

# COMPORTAMENTO DO PREÇO DO TRIGO NO PARANÁ, 1994 A 2007<sup>1</sup>

Alan Figueiredo de Arêdes<sup>2</sup>  
Matheus Wemerson Gomes Pereira<sup>3</sup>

## 1 - INTRODUÇÃO

Na última safra, 2007/08, o Brasil produziu cerca de 3.832 toneladas de trigo, um crescimento de 71,50% em relação à safra 2006/07, o que se deve principalmente à elevação da produtividade de 65,70%, enquanto a área para cultivo cresceu apenas 3,5%, segundo dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2008).

No entanto, como o trigo é uma cultura de inverno, sua produção concentra-se principalmente nos Estados do Sul do País, especialmente no Paraná e no Rio Grande do Sul, que produziram na safra 2007/08, um total de 1.853 e 1.528 toneladas, respectivamente, ou seja, juntos somam 88,26% da produção nacional (CONAB, 2008), o que não deixa dúvidas da importância dessas regiões no abastecimento de trigo no País.

Porém, como as demais culturas agrícolas, a produção de trigo é instável, sendo influenciada por fatores naturais (climáticos e ambientais), de mercado (oferta e demanda) e políticos (como juros e taxa de câmbio), que exercem grande influência na variabilidade do nível de produção e preços, impondo dificuldades no planejamento da produção e no abastecimento de mercados, envolvendo incertezas e riscos.

Como essas instabilidades acabam refletindo-se no nível de preço e produção, e consequentemente nas receitas e lucros dos tricultores, é importante que o agricultor tenha um bom planejamento da atividade, como determinando o nível de utilização de insumos - adubos, inseticidas, mão-de-obra, entre outros -, e estocando parte de sua produção, escolhendo o melhor período para venda, de forma a obter um maior retorno econômico.

Sendo a cultura do trigo caracterizada pela produção de uma safra anual, pode-se inferir que embora o nível de preço flutue, ela apresenta duas características marcantes ao longo do ano: entre os meses referentes ao período de safra, em que o nível de preço fica abaixo do nível médio anual, e meses que antecedem o período de colheita (entressafra), em que o nível de preço fica acima do nível de preço médio anual.

Confirmada essa hipótese, o agricultor poderia utilizar uma estratégia para comercialização do trigo, estocando parte da sua produção para venda no período de entressafra, desde que a diferença entre o preço corrente e o esperado seja maior que os custos de estocagem.

Nesse sentido, este artigo tem por objetivo analisar a série de preços mensais do trigo no Estado do Paraná no período de junho de 1994 a julho de 2007, descrevendo seu comportamento de modo a fornecer ao tricultor um instrumento teórico e prático para melhor administrar seu negócio, como, por exemplo, auxiliando-o na determinação do nível de produção e a melhor época para compra e venda do trigo.

## 2 - MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 - Precedentes Teóricos

Este artigo utiliza duas abordagens para análise da série temporal de preços do trigo: a clássica e a moderna. A primeira é a abordagem tradicional baseada na decomposição da série em componentes não observáveis, tendo por função a descrição da série e análise do seu comportamento. Já a abordagem moderna baseia-se nos processos estocásticos e funções de densidade de probabilidade, tendo por objetivo a sua modelagem e/ou previsão.

Entre os vários métodos utilizados nas análises clássica e moderna de séries temporais, destacam-se: análise descritiva, gráfica, modelos probabilísticos, análise de Fourier e espectral, ali-

<sup>1</sup>Registrado no CCTC, IE-95/2008.

<sup>2</sup>Economista, Mestre, Universidade Federal de Viçosa, Bolsista CNPq-Brasil (e-mail: aredess@yahoo.com.br).

<sup>3</sup>Economista, Mestre, Universidade Federal de Viçosa, Bolsista CNPq-Brasil (e-mail: matheuswgp@yahoo.com.br).

samento, modelos não-lineares, etc. (MORETTIN e TOLOI, 2004, LAMOUNIER e LEITE, 2004).

De acordo com a abordagem clássica, uma série temporal  $\{Y_t, t = 1, \dots, n\}$  pode ser decomposta em quatro componentes não observáveis aditivos ou independentes:

$$Y_t = T_t + S_t + C_t + I_t, \quad (1)$$

Ou em multiplicativos ou dependentes:

$$Y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot I_t, \quad (2)$$

em que  $Y_t$  é a série temporal,  $T_t$  a componente tendência,  $S_t$  o componente sazonal,  $C_t$  o componente ciclo,  $I_t$  o componente irregular e  $t$  o tempo.

De uma forma geral, os componentes são descritos e caracterizados pelos seguintes fenômenos:

- Tendência: movimento ascendente ou descendente contínuo e ao longo da série. A tendência pode ser determinística ou estocástica. No primeiro caso, o comportamento da série ao longo do tempo é regular e previsível. No segundo, irregular e imprevisível.
- Sazonalidade: movimento oscilatório e repetitivo em um dado período de tempo fixo. A sazonalidade pode ser determinística ou estocástica. Na primeira, os fatores sazonais são regulares. No segundo irregulares e sem padrões definidos.
- Ciclo: movimento oscilatório e repetitivo ao longo da tendência. Podem ser regulares ou irregulares.
- Componentes irregulares: movimentos aleatórios decorrentes de choques.

A análise clássica persiste em decompor a série em seus quatro componentes, tendo como objetivo analisar cada componente isoladamente. Para identificar os componentes e promover seu isolamento da série de preços podem ser utilizados diferentes métodos.

No caso da tendência determinística, pode ser identificada e estimada pelo emprego do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); para a identificação da componente sazonalidade, podem ser calculados os índices sazonais pelo emprego de médias móveis; em relação à identificação do componente cíclico, pode ser obtido pela aplicação dos modelos do domínio da frequência Fourier e espectro; já o

componente irregular pode ser identificado e estimado na forma de um modelo de série temporal GARCH (BOLLERSLEV, 1986) pelo emprego do método de Maximização da Função de Verossimilhança (MV). Esses métodos podem ser vistos em manuais de econometria e de séries temporais. No caso deste artigo, os métodos apresentados são baseados em Gujarati (2000), Morettin e Tolo (2004) e Lamounier e Leite (2004).

## 2.2.1 - Referencial analítico

### - Componente tendência

A componente tendência pode ser estimada ou isolada da série por meio da utilização da média móvel centrada de  $N$  elementos utilizando-se um filtro linear para transformar a série com tendência  $\{x_t\}$  em uma série sem tendência  $\{y_t\}$ . Para o caso da média móvel com o número de elementos  $N$  ímpar, o filtro é dado por:

$$y_t = \sum_{j=-n}^n a_j x_{t+j}, \quad t = n+1, \dots, N-n. \quad (3)$$

em que  $y_t$  é a série sem tendência,  $x_t$  é a série original com tendência,  $n$  o número de perdas de observações no início e final da série e  $a_j$  são

os pesos, sendo  $\sum_{j=-n}^n a_j = 1$ . Para o caso da

média móvel com o número de elementos  $N$  par, utiliza-se o mesmo filtro, porém empregando-se

$$a_t = \frac{1}{2n+1} \quad (\text{MORETTIN e TOLOI, 2004}).$$

Assim, os conjuntos das médias estimadas formam a componente tendência. De acordo com o modelo aditivo, a série livre de tendência é a série original subtraída as médias estimadas. Já pelo modelo multiplicativo, a série livre de tendência é a série original dividida pelas médias estimadas.

Um método alternativo para análise da tendência é a estimação de regressão para a obtenção de regressões temporais nas formas:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \dots + \beta_n t^n + e_t, \quad (4)$$

ou

$$\ln y_t = \beta_0 + \beta_1 t + e_t, \quad (5)$$

em que  $y_t$  é a variável dependente, a série temporal em estudo;  $\beta_0$  e  $\beta_n$  os parâmetros intercepto e inclinação, respectivamente;  $e_t$  é o termo aleatório;  $t$  o tempo e  $\ln$  o logaritmo natural; e (4) a equação na forma polinomial e (5) a equação na forma na exponencial.

Nesse sentido, a análise da série sem tendência é o estudo da série de resíduos da regressão. Assim, a série sem tendência é dada por:

$$y_t - (\beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \dots \beta_n t^n) = e_t, \quad (6)$$

ou

$$y_t - \hat{y}_t = e_t, \quad (7)$$

em que  $e_t$  é a série livre do efeito tendência e  $\hat{y}_t$  a componente tendência, ou seja,  $\hat{T}_t = \hat{y}_t$ , (MORETTIN e TOLOI, 2004).

No entanto, ambos os métodos utilizados para estimação da tendência são aplicáveis somente quando a tendência determinística está presente. Para o isolamento da componente tendência estocástica, é necessária a diferenciação da série, até que esta se torne estacionária<sup>4</sup>. Esse método permite retirar da série original tanto a componente tendência determinística quanto a estocástica. O método é baseado em um filtro linear, dado por:

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_t, \quad (8)$$

em que  $\Delta$  é o operador de primeira diferença e  $\Delta^d$  o operador de  $d$  diferenças, sendo  $d = 0, 1, 2, \dots, n$ , (MORETTIN e TOLOI, 2004).

### - Componente sazonal

Para o caso da sazonalidade, pode-se utilizar as médias móveis empregando-se a equação (3), com  $a_t = \frac{1}{2n+1}$ , sendo o número de ele-

<sup>4</sup>Uma série é fracamente estacionária quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo e sua covariância depende apenas da defasagem e não do tempo. Esse conceito é mais restrito que a estacionariedade forte, em que para uma série ser estacionária, além das características pré-definidas, a série deve ainda ter suas características estatísticas invariáveis ao longo do tempo.

mentos  $N$  par e igual a 12.

Assim, o conjunto das médias estimadas forma a componente tendência e de acordo com o modelo aditivo a série livre da tendência é a série original subtraídas as médias estimadas, sendo a componente sazonal dada pelos índices sazonais, que são calculados pela média aritmética dos valores de cada período (exemplo: mês, trimestre,...) pela média geral da série sem tendência.

Nesse caso, a série livre de sazonalidade é dada pela diferença da série sem tendência pelos componentes sazonais. No modelo multiplicativo, o procedimento é similar, empregando-se a divisão no lugar das subtrações. O método de média móvel é capaz de estimar e remover tanto a sazonalidade determinística quanto a estocástica.

### - Componente ciclo

Na análise do componente ciclo, são utilizados os modelos do domínio da frequência espectral ou de Fourier, que tem por base ponderar a série através de funções periódicas seno e co-seno, onde o processo espectral pode ser representado por:

$$y_t = \mu + \int_0^{\pi} [\alpha(\omega) \cdot \cos(\omega t)] d\omega + \int_0^{\pi} [\beta(\omega) \cdot \sin(\omega t)] d\omega, \quad (9)$$

em que as frequências são pertinentes ao intervalo  $[0, \pi]$ . Além disso, ressalta-se que a série em estudo deve estar livre da componente tendência.

Nessa análise, a função de autocorrelação é representada pela função de distribuição espectral, que é a integral da função de densidade espectral, ou espectro populacional do processo, definido em  $[0, \pi]$ , onde o espectro populacional do processo é dado por:

$$f_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} + \left[ \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j \cos(\omega j) \right], \quad (10)$$

Para as estimações pode-se utilizar os procedimentos de Tukey, Parzen, Hamming, entre outros. A escolha de um valor de truncamento pode ser obtida de acordo com a regra de Parzen, como 5% do tamanho da amostra, ou de acordo com Chatfield, pela aplicação da equação:

$$M_T = 2 \cdot \sqrt{N}, \quad (11)$$

em que  $M_T$  é o valor de truncamento e  $N$  o tamanho da amostra.

Caso a função de densidade espectral tenha picos relevantes ao longo das frequências, existem indícios da existência de ciclos na série. Um tipo alternativo de análise é considerar a densidade espectral em função do tempo, sendo o resultado o mesmo (LAMOUNIER e LEITE, 2004).

#### - Componente irregular

Para análise do componente irregular, pode-se utilizar os modelos de séries temporais da família ARIMA e ARCH desenvolvidos a partir do modelo ARIMA apresentado por Box e Jenkins (1976). Esses autores apresentaram também uma metodologia para estimação dos modelos univariados auto-regressivos e de médias móveis, realizada em quatro etapas: identificação, estimação, checagem e previsão (GUJARATI, 2000).

No entanto, dadas as restrições do modelo ARIMA em manter a variância do erro constante ao longo do tempo, Engle (1982) sugeriu um modelo alternativo, denominado Auto-regressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) que introduz a variância condicional do erro determinada pela defasagem ao quadrado dos erros. Posteriormente Bollerslev (1986) sugeriu um modelo mais parcimonioso denominado Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH). Tal modelo apresenta a vantagem operacional ao incorporar também a própria variância condicional passada como fator determinante da variância condicional do erro. Dessa forma, o modelo GARCH ( $q$ ,  $p$ ), onde  $q$  é o número de defasagens ao quadrado dos erros e  $p$  o número de defasagens ao quadrado da própria variância condicional, é dado como:

$$\sigma_t^2 = \Phi + \sum_{i=1,q} \omega_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1,q} \varphi_j \sigma_{t-j}^2, \quad (12)$$

em que  $\Phi$ ,  $\omega$  e  $\varphi$  são parâmetros a serem estimados. Além disso, o somatório dos parâmetros estimados dos termos  $u_{t-i}^2$  e  $\sigma_{t-j}^2$ , ou seja,  $(\omega + \varphi)$  mede a persistência de choques sobre a volatilidade ao longo do tempo.

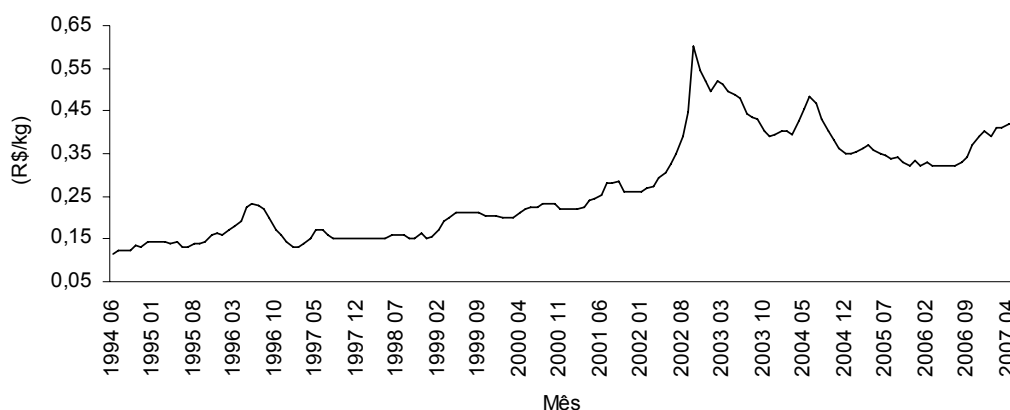
### 2.3 - Fonte de Dados e Estimação dos Modelos

A série de preços utilizada refere-se ao preço médio mensal do quilo do trigo pago ao produtor do Estado do Paraná no período de junho de 1994 a setembro de 2007, obtida junto ao IPEADATA (2007) e os dados de preços internacionais da bolsa de Chicago (CBOT), obtido no AGRIANUAL (2008). Para as análises utilizaram-se os softwares *EViews 5.0* e *Statistica 5.0*.

## 3 - RESULTADOS

A primeira análise realizada é a verificação do comportamento visual da série. Pela figura 1, nota-se que a série de preços do trigo possui um comportamento irregular ascendente até atingir seu nível máximo no mês de outubro de 2002, em que o preço do trigo atingiu R\$0,60/kg. A partir dessa data, a série teve um movimento de queda irregular e uma posterior recuperação a partir do mês de junho de 2006.

Analisando a distribuição histórica da série de preços do trigo, pode-se inferir visualmente que a série não é normalmente distribuída. Além disso, cerca de 33,97% das observações estão contidas no intervalo entre R\$0,10 e R\$0,20, pois de um total de 156 observações da série de preços, 53 observações estão contidas nesse intervalo. De forma semelhante, 26,28% das observações pertencem ao intervalo de R\$0,20 e R\$0,30; 21,79% ao intervalo de R\$0,30 e R\$0,40; 14,74% ao intervalo de R\$0,40 e R\$0,50; 2,56% ao intervalo de R\$0,50 e R\$0,60; e 0,64% ao intervalo de R\$0,60 e R\$0,70, que corresponde a uma única observação na amostragem (Tabela 1).



**Figura 1** - Série de Preços do Trigo Recebidos pelos Produtores, Estado do Paraná, Junho de 1994 a Setembro de 2007. Fonte: IPEADATA (2007).

**TABELA 1** - Análise da Distribuição Histórica da Série de Preços do Trigo, Estado do Paraná, Junho de 1994 a Setembro de 2007  
(em R\$/kg)

Intervalo	Nº de observações	Porcentagem
[0,10; 0,20]	53	33,97
[0,20; 0,30]	41	26,28
[0,30; 0,40]	34	21,79
[0,40; 0,50]	23	14,74
[0,50; 0,60]	4	2,56
[0,60; 0,70]	1	0,64
<b>Total</b>	<b>156</b>	<b>100</b>

Intervalo	Nº de observações acumuladas	Porcentagem acumulada
[0,10; 0,20]	53	33,97
[0,20; 0,30]	94	60,26
[0,30; 0,40]	128	82,05
[0,40; 0,50]	151	96,79
[0,50; 0,60]	155	99,36
[0,60; 0,70]	156	100
<b>Total</b>	<b>156</b>	<b>100</b>

Fonte: Dados da pesquisa.

Analisando a distribuição acumulativa, dada pela porcentagem acumulada, existe 82,05% de probabilidade do nível de preço ser no máximo R\$0,40, ocorrendo apenas 17,95% de probabilidade de o agricultor conseguir no mercado um preço acima de R\$0,40 (Tabela 1). Esta informação é de grande utilidade para o agricultor, visto que pela análise de probabilidade de preço, o produtor pode planejar melhor sua produção. Por exemplo, caso o custo médio es-

perado para a próxima safra seja de R\$0,50, o agricultor terá uma pequena probabilidade de obter lucro na atividade, visto que há apenas 3,21% de probabilidade do nível de preço ser maior que R\$0,50, pois existe 96,79% de probabilidade do preço ser no máximo R\$0,50.

Por meio das propriedades estatísticas da série de preços do trigo pode-se verificar que a série não é normalmente distribuída, uma vez que o indicador de curtose foi de 2,27 e o de simetria de 0,59, sendo que para a série ser normalmente distribuída é necessário que a simetria seja aproximadamente igual a zero e a curtose igual a 3. Além disso, o teste de Jarque-Bera (JB) evidencia que estatisticamente a série de preços não é normalmente distribuída, sendo a hipótese nula de normalidade rejeitada a 1% de probabilidade (Tabela 2).

**TABELA 2** - Análise dos Indicadores de Inferência Estatística da Série de Preços do Trigo, Estado do Paraná, Junho de 1994 a Setembro de 2007

Indicador	Valor
Média	0,27
Moda	0,23
Máximo	0,60
Mínimo	0,12
Desvio padrão	0,12
Simetria	0,59
Curtose	2,27
Estatística de Jarque-Bera (JB)	12,39
Probabilidade de JB	0,00

Fonte: Dados da pesquisa.

Ainda pela análise da tabela 2, o preço médio no período junho de 1994 a setembro de 2007 é de R\$0,27, o valor modal (nível do preço que mais se repetiu ao longo da série) de R\$0,23, o desvio padrão (dispersão dos preços) de R\$0,12 e os valores máximos e mínimos do preço são R\$0,60 e R\$0,12, respectivamente.

### - Componente tendência

Para a estimação da tendência determinística, utilizou-se o modelo de regressão exponencial, uma vez que esse modelo foi o que melhor se ajustou à série de preços. A interpretação da equação estimada é que a série de preços do trigo possui uma tendência ascendente e a cada mês o nível de preço se eleva em 0,008 unidades, sendo os choques captados pelo componente  $e_t$ . O modelo estimado é apresentado na equação (13):

$$\ln(y) = -2,051 + 0,008 t + e_t \quad R^2 = 0,77 \quad (13)$$

(0,0331) (0,0004) Estatística F= 518,33

De forma geral, o modelo teve um ajustamento consistente com o coeficiente de determinação, dado pelo  $R^2$ , de 77% e uma elevada estatística F (518,33), o que evidencia a veracidade da regressão. Além disso, dado o baixo desvio padrão dos parâmetros estimados, ambos os coeficientes, intercepto e tendência, foram estatisticamente significativos a 1% pelo teste *t* de *student*.

A figura 2 apresenta a série original, a componente tendência estimada e o resíduo da equação (13), sendo a série estimada representante da componente tendência determinística e os resíduos a série livre desse componente.

### - Componente sazonal

De acordo com o procedimento de médias móveis, a série de preços possui uma componente sazonal. Pela análise gráfica dos índices sazonais estimados o nível de preço é maior que a unidade, ou seja, que a média histórica, entre os meses de abril e outubro, evidenciando que nesse período ocorre menor oferta do grão, sendo assim um período propício para sua venda (Figura 3).

Porém, à medida que encerra o período de inverno, eleva-se a colheita do trigo, oca-

sionando queda no nível de preço, tendo atingido seu menor nível em janeiro e maior em julho. Assim, uma boa estratégia a ser empregada pelo triticultor seria a estocagem de parte da produção de grão entre os meses de novembro e março, e sua posterior venda no período que vai entre os meses de abril e outubro, em especial entre os meses de maio e julho. Uma vez que nesses meses tanto os preços internos quanto os preços internacionais - medidos pela bolsa de Chicago (CBOT) - estão elevados.

### - Componente ciclo

De acordo com os resultados do teste de ciclo, constata-se a presença de ciclos de curtas durações na série de preços do trigo, entre 1 e 10 meses, dessa forma não ocorre ciclos de longo prazo, ou seja, maiores do que 12 meses (Tabela 3).

TABELA 3 - Maiores Valores Estimados para as Densidades Espectrais na Série de Preços do Trigo, Estado do Paraná, Junho de 1994 a Setembro de 2007

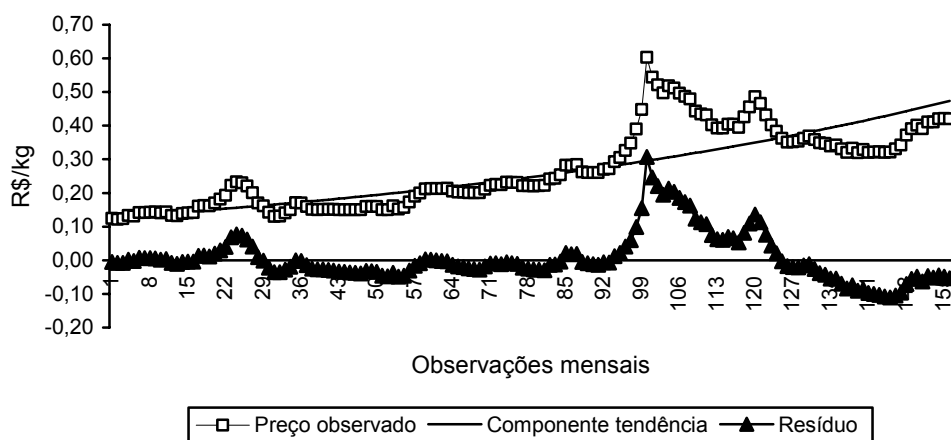
Tempo (em mês)	Frequência	Densidade
2	0,012821	0,235631
3	0,019231	0,128606
1	0,00641	0,114995
8	0,051282	0,025257
6	0,038462	0,02397
10	0,064103	0,017604
4	0,025641	0,036183
5	0,032051	0,015467
7	0,044872	0,016087
9	0,057692	0,013874

Fonte: Dados da pesquisa.

Assim, o resultado do teste de ciclo sugere que a produção de trigo não é caracterizada por processos condizentes com movimento oscilatórios e repetitivos definidos ao longo da tendência, condizentes com ciclos de longa duração, o que sugere que pelo menos no que diz respeito à produção paranaense não há a ocorrência de um ciclo longo na cultura do grão.

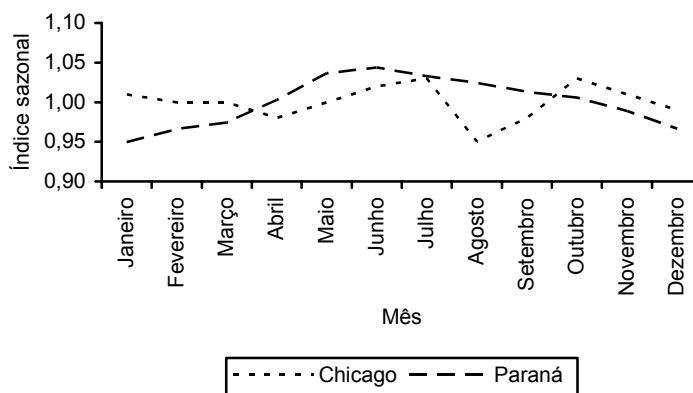
### - Componente irregular

A aplicação do modelo GARCH requer que a série temporal seja estacionária. Para verificar esse requisito, utilizou-se o teste de raiz



**Figura 2** - Série Observada, Componente Tendência e Resíduo da Série de Preços do Trigo, Estado do Paraná, Junho de 1994 a Setembro de 2007.

Fonte: Dados da pesquisa.



**Figura 3** - Índices Sazonais do Preço do Trigo, Estado do Paraná e Bolsa de Chicago (CBOT), Junho de 1994 a Setembro de 2007.

Fonte: Dados da pesquisa.

unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) na sua forma completa, ou seja, incorporando os termos intercepto e tendência na equação de teste.

Como na equação de teste estimada os termos intercepto e tendência foram significativos a 10% e a hipótese de existência de raiz unitária na série de preços não foi rejeitada, pois o valor do teste calculado de -2,3267 é menor em valor absoluto que os valores críticos da estatística  $\tau_\tau$  a 1%, 5% e 10% de significância, a série de preços em nível (original) é não-estacionária pelo teste de raiz unitária ADF (Tabela 4).

Diante da não-estacionariedade da série de preços, trabalhou-se com a sua primeira diferença, pois eliminou o problema da não-estacionariedade. Como é visto na tabela 5, a primeira diferença da série de preços não apresenta raiz unitária, sendo estacionária, pois a

estatística calculada de -9,4525 é em termo absoluto superior aos valores críticos da estatística  $\tau$  a 1%, 5% e 10% de significância. A equação de teste utilizada foi a ADF sem intercepto e sem tendência, pois esses termos não foram estatisticamente significativos a 10%.

As Funções de Auto-correlação (FAC) e Auto-correlação Parcial (FACP)<sup>5</sup> da série em nível evidenciam a não-estacionariedade da série, visto que na FAC até a defasagem 36 todos os coeficientes estão fora do intervalo de confiança de 95%, sendo esses estatisticamente diferentes de zero. 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

<sup>5</sup>Também conhecidos como correlograma e correlograma parcial, respectivamente.

TABELA 4 - Teste de Raiz Unitária ADF da Série de Preços do Trigo no Estado do Paraná, em Nível (Modelo com Intercepto e com Tendência e uma Defasagem<sup>1</sup>)

Variáveis	Série em nível			
	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
$P_{t-1}$	-0,0519	0,0223	-2,3266	0,0213
$\Delta P_{t-1}$	0,2809	0,0783	3,5862	0,0005
Intercepto	0,0068	0,0037	1,8045	0,0732
Tendência	0,0001	5,8E-05	1,8949	0,0600

Nível de significância	Teste de raiz unitária ADF		
	Valores críticos <sup>2</sup>	Estatística t	P-valor
1%	-4,0187	-2,3267	0,4168
5%	-3,4393		
10%	-3,1439		

<sup>1</sup>Defasagem identificada de acordo com o critério de Schwarz (SC).

<sup>2</sup> Estatística  $\tau$  tabelada para equação de teste de raiz unitária ADF com intercepto e tendência (MACKINNON, 1996).

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 5 - Teste de Raiz Unitária ADF da Série de Preços do Trigo no Estado do Paraná, em Primeira Diferença (Modelo sem Intercepto e sem Tendência e uma defasagem<sup>1</sup>)

Variáveis	Série em primeira diferença			
	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
$P_{t-1}$	-0,7373	0,0780	-9,4525	0,0000

Nível de significância	Teste de raiz unitária ADF		
	Valores críticos <sup>2</sup>	Estatística t	P-valor
1%	-2,5800	-9,4525	0,0000
5%	-1,9429		
10%	-1,6153		

<sup>1</sup>Defasagem não identificada de acordo com o critério de Schwarz (SC).

<sup>2</sup> Estatística  $\tau$  tabelada para equação de teste de raiz unitária ADF sem intercepto e sem tendência (MACKINNON, 1996).

Fonte: Dados da pesquisa.

demais defasagens dentro do intervalo (Figura 4).

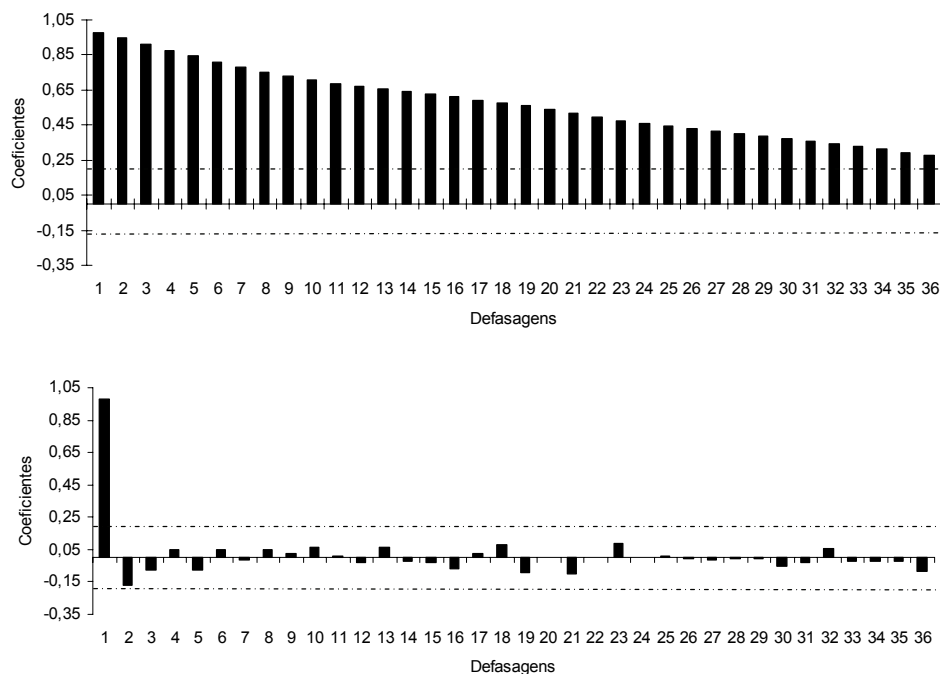
Além disso, as estatísticas Box e Pierce (Q) e Ljung-Box (LB) calculadas são de 2092,51 e 2687,95, respectivamente, evidenciando a não-estacionariedade da série, uma vez que, seus valores são maiores que as estatísticas Q e LB tabeladas de 55,76 ao nível de 5% e 40 graus de liberdade.

No entanto, a primeira diferença da série é estacionária, pois apenas o coeficiente de auto-correlação e auto-correlação parcial de defasagem 1 da FAC e FACP não pertencem ao intervalo de confiança de 95% (Figura 5). Além disso, os testes Q e LB, de 42,76 e 54,93, são inferiores as estatísticas Q e LB tabeladas de 55,76 ao nível de 5% e 40 graus de liberdade, confirmando a estacionariedade da série em primeira diferença.

Promovendo a modelagem da série, estimou-se um modelo GARCH (2,2), o qual teve todas as defasagens estatisticamente significativas a 1%, com exceção para o termo intercepto, o que é, entretanto, comum em modelos de séries temporais em diferença. Além disso, como o teste de raiz unitária ADF do resíduo do modelo estimado GARCH (2,2) rejeitou a hipótese de existência de raiz unitária nos resíduos, pois o valor da estatística calculada de -11,6268 é superior em valor absoluto que os valores críticos da estatística  $\tau$  a 1%, 5% e 10% de significância, o modelo estimado realmente é consistente e pode ser utilizado nas análises, pois seus resíduos não são correlacionados (Tabela 6).

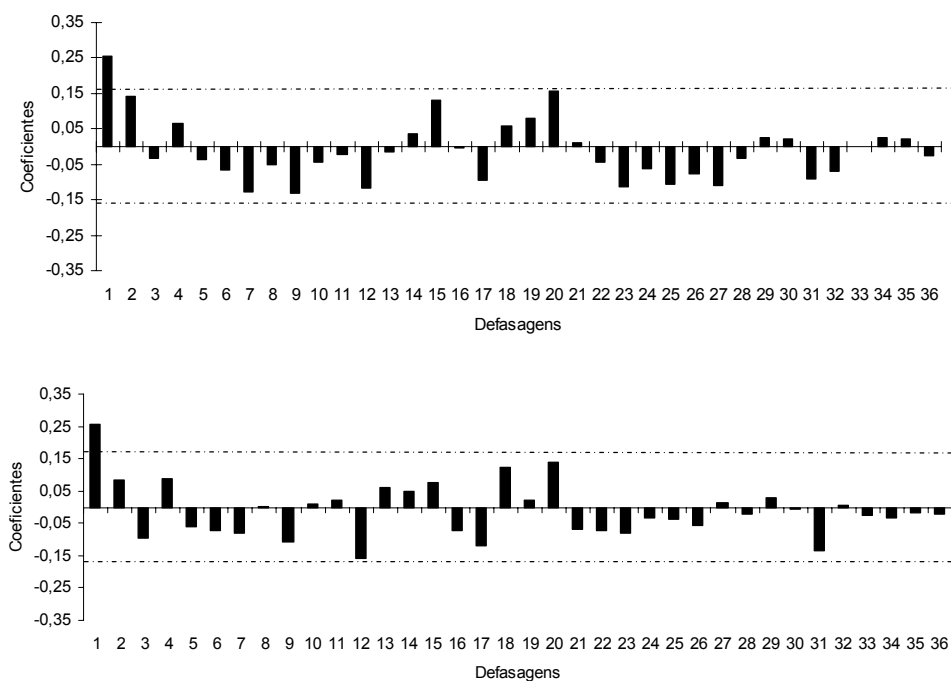
Além disso, como o somatório dos parâmetros estimados dos termos  $u_{t-i}^2$  e  $\sigma_{t-j}^2$  é de





**Figura 4** - Funções de Auto-Correlação (FAC) e Auto-Correlação Parcial (FACP) da Série de Preços do Trigo, Estado do Paraná, em Nível com 36 Defasagens.

Fonte: Dados da pesquisa.



**Figura 5** - Funções de Auto-Correlação (FAC) e Auto-Correlação Parcial (FACP) da Primeira Defasagem da Série de Preços do Trigo, Estado do Paraná, em Nível com 36 Defasagens.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 6 - Resultados Estatísticos do Modelo Estimado GARCH (2,2), para a Série de Preços do Trigo no Estado do Paraná

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
Intercepto	0,0012	0,0012	0,9064	0,3647
AR(1)	1,3395	0,1467	9,1318	0,0000
AR(2)	-0,7243	0,1215	-5,9615	0,0000
MA(1)	-1,1267	0,1171	-9,6205	0,0000
MA(2)	0,6845	0,0826	8,2866	0,0000
Akaike info criterion (AIC)	-5,9823	-	-	-
Schwarz criterion (SC)	-5,8238	-	-	-
Variância condicional				
$\Phi$	3,09E-05	1,03E-05	3,0062	0,0026
$u_{t-i}^2$	0,6849	0,1397	4,9025	0,0000
$\sigma_{t-j}^2$	0,2732	0,1107	2,4690	0,0135

Fonte: Dados da pesquisa.

0,9581, isto é, próximo a unidade, há uma alta persistência de choques sobre a volatilidade da série de preços, indicando que dado um choque, por exemplo, de elevação ou queda na oferta provocada por fenômenos naturais como geadas, secas ou chuvas excessivas, os efeitos do choque irão persistir durante um considerável período de tempo (Tabela 6).

#### 4 - CONCLUSÕES

Dada a instabilidade inerente à produção agrícola, provocada por fenômenos naturais, de mercado e políticos que acabam refletindo nos preços das *commodities* e na formação da receita e lucros dos agricultores, este artigo tem por objetivo analisar o comportamento da série de preços do trigo, recebido pelos produtores do Estado do Paraná no período de junho de 1994 a setembro de 2007. Para isso, utilizaram-se modelos de séries temporais no domínio do tempo e de frequência para a decomposição e análise da estrutura e dos componentes da série de preços.

De acordo com os resultados, a série de preços do trigo possui tendência ascendente ao longo do tempo, embora a tendência seja irregular e imprevisível. Além disso, verificou-se também que a série de preços não é normalmente distribuída, e que a média de preço no período é igual a R\$0,27/kg.

Pelos índices sazonais calculados, o nível de preços é menor que a média histórica, entre os meses de novembro e março, evidenciando

que, nesse período, ocorre a maior oferta do grão, ocasionando queda no nível de preço. Já de acordo com os resultados do teste de ciclo, constatou-se a presença de ciclos de pequenas durações na série, entre 1 e 10 meses, e a não há ocorrência de ciclos de longo prazo na série de preços do trigo, ou seja, maiores do que 12 meses.

Assim, de acordo com a verificação da existência de ciclos de curta duração e pela análise dos índices sazonais calculados, a estocagem do grão pode ser uma boa alternativa para o triticultor, visto que esse poderia estocar pelo menos parte de sua produção para ser vendida especialmente nos meses de maio, junho e julho, período em que o nível de preço é maior nos mercados domésticos e internacionais.

Pela análise do componente irregular, a partir do modelo de séries temporal GARCH, a série de preços do trigo tem uma alta persistência de choques sobre a volatilidade do preço ao longo do tempo, evidenciando-se que fatores naturais, de mercado ou políticos que afetem de forma significativa a produção e os preços tendem a persistirem durante um longo tempo sobre a série de preços.

Dessa forma, a análise do comportamento da série de preços do trigo é uma importante fonte de informação para o triticultor melhor planejar sua produção e comercializar o trigo à medida que a decomposição da série serve de subsídio para melhor direcionamento das atividades e utilização dos recursos da empresa agrícola, informando, por exemplo, o nível de preço mais provável de ocorrência para a próxima colheita e o melhor período para a venda da produção.

**LITERATURA CITADA**

- ANUÁRIO DA AGRICULTURA BRASILEIRA - AGRIANUAL. São Paulo: AGRA FNP Pesquisas Ltda, 2008. 502 p.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis**: forecasting and control. New York: Holden Day, 1976. 575p.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB. **Central de informações agropecuárias**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 1 fev. 2008.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1008, 1982.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- IPEADATA. **Dados mensais de preços do trigo no estado do Paraná**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 25 nov. 2007.
- LAMOUNIER, W. M.; LEITE, C. A. M. Análise estrutural de séries temporais. In: SANTOS, M. L.; VIEIRA, W. C. **Métodos quantitativos em economia**. Viçosa: UFV 2004. p. 603-653.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, p. 601-618, 1996.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 535 p.

**COMPORTAMENTO DO PREÇO DO TRIGO NO PARANÁ, 1994 A 2007**

**RESUMO:** *Este artigo tem por objetivo analisar a série de preços do trigo no Estado do Paraná no período de junho de 1994 a setembro de 2007, descrevendo o comportamento da série mensal. Assim, a série de preços pagos aos produtores foi decomposta em seus elementos não observáveis (tendência, sazonalidade, ciclos e movimentos irregulares) utilizando-se modelos temporais do domínio do tempo e de frequência. Os resultados indicaram que a série de preços tem uma componente tendência ascendente irregular, um componente sazonal e cíclico (de curta duração) e uma volatilidade persistente ao longo do tempo.*

**Palavras-chave:** *trigo, preço, decomposição, Paraná.*

**WHEAT PRICE BEHAVIOR OVER 1994-2007 IN THE STATE OF PARANA, BRAZIL**

**ABSTRACT:** *The objective of this is paper is to analyze the prices of the wheat in the state of Parana in the period from March 1994 to September 2007, describing the behavior of the monthly series. The series regarding price paid to producers was decomposed into their unobserved elements (trend, seasonal variation, cycles and uneven movements) through time series models in the frequency and time domains. The results indicate that the price series has a component ascending trend component, a short-term seasonal and cyclical component and a persistent volatility over time.*

**Key-words:** *wheat, price, decomposition, state of Parana, Brazil.*

Recebido em 10/12/2007. Liberado para publicação em 24/03/2008.