

APLICAÇÃO DA ANÁLISE HARMÔNICA POR SÉRIES DE FOURIER PARA A PREVISÃO DE PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ NO ESTADO DE MINAS GERAIS¹

LUIZ G. DE CARVALHO², GILBERTO C. SEDIYAMA³, PAULO R. CECON⁴,
HELENA M. R. ALVES⁵

RESUMO: O objetivo deste trabalho foi obter um modelo de previsão de produtividade para a cultura do café, em sete municípios do Estado de Minas Gerais. Submeteram-se à análise harmônica por séries de Fourier, séries de produtividades representativas de cada município, das quais se extraíram os coeficientes até o sétimo harmônico, submetendo-os à regressão linear múltipla nos três primeiros componentes principais de um conjunto de 33 variáveis inerentes à produção cafeeira. Essas variáveis foram médias de 15 anos correspondentes aos mesmos anos das produtividades e subdivididos em quatro períodos trimestrais, ao longo do ciclo produtivo da cultura (julho a junho). O modelo mostrou-se inconsistente, apresentando erros das estimativas bastante discrepantes, evidenciando a complexidade de modelagem de previsão de safras para a cultura do café.

PALAVRAS-CHAVE: modelagem agrometeorológica, componentes principais, balanço hídrico.

FORECAST OF COFFEE CROP PRODUCTIVITY BY HARMONIC ANALYSIS, USING THE FOURIER SERIES IN MINAS GERAIS STATE, BRAZIL

ABSTRACT: The objective of this work was to obtain a forecast model of coffee crop productivity in seven municipal districts of Minas Gerais State, Brazil. The harmonic analysis in Fourier series was applied on productivity series to each location. The obtained coefficients until the harmonic seventh were submitted to multiple linear regression in the first three principal components of a group of 33 inherent variables of coffee production. These variables were averages of 15 years corresponding to the same years of productivity and subdivided in four quarterly periods during the agricultural year (July to June). The model did not prove adequate, since the results presented errors of estimatives with great discrepancies evidencing the complexity of yield forecast of coffee crop.

KEYWORDS: agrometeorological modeling, principal components, water balance.

INTRODUÇÃO

Pela sua grande importância econômica, a previsão de produtividade é de grande valia, pois constitui informação extremamente útil para permitir ao agricultor e ao País melhor planejamento nas atividades do agronegócio. Contudo, a previsão de safras agrícolas no Brasil tem sido um grande problema, particularmente para a cultura do café. O extinto Instituto Brasileiro do Café (IBC) desempenhava a contento esse tipo de serviço até 1990. Atualmente, a responsabilidade oficial de previsão de safra cafeeira está a cargo da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), vinculada ao Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA).

A produtividade da cultura do café sofre oscilações devido, principalmente, aos fatores climáticos e pelo efeito da bienalidade de produção, que é uma característica fisiológica própria dessa

¹ Extraído da tese de doutorado do primeiro autor. Projeto financiado pelo CNPq, Proc. N. 474244/2001-6 (NV), mod. APQ.

² D.S., Prof. Adjunto, DEG, Universidade Federal de Lavras, Lavras - MG, lgonsaga@ufla.br

³ Ph.D., Professor Titular, DEA/UFV, sediyama@ufv.br

⁴ D.S., Professor Titular, DPI/UFV, cecon@dpi.ufv.br

⁵ Ph.D., Pesquisadora, EMBRAPA, helena@ufla.br

Recebido pelo Conselho Editorial em: 4-6-2003

Aprovado pelo Conselho Editorial em: 24-10-2005

cultura (RENA & MAESTRI, 1985), ampliando a complexidade da previsão. HOOGENBOOM (2000) apresentou ampla discussão sobre a contribuição da agrometeorologia em modelos de simulação do crescimento, desenvolvimento e produção das culturas, sendo os elementos climáticos a chave de entrada requerida para a operação da maioria desses modelos. WEILL (1990) verificou que os elementos climáticos são os que individualmente explicam a maior parte da variabilidade total da produção do cafeeiro do Estado de São Paulo, em comparação com fatores edáficos e biológicos.

Quanto à disponibilidade de água no solo, deficiência hídrica severa mostra-se crítica para o cafeeiro nos estádios vegetativo, de formação dos grãos e de maturação, nas condições do Estado de São Paulo (CAMARGO, 1987). No período de dormência das gemas, a deficiência hídrica moderada é benéfica, permitindo florada intensa e uniforme após a chuva ou irrigação. De acordo com RENA & MAESTRI (1985), a floração propriamente dita é provocada pelas primeiras chuvas da estação após o período seco. Depois da florada, deficiências e excessos de água predispõem os cafeeiros à atrofia.

PICINI (1998) parametrizou e testou modelos agrometeorológicos que relacionam a fenologia, a bialidade e a produtividade do cafeeiro Mundo Novo, nas condições do Estado de São Paulo. Os modelos basearam-se na penalização da produtividade potencial em função da produtividade do ano anterior e das relações ETR/ETP (evapotranspirações real e potencial). O modelo com melhores resultados, após algumas modificações, foi o aditivo, desenvolvido por STEWART et al. (1976).

Para o estudo de séries temporais que apresentam variações periódicas sazonais, pode-se recorrer à análise harmônica por séries de Fourier para o desenvolvimento de modelos. Como a cultura do café apresenta o efeito da bialidade, inerente a sua fisiologia, pode ser considerada como uma cultura de produção periódica, sendo possível aplicar a análise harmônica para a previsão de produtividade.

Outra técnica bastante útil em modelagem é a análise estatística multivariada de componentes principais. Esses são independentes entre si e estimados com o propósito de reter, em ordem decrescente, o máximo de informação, em termos de variação total contida nos dados iniciais, permitindo reduzir a dimensão do conjunto original (CRUZ & REGAZZI, 1997). Dessa forma, pode-se, na maioria das vezes, e principalmente quando se tem o número de observações inferior à quantidade de variáveis, fazer a regressão linear com os componentes principais que retiveram a maior parte da variância original dos dados, desde que sejam suficientes para representar as variáveis originais, reduzindo substancialmente as variáveis regressoras dentro do modelo linear de regressão múltipla. Contudo, cada componente principal é uma função linear de todas as variáveis originais, tendo-se, ainda, essas variáveis como entrada do modelo. Descrições detalhadas da regressão em componentes principais podem ser encontradas, entre outros autores, em HAAN (1977).

Por fim, nota-se que o desenvolvimento e/ou a adaptação de uma metodologia alternativa para a previsão de safras, com o objetivo de reduzir os custos e, conseqüentemente, obter maior agilidade no levantamento de dados, vem sendo bastante pertinente para os tempos atuais.

Diante do exposto, este trabalho teve como objetivo avaliar a aplicação da análise harmônica por séries de Fourier de senos e cossenos, para a previsão de produtividades da cultura do café no Estado de Minas Gerais.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados de produtividade da cultura do café (Tabela 1) foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), os quais são registrados no “Produção Agrícola Municipal - Culturas Temporárias e Permanentes” (PAM).

TABELA 1. Coordenadas geográficas e séries anuais de produtividades de café em coco (kg ha⁻¹) de municípios de Minas Gerais utilizadas na avaliação do modelo pela análise harmônica por séries de Fourier.

Coord. Geográficas	Municípios						
	Alfenas	Guaxupé	Lavras	Monte Belo	S. S. Paraíso	Varginha	Viçosa
Latitude	21° 18'	21° 17'	21° 14'	21° 21'	20° 54'	21° 31'	20° 45'
Longitude	45° 56'	46° 40'	45° 00'	46° 14'	47° 04'	45° 30'	42° 51'
Altitude (m)	818,83	920,00	918,84	826,00	967,33	900,00	689,73
Ano Agrícola							
1985/1986	1.372	293	683	614	1.472	643	1.015
1986/1987	2.880	1.073	2.300	1.127	2.075	2.436	1.140
1987/1988	1.739	1.120	1.193	900	1.266	720	2.200
1988/1989	2.400	1.240	1.208	1.130	945	1.800	1.440
1989/1990	1.202	1.022	1.287	567	947	1.244	833
1990/1991	1.800	1.159	1.300	1.800	948	2.160	1.500
1991/1992	1.344	1.238	1.300	1.200	1.100	1.440	1.500
1992/1993	3.000	1.238	1.300	1.511	1.280	1.800	1.500
1993/1994	2.899	1.146	1.300	1.763	1.558	1.200	1.500
1994/1995	1.558	790	959	1.456	616	638	1.529
1995/1996	3.335	1.142	1.680	2.142	2.563	600	930
1996/1997	1.800	2.160	1.440	1.500	1.244	600	1.500
1997/1998	3.600	2.160	2.040	2.400	2.400	600	1.500
1998/1999	1.824	1.188	1.800	2.074	1.200	1.440	1.500
1999/2000	2.400	1.188	2.060	2.160	1.440	1.440	1.500
Média	2.210	1.210	1.457	1.490	1.404	1.251	1.406

Cada série de dados da produtividade cafeeira da Tabela 1 foi submetida à análise harmônica por séries de Fourier de senos e cossenos, conforme a expressão seguinte, cuja descrição detalhada dessa metodologia é apresentada por ASSIS et al. (1996).

$$\hat{Y}_{est} = Y_0 + \sum_{n=1}^7 (a_n \cos n\omega t_i + b_n \sin n\omega t_i) \quad (1)$$

em que,

\hat{Y}_{est} - produtividade estimada;

Y_0 - coeficiente das séries de Fourier conhecido por harmônico fundamental, representando a própria média aritmética da série de dados observados;

$n - 1, 2, \dots, 7$ identifica o número de harmônicos que, para as séries analisadas, varia de 1 a 7;

a_n e b_n - respectivos coeficientes de cosseno e seno para o harmônico “n” das séries de Fourier;

ω - frequência angular da onda de produtividade, sendo $\omega = 2\pi/T$ e T o período, em que este é correspondente ao número de dados observados, ou seja, neste trabalho T = 15, e

t_i - ordenação numérica dos anos de produtividades correspondentes da série (i = 0, 1, ..., T-1).

Os coeficientes Y_0 , a_n e b_n foram obtidos, respectivamente, pelas seguintes expressões:

$$Y_0 = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M Y_i \quad (2)$$

$$a_n = \frac{2}{M} \sum_{i=1}^M Y_i \cos n\omega t_i \quad (3)$$

$$b_n = \frac{2}{M} \sum_{i=1}^M Y_i \sin n\omega t_i \quad (4)$$

sendo M = 15, ou seja, o número de dados na série, e Y_i a produtividade observada do i-ésimo ano.

A eq.(1) pode, também, ser expressa somente em termos de cosseno, como se segue:

$$\hat{Y}_{est} = Y_0 + \sum_{n=1}^7 A_n \cos(n\omega t_i - \phi_n) \quad (5)$$

sendo,

$$A_n = \sqrt{a_n^2 + b_n^2} \quad (6) \quad \phi_n = \tan^{-1}\left(\frac{b_n}{a_n}\right) \quad (7)$$

em que, A_n e ϕ_n são, respectivamente, a amplitude e o ângulo de defasagem do n -ésimo harmônico. O quadrante ao qual pertence ϕ_n é determinado pelos sinais dos coeficientes a_n e b_n (ASSIS et al., 1996).

O número de harmônicos ajustados pelas séries de Fourier para cada conjunto de dados foi igual a 7, ou seja, $(n-1)/2$, pois as séries contêm um conjunto ímpar equivalente a 15 observações.

Além das outras variáveis (descritas adiante) utilizadas para a avaliação do modelo, acrescentou-se a produtividade média (PM) de cada série de dados por município, a qual foi submetida à análise de Fourier. Uma vez obtido o modelo, a PM passou a ser a produtividade do ano anterior (Y_a) como variável de entrada, ao prever a produtividade do ano seguinte.

Para cada município, efetuou-se o cálculo do balanço hídrico no solo (seriado mensal) para os 15 anos, de acordo com os dados de produtividade e conforme metodologia proposta por THORNTHWAITE & MATHER (1955), apresentada por PEREIRA et al. (1997). A capacidade de água disponível no solo (CAD) foi de 100 mm, também utilizada por MATIELLO (1991) e PICINI (1998). O processamento desses dados, assim como dos componentes do balanço hídrico, foi separado conforme as fases fenológicas do cafeeiro, sendo assim definidas (MATIELLO, 1991): Fase 1 - julho a setembro; Fase 2 - outubro a dezembro; Fase 3 - janeiro a março, e Fase 4 - abril a junho.

Os dados utilizados, concomitantes ao mesmo período das séries anuais de produtividades, foram representados pelas respectivas médias de cada fase fenológica. Tais dados, dessa forma definidos, foram: temperaturas máximas (T_{x1} , T_{x2} , T_{x3} , T_{x4}), temperaturas mínimas (T_{n1} , T_{n2} , T_{n3} , T_{n4}), amplitudes de temperaturas (A_1 , A_2 , A_3 , A_4), temperaturas médias (T_{m1} , T_{m2} , T_{m3} , T_{m4}), precipitação pluvial (P_1 , P_2 , P_3 , P_4), evapotranspiração real (ETR_1 , ETR_2 , ETR_3 , ETR_4) e deficiência hídrica (DH_1 , DH_2 , DH_3 e DH_4). Foram, ainda, calculadas as médias por períodos de exposições diárias à radiação solar durante o ano para os municípios que compõem o modelo, conforme ALVES et al. (1983), originando as variáveis ERS_1 , ERS_2 , ERS_3 e ERS_4 . Os índices 1; 2; 3 e 4 representam as fases fenológicas anteriormente descritas. Assim, por exemplo, para a primeira variável T_{x1} , inicialmente calculou-se a média trimestral da temperatura máxima de julho a setembro de cada ano, durante os 15; da média desses 15 valores, gerou-se a variável T_{x1} . Esse procedimento, à exceção de Y_a , é válido para todas as demais variáveis. Portanto, o conjunto das variáveis ficou definido por uma matriz de 33×7 , ou seja, 33 variáveis, tendo cada uma sete observações (sete municípios). De posse do modelo, as variáveis utilizadas para sua avaliação passaram a ser as de entrada.

Como foram submetidas à análise de Fourier sete séries de dados de produtividade, obtiveram-se, portanto, para cada coeficiente de ordem "n", seja a_n ou b_n , sete valores correspondentes. Considerando que, para cada um desses coeficientes com sete repetições, existe um conjunto de 33 variáveis, torna-se sem possibilidade de, estatisticamente, efetuar a análise de regressão linear múltipla de cada coeficiente, em função dessas variáveis, pois o número de parâmetros a serem estimados é superior ao de observações. Portanto, adotou-se a técnica de análise multivariada de componentes principais para transformar essas variáveis em um novo conjunto dessas, ou seja, os chamados escores dos componentes principais, permitindo, assim, a execução das regressões. Além disso, essa técnica permite selecionar variáveis, adotando-se o critério de eliminar aquelas que possuem maiores correlações com os componentes principais de menor importância. Como essas apresentam magnitudes diferenciadas, conforme as grandezas a que se referem, a análise de componentes principais foi efetuada com base na matriz de correlação dessas.

Os coeficientes obtidos pelo ajuste das séries de Fourier aos dados de produtividade (Y_0 , a_n e b_n), foram separados e submetidos, como variáveis dependentes, à análise de regressão linear múltipla, em função dos escores dos componentes principais retidos. Voltando-se à eq.(1), os coeficientes Y_0 , a_n e b_n foram substituídos pelas respectivas regressões lineares múltiplas, gerando o modelo prognóstico de produtividade de café para a região representada pelos sete municípios analisados.

O teste foi realizado, utilizando dados de produtividade independentes (de outro município), os quais não foram empregados para avaliar o modelo, conforme cita PICINI (1998). Tais dados foram obtidos do município de Três Pontas, próximo ao de Varginha. Por indisponibilidade de dados climáticos para aquele município, adotaram-se os adquiridos para Varginha, podendo considerar ambos os municípios com características climáticas semelhantes, conforme observado no trabalho de ASPIAZÚ et al. (1990). Os dados de determinado ano agrícola foram utilizados para estimar a produtividade do ano seguinte, sendo, portanto, o dado de produtividade desse o valor esperado.

Como a análise de componentes principais foi realizada com base na matriz de correlação das 33 variáveis, essas tornam-se padronizadas. Portanto, para o ano da previsão, os dados de entrada do modelo devem também ser padronizados, conforme a equação seguinte:

$$X_{ip} = \frac{X_i - \bar{X}}{s(X)} \quad (8)$$

em que,

X_{ip} - i-ésima variável padronizada para o ano de previsão;

X_i - i-ésima variável para o ano de previsão, e

\bar{X} e $s(X)$ - média e desvio-padrão, respectivamente, das observações de cada variável X_i que originou o modelo.

Os valores de produtividade estimados e observados foram comparados, aplicando-se o erro relativo percentual (ERP):

$$ERP = 100 \frac{Y_{est} - Y_{obs}}{Y_{obs}} \quad (9)$$

em que,

Y_{est} - produtividade estimada, sacas ha^{-1} , e

Y_{obs} - produtividade observada, sacas ha^{-1} .

Calcularam-se, também, as relações entre produtividades estimadas e observadas com a potencial (Y_{est}/Y_p e Y_{obs}/Y_p), cujos valores foram plotados graficamente em escala de 0 a 1.

A produtividade potencial (Y_p) indica o potencial produtivo da cultura, desde que não ocorra nenhum fator restritivo. KANEMASU (1983) propôs que, de uma série de dados de produtividade, a maior delas fosse acrescida de 10%, com o objetivo de eliminar todo o efeito do ambiente. Adotando-se esse critério, da série para teste do modelo (dados de Três Pontas - MG), a maior produtividade foi de 2.054 $kg ha^{-1}$, sendo, portanto, a produtividade potencial equivalente a 2.259 $kg ha^{-1}$.

Procedeu-se à análise de regressão simples (Y_{est}/Y_p x Y_{obs}/Y_p), com a reta passando pela origem, sendo a consistência do modelo avaliada pelo coeficiente de determinação " r^2 " e pela concordância expressa pelo índice "d" proposto por WILLMOTT et al. (1985), conforme eq.(10). O índice "d", com variação entre 0 e 1, indica o grau de exatidão entre valores estimados e observados, com a ressalva de que, quanto mais próximo de um (1), melhor a exatidão do modelo em prever a variável dependente, ao passo que o " r^2 " indica a precisão do modelo, ou seja, quanto da variação da variável dependente é explicada por aquela das variáveis independentes.

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_{est_i} - Y_{obs_i})^2}{\sum_{i=1}^n \left(|Y_{est_i} - \bar{Y}_{obs}| + |Y_{obs_i} - \bar{Y}_{obs}| \right)^2} \quad (10)$$

em que,

Y_{est_i} - i-ésimo valor previsto ou estimado;
 Y_{obs_i} - i-ésimo valor observado, e
 \bar{Y}_{obs} - média dos valores observados.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A tentativa de eliminar algumas das variáveis do conjunto original dessas, pelo critério de redução daquelas que possuíam maiores correlações com os componentes principais de menor importância, não foi eficiente, pois as insignificâncias entre elas não foram bem definidas. Sendo assim, manteve-se o mesmo conjunto original composto pelas 33 variáveis para a entrada do modelo. Os três primeiros componentes principais do conjunto de variáveis utilizadas apresentaram a variância acumulada (autovalores) de 94,65% (Tabela 2), sendo, portanto, suficientes para representarem os dados originais com sucesso. Cada componente principal (Z_1 , Z_2 e Z_3) é uma combinação linear aditiva das 33 variáveis, tendo-se, por exemplo, para Z_1 :

$$Z_1 = 0,0596Y_a + 0,2317Tx_1 + \dots - 0,2021ERS_4 \quad (11)$$

Os resultados das análises de regressão dos coeficientes de Fourier, em função dos componentes principais, estão apresentados na Tabela 3. Verifica-se que as melhores regressões foram para Y_0 , a_3 e a_4 , cujos valores dos coeficientes de determinação (R^2) estão compreendidos entre 0,79 e 0,84 e os respectivos níveis críticos de probabilidades dos testes F da regressão com $P \leq 0,1513$. Para os demais coeficientes, as regressões não se apresentaram estatisticamente satisfatórias, mostrando não existir boa resposta de regressão dos coeficientes de Fourier nos componentes principais das variáveis de entrada do modelo. Contudo, a eliminação dessas regressões não-significativas praticamente não alterou o resultado final do modelo. Assim, para que houvesse similaridade no conjunto de parâmetros entre o modelo prognóstico e o diagnóstico (modelo devido ao ajuste das séries de Fourier aos dados de produtividades), resolveu-se manter todas as regressões no modelo final. Dessa forma, o modelo originado com base na eq.(1) é representado pelo conjunto das seguintes equações:

$$\hat{Y}_{est} = Y_0 + \left[(a_1 \cos(1 \frac{2\pi}{T} t_i) + (b_1 \sin(1 \frac{2\pi}{T} t_i) \right] + \left[(a_2 \cos(2 \frac{2\pi}{T} t_i) + (b_2 \sin(2 \frac{2\pi}{T} t_i) \right] \\ + \dots + \left[(a_7 \cos(7 \frac{2\pi}{T} t_i) + (b_7 \sin(7 \frac{2\pi}{T} t_i) \right] \quad (12)$$

em que, os coeficientes Y_0 , a_n e b_n ("n" variando de 1 a 7) são representados pelas equações seguintes, extraídas da Tabela 3:

$$Y_0 = 1489,58 + 19,92Z_1 - 75,73Z_2 - 72,79Z_3 \quad (13)$$

$$a_1 = 18,79 - 6,49Z_1 - 2,62Z_2 + 37,54Z_3 \quad (14)$$

•
•
•

$$b_7 = -40,38 - 14,12Z_1 + 9,87Z_2 - 4,66Z_3 \quad (15)$$

ressaltando-se que Z_1 , Z_2 e Z_3 são os componentes principais (funções lineares) das variáveis de entrada, conforme Tabela 2. O período (T) equivale a 15, devido ao fato de ser esse modelo gerado de séries compostas por 15 anos de dados de produtividades, enquanto t_i , ao valor de ordem do dado. Como esse modelo é de estimativa, t_i será sempre igual a 1.

TABELA 2. Coeficientes de ponderação e variâncias dos componentes principais obtidos pela matriz de correlação das variáveis de entrada do modelo.

Variáveis		Coeficientes dos Componentes Principais		
		Z_1	Z_2	Z_3
1	Ya	0,0596	-0,2267	-0,2179
2	Tx ₁	0,2317	-0,0176	0,1232
3	Tx ₂	0,2230	-0,1155	-0,1032
4	Tx ₃	0,0889	-0,2112	-0,2627
5	Tx ₄	0,2121	-0,1782	-0,0294
6	Tn ₁	0,0222	-0,2275	0,2727
7	Tn ₂	-0,0015	-0,3147	0,1322
8	Tn ₃	-0,0419	-0,3176	0,0594
9	Tn ₄	-0,0590	-0,2978	0,1464
10	A ₁	0,1606	0,2111	-0,1726
11	A ₂	0,2044	0,0986	-0,1798
12	A ₃	0,1276	0,0439	-0,3235
13	A ₄	0,1593	0,2137	-0,1604
14	Tm ₁	0,2150	-0,0891	0,1571
15	Tm ₂	0,2275	-0,1391	-0,0276
16	Tm ₃	0,1753	-0,2065	-0,1373
17	Tm ₄	0,1844	-0,2202	0,0630
18	P ₁	0,2421	0,0509	-0,0891
19	P ₂	0,0667	0,0405	0,3627
20	P ₃	0,1793	0,1463	0,1418
21	P ₄	0,2370	0,0944	-0,0144
22	ETR ₁	0,2383	0,0882	0,0255
23	ETR ₂	0,2393	-0,0649	-0,0009
24	ETR ₃	0,1679	-0,1973	-0,1695
25	ETR ₄	0,2375	-0,0882	0,0713
26	DH ₁	-0,0454	-0,1562	0,3259
27	DH ₂	0,1008	-0,2509	-0,1842
28	DH ₃	-0,1133	-0,1839	-0,1862
29	DH ₄	-0,1546	-0,2618	-0,0476
30	ERS ₁	-0,2021	-0,0610	-0,1788
31	ERS ₂	0,2021	0,0610	0,1788
32	ERS ₃	0,2021	0,0610	0,1788
33	ERS ₄	-0,2021	-0,0610	-0,1788
Variância (autovalores)		15,62	8,85	6,76
Variância (%)		47,33	26,83	20,48
Variação acumulada (%)		47,33	74,16	94,65

TABELA 3. Parâmetros, coeficientes de determinação e níveis de significância (teste F) das análises de regressões lineares múltiplas dos coeficientes das séries de Fourier, em função dos componentes principais.

Coeficiente dos Harmônicos	Interseção (β_0)	Z_1 (β_1)	Z_2 (β_2)	Z_3 (β_3)	R^2	Nível de Significância (Teste F)
Y_0	1.489,58	19,92	-75,73	-72,79	0,83	0,1115
a_1	18,79	-6,49	-2,62	37,54	0,69	0,2600
b_1	-171,69	-18,30	-15,90	72,39	0,38	0,6475
a_2	-30,35	-1,25	-22,42	12,67	0,21	0,8480
b_2	-64,34	2,77	-41,05	0,14	0,59	0,3823
a_3	-144,28	5,94	23,35	36,78	0,84	0,1024
b_3	133,33	9,57	-19,17	16,25	0,44	0,5776
a_4	-45,03	24,13	-24,27	8,45	0,79	0,1513
b_4	31,46	3,69	0,90	11,02	0,55	0,4355
a_5	-128,90	-6,99	0,51	-6,66	0,17	0,8872
b_5	26,01	28,90	-19,98	26,98	0,65	0,3137
a_6	42,90	20,84	-19,18	-26,68	0,46	0,5456
b_6	9,50	5,69	9,71	21,37	0,32	0,7195
a_7	-332,25	-42,55	30,84	24,68	0,67	0,2861
b_7	-40,38	-14,12	9,87	-4,66	0,11	0,9382

Realizado o teste do modelo, observou-se que os erros relativos percentuais (ERP) de comparação entre valores estimados e observados variaram entre -39,54 e 85,58% para os 15 anos de observações (Tabela 4). Os valores com sinal (-) indicam que as produtividades estimadas foram inferiores às observadas, enquanto os demais evidenciam que as estimativas foram superiores. Percebe-se, portanto, grande discrepância das estimativas.

Na Figura 1, ilustra-se o desempenho do modelo, indicando baixo valor do índice de WILLMOTT et al. (1985). Portanto, não apresenta boa concordância entre os valores estimados e observados, ou seja, com exatidão pouca expressiva, e, ainda, a regressão linear simples, com a reta passando pela origem, mostrou coeficiente de determinação muito baixo, o que indica a baixa precisão do modelo em estimar a produtividade do cafeeiro. Além desses baixos índices, verificou-se que, de modo geral, o modelo possui a tendência de subestimar os valores reais de produtividade.

Dentre os modelos desenvolvidos por PICINI (1998), apesar de menores discrepâncias, verificou-se, também, para aquele que apresentou melhor resultado, variações ao comparar as produtividades estimadas versus observadas, cujos valores de " r^2 " e do índice de concordância " d " da regressão foram, respectivamente, 0,85 e 0,50 para a região de Campinas, 0,46 e 0,78 para a região de Gália e 0,93 e 0,98 para a região de Mococa, no Estado de São Paulo.

Embora o modelo proposto tenha apresentado grandes discrepâncias nas estimativas da produtividade de café, foi verificado certo acompanhamento das produtividades estimadas em relação às observadas. Assim, desde que se encontrem alternativas para diminuir as discrepâncias exibidas, a metodologia pode viabilizar a modelagem de previsão de safras da cultura do café, contribuindo, portanto, com subsídios para os estudos de modelos para essa cultura. É evidente que, além dos elementos climáticos, outros fatores podem afetar a produção cafeeira. O comportamento do mercado, condições adversas do clima, o surgimento de novas tecnologias de manejo e variedades para a cultura do café afetam, consideravelmente, a produção cafeeira, tornando-a bastante instável ao longo dos anos. Esses fatores indicam o nível de complexidade para elaborar modelos de previsão de safras

cafeeiras. Deve-se salientar que o modelo proposto não leva em consideração essas situações adversas e, logicamente, não é adequado para fazer previsão de produtividade nessas condições.

TABELA 4. Resultados das produtividades (kg ha^{-1}) observadas (Yobs) e estimadas (Yest), e erros relativos percentuais (ERP) das estimativas para o município de Três Pontas - MG.

Ano	Ano Agrícola	Yobs	Yest	ERP
1985	1984/1985	1.387	-	-
1986	1985/1986	651	1.208	85,58
1987	1986/1987	2.054	1.373	-33,16
1988	1987/1988	1.168	1.810	55,06
1989	1988/1989	1.378	1.226	-11,01
1990	1989/1990	986	1.051	6,55
1991	1990/1991	1.230	829	-32,64
1992	1991/1992	1.000	1.331	33,06
1993	1992/1993	1.654	1.013	-38,72
1994	1993/1994	1.254	1.339	6,79
1995	1994/1995	955	1.004	5,18
1996	1995/1996	1.632	1.315	-19,42
1997	1996/1997	1.632	1.619	-0,81
1998	1997/1998	1.632	1.684	3,21
1999	1998/1999	1.632	1.071	-34,41
2000	1999/2000	1.632	987	-39,54

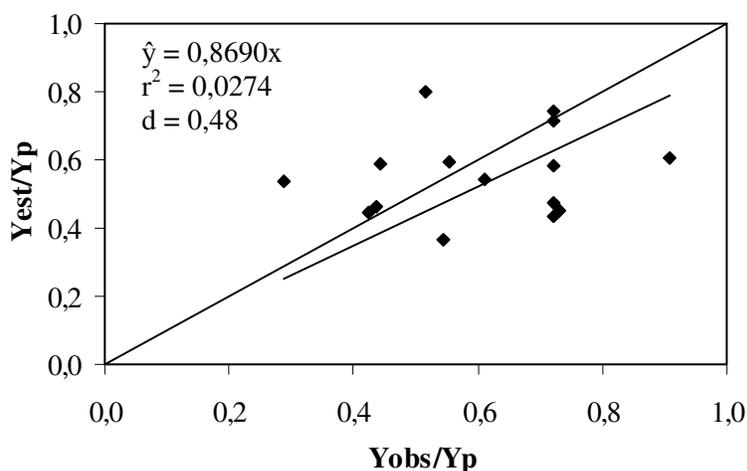


FIGURA 1. Produtividades relativas estimadas (Y_{est}/Y_p) e observadas (Y_{obs}/Y_p) e respectivo desempenho estatístico do modelo prognóstico de produtividade da cultura do café testado para o município de Três Pontas - MG.

CONCLUSÃO

O modelo não se mostrou satisfatório na previsão de produtividades para a cultura do café.

REFERÊNCIAS

ALVES, A.R.; VIANELLO, R.L.; SEDIYAMA, G.C.; COELHO, D.T. Determinação analítica dos instantes do “nascer” e do “pôr-do-sol” para superfícies inclinadas quaisquer. *Ciência e Cultura*, São Paulo, v.35, n.2, p.194-8, 1983.

- ASPIAZÚ, C.; RIBEIRO, G.A.; VIANELLO, R.L.; RIBEIRO, J.C.; VALENTE, O.F.; PAULA NETO, F. de. Análise dos componentes principais aplicada na classificação climática do Estado de Minas Gerais. Teste metodológico. *Revista Árvore*, Viçosa, v.14, n.1, p.1-15, 1990.
- ASSIS, F.N. de; ARRUDA, H.V. de; PEREIRA, A.R. *Aplicações de estatística à climatologia: teoria e prática*. Pelotas: Ed. Universitária/UFPel, 1996. 161 p.
- CAMARGO, A.P. Balanço hídrico, florescimento e necessidade de água para o cafeeiro. In: SIMPÓSIO SOBRE O MANEJO DE ÁGUA NA AGRICULTURA, 1987, Campinas. *Anais...* Campinas: Fundação Cargill, 1987. p.53-90.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. *Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético*. 2.ed. Revisada. Viçosa - MG: Editora UFV, 1997. 390 p.
- HAAN, C.T. *Statistical methods in hidrology*. 5th ed. Ames: The Iowa State University Press, 1977. 378 p.
- HOOGENBOOM, G. Contribution of agrometeorology to the simulation of crop production and its applications. *Agricultural and Forest Meteorology*, Amsterdam, v.103, p.137-57, 2000.
- KANEMASU, E.T. Yield and water-use relationships: some problems of relating grain yield to transpiration. In: TAYLOR, H.M.; JORDAN, W.R.; SINCLAIR, T.R. (Ed.). *Limitations to efficient water user in crop production*. Madison: American Society of Agronomy, 1983. cap. 9B, p.413-17.
- MATIELLO, J.B. *O café: do cultivo ao consumo*. São Paulo: Editora Globo, 1991. 319 p. (Coleção do Agricultor - Grãos).
- PEREIRA, A.R.; VILLA NOVA, N.A.; SEDIYAMA, G.C. *Evapo(transpi)ração*. Piracicaba: FEALQ, 1997. 183 p.
- PICINI, A.G. *Desenvolvimento e teste de modelos agrometeorológicos para a estimativa de produtividade do cafeeiro (Coffea arabica L.) a partir do monitoramento da disponibilidade hídrica do solo*. 1998. 132 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.
- RENA, A.B.; MAESTRI, M. Fisiologia do cafeeiro. *Informe Agropecuário*, Belo Horizonte, v.11, n.126, p.26-40, 1985.
- STEWART, J.I.; HAGAN, R.M.; PRUITT, W. *Production functions and predicted irrigation programmes for principal crops as required for water resources planning and increased water use efficiency: final report*. Washington: U.S. Department of Interior, 1976.
- WEILL, M.A.M. *Avaliação de fatores edafoclimáticos e do manejo na produção de cafeeiros (Coffea arabica L.) na região de Marília e Garça, SP*. 1990. 182 f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1990.
- WILLMOTT, C.J.; ACKLESON, S.G.; DAVIS, R.E.; FEDDEMA, J.J.; KLINK, K.M.; LEGATES, D.R.; O'DONNELL, J.; ROWE, C.M. Statistics for the evaluation and comparison of models. *Journal of Geophysical Research*, Washington, v.90, n.C5, p.8995-9005, 1985.