

UMA NOTA SOBRE

PREVISÃO DO PREÇO DO TRIGO NO ESTADO DO PARANÁ

Alan Figueiredo de Arêdes¹
Matheus Wemerson Gomes Pereira²

1 - INTRODUÇÃO

Nestas notas serão apresentadas respostas aos comentários proferidos por Rodolfo Hoffmann acerca do artigo publicado na *Revista de Economia Agrícola*, v. 55, n. 1, p. 63-76, jan./jun. 2008, intitulado "Potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão do preço do trigo no estado do Paraná" de nossa autoria.

2 - ESTACIONARIEDADE

Trabalhos empíricos que utilizam séries temporais supõem que as mesmas sejam estacionárias, como um processo auto-regressivo com raiz unitária não é estacionário, utilizou-se no artigo o teste de Dickey-Fuller aumentado que leva em consideração os resíduos serialmente correlacionados. As estatísticas de *Box e Pierce (Q)* e *Ljung-Box (LB)* foram apenas citadas no trabalho, e realmente não testam a hipótese de estacionariedade da série e sim a hipótese conjunta de nulidade das autocorrelações.

Na seção 3 do trabalho (intitulada "Resultados"), afirmou-se que o uso de modelos auto-regressivos integrados de média móvel (ARIMA) requer que a série temporal analisada seja estacionária, sendo que o correto é afirmar que o uso de modelos auto-regressivos de média móvel (ARMA) requer que a série seja estacionária, portanto a palavra "integrados" foi utilizada de forma indevida no texto e deve ser desconsiderada.

Também foi incorreto dizer que para a série ser estacionária, é necessário que os coeficientes da FAC e FACP com defasagem 1 estejam fora do intervalo de confiança e as demais defasagens dentro do intervalo, conforme destacado por Hoffman, porém ressalta-se que no artigo em questão o método foi empregado corretamente.

3 - AS PREVISÕES DO MODELO

Os modelos foram estimados com os dados de preços no período de 07/1994 a 12/2005, sendo os preços entre 01/2006 e 06/2007 utilizados apenas para confrontar os valores previstos com os observados, pelo método de previsão um passo à frente. Assim, os enunciados das tabelas nas quais são apresentados os modelos ajustados, o título deveria fazer referência ao período de 07/1994 a 12/2005 como explicitado no tópico 2.1.8 do artigo e não de 07/1994 a 06/2007.

Como informado, o método de previsão realizado foi de um passo à frente, que consiste em utilizar o

¹Economista, Mestre, Universidade Federal de Viçosa, Bolsista CNPq-Brasil, Viçosa, MG, Brasil (e-mail: aredess@yahoo.com.br).

²Economista, Mestre, Universidade Federal de Viçosa, Bolsista CNPq-Brasil, Viçosa, MG, Brasil (e-mail: matheuswgp@yahoo.com.br).

preço do mês t para realizar a previsão para o mês $t+1$ e comparar a estimativa do preço do mês $t+1$ com o valor observado no mês $t+1$, e não em comparar a estimativa do preço do mês $t+1$ com o valor observado no mês t , como sugerido por Hoffman (2008). Assim, o método não é “ingênuo”.

Pelas equações 12, 13 e 14 do artigo, as previsões em $t+1$ são confrontadas com os valores observados em $t+1$ e não com os valores observados em t . No artigo, empregou-se a opção de previsão *Method Static forecast* do software *EViews*, utilizando-se os indicadores Erro Percentual de Previsão (EPP), Erro Percentual de Previsão Médio (EPPM) e Coeficiente de Desigualdade de Theil (CDT).

Como o erro de previsão cresce com a realização das previsões mais longas, realiza-se também, agora, a previsão empregando-se o método pela opção *Method Dynamic forecast* do software *EViews*. Assim, avalia-se a potencialidade dos modelos para previsões com horizonte maior. Os resultados indicam mais uma vez a viabilidade da utilidade dos modelos (Tabela 1 e 2).

Tabela 1 - Resultado do Poder das Previsões dos Modelos para o Período de 01/2006 a 06/2007

Modelo	Indicador	
	EPPM	CDT
ARIMA	8,547737	0,049604
SARIMA	8,530613	0,050093
ARCH	9,100427	0,056009
GARCH	9,076434	0,058206
TARCH	6,040131	0,033197

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 2 - Erro de Previsão dos Modelos para as Previsões no Período de 01/2006 a 06/2007

Mês	ARIMA	SARIMA	ARCH	GARCH	TARCH
Janeiro/2006	0,019672	0,019658	0,017178	0,012182	0,016908
Fevereiro/2006	0,031217	0,031207	0,029039	0,020533	0,030280
Março/2006	0,040834	0,041637	0,039663	0,026668	0,043609
Abril/2006	0,047765	0,049769	0,048864	0,032052	0,056753
Mai/2006	0,054339	0,057275	0,057325	0,037752	0,069632
Junho/2006	0,059847	0,063639	0,065016	0,042859	0,082232
Julho/2006	0,065127	0,069662	0,072249	0,048310	0,094570
Agosto/2006	0,069846	0,075034	0,078998	0,053545	0,106683
Setembro/2006	0,074378	0,080181	0,085421	0,058945	0,118612
Outubro/2006	0,078572	0,084914	0,091500	0,064366	0,130398
Novembro/2006	0,082607	0,089477	0,097327	0,069871	0,142079
Dezembro/2006	0,086416	0,093755	0,102891	0,075489	0,153689
Janeiro/2007	0,090091	0,097897	0,108248	0,081192	0,165261
Fevereiro/2007	0,093603	0,101830	0,113396	0,087031	0,176820
Março/2007	0,097001	0,105649	0,118371	0,092981	0,188391
Abril/2007	0,100274	0,109309	0,123174	0,099075	0,199995
Mai/2007	0,103451	0,112871	0,127829	0,105306	0,211649
Junho/2007	0,106528	0,116308	0,132339	0,111688	0,223370

Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação ao artigo de Arêdes e Pereira (2008), publicado na **Revista Informações Econômicas**, v.38

n.6, p. 21-31, jun. 2008, "Comportamento do preço do trigo no Paraná, 1994 a 2007", o período analisado é de 07/1994 a 06/2007, sendo os preços obtidos junto ao IPEA (2007) e deflacionados pelo IGP-DI com período base em 06/2007, tendo ambos os artigos baseados na mesma base de dados, por isso os gráficos em ambos os artigos e os resultados de raiz unitária são idênticos.

4 - QUEBRA ESTRUTURAL DA SÉRIE DE PREÇO DO TRIGO

Como a presença de mudança estrutural na série tende a indicar a existência de raiz unitária no teste de Dickey-Fuller, realizou-se nesta nota, o teste de raiz unitária com quebra estrutural, utilizando-se o *software JMulti* (LANNE et al., 2000 apud LÜTKEPOHL e KRÄTZIG, 2004), que definiu uma quebra estrutural na série no mês 10/2002, tal escolha pode ser justificada pela desvalorização cambial ocorrida no segundo semestre de tal ano e em razão da instabilidade provocada pela eleição para Presidente da República naquele mês³. O teste constatou a presença de raiz unitária na série em nível e rejeitou a hipótese de presença de raiz unitária na série em primeira diferença, conforme demonstrado na tabela 3.

Tabela 3 - Resultado do Teste de Raiz Unitário com Quebra Estrutural da Série de Preço do Trigo em Nível e em Diferença, 07/1994 a 06/2007

Nível de significância	Valores tabelados	Valores calculados ¹	
		Em nível	Em diferença
1%	-3,55	-2,63	-6,73
5%	-3,03	-	-
10%	-2,76	-	-

¹Equação de teste estimada com constante, tendência, quebra (*impulse dummy*) e 2 lags.

Fonte: Valores críticos baseados em Lanne et al. (2002) apud Lütkepohl e Krätzig (2004).

Assim, a existência de uma mudança estrutural na série não prejudicou os resultados encontrados em relação ao grau de integração adequado da série, em que se utilizou a série de preços em primeira diferença para a realização das previsões.

LITERATURA CITADA

ARÊDES, A. F.; PEREIRA, M. W. G. Comportamento do preço do trigo no Paraná, 1994 a 2007. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 38, n. 6, p. 21-31, jun. 2008.

_____. 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.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Ed.). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323 p.

³Combinada com baixa produção de trigo na Argentina e no Brasil, conforme indicado por Lucilio Rogerio Aparecido Alves, apud Hoffmann.