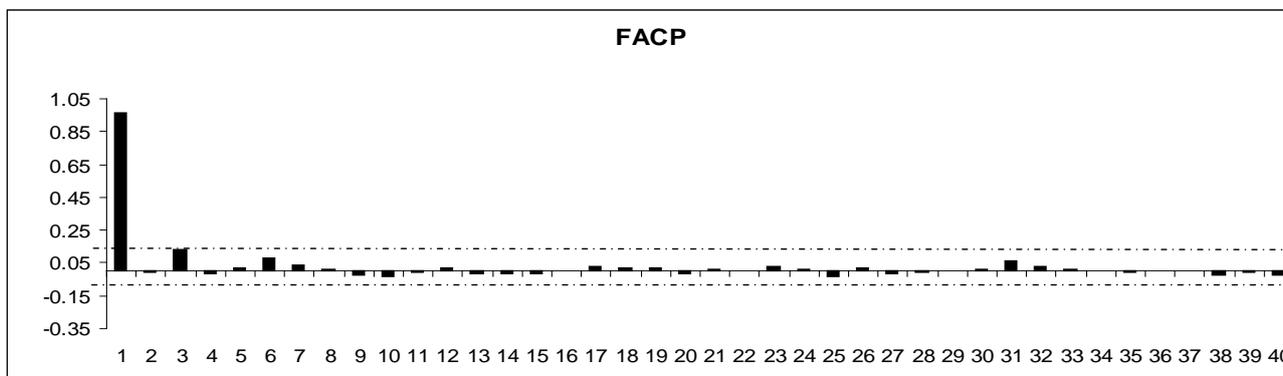
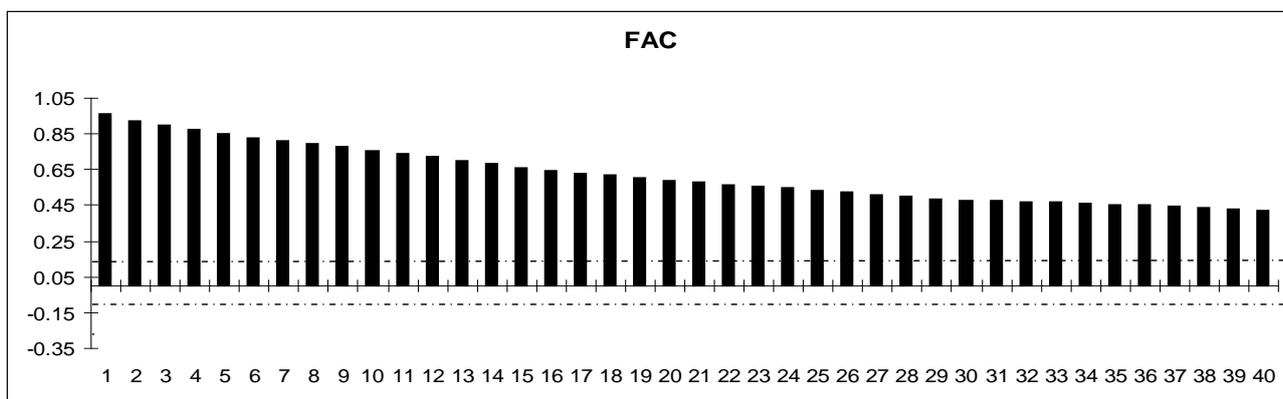
Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2A.: Teste de raiz unitária ADF da série de preços em primeira diferença, modelo sem intercepto e sem tendência e sem defasagem¹

Variáveis	Série em primeira diferença			
	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
P_{t-1}	-0,6208	0,0421	-14,7320	0,0000
Teste de raiz unitária ADF				
Nível de Significância	Valores críticos ²		Estatística t	P-valor
1%	-2,5697		-14,7320	0,0000
5%	-1,9415			
10%	-1,6163			

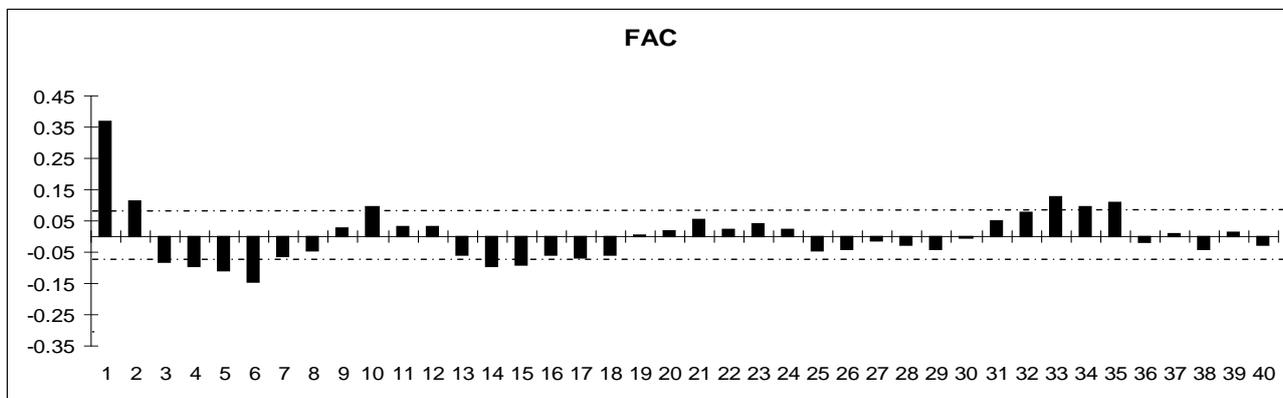
Nota: ¹ De acordo com o critério de Schwarz (SC). ² Estatística τ (MACKINNON, 1996).

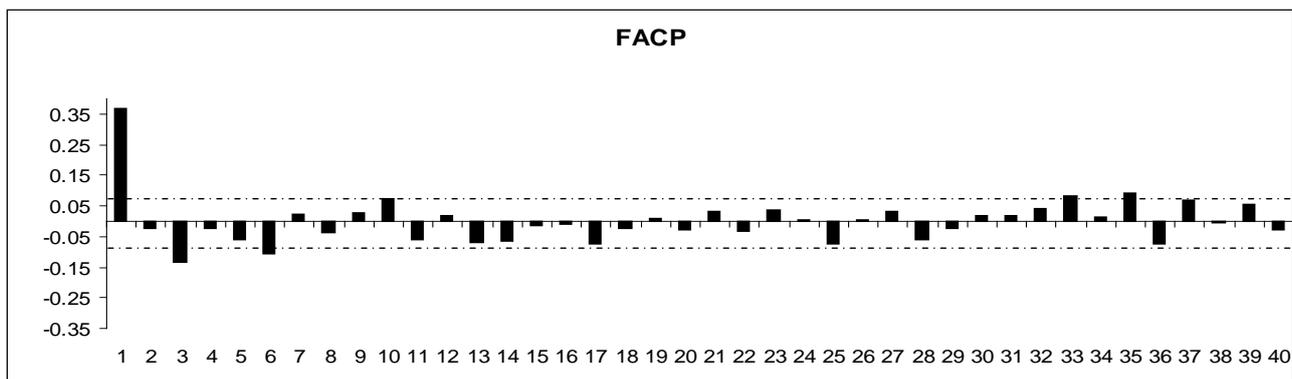
Fonte: Resultados da pesquisa.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 1A. – Funções de Auto-correlação (FAC) e Auto-correlação Parcial (FACP) da série de preços em nível.





Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 2A. – Funções de Auto-correlação (FAC) e Auto-correlação Parcial (FACP) da primeira diferença da série de preços.

Tabela 3A. – Resultados do teste Multiplicador de Lagrange (LM) nos resíduos do modelo ARIMA (6,1,5)

Defasagem	ARIMA (6,1,5)	
	Estatística ML	P-valor
1	99,9711	0,0000
5	110,1790	0,0000
10	112,5062	0,0000
15	112,4021	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.