

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 106

**A ANÁLISE DA VARIAÇÃO SAZONAL MEDIANTE
USO DE VARIÁVEIS “DUMMY”**

Antônio Aguirre

Fevereiro de 1997

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**A ANÁLISE DA VARIAÇÃO SAZONAL MEDIANTE
USO DE VARIÁVEIS 'DUMMY'**

Antônio Aguirre

**Professor do Departamento de Ciências
Econômicas da FACE/UFMG**

**CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE**

1997

FICHA CATALOGRÁFICA

A284a 1997	<p>AGUIRRE, Antônio.</p> <p>A análise da variação sazonal mediante uso de variáveis "dummy". - Belo Horizonte : CEDEPLAR/UFMG, 1997.</p> <p>33p. (Texto para discussão; 106).</p> <p>1. Análise de séries temporais. 2. Econometria. I. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. II. Título. III. Série</p>
---------------	---

SUMÁRIO

I. INTRODUÇÃO	7
II. REVISÃO DA LITERATURA	8
III. OS DADOS	11
IV. VARIAÇÃO SAZONAL: MÉTODO DESCRITIVO	16
V. A UTILIZAÇÃO DE VARIÁVEIS 'DUMMY'	19
V.1. Variáveis 'Dummy' Binárias	20
V.2. Variáveis 'Dummy' com Três Elementos Diferentes	25
VI. SÉRIES DESSAZONALIZADAS	27
VII. RESUMO E CONCLUSÕES	29
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	32

I. INTRODUÇÃO

O objetivo desse trabalho é mostrar a utilização de variáveis ‘dummy’ sazonais na análise do componente das séries temporais conhecido como variação sazonal ou sazonalidade. Para isso será utilizada uma série de preços (recebidos pelos produtores) da carne de boi no Estado de São Paulo, mostrando-se os principais procedimentos mencionados nos textos de econometria. Também serão mencionados os métodos de ajuste realizados para obter séries sazonalmente ajustadas (SA) e os resultados obtidos ao aplicá-los na série mencionada.

No método clássico (anterior a Box e Jenkins) de análise das séries temporais era costumeiro separar os componentes que podiam explicar a variação total de uma variável em quatro partes, a saber: tendência, variação sazonal, variação cíclica, e resíduo aleatório. Em geral, considerava-se que a variação sazonal era um ruído indesejável que devia ser eliminado com métodos apropriados que tinham uma base puramente estatística.

Esse ponto de vista ficou tão solidamente firmado que, nos países desenvolvidos, as agências oficiais encarregadas de produzir dados estatísticos, divulgam as séries SA na maioria dos casos⁽¹⁾. Já no Brasil, pelo contrário, as séries são ainda publicadas na sua forma NSA, oferecendo ao analista a possibilidade de realizar uma melhor avaliação de possíveis distorções que diferentes métodos de ajuste sazonal poderiam acarretar.

Em anos recentes, os econometristas e os economistas empíricos tomaram ciência de alguns fatos relevantes com relação à variação sazonal: em primeiro lugar, esse tipo de variação é maior e mais irregular do que habitualmente se suponha; em segundo lugar, é recomendável que sua análise leve em conta, além de considerações de tipo estatístico, outras surgidas da teoria econômica. O desenvolvimento dessas idéias levou à modelagem explícita da variação sazonal em modelos especiais, à expansão dos conceitos de integração e cointegração às frequências sazonais, e assim por diante. Deve ficar claro que o presente trabalho não pretende fazer um ‘survey’ desses novos métodos.

A organização do artigo é a seguinte. Na seção 2 será feita uma breve resenha bibliográfica e na seção 3 serão apresentados os dados que se utilizarão para exemplificar os diferentes métodos. A seguir será realizada uma análise descritiva da variação sazonal. Na seção 5, utiliza-se o método de regressão com variáveis ‘dummy’ para estudar o assunto. Nessa parte, o objetivo é discutir diferentes procedimentos citados na literatura sobre o tema. Na seção 6, serão apresentadas as séries dessazonalizadas e comentadas suas características. Finalmente, na última seção, apresentam-se algumas conclusões.

¹ Especialmente no caso de séries macroeconômicas.

II. REVISÃO DA LITERATURA

Existem dois pontos de vista diferentes sobre a natureza da sazonalidade nos dados econômicos. O primeiro considera a variação sazonal como uma parte fundamental de muitas séries temporais econômicas e recomenda que, quando está presente, o analista deve tratar de explicá-la. Assim, idealmente, um modelo econométrico para a variável dependente y_t deveria explicar qualquer sazonalidade nela presente mediante variações sazonais nas variáveis independentes, ou incluindo variáveis explicativas ligadas ao clima, ou variáveis 'dummy' sazonais.

Outro ponto de vista, associado a (SIMS, 1974), considera que a sazonalidade é mais um tipo de ruído que contamina os dados econômicos. Segundo esse autor, não se pode esperar que a teoria econômica explique esse tipo de variação que, no caso de estar presente nas variáveis independentes, é semelhante ao 'problema de erros nas variáveis'. Portanto, na modelagem econômica devem-se usar dados sazonalmente ajustados, isto é, séries corrigidas de maneira tal que representem o que elas teriam realmente sido na ausência de sazonalidade.

Praticamente todas as estatísticas econômicas geradas pelo governo dos Estados Unidos, por exemplo, são dessazonalizadas pelo método conhecido como Census X-11 (SHISKIN et alii, 1967)⁽²⁾. Estudos de simulação realizados para analisar os efeitos desse procedimento sobre as propriedades das séries detectaram que o Census X-11 introduz forte autocorrelação espúria negativa nas defasagens sazonais e algumas autocorrelações positivas mais fracas em defasagens menores. A técnica não somente falha na tentativa de eliminar toda a sazonalidade, mas também introduz algumas regularidades espúrias (WALLIS, 1974).

As variações sazonais têm uma ampla bibliografia teórica e aplicada. Entre os trabalhos do primeiro tipo, cabe mencionar (NERLOVE, 1964; WALLIS e THOMAS, 1971). Nerlove utiliza análise espectral para estudar o assunto. A idéia básica por trás do método é que uma série temporal estocástica pode ser decomposta num número infinito de senóides (ondas seno e cosseno) com amplitudes aleatórias infinitesimais. O autor aplica análise espectral a aproximadamente 75 séries dos Estados Unidos relacionadas com várias categorias de emprego, desemprego e mão-de-obra. Também utiliza análise espectral cruzada para estudar as relações entre essas séries e as correspondentes séries ajustadas sazonalmente pelo método do Bureau of Labor Statistics daquele País. O autor conclui que os procedimentos por ele estudados extraem muito mais das séries ajustadas do que pode ser considerado propriamente variação sazonal. Por outro lado, comparando a relação no tempo de duas séries dessazonalizadas com a correspondente relação no tempo das séries originais, detecta uma distorção devida ao próprio processo de ajustamento dos dados.

² O método denominado 'Census X-11' separa os componentes de uma série temporal em tendência, índice sazonal, dias úteis ('trading day') e componente irregular. Usa-se, basicamente, para dessazonalizar as estatísticas oficiais do governo dos EE.UU. Ver, também, (DAGUM, 1982).

(HYLLEBERG, 1994) faz uma revisão dos novos métodos na área, como aqueles que existem para realizar testes de raízes unitárias sazonais e cointegração sazonal. Esse autor afirma que a principal causa que impulsionou os novos estudos foi a compreensão de que a variação sazonal explica a maior parte da variância total em muitas séries temporais econômicas, e de que essa variação sazonal não é regular. Também informa que agora a tendência é juntar considerações econômicas às técnicas estatísticas na análise da sazonalidade.

(ERICSSON et alii, 1994) discutem a questão do uso de séries sazonalmente ajustadas (SA) e/ou de séries não ajustadas (NSA) e descrevem testes para comparar modelos estimados com cada tipo de dados. O trabalho consiste numa detalhada descrição de uma aplicação do método geral-a-específico, de David Hendry, à demanda de moeda na Inglaterra, e os procedimentos necessários para realizar os testes correspondentes.

(FRANSES, 1996) faz uma revisão dos métodos mais recentes na modelagem econométrica de séries temporais com sazonalidade. A principal ênfase é colocada em modelos que incorporam, de forma explícita, uma descrição da sazonalidade em vez de eliminá-la mediante métodos de ajuste sazonal. As principais questões investigadas nesse trabalho são: (i) que proporção da variância total das séries macroeconômicas pode ser atribuída à sazonalidade?, (ii) é a variação sazonal constante ao longo do tempo?, e (iii) é possível separar de forma adequada a variação sazonal, a tendência, e as variações cíclicas de uma dada série temporal?

Com relação à última questão Franses conclui que, para algumas variáveis macroeconômicas, é muito difícil (se não impossível) separar as variações sazonais das não sazonais. Essa conclusão sugere que, às vezes, é mais adequado incorporar explicitamente a variação sazonal na modelagem econométrica, ainda que se pague o preço de ter modelos menos parcimoniosos do que aqueles baseados em séries SA. Em particular, discutem-se nesse trabalho a natureza dos modelos econométricos com raízes unitárias sazonais para séries temporais univariadas e multivariadas, e os denominados ‘modelos periódicos’. Partindo da tradicional análise tipo Box e Jenkins, que pressupõe que a tendência e a variação sazonal são estocásticas, o autor discute os procedimentos mais adequados de filtragem mediante diferenças, e o uso de testes formais para detectar raízes unitárias sazonais. Estendendo o conceito de raiz unitária sazonal para o caso multivariado obtém-se o modelo de cointegração sazonal, que nada mais é que a extensão do conhecido conceito de cointegração de (ENGLE e GRANGER, 1978) às frequências sazonais: quando duas séries temporais apresentam uma tendência sazonal estocástica, investiga-se se essa tendência é comum a ambas séries ou não.

Por último, Franses refere-se, também, aos recentes avanços que resultaram nos chamados ‘modelos periódicos’, que são modelos que permitem que os parâmetros dinâmicos mudem com as estações (trimestres ou meses, segundo o caso). O autor apresenta evidências no sentido de que modelos de séries temporais univariadas e multivariadas com parâmetros da parte dinâmica que variam periodicamente, podem ser muito úteis para descrever séries temporais macroeconômicas. Nessa área surgiu uma extensão paralela dos conceitos já conhecidos nos métodos de análise de séries temporais. Assim, existem representações de processos PAR (‘periodic autoregressive’) e PARMA; e o conceito usual de cointegração dá lugar à ‘cointegração periódica’.

As aplicações empíricas incluem numerosos artigos que analisam a sazonalidade da demanda dos mais diversos bens, serviços, e do fator produtivo mão-de-obra, de taxas de juros, preços, variáveis demográficas, etc.

Focalizando especificamente o preço da carne de boi, nota-se que o número de estudos que analisam o fenômeno do ‘ciclo do gado’ é significativamente maior que o dos correspondentes às variações estacionais desse preço (JARVIS, 1974; SILVA, 1984; MULLER, 1987; NERLOVE et alii, 1988; ROSEN et alii, 1994, entre outros).

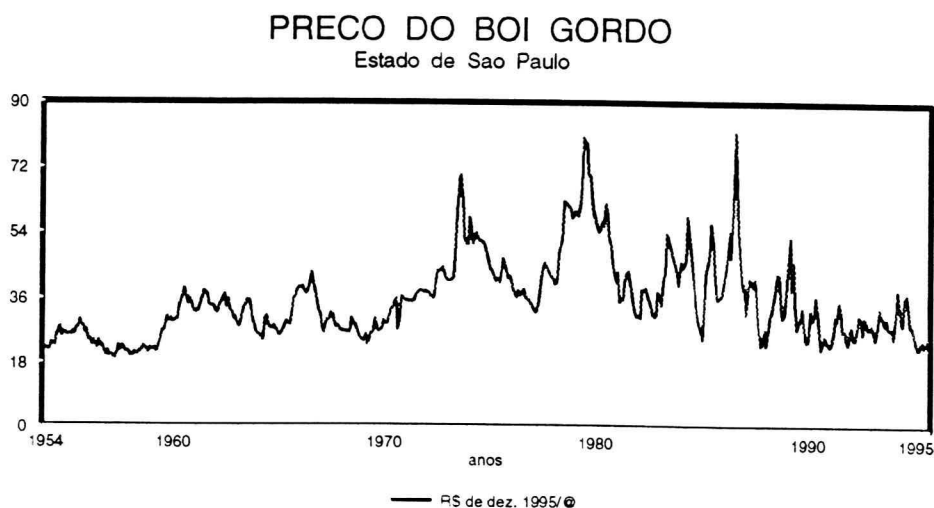
No Brasil existem alguns trabalhos específicos sobre a variação sazonal do preço da carne de boi. No primeiro deles (GARCIA, 1982) utiliza análise harmônica para estudar a sazonalidade do preço da carne de boi magro em Campo Grande, MS, e de boi gordo em Araçatuba, SP. O segundo estudo analisa o mesmo tipo de variação no preço da carne de boi gordo em três estados do Nordeste: Maranhão, Piauí e Ceará (SILVA e LEMOS, 1986). Para isso, utiliza análise da variância e detecta diferenças significativas dos preços entre estados, meses e anos.

Em outro ‘paper’ recentemente publicado (MARGARIDO et alii, 1996), os autores estudam a influência das cotações do dólar no mercado paralelo e do índice pluviométrico das principais regiões bovinocultoras paulistas sobre os preços recebidos pelos produtores de boi gordo de São Paulo para o período 1984-1994. Os autores usam modelos ARIMA e funções de transferência para mostrar que os efeitos das variações das precipitações pluviométricas são transferidos parcialmente ao preço da arroba de boi gordo com defasagem temporal de cinco meses. Os mesmos autores utilizam o método X-11 para obter os índices sazonais do preço da arroba de boi gordo e concluem que o período da safra vai da metade de setembro de um ano até a metade de abril do ano seguinte. O restante do ano, de abril a setembro, é denominado período de entressafra.

III. OS DADOS

No período de quase 42 anos coberto pela série sob análise, os preços nominais foram expressos nas várias unidades monetárias existentes no País e sofreram grandes aumentos devido aos processos inflacionários ocorridos nesse lapso de tempo. Por esse motivo, os primeiros ajustes realizados nos dados dizem respeito à homogeneização das unidades e à deflação dos valores, para expressá-los em moeda de poder aquisitivo constante. Para esse último fim, usou-se o IGP-DI (Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna) da Fundação Getúlio Vargas. Os preços médios correspondentes a cada mês estão expressos em reais de dezembro de 1995 por arroba (ver Gráfico 1). A média geral da série em todo o período é de R\$ 35,58 e o desvio padrão R\$ 11,24 (preços de dezembro de 1995 por arroba).

GRÁFICO 1



Dividindo a série em sub-períodos, parece evidente a existência de diferentes patamares. Os valores da média, desvio padrão e coeficiente de variação de quatro sub-períodos estão apresentados na seguinte tabela:

Datas	Núm. de obs.	Média	Desvio padrão	Coef. variação
Mar/54-Dez/59	70	23,51	2,70	11,48%
Jan/60-Dez/72	156	32,31	4,63	14,13%
Jan/73-Dez/87	180	46,13	10,96	23,76%
Jan/88-Dez/95	96	29,92	5,64	18,85%
Mar/54-Dez/95	502	35,58	11,24	31,59%

Pode-se observar um aumento das médias e dos desvios padrão nos três primeiros sub-períodos e uma diminuição no último. Como o desvio padrão aumenta mais do que proporcionalmente (com relação à média), o coeficiente de variação cresce até 1987 e no último sub-período diminui.

Como a série apresenta três máximos locais (em abril de 1974, setembro de 1979 e dezembro de 1986), escolhendo um desses máximos é possível visualizar a existência de uma tendência crescente seguida de outra declinante. Realizado o teste de mudança estrutural de Chow usando alternadamente os três pontos como data da modificação, em todos os casos rejeita-se a hipótese nula de ausência de mudança estrutural. O maior valor da estatística F corresponde à primeira data ($F = 18,96$).

Também aparecem claramente representados os ciclos plurianuais associados com a atividade pecuária ---o ciclo do gado--- amplamente estudado na literatura sobre o tema. Devido à escala utilizada, as variações sazonais, principal objeto do presente trabalho, não são muito evidentes, mas sua presença pode ser intuída se observarmos as flutuações de alta frequência presentes no mencionado gráfico. Na sequência serão apresentadas evidências adicionais sobre tais variações.

Duas técnicas complementares que podem ser usadas para melhor caracterizar a série em análise são o correlograma (no domínio do tempo) e o espectro de potência (no domínio da frequência). O correlograma dos preços médios mensais do boi gordo aparece no Gráfico 2. Pelo fato dos valores de tal correlograma não diminuírem rapidamente é evidente a forte autocorrelação presente na série (na defasagem de ordem 72 o coeficiente ainda é 0,30). Um correlograma com essas características é consequência dos três fenômenos observados nos dados: tendências, variação sazonal e variação cíclica. A tendência faz com que os valores das autocorrelações não diminuam rapidamente para zero, a variação sazonal explica as flutuações de alta frequência, e o ciclo plurianual as flutuações de baixa frequência.

O Gráfico 3 apresenta o espectro de potência da série. A função de densidade espectral ou espectro de potência contém informações sobre a série original, obtidas focalizando-a de um ponto de vista diferente: o domínio da frequência. Essas informações indicam quais as frequências que explicam as maiores proporções da variância total da série. Dessa forma, essa técnica pode ser útil na identificação de ciclos escondidos em meio às variações aleatórias ou ruídos (AGUIRRE, 1995). No caso da série que se está analisando, o espectro de potência indica a existência de dois movimentos cíclicos importantes: o primeiro na frequência 0,15 e o segundo na frequência unitária.⁽³⁾ O maior de todos os picos, na frequência próxima a zero, indica apenas a existência de tendências na série.⁽⁴⁾

³ Apesar da frequência de amostragem dos dados ser mensal, a escala horizontal do Gráfico 3 foi construída de maneira tal que o valor unitário está associado com o período de um ano.

⁴ O espectro de potência de uma série totalmente aleatória (ruído branco) é teoricamente constante, ou seja, não mostra nenhuma estrutura espectral. Por isso, ao analisarmos o espectro de uma série qualquer estamos interessados em detectar e interpretar os picos (estatisticamente significativos) que possam existir, e as frequências às quais estão associados.

GRÁFICO 2

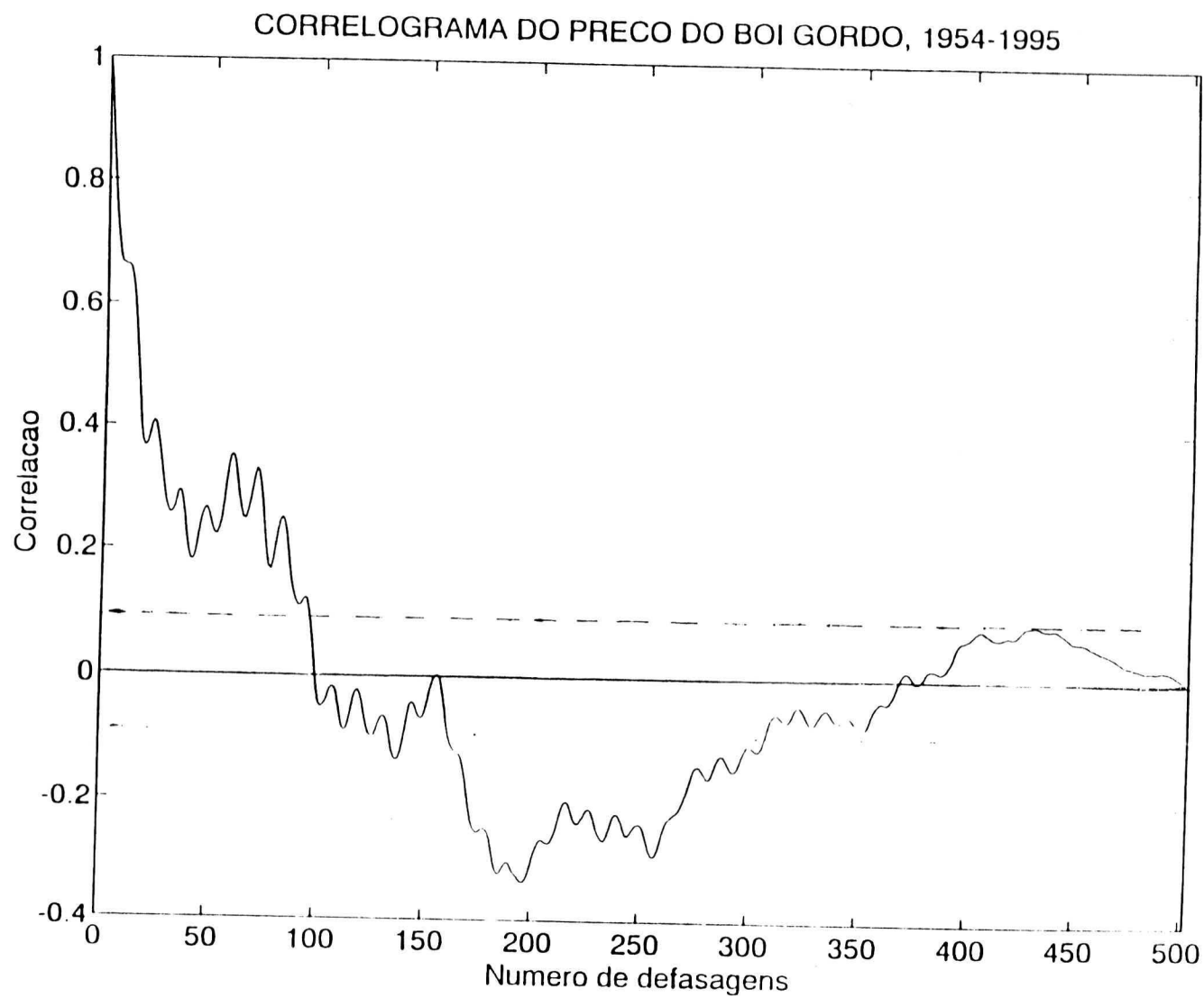
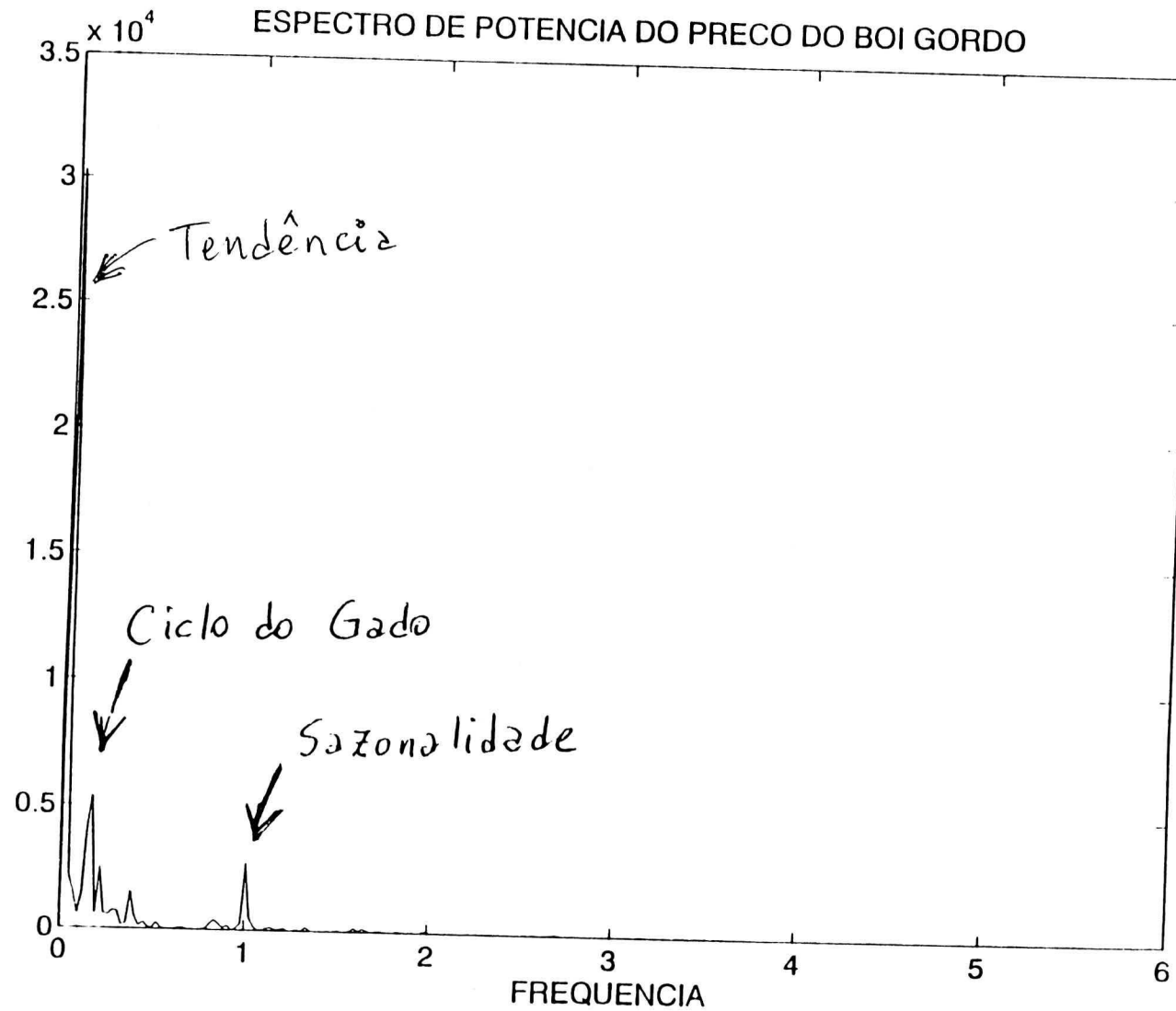


GRÁFICO 3



Para estabelecer a significância estatística dessas características da série, obteve-se o espectro logarítmico, que permite a melhor visualização das flutuações da densidade espectral nas diferentes frequências, e foi construído um intervalo de 95% de confiança que confirma a significância dos picos anteriormente descritos (Gráfico 4).

O pico maior, correspondente à frequência f_1 , está associado com um período de 6,82 anos (82 meses). Isso significa que nos dados existe um ciclo de baixa frequência, que se repete a cada 6,82 anos, e que explica uma proporção importante da variância total da série. Esse pico corresponde ao denominado 'ciclo do gado'.

O pico relativamente alto, e estatisticamente significativo, observado na frequência 1 significa que um outro ciclo também é importante na explicação da variância total da série. Esse ciclo de maior frequência ---que se completa num período de um ano---, descreve as variações intra- anuais (variações sazonais).

IV. VARIAÇÃO SAZONAL: MÉTODO DESCRITIVO

A forma mais elementar e tradicional de representar a estrutura de variação sazonal de uma série temporal consiste em calcular as 'médias sazonais', ou seja, a média de todas as observações correspondentes aos meses de janeiro presentes na série, a média de todas as referentes aos meses de fevereiro, de março, etc. A diferença entre as médias sazonais de cada mês e a média global da série fornece os 'fatores sazonais' que podem ser utilizados para ajustar a série, eliminando assim o componente sazonal.

Simbolicamente,

$$F.S. = M_s - M_g$$

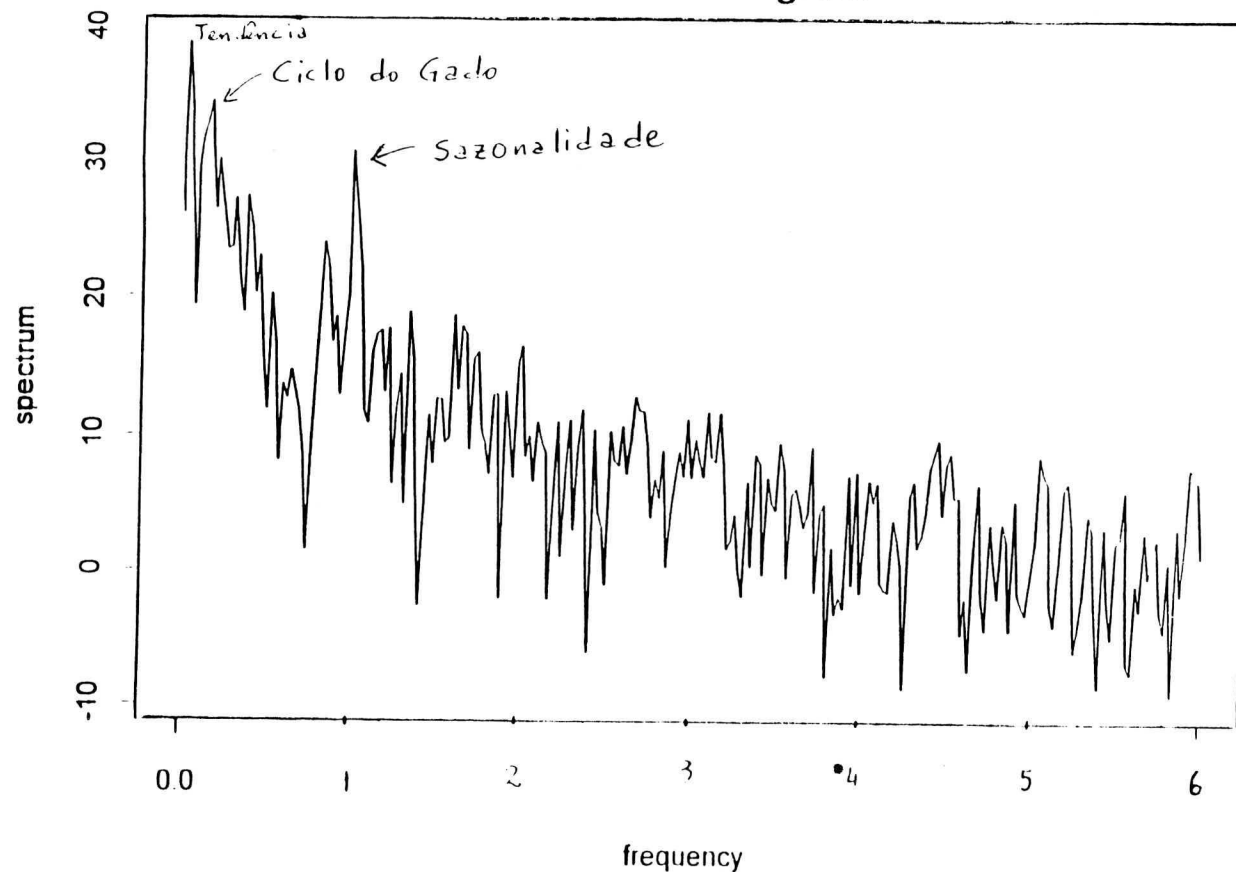
onde:

M_s = média sazonal

M_g = média global

GRÁFICO 4

Series: preço do boi gordo
Raw Periodogram



bandwidth= 0.000572767 , 95% C.I. is (-5.88342 , 17.6281)dB

O resultado desse procedimento está apresentado na Tabela 1 e Gráfico 5, onde pode observar-se que os preços médios do período de fevereiro a julho são menores que a média global da série, enquanto que os restantes são superiores à mencionada média. Essas informações definem a extensão das duas épocas sazonais conhecidas como safra e entre-safra, respectivamente.⁽⁵⁾

TABELA 1
Médias Sazonais e Fatores Sazonais
do Preço da Carne de Boi
R\$ de Dezembro de 1995 por arroba

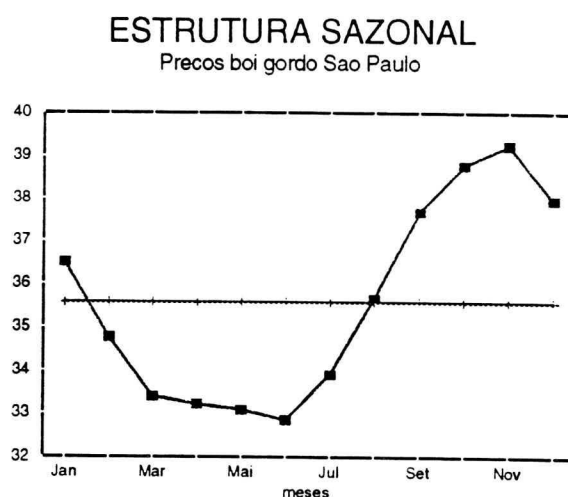
Mês	Média Sazonal	Fator Sazonal
Jan.	36,49	0,91
Fev.	34,76	-0,82
Mar.	33,39	-2,19
Abr.	33,20	-2,38
Mai.	33,08	-2,50
Jun.	32,84	-2,74
Jul.	33,90	-1,68
Ago.	35,66	0,08
Set.	37,68	2,10
Out.	38,78	3,20
Nov.	39,25	3,67
Dez.	37,96	2,38

A partir das informações contidas na Tabela 1 é possível, também, obter as diferenças entre as médias dos preços de cada mês, o qual fornece uma medida quantitativa das diferenças sazonais do preço do boi gordo. Na verdade é possível elaborar uma matriz como a mostrada na Tabela 2, onde temos todas as diferenças possíveis entre pares de meses. A interpretação dos valores dessa tabela é a seguinte: cada cela contém a diferença sazonal média entre o mês que aparece à esquerda

⁵ O Gráfico 5 é também, após uma mudança de escala, o gráfico dos 'fatores sazonais'.

da respectiva linha e o que consta no cabeçalho da correspondente coluna. Por isso a diagonal principal está constituída por zeros. Contudo, a matriz não é simétrica, é antissimétrica, já que as diferenças que são positivas à direita da diagonal principal são negativas abaixo delas. Isso é consequência da lógica de sua construção porque, de um lado da diagonal, se um dado mês é o minuendo na subtração, do outro lado passa a ser o subtraendo. Na próxima seção mostrar-se-á como se podem estimar todos os valores das tabelas 1 e 2 por meio de regressão.

GRÁFICO 5



FONTE: Tabela 1.

Aparentemente todas as perguntas da primeira seção já foram respondidas; mas, é evidente que o procedimento acima não nos permite saber a significância estatística das diferenças calculadas. Ou seja, é necessário ter um modelo estocástico que permita fazer afirmativas probabilísticas. Esse problema pode ser solucionado com a utilização de análise de regressão e variáveis 'dummy', tal como será discutido na próxima seção.

V. A UTILIZAÇÃO DE VARIÁVEIS 'DUMMY'

Praticamente todo manual de econometria discute algum método pelo qual se utiliza um conjunto de variáveis 'dummy' para estimar as diferenças sazonais de cada mês num modelo econométrico uniequacional. Na realidade, existem pelo menos duas variantes nesse procedimento.

TABELA 2

**Diferenças Sazonais dos Preços
da Carne de Boi**

	Jan.	Fev.	Mar	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
Jan.	0	1,73	3,10	3,29	3,41	3,65	2,59	0,83	-1,19	-2,29	-2,76	-1,47
Fev.	-1,73	0	1,37	1,56	1,68	1,92	0,86	-0,90	-2,92	-4,02	-4,49	-3,20
Mar	-3,10	-1,37	0	0,19	0,31	0,55	-0,51	-2,27	-4,29	-5,39	-5,86	-4,57
Abr.	-3,29	-1,56	-0,19	0	0,12	0,36	-0,70	-2,46	-4,48	-5,58	-6,05	-4,76
Mai.	-3,41	-1,68	-0,31	-0,12	0	0,24	-0,82	-2,58	-4,60	-5,70	-6,17	-4,88
Jun.	-3,65	-1,92	-0,55	-0,36	-0,24	0	-1,06	-2,82	-4,84	-5,94	-6,41	-5,12
Jul.	-2,59	-0,86	0,51	0,70	0,82	1,06	0	-1,76	-3,78	-4,88	-5,35	-4,06
Ago.	-0,83	0,90	2,27	2,46	2,58	2,82	1,76	0	-2,02	-3,12	-3,59	-2,30
Set.	1,19	2,92	4,29	4,48	4,60	4,84	3,78	2,02	0	-1,10	-1,57	-0,28
Out.	2,29	4,02	5,39	5,58	5,70	5,94	4,88	3,12	1,10	0	-0,47	0,82
Nov.	2,76	4,49	5,86	6,05	6,17	6,41	5,35	3,59	1,57	0,47	0	1,29
Dez.	1,47	3,20	4,57	4,76	4,88	5,12	4,06	2,30	0,28	-0,82	-1,29	0

FONTE: Tabela 1.

V.1. Variáveis 'Dummy' Binárias

Esse primeiro procedimento⁽⁶⁾ consiste em criar, para cada mês, uma variável binária com valores unitários para as observações correspondentes a esse mês, e valores zero para todos os outros. Assim, cada mês tem sua própria 'dummy'. No caso que nos ocupa, o modelo é o seguinte:

$$P = \alpha + X \beta + u \quad (1)$$

onde a matriz **X**, de tamanho (N x 11), tem a seguinte forma:

⁶ Ver, por exemplo, (GUJARATI, 1995).

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix}$$

P é um vetor de N observações da variável explicada, α é o intercepto, β é um vetor de parâmetros sazonais, e u é um vetor de variáveis aleatórias idênticas e independentemente distribuídas com média zero e variância σ^2 ⁽⁷⁾

Portanto, o modelo econométrico consiste de uma equação onde a variável dependente é o preço, o conjunto de variáveis independentes é formado por onze 'dummies' sazonais, mais o termo estocástico. Se o modelo tem um intercepto, então não é possível empregar doze variáveis 'dummy' porque, em tal caso, uma coluna qualquer da matriz X poderia ser expressa como uma combinação linear das restantes e, em consequência, não se cumpre uma condição de posto (a matriz X é singular), impedindo o processo de estimação.

Ao se usar apenas onze 'dummies', o mês não representado passa a ser um ponto de referência ou 'base de comparação', com relação ao qual são referidos os outros meses. Os meses cujas 'dummies' têm coeficientes de regressão estatisticamente iguais a zero, são sazonalmente semelhantes ao mês base. Aqueles meses cujos coeficientes de regressão são positivos e significativos correspondem, por sua vez, a períodos nos quais os preços são sazonalmente maiores que o preço do mês base. A interpretação é inversa no caso de coeficientes negativos e significativos.

⁷ Nesse exemplo, a forma da matriz supõe que a primeira observação dos dados corresponde ao mês de janeiro. O mês omitido (dezembro) é a base de comparação.

Quando todas as 'dummies' têm valor igual a zero a equação fica reduzida ao intercepto mais o termo aleatório. Esse intercepto é a estimativa da média sazonal do mês base (aquela que aparece na Tabela 1). Quando a i^{ma} 'dummy' tem valor igual a um e as restantes igual a zero, a média sazonal desse mês é estimada pela equação (intercepto mais o correspondente coeficiente de regressão). Se esse coeficiente de regressão é estatisticamente significativo as médias sazonais do mês i e do mês base são, também, significativamente diferentes. Caso contrário são estatisticamente iguais.

Em resumo, a constante da regressão estima a média do mês base e os outros coeficientes estimam a quantia que deve ser adicionada ou subtraída para se obter, a partir do mês base, a média do mês em questão.⁽⁸⁾

Em princípio podem-se escolher doze bases de comparação diferentes. Os resultados globais (R^2 e D-W, por exemplo) das regressões com diferentes bases devem ser idênticos em todos os casos, pois o modelo é o mesmo e os dados são os mesmos. Considerando os coeficientes individuais de regressão, contudo, os resultados são numericamente diferentes assim como sua significância estatística, dependendo do mês escolhido como ponto de referência. Isso acontece porque, em cada caso o intercepto é diferente. No caso de se escolher um mês como agosto, por exemplo, com preços relativamente próximos da média global da série, os 'interceptos diferenciais' serão pequenos e a regressão não conseguirá, no meio do ruído amostral, discernir se são significativos ou não.

A situação é bem diferente em caso de se escolher como base algum dos meses mais afastados da média global (junho ou novembro, em nosso caso). Na Tabela 3, por exemplo, temos os resultados da regressão obtida considerando junho como mês de referência. De imediato, observa-se que o intercepto estimado corresponde à média sazonal do mês de junho (Tabela 1). Por outro lado, todos os coeficientes de regressão das 'dummies' são positivos, os correspondentes aos meses de janeiro a agosto continuam sendo estatisticamente iguais a zero, mas os dos quatro últimos meses do ano são diferentes de zero ao nível de 5% de significância. Esses resultados indicam que os primeiros oito meses do ano (junho no meio) são homogêneos entre si (pertencem ao mesmo nível de preços), enquanto os quatro últimos são diferentes (maiores). Os primeiros correspondem à época da safra, os últimos à entressafra. Note-se, também, que os onze coeficientes de regressão são iguais aos valores da *coluna de junho* da Tabela 2.

⁸ Por esse motivo (GUJARATI, 1995) chama aos coeficientes de regressão, nesse caso, de 'interceptos diferenciais'.

TABELA 3

Resultados da Análise de Regressão
(Mês base de comparação: junho)

MQO // Variável dependente: PREÇO Amostra: Março 1954 -- Dezembro 1995 Observações incluídas: 502				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t de Student	Probabilidade
C	32,8371	1,71730	19,1212	0,0000
Jan	3,65007	2,44340	1,49384	0,1359
Fev	1,91969	2,44340	0,78566	0,4324
Mar	0,55128	2,42864	0,22699	0,8205
Abr	0,36777	2,42864	0,15143	0,8797
Mai	0,23867	2,42864	0,09827	0,9218
Jul	1,05808	2,42864	0,43567	0,6633
Ago	2,81888	2,42864	1,16068	0,2463
Set	4,84084	2,42864	1,99323	0,0468
Out	5,94426	2,42864	2,44756	0,0147
Nov	6,41521	2,42864	2,64148	0,0085
Dez	5,12730	2,42864	2,11118	0,0353
R ²	0,041374		Média var dep	35,58
R ² ajustado	0,019854		D.P. var dep	11,24
E. P. da regressão	11,12943		C. I. Akaike	4,8428
Σ resíduos ao quadrado	60693,46		Estatística F	1,922578
Estatística D-W	0,085603		Probab. de F	0,034489

Quando a base de comparação é deslocada para o mês que tem a maior das médias sazonais (novembro), a regressão estimada tem um intercepto que é a estimativa da média sazonal desse mês. todos os coeficientes de regressão são negativos, os não significativos são aqueles correspondentes ao período da entressafra, e os significativamente diferentes de zero correspondem à safra (ver Tabela 4). Nesse caso, os coeficientes de regressão reproduzem as diferenças da *coluna de novembro* da Tabela 2.

TABELA 4

RESULTADOS DA ANÁLISE DE REGRESSÃO
(Mês base de comparação: novembro)

MQO // Variável dependente: PREÇO Amostra: Março 1954 -- Dezembro 1995 Observações incluídas: 502				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t de Student	Probabilidade
C	39,2523	1,71730	22,8568	0,0000
Jan	-2,76513	2,44340	-1,13167	0,2583
Fev	-4,49551	2,44340	-1,83985	0,0664
Mar	-5,86392	2,42864	-2,41448	0,0161
Abr	-6,04743	2,42864	-2,49004	0,0131
Mai	-6,17653	2,42864	-2,54320	0,0131
Jun	-6,41521	2,42864	-2,64148	0,0085
Jul	-5,35712	2,42864	-2,20581	0,0279
Ago	-3,59632	2,42864	-1,48079	0,1393
Set	-1,57436	2,42864	-0,64824	0,5171
Out	-0,47094	2,42864	-0,19391	0,8463
Dez	-1,28790	2,42864	-0,53030	0,5961
R ²	0,041374		Média var dep	35.58
R ² ajustado	0,019854		D.P. var dep	11.24
E. P. da regressão	11,12943		C. I. Akaike	4,8428
Σ resíduos ao quadrado	60693,46		Estatística F	1,922578
Estatística D-W	0.085603		Probab. de F	0.034489

Nas tabelas 3 e 4, que correspondem a regressões com mês base diferentes, observa-se que os coeficientes das 'dummies' são estatisticamente significativos ou numa ou na outra, com exceção dos meses de janeiro e agosto que não são significativos em nenhum dos dois casos. Evidentemente, esses dois meses representam períodos de transição entre a safra e a entressafra. Assim sendo, apresentam uma variância maior, e o método não consegue discernir coerentemente a qual época pertencem.⁽⁹⁾

⁹ Além da pequena proporção da variância do preço explicada pelo conjunto de variáveis 'dummy', os ajustes que comentamos apresentam autocorrelação dos resíduos, problema que invalida os testes de significância das estimativas. Para solucionar esse problema é necessário mudar a especificação do modelo. Essa tarefa foi realizada em (AGUIRRE e AGUIRRE, 1997).

Uma especificação alternativa do modelo (1) consiste numa regressão sem intercepto, mas incluindo doze variáveis 'dummy' sazonais. Nesse caso os coeficientes de regressão dessas variáveis, todos estatisticamente significativos, reproduzem exatamente as doze médias sazonais da Tabela 1. As outras estatísticas da regressão, R^2 , D-W e F, são iguais àqueles mostrados nas tabelas 3 e 4.

V.2. Variáveis 'Dummy' com Três Elementos Diferentes

Uma forma alternativa de estimar o modelo (1) consiste em definir a matriz X ($N \times 11$) da seguinte forma:⁽¹⁰⁾

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \\ -1 & -1 & -1 & -1 & -1 & -1 & \dots & -1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix}$$

Nesse caso a constante da regressão é exatamente igual à média global da série, e os coeficientes de regressão são 'interceptos diferenciais' que, somados à média geral, reproduzem as médias sazonais (Tabela 5).⁽¹¹⁾ As estatísticas R^2 , D-W e F dessa regressão são idênticas às das regressões anteriores.

¹⁰ Ver, por exemplo, (DAVIDSON e MacKINNON, 1993).

¹¹ Esses coeficientes, portanto, são iguais aos fatores sazonais (F.S.) definidos na seção anterior.

No ajuste da Tabela 5 não se estima um coeficiente para o mês de dezembro pois não foi incluída a 'dummy' correspondente a esse mês. Para se obter esse 'intercepto diferencial' sem estimar uma nova regressão basta mudar o sinal da soma algébrica dos outros onze coeficientes de regressão.

Caso se estime o modelo sem constante, mas com doze 'dummies', esse procedimento estima as médias sazonais (Tabela 1) de todos os meses (exceto daquele com o elemento -1). Novamente, para se obter a média que falta sem estimar uma nova regressão deve-se mudar o sinal do coeficiente do mês correspondente ao elemento -1 e subtrair dele a soma dos outros onze coeficientes.

TABELA 5

Resultados da Análise de Regressão

MQO // Variável dependente: PREÇO Amostra: Março 1954 -- Dezembro 1995 Observações incluídas: 502				
Variável	Coeficiente	Erro Padrão	t de Student	Probabilidade
C	35,58146	0,48675	71,62839	0,0000
Jan	0,90573	1,66263	0,54476	0,5862
Fev	-0,82464	1,66263	-0,49599	0,6201
Mar	-2,19306	1,64450	-1,33357	0,1830
Abr	-2,37657	1,64450	-1,44516	0,1491
Mai	-2,50567	1,64450	-1,52366	0,1282
Jun	-2,74434	1,64450	-1,66880	0,958
Jul	-1,68626	1,64450	-1,02539	0,3057
Ago	0,07454	1,64450	0,04533	0,9639
Set	2,09651	1,64450	1,27486	-0,2030
Out	3,19992	1,64450	1,94583	0,0522
Nov	3,67087	1,64450	2,23221	0,0261
R ²	0,041374		Média var dep	35,58
R ² ajustado	0,019854		D.P. var dep	11,24
E. P. da regressão	11,12943		C. I. Akaike	4,8428
Σ resíduos ao quadrado	60693,46		Estatística F	1,922578
Estatística D-W	0,085603		Probab. de F	0,034489

VI. SÉRIES DESSAZONALIZADAS

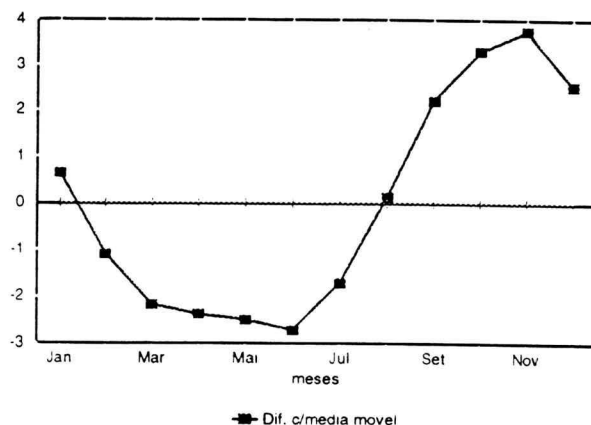
As variações sazonais são flutuações que se repetem aproximadamente na mesma época de cada ano e que são resultado de fenômenos cíclicos externos ao conjunto principal de causas (processo gerador) que atua sobre os termos da série.

Uma definição alternativa, dada por Hylleberg, afirma que a sazonalidade é o movimento intra-anual sistemático de uma série qualquer ---ainda que não necessariamente regular---, causado por mudanças associadas ao clima, ao calendário, ou ao 'timing' das decisões de produção e consumo tomadas pelos agentes econômicos.⁽¹²⁾ A vantagem dessa definição é que enfatiza o fato que, embora a sazonalidade possa ser determinística, ou seja, causada por fatores ligados ao calendário e ao clima, parte das flutuações estacionais pode ser causada pelo comportamento dos agentes econômicos e, em consequência, pode não ser constante.

GRÁFICO 6

FATORES SAZONAIS ADITIVOS

Precos boi gordo Sao Paulo



A maior parte dos métodos existentes para eliminar as variações sazonais de uma série tem indesejáveis efeitos colaterais. Na Seção 4 foi esboçado um procedimento elementar para eliminar a sazonalidade de uma série. Outros métodos mais sofisticados baseiam-se numa média móvel. Como o objetivo dessa média é suavizar a variação sazonal, ela deve ser móvel de 12 meses. Os

¹² Citado por (FRANSES, 1996).

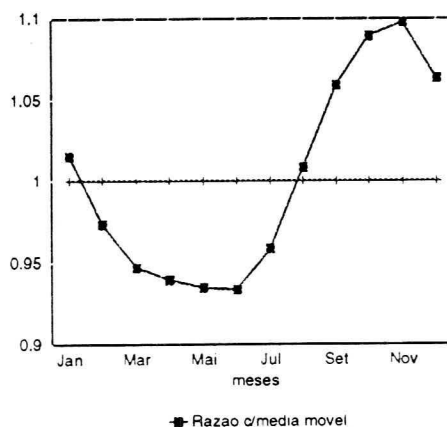
desvios da série original com relação à média móvel fornecem a matéria prima para calcular os chamados 'fatores sazonais aditivos' (ver Gráfico 6) que, por sua vez, possibilitam a obtenção da série dessazonalizada.⁽¹³⁾

Calculando o percentual do preço efetivo em relação à média móvel de 12 meses obtém-se os índices sazonais multiplicativos (ver Gráfico 7). Esses fatores podem considerar-se como um índice da parte sazonal pura do preço. O valor de um mês qualquer (novembro, por exemplo) indica que, em média, em 42 anos o preço foi 110% do valor da tendência correspondente a esse mês --- representada pela média móvel. Em outras palavras, os preços aumentam sazonalmente 10% no mês de novembro. Se se quer eliminar o efeito sazonal devem-se dividir os preços da série original pelo índice sazonal do mês de que se trate.

GRÁFICO 7

FAT. SAZ. MULTIPLICATIVOS

Preços boi gordo São Paulo



Um método baseado na regressão com variáveis 'dummy' gera a série dessazonalizada, P_1^* , da seguinte forma:

¹³ Todos os procedimentos de dessazonalização mencionados nessa seção estão automatizados no pacote computacional E-VIEWS.

$$P_1^* = a + \hat{u}_t$$

onde a é a estimativa de α e \hat{u}_t é o vetor de resíduos obtido na estimativa da relação (1) por MQO. Assim, toda a variabilidade dos preços que pode ser explicada pelas 'dummies' sazonais foi subtraída para gerar P_1^* .

A comparação das quatro séries dessazonalizadas aqui mencionadas pode ser feita de várias maneiras. A principal observação no espectro de potência de todas elas é que, agora, não aparece o pico na frequência unitária. Nenhuma das séries dessazonalizadas têm, na frequência correspondente ao período de um ano, aquele componente sistemático e significativo que explicava uma parte da variância da série original. Contudo, a indicação da existência do ciclo do gado, apontado no Gráfico 3, continua sendo estatisticamente significativa. Os correlogramas das novas séries são semelhantes entre si, e a principal diferença com o Gráfico 2 é que desaparecem as flutuações de alta frequência apontadas no caso da série original de preços. As correlações de Pearson calculadas entre as variáveis dessazonalizadas são superiores a 0,99. Também as correlações das variáveis dessazonalizadas com a série de preços sem esse pre-processamento são altas (maiores que 0,97).

Como foi mencionado na Seção III a série original mostra a existência de três pontos de (possível) mudança estrutural. Um aspecto de interesse é constatar se os ajustes sazonais distorcem essa característica básica da série original. Para testar esse fato ajustaram-se quatro regressões com as quatro variáveis dessazonalizadas como variáveis de resposta e com um conjunto de termos autoregressivos. Realizando o teste de Chow, para as mesmas datas, a estatística F obtida em todos os casos é altamente significativa. Conclui-se, portanto, que o ajuste sazonal da série não afetou os pontos de mudança estrutural em nenhum dos quatro métodos alternativos.

VII. RESUMO E CONCLUSÕES

No presente trabalho focaliza-se a análise no componente estacional da série de preços recebidos pelos produtores de carne bovina do Estado de São Paulo no período de março de 1954 a dezembro de 1995, como um meio para mostrar o uso de variáveis 'dummy' sazonais na análise de regressão.

A série, com preços expressos em reais de dezembro de 1995 por arroba, apresenta uma tendência crescente até 1979 e, a partir daí, a tendência muda de sinal. O comportamento dos preços no primeiro sub-período é atribuído ao fato da demanda ter apresentado, nessa época, taxas de crescimento superiores às da oferta. Já a tendência declinante coincide com um período de arrocho salarial e perda do poder aquisitivo da classe média ---principal consumidora de carne bovina--- e, também, com a introdução de melhoras tecnológicas na produção de carne. Além do mais, são apresentadas evidências de que a série possui um componente cíclico e outro estacional, ambos estatisticamente significativos.

O estudo da sazonalidade é iniciado com a descrição da estrutura estacional média dos dados, ou seja, com o cálculo das médias sazonais. Essas médias permitem calcular um conjunto de fatores sazonais que, por sua vez, podem ser utilizados para dessazonalizar a série original. Esse primeiro método de ajuste pode ser implementado ou subtraindo as médias sazonais ---em cujo caso a série resultante é uma série de desvios--- ou, alternativamente, subtraindo os fatores sazonais dos preços iniciais (nesse último caso a série dessazonalizada tem média igual a R\$ 32,84 por arroba).

Esses resultados descritivos são utilizados como marco de referência para mostrar o produto gerado pela aplicação do método de regressão com variáveis 'dummy' sazonais. Mostra-se como se pode realizar esse ajustamento definindo a matriz de variáveis 'dummy' de duas formas diferentes e, para cada caso, quais os resultados obtidos se se incluem onze ou doze 'dummies'. No segundo caso a forma especificada não pode incluir um intercepto.

Mostra-se, também, como esses diferentes procedimentos permitem, cada um a seu modo, estimar as médias sazonais e as diferenças existentes entre essas médias.

As regressões que têm, como variáveis explicativas, apenas variáveis 'dummy' sazonais conseguem reproduzir as médias sazonais e as diferenças entre essas médias mas o ajuste é deficiente do ponto de vista econométrico. O principal problema desses ajustes é a presença de correlação serial nos resíduos, que invalida os testes de hipótese que poderiam ser realizados. Contudo, nesse trabalho não se tenta mudar a especificação do modelo, já que essa tarefa foi realizada em outro lugar.

Nos procedimentos anteriores nos quais se incorporam onze ou doze variáveis 'dummy' como regressores para captar as diferenças sazonais, o efeito é ajustar o intercepto da regressão para cada mês. Também seria possível ajustar uma regressão utilizando apenas uma variável 'dummy' para distinguir entre o período de safra e o da entressafra em vez de separar os dados mês por mês.

Essa especificação seria uma versão restrita da especificação (4). A restrição diz respeito ao fato de que, nessa regressão, o intercepto para os meses de fevereiro a julho seria o mesmo. É claro que tal decisão pode ser tomada baseando-se nos resultados da Tabela 3, que nos mostra que tais restrições são válidas, mas podemos testá-las de forma explícita mediante o teste de Wald ou, equivalentemente, o teste de variáveis redundantes. Não é nenhuma surpresa que esses dois testes confirmem esse procedimento com alta significância estatística.

Na opinião de alguns econometristas não é recomendável eliminar a sazonalidade ---por um método qualquer--- antes de se realizar uma análise com modelos Box-Jenkins, por exemplo, porque esse ajuste poderia distorcer substancialmente a estrutura estocástica do fenômeno em estudo. Para esses autores o procedimento correto é modelar a sazonalidade de forma explícita como parte do modelo. A utilização de variáveis 'dummy' permite fazer isso nos modelos de regressão.

Na última seção deste trabalho é realizado o cálculo de séries dessazonalizadas pelo método das médias móveis (formas aditiva e multiplicativa) e pelo método das variáveis 'dummy'.

A avaliação dessas diferentes séries indica que, em termos gerais, são muito semelhantes entre si. As correlações de Pearson calculadas entre pares das variáveis ajustadas são próximas da unidade, e o teste de Chow indica que o ajuste não distorce o ponto de virada das séries que continua sendo igual àquele observado na série original..

Os resultados obtidos nesse trabalho podem ser relevantes para os Institutos que calculam índices de preços ao consumidor no Estado de São Paulo. Com efeito, é provável que a sazonalidade dos preços varejistas da carne bovina seja semelhante àquela apresentada pelos preços recebidos pelos produtores e, nesse caso, pode-se esperar que no mês de novembro de cada ano esses preços sejam ao redor de 10% mais altos do que no período da entressafra devido ao efeito sazonal. Essa informação deve ser avaliada levando em conta que a carne bovina tem um peso entre 2,5 e 3% na estrutura de ponderação dependendo do índice de que se trate.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIRRE, A. (1995) Uma Introdução à Análise Espectral de Séries Temporais Econômicas, Nova Economia, Belo Horizonte, 5(1):41--60.
- AGUIRRE, A. e AGUIRRE, L. A. (1997) Preço da Carne de Boi Gordo: Regressão Dinâmica com Variáveis 'Dummy' Sazonais, CEDEPLAR/UFGM, Belo Horizonte, Texto para Discussão N° 107.
- DAGUM, E. B. (1982) Revision of time varying seasonal filters, Journal of Forecasting, 1(2):173--187.
- DAVIDSON, R. e MacKINNON, J. G. (1993) Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press, Nova Iorque.
- ECONOMETRIC VIEWS (1995) User's Guide, Version 2.0, Quantitative Micro Software, Irvine, California.
- ERICSSON, N. R., HENDRY, D. F. and HONG-ANH TRAN (1994). In: HARGREAVES, C. P. (editor) Nonstationary time series analysis and cointegration, Oxford University Press, Oxford.
- FRANSES, P. H. (1996) Recent advances in modelling seasonality, Journal of Economic Surveys, 10(3):299--345.
- GARCIA, E. A. C. (1982) Análise Harmônica Aplicada às Variações do Preço do Boi no Pantanal Mato-Grossense, Revista de Economia Rural, 20(4):557--574.
- GREENE, W. H. (1993) Econometric Analysis, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- GRETHER, D. M. e NERLOVE, M. (1970) Some properties of 'optimal' seasonal adjustment, Econometrica, 38(5):682--703.
- GUJARATI, D. N. (1995) Basic Econometrics, McGraw-Hill International Editions, Nova Iorque.
- HOTTA, L. K. (1988) Seasonal adjustment of Brazilian time series, Revista de Econometria, 8(1):83--95.
- HYLLEBERG, S. (1994) Modelling seasonal variation. In: HARGREAVES, C. P. (editor) Nonstationary time series analysis and cointegration, Oxford University Press, Oxford.

- JARVIS, L. S. (1974) Cattle as capital goods and ranchers as portfolio managers: an application to the Argentine cattle sector, *Journal of Political Economy*, 82(3):489--520.
- MARGARIDO, M. A., KATO, H. T., BUENO, C. R. F. e CAMBOM Jr., E. (1996) Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no Estado de São Paulo, *Revista Brasileira de Economia*, 50(2):255--278.
- MASCOLO, J. L. (1980) Um Estudo Econométrico da Pecuária de Corte no Brasil, Editora da F.G.V., Série Teses Nº 3, Rio de Janeiro.
- MUELLER, C. C. (1987) O ciclo do gado e as tentativas governamentais de controle do preço da carne, *Estudos Econômicos*, 17(3):435--456.
- NERLOVE, M. (1964) Spectral analysis of seasonal adjustment procedures. *Econometrica*, 32(3):241--286.
- NERLOVE, M., GRETH, D. M. e CARVALHO, J. L. (1988) Análisis de Series Temporales Económicas, Fondo de Cultura Económica, Mexico.
- ROSEN, S., MURPHY, K. M. e SCHEINKMAN, J. A. (1994) Cattle cycles, *Journal of Political Economy*, 102(3):468--492.
- SHISHKIN, J., YOUNG, A. e MUSGRAVE, J. (1967) The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program, Technical Paper Nº 15, Bureau of the Census, USA.
- SILVA, J. A. B. B. (1984) Measuring the Effects of Government Policies on Brazilian Agriculture, with Particular Emphasis on the Beef and Dairy Sectors, Tese não publicada, Universidade de Manchester, Inglaterra.
- SILVA, L. M. R. e LEMOS, J. J. S. (1986) Variação estacional nos preços do boi gordo no Nordeste: um modelo de análise estática comparativa, *Revista de Economia Rural*, 24(3):331--340.
- SIMS, C. A. (1974) Seasonality in regression, *Journal of the American Statistical Association*, 69:618--626.
- WALLIS, K. F. (1974) Seasonal adjustment and relations between variables. *Journal of the American Statistical Association*, 69:18--31.
- WALLIS, K. F. e THOMAS, J. J. (1971) Seasonal Variation in Regression Analysis, *Journal of the Royal Statistical Society - Series A*, 134(1):57--72.