

ANÁLISE CRONOLÓGICA DOS ABATES DE BOVINOS NOS FRIGORÍFICOS DO ESTADO DE SÃO PAULO

Eng.º Agr.º Maria de Lourdes do Canto Arruda

Este trabalho visa fazer um estudo da série cronológica representada pelos abates mensais de bovinos de 1950 a 1960; foram feitos os ajustes de uma equação capaz de descrever os abates nêsse período e análise dos abates mensais, a fim de se determinar as variações estacionais que normalmente ocorrem dentro de um ano.

O estudo foi feito obedecendo aos métodos clássicos da análises das séries de tempo, determinando-se a tendência secular "trend" e separando-se a seguir as variações estacionais. Este tipo de estudo constitui um ponto de partida da análise econométrica.

Não se tentou o isolamento e identificação das variações cíclicas, que certamente existem, por ser relativamente pequeno o período de tempo para o qual se dispõe de dados seguros.

A justificativa do presente trabalho é encontrada na importância que a pecuária de corte tem hoje na economia agrícola do Estado, já que a exploração bovina é a que maior renda proporciona à agricultura do Estado (1).

Os dados utilizados referem-se aos abates totais dos frigoríficos inspecionados pelo D.I.P.O.A. incluindo-se os de Carapicuíba e Guarulhos .

(1) — AGRICULTURA EM SÃO PAULO — Ano VIII — N.º 1 — Janeiro 1961

Na determinação dos índices estacionais foram eliminados os dados mensais de 1954. "Embora tivesse esse ano apresentado um total anual perfeitamente normal em relação aos anos anteriores e ao posterior não apresenta abates mensais normais, devido à interrupção em agosto e setembro das atividades nos grandes frigoríficos, no momento em que a COFAP estabeleceu tabelamento do preço por arrôba de boi gordo, tabelamento este que não foi bem recebido nos frigoríficos". (2)

Todos esses dados estão organizados no Quadro I.

Esses dados não correspondem aos totais de bovinos abatidos no Estado, pois não foram computados os abates das fazendas e dos matadouros municipais. Cabe ainda esclarecer que estes dados diferem dos

anteriormente adotados pela Divisão de Economia Rural, que considerava os abates nos cinco principais frigoríficos como representativos dos abates gerais. Esta mudança de critério foi motivada pela constatação de que os totais apresentados por aqueles frigoríficos já não acompanham a expansão do total de abates do Estado, diminuindo gradativamente sua participação nesse total. A comparação dos dados dos cinco e de todos os frigoríficos mostrou que embora as duas séries apresentem índices estacionais semelhantes, a tendência dos abates dos cinco frigoríficos evidencia um acréscimo proporcional anual muito menor que a da série desenvolvida pelos dados de todos eles. Isto se explica pelo aparecimento de novos frigoríficos importantes.

TENDÊNCIA SECULAR

O desenvolvimento gradual dos dados econômicos em um longo período de tempo, denominado tendência secular, é o característico mais evidente das séries cronológicas. A equação representativa desse desenvolvimento poderá ser determinada pelo método dos polinômios ortogonais, desde que os valores das abscissas sejam

equiespaçados (um ano, para o nosso caso). Dessa forma, fica muito facilitada a aplicação do método dos mínimos quadrados.

O método dos polinômios ortogonais usa a análise da variância para calcular as contribuições que cada uma das regressões linear, quadrática, cúbica, quártica etc., fazem pa-

QUADRO I

Abate Mensal, de Bois, Vacas, e Vitelos no Estado de São Paulo, de 1959 - 1960 (Em milhares de cabeças)

Mês	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960
Janeiro	83,4	93,3	69,6	78,7	—	81,6	83,3	104,2	128,6	125,7	114,3
Fevereiro	71,7	91,0	86,0	76,0	—	69,3	78,0	100,6	111,4	119,7	116,6
Março	86,8	98,6	95,1	94,0	—	102,5	80,6	98,7	121,0	137,9	115,1
Abril	74,5	126,0	109,9	99,2	—	106,1	97,2	104,3	133,0	152,4	111,5
Mai	110,7	149,0	114,9	110,0	—	110,6	116,0	121,0	139,0	147,3	116,6
Junho	129,7	145,8	88,5	119,5	—	106,4	114,6	106,6	130,9	150,9	109,7
Julho	102,0	127,8	71,9	116,9	—	85,2	106,6	119,4	127,3	152,7	108,9
Agosto	113,8	96,3	51,0	81,8	—	79,7	100,2	105,8	107,6	76,3	114,2
Setembro	81,7	58,8	44,0	41,7	—	57,7	86,2	91,8	116,3	78,4	99,1
Outubro	66,5	53,6	36,0	39,6	—	46,6	93,0	62,3	104,7	79,4	82,0
Novembro	61,3	52,6	28,4	60,6	—	56,2	92,4	102,0	101,0	84,1	80,0
Dezembro	83,7	71,2	56,4	88,0	—	69,0	96,6	108,2	122,4	109,0	90,2
Total	1 065,6	1 163,7	851,5	1 006,0	971,7	970,8	1 145,0	1 224,9	1 443,7	1 413,7	1 257,8
Média mensal	88,8	97,0	71,0	83,8	81,0	80,9	95,0	102,0	120,3	117,8	104,8

(*) Dados coletados nos frigoríficos inspecionados pelo D.I.P.O.A. incluindo Carapicuíba e Guarulhos.

ra a soma de quadrados total. A seguir, é organizado um quadro de análise da variância a fim de, aplicando-se um test ("F" por exemplo), determinar-se quais delas representam contribuição significativa para

a soma dos quadrados. A equação de regressão que mais convém aos dados é de grau igual ao da última contribuição cujo F é significativo.

O método determina a equação.

$$y - \bar{y} = A_1 E'_1(x) + A_2 E'_2(x) + A_3 E'_3(x) + \dots + A_u E'_u(x) \quad (\text{equação I})$$

onde os A_j , são os coeficientes a serem determinados e $E'_j(x)$ são os polinômios ortogonais conhecidos em x cujos produtos $E'_h E'_j$ (com h diferente de j) sôbre os valores igualmente espaçados de x somam zero.

Para tabular os valores dos polinômios ortogonais, os valores de x , isto é, x_i são tomados como uma unidade à parte e $E'_j(x)$ é tomado como um múltiplo λ_j de uma correspondente polinomial $E_j(x)$. Assim, nós temos

$$E'_1(x) = \lambda_1 E_1(x) = \lambda_1 (x - \bar{x})$$

$$E'_2(x) = \lambda_2 E_2(x) = \lambda_2 \left[(x - \bar{x})^2 - \frac{n^2 - 1}{12} \right]$$

$$E'_3(x) = \lambda_3 E_3(x) = \lambda_3 \left[(x - \bar{x})^3 - (x - \bar{x}) \frac{3n^2 - 7}{20} \right]$$

etc.

Os coeficientes A_j do polinômio são calculados das observações y_i usando-se a fórmula

$$A_j = \frac{\sum y_i E'_j(x_i)}{\sum E'^2_j(x_i)}$$

Os valores $E'_j(x_i)$ e as somas do quadrados $\sum E'^2_j(x_i)$ são dados em tabelas de polinômios ortogonais (1)

Para o nosso caso, como temos dados de abates de bovinos de 11 anos, trabalharemos com as constantes dadas para $n = 11$ (1)

Os totais anuais de abates e valores dados pela tabela estão organizados no Quadro II. Tentaremos obter componentes do 1.º ao 4.º grau.

(1) Ver a tabela para polinômios ortogonais em Fisher, R.A. e F. Yates Statistical Tables, 3a. edição, Oliver and Boyd, Londres, pp. 30.

QUADRO II

Dados Originais de Abates e Exemplo para Uso dos Polinômios Ortogonais

y _i (totais anuais de abates)	(1.º grau)	(2.º grau)	(3.º grau)	(4.º grau)
1.065,6	-5	15	-30	6
1.163,7	-4	6	6	-6
851,5	-3	-1	22	-6
1.006,1	-2	-6	23	-1
971,7	-1	-9	14	4
980,8	0	-10	0	6
1.145,0	1	-9	-14	4
1.224,9	2	-6	-23	-1
1.443,7	3	-1	-22	-6
1.413,7	4	6	-6	-6
1.257,8	5	15	30	6
ΣE ² y	110	858	4.290	286
λ _j	1	1	5	1
			6	12
Σ y _i E ^j	12.524,5	4.348,5	5.775,9	-16.221,0
			-16.221,0	-3.174,6

Os coeficientes da equação de regressão são obtidos imediatamente por substituição na fórmula geral

$$A_j = \frac{\sum y_i E^j y(x_i)}{\sum E^j y^2(x_i)}$$

$$A_1 = \frac{4.348,5}{110} = 39,5318$$

$$A_2 = \frac{5.775,9}{858} = 6,7318$$

$$A_3 = -\frac{16.221,0}{4.290} = -3,7811$$

$$A_4 = -\frac{3.174,6}{286} = -11,1$$

Por meio de uma análise da variância pode-se testar a significância dos termos $A_j E^j y(x)$. A soma total de quadrados, seus graus de liberdade e os correspondentes quadrados médios aparecem no Quadro III. A soma de quadrados para o termo de grau j $A_j E^j y(x)$ é calculado como $\frac{(\sum y_i E^j y)^2}{\sum E^j y^2}$.

A variância residual é uma estimação da variância dos elementos do acaso e obtida por subtração, como vemos no Quadro III.

QUADRO III

Quadro da Análise da Variância e Teste de "F" para as Somas dos Quadrados com que Contribue cada Regressão Calculadas Através dos Polinômios Ortogonais

Quantidade	Soma dos quadrados	Gráus de liberdade	Quadrado médio	F = quadrado médio residual
1) $S.Q.T. = \sum j^2 i - \frac{(\sum y_i)^2}{N}$	349.161	$n - 1 = 10$		
2) Regressão linear $\frac{(\sum y_i E'_1)^2}{\sum E'_1{}^2}$	171.904	1	171.904	24,7
3) Regressão quadrática $\frac{(\sum y_i E'_2)^2}{\sum E'_2{}^2}$	38.888	1	38,888	5,6
4) Regressão cúbica $\frac{(\sum y_i E'_3)^2}{\sum E'_3{}^2}$	61.334	1	61.334	8,8
5) Regressão quártica $\frac{(\sum j_i E'_4)^2}{\sum E'_4{}^2}$	35.238	1	35.238	5,1
6) Soma residual dos quadrados = (1) - (2) - (3) - (4) - (5)	41.796	6	6.966	

Comparando-se os valores de "F" com

$$F_{.01} (1,6) = 13,75$$

$$F_{.05} (1,6) = 5,99$$

verificamos que as regressões de 1.º e 3.º gráu são significa-

$$\bar{y} \text{ por } 1.138,6 \text{ e } E'_1(x) \text{ por } x - 6$$

$$E'_2(x) \text{ por } x^2 - 12x + 26$$

$$E'_3(x) \text{ por } 0,833 x^3 - 15 x^2 + 75,02 - 91,0$$

teremos então

$$y = 1.422.634,5 - 326.864,9316 x + 63.548,4848 x^2 - 3.150,9324 x^3$$

em que $x = 1$ abate, com origem em 1950.

Esta equação representa a medida da tendência secular, a expressão analística do lugar geométrico da média dos valo-

tivas. Optamos pela regressão cúbica, pois é a que melhor se ajusta aos nossos dados.

Voltando-se agora para a equação I, substituímos as constantes dadas pela tabela e determinamos os coeficientes

res observados. Fornece os valores calculados para os quais a somatória dos quadrados dos desvios para os valores observados é um mínimo. (Ver fig. I).

FIG. 1 - COMPARAÇÃO ENTRE OS VALÔRES OBSERVADOS E

CALCULADOS PELA EQUAÇÃO DA TENDÊNCIA $Y =$
 $= 1.422.634,5 - 326.864,9316x + 63.548,4848x^2 -$
 $- 3.150,9324x^3$

CABEÇAS
ABATIDAS

1.500.000
1.400.000
1.300.000
1.200.000
1.100.000
1.000.000
900.000
800.000

..... **TOTAIS ANUAIS OBSERVADOS**
DE CABEÇAS ABATIDAS.

———— **TOTAIS ANUAIS CALCULADOS.**

1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960
------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------

A medida da tendência secular é apenas um dos problemas relacionados com a análise das séries cronológicas. Estas séries acham-se também sujeitas às flutuações periódicas de carácter estacional e cíclico.

Vamos estudar unicamente as variações estacionais. Elas são as oscilações que têm o período de um ano. O ciclo estacional do abate de bovinos é uma consequência da irregularidade das quedas pluviométricas

durante o ano, o que afeta a formação dos pastos. Estes têm reflexo imediato na engorda dos bovinos que são abatidos de preferência no período das águas.

Essa flutuação estacional influi sobre a variação de preços dos bois e vacas e vitelos pois quando escasseia o produto, lógicamente sobem seus preços. Em geral o progresso técnico ajuda a eliminação ou pelo menos a redução do movimento estacional.

MEDIDA DAS VARIAÇÕES ESTACIONAIS

A partir dos dados originais do Quadro I, $(x_1, x_2, x_3...)$ foram determinadas as médias móveis de 12 meses $(\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3...)$ do Quadro IV.

Essas médias foram centradas a 15 de cada mês. Estão representadas graficamente na Figura II.

A seguir, no Quadro V, foram ordenadas as porcentagens dos dados originais sobre as médias móveis centradas, para cada mês

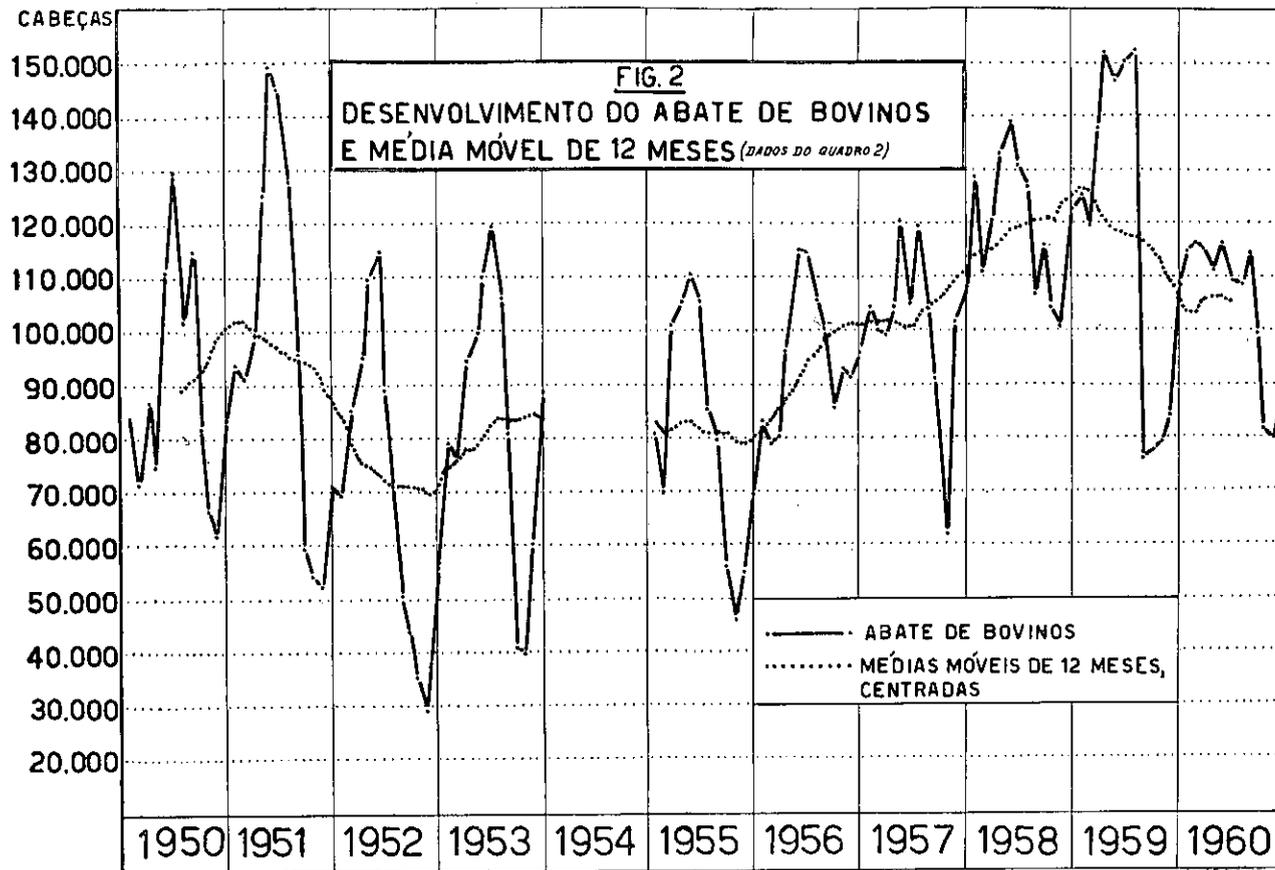
$$\left(\frac{x_1}{\bar{x}_1} 100, \frac{x_2}{\bar{x}_2} 100 \dots \right)$$

Esses valores variam de ano para ano como resultado das flutuações aleatórias. Para eliminar essas flutuações aleatórias e separar o componente estacional esperado ou calculado, determina-se a média aritmética das porcentagens para todos os meses, durante os diferentes anos, isto é,

$$\bar{\bar{x}}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n'} \frac{x_1}{\bar{x}_1} 100, \bar{\bar{x}}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n'} \frac{x_2}{\bar{x}_2} 100, \text{ etc.}$$

Finalmente pode-se determinar os índices estacionais em dado ano.

$$Si = \frac{\bar{x}_i}{\bar{\bar{x}}_i} 100 = \frac{1.200}{\frac{1}{12} (x_1 + x_2 \dots + x_{12})} \bar{x}_i$$



QUADRO IV

Médias Móveis do Abate de Bovinos de 1950 a 1960 dadas em Milhares. Média Móvel de 12 meses e ajustada por Média. Móvel de 12 Mês Centrada.

Mês	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960
Janeiro		102,1	83,9	74,9	—	82,4	81,3	101,4	113,1	127,2	103,5
Fevereiro		102,5	78,8	77,1	—	81,0	83,0	102,2	113,5	126,9	103,2
Março		100,8	76,3	78,3	—	81,6	85,0	102,6	114,6	124,0	105,7
Abril		99,3	74,9	78,4	—	82,6	88,2	101,6	117,4	121,4	106,6
Maiο		98,4	73,2	79,9	—	82,7	91,7	100,7	119,1	119,6	106,6
Junho		97,5	71,6	82,5	—	81,7	94,3	101,6	119,7	118,4	105,6
Julho	89,2	96,0	71,3	84,0	—	81,0	96,3	103,0	120,1	117,3	
Agosto	90,4	94,8	71,3	83,8	—	81,4	98,1	104,6	120,4	116,7	
Setembro	91,7	94,4	70,9	83,9	—	80,9	99,8	105,9	121,4	115,6	
Outubro	94,4	93,6	70,4	84,5	—	79,6	100,9	108,0	121,0	113,0	
Novembro	98,1	91,5	69,7	84,8	—	79,0	101,3	110,0	124,0	110,0	
Dezembro	100,4	87,7	70,8	84,3	—	80,0	101,2	111,8	125,3	107,0	

QUADRO V

Ordenação de Porcentagens de Médias Móveis Centradas de 12 Mêsés e Cálculo do Índice Estacional

Posição (ou descrição da linha)	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Total
1	83,8	85,9	94,7	102,6	109,4	103,8	100,7	67,3	49,7	46,9	40,7	79,7	
2	91,3	88,9	96,2	104,6	117,1	104,8	105,2	71,5	62,2	51,2	57,4	81,1	
3	98,9	94,1	97,8	110,2	120,2	109,3	109,	89,3	62,3	57,2	62,4	83,4	
4	99,0	94,3	105,5	113,2	123,1	121,5	110,7	97,6	67,7	57,6	70,7	86,2	
5	102,5	98,1	108,9	125,6	127,1	123,6	114,4	97,9	71,4	58,6	71,5	95,5	
6	102,8	98,5	111,2	126,6	133,8	127,5	115,8	101,2	86,4	70,3	76,5	96,8	
7	106,3	98,6	120,0	126,8	137,8	130,2	130,1	101,6	86,6	70,5	81,4	97,7	
8	110,5	109,0	124,7	128,5	151,5	144,8							
9	113,6	112,9	125,6	146,7	157,0	149,5	139,2	125,8	95,8	92,2	92,8	104,4	
Total	908,7	880,3	984,6	1 084,8	1 177,0	1 115,0	1 055,1	852,3	671,1	591,0	644,6	826,6	
Média xi	100,96	97,81	109,4	120,5	130,77	123,9	117,2	94,7	74,56	65,67	71,6	91,8	1 198,87
Ind. Est. si	101,05	97,90	109,5	120,6	130,89	124,01	117,31	94,79	74,63	65,73	71,66	91,88	1 199,9

onde $i = 1, 2, \dots, 12$.

Note-se que a computação do coeficiente estacional para os particulares meses provém da multiplicação do fator constante

$$\frac{1.200}{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_{12}}$$

(índice de correção para o nosso caso = 1,000942554) pelo componente estacional puro nesses meses.

$$\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_{12}$$

A figura III apresenta gráficamente os índices estacionais.

Existe, como vimos, uma dispersão em torno desses índices estacionais. Ela pode ser determinada pelo índice de irregularidade que tecnicamente é um desvio padrão.

Para se determinar esse índice calcula-se os desvios pa-

VARIAÇÕES CÍCLICAS

As variações cíclicas são menos definidas que as flutuações estacionais, perduram por mais de um ano e são repetidas com certa regularidade.

Tais movimentos não são chamados periódicos porque não ocorrem com completa regularidade quanto à sua duração. Por outro lado, não são movimentos aleatórios porque a posição dos negócios no ciclo é afetada pela dos meses recentes e esta, por sua vez, afeta os negócios em futuro imediato.

A medida das variações cí-

clícas é necessária para que os governantes, ao lado dos grandes setores da economia privada possam desenvolver e instituir políticas que possam conter ou diminuir as flutuações cíclicas que tanto perigo causam na economia das nações modernas.

drões daquelas 9 porcentagens em torno da sua média, para cada mês. A média dos 12 desvios padrões nos fornece um índice de irregularidade igual a $\pm 7,98$ que consideramos constante para todos os meses. Ele pode ser interpretado da seguinte maneira: em março, por exemplo, o índice estacional é = 109,5. O índice de irregularidade = 7,98. Nós podemos dizer que, para cerca de 2/3 de número de anos, o índice estacional de bovinos, em março, estará compreendido dentro do seguinte intervalo: 117 e 102.

Vemos, pela flutuação estacional que a safra de bovinos no Estado de São Paulo, tem lugar no período de fevereiro a julho, podendo os meses restantes serem considerados como de entre-safra.

No caso de abate de bovinos, espera-se que os ciclos tenham duração aproximada de 7 anos. Ora, dispondo-se de dados de apenas 11 anos, não podemos medir a duração efetiva e a intensidade desses ciclos.

DECOMPOSIÇÃO DAS SÉRIES DE TEMPO COMO PREPARAÇÃO PARA PREVISÕES ECONÔMICAS

A pesquisa consistente da decomposição das séries de tempo em seus componentes serve como preparação para previsões econômicas. Estas, dependem de análises práticas do passado e das condições presentes que indicam a natureza das prováveis condições futuras.

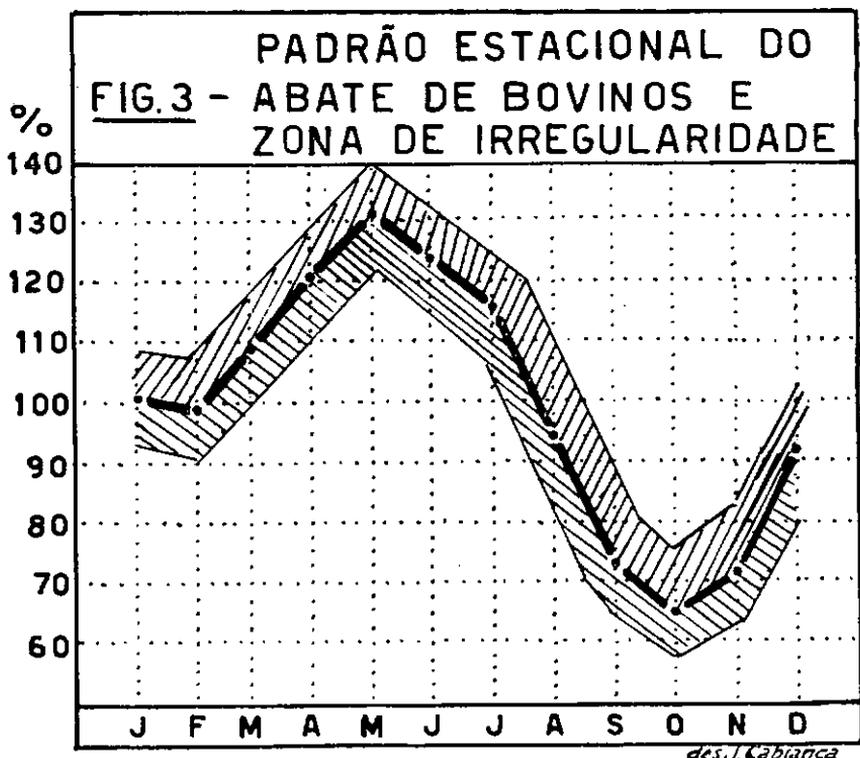
Durante as recentes décadas tem havido um grande acréscimo do número de organizações que planejam sua compras, produções, vendas, financiamentos e construções em relação a uma previsão científica das futuras condições.

Poder-se-ia dizer que o objetivo das previsões econômicas não é determinar uma curva ou séries de figuras que nos revelam exatamente o que acontecerá, digamos, um ano mais tarde, mas é fazer análises baseadas em dados estatísticos que nos capacitarão a antever as condições futuras numa extensão maior do que poderíamos sem elas.

Podemos, pois, com o auxílio da equação da tendência atrás determinada, fazer uma tentativa para prever o número de abates para os próximos anos, apesar de contarmos com dados de apenas 11 anos. Naturalmente considera-se que não

atuarão fatores imprevistos. Assim sendo, para os anos de 1961 e 1962, poderíamos, por meio de uma extrapolação, prever os números de abates com uma variação de mais ou menos 2 desvios padrões. Teríamos, assim para 1961 um total de abates variando de 1.112.800 a 1.300.000 e para 1962, um total variando de 900.000 a 1.100.000. Agora que estamos de posse do número de abates para 1961 = 1.140.000 verificamos que este total está incluído no nosso intervalo de confiança.

A análise das séries de tempo, no setor de planejamentos econômicos e previsões ainda não nos fornece uma base tão sólida quanto a inferência estatística baseada na correlação múltipla quando se usa um grande número de variáveis independentes. Apesar, disso, é de bastante utilidade, pois os dirigentes governamentais ou de empresa têm, de alguma forma, que prever para fazer planejamentos e orçamentos. E' digno de nota, portanto, qualquer método, que nos auxilie a formular, relativamente ao futuro, um juízo que seja mais objetivo do que o baseado em observações puramente subjetivas.



Bibliografia consultada

Mills, Frederick	Métodos estadísticos aplicados a la Economía y los negocios.
Croxtan, F.E. and Cowden, D. J.	Applied General Statistics. New York, Prentice Hall, 1944.
Pimentel Gomes, F. e Nogueira Rangel, I	"O regime de chuvas em Pesqueira" Separata n.º 254 dos Anais da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".
Pimentel Gomes, F.	Cursos de Estatística Experimental — 1958 — p. 133 — Piracicaba
Crow, Davis, Maxfield —	Statistics Manual, New York — Dover publications, Inc. p. 186.
Lange, Oskar	Introduction to econometrics — Perjamon Press Ltda. — London — New York — Paris — Los Angeles — p. 82.
Paarlberg, Don	Seasonal variations of Indiana farm prices - Agricultural Experiment Station, Lafayette, Indiana.
Riggleman and Frisbee	Business Statistics — Mcgraw — Hill Book Company, Inc. 1951.