AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

PADRÕES SAZONAL E CÍCLICO PARA PREÇO DE BOI GORDO NO ESTADO DE SÃO PAULO. 1976-2004

JAIR CARVALHO DOS SANTOS; SÉRGIO CASTRO GOMES;

EMBRAPA

RIO BRANCO - AC - BRASIL

jairsantos@vicosa.ufv.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

PADRÕES SAZONAL E CÍCLICO PARA PREÇO DE BOI GORDO NO ESTADO DE SÃO PAULO. 1976-2004

Grupo de Pesquisa: 1 (Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas)

Resumo: Os preços de boi gordo em São Paulo servem de referência para praticamente todas as regiões do Brasil A caracterização do comportamento tendencial e oscilatórios desses preços pode orientar as tomadas de decisão de investidores privados e formuladores de políticas públicas, assim como, estudos referentes a previsões de preços e outras variáveis. O objetivo deste estudo foi detectar a existência e identificar as características das variações sazonais e cíclicas do preço de boi gordo, no estado de São Paulo, durante as décadas de 1970 a 2000. Neste estudo foi empregado um modelo univariado de séries temporais, que corresponde a análise da série de preços médios mensais de boi gordo para o estado de São Paulo. A análise de estacionariedade e de tendência foi feita com o emprego do Teste ADF. O método da média móvel foi utilizado para modelar a sazonalidade da série, enquanto que a análise espectral modelou o ciclo e, novamente, a sazonalidade. A análise permitiu verificar que as cotações de boi gordo apresentaram tendência de queda pouco acentuada no período de 1976 a 2004, com maior estabilidade nas décadas de 1990 e 2000. Detectou-se sazonalidade anual nos preços, com redução no primeiro e elevação no segundo semestre do ano. Essa sazonalidade mostrou-se menos acentuada no período 1990-2004. Constatou-se a existência de um período cíclico de longo prazo nas cotações, correspondente a 7 anos, o que pode ser atribuído aos efeitos dos processos de investimentos e desinvestimentos pecuários, em resposta ao comportamento dos preços.
Palavras-chave: preço, boi gordo, sazonalidade, variação cíclica, série temporal.

1. INTRODUÇÃO

A carne bovina é um dos principais produtos agropecuários exportados pelo Brasil e comercializados através da Bolsa de Mercadorias e Futuros. A atividade de produção de carne bovina reveste-se de grande importância socioeconômica, tanto pela elevada quantidade de produtores rurais envolvidos em todas as macrorregiões do País, como pelo maior ainda, contingente de agentes envolvidos na cadeia produtiva que se configura a partir da produção

pecuária, envolvendo a produção, processamento e distribuição de insumos agropecuários, animais, produtos cárneos, couro e outros derivados.

O comportamento dos preços está intimamente relacionados aos níveis de rentabilidade das atividades produtivas ao longo do tempo. Dessa forma, torna-se relevante caracterizar o comportamento tendencial e oscilatórios desses preços, o que pode orientar as tomadas de decisão de investidores privados (pecuaristas e outros agentes da cadeia produtiva e do mercado financeiro) e formuladores de políticas públicas relacionadas, assim como, estudos referentes a previsões de preços e outras variáveis de desempenho das atividades afins.

Os preços de boi gordo em São Paulo servem de referência para praticamente todas as demais regiões do Brasil, o que confere importância para os resultados desse estudo não apenas para a região em foco, mas para as demais regiões produtoras do País.

O objetivo deste estudo foi detectar a existência e identificar as características das variações sazonais e cíclicas do preço de boi gordo, no estado de São Paulo, durante as décadas de 1970 a 2000.

2. METODOLOGIA

Análise dos preços pode ser feita pela decomposição da série em seus componentes principais: tendência, sazonalidade, ciclos e volatilidade. Sazonalidade e ciclo se referem a movimentos recorrentes de elevação e queda da série em torno de um nível médio (LAMOUNIER, 2001). Esses movimentos podem ser periódicos ou aproximadamente periódicos. A diferença básica entre os dois componentes é o fato do componente sazonal refletir variações de curto ou médio prazo (mensais, trimestres, anuais...) e mais regulares, e o cíclico de longo prazo (períodos anuais), sem necessariamente ter características regulares.

Os ciclos de preços de *commodities* ordinariamente são inversamente relacionados com os ciclos de produção, como é o caso do boi gordo. No entanto, a variação da produção, em função de preço, geralmente chega ao mercado com período de defasagem de tempo, devido a característica de baixa elasticidade da oferta do produto.

A sazonalidade geralmente está associada a fatores climáticos e a fatores biológicos do processo produtivo (p. ex., animais e pastagens). Da mesma forma que nos ciclos, as variações sazonais de preços de boi gordo, em geral, estão associadas de forma inversa com as flutuações de produção.

Neste estudo foi empregado um modelo univariado de séries temporais, que corresponde a análise da série de preços médios mensais de boi gordo para o estado de São Paulo, no período de janeiro de 1976 a dezembro de 2004, o que corresponde a um total de 348 observações. Os valores se referem a cotação da arroba do boi gordo, deflacionada e atualizada pelo IGP da FGV, com a cotação/índice de janeiro de 1980 = 100. Os dados foram obtidos de ANUALPEC (1996) e ANUALPEC (2005).

2.1.Tratamento de estacionariedade e tendência na série

Antes da realização das análises de sazonalidade e ciclos, existe a necessidade de avaliação da estacionariedade ou não estacionariedade para a série, que significa identificar a presença e o tipo de tendência como elemento componente no comportamento da série. Em seguida, e com base nos resultados obtidos, são efetuados os tratamentos necessários para torná-la com caracteres necessários para as análises de sazonalidade e cíclicas, ou seja, torna a série estacionária ou livre de tendência.

Inicialmente, foi procedida uma análise gráfica dos dados originais, como exploratória, para verificar indicativos de padrões relacionados ao comportamento da série, com base no seu comportamento passado.

Em seguida, a análise estatística de estacionariedade e de tendência foi feita com o emprego do *Teste de Dyckey-Fuller Expandido* - teste ADF - (GREENE, 1997), na forma:

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \mu + \beta t + (\theta - 1)\, Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \phi_k\, \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t$$

Sendo: ΔY_t - um operador de diferenças; μ - um termo de intercepto; β - um termo de tendência linear; θ - se refere à presença de raiz unitária no processo Y_t , e p - o número de *lags* (defasagens) incluídos na equação, para incorporar a possibilidade de que Y_t siga um processo auto-regressivo de ordem superior. O teste ADF consiste, então, em testar a hipótese Ho conjunta: $\mu = \beta = (\theta - 1) = 0$.

2.2. Análise do componente sazonal

Para modelagem do componente sazonal da série, torna-se necessário, inicialmente, identificar o caráter aditivo ou multiplicativo dos componentes da série dentro do modelo. Para isso, foi procedido o teste de aditividade do modelo.

Teste de aditividade do modelo

Consiste em estimar os índices anuais de tendência e os índices de sazonalidade (anuais) para a série[1]. O gráfico resultante da plotagem desses valores indica a característica do modelo. Se definir uma linha horizontal, trata-se de um modelo aditivo. Se definir uma linha inclinada, considera-se um modelo multiplicativo.

Modelagem da sazonalidade – método da média móvel

Para modelar a sazonalidade, inicialmente deve-se eliminar a componente tendência da série. Para isso, pode ser feita a obtenção do quociente entre os valores observados da série e os valores de tendência estimados, caso o modelo seja identificado como multiplicativo ou se procede a diferença, caso seje um modelo aditivo.

A partir dos valores (série) sem tendência, foram adotados os seguintes procedimentos para obtenção dos índices de sazonalidade mensal:

a) cálculo das médias móveis mensais de 12 termos;
b) obtenção dos fatores de sazonalidade, pela divisão dos valores observados pelas respectivas médias móveis;
c) determinação dos fatores finais de sazonalidade para cada mês do ano, definidos pela média aritmética dos fatores sazonais. Os valores finais foram corrigidos para que a média dos índices mensais seja igual a 1. Estes fatores representam os índices sazonais para a série temporal de preços.

Primeiramente, a análise foi feita com o uso da série completa utilizada (1976 a 2004). Em seguida, a série foi dividida em dois períodos (1976 a 1989) e (1990 a 2004), que foram analisados separadamente para verificar se houve alteração nos padrões de sazonalidade entre os dois períodos.

2.3. Análise do componente cíclico e sazonal

Foi utilizado o método que analisa a série decompondo-a em seus componentes cíclicos, associados com o domínio da freqüência, denominado método de *Análise Espectral*. A variação sazonal pode ser considerada como um componente cíclico de curto ou médio prazo

[1] A forma detalhada de estimação desses índices pode ser obtida em Morettin e Toloi (2003).

e, dessa forma, também é detectada pelo método. A análise consiste na representação de uma série temporal *Yt* como uma soma ponderada de funções periódicas do tipo *seno de wt* e *coseno de wt*, em que *w* representa uma freqüência particular; e na determinação da importância dos ciclos de diferentes freqüências para explicar a variância de *Yt*.

Para emprego da análise no domínio da freqüência, existe a necessidade da série ser estacionária. A análise consiste, basicamente, em:

a) decompor a série temporal em componentes cíclicos (funções periódicas) de diferentes freqüências;
b) determinar a importância de cada ciclo para explicar a variância da série;
c) representar a relação entre variância e freqüência por gráficos denominados periodograma e densidade espectral;
d) identificar ciclos importantes na série por meio de picos nos gráficos.

Segundo FRANÇA (1990), a função de autocovariância e a função de densidade espectral são formas equivalentes de descrever um mesmo processo estocástico estacionário. HAMILTON (1994), por sua vez, demonstrou que a área abaixo de um periodograma representa a porção de variância atribuída à ciclos de diferentes frequencias.

Para LIMA (2001), uma *série periódica estacionária* pode ser descrita por cinco parâmetros: Período (*P*), freqüência (*f* ou *w*), amplitude (*A*), fase (ϕ) e a média (μ). O modelo de *representação harmônica* da série pode ser definido por:

$$Y_t = \mu + A\cos 2\pi f(t-\phi) + \varepsilon_t$$

Sendo a freqüência angular, $\omega = 2\pi f$, $f = \dfrac{\omega}{2\pi}, 0 \le \omega \le 2\pi$; a fase, $\theta = \omega\phi = 2\pi f\phi$; e considerando: $\cos(x-y) = \cos x.\cos y + senx.seny$, e $\alpha = A\cos\theta$ e $\beta = A\text{sen}\theta$, a equação harmônica pode ser descrita como:

$$Y_t = \mu + \cos\omega t + \beta sen\omega t \qquad \text{ou}$$

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{\infty} A_i \cos(\omega_i t - \theta_i) \qquad \text{ou, ainda,}$$

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \cos(\omega_i t) + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i sen(\omega_i t)$$

Esta última decomposição é denominada de séries de Fourier, que representa uma composição de funções senoidais.

Como numa amostra se tem número finito de observações, o modelo é definido para um número finito de componentes. Assim, a equação de Fourier se configura em:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \cos\omega_i t + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \omega_i t + \varepsilon_t$$

Ainda segundo LIMA (2001), para definição da função de densidade espectral (FDE) amostral, é necessário estimar o poder das freqüências. Para isso, é necessário definir um ponto de truncamento (M), já que nem todos os coeficientes de correlação devem ser

utilizados na estimação da densidade espectral. Neste estudo, foram utilizados dois pontos de truncamento, correspondentes a aproximadamente 5% e 10% do tamanho da amostra.

Para suavização do espectro amostral foi utilizada a *janela de suavização de Parsen*, como ponderadores do coeficiente de correlação, para definição da largura do ponto de truncamento. Isso tem como objetivo tornar consistente o estimador de densidade espectral populacional. Dessa forma, a densidade espectral amostral em termos da freqüência angular é definida por:

$$p(\omega_i) = \frac{1}{\pi}\left[1 + 2\sum_{k=1}^{M-1} g(k)r(k)\cos(\omega_i k)\right]$$

e em termos da freqüência não angular por:

$$p(f_i) = 2\left[1 + \sum_{k=1}^{M-1} g(k)r(k)\cos(2\pi f_i k)\right]$$

i = 0, 1, 2, 3, ..., M.

O *Software Statistica* foi utilizado para realizar as estimações do modelo espectral. A etapa de pré-branqueamento da série, que consiste em remover a tendência antes de realizar a análise espectral para realçar os ciclos, assim como, a definição do número de densidade espectral ou ciclos relevantes, foi operacionalizada pelo mesmo *Software*.

O gráfico da FDE foi definido pela representação dos valores da função densidade espectral *p(wi*) no eixo vertical, contra os valores das freqüências *wi* representadas no eixo horizontal. A área total sob a curva definida é igual à variância do processo, e "picos" nessa curva indicam uma importante contribuição para a variância das freqüências pertencentes ao intervalo em que os picos se situam.

A definição dos ciclos relevantes foi estabelecida com base na linha exponencial, apresentada no histograma do periodograma, que serve de referência, sendo considerados ciclos relevantes, aqueles que se posicionarem acima dessa linha. Essa definição é feita pelo programa computacional comparando o espectro estimado com o de um ruído branco, sendo a hipótese Ho a igualdade desses espectros.

A identificação, mais aproximada dos valores periódicos de ciclos e sazonalidades foi feita com o auxílio da tabela de valores gerada pelo *Software*.

3. RESULTADOS

3.1.Tratamento de estacionariedade e tendência na série

A análise gráfica preliminar (exploratória) do comportamento da cotação do boi gordo, apresentado na Figura 1, demonstra indicativos da existência de tendência negativa não acentuada ao longo do período, o que pode caracterizar que a série se comporte como não estacionária.

Ïndice IGP (jan/1980 =100) / @ de boi gordo

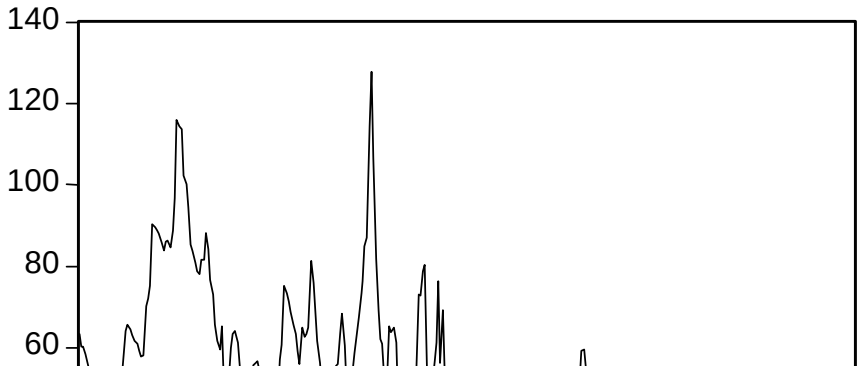

Figura 1. Preços reais de boi gordo em S. Paulo – 1976/1004 (IGP/@ a vista).

Verifica-se, ainda, a presença de elevados níveis de oscilação nos preços nas décadas de 1970 e 1980, redução nessas variações na primeira metade da década de 1990 e uma certa estabilidade a partir da segunda metade dessa mesma década.

A tendência de queda nos preços pode ser consequência das melhorias tecnológicas, que elevam a produtividade, e da expansão da fronteira de produção, especialmente para as regiões Centro Oeste e Norte do País. Isso tenderia a deslocar a curva de oferta (para a direita) em proporções superiores ao deslocamento, no mesmo sentido, da curva de demanda, devido a aumento nos níveis de renda, populacional e exportações. Esse maior deslocamento na oferta em relação à demanda induziria à tendência baixista nos preços.

Teste de Dickey-Fuller Expandido

Os resultados obtidos para o modelo especificado foram:

$$\Delta PRBOIGORDO_t = 7{,}7451 - 0{,}0123\, t - 0{,}1103\, PRBOIGORDO_{t-1}$$
$$(0{,}0000) \quad (0{,}0044) \quad (0{,}0000)$$

Estatística Durbin-Watson (d = 1,7869)

Os valores entre parênteses indicam os valores de probabilidade (*P-Values*) para os coeficientes estimados.

Os coeficientes diferentes de zero na equação estimada demonstram que o intercepto e a tendência linear são significativos. A também significância do coeficiente para a variável defasada indica não haver ocorrência de raiz unitária e, dessa forma, a série se comporta como estacionária. Verificou-se, ainda, que os valores relativos aos critérios de Akaike e Schwartz praticamente não se alteraram quando diferentes valores de lags foram impostos na estimação do modelo.

As estatísticas do teste ADF apresentadas na Tabela 1, também mostram que a série se apresenta como estacionária, tendo em vista que o valor calculado foi maior, em termos absolutos, que os valores críticos para os três níveis de probabilidade, rejeitando-se a hipótese Ho (existência de raiz unitária).

Tabela 1. Resultados do teste Dickey-Fuller Expandido – ADF.

	t-Statistic	Prob.*

Estatística do teste ADF		-4.484072	0.0018
Valor crítico	1%	-3.984726	
Valor crítico	5%	-3.422828	
Valor crítico	10%	-3.134315	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com base nos resultados obtidos, verifica-se que o modelo que representa o processo gerador da série apresenta intercepto e tendência linear, não apresentando tendência estocástica (pela ausência de raiz unitária). Assim, fica definida a maneira correta de eliminação da tendência da série, para que se possa proceder à modelagem dos componentes sazonais e cíclicos.

A componente tendência determinística foi estimada pelo método da regressão linear. A eliminação dessa tendência será apresentada no próximo item e o método depende do caráter aditivo ou multiplicativo de interação entre os componentes da série.

3.2. Análise do componente sazonal

Teste de aditividade do modelo

Os resultados obtidos do teste são demonstrados na Figura 2.

Com o uso dos valores obtidos de amplitude anual e amplitude sazonal, verificou-se a significância do coeficiente de inclinação da reta que representa a regressão linear entre as duas variáveis.

$$AMPLITSAZONAL_t = \underset{(0{,}0001)}{97{,}15} - \underset{(0{,}0083)}{1{,}156}\ \text{TENDANUAL}_t$$

Os valores entre parênteses indicam os valores exatos de probabilidade (*P-Values*) para os coeficientes estimados.

O coeficiente angular estatisticamente diferente de zero na equação estimada demonstra que a inclinação da reta é significativa e que o modelo é multiplicativo. Dessa forma, a eliminação do componente tendência deve ser feita pelo quociente entre os valores originais da série e os valores de tendência estimados. A partir desses resultados foi feita a modelagem do componente sazonal e do componente cíclico.

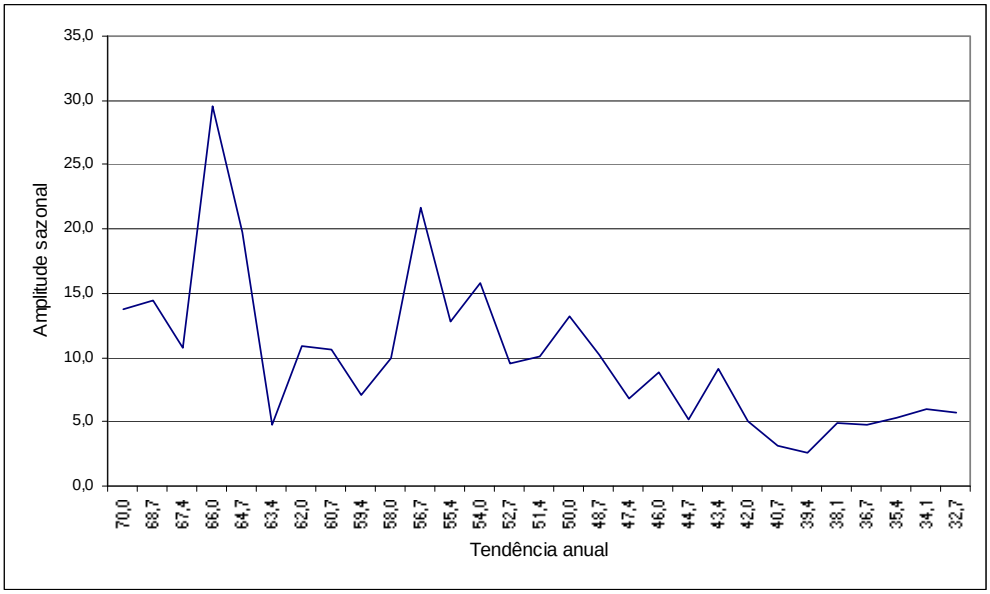

Figura 2. Teste para definição de modelo aditivo ou multiplicativo.

Modelagem da sazonalidade – método da média móvel

Os resultados obtidos estão apresentados de formas conjunta e individualizada (por subperíodo) na Tabela 2 e nas Figuras 3, 4 e 5.

Analisando o período de janeiro de 1976 a dezembro de 2004, correspondente a série completa (Tabela 2), verifica-se a existência de queda mais acentuada nos preços de boi gordo, nos meses de março, abril, maio e junho, correspondentes a menores índices de sazonalidade para os preços. Esse período corresponde ao final do período de maior pluviosidade, quando os animais já aproveitaram a maior disponibilidade de pastagem e acumularam ganhos de peso, nas principais regiões produtoras, havendo uma elevação na oferta de animais para abate no mercado.

Tabela 2. Índices de sazonalidade para cotação a vista de boi gordo em S. Paulo, em diferentes períodos.

Mês	1976/2004	1976/1989	1990/2004
Jan	0,995038	0,997042	0,995449
Fev	0,952576	**0,919973**	0,986125
Mar	**0,931162**	**0,883061**	0,975736
Abr	**0,935802**	**0,895588**	0,977281
Mai	**0,925995**	**0,905181**	**0,942047**
Jun	**0,919949**	**0,885480**	**0,927627**
Jul	0,976974	0,941252	1,000074
Ago	1,039180	1,005657	1,045213
Set	**1,092713**	**1,121374**	**1,072512**
Out	**1,109952**	**1,158280**	**1,089181**
Nov	**1,065744**	**1,176256**	0,975861
Dez	1,054914	1,110857	1,012894

Fonte: dados da pesquisa.

Os maiores índices são verificados nos meses de setembro, outubro e novembro, quando se tem o final do período de menor ocorrência de chuvas em transição para o início do período mais chuvoso e a disponibilidade de pasto é mais crítica. Os animais nessa época estão com significativo nível de perda de peso e os pecuaristas não estão dispostos a comercializar, devido as perdas financeiras resultantes. A menor oferta de animais justifica os maiores índices de preços sazonais.

Quando se analisa a série segmentada, verifica-se que nos dois subperíodos o comportamento sazonal é semelhante ao da série completa. A diferença se dá pelo fato de no primeiro subperíodo (1976 a 1989) os intervalos de tempo de baixa e alta mais acentuadas nos preços são mais longos, com cinco e três meses, respectivamente. Para o subperíodo de 1990 a 2004, o comportamento sazonal difere apenas em grau, com as menores cotações se concentrando nos meses maio e junho, e os índices mais elevados se restringindo a setembro e outubro. A amplitude de variações foi reduzida no segundo subperíodo, o que reforça a característica de redução na variabilidade nos preços ou maior estabilidade no seu comportamento.

É bastante provável que esse ganho de estabilidade nos preços seja reflexo da menor variação na produção e que isso seja devido a melhorias tecnológicas agregadas aos sistemas de produção, especialmente na produção de forrageiras e arraçoamento suplementar. Melhorias no processo de produção de pastagens, com variedades melhoradas, irrigação e composição com concentrados proteicos devem ser responsáveis por grande parte dessas melhorias.

Outro fator que deve ter grande importância nessa estabilidade de preços é a diversificação geográfica da produção bovina. A expansão da pecuária de corte para as regiões Centro Oeste e Norte do País, reduziu os efeitos dos fatores climáticos na sazonalidade da produção e preços. Os regimes climáticos dessas regiões diferem das regiões mais tradicionais, como Sul e Sudeste do País. Considerando que o Estado de São Paulo é o destino da maior parte da produção nacional, esse mercado passou a sofrer menores conseqüências das condições sazonais na oferta de boi gordo (carne bovina).

Finalmente, é possível que aumento no fluxo de comércio externo também tenha influenciado essa maior estabilidade nos preços.

As Figuras 3, 4 e 5 representam, respectivamente, a sazonalidade das cotações de boi gordo nos períodos 1976-2004, 1976-1989 e 1990-2004. Os comportamentos sazonais descritos nos gráficos das Figuras demonstram os resultados descritos com base na Tabela 3.

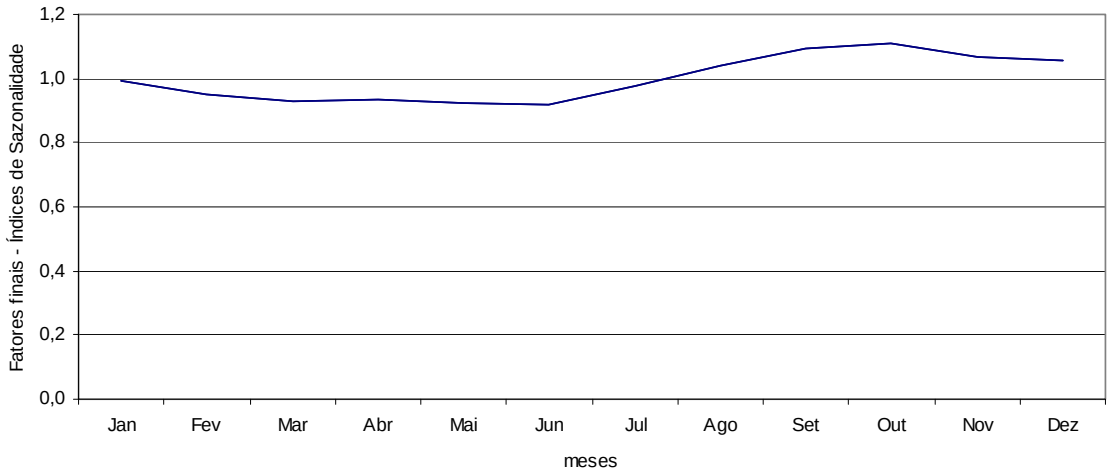

Figura 3. Índices de sazonalidade para cotação à vista de boi gordo em S. Paulo. 1976/2004.

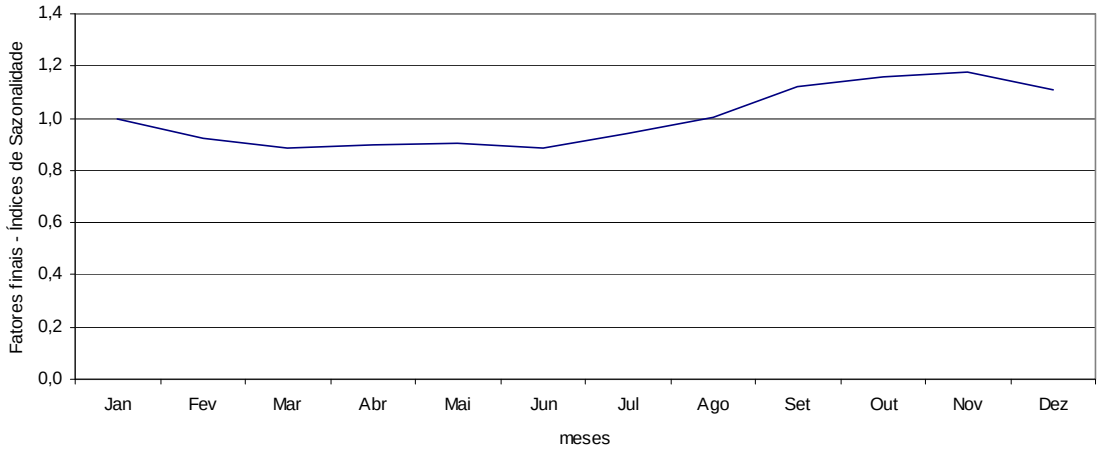

Figura 4. Índices de sazonalidade para cotação a vista de boi gordo em S. Paulo. 1976/1989.

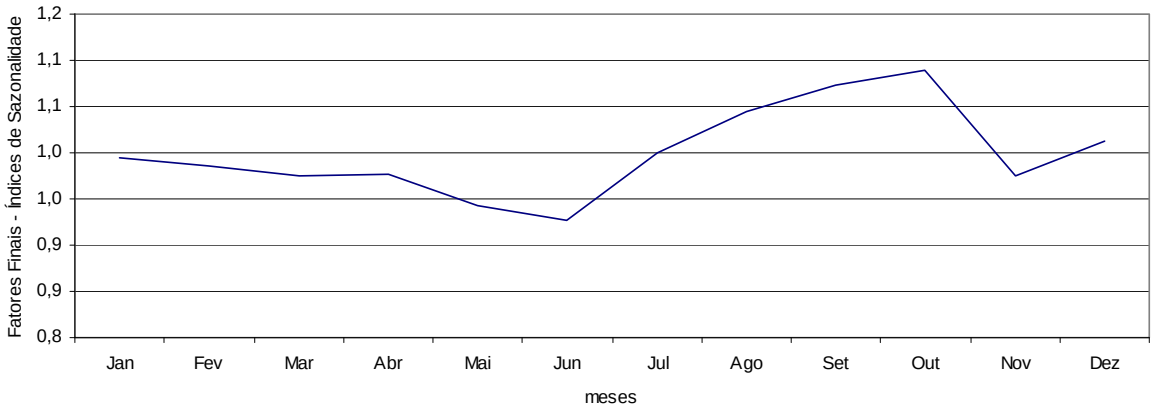

Figura 5. Índices de sazonalidade para cotação a vista de boi gordo em S. Paulo. 1990/2004.

3.3. Análise do componente cíclico e sazonal – análise espectral

Os resultados da analise espectral estão sumarizados nos gráficos de periodograma, densidade espectral, histograma do periodograma e nas tabelas de valores obtidos, apresentados a seguir.

Observando o periodograma apresentado na Figura 6, verifica-se a necessidade de realizar a sua suavização visando uma melhor definição dos ciclos. Em princípio, o gráfico aponta para a existência de alguns ciclos que precisam ser, além de melhor definidos, avaliados para verificar sua relevância.

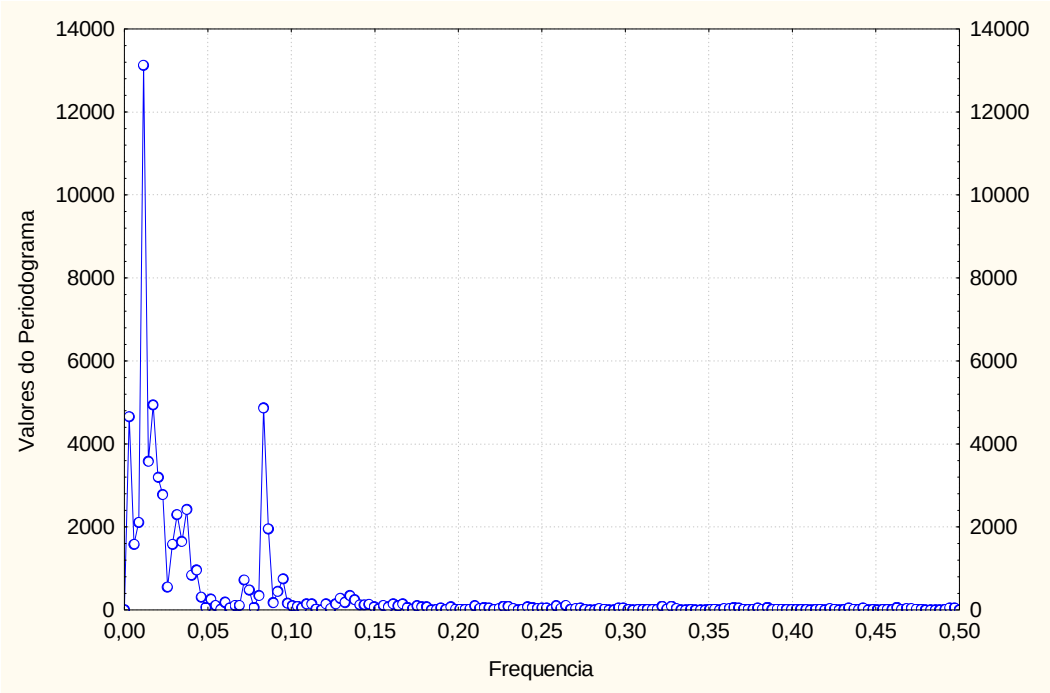

Figura 6. Periodograma estimado para preços de boi gordo.

Considerando o uso da *Janela de Parsen* e os pontos de truncamento, M = 17 e M = 35, foram estimados os espectros que permitiram identificar os períodos cíclicos. Observando as Figuras 7 e 8, verifica-se que, o espectro com M = 17, define, de forma mais clara os dois ciclos, enquanto que o espectro com M = 35 suaviza excessivamente e não permite a boa definição do ciclo de maior densidade espectral. Com isso, a análise foi baseada apenas no espectro apresentado na Figura 7. O ciclo de maior densidade, formado em torno da freqüência 0,01149, ou seja, de cerca de 87 meses (aproximadamente sete anos), demonstra a ocorrência de ciclo de longo prazo com essa periodicidade. Esse intervalo deve estar relacionado à questão estrutural, como o período de maturação de investimentos no sistema produtivo pecuário.

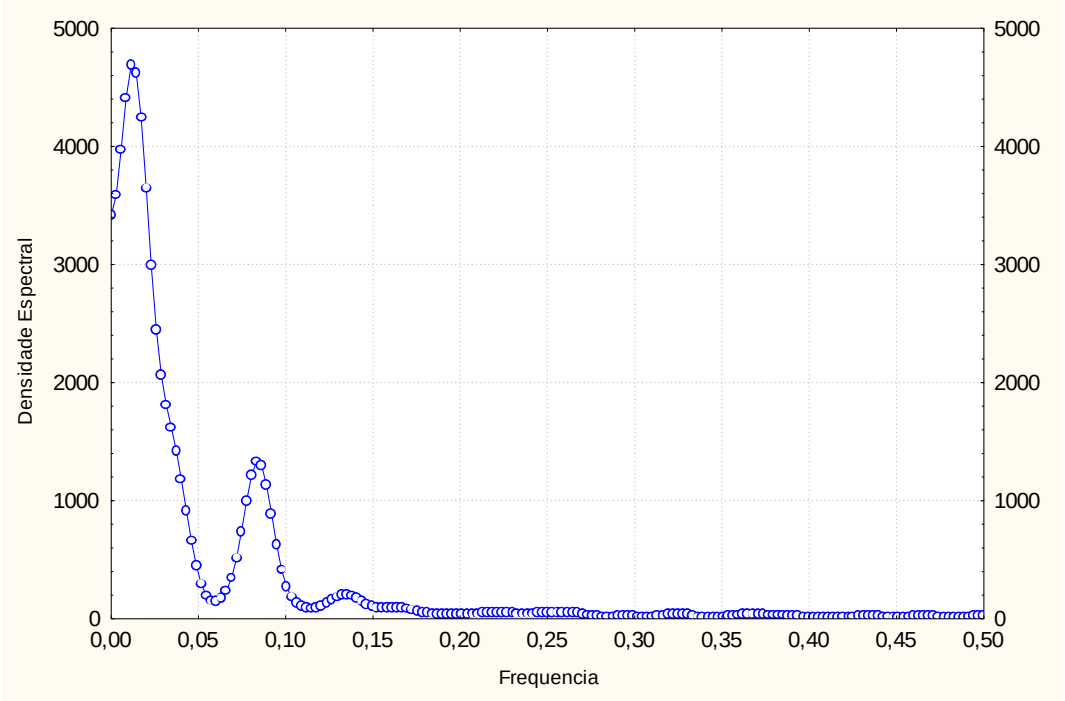

Figura 7. Densidade espectral estimada para preços mensais de boi gordo, de janeiro de 1976 a dezembro de 2004, com M = 17 e janela de Parsen.

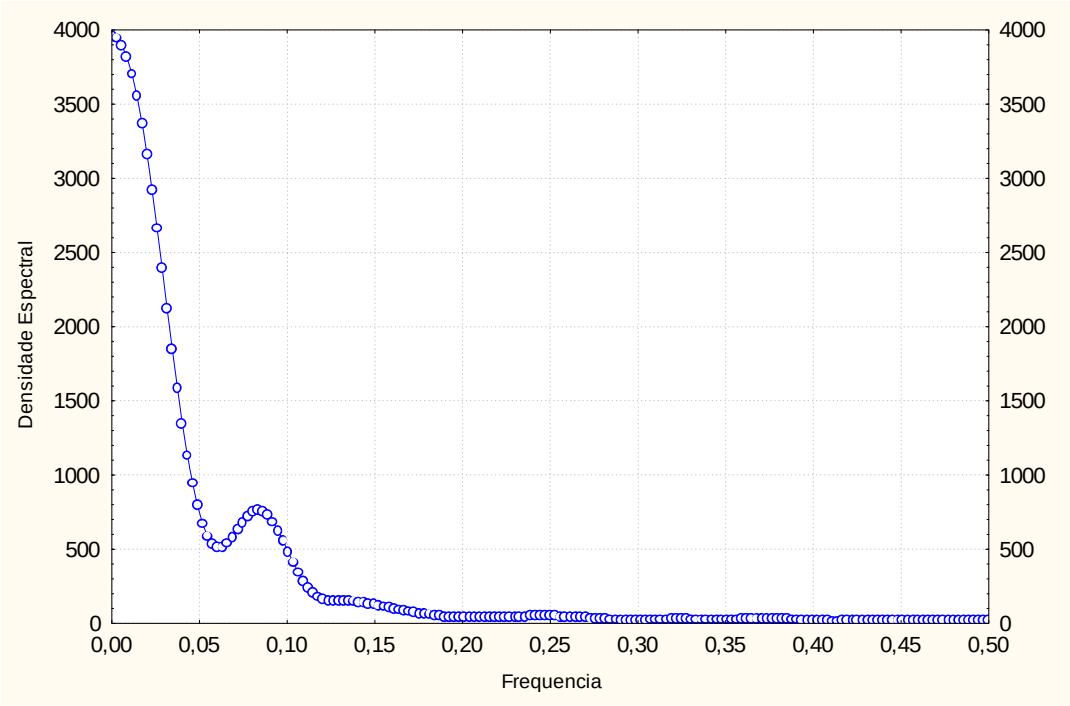

Figura 8. Densidade espectral estimada para preços mensais de boi gordo, de janeiro de 1976 a dezembro de 2004, com M = 35 e janela de Parsen.

O comportamento dos preços normalmente está relacionado, de forma inversa, com a oferta (produção) de boi gordo. O processo de interação pode ser delineado de maneira

simplificada, da seguinte forma: a ocorrência de preços elevados estimula os investimentos para produção. Para isso, o pecuarista procede a aquisição de animais para engorda, ou seja, bezerros desmamados ou "boi magro", em geral com oito meses a um ano de idade e um período posterior de recria e engorda com mais dois anos e meio, resultando num total de aproximadamente três anos e meio no ciclo produtivo, com esse tipo de sistema de produção. Esse seria o lapso (defasagem) de tempo para a produção (e a oferta) de boi gordo se elevasse em resposta ao aumento de preço inicial, provocando excesso de oferta, queda nos preços, desestímulo à produção e desinvestimentos na atividade. Essa etapa corresponderia à metade do ciclo (pico superior – pico inferior) da onda, com a outra metade se processando em igual período de tempo, resultando na conclusão de um ciclo de sete anos, o que coincide com o ciclo de longo prazo definido no espectro.

Com relação ao segundo ciclo, de menor densidade, analisando o espectro (Figura 7), verifica-se que ele se define em torno da freqüência 0,084 (correspondendo a 11,9 meses), ou seja, um ciclo anual. Esse resultado caracteriza a sazonalidade ou ciclo de curto prazo, que se verificara na análise efetivada no Item anterior (3.2), corroborando com os resultados obtidos nessa etapa do trabalho.

Os resultados quantitativos, em termos de valores estimados, para definição dos ciclos podem ser verificados pelo Tabela 3, que apresenta as principais estimativas de valores para as densidades espectrais, com destaque nas cores vermelha e azul para as faixas de valores que identificam, respectivamente, os ciclos de longo e curto prazos relevantes.

Tabela 3. Estimativas de valores para as densidades espectrais para os preços de boi gordo, que indicam ciclos de **longo (obs. 3-6)** e **curto (obs. 28-31)** prazos significativos (M = 17).

Obs.	Freqüência (w)	Período (P)	Coeficiente		Valores do Periodograma	Densidades Espectrais	Pesos - Parzen
			Co-seno	Seno			
1	0,00287	348,0	3,5191	3,7956	4661,6	3586,4	0,00065
2	0,00575	174,0	-1,1118	-2,8064	1585,5	3974,5	0,00521
3	**0,00862**	**116,0**	**-2,1703**	**2,7348**	**2120,9**	**4408,2**	**0,01758**
4	**0,01149**	**87,0**	**-8,2760**	**-2,6369**	**13127,4**	**4687,1**	**0,04167**
5	**0,01437**	**69,6**	**-1,6167**	**-4,2379**	**3579,9**	**4624,4**	**0,07878**
6	**0,01724**	**58,0**	**0,7049**	**-5,2809**	**4938,9**	**4243,0**	**0,11979**
7	0,02011	49,7	1,9259	-3,8247	3190,7	3645,4	0,15299
8	0,02299	43,5	3,9892	0,2547	2780,3	2992,6	0,16667
9	0,02586	38,7	-0,6795	1,6502	554,2	2449,4	0,15299
10	0,02874	34,8	-1,1661	-2,7825	1583,8	2064,8	0,11979
11	0,03161	31,6	2,8888	2,2067	2299,4	1811,5	0,07878
12	0,03448	29,0	-3,0767	-0,1231	1649,8	1620,8	0,04167
13	0,03736	26,8	0,8047	-3,6408	2419,1	1421,7	0,01758
14	0,04023	24,9	0,6143	2,1014	834,0	1181,3	0,00521
15	0,04310	23,2	-0,5174	-2,2865	956,3	916,3	0,00065
16	0,04598	21,8	0,9607	0,9119	305,3	660,1	0,00000
...	...	...	...	...	...	...	...
27	0,0776	12,9	-0,1372	0,5516	56,2	994,9	
28	**0,0805**	**12,4**	**-1,4154**	**0,1163**	**350,9**	**1213,9**	
29	**0,0833**	**12,0**	**0,8662**	**-5,2213**	**4874,2**	**1331,7**	
30	**0,0862**	**11,6**	**3,1377**	**1,1685**	**1950,6**	**1298,0**	
31	**0,0891**	**11,2**	**-0,9395**	**0,3060**	**169,9**	**1129,6**	
32	0,0920	10,9	1,6054	0,0161	448,5	883,7	
...	...	...	...	...	...	...	...

Fonte: Resultado da pesquisa

O histograma do periodograma apresentado na Figura 9 identifica os ciclos significativos, tendo como referência a curva exponencial que estabelece os limites para definição de um ruído branco. A primeira e terceira colunas, da esquerda para a direita, que se posicionam acima da exponencial, antes dela se sobrepor ao eixo horizontal, identificam os ciclos, de longo e curto prazo, significativos, conforme estabelecido preliminarmente na análise do gráfico de densidade espectral ou espectro.

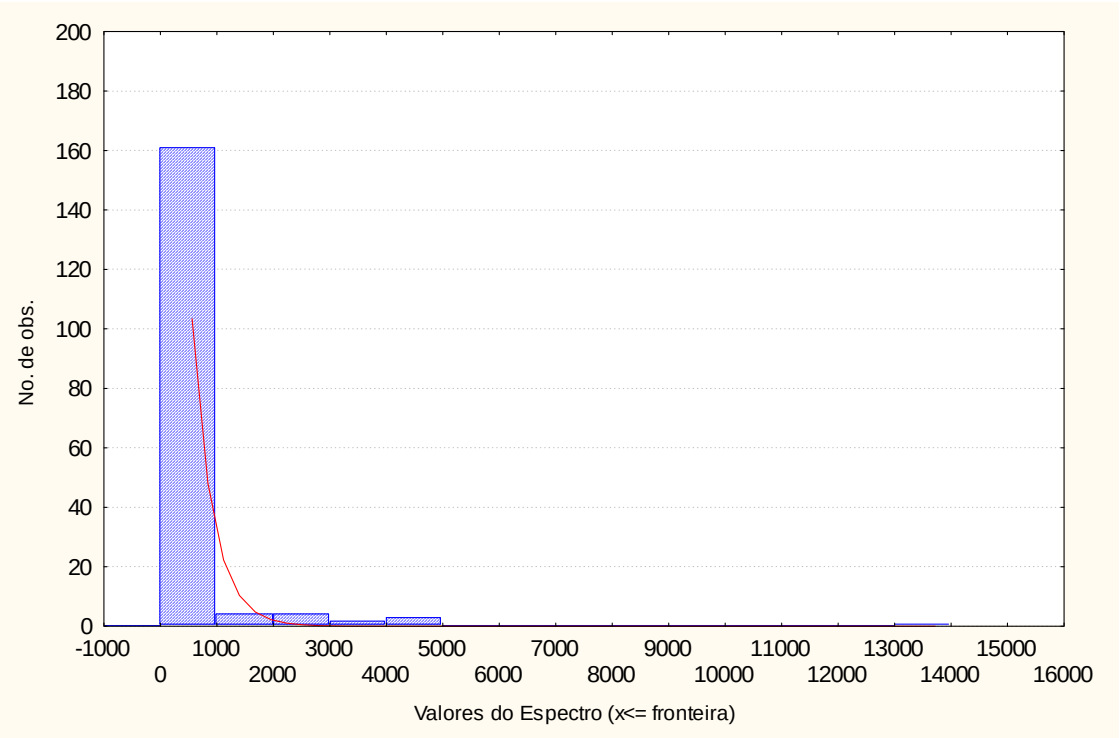

Figura 9. Histograma do periodograma estimado para preços mensais de boi gordo, de janeiro de 1976 a dezembro de 2004.

4. CONCLUSÕES

A análise permitiu verificar que as cotações de boi gordo apresentaram tendência de queda, ainda que pouco acentuada no período de 1976 a 2004 com maior estabilidade nas décadas de 1990 e 2000. Detectou-se sazonalidade anual nos preços, com redução os preços no primeiro semestre e elevação no segundo semestre do ano. Essa sazonalidade se mostrou semelhante nos dois períodos analisados, mas com maior estabilidade no segundo período (1990-2004), o que pode ser resultado de maior estabilidade na oferta, proporcionada por melhorias tecnológicas e pela maior diversidade geográfica da produção pecuária.

Constatou-se a existência de um período cíclico de longo prazo nas cotações, correspondente a 7 anos, o que pode ser atribuído aos efeitos dos processos de investimentos e desinvestimentos pecuários, em resposta ao comportamento dos preços. Esses (des) investimentos, por sua vez, afetam a oferta e, consequentemente e de forma recíproca e defasada, os preços.

5. BIBLIOGRAFIA

ANUALPEC 96. **Anuário estatístico da produção animal**. São Paulo: FNP, 1996. 312 p.

ANUALPEC 2005. **Anuário estatístico da produção animal**. São Paulo: FNP, 1996. 364 p.

FRANÇA, F.M.C. **Técnica de análise espectral univariada: aplicações aos preços do algodão**. Fortaleza: BNB/ETENE, 1990.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 3.ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1997.

HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton, New Jersey: Princeton University, 1994.

LAMOUNIER, W.M. **Comportamento dos preços no mercado "spot" de café do Brasil: análise nos domínios do tempo e da freqüência**. Viçosa: UFV, 2001. 207p. (Tese de Doutoramento).

LIMA, J.E. **Análise do componente cíclico**. Viçosa: UFV, 2005. 25p. (Notas de aula – Econometria).

MORETTIN, P.A. & TOLLOI, C.M.C. Análise de séries temporais. São Paulo: Editora Edgard Blucher Ltda, 2004. 535p.