



**ANÁLISE ESTRUTURAL DA SÉRIE DE PREÇOS DO SUÍNO NO ESTADO
DO PARANÁ, 1994 A 2007**

**ALAN FIGUEIREDO DE ARÊDES; MATHEUS WEMERSON GOMES
PEREIRA; MAURINHO LUIZ DOS SANTOS;**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

VIÇOSA - MG - BRASIL

aredess@yahoo.com.br

PÔSTER

Comercialização, Mercados e Preços

**ANÁLISE ESTRUTURAL DA SÉRIE DE PREÇOS DO SUÍNO NO ESTADO
DO PARANÁ, 1994 A 2007**

**ALAN FIGUEIREDO DE ARÊDES; MATHEUS WEMERSON GOMES
PEREIRA; MAURINHO LUIZ DOS SANTOS;**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

VIÇOSA - MG - BRASIL

aredess@yahoo.com.br

PÔSTER

Comercialização, Mercados e Preços

Análise estrutural da série de preços do suíno no Estado do Paraná, 1994 a 2007

Grupo de Pesquisa: 01

Resumo

O presente artigo tem por objetivo analisar a estrutura e comportamento da série de preços mensal recebido pelos produtores de suíno do Estado do Paraná no período de 06/1994 a 08/2007. Para isso, a série de preços do suíno foi decomposta em seus elementos não observáveis: tendência, sazonalidade, ciclos e movimentos irregulares, utilizando-se modelos temporais de domínio do tempo e de frequência. Os resultados indicam que a série de preços do suíno apresenta uma componente tendência ascendente irregular, um componente sazonal e cíclico (de curta duração) e uma volatilidade assimétrica e persistente ao longo do tempo.

Palavras-chaves: Preço, suíno, Paraná.

Abstract

The objective this paper is to analyze the structure and behavior of the monthly price received of the swine of the State of the Paraná in the period of 06/1994 the 08/2007. For this, the series of prices of the swine was decomposed in its elements did not observe: irregular trend, seasonal, cycles and movements, using itself secular models of the domain of the time and frequency. The results indicate that the series of prices of the swine has a component irregular ascending trend, a seasonal and cyclical component (of short duration) and an anti-symmetrical and persistent volatileness throughout the time.

Key Words: Price, swine, Paraná.

1. Introdução

O Brasil é o quarto maior produtor de suínos, tendo 2.930 mil toneladas de equivalente carcaça, ficando atrás apenas da China, com 54.352, União Européia, 21.450 e Estados Unidos, 9.795. No ano de 2006 o país exportou aproximadamente 523 mil toneladas de carne no valor de US\$ 1.027.890, sendo a Rússia o principal país de destino, tendo importado cerca de 270 mil toneladas (AGRIANUAL, 2007).

Inserido no agronegócio brasileiro e mundial, o setor suinícola é caracterizado pela forte dependência e sensibilidade a fatores naturais e de mercado interno e externo, como a de produção e preço do suíno, milho e soja; da taxa de câmbio; do baixo consumo per capita interno; entre outros.

A instabilidade do setor ficou evidenciada em meados de 2002, período em que o setor enfrentou uma de suas piores crises, provocada por uma combinação desfavorável entre o preço do suíno e de seus principais insumos, milho e soja, que correspondem por aproximadamente 80% dos custos de produção do suíno.

A crise provocada a princípio pela elevação dos preços do milho e da soja, devido a fatores climáticos e de mercado, elevou os custos de produção do suíno e a oferta de animais para o abate, a qual já encontrava-se em expansão. Com a elevação da oferta e o baixo consumo per capita nacional, não restou outra alternativa ao suinocultor a não ser ofertar o produto a baixos preços, desde animais prontos para o abate até matrizes e animais precosses, promovendo a redução do rebanho, descapitalização e a saída de muitos dos produtores da atividade.

Nesse sentido, dada a instabilidade do setor que acaba refletindo nos preços e na formação da receita e lucros dos produtores, o presente artigo tem por objetivo analisar a estrutura e comportamento do preço do suíno recebido pelos suinocultores do Estado do Paraná

no período de 06/1994 a 08/2007. Espera-se que a série de preços possua padrões de comportamento regulares com preços mensais repetindo-se de forma semelhante em períodos de tempo, com tendência ascendente e irregular e com alta volatilidade.

A série de preço do Estado do Paraná foi escolhida para análise, dado que esse estado é um dos principais produtores de suínos, tendo concentrado muitas das empresas processadoras participantes do sistema produtivo integrado suinícola que participam ativamente no setor, desde a produção de insumos até a colocação da carne no mercado.

Tal trabalho, é de considerável importância na medida que servirá de referência na tomada de decisão pelos agentes participantes do setor, uma vez que a análise de preços é um dos principais instrumentos de planejamento da produção.

2. Material e métodos

2.1. Precedentes teóricos

O artigo utiliza duas abordagens para análise da série de preço temporal: a Clássica e a Moderna. A primeira é uma abordagem tradicional baseada na decomposição da série de preços em componentes não observáveis, tendo por função a descrição e a análise da estrutura e comportamento da série. Já a abordagem moderna baseia-se nos processos estocásticos e em funções de densidade de probabilidade, tendo por objetivo a modelagem da série e sua previsão.

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

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

Ou multiplicativa ou dependente:

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

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

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

- i. Tendência: movimento ascendente ou descendente contínuo 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 caso, irregular e imprevisível.
- ii. Sazonalidade: movimento oscilatório e repetitivo em um dado período de tempo fixo. A sazonalidade pode ser determinística ou estocástica. Enquanto a primeira, os fatores sazonais são regulares, a segunda os fatores são irregulares e sem padrões definidos.
- iii. Ciclo: movimento oscilatório e repetitivo ao longo da tendência. O ciclo pode ser regular ou irregular.
- iv. Variações irregulares ou volatilidade: movimentos aleatórios decorrentes de choques.

Como já foi visto anteriormente, a análise clássica persiste em decompor a série em seus quatro componentes, com o objetivo de analisar cada componente isoladamente ou de “limpar” a série, ou seja, retirar o componente para que essa fique isenta de comportamentos implícitos que podem confundir as análises, como é o caso do efeito “calendário”, em que em certos períodos do ano os preços tendem a elevarem no segundo semestre devido ao efeito

calendário causado pelas festas de fim de ano ou pela entressafra, o que pode confundir as variações e trajetórias reais da série.

Para analisar os componentes da série ou torná-las livre desses componentes são utilizadas diferentes metodologias. No caso da tendência determinística, essa pode ser retirada ou isolada da série pela estimação de regressões polinomiais ou exponenciais, por suavização ou alisamento através de médias móveis ou por diferenciação. Esse último método pode ainda ser utilizado em séries com tendências estocásticas, sendo dessa forma um método mais completo que os dois anteriores.

Para a eliminação ou isolamento da componente sazonal, podem ser utilizadas a estimação de regressão com variáveis binárias (*dummies*), suavização, alisamento através de médias móveis ou diferenciação. Assim como no caso da tendência, a diferenciação pode eliminar ou isolar sazonalidades determinísticas e estocásticas.

Em relação ao componente ciclo, podem ser utilizados modelos do domínio da frequência Fourier e espectro para seu isolamento e análise. Já para o componente irregular ou volatilidade, podem ser empregados modelos estocásticos GARCH e TARARCH na modelagem da volatilidade da série.

2.2. Modelo Analítico

Os métodos a serem apresentados e empregados podem ser vistos em manuais de econometria e de série temporais. No caso do atual artigo, os métodos apresentados são baseados em MORETTIN e TOLOI (2004) e LAMOUNIER e LEITE (2004).

2.2.1. Análise dos componentes

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 livre de tendência $\{y_t\}$. Para o caso da média móvel com o número de elementos N ímpar, o filtro é dado por:

$$y_t = \sum_{j=-q}^s a_j x_{t+j} \quad (3)$$

em que a_j são os pesos, sendo $\sum_{j=-q}^s a_j = 1$. Para o caso da média móvel com o número de

elementos N par, utiliza-se o mesmo filtro, porém empregando-se $a_t = \frac{1}{2q+1}$.

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 pelos mínimos quadrados ordinários 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; β_0 e β_n os parâmetros intercepto e inclinação, respectivamente; e_t o termo aleatório; t o tempo e \ln o logaritmo neperiano; e (4) a equação na forma polinomial e (5) 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, $T_t = \hat{y}_t$.

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 se torne estacionária¹. 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 Δ é o operador de primeira diferença e Δ^d o operador de d diferenças, sendo $d = 0, 1, 2, \dots, n$. Para o caso de séries com tendência determinística ou estocástica, bastam 1 ou 2 diferenças para que a série torne-se estacionária, sem os efeitos da tendência determinística e/ou estocástica.

Componente Sazonal

Para o caso do componente sazonalidade, podem-se utilizar os mesmos procedimentos empregados para a estimação e isolamento da componente tendência.

No caso da utilização das médias móveis, pode-se utilizar a equação (3), com $a_t = \frac{1}{2q+1}$, sendo o número de elementos 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 de tendência é a série original subtraída as médias estimadas, sendo a componente sazonal dado pelos índices sazonais, que são calculados pela média aritmética dos valores de cada período (exemplo: mês, trimestre,...) 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,

¹ 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.

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.

Já o método de regressão pode ser modificado pela incorporação de variáveis *dummies* nas equações temporais, com o objetivo de identificação e mensuração da componente sazonal. Dessa forma:

$$y_t = \beta_0 + D_1t_1 + D_2t_2 + D_3t_3 + \dots + D_nt_n + e_t \quad (9)$$

em que D_n é a variável *dummy* no período t_n .

Assim, e_t esta livre desse componente e a componente sazonal é dada por \hat{S}_t , ou seja:

$$y_t - (\beta_0 + D_1t + D_2t + D_3t + D_4t) = e_t \quad (10)$$

Rearranjando os termos:

$$y_t - \hat{S}_t = e_t \quad (11)$$

Um modelo conjunto, para estimação e isolamento da tendência e sazonalidade é dado por:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1t + \beta_2t^2 + \dots + \beta_nt^n + D_1t + D_2t + D_3t + \dots + D_nt + e_t \quad (12)$$

Rearranjando os termos:

$$y_t - (\beta_0 + \beta_1t + \beta_2t^2 + \dots + \beta_nt^n + D_1t + D_2t + D_3t + \dots + D_nt) = e_t \quad (13)$$

em que e_t esta livre do efeito tendência e sazonalidade de acordo com o modelo aditivo.

Para evitar o problema de multicolinearidade perfeita no uso de variáveis *dummies*, utilizam-se três formas alternativas para estimação das regressões com *dummies*. A primeira é a eliminação do intercepto na regressão, a segunda a eliminação de um período (exemplo: um mês, trimestre, ...) na regressão e a terceira o emprego de uma restrição na estimação do tipo

$\sum_{i=1}^n D_i = 0$, em que n é o último subperíodo da amostra.

No entanto, o método de regressão assim como no caso da tendência, apenas removem os efeitos da sazonalidade determinística. Quando se quer retirar a sazonalidade da série, pode-se empregar o método de diferenciação para retirar os efeitos sazonais estocásticos da série. Entretanto, ao contrário da componente tendência, a sazonalidade não pode ser removida utilizando-se a primeira ou segunda diferença.

Em uma série que apresente sazonalidade de, por exemplo, 12 meses é necessário diferenciá-la na ordem 12 para que a série seja estacionária e esteja livre desse componente, ou seja:

$$y_t - y_{t-12} = \Delta_{12}^d y_t \quad (14)$$

em que Δ é o operador de primeira diferença e Δ^d o operador de d diferenças, sendo $d = 0, 1, 2, \dots, n$.

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:

$$y_t = \mu + \int_0^{\pi} [\alpha(\omega) \cdot \cos(\omega t)] d\omega + \int_0^{\pi} [\beta(\omega) \cdot \text{sen}(\omega t)] d\omega \quad (15)$$

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:

$$f_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} + \left[\gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j \cos(\omega j) \right] \quad (16)$$

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

$$M_T = 2 \cdot \sqrt{N} \quad (17)$$

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.

Componente irregular ou volatilidade

Para análise do componente irregular, podem-se utilizar os modelos de séries temporais univariados GARCH e TARCH desenvolvidos a partir do modelo ARIMA apresentado por BOX e JENKINS (1976). Esses autores apresentaram também uma metodologia para estimação dos modelos univariados autorregressivos e de médias móveis, realizada em quatro etapas: identificação, estimação, checagem e previsão.

O modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) sugerido por BOLLERSLEV (1986) é obtido pela incorporação dos erros e da própria variância condicional passada como fator determinante da variância condicional do erro. Dessa forma, o modelo GARCH (q, p), onde q é a ordem de defasagens ao quadrado dos erros e p a ordem de defasagens ao quadrado da própria variância condicional, é dado como:

$$\sigma_t^2 = \Phi + \sum_{i=1; q} \omega_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1; p} \phi_j \sigma_{t-j}^2 \quad (18)$$

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

Entretanto, dado a existência de movimentos assimétricos no mercado financeiro, onde períodos de quedas dos preços são seguidos por volatilidades mais intensas que nos períodos de alta dos preços, e tendo o modelo GARCH não capturado esse efeito alavancagem, ZAKOIAN (1994) desenvolveu o modelo TARCH (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) e NELSON (1991) o modelo EGARCH (*Exponential Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) que capturam esse efeito assimétrico.

No modelo TARCH (1,1), a volatilidade condicional é dada por:

$$\sigma_t^2 = \Phi + \omega u_{t-1}^2 + \varphi \sigma_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} u_{t-1}^2 \quad (19)$$

em que Φ , ω , φ e γ são parâmetros a serem estimados e em que a variável *dummy* será igual a $d_{t-1} = 1$ quando $u_{t-1} < 0$ e $d_{t-1} = 0$ quando $u_{t-1} > 0$. Caso $\gamma = 0$, estatisticamente, não ocorre o efeito assimetria, não existindo diferença entre os choques positivos ou negativos de preços sobre a volatilidade. Caso contrário, $\gamma \neq 0$, existe assimetria na variância, tendo $\omega + \gamma$ captado a ocorrência de choques negativos de mercado, $u_{t-1} < 0$, baixista dos preços e ω captado os efeitos de choques positivos, $u_{t-1} > 0$, altista dos preços. Caso $\gamma > 0$ ocorre o efeito alavancagem, em que choques negativos levam a maior volatilidade que choques positivos.

2.2.2. Testes de estacionariedade

Para testar a hipótese de estacionariedade da série, pode-se utilizar o teste de raiz unitária, sendo um dos testes mais indicados o de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Nesse caso, testa-se a significância nula do parâmetro δ estimado na equação do teste ADF. Caso a hipótese nula não seja rejeitada, a estatística τ (*tau*) calculada seja menor em valor absoluto que a tabelada ou crítica τ a um dado nível de significância estabelecido, a série possui pelo menos uma raiz unitária, sendo não estacionária. O teste ADF completo é representado por:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

em que Δ é o operador de diferença da variável em estudo, no caso Y_t ; β_1 e β_2 os parâmetros intercepto e tendência, respectivamente; δ a hipótese de teste a ser testada; $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$ o termo de diferenças defasadas para evitar e retirar autocorrelações existentes, cujas defasagens podem ser indicadas pelos critérios estatísticos de *Akaike info criterion* (AIC) e *Schwarz criterion* (SC); e ε_t o erro aleatório.

Caso a hipótese nula não seja rejeitada, não se deve aceitar de imediato a existência de raiz unitária na série, visto que o teste é muito sensível à existência de tendência e intercepto na equação do teste e vice-versa, sendo necessários novos testes com a equação para verificar a significância do intercepto e tendência na equação de teste. Para isso, ENDERS (1995)

desenvolveu uma estratégia de teste sequencial para a verificação da existência de raiz unitária.

Confirmada a hipótese da existência de raiz unitária na série, esta deve ser diferenciada e testada novamente a presença de raiz, sendo praticada d diferenciações até que o teste de raiz unitária seja rejeitado, sendo a ordem de integração da série seja $I(d)$. Caso a primeira diferença seja estacionária, então se trabalha com a série em primeira diferença, sendo seu grau de integração igual a 1, ou seja, $I(1)$.

2.3. Fonte de dados e estimação dos modelos

Os dados utilizados são referentes à série de preços médio mensal do quilo do suíno recebido pelo produtor do Estado do Paraná no período de 06/1994 a 08/2007 obtidos no IPEA (2007). Para as análises utilizou-se os softwares *EViews 5.0*, *Statistica 5.0* e *JMulti 4.21*.

3. Resultados

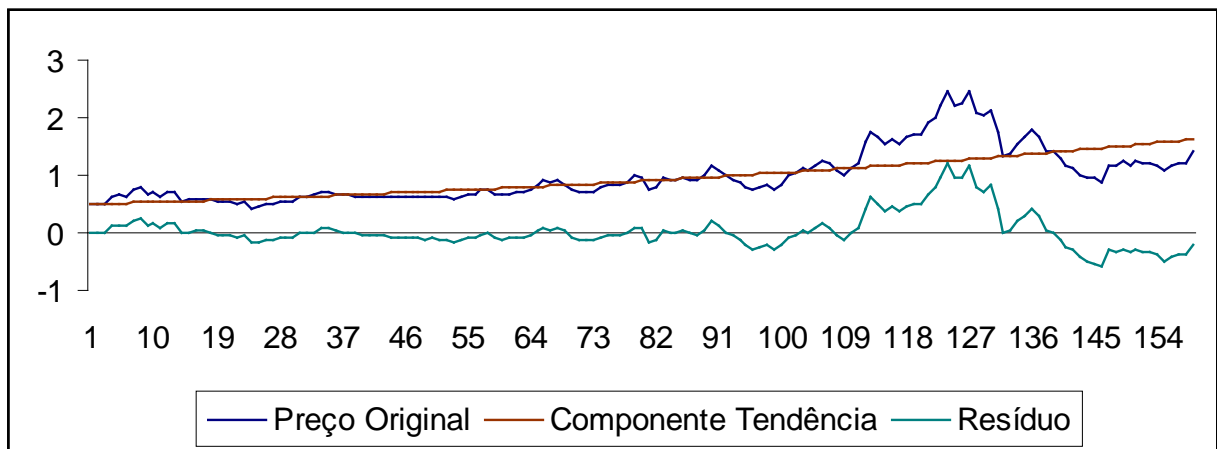
Componente tendência

Para a estimação da tendência determinística, utilizou-se o modelo de regressão exponencial que teve o melhor ajuste na série de preços. De acordo com o modelo, a série de preços possui tendência ascendente com elevações do nível de preço em 0,007 unidades ao mês, como pode ser visto na equação estimada.

$$\begin{aligned} \text{Ln}(y) &= -0.696 + 0.007 t + e_t & R^2 &= 0.70 \\ (21) & & & \\ & (0.0360) \quad (0.0004) & \text{Estatística F} &= 358.83 \end{aligned}$$

De forma geral, o modelo estimado foi consistente, com um coeficiente de determinação de 0,70 e uma elevada estatística F, evidenciando a veracidade da regressão. Além disso, dado o baixo desvio padrão dos parâmetros estimados, ambos os coeficientes de intercepto e tendência são estatisticamente significativos pelo teste *t de student* a 1%.

A Figura 1 apresenta a série original, a componente tendência e o resíduo da equação (21). De acordo com o modelo analítico, a série estimada representa a componente tendência determinística e os resíduos à série livre desse componente.

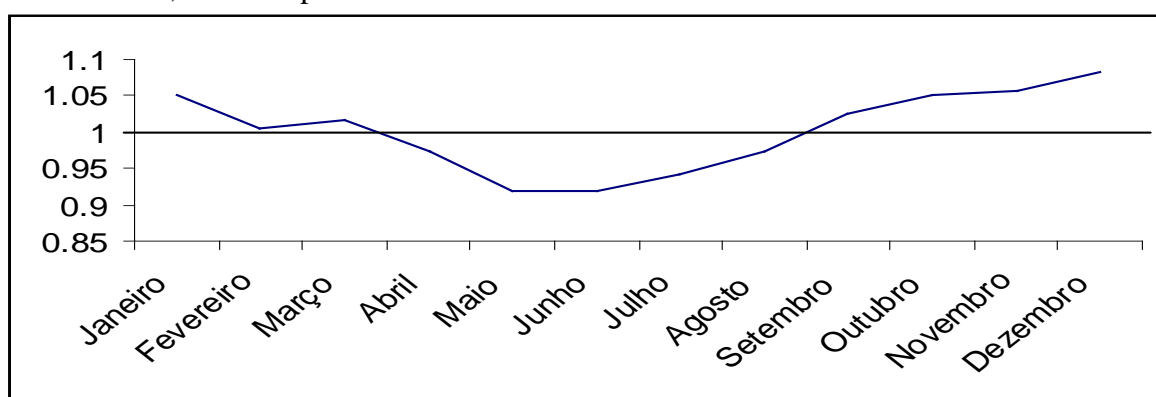


Fonte: Dados da Pesquisa.

Figura 1: Série original, componente tendência e o resíduo da série de preços do suíno no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

Componente sazonal

Para a estimação da componente sazonal, utilizaram-se dois procedimentos, o de médias móveis pelo método multiplicativo e o de variáveis *dummies* e tendência. De acordo com o procedimento de médias móveis, a produção suinícola tem um componente de sazonalidade representado pelos índices sazonais calculados (Figura 2). Pelos índices sazonais, o nível de preços foi menor que a média histórica entre os meses de abril e agosto, evidenciando que nesse período ocorre maior oferta do animal para o abate, que coincide com o período de safra agrícola, particularmente do milho e soja que são os principais insumos para a produção de suínos, evidenciando que a produção de suínos eleva-se nesse período devido a maior produção e menores preços desses insumos. Dessa forma o preço do animal fica abaixo da média histórica até o fim do mês de agosto. Em setembro o preço recupera-se com a entressafra agrícola elevando-se acima da média histórica, atingindo seu maior nível em dezembro, caindo a partir desse mês até abril.



Fonte: Dados de Pesquisa

Figura 2: Índices sazonais do preço do suíno no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

Estimando-se uma regressão com tendência e variáveis *dummies* para o estudo da componente sazonal, o modelo teve um coeficiente de determinação de 58,06% e uma estatística F significativa a 1%. No entanto, apenas a componente tendência foi significativamente diferente de zero pelo teste estatístico *t de student* a 1% (Tabela 1).

Tabela 1: Modelo de regressão com tendência e com variáveis *dummies* para a sazonalidade do preço do suíno no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

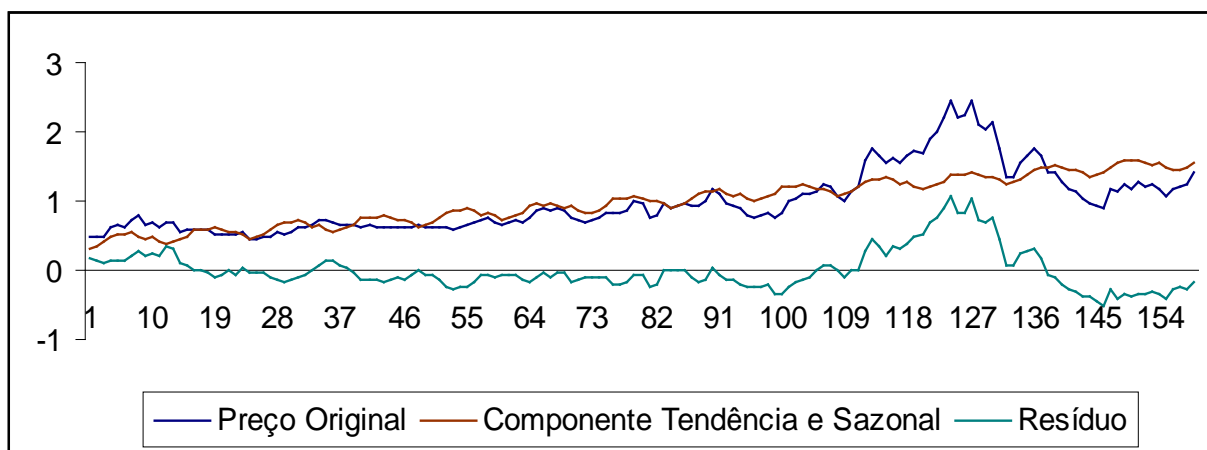
Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
Intercepto	0,494088	0,094056	5,253118	0,0000*
Tendência	0,007395	0,000528	14,01847	0,0000*
JANEIRO	-0,049132	0,119612	-0,410759	0,6819 ^{NS}
FEVEREIRO	-0,098349	0,119616	-0,822207	0,4123 ^{NS}
MARÇO	-0,088282	0,119622	-0,738013	0,4617 ^{NS}
ABRIL	-0,146931	0,119630	-1,228213	0,2213 ^{NS}
MAIO	-0,207107	0,119640	-1,731086	0,0855 ^{NS}
JUNHO	-0,185740	0,117456	-1,581362	0,1160 ^{NS}
JULHO	-0,157644	0,117457	-1,342140	0,1816 ^{NS}
AGOSTO	-0,108078	0,117460	-0,920122	0,3590 ^{NS}
SETEMBRO	-0,027725	0,119622	-0,231774	0,8170 ^{NS}
OUTUBRO	-0,016532	0,119616	-0,138207	0,8903 ^{NS}
NOVEMBRO	-0,026827	0,119612	-0,224287	0,8228 ^{NS}
R ²	0,580592			

Nota: * significativo a 1%; NS: Não significativo a 1%.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

O modelo de regressão utilizado foi com tendência linear e eliminação da variável *dummy* no mês de dezembro, para evitar o problema de multicolinearidade perfeita. Dessa forma, o mês de dezembro é tomado como base para as análises. Assim, caso as *dummies* fossem significativas, tomando, por exemplo, o mês de janeiro, o preço desse mês estaria 0,49 unidades abaixo do mês de dezembro. O que é confirmado pela análise dos índices sazonais da Figura 2, pois como o maior preço ocorre no mês de dezembro, todos os demais coeficientes apresentam sinais negativos (Tabela 1).

Na Figura 3, são representados a série de preços de suínos original, componentes tendência, sazonalidade e resíduo; em que a série dos resíduos é a série livre dos componentes tendência e sazonalidade, dado que os resíduos são provenientes de um modelo de regressão com tendência e com variáveis *dummies* sazonais.



Fonte: Dados de Pesquisa.

Figura 3: Série original, componente tendência e sazonal e o resíduo da série de preços do suíno no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

Componente ciclo

De acordo com os resultados do teste de ciclo constatou-se a presença de ciclo de pequenas durações na série, entre 1, 2, 3, 4, 5 e 8 meses e de durações maiores, 11, 12, 13 e 14 meses, cujas frequências são, por exemplo, para o ciclo de 3 meses de 0,018987 (Tabela 2).

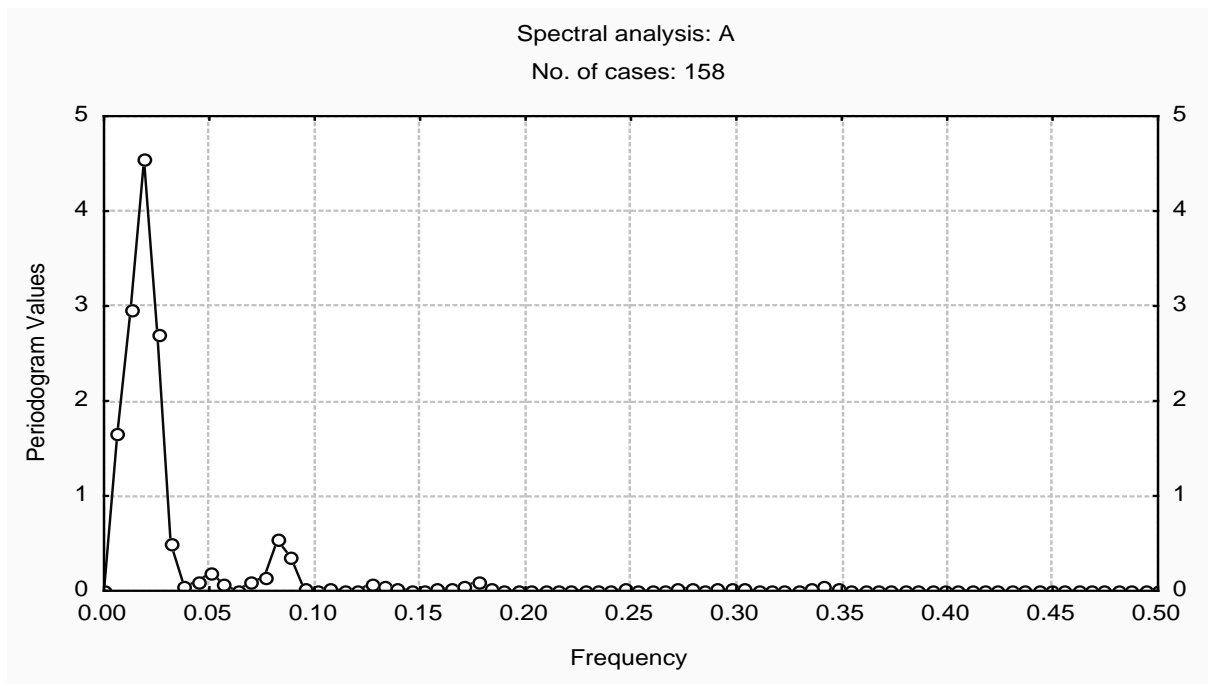
Tabela 2: Maiores valores estimados para as densidades espectrais na série de preços do suíno no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

Tempo (Meses)	Frequência	Período	Coeficiente		Período	Densidade
			Co-seno	Seno		
3	0,018987	52,6667	-0,096836	0,219356	4,542053	2,189755
2	0,012658	79,0000	-0,193285	0,014424	2,967811	2,244549
4	0,025316	39,5000	0,115327	0,144843	2,708105	1,898383
1	0,006329	158,0000	-0,008431	-0,144528	1,655787	2,165605
13	0,082278	12,1538	-0,033615	0,075196	0,535966	0,207234
5	0,031646	31,6000	0,077778	0,018463	0,504840	1,418248
14	0,088608	11,2857	0,064137	0,019686	0,355585	0,191408

8	0,050633	19,7500	-0,029940	0,040506	0,200433	0,249111
12	0,075949	13,1667	-0,041000	0,011103	0,142541	0,192993
11	0,069620	14,3636	-0,034076	0,009291	0,098553	0,161490

Fonte: Resultados da Pesquisa.

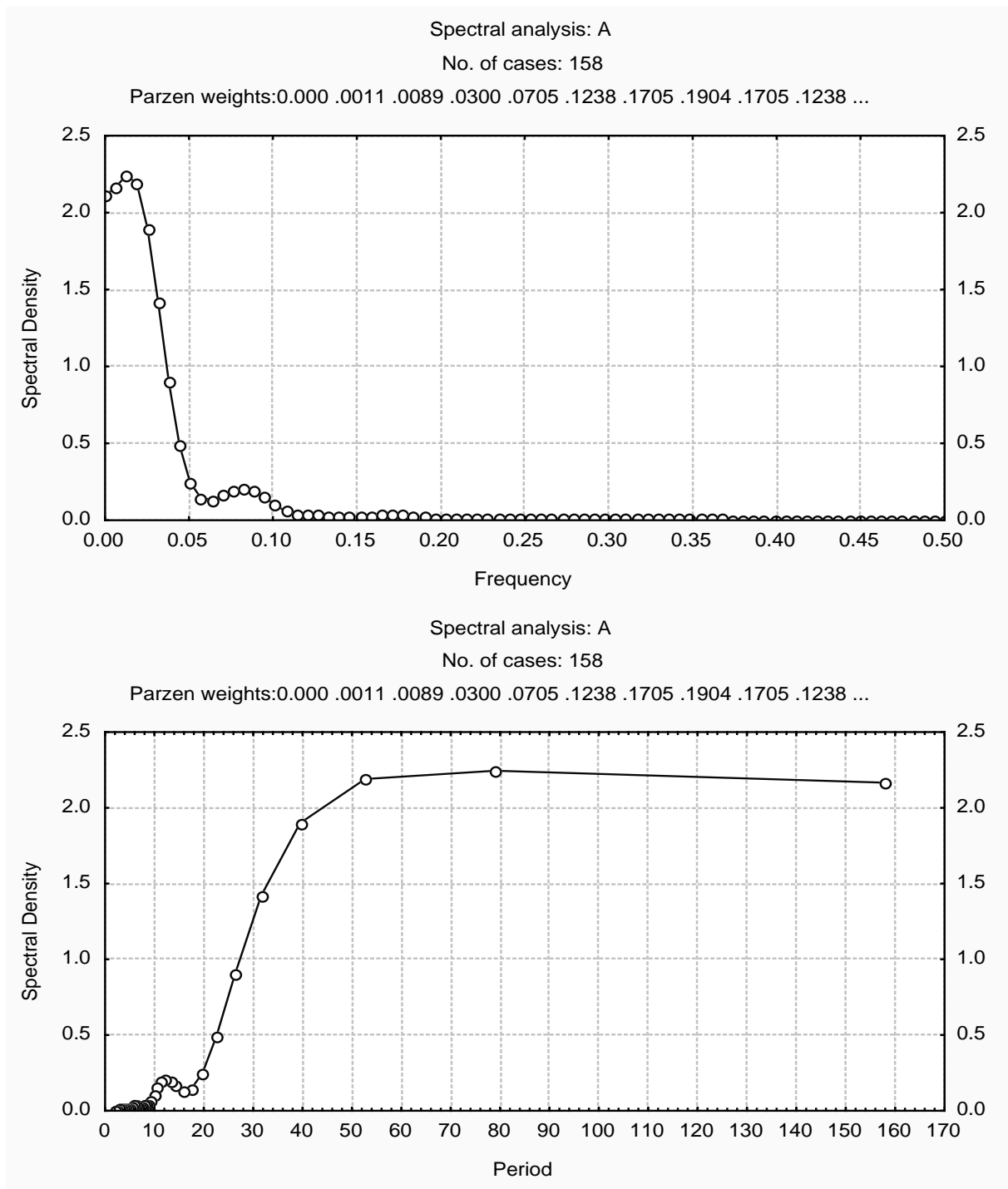
De acordo com a análise espectral utilizando o método e a regra de Parzen com o valor de truncamento de 15, evidenciou-se a presença de ciclos na série, com dois picos significativos próximos às frequências 0,006 a 0,04 e 0,07 a 0,08 (Figura 4), condizentes com aos ciclos sugeridos na Tabela 2.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 4: Periodograma estimado em função da frequência para a série de preços do suíno no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

A função de densidade espectral em relação à frequência também identificou ciclos na série de preços próximos às frequências 0,006, 0,05 e 0,088. Já análise da densidade do espectro em função do período de tempo, evidencia ciclos entre os períodos de 11 a 14 meses (Figura 5).



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 5: Densidade espectral estimada em função da frequência e período para a série de preços do suíno no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

Componente irregular ou volatilidade

Para análise do componente irregular utilizam-se os modelos univariados GARCH e TARCH, que requerem séries temporais estacionárias para sua modelagem. Para verificar esse requisito, realizou-se testes de raiz unitárias e obteve as Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP).

De acordo com o teste de raiz unitária ADF, com intercepto e tendência, detectou-se a presença de raiz unitária na série de preços em nível, pois o valor do teste calculado de -3,42 foi menor em valor absoluto que os valores críticos a 5% do teste tabelado, que é de -3,44, sendo a série não estacionária em nível. Dessa forma, aplicou-se o procedimento seqüencial de ENDERS (1995), sendo constatado a significância estatística do componente tendência a 5% pelo teste *t de student* na equação de teste ADF, assim verificando-se a presença de raiz unitária na série em nível (Tabela 3).

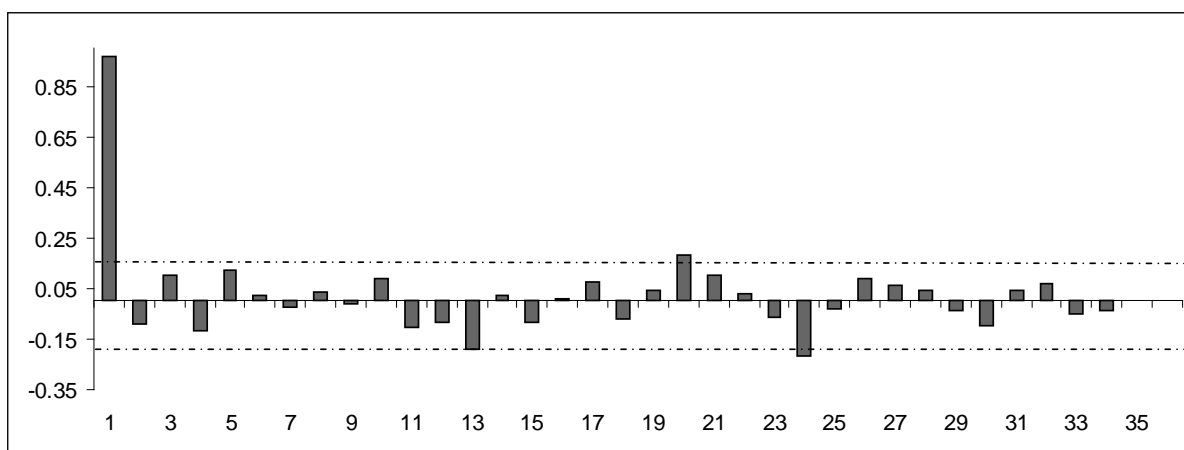
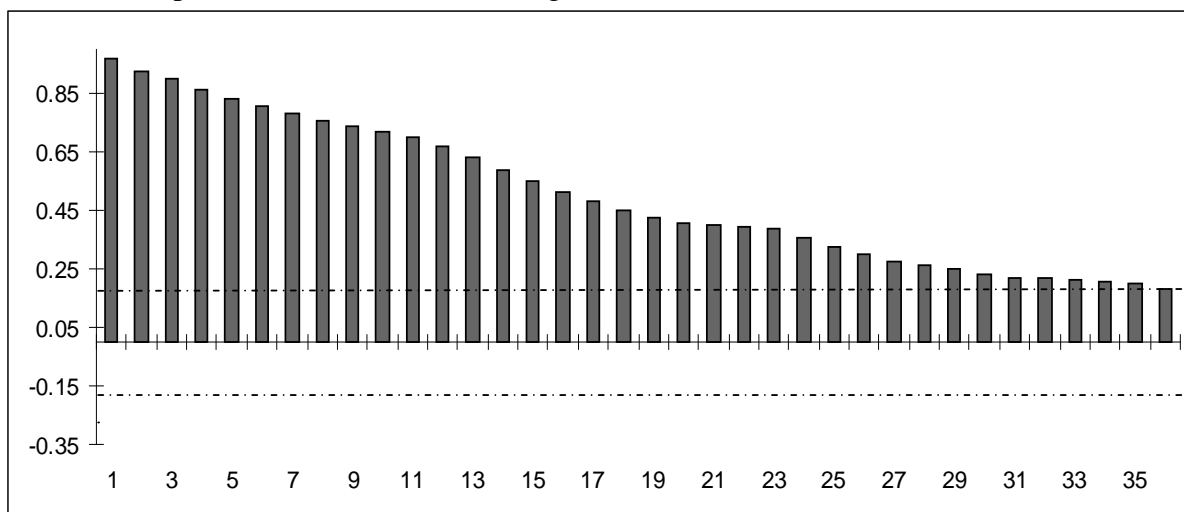
Tabela 3: Teste de raiz unitária ADF¹ da série de preços do suíno em nível no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

Nível de Significância	Valores críticos	Estatística t	P-valor
1%	-4,02	-3,42	0,052
5%	-3,44		
10%	-3,14		

¹Equação de teste com intercepto e tendência.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Pela análise das Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP) da série em nível verificou-se também que ela não é estacionária, visto que na FAC até a defasagem 36 todos os coeficientes de autocorrelação estão fora do Intervalo de Confiança (IC) de 95%, ou seja, sendo esses estatisticamente diferentes de zero. Já na FACP quatro defasagens estiveram fora do intervalo de confiança (Figura 6). Sendo que para a série ser estacionária apenas o coeficiente de defasagem 1 deve estar fora do IC.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 6: Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP) da primeira diferença e 36 defasagem da série de preços do suíno, Paraná

Diante da não estacionariedade da série de preços em nível, trabalhou-se com a sua primeira diferença, eliminando-se o problema da não estacionariedade na estimação dos modelos GARC e TARCh. Como é visto na Tabela 4, a primeira diferença da série de preços não apresenta raiz unitária pelo teste ADF, com intercepto e tendência, uma vez que o coeficiente estimado de -6,63 é superior em valor absoluto ao valor crítico a 5%, que é de -3,44.

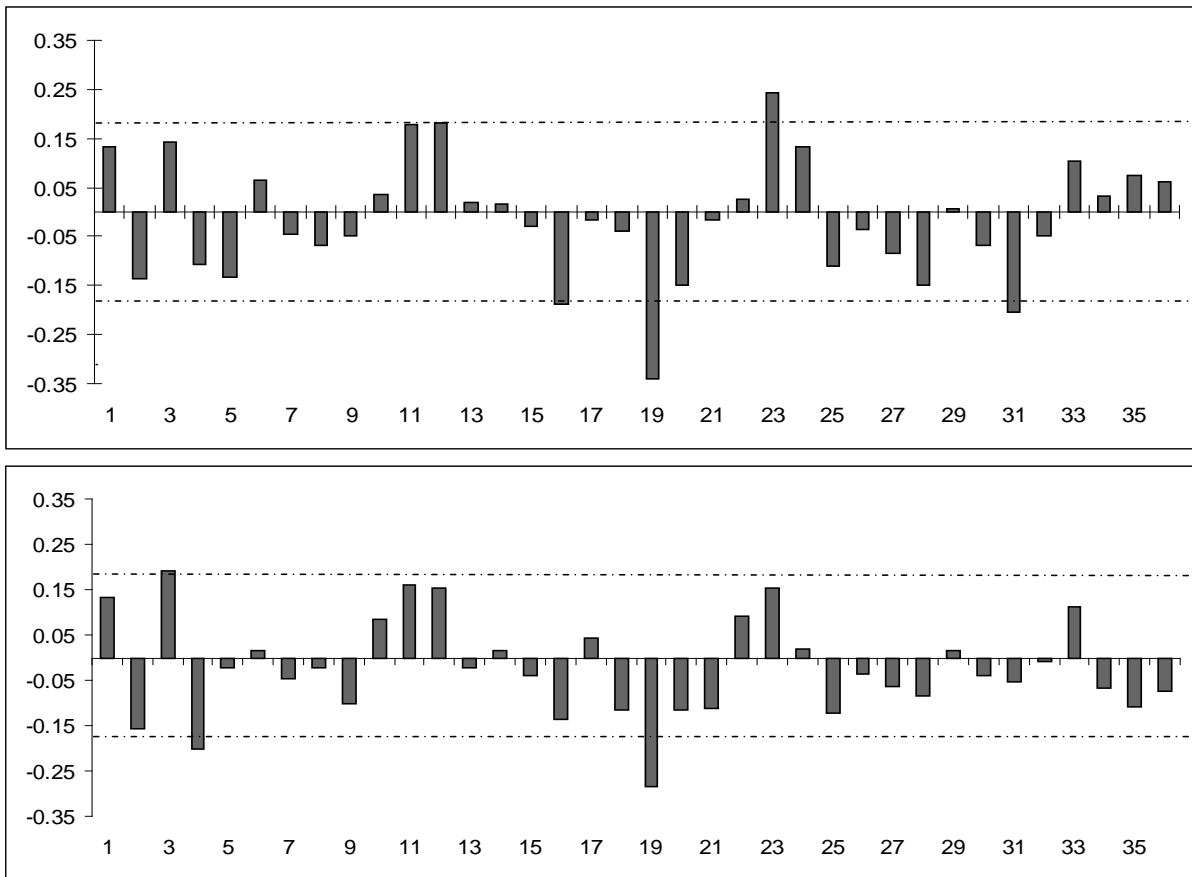
Tabela 4: Testes de raiz unitária ADF¹ da série de preços do suíno em primeira diferença no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

Nível de Significância	Valores críticos	Estatística t	P-valor
1%	-4,02	-6,63	0,000
5%	-3,44		
10%	-3,14		

¹ Equação de teste com intercepto e tendência.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

No entanto, as Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP) da primeira diferença mostram que a série em primeira diferença possui algumas autocorrelações diferentes de zero. No caso da FAC, as defasagens 16, 19, 23 e 31 não pertencem ao Intervalo de Confiança (IC) de 95%, sendo estatisticamente diferentes de zero. Já na FACP as defasagens fora do IC são a 3, 4 e 19 (Figura 7). Entretanto, como o teste de raiz unitária ADF é mais robusto para o teste de estacionariedade, assume-se que a série em primeira diferença é estacionária.



Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 7: Funções de Autocorrelação (FAC) e Autocorrelação Parcial (FACP) da primeira diferença e 36 defasagem da série de preços do suíno

Dessa forma, estimou-se um modelo GARCH (1,1) para a série em primeira diferença. De acordo com os resultados, com exceção para os interceptos, todas as defasagens estatisticamente significativas a 1%. Além disso, como o somatório dos parâmetros estimados dos termos u_{t-i}^2 e σ_{t-j}^2 foi de 1,035, ocorre a existência de uma alta persistência de choques sobre a volatilidade do preço (Tabela 5).

Tabela 5: Resultados do modelo GARCH (1,1) estimado para a série de preços em primeira diferença, Paraná

Variáveis	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
C	0,0024	0,0046	0,5146	0,6068 ^{NS}
AR(1)	-0,6732	0,1585	-4,2472	0,0000*
MA(1)	0,8373	0,1246	6,7198	0,0000*
<i>Akaike info criterion (AIC)</i>	-2,1526		Estatística F	0,0704
<i>Schwarz criterion (SC)</i>	-2,0358		R ²	0,0645
Variância Condicional				
Φ	3,55E-05	6,34E-05	0,5605	0,5751
u_{t-i}^2	0,2172	0,0537	4,0444	0,0001
σ_{t-j}^2	0,8178	0,0388	21,0552	0,0000

Nota: * significativo a 1%; NS: Não significativo a 1%.

Fonte: Resultados da Pesquisa

O modelo TARCH (1,1) estimado é apresentado na Tabela 6. Todas as defasagens, com exceção para os interceptos do modelo, são estatisticamente significativas a 1%. Como a variável defasada do termo $d_{t-1}u_{t-1}^2$ é significativa a 1%, o modelo estimado TARCH (1,1) evidencia a existência de movimentos assimétricos na série de preço. Além disso, como o parâmetro estimado do termo $d_{t-1}u_{t-1}^2$ é menor que zero não ocorre o efeito alavancagem na série, na medida em que o preço não possui maior volatilidade durante a queda do preço do que na alta.

Tabela 6: Resultados do modelo TARCH (1,1) estimado para a série de preços em primeira diferença, Paraná

Variáveis	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	P-valor
C	0,0081	0,0047	1,7124	0,0868 ^{NS}
AR(1)	-0,7668	0,1606	-4,7746	0,0000*
MA(1)	0,8862	0,1361	6,5091	0,0000*
<i>Akaike info criterion (AIC)</i>	-2,1926		Estatística F	0,2239
<i>Schwarz criterion (SC)</i>	-2,0563		R ²	0,0527
Variância Condicional				
Φ	1,46E-05	4,85E-05	0,3009	0,7635
u_{t-i}^2	0,3212	0,0808	3,9735	0,0001
$d_{t-1}u_{t-1}^2$	-0,3176	0,0830	-3,8225	0,0001
σ_{t-j}^2	0,8807	0,0490	17,9709	0,0000

Nota: * significativo a 1%; NS: Não significativo a 1%.

Fonte: Resultados da Pesquisa

Para analisar o ajuste dos modelos, utilizou-se o teste de raiz unitária ADF, realizando-se o procedimento proposto por ENDERS (1995), nos resíduos para verificação da hipótese de estacionariedade. O teste de raiz unitária ADF rejeitou a hipótese de raiz unitária nas séries dos resíduos dos modelos GARCH (1,1) e TARCH (1,1), sugerindo estacionariedade nessas séries e consistência de ajustamento desses modelos, uma vez que as estatísticas calculadas em valor absoluto do teste foram maiores que os valores críticos a 1%, 5% e 10% de significância (Tabela 7).

Tabela 7: Testes de raiz unitária ADF¹ da série de resíduo dos modelos estimados para o preço do suíno no período de 06/1994 a 08/2007, Paraná

Significância	Estatística	GARCH	TARCH
1%	-2,58	-11,95	-2,60
5%	-1,94		
10%	-1,62		

¹Equação de teste sem intercepto e sem tendência.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

4. Conclusões

Dada a instabilidade do setor suínola brasileiro provocado por fenômenos naturais e de mercado que acabam refletindo nos preços dos suínos e na formação da receita e lucros dos

suinocultores, o presente artigo objetivou analisar a estrutura e comportamento do preço recebido pelos produtores de suíno do Estado do Paraná no período de 06/1994 a 08/2007. 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 suíno possui uma tendência ascendente irregular e os índices de sazonalidade indicam que a série possui níveis de preços menores que a média histórica entre os meses de abril e agosto em que se concentra maior nível ofertado de insumos e de suínos para abate. Por outro lado, entre os meses de setembro e março, período de entressafra, concentram-se os maiores níveis de preços do suíno no ano, devido a queda da oferta do animal e dos insumos.

Além disso, pela análise espectral, evidenciou-se a presença de ciclos na série com durações entre 1 a 12 meses, confirmando a existência de ciclos de curta duração compatíveis com a existência do componente sazonal e de ciclos pouco superiores a um ano, com duração de 13 e 14 meses.

Na análise do componente irregular, de acordo com os modelos de séries temporais GARCH e TARARCH, o preço do suíno é assimétrico, possui alta persistência em sua volatilidade ao longo do tempo e não há ocorrência do efeito alavancagem na série. Ambos os modelos foram consistentes, sendo todos os parâmetros significativos, exceto os interceptos, e resíduos estacionários.

Em resumo, conclui-se que o preço recebido pelo produtor de suíno no Estado do Paraná no período analisado possui um comportamento irregular, sazonal, cíclico e irregular assimétrico e persistente ao longo do período. Dessa forma, analisando a estrutura e o comportamento do preço, o produtor tem um importante instrumento de informação para o melhor planejamento e tomada de decisão, na medida em que a decomposição do preço serve de subsídio para melhor direcionamento na utilização dos recursos da empresa agrícola.

Referências

ANUÁRIO DA AGRICULTURA BRASILEIRA (AGRIANUAL). CONSULTORIA E AGROINFORMATIVOS (FNP). São Paulo: 2007. 520p.

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.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433p.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron books, 2000. 846 p.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Ipeadata – série histórica**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 03 nov. 2007.

LAMOUNIER, W. M.; LEITE, C. A. M. Análise estrutural de séries temporais. **In: Métodos quantitativos em economia**. Santos, M. L.; Vieira, W. V. p. 603-653, 2004.

MORETTIN, P. A., TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. 535 p.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset return: a new approach. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

ZAKOIAN, J. M. Threshold Heteroskedastic Models. **Journal of Economics Dynamics and Control**, 18, 931-944, 1994.