

LUIZ GONSAGA DE CARVALHO

MODELOS PROGNÓSTICOS DE PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO
CAFÉ NO ESTADO DE MINAS GERAIS

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL

2003

*“É necessário que o homem adquira um sentimento,
um senso prático daquilo que vale a pena ser empreendido,
daquilo que é belo, do que é moralmente correto.
A não ser assim, ele se assemelhará,
com seus conhecimentos profissionais,
mais a um cão ensinado do que a uma criatura harmoniosamente
desenvolvida. Deve aprender a compreender as motivações
dos homens, suas quimeras e suas angústias para determinar
com exatidão seu lugar exato em relação a seus próximos e
à comunidade.
Imaginação é mais importante que conhecimento. Para levantar
novas questões, novas possibilidades, ou para olhar velhos
problemas a partir de um novo ângulo.
É necessário imaginação criativa a fim de marcar reais avanços...”*

Albert Einstein.

A DEUS

Pelo leito em que me criastes e pelos caminhos tortuosos da vida em que me abençoastes com o dom da fé, colocando meus passos rumo aos da Ciência ...

OFEREÇO

À minha esposa amada Maria Ester.

Ao meu filho querido André Luiz.

Aos meus pais Judi e Antônio.

Aos meus irmãos Marilene e José.

Aos meus afilhados Michele e Rodrigo.

Ao meu sobrinho Rafael.

Às saudosas memórias de meus tios

Euclides e José Rodrigues.

À memória do meu sogro Gabriel.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela presença sempre constante, enchendo-me de fé e esperança, dando-me forças para resistir, serenidade para agir e saúde para vencer em todas as etapas da minha vida.

O alicerce de um objetivo alcançado não conseguimos edificá-lo sozinhos. Assim, expresso meus sinceros agradecimentos à direção e aos professores das seguintes escolas de minha terra natal, onde dei os primeiros passos rumo a esta caminhada vitoriosa: Escola Estadual “Manuel Pereira Ramalho”, Escola Estadual “Honorina da Rocha Novais” e Escola Municipal “José Teodoro de Abreu”.

À Universidade Federal de Lavras (UFLA), por intermédio do Departamento de Engenharia, pela minha liberação para cursar o Doutorado.

À Universidade Federal de Viçosa (UFV), pela oportunidade de realização do Curso.

Ao Programa Institucional de Capacitação Docente e Técnica da Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior (PICDT/CAPE), pela bolsa de estudos.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo auxílio-pesquisa (Processo N. 474244/2001-6 (NV), modalidade APQ).

Aos Professores Antônio Marciano da Silva, Maurício de Souza e Pedro Castro Neto, pelo incentivo e apoio em minha carreira profissional, permitindo-me atingir e concluir esta etapa.

Ao meu orientador Professor Gilberto C. Sedyama, pela orientação, pelos ensinamentos, pelo incentivo e, principalmente, pela amizade sempre oportuna e efetiva.

Aos conselheiros Professor Paulo Roberto Cecon e Doutora Helena Maria Ramos Alves, pelas correções, sugestões e valiosas contribuições.

Aos Professores do Departamento de Engenharia Agrícola Luiz Cláudio Costa, Mauro Aparecido Martinez, Sérgio Zolnier e Aristides Ribeiro e aos do Departamento de Engenharia Florestal Vicente Paulo Soares e Carlos Antônio Alvares Soares Ribeiro, pela contribuição.

Em especial às seguintes empresas e instituições, por intermédio de seus representantes e, ou, associados, pela concessão de dados meteorológicos e sobre a produtividade de café, sem os quais não seria possível a realização deste trabalho: Cia. AGROPECUÁRIA MONTE ALEGRE – Fazenda Monte Alegre (Monte Belo, MG); IPANEMA AGRÍCOLA Ltda. – Fazenda Conquista (Alfenas, MG); PROCAFÉ (Varginha, MG); COCATREL – Cooperativa dos Cafeicultores da Zona de Três Pontas Ltda. (Três Pontas, MG); UNICOOP – União das Cooperativas de Três Pontas (Três Pontas, MG); COOXUPÉ – Cooperativa Regional de Cafeicultores em Guaxupé Ltda. (Guaxupé, MG); COOPARAISO – Cooperativa de Cafeicultores de São Sebastião do Paraíso (São Sebastião do Paraíso, MG); COOPADAP – Cooperativa Agropecuária do Alto Paranaíba (São Gotardo, MG); GARCAFÉ – Cooperativa dos Cafeicultores da Região de Garça (Patrocínio, MG); EPAMIG – Fazenda Experimental (São Sebastião do Paraíso, MG); Fazenda São João Grande (Patos de Minas, MG); UFLA – Universidade Federal de Lavras (Lavras, MG); e UFV – Universidade Federal de Viçosa (Viçosa, MG).

Em especial também a Tadayuki Yanagi Júnior, pela amizade, pelo companheirismo e pela acolhida na cidade de Viçosa.

À Edna Maria Soares, secretária da Pós-Graduação do Departamento de Engenharia Agrícola, pela colaboração.

Ao meu colega Marcos Oliveira Santana, pela amizade e pelo auxílio computacional.

Ao meu padrinho e amigo Édio Luiz da Costa, pela leitura e pelas sugestões na redação desta tese.

Aos meus demais colegas, pela ajuda, agradável convivência e amizade, o que muito contribuiu para a conclusão do meu doutoramento – a minha sincera gratidão.

Aos meus amigos conquistados em Viçosa, pelas lembranças saudosas que sempre hão de ficar na minha memória.

À minha esposa Maria Ester Vivas de Carvalho, pelo amor, companheirismo, apoio e estímulo.

Ao meu filho André Luiz Vivas de Carvalho, por, em sua inocência, eu sempre encontrar nele inspirações para os momentos difíceis de minha vida.

Ao Edir de Oliveira Barbosa, da Editora UFV, pela revisão lingüística desta tese.

Enfim, a todos aqueles que colaboraram, direta ou indiretamente, para a realização deste trabalho.

BIOGRAFIA

LUIZ GONSAGA DE CARVALHO, filho de Antônio Patrício de Carvalho e Judi Moreira de Carvalho, nasceu em 17 de outubro de 1964, em Ribeirão Vermelho, no Estado de Minas Gerais.

Realizou os cursos primário e secundário em sua cidade natal, nas seguintes instituições de ensino: Escola Estadual “Manuel Pereira Ramalho” (1^a a 4^a série do 1^o grau), Escola Estadual “Honorina da Rocha Novais” (5^a a 8^a série do 1^o grau) e Escola Municipal “José Teodoro de Abreu” (2^o grau).

Em 5 de novembro de 1991, graduou-se Engenheiro Agrícola pela Escola Superior de Agricultura de Lavras, atualmente Universidade Federal de Lavras (UFLA), em Lavras, Minas Gerais.

No período de setembro de 1991 a agosto de 1992, foi bolsista de aperfeiçoamento do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

Em 23 de fevereiro de 1995, concluiu o Curso de Mestrado em Engenharia Agrícola, área de concentração em Irrigação e Drenagem, pela UFLA.

No período de 1^o de abril a 30 de novembro de 1995 foi contratado como professor substituto pela Universidade Federal de Lavras.

Em 1^o de dezembro de 1995, foi contratado efetivamente pela UFLA, onde é professor no Setor de Agrometeorologia do Departamento de Engenharia.

Em 4 de abril de 1999, iniciou o Curso de Doutorado em Engenharia Agrícola, área de concentração em Irrigação e Drenagem, na Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa, MG, submetendo-se à defesa de tese em 14 de fevereiro de 2003.

CONTEÚDO

	Página
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xv
1. INTRODUÇÃO GERAL	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	6
2.1. Origem e histórico da cafeicultura no Brasil e no Estado de Minas Gerais	6
2.2. A bialidade de produção da cultura do café	7
2.3. A influência das condições climáticas sobre a cultura do café	8
2.4. Modelos de previsão na atividade agrícola	11
2.4.1. Modelos e métodos alternativos de previsão da produção cafeeira	14
2.5. Técnica multivariada de componentes principais.....	18
2.6. Regressão em componentes principais	22
2.7. Análise harmônica	23
CAPÍTULO 1	28
APLICAÇÃO DA ANÁLISE HARMÔNICA POR SÉRIES DE FOURIER PARA A PREVISÃO DE PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ NO ESTADO DE MINAS GERAIS	28

	Página
RESUMO	28
ABSTRACT	30
1. INTRODUÇÃO.....	32
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	34
2.1. Dados de produtividade de café	34
2.2. Avaliação do modelo.....	36
2.2.1. Variáveis para avaliação e entrada do modelo	38
2.2.2. Análise de componentes principais	40
2.3. Teste do modelo	42
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	45
3.1. Avaliação do modelo.....	45
3.2. Teste e desempenho do modelo.....	50
4. CONCLUSÕES.....	55
CAPÍTULO 2	56
PARAMETRIZAÇÃO DO MODELO DE STEWART PARA A PREVISÃO DE PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ PARA TRÊS LOCALIDADES DA REGIÃO SUL DO ESTADO DE MINAS GERAIS.....	56
RESUMO	56
ABSTRACT	58
1. INTRODUÇÃO.....	60
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	62
2.1. Dados de produtividade de café	62
2.1.1. Produtividades potenciais.....	64
2.2. Dados de elementos climáticos	65
2.3. Balanço hídrico.....	65
2.4. Sequências de períodos fenológicos adotadas na penalização hídrica dos modelos.....	68
2.5. Parametração dos modelos	69
2.6. Teste dos modelos	70

	Página
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	71
3.1. Análise das condições climáticas dos municípios	71
3.2. Análise dos resultados para o município de Alfenas, MG	73
3.2.1. Parametrização dos modelos	73
3.2.2. Teste dos modelos	77
3.3. Análise dos resultados para o município de Monte Belo, MG.....	80
3.3.1. Parametrização dos modelos	80
3.3.2. Teste dos modelos	83
3.4. Análise dos resultados para o município de São Sebastião do Paraíso, MG.....	87
3.4.1. Parametrização dos modelos	87
3.4.2. Teste dos modelos	91
3.5. Análise geral dos modelos.....	94
4. CONCLUSÕES.....	97
CAPÍTULO 3	98
PARAMETRIZAÇÃO DE UM MODELO DE REGRESSÃO EM COMPONENTES PRINCIPAIS PARA A PREVISÃO DE PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ EM TRÊS LOCALIDADES DA REGIÃO SUL DO ESTADO DE MINAS GERAIS.....	98
RESUMO	98
ABSTRACT	100
1. INTRODUÇÃO.....	102
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	104
2.1. Procedimentos iniciais.....	104
2.2. Parametrização dos modelos	104
2.3. Teste dos modelos	107
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	108
3.1. Análise dos resultados para o município de Alfenas, MG	108
3.1.1. Parametrização do modelo	108

	Página
3.1.2. Teste do modelo	111
3.2. Análise dos resultados para o município de Monte Belo, MG.....	113
3.2.1. Parametrização do modelo	113
3.2.2. Teste do modelo	116
3.3. Análise dos resultados do município de São Sebastião do Paraíso, MG.....	116
3.3.1. Parametrização do modelo	116
3.3.2. Teste do modelo	120
3.4. Avaliação geral dos modelos.....	122
4. CONCLUSÕES	123
3. CONSIDERAÇÕES FINAIS	124
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	126
APÊNDICES	134
APÊNDICE A	135
APÊNDICE B.....	139
APÊNDICE C.....	148

RESUMO

CARVALHO, Luiz Gonsaga de, D. S., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2003. **Modelos prognósticos de produtividade da cultura do café no Estado de Minas Gerais.** Orientador: Gilberto C. Sedyama. Conselheiros: Paulo Roberto Cecon e Helena Maria Ramos Alves.

A previsão de produção da cultura do café, tanto no Brasil como no âmbito internacional, assume papel fundamental na garantia da estabilidade e regularidade do abastecimento do mercado. Portanto, este trabalho, desenvolvido especificamente para a região Sul do Estado de Minas Gerais, objetivou, em geral, avaliar e testar três modelos prognósticos de produtividade para a cultura do café, tendo como previsores os elementos agrometeorológicos durante as fases fenológicas da cultura. O primeiro modelo avaliado representou os municípios de Alfenas, Guaxupé, Monte Belo, Lavras, São Sebastião do Paraíso, Varginha e Viçosa. Para cada um destes municípios, séries de 15 anos de produtividades (kg ha^{-1}) de café em coco foram submetidas, individualmente, à análise harmônica por séries de Fourier, das quais se extraíram os coeficientes de senos e cossenos 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. Tais variáveis foram representadas pela produtividade média de cada município e por elementos climáticos, sendo estes últimos constituídos

pelas médias de 15 anos correspondentes aos mesmos anos das produtividades e subdivididos em quatro períodos trimestrais ao longo do ciclo agrícola da cultura, ou seja, de julho a junho. A “performance” dos modelos foi avaliada pelo índice “d” de concordância proposto por WILLMOTT et al. (1985). O modelo não se mostrou satisfatório para a previsão de produtividades, e os resultados apresentaram erros relativos percentuais (ERP) aos valores observados variando de -39,5 a 85,6% e um índice “d” de 0,48. A regressão linear simples, com a reta passando pela origem, de produtividades estimadas em função dos valores observados mostrou uma tendência do modelo em subestimar as produtividades e bastante baixo ($r^2 = 0,03$) o coeficiente de determinação. O segundo modelo, proposto por Stewart et al. e adaptado por PICINI (1998), foi aplicado a dados de produtividades (sacas ha^{-1}) de glebas de lavouras cafeeiras de três municípios do Estado de Minas Gerais (Alfenas, Monte Belo e São Sebastião do Paraíso). Consistiu na regressão linear múltipla da produtividade como função da produtividade do ano anterior e índices de penalização hídrica, sendo estes representados por médias de uma seqüência de três trimestres e outra seqüência de quatro trimestres, de acordo com o ciclo agrícola da cultura. As parametrizações apresentaram valores de R^2 variando de 0,59 a 0,89. Pelos resultados, concluiu-se que o referido modelo não se mostrou satisfatório na previsão de produtividades da cultura do café, apresentando erros relativos percentuais das estimativas bastante discrepantes, com tendência de superestimar a produtividade. O terceiro modelo foi o parametrizado, adotando-se a técnica de regressão linear múltipla em componentes principais para as mesmas séries de produtividades representativas dos municípios do modelo anterior, tomando por base o de Stewart et al., porém acrescentando-se novas variáveis, representadas por elementos agrometeorológicos, além das penalizações hídricas para os quatro trimestres do ciclo agrícola (julho a junho). Como o número de observações é inferior à quantidade de variáveis, recorreu-se à análise multivariada de componentes principais para reduzir a dimensão do conjunto destas. A análise de regressão linear múltipla foi aplicada nos três primeiros componentes principais. As avaliações dos testes apresentaram erros relativos percentuais variando de -61 a 1.969% e os desempenhos, índices “d” de 0,58 a 0,80, havendo também tendência do modelo em superestimar as produtividades.

ABSTRACT

CARVALHO, Luiz Gonsaga de, D. S., Universidade Federal de Viçosa, February 2003. **Prognostics models of coffee crop yield in Minas Gerais State, Brazil.** Adviser: Gilberto C. Sedyama. Committee members: Paulo Roberto Cecon and Helena Maria Ramos Alves.

The prediction of coffee production is of great importance to sustain the stability and regularity of market supplies in Brazil, as well as on the international level. The general objective of this study, specifically developed for the southern region of Minas Gerais State, was therefore the assessment and testing of three prognostic models for coffee yield, using agrometeorological elements during the phenological phases of coffee crop as indicators for the forecast. The first model was evaluated with data from the districts Alfenas, Guaxupé, Monte Belo, Lavras, São Sebastião do Paraíso, Varginha, and Viçosa, in Minas Gerais State. From every site, data from a production series of fifteen years (kg ha^{-1}) were submitted, individually, to the harmonic analysis by Fourier series. From each of the Fourier analyses, sine and cosine coefficients were extracted up to the seventh harmonic, submitting them to multiple linear regression in the first three principal components of a group of thirty-three inherent variables of coffee production. These variables were represented by the medium productivity of each local and by climatic elements. These last variables

were averages of fifteen years corresponding to the same productivity years and were subdivided in four quarterly periods, according to the agricultural year (July to June). The performance of the model was evaluated by the agreement index “d” proposed by WILLMOTT et al. (1985). The model proved to be unsatisfactory at predicting the yields, since results presented percentile relative errors (ERP) that differed from the observed values between -39,5 and 85,6%, with a “d” index of 0,48. The simple linear regression (the straight line passing through the origin) of estimated productivity in function of observed values revealed a tendency to underestimate productivity, and a very low determination coefficient, ($r^2 = 0,03$). The second model, proposed by Stewart et al. and adapted by PICINI (1998), was applied to productivity data (bags ha^{-1}) of coffee crop for three municipal districts of Minas Gerais State (Alfenas, Monte Belo, and São Sebastião do Paraíso). The model consisted in the multiple linear regression of productivity as a function of the previous annual productivity and water depletion indexes. These were represented by averages of one sequence of three quarterly periods and another of four quarterly periods, according to the agricultural culture cycle. The models presented R^2 values between 0,59 and 0,89. Based on the obtained results, the conclusion was drawn that the models were not satisfactory for a productivity forecast of coffee crop, since they presented a tendency to overestimate productivity, and the estimates presented quite discrepant ERP values. The third model was parameterized by multiple linear regression of principal components for the same representative productivity series of the municipal districts of the previous model. Based on the Stewart et al. model, but with new variables, agrometeorological elements were added, besides the water depletion for the four quarterly periods of the agricultural cycle (July to June). Since the number of observations was lower than the amount of variables, the analysis of the principal components was used as a resort to reduce the dimension of this variable set, and multiple linear regression analysis was applied on the first three principal components. Test evaluations presented ERP values varying from -61 to 69% and the performances presented “d” indexes from 0,58 to 0,80, again with an overestimation tendency.

1. INTRODUÇÃO GERAL

O agronegócio café, segundo CAIXETA (1999), movimenta atualmente cerca de US\$35 bilhões por ano no mercado mundial, sendo importante atividade para a geração de emprego e renda em muitos países. Conforme citaram MORICCHI et al. (1997), estima-se que mais de 20 milhões de pessoas no mundo dependem diretamente dessa atividade para sua sobrevivência econômica.

A cultura do café, ao longo dos anos, vem evoluindo em ciclos compostos por fases de expansão e retração. Altas nos preços induzem investimento em tecnologia, seguido de anos com safras elevadas. Em decorrência disso, o acúmulo em estoques deprime os preços, o que leva os cafeicultores a reduzir os tratamentos culturais e até mesmo a abandonar as lavouras, e o resultado é a retração, que leva novamente ao aumento dos preços, fechando-se o ciclo; segue-se a lei da oferta e procura. Além disso, a produção do café é influenciada pelas variações dos elementos climáticos e pela ocorrência de condições adversas do clima, como geadas, chuvas de granizo, ventos, choques térmicos etc. O café também possui, pela sua própria fisiologia, uma alternância bienal de produção, com safras altas e baixas, necessitando vegetar em um ano para produzir bem no seguinte.

A previsão de produtividade é de grande valia, pois permite ao agricultor e ao país um melhor planejamento de suas atividades agrícolas, minimizando as

oscilações de preços e garantindo sua estabilidade e conseqüente regularidade do abastecimento do mercado interno e das exportações. 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, sendo considerado referência na previsão de safras. Atualmente, a responsabilidade oficial da previsão de safra cafeeira está a cargo do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA).

A questão da informação confiável tem uma relevância muito grande no mercado cafeeiro, pois a diversificação dessas informações gera especulações, prejudicando a eficiência do sistema e causando, conseqüentemente, redução no bem-estar desse agronegócio. Se a expectativa geral for de uma oferta de produção significativamente maior, isso poderá provocar uma queda bastante acentuada nos preços. Da mesma forma, se a expectativa for de quebra na produção, os preços se elevarão. Um exemplo do reflexo dos preços na cafeicultura pode ser verificado na superprodução de café em 1987, conforme levantamento do extinto IBC, decorrente dos elevados preços verificados no final de 1985 e início de 1986, quando as cotações para o produtor do café tipo exportação chegaram a alcançar mais de US\$400 por saca de 60 kg (MORICCHI et al., 1995b). Assim, esses fatores econômicos provocam oscilações na produtividade, que também é afetada por fatores tecnológicos e climáticos e pelo efeito da bienalidade da produção, característica fisiológica própria dessa cultura, ampliando sua complexidade de previsão.

Devido à sua grande variabilidade espacial e temporal, os efeitos dos elementos climáticos têm se mostrado determinantes na produtividade do cafeeiro. HOOGENBOOM (2000) apresentou uma ampla discussão sobre a contribuição da agrometeorologia em modelos de simulação das culturas e suas aplicações, seja no crescimento, seja no desenvolvimento, o que constitui uma ferramenta de grande utilidade no manejo e na tomada de decisão na agricultura, como também na produção das culturas.

O desenvolvimento e a utilização de modelos nas atividades agrárias são freqüentemente um alvo de questionamento pela comunidade científica.

Discutindo os vários aspectos dos modelos prognósticos, BOOTE et al. (1996) destacaram algumas das principais razões que justificam o esforço gasto no desenvolvimento destes: são ferramentas importantes para sintetizar o conhecimento científico, auxiliam a tomada de decisão agrícola, ou seja, são úteis para o manejo da agricultura e contribuem para as atividades de planejamento agrícola. Além dessas razões, COSTA (1997) considerou mais dois itens : o grande potencial didático do desenvolvimento de modelos e o auxílio na orientação e racionalização do uso de experimentos convencionais.

Todos os modelos têm vantagens e desvantagens. Não existe um tipo ótimo para todos os problemas relacionados com a previsão da produção agrícola. Pode-se considerar que o problema não é identificar qual tipo de modelo é melhor que outro, mas aquele que oferece a melhor “performance” entre os dados necessários e as limitações de tempo, custo e capacidade computacional. Cada tipo tem seu lugar no planejamento agrícola. Contudo, os aspectos positivos e negativos dos modelos devem ser conhecidos antes de sua aplicação real.

Didaticamente, os modelos existentes na literatura, conforme relatou BAIER (1979), podem ser classificados em três categorias: modelos de simulação do crescimento de culturas, modelos de análise planta-clima e modelos de produtividade de regressão múltipla. De maneira geral, os de simulação do crescimento de culturas, ou mecanísticos, possuem, pela sua característica, uma melhor elaboração devido à necessidade do conhecimento dos mecanismos fisiológicos envolvidos no processo natural de produção das culturas. O pré-conhecimento, pela simulação das diversas partes envolvidas no crescimento e desenvolvimento das plantas em diferentes condições ambientais, torna-se um instrumento extremamente útil para a agricultura moderna, fornecendo subsídios aos agricultores na tomada de decisão, no manejo da cultura para a otimização técnica e econômica do processo produtivo e aos pesquisadores das diversas áreas do conhecimento, auxiliando-os na condução de pesquisas. Para os objetivos a que se destinam, são modelos mais completos. Entretanto, por envolverem conhecimentos mais detalhados da fisiologia das plantas e de suas

respostas ao ambiente, exigem maior aprofundamento das pesquisas, razão pela qual são menos comuns, principalmente para culturas perenes, cuja complexidade fisiológica é maior. Percebe-se, assim, que são modelos com necessidade de conhecimento multidisciplinar. O desenvolvimento desses tipos de modelos é apresentado por SCHAWCROFT et al. (1974), MIGLIORANZA (1992), GOUDRIAAN e VAN LAAR (1994), PLA (1994) e BARROS (1998).

Os modelos de análise planta-clima e os de regressão múltipla, construídos a partir de séries históricas de dados de elementos do clima e de produtividades da cultura, são mais simples, justamente por não necessitarem de conhecimento aprofundado dos aspectos fisiológicos envolvidos no processo produtivo das plantas. São métodos mais diretos, em que, uma vez parametrizados mediante a análise de regressão múltipla a partir dos dados de entrada (variáveis independentes), obtém-se o resultado da variável dependente, ou seja, a estimada, com a possibilidade de ser, por exemplo, a produtividade. Para culturas em que se tem o conhecimento do zoneamento agroclimático, a exemplo do café, esses modelos podem ser suficientes, trazendo bons resultados com simplicidade de cálculos. Modelos típicos nessas categorias são os desenvolvidos por THOMPSON (1969), THOMPSON (1970), BAIER (1973), HAUN (1974), WILLIAMS et al. (1975), FRÉRE e POPOV (1980), BAUDER e RANDALL (1982), PICINI (1998) e SOARES (1999).

Especificamente para a cultura do café, a falta de informações detalhadas de sua fisiologia e o fato de ser uma cultura de zoneamento agroclimático relativamente bem-definido e, logicamente, demandar um tempo maior para o desenvolvimento de modelos mecanísticos têm justificado os esforços no desenvolvimento de modelos matemáticos ou agrometeorológicos.

De maneira geral, o desenvolvimento e a utilização de modelos normalmente são limitados pela disponibilidade de dados de entrada e também pela falta de conhecimento da parte do sistema que se quer modelar.

Para o estudo de séries temporais que apresentam variações periódicas sazonais, na maioria dos casos os pesquisadores recorrem à análise harmônica por séries de Fourier para o desenvolvimento de modelos. Essa metodologia pode

ser aplicada às séries de produtividades que apresentam oscilações no tempo, embora não tenham sido encontrados, na literatura, trabalhos que relacionassem a utilização dessa técnica em estudos de previsão de safras agrícolas e especialmente para a cultura do café. O modelo desenvolvido por Stewart et al., conforme proposto por DOORENBOS e KASSAM (1979), é outra alternativa de modelagem, tendo a produtividade como função de parâmetros hídricos. Auxiliando as análises de modelagem, uma técnica bastante útil é a análise estatística multivariada de componentes principais, a qual tem por principal propriedade a redução de um conjunto de variáveis em outro menor, porém mantendo as propriedades estatísticas do conjunto anterior.

Como demonstrado, o desenvolvimento e, ou, adaptação e testes de uma metodologia alternativa para a previsão da produção de café, com o objetivo de reduzir os custos e conseqüentemente obter maior agilidade no levantamento de dados, vêm sendo algo bastante pertinente para os tempos atuais.

Diante do exposto, os objetivos principais deste trabalho, desenvolvido especificamente para a região Sul do Estado de Minas Gerais, foram:

- Avaliar e testar modelos prognósticos de produtividades da cultura do café, tendo como previsores os elementos agrometeorológicos durante as fases fenológicas do cafeeiro.

Para isso, objetivou-se, especificamente, o seguinte:

- Aplicar a análise harmônica por séries de Fourier de senos e cossenos para a previsão de produtividade da cultura do café no Estado de Minas Gerais.

- Parametrizar o modelo de Stewart et al. para a previsão de produtividade da cultura cafeeira em três localidades da região Sul de Minas Gerais.

- Aplicar a técnica de regressão linear múltipla em componentes principais a um conjunto de variáveis para parametrizar um modelo para a previsão de produtividade do cafeeiro em três localidades da região Sul mineira.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Origem e histórico da cafeicultura no Brasil e no Estado de Minas Gerais

As principais espécies de café de valor comercial cultivadas no Brasil são o arábica (*Coffea arabica* L.) e robusta (*Coffea canephora* L.), o primeiro originário de áreas florestais do Sul da Etiópia, próximas à linha equatorial, em latitudes variáveis de 6 a 9° N e altitudes médias de 1.600 a 2.000 m, em que a temperatura média anual do ar oscila entre 18 e 20 °C e as chuvas são da ordem de 1.500 a 1.800 mm anuais, com uma estação seca de quatro a cinco meses. O café robusta é proveniente de áreas baixas e quentes da bacia do rio Congo, no Zaire, de áreas ao longo do lago Victoria, em Uganda, e de terras ao Nordeste de Angola, onde as temperaturas são mais elevadas, entre 24 e 26 °C de médias anuais (CAMARGO e PEREIRA, 1994). Embora o cafeeiro possa vegetar em uma extensa área geográfica, em sua maior parte entre os trópicos, sua produção econômica se restringe a uma superfície bem menor, cujos fatores ecológicos são mais favoráveis.

Desde 1727, quando foram introduzidas no Brasil as primeiras plantas em Belém, no Estado do Pará, a cultura do café tornou-se uma das principais atividades agrícolas do país, de onde se irradiou para os estados vizinhos,

chegando ao Sul nas décadas de 20 e 30, atingindo algumas regiões de Rondônia, em 1975.

Em Minas Gerais, a cafeicultura foi introduzida na Zona da Mata por volta de 1830, encontrando nesse local condições favoráveis para seu desenvolvimento. Por muito tempo, a região responsabilizou-se pela parcela mais representativa da produção no Estado (GOMES, 1988) e teve seu crescimento influenciado por essa atividade. O processo de industrialização dessa região ocorreu em atendimento à expansão do mercado criado pela cafeicultura (CAIXETA et al., 1978).

Conforme ANDRADE (1994), com o passar do tempo, essa atividade agrícola expandiu-se para outras partes do Estado, vindo a se estabelecer, com sucesso, no Sul de Minas, principalmente nas divisas com as regiões cafeeiras de São Paulo. Posteriormente, sobretudo devido à prática da irrigação, a cultura avançou para o Cerrado brasileiro.

Minas Gerais é hoje o maior produtor de café no Brasil. Segundo dados do ANUÁRIO... (2001), a produção mineira passou de 5,5 milhões de sacas em 1984/85 para 9,2 milhões no ano agrícola 1995/96, sendo responsável, portanto, nessa época, por 54,76% da produção nacional, o que marcou a maior participação percentual do Estado desde 1966/67. No quinquênio referente aos anos agrícolas de 1996/97 a 2000/01, Minas teve uma contribuição média de 50,35% na produção total do país.

2.2. A bienalidade de produção da cultura do café

Já há muito tempo a literatura apresenta trabalhos relacionados com a natureza fisiológica da bienalidade de produção do cafeeiro, como os realizados por BEAUMONT (1939) e DEAN (1939). Tal natureza pode ser explicada pela concorrência entre as funções vegetativas e reprodutivas, ou seja, nos anos de grande produção o crescimento dos frutos absorve maior parte da atividade da planta, prejudicando seu desenvolvimento vegetativo. Como no cafeeiro o fruto do ano seguinte se desenvolve nas partes novas dos ramos do ano anterior, há,

conseqüentemente, produção menor. O crescimento dos novos ramos depende da quantidade de frutos em desenvolvimento nos ramos do ano que passou, e o volume da produção é proporcional ao número de nós ou gemas formadas na estação vegetativa anterior. Assim, diz-se que o ciclo bienal de produção do cafeeiro poderia ser explicado pelas inter-relações entre desenvolvimento de ramos e frutos. Outros trabalhos comprovam esse efeito, a exemplo dos de TOSELLO e ARRUDA (1962) e RENA e MAESTRI (1985).

Segundo BARROS (1997), as folhas constituem fonte de fotossintetizados, enquanto os tecidos em crescimento agem como drenos. Desse modo, no cafeeiro existe uma ação balanceadora da partição de fotossintetizados entre as relações fonte/dreno, já que a fase reprodutiva e o crescimento vegetativo para o próximo período de produção ocorrem simultaneamente.

2.3. A influência das condições climáticas sobre a cultura do café

A importância das condições climáticas, durante o crescimento e desenvolvimento da cultura do café, é reconhecida por muitos pesquisadores. As características agroclimáticas das diversas regiões influenciam, diferentemente, a produtividade final da cultura. Além disso, a planta é suscetível a danos causados por condições adversas do clima, como geadas, chuvas de granizo, ventos e choques térmicos.

WEILL (1990) verificou que os elementos climáticos são os que individualmente explicam a maior parte da variabilidade total da produção do cafeeiro no Estado de São Paulo, em comparação com fatores edáficos e biológicos desse vegetal. Verificou também que a fase de florescimento tem grande influência sobre a produção final. O café cultivado com finalidade comercial no Brasil floresce na primavera, frutifica no verão, amadurece no outono e é colhido no inverno (MATIELLO, 1991).

Conforme citou HOOGENBOOM (2000), os elementos climáticos têm sido a chave de entrada requerida para a operação da maioria dos modelos de simulação. Entre esses, os principais são temperaturas máxima e mínima do ar,

radiação solar e precipitação pluvial. A temperatura é o principal elemento climático que regula a taxa de desenvolvimento reprodutivo e vegetativo das plantas, conforme Hodges, citado por HOOGENBOOM (2000). A radiação solar fornece energia para as reações bioquímicas da fotossíntese, afetando a distribuição dos fotoassimilados para os diversos órgãos das plantas (Boote e Loomis, citados por HOOGENBOOM, 2000). A precipitação pluvial não controla diretamente os processos das plantas, uma vez que a disponibilidade de água para estas está associada às características físico-hídricas do solo e à distribuição de seu sistema radicular. Esse elemento é um modificador que, indiretamente, afeta os processos de crescimento e desenvolvimento dos vegetais (HOOGENBOOM, 2000).

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

Quanto ao fator hídrico, MATIELLO (1991), com base em observações e experiências efetuadas em várias regiões cafeeiras, propôs os seguintes parâmetros de aptidão:

Aptidão	Deficiências hídricas (mm)	
	<i>Coffea arabica</i> L. (arábica)	<i>Coffea canephora</i> L. (robusta)
Áreas aptas	< 150	< 200
Áreas marginais	150 – 200	200 - 400
Áreas inaptas	> 200	> 400

A disponibilidade hídrica dos solos para atender satisfatoriamente à demanda dos cafeeiros durante o ciclo de produção deve estar em nível

suficiente durante o período de florescimento e enchimento dos grãos, o que, em Minas Gerais, varia do final de setembro até o início de março, podendo haver redução da umidade no período de maturação e colheita, bem como no de vegetação, que varia de abril a agosto. À exceção de cafeeiros irrigados, essa situação ótima nem sempre é atingida, uma vez que a necessidade hídrica depende de outros fatores, como a distribuição anual das chuvas, a condição de energia térmica durante as estações e, conseqüentemente, o ritmo anual da evapotranspiração da cultura. Se o período de seca se prolonga ou ocorre nas fases de florescimento e frutificação, são observadas reduções na produtividade. Tal fato pode ser verificado na produção do ano agrícola de 1995/96, em virtude das geadas em junho e julho de 1994, com conseqüente prolongamento da seca; nesse caso, a seca foi preponderante na queda da produção. Outras secas que podem ser mencionadas e que trouxeram grandes perdas na produção de café são aquelas ocorridas nos anos de 1975, 1985 e 1988. A seca de 1985 foi, inclusive, responsável pela alta nos preços, incentivando os produtores a realizar maiores investimentos na lavoura, o que resultou em uma superprodução, no Brasil, em 1987 (MORICOCCHI et al., 1995a). Conforme MATIELLO (1991), essa megaprodução foi estimada em 42,9 milhões de sacas de café beneficiado.

Quanto às exigências térmicas, as baixas temperaturas podem ocasionar disfunções fisiológicas no crescimento e se manifestar na frutificação. Temperaturas abaixo de -2°C congelam os tecidos foliares e o caule, acarretando, quase sempre, a secagem das partes afetadas e morte da planta. No entanto, altas temperaturas na fase de florescimento do cafeeiro podem provocar severa atrofia floral, denominada “estrelinha”, cujo efeito pode ser mais acentuado com a ocorrência de deficiência hídrica durante o florescimento (WEILL, 1990; ORTOLANI, 1991, entre outros).

Segundo MATIELLO (1991), com base nos conhecimentos sobre a cafeicultura no Brasil e no exterior, é possível estabelecer os seguintes parâmetros técnicos para o zoneamento das duas principais espécies de valor comercial:

Aptidão	Temperatura média anual (°C)	
	<i>Coffea arabica</i> L. (arábica)	<i>Coffea canephora</i> L. (robusta)
Regiões aptas	19 - 22 °C	22 - 26 °C
Regiões marginais	18 - 19 °C e 22 - 23 °C	21 - 22 °C
Regiões inaptas	< 18 °C; > 23 °C	< 21 °C

A cultura do café de modo geral, para seu pleno desenvolvimento, é exigente em níveis adequados de temperatura para atingir ótimos de produtividade. Da germinação à produção de grãos, a temperatura influencia diretamente essas fases da cultura, além dos processos fisiológicos de respiração, fotossíntese e absorção de água e nutrientes, que repercutem como fatores determinantes na produtividade final.

Devido à importância das condições climáticas sobre a cultura do café, modelos podem ser realizados procurando quantificar os efeitos dessas condições sobre a produtividade cafeeira.

2.4. Modelos de previsão na atividade agrícola

A adequabilidade de um modelo agrometeorológico a uma cultura deve levar em consideração a influência de cada variável sobre ela, ou seja, é necessário o conhecimento coerente de causa e efeito. As diferentes formas para estabelecer a relação clima-planta vão desde a simples correlação até modelos mais complexos, nos quais diferentes parâmetros são considerados. A finalidade dessa categoria de modelos, conforme BAIER (1979), é explicar, com base em processos físicos e fisiológicos, o efeito de um ou mais elementos climáticos sobre a resposta das plantas. O modelo “empírico-estatístico”, segundo ROBERTSON (1983), é o mais simples, em que os elementos climáticos correspondem às condições de temperatura, chuva ou disponibilidade hídrica reinantes em todo o ciclo da cultura ou em parte dele. Tais modelos utilizam uma ou mais variáveis independentes, sendo a variável dependente a produtividade da cultura e as independentes, em geral os elementos do clima, como precipitação e temperatura do ar, ou os parâmetros agrometeorológicos derivados dos elementos

do clima, cujos coeficientes de ponderação se obtêm normalmente pela análise de regressão múltipla.

FRÉRE e POPOV (1980) apresentaram um método para a previsão de safras agrícolas com base em dados agrometeorológicos. O modelo processa o balanço hídrico do solo durante a estação de crescimento de uma cultura, em períodos de 7 ou 10 dias, para mostrar as perdas de produtividade associadas às condições hídricas do solo desfavoráveis à cultura. Tem como finalidade obter um índice que representa, em percentagem, a amplitude com que as demandas hídricas de uma cultura anual são satisfeitas em cada estágio de seu período de crescimento. CAMARGO (1984) desenvolveu um modelo agrometeorológico de estimativa de produção de grãos com base nas produtividades potenciais de quatro cultivares de soja, em função das condições meteorológicas reinantes durante o desenvolvimento da cultura.

Além de modelos agrometeorológicos relacionando simplesmente a produtividade de culturas agrícolas com elementos climáticos, existem trabalhos que incluem a influência da tendência tecnológica, em que esta, conseqüentemente, tende a aumentar as produtividades ao longo dos anos. A tendência tecnológica é o resultado integrado da ação de uma série de variáveis, como irrigação, melhoramento genético, práticas culturais, práticas fitossanitárias etc. Trabalhos dessa natureza foram realizados por NELSON e DALE (1978), CHEN e FONSECA (1980), COSTA et al. (1988), MONDRAGÓN (1990) e HERRERA (1991).

TURCO et al. (1998), modificando o modelo de crescimento da cultura de soja de WILKERSON et al. (1983), concluíram que os resultados indicaram a importância em se considerar a exposição e declividade do terreno em modelos de crescimento de plantas. O modelo modificado, quando se relacionaram os valores experimentais com os estimados, obteve uma diferença menor do que o de WILKERSON et al. (1983). Este, ou modelo SOYGRO, de crescimento e desenvolvimento da cultura da soja, é um modelo cujos dados de entrada são: radiação fotossinteticamente ativa (RFA), temperatura média do ar durante as

horas de luz do dia e nas 24 horas totais. Como saída, obtém-se a massa seca das partes das plantas (folhas, caules, vagens, grãos e raízes).

VOSSSEN (1990), com base em dados experimentais, estabeleceu as seguintes hipóteses relacionadas com os modelos agrometeorológicos de produtividade: a redução na produção está ligada com o acúmulo do déficit hídrico, ou seja, depende do estágio fenológico submetido ao estresse hídrico, sendo esse efeito aditivo e, por fim, uma última hipótese, semelhante à anterior, porém com efeito multiplicativo. A partir do modelo de Stewart et al., DOORENBOS e KASSAM (1979) propuseram um agrometeorológico aditivo, em que introduziram os coeficientes ky_i . Estes coeficientes (para diferentes estádios fenológicos) ou ky (para todo o ciclo da cultura) quantificam o efeito do estresse hídrico em estádios específicos de crescimento, para obtenção empírica da estimativa de produtividade.

Fazendo uma análise geral sobre modelos de simulação, HOOGENBOOM (2000) comentou que eles não poderão substituir os registros de dados experimentais. Os dados de campo continuam sendo necessários para a avaliação dos modelos, assim como para o aperfeiçoamento dos mesmos. Entretanto, com o avanço dos recursos computacionais, os modelos estarão sendo cada vez mais aperfeiçoados para a aplicação na agricultura, permitindo uma melhor orientação na solução de problemas do mundo real relacionados com sustentabilidade da agricultura, suprimento de alimentos, uso dos recursos naturais e proteção ambiental. A agrometeorologia será um componente importante para todas essas aplicações, subsidiando o entendimento dos impactos causados pelas variabilidades climáticas na agricultura.

Em estudos de séries temporais, na maioria dos casos- os pesquisadores utilizam a análise harmônica por séries de Fourier, para o desenvolvimento de modelos que permitem a estimativa da variável previsível em análise. McCUTCHAN (1976) concluiu que a temperatura do ar, a cada hora do dia, pode ser calculada aproximadamente por séries de Fourier. De forma semelhante, trabalhos realizados por FELTRIN (1980) com dados de precipitação pluvial e por SOARES (1981) e YADA (1986) com dados de temperaturas do ar

mostraram que essa metodologia possui ampla perspectiva de uso nas regiões estudadas.

2.4.1. Modelos e métodos alternativos de previsão da produção cafeeira

MORICOCHI et al. (1995b) apresentaram uma alternativa ao uso de modelos para previsão de safras de café no Brasil, denominada método Delphi. Como citado por esses autores, este método foi criado pela Rand Corporation em 1948, tornando-se bastante conhecido a partir de 1952, através de uma pesquisa de previsão realizada pela Força Aérea Americana. Consiste no refinamento de opiniões de especialistas através de procedimentos criteriosos. Inicialmente, faz-se uma seleção de um grupo de especialistas sobre o assunto que se deseja analisar. Nesse estudo, os autores selecionaram participantes nas diferentes regiões produtoras do país, entre aqueles que tinham profundos conhecimentos do processo de produção de café. A esses especialistas, individualmente, foi feita uma aplicação iterativa de questionários. A cada rodada, o especialista recebia um resumo dos resultados da rodada anterior, mantendo o anonimato das respostas. Tal procedimento era feito até que o coordenador considerasse que uma nova rodada alteraria o resultado obtido anteriormente. Basicamente, três são as condições que devem ser observadas para a caracterização desse método: anonimato nas respostas; troca de informações e opinião entre especialistas; e definição estatística das respostas do grupo. Os mesmos autores concluíram que o método proposto, apesar de adequado ao Brasil por depender menos de séries históricas de dados e também por possibilitar o uso em situações de mudanças estruturais, não substitui a necessidade urgente de se fazerem levantamentos objetivos muito mais confiáveis, porém de custos mais elevados. Esse método foi aplicado por MORICOCHI et al. (1995a) para a estimativa da safra de 1995/96, em que se estimou a produção brasileira em 12.575.000 sacas de café contra uma realmente obtida de 16.800.000, segundo dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA), apresentando, portanto, um erro de subestimativa da ordem de 25,15%.

A previsão oficial da produção de café no Brasil é de responsabilidade do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA (BRASIL, 1999). O método, cujos resultados são bastante acurados, consiste em amostragens estatísticas, em que são selecionadas propriedades cafeeiras do cadastro geral de cafeicultores dos Estados de Minas Gerais, Bahia, Espírito Santo e São Paulo. No Paraná, a amostragem é constituída por amostras de pontos sobre base de fotos de satélite. Em Rondônia, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Pará e Acre, as informações normalmente são obtidas em órgãos de assistência técnica e outras fontes locais. A previsão consiste em três levantamentos durante o ano agrícola: o primeiro com base na florada, o segundo ocorrendo normalmente no mês de maio e o último, já coincidindo com o levantamento da florada do ano seguinte, estimando-se efetivamente a produção daquele ano agrícola. Esse método necessita de um levantamento de dados bastante trabalhoso e oneroso.

PICINI (1998) parametrizou e testou modelos matemáticos agrometeorológicos que relacionam a fenologia, a bienalidade e a produtividade do cafeeiro Mundo Novo, nas condições do Estado de São Paulo, especificamente nas regiões de Campinas, Gália e Mococa. 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). Entre esses modelos, o que permitiu obter melhores resultados, após algumas modificações, foi o aditivo, desenvolvido por Stewart et al. e proposto por DOORENBOS e KASSAM (1979):

$$\frac{Y_e}{Y_p} = 1 - \left[\sum_{i=1}^n k y_i \left(1 - \frac{ETR}{ETP} \right) \right] \quad (1.1)$$

em que

Y_e = produtividade estimada;

Y_p = produtividade potencial;

ETR = evapotranspiração real da cultura;

ETP = evapotranspiração potencial;

ky_i = coeficiente de resposta da cultura ao suprimento de água nos sucessivos estádios fenológicos da cultura.

Nesse modelo, consideram-se os efeitos da deficiência hídrica (ETR/ETP) sobre a produtividade como um somatório nos diferentes estádios fenológicos da cultura.

A produtividade potencial (Y_p) indica o potencial produtivo da cultura, desde que não ocorra nenhum fator restritivo ao seu crescimento e desenvolvimento fisiológico. DOORENBOS e KASSAM (1979) definiram produtividade potencial de uma cultura como aquela obtida de uma variedade altamente produtiva e bem-adaptada ao respectivo ambiente de crescimento, na ausência de limitações quanto aos fatores água, nutrientes, pragas e doenças durante todo o ciclo de crescimento até seu amadurecimento. Porém, devido às diferenças climáticas e aos níveis tecnológicos pertinentes a cada região, as produtividades potenciais tendem a apresentar valores regionais específicos. 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 que pudesse interferir no valor da produtividade, obtendo-se, assim, a produtividade potencial.

A esse modelo (equação 1.1), PICINI (1998) incorporou a produtividade do ano anterior, conforme a equação 1.2, procurando especificá-lo para a cultura do café, com a intenção de incluir nesse modelo o efeito da bienalidade de produção da cultura.

$$\frac{Y_e}{Y_p} = 1 - \left[ky_0 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) + \sum_{i=1}^n ky_i \left(1 - \frac{ETR}{ETP} \right) \right] \quad (1.2)$$

em que

Y_a = produtividade do ano anterior; e

ky_0 = coeficiente de penalização relativo à produtividade do ano anterior.

Posteriormente, PICINI (1998) readaptou esse modelo (equação 1.2), no que se refere à entrada de dados da relação ETR/ETP, tendo, então, o modelo conforme a equação a seguir:

$$\frac{Y_e}{Y_p} = ky_0 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) + \sum_{i=1}^n ky_i \left(\frac{ETR}{ETP} \right) \quad (1.3)$$

Para a parametrização desse modelo (equação 1.3), as variáveis ETR/ETP, que representam os efeitos das penalizações hídricas sobre a produtividade, foram derivadas de balanços hídricos decendiais, ocorridos durante diferentes estádios fenológicos da cultura. Assim, esse foi o modelo que alcançou os melhores resultados. O referido autor citou que, embora muitos trabalhos desenvolvidos para culturas anuais tenham mostrado que modelos baseados em produtórios podem representar melhor a resposta das plantas à disponibilidade hídrica, não se pode admitir que sejam válidos e aplicáveis para a cultura do café. As variáveis Y_a/Y_p e ETR/ETP, interligadas por somatório, tendem a minimizar o efeito de altas e baixas produções.

Logo depois, PICINI et al. (1999) testaram e parametrizaram esse modelo para as regiões paulistas de Campinas, Gália e Mococa, concluindo que a produtividade do cafeeiro é altamente dependente da produção do ano anterior e particularmente sensível ao estresse hídrico durante o estágio fenológico do “final da dormência das gemas/florescimento” e do estágio “final do florescimento/início da formação do grão”. Além disso, constataram que os períodos trimestrais: agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril, adotados na penalização hídrica do modelo, foram a combinação que apresentou melhores resultados na parametrização e no teste em todos os locais considerados. Os resultados estatísticos de desempenho do modelo representados pelo coeficiente de determinação “ r^2 ” e pelo índice de concordância “ d ”, de WILLMOTT et al. (1985), ao plotar no plano bidimensional as produtividades estimadas *versus* observadas, 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.

2.5. Técnica multivariada de componentes principais

As técnicas estatísticas de análise multivariada são métodos apropriados para estudos em que variáveis em conjunto são consideradas simultaneamente e, para muitos tipos de dados (biológicos, climáticos etc.), a correlação entre variáveis é comum. Embora, originalmente, essas técnicas tenham sido desenvolvidas para resolver problemas específicos, principalmente nas áreas de biologia e psicologia, elas podem ser utilizadas para solucionar uma grande variedade de problemas práticos nas diversas áreas do conhecimento. Abordagens completas sobre o assunto são descritas, entre outros, por TATSUOKA (1971), HARRIS (1975), JOHNSON e WICHERN (1992) e CRUZ e REGAZZI (1997).

Entre essas técnicas, a análise de componentes principais consiste em transformar um conjunto original de variáveis em outro conjunto, os componentes principais, de dimensões equivalentes, procurando-se reduzir a massa de dados. Em muitos casos, as medidas das variáveis que caracterizam um indivíduo são correlacionadas entre si, cuja correlação indica que algumas informações contidas em uma variável também estão contidas noutra. Então, o objetivo da análise de componentes principais é transformar a quantidade de variáveis originais correlacionadas em um mesmo tanto de variáveis não-correlacionadas, ou em componentes ortogonais, ou seja, os componentes principais. Cada um destes é uma combinação linear de todas as variáveis originais, sendo independentes entre si e estimadas com o propósito de reter, em ordem decrescente, o máximo de informação, em termos da variação total contida nos dados iniciais.

A análise de componentes principais é influenciada pela escala das variáveis, sendo os coeficientes desses componentes altamente dependentes das unidades de medida associadas com cada variável, o que foi discutido por

MARDIA et al. (1979) e DUNTEMAN (1984). É aconselhável que as variáveis estudadas possuam a mesma unidade e dimensões não muito discrepantes, ou seja, variâncias com semelhantes ordens de magnitude. Como na maioria das vezes isso não ocorre, recomenda-se utilizar as variáveis reduzidas, ou seja, aquelas padronizadas com média igual a zero e variância igual à unidade ou, então, padronizadas apenas com a variância igual à unidade. Isso significa que a matriz de covariâncias das variáveis iniciais é transformada em uma matriz de correlações antes que a análise de componentes principais seja conduzida. Caso contrário, a variável com a maior variância possuiria maior peso na estimação dos componentes, sendo este mais em função das unidades de medida do que da estrutura básica das observações. A padronização das variáveis assegura que todas elas possuam, inicialmente, igual peso na análise (MANLY, 1986).

Deve ser destacado que uma análise de componentes principais nem sempre trabalha no sentido de que um grande número de variáveis originais seja reduzido a um pequeno número de variáveis transformadas. Além do mais, se as variáveis originais não são correlacionadas, então a análise é absolutamente nula, ou seja, não há redução alguma no número dessas variáveis. Os melhores resultados são obtidos quando as originais são altamente correlacionadas, positiva ou negativamente. Segundo MANLY (1986), nesse caso é completamente concebível que 20 ou 30 variáveis originais possam ser adequadamente representadas por dois ou três componentes principais.

Na análise de componentes principais, pode-se definir a variância total existente em um conjunto de dados multivariados pela soma das variâncias de cada uma das variáveis. Numa matriz de variâncias/covariâncias, essas variâncias individuais constituem os elementos da diagonal principal. Basta somá-los, portanto, encontrando o traço da matriz (diagonal principal), para obter a variabilidade total e, em seguida, a contribuição de cada variável. A soma dos autovalores da matriz de covariâncias ou correlações dos escores dos componentes principais, igual ao traço dessa matriz, representa também a variabilidade total da mesma, e a contribuição de cada autovalor, em termos de

variabilidade, é determinada. Ao primeiro corresponderá a maior variabilidade possível, ao segundo a maior variabilidade possível restante, e assim por diante.

Os coeficientes das equações lineares de cada componente principal que transformam os dados originais em contagens (escores) são denominados autovetores. Desse modo, utilizando a multiplicação da matriz de dados originais pela matriz de autovetores, obtém-se uma matriz de dados transformados, os chamados escores dos componentes principais, em que a principal propriedade é o fato de não serem correlacionados entre si.

A importância relativa de um componente é avaliada pela percentagem da variância total que ele explica. A soma dos primeiros autovalores dividida pela de todos os autovalores representa a proporção da variância total explicada pelos respectivos primeiros componentes principais (MORRISON, 1976).

A questão de quantos componentes são necessários para explicar a variância do sistema satisfatoriamente ou que parte da variância total de um sistema deveria ser explicada ainda não está resolvida. Existe um teste estatístico para decidir quantos componentes principais devem ser retidos, o qual é relatado por MARDIA et al. (1979) e MANLY (1986). Segundo MARDIA et al. (1979) e DUNTEMAN (1984), na maioria dos casos a seleção sobre quantos componentes reter é baseada em métodos simples e práticos. MORRISON (1976) sugeriu que só os primeiros quatro ou cinco componentes devem ser extraídos, desde que os restantes sejam difíceis de interpretar o problema fisicamente. Infelizmente, nenhum teste estatístico pode ser usado para determinar o significado de um componente. A teoria da amostragem de componentes principais não está devidamente desenvolvida, especialmente quando os componentes são extraídos da matriz de correlação em vez da de covariância. De modo geral, a literatura sobre a utilização de componentes principais nas diversas áreas de aplicação mostra que, para interpretar dados com sucesso, basta escolher os primeiros componentes que acumulam uma percentagem de variâncias explicada igual ou superior a 70%. Segundo CRUZ e REGAZZI (1997), em estudos sobre divergência genética entre um grupo de cultivares, é desejável que a variância acumulada nos dois primeiros componentes principais exceda a 80%. Uma regra

prática para desconsiderar os componentes principais de menor importância é eliminar aqueles com variância inferior à variância média das variáveis originais.

Em certas situações, algumas das variáveis do conjunto original podem ser eliminadas examinando as correlações entre cada uma com o respectivo componente principal. Baseado no princípio de que a importância ou variância dos componentes principais decresce do segundo para o último, tem-se que os últimos componentes são responsáveis pela explicação de uma fração muito pequena da variância total. Assim, a variável que apresenta a maior correlação com o componente principal de menor importância (componente de menor variância ou menor autovalor) provavelmente é a menos importante para explicar a variância total, podendo, então, ser eliminada. Tal procedimento segue para o outro componente de menor importância, eliminando-se aí a variável de maior correlação e que não tenha sido descartada anteriormente. Esse critério baseia-se no fato de que variáveis altamente correlacionadas com componentes principais de menor variância representam variação praticamente insignificante.

JOLLIFFE (1972 e 1973), avaliando métodos de descarte de variáveis, adverte que, no caso de se utilizarem componentes principais, os resultados serão mais satisfatórios se o número de variáveis rejeitadas for igual ao de componentes cuja variância é inferior a 0,7. Esse critério é estabelecido para os casos em que os dados são padronizados, e, assim, estimam-se os autovetores a partir da matriz de correlações, cuja soma corresponde ao total de variáveis analisadas.

McBOYLE (1973) aplicou a análise de componentes principais em estudo de classificação climática, utilizando 20 variáveis, representadas pelos elementos climáticos, obtendo três componentes principais, que explicaram 86,70% da variância total. Estudo similar foi realizado por ASPIAZÚ et al. (1990). Por sua vez, FOVEL e FOVEL (1993), utilizando 24 variáveis, representadas por temperatura e precipitação mensais, encontraram que os três primeiros componentes principais explicaram 94,00% da variância total.

2.6. Regressão em componentes principais

A análise de regressão é usada para relacionar uma ou mais variáveis independentes com uma dependente, para assim conhecer os efeitos que as primeiras exercem ou parecem exercer sobre as segundas.

Como foi mostrado, a técnica de componentes principais apresenta tantos componentes principais quanto for o número de variáveis que estão sendo analisadas, porém com a propriedade de que, em ordem decrescente, os primeiros componentes principais retêm a maior parte da variância dos dados originais. Portanto, pode-se, na maioria das vezes e principalmente quando se tem um número de observações inferior à quantidade de variáveis, fazer a regressão linear com os componentes principais que retiverem a maior parte da variância original das variáveis, desde que sejam suficientes para representar as variáveis originais, diminuindo, substancialmente, as variáveis regressoras dentro do modelo linear de regressão múltipla, tendo-se, assim, que o número de parâmetros a serem estimados passa a ser menor do que o número de observações. Contudo, cada componente principal é uma função linear de todas as variáveis originais, tendo-se, ainda, estas variáveis como entrada do modelo.

Quando um modelo de predição de alguma variável dependente é elaborado, é comum que ele passe, inicialmente, por uma análise multivariada de componentes principais. O estudo de regressão de componentes principais consiste em ter estes como variáveis independentes para determinada variável dependente. Quando o conjunto de dados observados apresenta unidades bastante discrepantes, é comum que a análise do componentes principais seja realizada a partir da matriz de correlações, em que as variáveis são previamente padronizadas.

Conforme demonstrado por HOFFMANN e VIEIRA (1977), os parâmetros da regressão " β_i " de uma regressão linear múltipla são estimados pelo método dos mínimos quadrados.

Ao se proceder à regressão em componentes principais, algumas das variáveis originais, as independentes, podem ser eliminadas da análise antes

mesmo de executar qualquer regressão examinando a correlação, também chamada de fator de carga, e eliminando as variáveis que não estão altamente correlacionadas com qualquer um dos componentes. As variáveis restantes são, então, novamente submetidas a uma análise de componentes principais com a regressão múltipla, que é executada nos novos componentes. Tal procedimento tem a vantagem de reduzir o número de variáveis que devem ser medidas para usar na equação de regressão resultante. Porém, tem a desvantagem de eliminar variáveis arbitrariamente (não há nenhum teste estatístico para verificar a significância do fator de carga) sem ao menos ter uma posição para determinar a utilidade delas na explicação da variação da variável dependente.

Descrições detalhadas da regressão em componentes principais podem ser encontradas, entre outros autores, em HAAN (1977) e MONTGOMERY e PECK (1992).

2.7. Análise harmônica

Um fenômeno é dito periódico quando se repete exatamente a intervalos regulares de tempo ou de espaço. A ocorrência de dias e noites, das estações do ano e das fases fenológicas das plantas são exemplos simples de fenômenos periódicos ou quase periódicos. As funções trigonométricas são as mais utilizadas para descrever fenômenos periódicos por causa, exatamente, de sua periodicidade (ASSIS et al., 1996).

Entre as séries trigonométricas, as de Fourier de senos e cossenos são amplamente utilizadas na análise de fenômenos periódicos e, conforme SPIEGEL (1974), expressas pela seguinte função:

$$f(x) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos n\omega t_i + b_n \sin n\omega t_i) \quad (1.4)$$

em que

$\frac{a_0}{2}$ = coeficiente das séries de Fourier conhecido por harmônico fundamental, representando a própria média aritmética da série de dados observados;

$n = 1, 2, \dots, \infty$, identifica o número de harmônicos;

a_n = coeficiente de cosseno para o harmônico “n” das séries de Fourier;

ω = frequência angular da onda da série de dados, sendo $\omega = 2\pi/T$ e T o período, em que este corresponde ao número de dados observados;

t_i = ordenação numérica dos dados correspondentes da série ($i = 0, 1, \dots, T-1$); e

b_n = coeficiente de seno para o harmônico “n” das séries de Fourier.

Os coeficientes $\frac{a_0}{2}$, a_n e b_n são obtidos com as seguintes expressões:

$$\frac{a_0}{2} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M X_i \quad (1.5)$$

$$a_n = \frac{2}{M} \sum_{i=1}^M X_i \cos n\omega t_i \quad (1.6)$$

$$b_n = \frac{2}{M} \sum_{i=1}^M X_i \sen n\omega t_i \quad (1.7)$$

sendo M o número de dados disponíveis na série e X_i o valor da variável X observada para o i-ésimo valor da série.

A equação 1.4 pode, também, ser expressa somente em termos de cosseno, como se segue:

$$f(x) = \frac{a_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} A_n \cos(n\omega t_i - \phi_n) \quad (1.8)$$

em que

A_n = amplitude do n-ésimo harmônico; e

ϕ_n = ângulo de defasagem do n-ésimo harmônico.

A amplitude e o ângulo de defasagem para o n-ésimo harmônico são obtidos pelas seguintes expressões, respectivamente:

$$A_n = \sqrt{a_n^2 + b_n^2} \quad (1.9)$$

$$\phi_n = \tan^{-1}\left(\frac{b_n}{a_n}\right) \quad (1.10)$$

O ângulo de defasagem ϕ_n deve ser corrigido para que coincida com o quadrante do círculo trigonométrico ao qual realmente pertence. Essa correção é determinada pelos sinais dos coeficientes a_n e b_n . Considerando que o valor ϕ_n antes da correção seja definido por ϕ' , têm-se então, na tabela seguinte adaptada de ASSIS et al. (1996), as respectivas correções:

Sinal de a_n	Sinal de b_n	Ângulo ϕ_n (°)	Quadrante
+	+	$\phi_n = \phi$	Primeiro
+	-	$\phi_n \neq 180 = \phi'$	Segundo
-	-	$\phi_n = 180 = \phi'$	Terceiro
-	+	$\phi_n = 360 - \phi$	Quarto

Cada harmônico é representado pela magnitude de sua variância, a qual é possível obter pela seguinte expressão:

$$S_n^2 = \frac{A_n^2}{2} \quad (1.11)$$

Os harmônicos também são representados em termos de variância relativa, ou seja, a variância do harmônico com relação à variância dos dados originais e, ainda, pela variância acumulada, sendo, respectivamente, ambas obtidas pelas expressões:

$$S_{n(\%)}^2 = \frac{S_n^2}{S_{ob}^2} \times 100 \quad (1.12)$$

$$S_{a(\%)}^2 = \sum_{n=1}^n S_{n(\%)}^2 \quad (1.13)$$

em que

S_{ob}^2 = variância dos dados originais (observados); e

$S_{a(\%)}^2$ = variância acumulada dos harmônicos.

Na literatura são encontrados trabalhos utilizando a análise de Fourier para caracterizar série de dados.

THIÉBAUT (1976) ajustou modelos para a previsão de precipitações pluviais mensais no município de Viçosa, Estado de Minas Gerais, empregando a análise harmônica por séries de Fourier. Para o período anual, verificou que o primeiro harmônico da equação estimada era responsável por 95,02% da variância dos dados mensais. Em trabalho semelhante, SOARES (1999), utilizando as referidas séries, caracterizou a periodicidade de precipitações pluviais para o município de Inhambupe, BA.

Com o objetivo de modelar a marcha diária da temperatura do ar para quatro municípios do Sul do Estado de Minas Gerais, SOARES (1981) aplicou a análise harmônica por séries de Fourier, verificando que os dois primeiros harmônicos contribuíram com mais de 97% da variância total dos dados originais. A partir dos ajustes das séries de Fourier aos dados da temperatura do ar, foram avaliados modelos prognósticos, tomando-se os coeficientes dessas séries ajustados como funções lineares de um conjunto de previsores relacionados com a variação da temperatura. De modo geral, foi observado que a metodologia se mostrou com amplas perspectivas de uso na parametrização de modelos de previsão de temperaturas.

YADA (1986), em trabalho semelhante, ajustou um modelo para representar a variação da temperatura média mensal do município de Campinas, Estado de São Paulo, fazendo uso da análise harmônica por séries de Fourier.

Constatou que os três primeiros harmônicos (ondas anual, semestral e trimestral) explicaram 99,8% da variância dos dados devido aos meses. Somente o primeiro harmônico (onda anual) foi responsável por 94,5% da variância devida aos meses.

CAPÍTULO 1

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

RESUMO

A previsão de safras da cultura cafeeira é de fundamental importância para o agronegócio, seja para o mercado interno, seja para o externo. Entre outros métodos, estudos de modelagem como ferramenta de previsão de safras é algo pertinente para esse setor. Portanto, sabendo da variação cíclica (efeito bienal) de produção dessa cultura, aplicou-se a análise harmônica por séries de Fourier de senos e cossenos para obtenção de um modelo prognóstico de produtividades para o Estado de Minas Gerais. Utilizaram-se sete séries (1986-2000) de dados médios anuais de produtividades (kg ha^{-1} de café em coco), obtidos no IBGE, correspondentes a sete municípios do Estado (Alfenas, Guaxupé, Monte Belo, Lavras, São Sebastião do Paraíso, Varginha e Viçosa). Cada série foi submetida à análise harmônica por séries de Fourier de senos e cossenos. Os coeficientes das séries de Fourier foram submetidos à regressão linear múltipla nos três primeiros componentes principais de um conjunto de 33 variáveis inerentes à produção

cafeeira, as quais correspondem à produtividade média de cada município, elementos climáticos e componentes oriundos do balanço hídrico seriado anual para uma capacidade de água disponível no solo de 100 mm. Os elementos climáticos e os componentes do balanço hídrico foram separados de acordo com as fases fenológicas (quatro períodos trimestrais) da cultura durante o ano agrícola (julho a junho). Para cada fase, obteve-se a média da variável correspondente para cada ano de disponibilidade de dados. A “performance” do modelo foi avaliada pelo índice “d” de concordância proposto por WILLMOTT et al. (1985) com dados independentes. O modelo não se mostrou satisfatório, e os resultados encontrados apresentaram erros relativos percentuais (ERP) aos valores observados variando de -39,54 a 85,58% e um índice “d” de 0,48. A regressão linear simples, com a reta passando pela origem, de produtividades estimadas em função dos valores observados apresentou r^2 de 0,03. Esses resultados evidenciam quão complexa é a modelagem de previsão de safras, tendo-se em vista a diversidade de respostas do cafeeiro às diferentes condições ambientais e seus efeitos na produtividade.

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

ABSTRACT

The forecast of coffee crops is very important for agribusiness, for the internal, as well as for the external market. Among other methods, modeling studies for production prediction are a part of this sector. The harmonic analysis in Fourier series (sine and cosine) was therefore applied on productivity data series to obtain a prognostic yield model for Minas Gerais State with consideration of the biennial effect of this culture's production cycle. Seven data series (1986-2000) of medium annual productivity (kg ha^{-1}) from seven municipal districts (Alfenas, Guaxupé, Monte Belo, Lavras, São Sebastião do Paraíso, Varginha and Viçosa) were used. Each series was submitted to the harmonic analysis by Fourier series. The obtained coefficients were submitted to multiple linear regression in the first three principal components of a group of thirty-three inherent variables of coffee production. These variables were: medium productivity for each local, climatic elements, and components originated from the annual water balance seriate for an available water capacity in the soil of 100 mm. The climatic elements and water balance components were

separated, according to the phenological phases (four quarterly periods) of the crop during the agricultural year (July to June). Averages of the climatic elements and water balance components were obtained for each phase based on the available data of each year. The performance of the model was evaluated by the agreement index “d” proposed by WILLMOTT et al. (1985) with independent data. The model did not prove to be adequate, since the results presented percentile relative errors (ERP) from -39,54 to 85,58% and a “d” index of 0,48. Simple linear regression, with the straight line passing through the origin, of estimated productivity in function of the observed values, presented a low r^2 (0,03). These results point out the complexity of crop yield modeling due to the highly diversified response of coffee crop to different environmental conditions and their effects on productivity.

1. INTRODUÇÃO

Não somente a previsão de safras agrícolas, como também a previsão de qualquer evento, é algo que traz grande fascínio ao ser humano. No que concerne à produtividade cafeeira, proporciona grandes benefícios, podendo projetar a situação do mercado para o ano seguinte, seja nacional e, ou, internacionalmente. O uso da modelagem como ferramenta de previsão de safras pode ser de grande valia para o setor cafeeiro.

Entre outras metodologias para o desenvolvimento de modelos, a análise harmônica por séries de Fourier, a qual é aplicada sobre séries temporais que apresentam variações periódicas no tempo, é bastante utilizada. Como a cultura do café apresenta o efeito da bienalidade, fator inerente à sua natureza fisiológica, pode ser considerada como uma cultura de produção periódica no tempo, sendo possível, assim, aplicar a ferramenta por séries trigonométricas, mais especificamente por séries de Fourier de senos e cossenos, para obter modelos de previsão de produtividade.

Denomina-se análise harmônica ou análise de Fourier de senos e cossenos de uma série finita de “n” dados a sua decomposição em uma série finita de somas de senos e cossenos. O primeiro harmônico, ou harmônico fundamental, tem um período, T, igual ao comprimento da série ($T = n$); o segundo possui um período igual à metade do período do harmônico

fundamental; o terceiro $T/3$; e assim por diante. A análise harmônica se propõe a isolar os harmônicos (ou ondas) que, atuando em conjunto, reproduzem o comportamento de uma certa variável no tempo ou no espaço. Se todos os harmônicos forem computados e, então, adicionados à média (harmônico fundamental), o resultado é exatamente o dado original do evento analisado. Contudo, nem sempre é necessária a determinação de todos os harmônicos, porque, em geral, os primeiros já explicam a maior proporção da variação total dos dados originais (ASSIS et al., 1996). Essa proporção da variação total é verificada pela variância do harmônico (equação 1.11).

Quando, então, se deseja trabalhar com a maior quantidade de harmônicos possíveis, ajustados pelas séries de Fourier a um conjunto serial de dados, essa quantidade será sempre igual a $(n/2)$ para uma série composta por um conjunto par de observações ou $(n-1)/2$ para uma série que contenha um conjunto ímpar de observações.

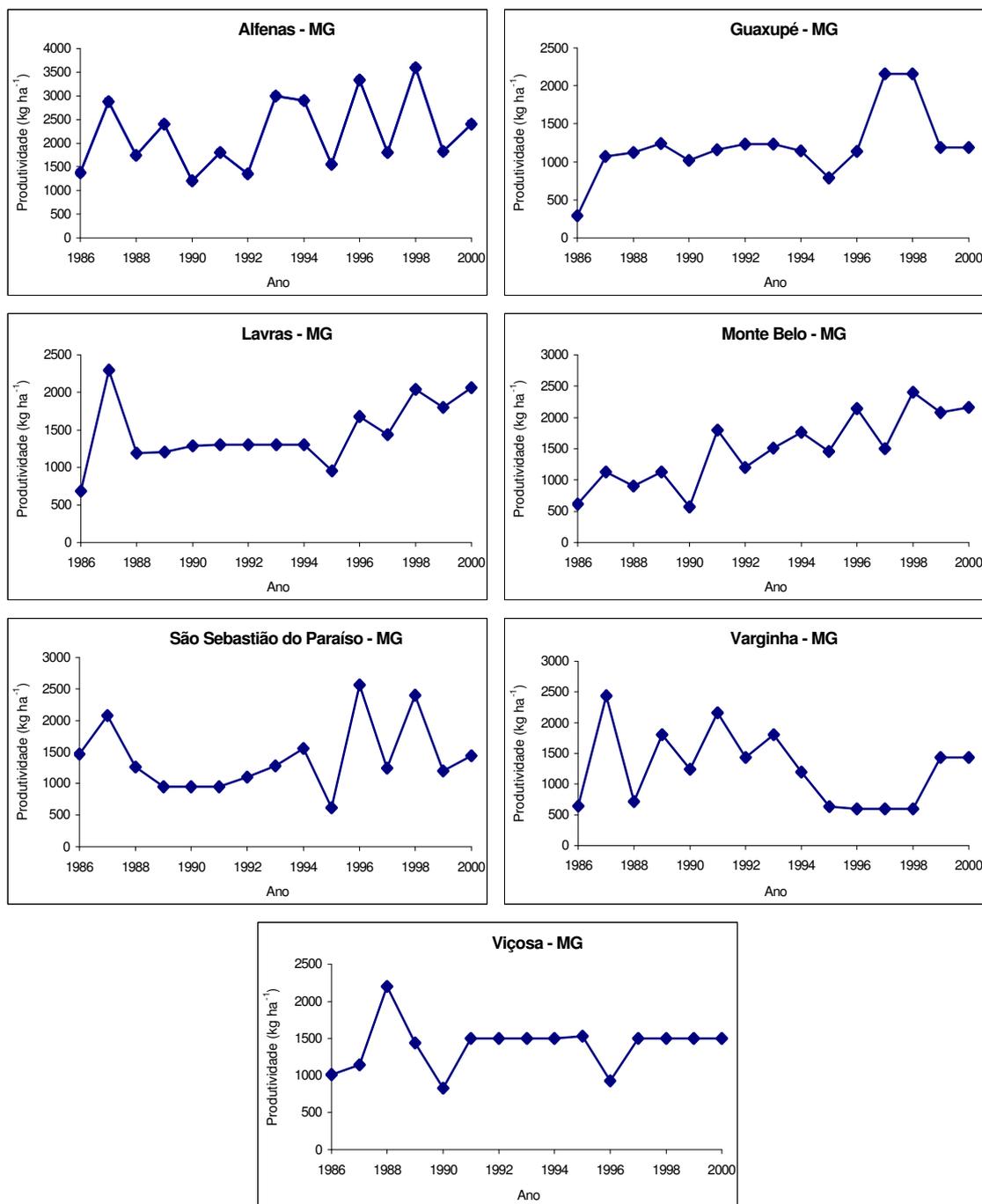
Assim, este trabalho teve como objetivo específico avaliar a aplicação da análise harmônica por séries de Fourier de senos e cossenos na previsão de produtividades da cultura do café no Estado de Minas Gerais.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Dados de produtividade de café

Os dados de produtividade da cultura do café (kg ha^{-1} de café em coco) foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), os quais são registrados no “Produção Agrícola Municipal – Culturas Temporárias e Permanentes” (PAM). Utilizaram-se sete séries anuais de dados de produtividades médias correspondentes ao período de 1986-2000 (15 anos) dos municípios de Alfenas, Guaxupé, Monte Belo, Lavras, São Sebastião do Paraíso, Varginha e Viçosa, no Estado de Minas Gerais. Tais dados estão apresentados, graficamente, na Figura 1 e descritos no Quadro 1A.

A razão de trabalhar com dados do IBGE deveu-se ao fato de que, no levantamento da disponibilidade de dados de produtividades nas possíveis fontes de fornecimento destes, não foi encontrado um conjunto satisfatório de séries anuais de produtividades oriundas de lavouras cafeeiras (uma para cada município) correspondente aos municípios onde se obtiveram os dados de elementos do clima e com períodos de observações equivalentes (concomitantes). Além disso, a exemplo do município de Guaxupé, a série obtida foi pequena, com seis anos de observações, inviabilizando a aplicação da análise harmônica por séries de Fourier. No entanto, trabalhou-se somente com 15 anos de



Fonte: IBGE

Figura 1 – Séries anuais de produtividades de café em coco de municípios do Estado de Minas Gerais, utilizadas na avaliação do modelo.

observações, devido à limitação da disponibilidade de dados dos elementos climáticos, sendo esse o período de dados obtidos nos municípios de São Sebastião do Paraíso e Varginha. Embora os números do IBGE sejam estimativas de produtividades, foram úteis na avaliação da metodologia empregada.

2.2. Avaliação do modelo

Cada série de dados da produtividade cafeeira, apresentada na Figura 1, foi submetida à análise harmônica por séries de Fourier de senos e cossenos, conforme a equação 1.4, cuja representação das séries em estudo é demonstrada pela expressão seguinte:

$$\hat{Y}_R = Y_0 + \sum_{n=1}^7 (a_n \cos n\omega t_i + b_n \sen n\omega t_i) \quad (2.1)$$

em que

\hat{Y}_R = produtividade estimada para a região R;

Y_0 = coeficiente da 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 = coeficiente de cosseno para o harmônico “n” das séries de Fourier;

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

t_i = ordenação dos anos do período em estudo ($i = 0, 1, \dots, T-1$), ou seja ($i = 0, 1, \dots, 14$); e

b_n = coeficiente de seno para o harmônico “n” das séries de Fourier.

Os coeficientes Y_0 , a_n e b_n foram obtidos com base nas equações 1.5, 1.6 e 1.7, respectivamente, aqui representadas pelas expressões:

$$Y_0 = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M Y_i \quad (2.2)$$

$$a_n = \frac{2}{M} \sum_{i=1}^M Y_i \cos n\omega t_i \quad (2.3)$$

$$b_n = \frac{2}{M} \sum_{i=1}^M Y_i \sin n\omega t_i \quad (2.4)$$

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

A equação 2.1 pode também ser expressa, conforme a equação 1.8, somente em termos de cosseno, como se segue:

$$\hat{Y}_R = Y_0 + \sum_{n=1}^7 A_n \cos(n\omega t_i - \phi_n) \quad (2.5)$$

em que

A_n = amplitude do n -ésimo harmônico; e

ϕ_n = ângulo de defasagem do harmônico.

A amplitude A_n é obtida pela equação 1.9, ou seja:

$$A_n = \sqrt{a_n^2 + b_n^2} \quad (2.6)$$

e o ângulo de defasagem do harmônico, pela equação 1.10:

$$\phi_n = \tan^{-1} \left(\frac{b_n}{a_n} \right) \quad (2.7)$$

O quadrante ao qual pertence o ângulo de defasagem ϕ_n é determinado pelos sinais dos coeficientes a_n e b_n , conforme apresentado por ASSIS et al. (1996).

A variância de cada harmônico foi obtida pela equação 1.11, ou seja:

$$S_n^2 = \frac{A_n^2}{2} \quad (2.8)$$

A variância relativa, ou seja, a do harmônico com relação à dos dados originais, e também a acumulada foram obtidas, respectivamente, pelas equações 1.12 e 1.13, descritas a seguir:

$$S_{n(\%)}^2 = \frac{S_n^2}{S_{ob}^2} \times 100 \quad (2.9)$$

$$S_{a(\%)}^2 = \sum_{n=1}^n S_{n(\%)}^2 \quad (2.10)$$

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.

2.2.1. Variáveis para avaliação e entrada do modelo

Além das outras variáveis (descritas mais adiante) utilizadas para a avaliação do modelo, acrescentou-se a produtividade média (PM) de cada série de dados por município que foi submetida à análise de Fourier.

Uma vez obtido o modelo e devido ao efeito fisiológico da alternância bienal de produção da cultura do café, sendo a produtividade influenciada pela produtividade do ano anterior, para que o modelo pudesse contemplar a produtividade do ano anterior (Y_a) como variável de entrada, ao prever a produtividade do ano seguinte, a PM passou a ser a Y_a .

Para cada município em estudo foram obtidos os dados dos elementos climáticos mensais, para que se pudesse efetuar o cálculo do balanço hídrico no solo de acordo com a metodologia proposta por Thornthwaite e Mather, cuja descrição detalhada foi apresentada por PEREIRA et al. (1997). O processamento desses dados, assim como dos componentes do balanço hídrico, foi separado

conforme as fases fenológicas do cafeeiro durante o ano agrícola, de acordo com MATIELLO (1991), sendo assim definidas:

Fase 1: período compreendido pelos meses de julho a setembro;

Fase 2: período compreendido pelos meses de outubro a dezembro;

Fase 3: período compreendido pelos meses de janeiro a março; e

Fase 4: período compreendido pelos meses de abril a junho.

Os dados dos elementos climáticos, 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_{x_1} , T_{x_2} , T_{x_3} , T_{x_4}), temperaturas mínimas (T_{n_1} , T_{n_2} , T_{n_3} , T_{n_4}), amplitudes de temperaturas (A_1 , A_2 , A_3 , A_4), temperaturas médias (T_{m_1} , T_{m_2} , T_{m_3} , T_{m_4}) e precipitação pluvial (P_1 , P_2 , P_3 , P_4), ressaltando-se que os índices 1, 2, 3 e 4 representam as fases fenológicas anteriormente descritas. Assim, por exemplo, para a primeira variável, representada pelo elemento climático T_{x_1} , inicialmente calculou-se a média trimestral da temperatura máxima para os meses de julho a setembro de cada ano, durante os 15 anos concomitantemente com os dados de produtividades; desses 15 valores, determinou-se a média, gerando a variável T_{x_1} para a avaliação do modelo. Esse procedimento, à exceção de Y_a , é válido para todas as demais variáveis.

As variáveis, representadas pela evapotranspiração real (ETR_1 , ETR_2 , ETR_3 , ETR_4) e pela deficiência hídrica (DH_1 , DH_2 , DH_3 e DH_4), que também são médias das respectivas fases fenológicas citadas, foram derivadas pelo cálculo do balanço hídrico seriado anual (12 meses), sendo também correspondentes ao mesmo período das observações de produtividades. A capacidade de água disponível no solo (CAD) para os cálculos do balanço hídrico foi considerada como de 100 mm, também utilizada por MATIELLO (1991), CAMARGO e PEREIRA (1994) e PICINI (1998).

Foram, ainda, calculados os períodos diários de exposição à radiação solar (ERS) durante o ano dos municípios que compõem o modelo, conforme

procedimento analítico de determinação dos horários do nascer e pôr-do-sol apresentado por ALVES et al. (1983). Desses cálculos originaram as variáveis ERS_1 , ERS_2 , ERS_3 e ERS_4 , ou seja, exposição média à radiação solar correspondente às quatro fases fenológicas do cafeeiro durante o ano agrícola.

Dessa forma, o conjunto das variáveis, descritas no Quadro 1 e adotadas na avaliação do modelo, ficou definido por uma matriz de 33 x 7, ou seja, 33 variáveis, tendo cada uma sete observações (sete municípios), cujos valores estão apresentados no Quadro 2A. De posse do modelo, as variáveis utilizadas para sua avaliação passaram a ser as de entrada.

2.2.2. Análise de componentes principais

Como no presente estudo foram submetidas à análise de Fourier sete séries de dados de produtividades, representando sete municípios, 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 (sete municípios) existe um conjunto de 33 variáveis, torna-se impossível, 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 destas, ou seja, os chamados escores dos componentes principais, permitindo, assim, a execução das regressões. Além disso, a análise de componentes principais permite selecionar variáveis, adotando-se o critério de eliminar aquelas que possuem maiores correlações com os componentes principais de menor importância. Porém, para o conjunto de variáveis do presente modelo, não se observaram insignificâncias bem-definidas entre elas, sendo mantido, dessa forma, o mesmo conjunto original das variáveis para a entrada do modelo. Como estas apresentam magnitudes diferenciadas conforme as grandezas a que se referem, a análise de componentes principais foi efetuada com base na matriz de correlação destas.

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas na avaliação do modelo para o Sul do Estado de Minas Gerais

Variáveis	Descrição
PM	Produtividade média de cada município
Tx ₁	Temperatura máxima para a primeira fase fenológica (Fase 1)
Tx ₂	Temperatura máxima para a segunda fase fenológica (Fase 2)
Tx ₃	Temperatura máxima para a terceira fase fenológica (Fase 3)
Tx ₄	Temperatura máxima para a quarta fase fenológica (Fase 4)
Tn ₁	Temperatura mínima para a primeira fase fenológica (Fase 1)
Tn ₂	Temperatura mínima para a segunda fase fenológica (Fase 2)
Tn ₃	Temperatura mínima para a terceira fase fenológica (Fase 3)
Tn ₄	Temperatura mínima para a quarta fase fenológica (Fase 4)
A ₁	Amplitude de temperatura para a primeira fase fenológica (Fase 1)
A ₂	Amplitude de temperatura para a segunda fase fenológica (Fase 2)
A ₃	Amplitude de temperatura para a terceira fase fenológica (Fase 3)
A ₄	Amplitude de temperatura para a quarta fase fenológica (Fase 4)
Tm ₁	Temperatura média para a primeira fase fenológica (Fase 1)
Tm ₂	Temperatura média para a segunda fase fenológica (Fase 2)
Tm ₃	Temperatura média para a terceira fase fenológica (Fase 3)
Tm ₄	Temperatura média para a quarta fase fenológica (Fase 4)
P ₁	Precipitação pluvial para a primeira fase fenológica (Fase 1)
P ₂	Precipitação pluvial para a segunda fase fenológica (Fase 2)
P ₃	Precipitação pluvial para a terceira fase fenológica (Fase 3)
P ₄	Precipitação pluvial para a quarta fase fenológica (Fase 4)
ETR ₁	Evapotranspiração real para a primeira fase fenológica (Fase 1)
ETR ₂	Evapotranspiração real para a segunda fase fenológica (Fase 2)
ETR ₃	Evapotranspiração real para a terceira fase fenológica (Fase 3)
ETR ₄	Evapotranspiração real para a quarta fase fenológica (Fase 4)
DH ₁	Deficiência hídrica para a primeira fase fenológica (Fase 1)
DH ₂	Deficiência hídrica para a segunda fase fenológica (Fase 2)
DH ₃	Deficiência hídrica para a terceira fase fenológica (Fase 3)
DH ₄	Deficiência hídrica para a quarta fase fenológica (Fase 4)
ERS ₁	Exposição à radiação solar para a primeira fase fenológica (Fase 1)
ERS ₂	Exposição à radiação solar para a segunda fase fenológica (Fase 2)
ERS ₃	Exposição à radiação solar para a terceira fase fenológica (Fase 3)
ERS ₄	Exposição à radiação solar para a Quarta fase fenológica (Fase 4)

Os coeficientes obtidos pelo ajuste das séries de Fourier aos dados de produtividades, sejam eles 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 equação 2.1, 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 trabalhados.

2.3. Teste do modelo

Os testes de um modelo devem ser realizados com dados de produtividade independentes, ou seja, aqueles que não foram utilizados na parametrização do modelo, conforme citado por PICINI (1998) e HOOGENBOOM et al. (1992).

Para que se possa avaliar sua capacidade de predição, é necessário que se faça o teste, ou seja, a comparação das produtividades estimadas e observadas num mesmo período. Para tanto, o teste foi realizado utilizando dados de produtividades de outro município, os quais não foram empregados para avaliar o modelo. Tais dados são do município de Três Pontas, próximo ao de Varginha, e estão apresentados no Quadro 3A. Por falta de disponibilidade de dados climáticos para este município, adotaram-se os mesmos 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 são utilizados para estimar a produtividade do ano seguinte, portanto sendo o dado de produtividade deste o valor esperado.

Como neste modelo a transformação das variáveis originais em componentes principais objetivando reduzir o conjunto de variáveis foi realizada com base na matriz de correlação, em que as variáveis se tornam padronizadas (equação 2.11), os dados de entrada do modelo também devem sofrer

padronização. Portanto, tomaram-se a média e o desvio-padrão das observações de cada variável que originou o modelo para serem adotados nessa uniformização dos dados de entrada.

$$X_{p_i} = \frac{X_i - \bar{X}}{s(X)} \quad (2.11)$$

em que

X_{p_i} = variável padronizada da i -ésima observação da variável X ;

X_i = i -ésima observação da variável X ;

\bar{X} = média das observações da variável X ; e

$s(X)$ = desvio-padrão das observações da variável X .

Como critério estatístico de avaliação do modelo, foram comparados os valores de produtividades estimadas e observadas, conhecendo-se o erro relativo percentual (ERP), também utilizado por LEAL (2000), de acordo com a seguinte equação:

$$ERP = 100 \frac{Y_e - Y_o}{Y_o} \quad (2.12)$$

em que

ERP = erro relativo percentual (%);

Y_e = produtividade estimada pelo modelo (sacas ha^{-1}); e

Y_o = produtividade observada (sacas ha^{-1}).

Além desse critério de avaliação, foram calculadas as relações entre produtividades estimadas e produtividades observadas com a produtividade potencial (Y_e/Y_p e Y_o/Y_p). Esses valores foram plotados graficamente em escala de 0 a 1. Com esses dados, procedeu-se à análise de regressão simples, 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). 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 1, melhor a exatidão do modelo em prever a variável dependente, ao passo que o coeficiente de determinação (r^2) indica a precisão do modelo, ou seja, quanto da variação da variável dependente é explicada por aquela das variáveis independentes. O índice de WILLMOTT et al. (1985) é representado pela seguinte expressão:

$$d = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^n (Ye_i - Yo_i)^2}{\sum_{i=1}^n (|Ye_i - \bar{Yo}| + |Yo_i - \bar{Yo}|)^2} \right] \quad (2.13)$$

em que

d = índice de concordância;

Ye_i = i-ésimo valor previsto ou estimado;

Yo_i = i-ésimo valor observado; e

\bar{Yo} = média dos valores observados.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Avaliação do modelo

O resumo das análises harmônicas pelas séries de Fourier de senos e cossenos está apresentado no Quadro 2. A variância relativa, ou seja, a porcentagem da variância de cada harmônico com relação à variância dos dados originais (Variância (%)), mostra a contribuição do harmônico no ajuste das séries de Fourier aos dados originais. À exceção das séries de dados de Guaxupé e Viçosa, os harmônicos 1 e 7 foram os que apresentaram maiores contribuições. Para Guaxupé, os de maior contribuição foram o 2 e o 3 e para Viçosa, o 3 e o 5. Dividindo o período de 15 anos de dados de produtividades pelos harmônicos 1, 2, 3, 5 e 7, verificaram-se picos de produtividades a cada 15; 7,5; 5; 3; e 2,14 anos, ou seja, as séries mostraram a tendência de, aproximadamente a cada dois anos, ocorrer um pico na produtividade. Esse comportamento dos dados é mais bem visualizado na Figura 1, caracterizando o efeito da bienalidade de produção da cultura do café.

No Quadro 3 são mostrados os três componentes principais do conjunto de variáveis utilizadas, tendo cada uma destas o respectivo coeficiente de ponderação. A variância acumulada (autovalores) com relação a esses três componentes foi de 94,65%. Cada componente principal (Z_1 , Z_2 e Z_3) é uma

Quadro 2 – Resumo das análises harmônicas pelas séries de Fourier de senos e cossenos das séries anuais de produtividades da cultura do café em sete municípios do Estado de Minas Gerais

Alfenas, MG							
Harmônicos	1	2	3	4	5	6	7
a_n	-75,37	61,39	-339,47	128,45	-155,40	298,28	-756,02
b_n	-405,06	157,75	204,87	15,26	185,08	-86,50	-153,60
Y_0	2.210,21						
A (amplitude)	412,01	169,27	396,50	129,36	241,67	310,57	771,47
ϕ (fase)	259,46	68,74	148,89	6,77	130,02	343,83	191,48
Variância	84.877,60	14.326,10	78.604,60	8.366,70	292,02	48.226,90	297.581,40
Variância (%)	14,12	2,38	13,07	1,39	4,86	8,02	49,49
Var. acum. (%)	14,12	16,50	29,57	30,96	35,82	43,84	93,33
Guaxupé, MG							
Harmônicos	1	2	3	4	5	6	7
a_n	-66,96	-352,58	-219,16	74,78	-66,24	-126,58	-160,58
b_n	-240,94	-124,76	260,50	-0,69	-128,18	-4,43	-1,49
Y_0	1.210,46						
A (amplitude)	250,07	374,00	340,43	74,79	144,29	126,66	160,59
ϕ (fase)	254,47	199,49	130,07	359,47	242,67	182,01	180,53
Variância	31.267,40	69.936,70	57.945,30	2.796,50	10.409,30	8.021,60	12.894,30
Variância (%)	15,10	33,77	27,98	1,35	5,03	3,87	6,23
Var. acum. (%)	15,10	48,87	76,86	78,21	83,23	87,11	93,33
Lavras, MG							
Harmônicos	1	2	3	4	5	6	7
a_n	203,54	-56,60	-80,23	-104,46	-218,68	-155,49	-361,91
b_n	-190,06	-117,02	110,71	75,24	124,01	28,99	-97,59
Y_0	1.456,66						
A (amplitude)	278,48	129,99	136,72	128,74	251,40	158,17	374,84
ϕ (fase)	316,96	244,19	125,93	144,23	150,44	169,44	195,09
Variância	38.775,90	8.448,70	9.346,60	8.286,70	31.600,10	12.508,90	70.250,90
Variância (%)	20,19	4,40	4,87	4,32	16,46	6,51	36,59
Var. acum. (%)	20,19	24,59	29,46	33,78	50,23	56,75	93,33
Monte Belo, MG							
Harmônicos	1	2	3	4	5	6	7
a_n	-112,06	-71,24	-117,24	-211,78	-129,57	146,35	-379,90
b_n	-523,66	-246,09	-57,39	11,54	-81,06	-8,11	-12,49
Y_0	1.489,62						
A (amplitude)	535,51	256,20	130,53	212,09	152,84	146,57	380,10
ϕ (fase)	257,92	253,85	206,08	176,88	212,03	356,83	181,88
Variância	143.386,40	32.818,30	8.519,00	22.492,00	11.679,40	10.741,90	72.238,70
Variância (%)	44,33	10,15	2,63	6,95	3,61	3,32	22,33
Var. acum. (%)	44,33	54,48	57,11	64,07	67,68	71	93,33
São Sebastião do Paraíso, MG							
Harmônicos	1	2	3	4	5	6	7
a_n	162,34	11,23	37,28	64,46	-96,93	220,20	-330,03
b_n	-339,23	105,97	276,90	53,86	185,79	-46,63	-355,29
Y_0	1.403,56						
A (amplitude)	376,07	106,56	279,39	84,00	209,56	225,08	484,92
ϕ (fase)	295,57	83,95	82,33	39,88	117,55	348,04	227,11
Variância	70.715,70	5678,00	39.030,50	3.527,90	21.956,70	25.330,80	117.574,80
Variância (%)	23,26	1,87	12,84	1,16	7,22	8,33	38,66
Var. acum. (%)	23,26	25,12	37,96	39,12	46,34	54,67	93,33

Quadro 2, Cont.

Varginha, MG							
Harmônicos	1	2	3	4	5	6	7
a_n	24,42	169,16	-40,41	-66,95	-226,48	-75,87	-391,15
b_n	479,87	-234,94	42,90	92,61	161,64	257,81	254,88
Y₀	1.250,78						
A (amplitude)	480,50	289,50	58,94	114,28	278,25	268,74	466,87
φ (fase)	87,09	305,75	133,29	125,86	144,48	106,40	146,91
Variância	1,154,38	41.905,60	1.736,80	6.530,10	38.711,2	36.111,00	108.982,80
Variância (%)	30,83	11,19	0,46	1,74	10,34	9,65	29,11
Var. acum. (%)	30,83	42,03	42,49	44,24	54,58	64,22	93,33
Viçosa, MG							
Harmônicos	1	2	3	4	5	6	7
a_n	-4,37	26,19	-250,72	-199,72	-8,96	-6,58	53,81
b_n	17,25	8,73	94,80	-27,60	-265,24	-74,63	82,92
Y₀	1.405,78						
A (amplitude)	17,80	27,61	268,04	201,62	265,39	74,92	98,85
φ (fase)	104,21	18,42	159,29	187,87	268,06	264,96	57,02
Variância	158,40	381,10	35.923,20	20.324,50	35.216,40	2.806,20	4.885,50
Variância (%)	0,15	0,36	33,63	19,03	32,97	2,63	4,57
Var. acum. (%)	0,15	0,51	34,14	53,16	86,13	88,76	93,33

Quadro 3 – 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
Var. acum. (%)		47,33	74,16	94,65

combinação linear aditiva das 33 variáveis (Y_a , Tx_1 , ..., ERS_4). Como foi comentado, a análise de componentes principais foi ineficiente para a seleção de variáveis, sendo, portanto, os escores dos componentes principais (variáveis transformadas) obtidos com todas as variáveis apresentadas, tendo-as como entrada do modelo.

A estrutura matricial contendo os coeficientes das análises harmônicas pelas séries de Fourier extraídos do Quadro 2, os quais foram submetidos às análises de regressões lineares múltiplas em função dos escores dos componentes principais, é mostrada no Quadro 4A.

Os resultados das análises de regressões estão apresentados no Quadro 4. Verifica-se, nesse quadro, que as melhores regressões foram para os Y_0 , a_3 e a_4 , cujos valores dos coeficientes de determinação (R^2) estão compreendidos entre 0,79 e 0,84, os níveis críticos de probabilidades dos testes F da regressão com $P \leq 0,1513$ e os parâmetros da regressão (teste t) com $P \leq 0,5856$. Para os demais coeficientes, as regressões não se apresentaram estatisticamente satisfatórias, o que se observa pelos baixos valores de R^2 e elevados dos testes F ($P > 0,2600$), mostrando não existir uma 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 equação 2.1 é representado pelo conjunto das seguintes equações:

$$\hat{Y}_R = Y_0 + \left[(a_1 \cos(1 * \frac{2\pi}{T} * t_i) + (b_1 \text{sen}(1 * \frac{2\pi}{T} * t_i)) \right] + \left[(a_2 \cos(2 * \frac{2\pi}{T} * t_i) + (b_2 \text{sen}(2 * \frac{2\pi}{T} * t_i)) \right] \quad (2.14)$$

$$+ \dots + \left[(a_7 \cos(7 * \frac{2\pi}{T} * t_i) + (b_7 \text{sen}(7 * \frac{2\pi}{T} * t_i)) \right]$$

em que os coeficientes Y_0 , a_n e b_n (“n” variando de 1 a 7) são representados pelas equações seguintes, extraídas do Quadro 4:

$$Y_0 = 1489,58 + 19,92Z_1 - 75,73Z_2 - 72,79Z_3 \quad (2.15)$$

$$a_1 = 18,79 - 6,49Z_1 - 2,62Z_2 - 37,54Z_3 \quad (2.16)$$

$$b_1 = -171,69 - 18,30Z_1 - 15,90Z_2 + 72,39Z_3 \quad (2.17)$$

•
•
•

$$b_7 = -40,38 - 14,12Z_1 + 9,87Z_2 - 4,66Z_3 \quad (2.18)$$

ressaltando-se que Z_1 , Z_2 e Z_3 são os componentes principais das variáveis de entrada, conforme mostrado no Quadro 3. Assim, por exemplo, tem-se para Z_1 a seguinte expressão:

$$Z_1 = 0,0596Y_a + 0,2317Tx_1 + \dots - 0,2021ERS_4 \quad (2.19)$$

Na equação 2.14, 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.

3.2. Teste e desempenho do modelo

Realizado o teste do modelo (equação 2.14) com os dados de produtividades do município de Três Pontas, MG, conforme mencionado, elaborou-se o Quadro 5, no qual se visualizam os erros relativos percentuais (ERP) de comparação entre os valores estimados e observados. Os ERP estão entre -39,54 e 85,58%, com média de -0,95% para os 15 anos de observações.

Quadro 4 – Parâmetros e respectivos níveis de significância (teste t), 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

Coefic. dos Harm.	Interseção (β_0)	Z_1 (β_1)	Z_2 (β_2)	Z_3 (β_3)	R^2	Teste F (Valor P)	Valores P dos Parâmetros da Regressão			
							(β_0)	(β_1)	(β_2)	(β_3)
Y_0	1.489,58	19,92	-75,73	-72,79	0,83	0,1115	0,0003	0,3937	0,0654	0,0968
a_1	18,79	-6,49	-2,62	37,54	0,69	0,2600	0,6375	0,5566	0,8540	0,0868
b_1	-171,69	-18,30	-15,90	72,39	0,38	0,6475	0,3089	0,6662	0,7756	0,3030
a_2	-30,35	-1,25	-22,42	12,67	0,21	0,8480	0,7213	0,9567	0,4834	0,7201
b_2	-64,34	2,77	-41,05	0,14	0,59	0,3823	0,3215	0,8639	0,1287	0,9953
a_3	-144,28	5,94	23,35	36,78	0,84	0,1024	0,0142	0,4948	0,1053	0,0509
b_3	133,33	9,57	-19,17	16,25	0,44	0,5776	0,0712	0,5233	0,3569	0,4799
a_4	-45,03	24,13	-24,27	8,45	0,79	0,1513	0,2702	0,0774	0,1389	0,5856
b_4	31,46	3,69	0,90	11,02	0,55	0,4355	0,1367	0,4493	0,8834	0,1872
a_5	-128,90	-6,99	0,51	-6,66	0,17	0,8872	0,0443	0,5543	0,9730	0,7054
b_5	26,01	28,90	-19,98	26,98	0,65	0,3137	0,6828	0,1642	0,4105	0,3423
a_6	42,90	20,84	-19,18	-26,68	0,46	0,5456	0,5833	0,3556	0,5052	0,4265
b_6	9,50	5,69	9,71	21,37	0,32	0,7195	0,8651	0,7127	0,6386	0,3906
a_7	-332,25	-42,55	30,84	24,68	0,67	0,2861	0,0218	0,1314	0,3426	0,4891
b_7	-40,38	-14,12	9,87	-4,66	0,11	0,9382	0,7035	0,6293	0,7962	0,9146

Quadro 5 – Resultados das produtividades (kg ha^{-1}) observadas (Y_0) e estimadas (Y_e) e erros relativos percentuais (ERP) das estimativas pelo modelo para o município de Três Pontas, MG

Ano	Ano Agrícola	Y_0	Y_e	ERP
1985	84/85	1.387	-	-
1986	85/86	651	1.208	85,58
1987	86/87	2.054	1.373	-33,16
1988	87/88	1.168	1.810	55,06
1989	88/89	1.378	1.226	-11,01
1990	89/90	986	1.051	6,55
1991	90/91	1.230	829	-32,64
1992	91/92	1.000	1.331	33,06
1993	92/93	1.654	1.013	-38,72
1994	93/94	1.254	1.339	6,79
1995	94/95	955	1.004	5,18
1996	95/96	1.632	1.315	-19,42
1997	96/97	1.632	1.619	-0,81
1998	97/98	1.632	1.684	3,21
1999	98/99	1.632	1.071	-34,41
2000	99/00	1.632	987	-39,54
Média				-0,95

Os valores com sinal negativo (-) indicam que as produtividades estimadas foram inferiores às observadas, enquanto os demais evidenciam que as estimativas foram superiores. Percebe-se, portanto, uma grande discrepância das estimativas. Porém, pela Figura 2, na qual estão plotadas as produtividades estimadas e observadas, nota-se que o comportamento daquelas tendeu a acompanhar o destas. Assim, pode-se deduzir que a metodologia apresentada pode viabilizar a modelagem de previsão de safras da cultura do café, desde que se encontrem alternativas para diminuir as discrepâncias exibidas, contribuindo, portanto, com subsídios para os estudos de modelos para essa cultura. Já a Figura 3 ilustra o desempenho do modelo, indicando um baixo valor do índice de WILLMOTT et al. (1985) ($d = 0,48$). Portanto, não apresenta boa concordância entre os valores estimados e observados, ou seja, com exatidão pouca expressiva, e, por sua vez, obtendo a regressão linear simples com a reta de regressão passando pela origem, para as produtividades estimadas como função das observadas foi obtido um coeficiente de determinação muito baixo ($r^2 = 0,03$), o que indica a baixa precisão do modelo em estimar a produtividade do cafeeiro. Além desses baixos índices, verificou-se que, de modo geral, pela reta de regressão ajustada (Figura 3), o modelo possui a tendência de subestimar os valores reais de produtividades.

A falta de ajuste dos resultados evidenciou quão complexa é a modelagem de previsão de safras de cafeeiros, tendo em vista a diversidade de respostas dessa cultura às diferentes condições ambientais e seus efeitos na produtividade. De fato, a cultura do café é influenciada por uma série de variáveis não somente climáticas, como também, entre outras, por preços, manejo das lavouras, tecnologia aplicada (irrigação), variedades e condições adversas do clima, como geadas, chuvas de granizo, danos por resfriamento e ondas de calor. Contudo, como o presente modelo não contempla essas adversidades, logicamente ele não é adequado para previsões considerando tais eventos.

O modelo proposto, que analisa o efeito dos elementos climáticos na produtividade, visou estabelecer uma alternativa viável de previsão de safras de café, uma vez que para outros tipos de modelagem, -principalmente os modelos mecanísticos, os processos fisiológicos individuais da cultura, como

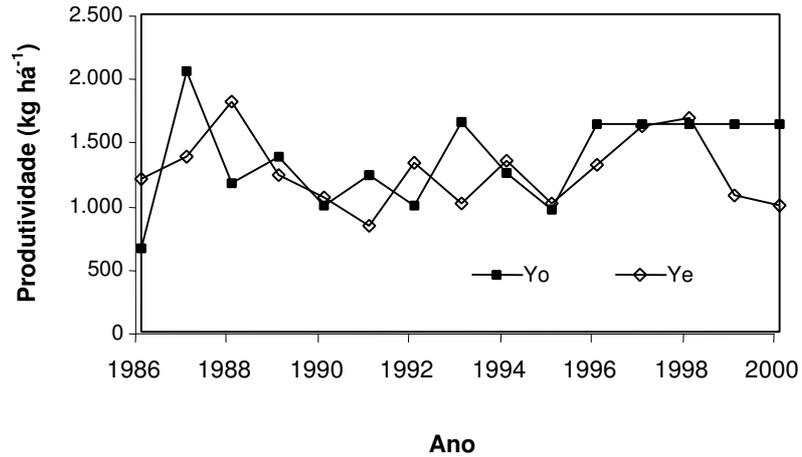


Figura 2 – Produtividades observadas (Yo) e produtividades estimadas (Ye) pelo modelo prognóstico de produtividades da cultura do café testado para o município de Três Pontas, MG.

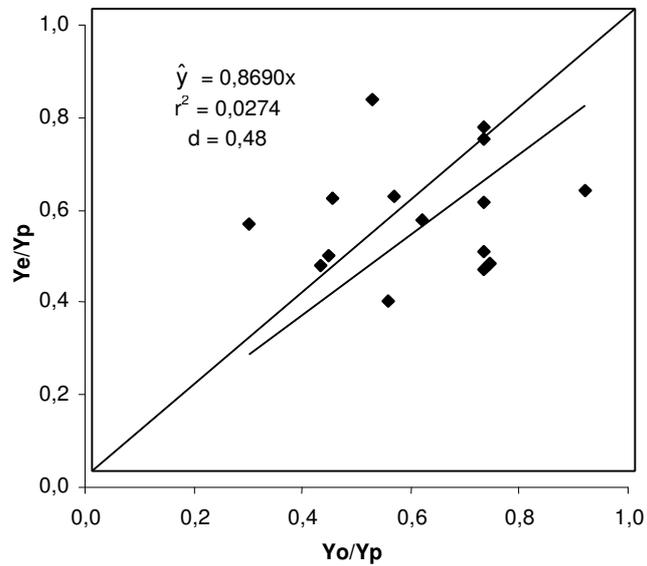


Figura 3 – Produtividades relativas estimadas (Ye/Yp) e observadas (Yo/Yp) e respectivo desempenho estatístico do modelo prognóstico de produtividades da cultura do café testado para o município de Três Pontas, MG.

interceptação e absorção da radiação, fotossíntese, respiração, armazenagem e distribuição de carboidratos para as diferentes partes da planta, ainda não são bem-conhecidos. Esse tipo de modelagem (mecanística) poderia proporcionar melhores resultados, por empregar módulos que compõem cada parte dos processos fisiológico e fenológico da planta. Contudo, apresenta ainda grandes limitações, demandando maiores investimentos em pesquisas, para que os processos possam ser, como dito, bem-conhecidos.

Ademais, os resultados apresentados, podem ser atribuídos aos dados do IBGE (Figura 1), uma vez que estes são estimativas de produtividade, necessitando de séries que sejam realísticas da produção cafeeira.

4. CONCLUSÕES

Diante dos resultados apresentados, chegou-se às seguintes conclusões:

1. O modelo avaliado não se mostrou satisfatório na previsão de produtividades para a cultura do café, havendo a necessidade de se trabalhar com dados reais de produtividade representando diversos municípios, para melhor avaliar e testar seu desempenho.
2. A análise de componentes principais não foi eficiente na seleção de variáveis para compor o modelo.

CAPÍTULO 2

PARAMETRIZAÇÃO DO MODELO DE STEWART PARA A PREVISÃO DE PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ PARA TRÊS LOCALIDADES DA REGIÃO SUL DO ESTADO DE MINAS GERAIS

RESUMO

O adequado suprimento de água nas diversas fases fenológicas do cafeeiro é de grande importância para o florescimento, formação e maturação dos frutos, proporcionando produtividades satisfatórias. No entanto, a modelagem para previsão de safras dessa cultura é de grande valia para a projeção do mercado. Assim, o presente trabalho teve por objetivo aplicar o modelo proposto por Stewart et al., adaptado por PICINI (1998) para a cultura do café, com o intuito de prever produtividades (sacas ha⁻¹) para três municípios do Estado de Minas Gerais (Alfenas, Monte Belo e São Sebastião do Paraíso). O modelo consistiu, basicamente, na regressão linear múltipla da produtividade como função da produtividade do ano anterior (Y_a) e índices de penalização hídrica com base na evapotranspiração relativa (ETR/ETP), sendo estas representadas por médias de uma seqüência de três períodos trimestrais e outra de quatro, de acordo com o ciclo agrícola da cultura. As ETR/ETP foram obtidas pelo balanço

hídrico seriado decendial e mensal para capacidade de água disponível no solo (CAD) de 100 mm, conforme o procedimento preconizado por Thornthwaite e Mather. Após as parametrizações, os modelos, de modo geral, apresentaram valores de R^2 de 0,59 a 0,89. De acordo com os resultados, pode-se concluir que os modelos não se mostraram satisfatórios na previsão de produtividades da cultura do café, verificando que os erros relativos percentuais das estimativas foram bastante discrepantes, havendo, também, tendências dos modelos em superestimar as produtividades.

**PARAMETERIZATION OF THE STEWART MODEL TO
PREDICT COFFEE CROP PRODUCTIVITY ON THREE SITES IN
SOUTHERN MINAS GERAIS STATE, BRAZIL**

ABSTRACT

An adequate water supply during the different phenological phases of coffee crop is of great importance for flowering, formation, and maturation of the fruits, and to provide satisfactory yields. On the other hand, modeling for a production forecast of this culture is essential for market planning. The objective of this study was to apply the model proposed by Stewart et al., adapted by PICINI (1998) for coffee crop, to forecast the productivity (bags ha⁻¹) for three municipal districts in Minas Gerais State (Alfenas, Monte Belo, and São Sebastião do Paraíso), Brazil. Basically, the model consisted in a multiple linear regression of the yield data as a function of the previous annual yield (Ya) and water depletion indexes based on the relative evapotranspiration (ETR/ETP). These were represented by averages of one sequence of three quarterly periods and another of four quarterly periods, according to the agricultural cycle. The ETR/ETP was obtained by 10-day and monthly seriated water balance for available water capacity in the soil of 100 mm, according to the method proposed by Thornthwaite and Mather. In general, the models presented R² from 0,59 to

0,89. Based on the obtained results, the conclusion was drawn that the models were not satisfactory to predict coffee crop yields, since they present a tendency of overestimating productivity and in view of the quite divergent percentile relative errors of the estimates.

1. INTRODUÇÃO

A oferta de produtos agrícolas e, logicamente, a regularidade do abastecimento do mercado podem ser afetadas pelas oscilações das condições climáticas e, ainda, afetar a estabilidade de preços em geral. Dessa forma, torna-se importante a realização de estudos sobre a produtividade das culturas relacionadas com as variações climáticas, visando a um adequado planejamento. O desenvolvimento de modelos, além das estimativas de produção, possibilita um monitoramento dos efeitos do clima ao longo dos estádios do cafeeiro e das atividades agrícolas.

Segundo VOSSEN (1990), a redução na produção está relacionada com o acúmulo do déficit hídrico, dependendo do estágio fenológico submetido ao estresse hídrico, sendo esse efeito aditivo e podendo, também, ser multiplicativo.

A exigência de umidade do cafeeiro é bastante variável, de acordo com as fases do ciclo da planta. No período de vegetação e frutificação, correspondente aos meses de outubro a maio, o cafeeiro precisa de adequada disponibilidade de água no solo. Nas fases de colheita e repouso, de junho a setembro, a necessidade é pequena, e o solo pode ficar com menor quantidade de água, sem grandes prejuízos para a planta. Uma deficiência hídrica, nesse período, chega mesmo a estimular o abotoamento do cafeeiro, conduzindo, ainda, a uma florada mais uniforme quando no reinício das chuvas (MATIELLO, 1991).

A partir do modelo de Stewart et al., DOORENBOS e KASSAM (1979) propuseram um modelo agrometeorológico aditivo, em que introduziram o coeficiente de reposta ky_i . Esse coeficiente ky_i (para diferentes estádios fenológicos) ou ky (para todo o ciclo da cultura) quantifica o efeito do estresse hídrico em estádios específicos de crescimento, para obtenção empírica da estimativa de produtividade.

PICINI (1998) parametrizou e testou modelos matemáticos agrometeorológicos que relacionam a fenologia, a bienalidade e a produtividade do cafeeiro (variedade Mundo Novo) para as condições do Estado de São Paulo, especificamente nas regiões de Campinas, Gália e Mococa. Os modelos basearam-se na penalização da produtividade potencial em função da produtividade do ano anterior, devido ao efeito de bienalidade de produção, e das relações ETR/ETP (evapotranspiração real em relação à potencial) derivadas de balanços hídricos decendiais ocorridos durante os diferentes estádios fenológicos da cultura. Dentre esses modelos, o que permitiu obter melhores resultados após algumas modificações foi o aditivo desenvolvido por Stewart et al. e proposto por DOORENBOS e KASSAM (1979). Logo depois, conforme apresentaram PICINI et al. (1999), esse modelo foi testado e parametrizado, evidenciando que a produtividade do cafeeiro é muito dependente da do ano anterior e particularmente sensível ao estresse hídrico durante o estágio fenológico do “final da dormência das gemas/florescimento” e do estágio “final do florescimento/-início da formação do grão”. Além disso, concluiu-se que os períodos trimestrais, agosto/setembro/outubro; novembro/dezembro/janeiro; e fevereiro/março/abril, adotados na penalização hídrica do modelo, foram a combinação com melhores resultados na parametrização e no teste em todos os locais considerados.

Assim, este trabalho objetivou parametrizar e testar o modelo agrometeorológico de previsão de safras desenvolvido por Stewart et al. e adaptado para a cultura do café por PICINI et al. (1999), utilizando-se dados de produtividades de lavouras cafeeiras de três localidades do Sul do Estado de Minas Gerais.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Dados de produtividade de café

Foi realizado, inicialmente, um levantamento da disponibilidade de dados de produtividades de lavouras cafeeiras nos municípios de Alfenas, Monte Belo e São Sebastião do Paraíso, na região Sul do Estado de Minas Gerais. De posse desse levantamento, fez-se uma análise qualitativa dos dados com base na caracterização da bialidade de produção do cafeeiro, procurando escolher aquelas glebas que apresentassem alternâncias anuais bem-definidas em altas e baixas produtividades. Selecionaram-se, portanto, três glebas de lavouras, uma para cada município supracitado, das quais se obtiveram séries anuais de produtividades (sacas de 60 kg de café beneficiado por hectare).

As glebas selecionadas para a parametrização dos modelos, assim como demais informações relevantes, encontram-se no Quadro 1.

Na Figura 1 são apresentados, graficamente, os dados de produtividades das glebas das lavouras cafeeiras utilizadas na parametrização dos modelos, assim como no Quadro 1B.

Quadro 1 – Localização geográfica das glebas das lavouras cafeeiras de municípios do Estado de Minas Gerais, utilizadas na parametrização dos modelos com os respectivos períodos de observações

Município	Empresa	Gleba	Coordenadas Geográficas			Cultivar	Espaçamento (m)	Período de Observações
			Latitude (S)	Longitude (W)	Altitude (m)			
Alfenas	Fazenda Conquista Ipanema Agrícola Ltda.	M25	21° 20'	45° 56'	844	Mundo Novo	4 x 1	1988 a 2000 (13 anos)
Monte Belo	Fazenda Embaúba Cia. Monte Alegre	Casa Branca	21° 23'	46° 14'	940	Mundo Novo	4 x 1	1987 a 2000 (14 anos)
São Sebastião do Paraíso	Fazenda Diamantina	Boa Vista	20° 54'	47° 03'	982	Mundo Novo	3,2 x 2	1986 a 2000 (15 anos)

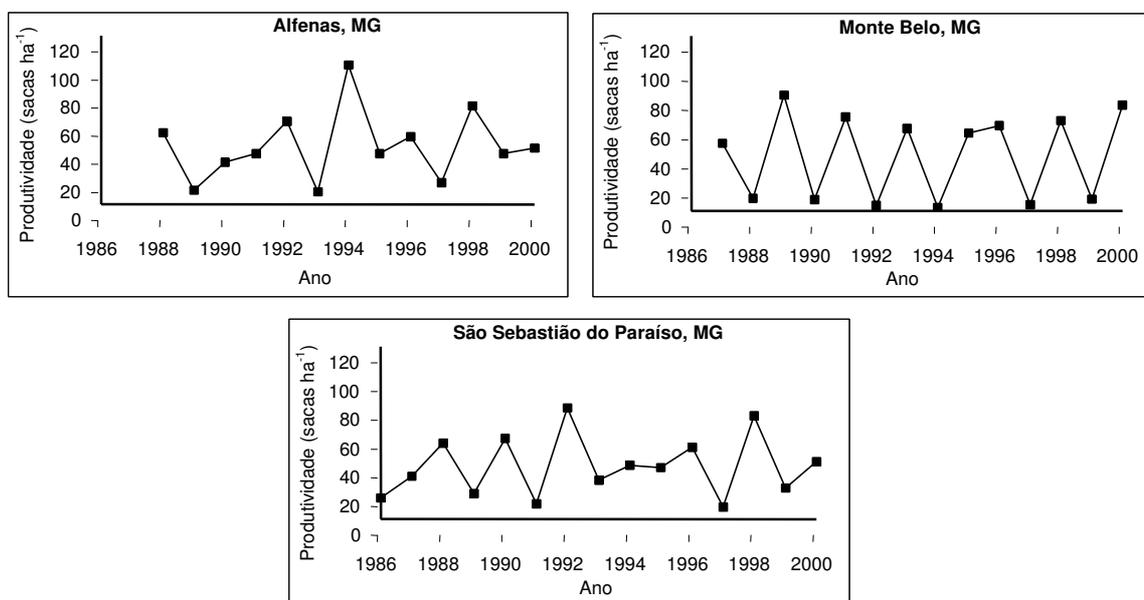


Figura 1 – Séries anuais de produtividades de glebas de lavouras cafeeiras representativas dos municípios da região Sul do Estado de Minas Gerais e utilizadas na parametrização dos modelos.

2.1.1. Produtividades potenciais

Para a gleba M25, representando o município de Alfenas, MG, adotou-se a produtividade potencial como de 99 sacas ha⁻¹ (Quadro 2), por ser a maior produtividade verificada no período de 1983 a 2000, em todas as glebas/da Fazenda Conquista, da empresa Ipanema Agrícola Ltda. Esse critério teve por base o fato de que essa produtividade estava bastante acima da média geral observada em todas as glebas do período especificado, que foi de 30 sacas ha⁻¹, e ainda muito acima da média das maiores produtividades verificadas em todas as glebas da fazenda, que foi de 71 sacas ha⁻¹, ou seja, 39% superior, não sendo recomendável, portanto, adotar a proposta de KANEMASU (1983), por elevar sobremaneira o valor da produtividade potencial.

Quadro 2 – Produtividades potenciais de lavouras cafeeiras representativas de municípios na região Sul do Estado de Minas Gerais

Município	Produtividade Potencial (sacas ha ⁻¹) ^(*)
Alfenas	99
Monte Belo	81
São Sebastião do Paraíso	88

^(*) sacas de 60 kg de café beneficiado por hectare.

Semelhantemente, para a gleba Casa Branca, representando o município de Monte Belo, MG, adotou-se a produtividade potencial como de 81 sacas ha⁻¹ (Quadro 2), também por ser a maior produtividade verificada no período de 1987 a 2000, em todas as glebas, de modo geral, das Fazendas da Cia. Monte Alegre. A média geral observada em todas as glebas do período especificado foi de 34 sacas ha⁻¹ e a das maiores produtividades verificadas em todas as glebas das fazendas, de 66 sacas ha⁻¹, ou seja, 23% inferior com relação à produtividade potencial.

Por último, para a gleba Boa Vista, da Fazenda Diamantina, representando o município de São Sebastião do Paraíso, MG, adotou-se a produtividade potencial como de 88 sacas ha⁻¹ (Quadro 2). Nesse caso, com base na recomendação de KANEMASU (1983), tal valor surgiu do acréscimo de 10% sobre o valor médio das produtividades máximas de todas as glebas no período de 1986 a 2000.

2.2. Dados de elementos climáticos

Os dados de elementos climáticos diários de temperatura média e precipitação pluvial, com exceção de Monte Belo, onde se obtiveram somente dados mensais, utilizados para a parametrização dos modelos, foram obtidos das seguintes fontes:

Alfenas – Registros do período de 1987 a 2000, realizados na própria Fazenda Conquista, da empresa Ipanema Agrícola Ltda.

Monte Belo – Registros do período de 1986 a 2000, feitos na Cia. Monte Alegre.

São Sebastião do Paraíso – Registros do período de 1985 a 2000, realizados na EPAMIG.

2.3. Balanço hídrico

As estimativas da disponibilidade hídrica do solo foram realizadas pelo método proposto por Thornthwaite e Mather, apresentado por PEREIRA et al. (1997).

A capacidade de água disponível ou armazenamento máximo de água no solo adotado foi de 100 mm, podendo considerar tal valor como uma condição média para a maioria dos tipos de solos cultivados com cafeeiros em Minas Gerais. Esse valor foi também adotado por MATIELLO (1991), CAMARGO e PEREIRA (1994) e PICINI (1998).

Os dados referentes aos elementos climáticos foram agrupados em escalas decendial e mensal. Em cada decêndio e para cada mês, obteve-se a média das temperaturas médias diárias e o total das precipitações pluviárias diárias. Desses valores, calculou-se a evapotranspiração potencial pelo método de Thornthwaite, citado por PEREIRA et al. (1997), conforme as equações a seguir.

$$ETP_p = 16 \left(10 \frac{T_i}{I} \right)^a \quad (3.1)$$

$$a = 6,75 \cdot 10^{-7} I^3 - 7,71 \cdot 10^{-5} I^2 + 1,79 \cdot 10^{-2} I + 0,4924 \quad (3.2)$$

$$I = \sum_{i=1}^{12} (0,2 T_i)^{1,514} \quad (3.3)$$

em que

ETP_p = evapotranspiração para uma condição-padrão com duração do período diurno de 12 horas e mês com 30 dias (mm por mês);

T_i = temperatura média do período decendial ou mensal ($^{\circ}C$);

I = índice de calor da região, calculado com valores normais (média climatológica); e

a = função de terceiro grau do parâmetro I .

Para estimar a evapotranspiração diária ou mensal, deve-se ajustar a ETP_p , multiplicando-a por um fator de correção (FC), ou seja:

$$ETP = ETP_p \times FC \quad (3.4)$$

$$FC = \frac{N}{12} \frac{ND}{30} \quad (3.5)$$

sendo N a duração média do dia (horas) do período de estimativa da evapotranspiração e ND , o número de dias desse mesmo período.

No balanço hídrico em escala decendial, calculou-se, inicialmente, a evapotranspiração, adotando para a equação 3.5 o valor de ND igual a 1, ou seja, estimando a evapotranspiração diária média para o decêndio e, posteriormente, multiplicando pelo número de dias correspondente ao decêndio, tendo-se, assim, a evapotranspiração total equivalente ao respectivo período. Já, na escala mensal, o valor de ND correspondeu aos respectivos números de dias do mês, tendo-se a evapotranspiração total do mês correspondente.

A evapotranspiração da cultura é normalmente estimada pela adoção do coeficiente de cultura (K_c), conforme apresentado na equação 3.6. O coeficiente de cultura varia com o crescimento e desenvolvimento, expressando quanto da superfície do solo é coberta pela vegetação, o que reflete no consumo de água. Segundo PEREIRA et al. (2002), em culturas perenes, em razão do contínuo crescimento das plantas, o valor de K_c é crescente durante os anos que precedem a maturidade e, daí em diante, torna-se praticamente constante, com pequenas variações sazonais, em função da variação do índice de área foliar. Esses autores citaram que o valor de K_c pode ser estimado pela expressão empírica apresentada pela equação 3.7. De acordo com CAMARGO e PEREIRA (1994), a cultura do café, na fase adulta, chega a cobrir cerca de 80% do terreno. Portanto, conforme a equação 3.7, o valor do K_c é aproximadamente igual a 1, sendo esse valor adotado no presente trabalho. Devido ao valor unitário do K_c , a evapotranspiração da cultura do café ficou como a própria evapotranspiração potencial estimada para o balanço hídrico, conforme a equação 3.4.

$$ET_c = ETP \times K_c \quad (3.6)$$

$$K_c = 1,2 \left(\% \text{ Cobertura do Terreno} / 100 \right) \quad (3.7)$$

Com os componentes obtidos pelo balanço hídrico, foram, em seguida, calculadas as estimativas das evapotranspirações relativas (ETR/ETP) para os respectivos períodos em estudo, decendial e mensal, sendo ETR a

evapotranspiração real da cultura. As variáveis ETR/ETP foram adotadas como penalizadores hídricos dos modelos, segundo as seqüências a serem descritas no item 2.4.

2.4. Seqüências de períodos fenológicos adotadas na penalização hídrica dos modelos

Em cada uma das seqüências adotadas, as penalizações hídricas foram representadas pelas respectivas evapotranspirações relativas (ETR/ETP).

Utilizaram-se duas seqüências distintas de períodos, inerentes ao ciclo fenológico da cultura, para representarem as penalizações hídricas do modelo. A primeira seqüência, baseada em resultados obtidos por PICINI (1998), compôs-se de três períodos trimestrais dentro do ciclo agrícola, sendo assim definidos: agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril. A segunda seqüência, conforme apresentado por MATIELLO (1991), ficou composta por quatro períodos trimestrais, quais sejam: julho/agosto/setembro, outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

Em cada um desses períodos trimestrais ano a ano, concomitantemente com o período de produtividades, obteve-se a média das evapotranspirações relativas (média de nove valores quando na escala decendial e de três valores quando na escala mensal).

Assim, a primeira seqüência utilizada na parametrização e no teste dos modelos, segundo as ordens dos períodos trimestrais supracitados, ficou representada pelas variáveis de penalizações hídricas definidas por $(ETR/ETP)_1$, $(ETR/ETP)_2$ e $(ETR/ETP)_3$, respectivamente, e da mesma forma, para a segunda seqüência, as variáveis foram $(ETR/ETP)_1$, $(ETR/ETP)_2$, $(ETR/ETP)_3$ e $(ETR/ETP)_4$, respectivamente.

2.5. Parametrização dos modelos

O modelo de Stewart et al. modificado por PICINI (1998) (equação 1.3) pode ser decomposto da seguinte forma:

$$\frac{Y_e}{Y_p} = ky_0 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) + ky_1 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 + ky_2 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 + ky_3 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 + ky_4 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_4 \quad (3.8)$$

em que $(ETR/ETP)_{1, 2, 3, 4}$ são as evapotranspirações relativas para os períodos trimestrais, conforme citados anteriormente.

Esse modelo segue o estatístico tradicional:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + e_i \quad (3.9)$$

em que Y é a variável dependente, X_1, X_2, \dots, X_k são as variáveis independentes, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ são os parâmetros da regressão e “ e_i ” representa o erro residual referente a fatores não-mensurados.

De acordo com as equações 3.8 e 3.9, a variável dependente é representada pela relação Y_e/Y_p , e as variáveis independentes de entrada no modelo são $Y_a/Y_p, (ETR/ETP)_1, (ETR/ETP)_2, (ETR/ETP)_3$ e $(ETR/ETP)_4$.

O coeficiente de resposta relativo à produtividade do ano anterior (ky_0) e os de resposta da cultura às variáveis de penalizações hídricas (ky_i) foram obtidos por análise de regressão linear múltipla.

Os modelos foram avaliados por meio da significância dos parâmetros da regressão utilizando o teste “t”, pelo coeficiente de determinação (R^2) e pelo fenômeno estudado.

Assim, de acordo com os itens 2.3 e 2.4, o modelo foi parametrizado para as seguintes combinações de dados:

Seqüência 1 – Mensal: dados referentes às médias trimestrais de ETR/ETP mensais para a seqüência composta pelos períodos agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril.

Seqüência 1 – Decendial: dados referentes às médias trimestrais de ETR/ETP decendiais para a seqüência composta pelos períodos agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril.

Seqüência 2 – Mensal: dados referentes às médias trimestrais de ETR/ETP mensais para a seqüência composta pelos períodos julho/agosto/setembro, outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

Seqüência 2 – Decendial: dados referentes às médias trimestrais de ETR/ETP decendiais para a seqüência composta pelos períodos julho/agosto/setembro, outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

2.6. Teste dos modelos

Os testes dos modelos foram realizados com dados de produtividades observados de outras glebas das lavouras cafeeiras de cada município, porém em condições tecnológicas semelhantes às utilizadas para a parametrização dos modelos, conforme relataram PICINI (1998) e HOOGENBOOM et al. (1992).

Para a avaliação dos testes, foram comparadas as produtividades estimadas e observadas, conhecendo-se o erro relativo percentual (ERP), o qual foi também utilizado por LEAL (2000), conforme descrição da equação 2.12.

Além disso, fez-se a plotagem gráfica, em escala de 0 a 1, das relações entre produtividades estimadas e observadas com a produtividade potencial (Y_e/Y_p e Y_o/Y_p). Como no Capítulo 1, procedeu-se à análise de regressão linear simples 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”, de WILLMOTT et al. (1985), conforme a equação 2.13.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Análise das condições climáticas dos municípios

As Figuras 2, 3 e 4 representam os balanços hídricos, segundo Thornthwaite e Mather, para os municípios em estudo, correspondentes aos mesmos períodos dos dados de produtividades utilizados na parametrização dos modelos. Observa-se, claramente, a similaridade das regiões focalizadas. As precipitações pluviais são maiores no período de outubro a março para Alfenas e de outubro a abril para Monte Belo e São Sebastião do Paraíso, superando a demanda de evapotranspiração e ocorrendo, em média, excedentes hídricos. No período seguinte, de abril a setembro para Alfenas e de maio a setembro para Monte Belo e São Sebastião do Paraíso, verifica-se que as precipitações pluviais são relativamente baixas, evidenciando um período de seca, em que a evapotranspiração real torna-se com valores abaixo dos da evapotranspiração potencial, ocasionando deficiências hídricas.

Analisadas em conjunto com a fenologia da cultura do café, essas condições são interessantes, pois o período de deficiência hídrica coincide com o de dormência fisiológica e colheita do café. Conforme citou CAMARGO (1987), nessa fase a deficiência hídrica moderada é benéfica, para permitir uma florada intensa e uniforme após a chuva ou irrigação. No entanto, as maiores quantidades de chuvas nas fases fenológicas seguintes atendem, satisfatoriamente, à demanda da cultura.

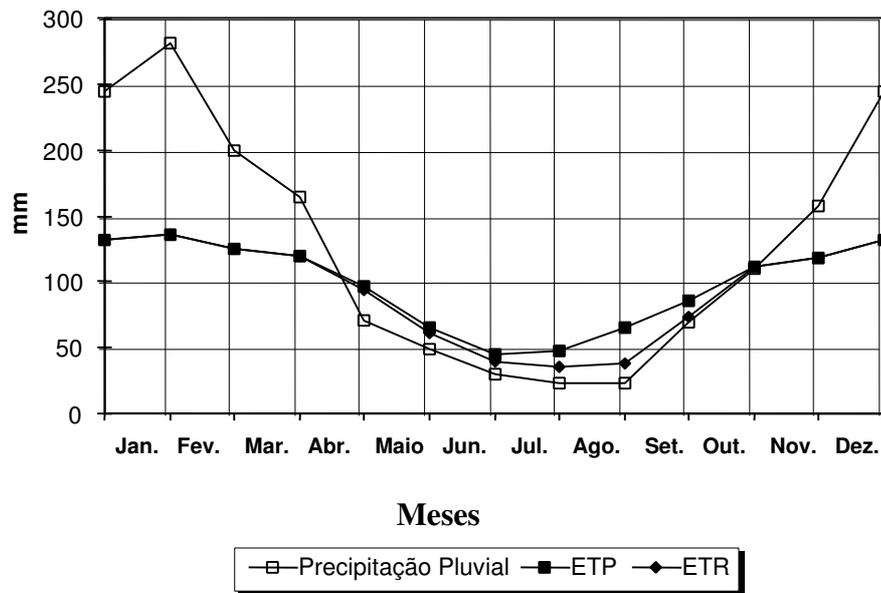


Figura 2 – Balanço hídrico, segundo Thornthwaite e Mather, para o período de 1988 a 2000, em Alfenas, MG.

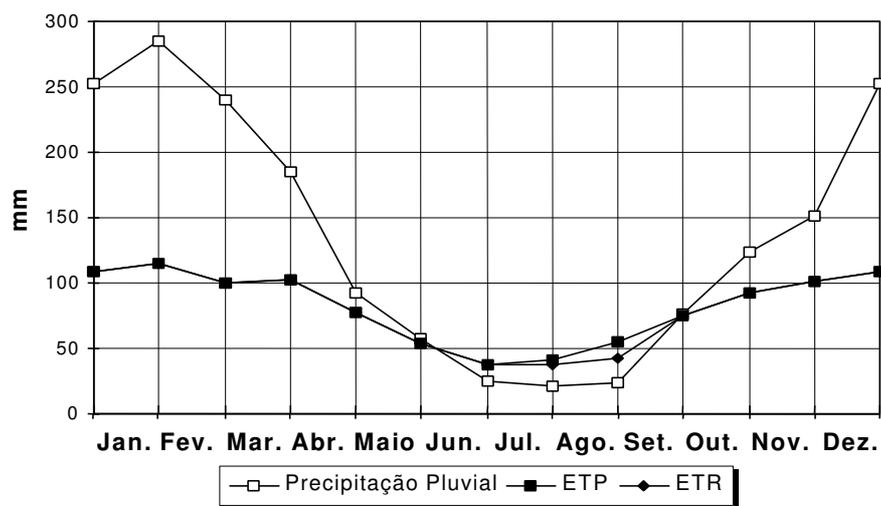


Figura 3 – Balanço hídrico, segundo Thornthwaite e Mather, para o período de 1987 a 2000, em Monte Belo, MG.

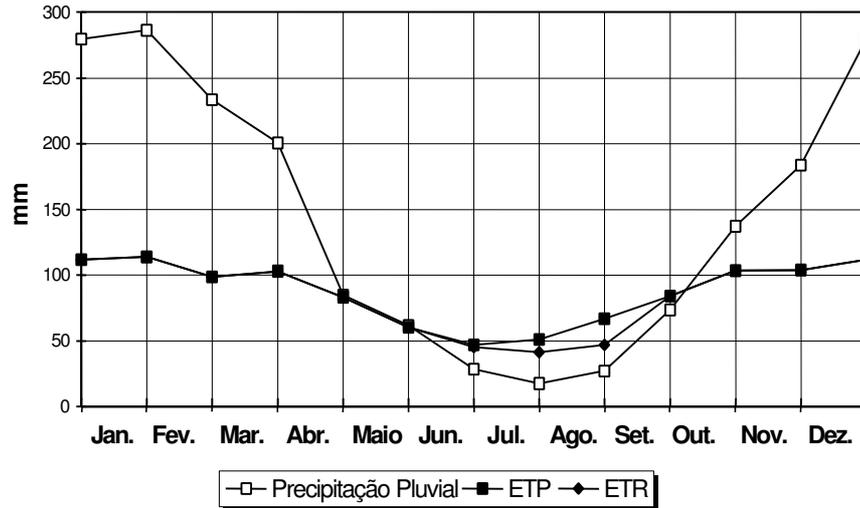


Figura 4 – Balanço hídrico, segundo Thornthwaite e Mather, para o período de 1986 a 2000, em São Sebastião do Paraíso, MG.

3.2. Análise dos resultados para o município de Alfenas, MG

3.2.1. Parametrização dos modelos

As planilhas contendo as estruturas matriciais para a parametrização dos modelos para o município de Alfenas encontram-se nos Quadros 2B a 5B.

As médias das evapotranspirações relativas utilizadas como penalizadores hídricos para as duas seqüências trimestrais estudadas, tanto a partir de valores médios mensais como decendiais, para a região de Alfenas, MG, são apresentadas no Quadro 3. Verifica-se, nesse quadro, que, para a seqüência 1, a $(ETR/ETP)_1$ correspondente ao período trimestral de agosto/setembro/outubro se diferenciou estatisticamente dos outros dois períodos, ressaltando a deficiência hídrica nesse período devida aos baixos índices relativos de precipitação pluvial. Os períodos seguintes apresentaram-se estatisticamente iguais, por coincidirem com o período mais chuvoso. Na seqüência 2, por sua vez, a $(ETR/ETP)_1$, que corresponde ao período de julho/agosto/setembro, foi a que diferenciou, isoladamente, das demais, por compreender o período do ano mais expressivo em

Quadro 3 – Evapotranspirações relativas médias com os respectivos testes de médias para o município de Alfenas, MG

Variáveis	Seqüência 1 ⁽¹⁾				Seqüência 2 ⁽²⁾			
	Médias Mensais ⁽³⁾		Médias Decendiais ⁽⁴⁾		Médias Mensais ⁽³⁾		Médias Decendiais ⁽⁴⁾	
(ETR/ETP) ₁	0,69	B ⁽⁵⁾	0,64	B	0,64	C	0,56	C
(ETR/ETP) ₂	0,97	A	0,94	A	0,91	AB	0,89	AB
(ETR/ETP) ₃	0,94	A	0,90	A	0,99	A	0,94	A
(ETR/ETP) ₄	-		-		0,83	B	0,74	B

⁽¹⁾ Seqüência de três períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril.

⁽²⁾ Seqüência de quatro períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: julho/agosto/setembro, outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

⁽³⁾ Penalizações hídricas do modelo calculadas de médias do balanço hídrico seriado mensal.

⁽⁴⁾ Penalizações hídricas do modelo calculadas de médias do balanço hídrico seriado decendial.

⁽⁵⁾ Médias seguidas pela mesma letra na coluna não diferem entre si, estatisticamente, quando analisadas pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

baixas precipitações pluviais. Os períodos intermediários outubro/novembro/dezembro e janeiro/fevereiro/março coincidiram estatisticamente e, por fim, o seguinte abril/maio/junho já se caracterizava por acréscimo na deficiência hídrica, ou seja, baixo índice de evapotranspiração relativa, estando associado à tendência de diminuição dos índices de precipitação pluvial.

Nota-se claramente que, comparando os testes de médias de ETR/ETP entre seqüências de períodos trimestrais ou entre médias de médias mensais e decendiais, não existem diferenças no comportamento das ETR/ETP.

No Quadro 4, verifica-se um resumo dos resultados estatísticos dos modelos parametrizados. Avaliando esses resultados pelos coeficientes de determinação e significância das estimativas dos parâmetros da regressão, constatou-se que os modelos apresentaram ligeira melhoria quando parametrizados a partir de ETR/ETP de médias mensais ou quando pela segunda

Quadro 4 – Coeficientes de determinação, testes F, coeficientes de regressão e respectivos testes estatísticos (teste t) dos modelos de regressão linear múltipla para o município de Alfenas, MG

Coeficiente	Seqüência 1 ⁽¹⁾				Seqüência 2 ⁽²⁾			
	Médias Mensais ⁽³⁾		Médias Decendiais ⁽⁴⁾		Médias Mensais ⁽³⁾		Médias Decendiais ⁽⁴⁾	
	Modelo 1	Valor-P ⁽⁵⁾	Modelo 2	Valor-P ⁽⁵⁾	Modelo 3	Valor-P ⁽⁵⁾	Modelo 4	Valor-P ⁽⁵⁾
R ²	0,8828		0,8434		0,8930		0,8792	
Nível Crítico do Teste F	0,0023		0,0060		0,0071		0,0100	
Interseção	4,0593	0,0051	2,2917	0,0525	0,9315	0,7176	1,3401	0,1551
ky ₀	-0,4820	0,0194	-0,5946	0,0125	-0,6465	0,0117	-0,6324	0,0079
ky ₁	-0,5253	0,0405	-0,7541	0,0168	-0,5140	0,1018	-0,5122	0,1060
ky ₂	-2,0900	0,0152	-1,5022	0,0633	-1,5804	0,0093	-1,2694	0,0109
ky ₃	-1,1172	0,2256	0,2992	0,7262	1,1541	0,6372	0,5426	0,5120
ky ₄	-	-	-	-	0,4612	0,3653	0,3210	0,4992

⁽¹⁾ Seqüência de três períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: agosto/setembro/ outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril.

⁽²⁾ Seqüência de quatro períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: julho/agosto/ setembro, outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

⁽³⁾ Penalizações hídricas do modelo calculadas de médias do balanço hídrico seriado mensal.

⁽⁴⁾ Penalizações hídricas do modelo calculadas de médias do balanço hídrico seriado decendial.

⁽⁵⁾ Valor do nível de significância dos parâmetros da equação de regressão, pelo teste t.

seqüência de períodos trimestrais. Contudo, em termos práticos, essa melhora parece pouco significativa, o que poderá se confirmar pelos testes dos modelos descritos mais adiante. Por sua vez, os coeficientes de determinação mostraram-se satisfatórios na explicação da variação da variável dependente pela variação das independentes.

Do Quadro 4, os modelos ficaram assim definidos:

Modelo 1 (Seqüência 1 – Mensal)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[4,0593 - 0,4820 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,5253 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 - 2,0900 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 - 1,1172 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 \right] \quad (3.10)$$

Modelo 2 (Seqüência 1 – Decendial)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[2,2917 - 0,5946 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,7541 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 - 1,5022 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 + 0,2992 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 \right] \quad (3.11)$$

Modelo 3 (Seqüência 2 – Mensal)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[0,9315 - 0,6465 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,5140 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 - 1,5804 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 + 1,1541 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 + 0,4612 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_4 \right] \quad (3.12)$$

Modelo 4 (Seqüência 2 – Decendial)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[1,3401 - 0,6324 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,5122 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 - 1,2694 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 + 0,5426 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 + 0,3210 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_4 \right] \quad (3.13)$$

Verifica-se ainda, no Quadro 4, que os parâmetros ky_0 , pertencentes à variável Y_a (produtividade do ano anterior), são, pelo teste “t”, significativamente diferentes de zero ($P \leq 0,0194$), indicando a importância dessa variável como a de entrada do modelo na previsão de produtividade para a cultura do café. Ela está associada à característica fisiológica da bienalidade de produção do cafeeiro, cujas colheitas abundantes são seguidas de resultados menos expressivos no ano seguinte, devido à concorrência entre suas funções vegetativas e reprodutivas, conforme relatos de BEAUMONT (1939), TOSELLO e ARRUDA (1962), RENA e MAESTRI (1985) e BARROS (1997).

Nota-se também, nesse mesmo quadro, que, entre os parâmetros referentes às variáveis de penalização hídrica (ky_1 a ky_4), os que apresentam maior significância estatística são ky_1 e ky_2 ($P \leq 0,1060$). Como se pode observar, de modo geral, compreendem os períodos de julho a janeiro, indicando a maior importância da disponibilidade hídrica para o cafeeiro nesse período. Mais especificamente para o modelo parametrizado com a seqüência 2, o parâmetro ky_2 é o que apresenta a maior significância ($P \leq 0,0109$), sendo ele associado à penalização hídrica (ETR/ETP) referente ao período do ciclo agrícola de outubro a dezembro. Isso evidencia a grande importância da disponibilidade hídrica para o cafeeiro nesse período, coincidindo com as fases de florescimento e início de formação dos frutos. No entanto, observando em módulo os valores

dos parâmetros ky , constata-se que ky_2 para os quatro modelos são os mais elevados, mostrando a sensibilidade do modelo à variação da disponibilidade hídrica no período correspondente, que varia de outubro a janeiro, fase importante para o florescimento e formação dos frutos (CAMARGO, 1987). Esses resultados condizem com os obtidos por PICINI et al. (1999) para as localidades paulistas de Campinas e Gália.

3.2.2. Teste dos modelos

Nos testes foram usados dados de produtividades de gleba independente daqueles utilizados na parametrização dos modelos, sendo que para o município de Alfenas se utilizaram os da gleba M15 da Fazenda Conquista, da Ipanema Agrícola Ltda. (Quadro 5). A representação gráfica desses dados com as respectivas estimativas para comparação dos resultados encontra-se nas Figuras 5a a 8a, nas quais se verifica que as estimativas tendem a apresentar um comportamento similar aos dos dados observados.

Os respectivos desempenhos estatísticos desses modelos são representados nas Figuras 5b a 8b. Pela plotagem no plano bidimensional dos valores relativos (produtividades observadas e estimadas com relação à produtividade potencial) e pela análise de regressão linear simples com a reta de regressão passando pela origem, verifica-se que os desempenhos dos modelos são similares. Isso se nota, tanto pela análise dos coeficientes de determinação como pela dispersão das estimativas em torno da reta 1:1, para as quais o índice “d”, de WILLMOTT et al. (1985), indica o grau de concordância para com as produtividades observadas, notando-se também que, pela reta ajustada, os modelos tendem a superestimar a produtividade. Porém, tais desempenhos são ainda relativamente baixos, o que indica grande variação entre os valores observados e estimados, complementando-se mediante a observação dos resultados do Quadro 5, em que são vistas as variações dos resultados pela coluna do erro relativo percentual (ERP).

Quadro 5 – Produtividades observadas e estimadas da cultura do café pelos modelos com os respectivos erros relativos percentuais na região de Alfenas, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba M15	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
			Seq1-Mensal	Seq1-Decendial	Seq2-Mensal	Seq2-Decendial	Ye	ERP	Ye	ERP
1988	87/88	6,0	-	-	-	-	-	-	-	-
1989	88/89	10,0	46,5	365,0	57,0	470,1	54,2	441,6	53,0	429,6
1990	89/90	31,0	28,0	-9,8	33,8	8,9	32,3	4,1	26,0	-16,1
1991	90/91	24,7	32,7	32,3	37,3	50,8	31,5	27,5	38,9	57,2
1992	91/92	37,0	63,2	70,7	59,4	60,6	67,4	82,3	55,1	48,9
1993	92/93	14,0	25,4	81,2	19,8	41,6	20,1	43,6	23,0	64,0
1994	93/94	88,0	98,6	12,0	94,4	7,3	98,6	12,0	101,1	14,9
1995	94/95	24,7	35,5	43,6	42,5	71,9	39,0	57,9	39,4	59,4
1996	95/96	32,0	62,7	96,0	56,0	75,1	47,6	48,7	54,1	69,2
1997	96/97	8,3	22,8	174,9	23,2	179,7	31,0	273,9	34,1	310,7
1998	97/98	60,0	56,2	-6,4	58,4	-2,6	59,1	-1,4	60,5	0,8
1999	98/99	34,0	30,3	-10,9	27,6	-18,9	37,6	10,5	32,7	-3,9
2000	99/00	37,5	49,2	31,2	56,1	49,7	53,9	43,8	52,7	40,6
Média				73,3		82,9		87,0		89,6

Yo = produtividade observada da gleba M15 (sacas ha⁻¹), Ye = produtividade estimada (sacas ha⁻¹) e ERP = erro relativo percentual (%).

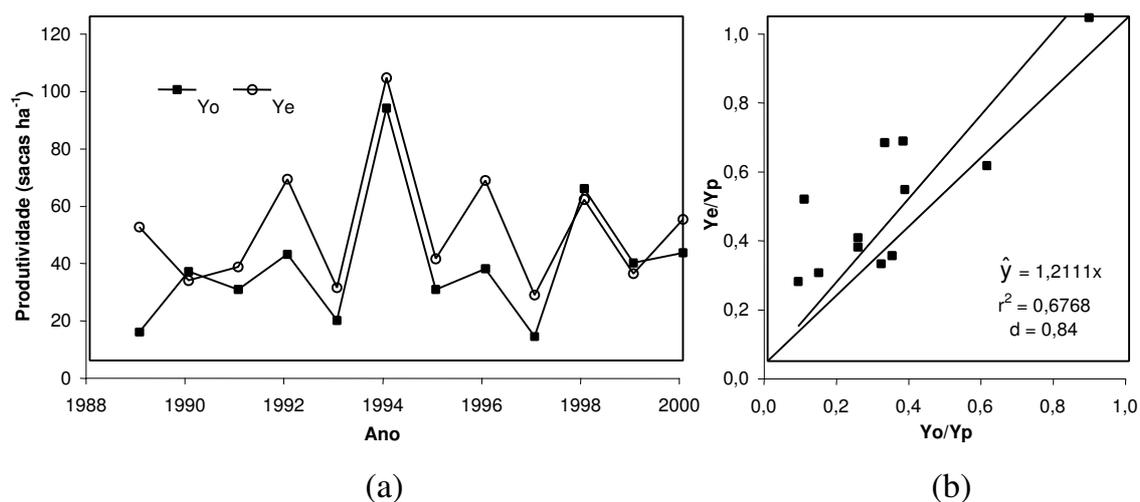


Figura 5 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias mensais da primeira seqüência trimestral em Alfenas, MG (a), e respectivos índices de desempenho (b).

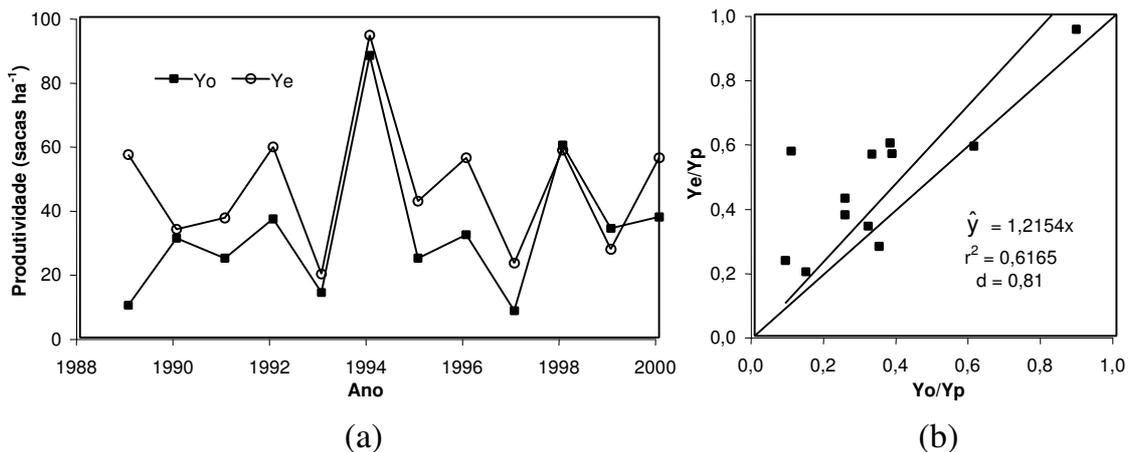


Figura 6 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias **decendiais** da **primeira seqüência trimestral** em **Alfenas, MG (a)**, e respectivos índices de desempenho **(b)**.

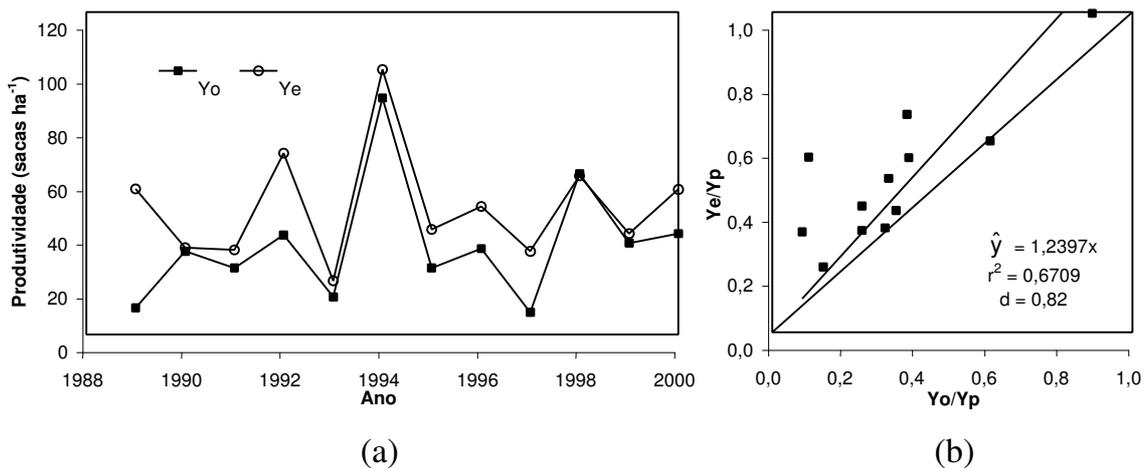


Figura 7 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias **mensais** da **segunda seqüência trimestral** em **Alfenas, MG (a)**, e respectivos índices de desempenho **(b)**.

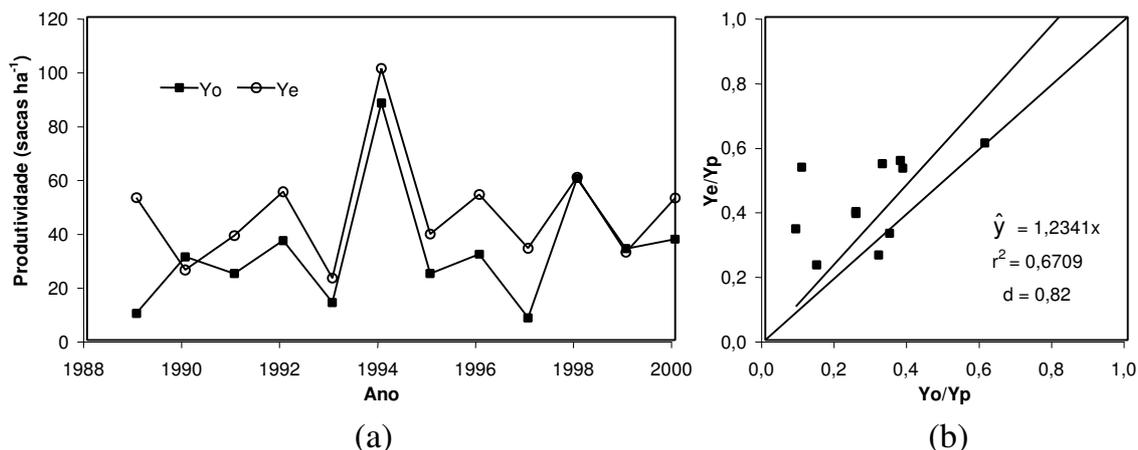


Figura 8 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias **decendiais** da **segunda seqüência trimestral** em **Alfenas, MG (a)**, e respectivos índices de desempenho **(b)**.

Os valores de ERP mostram-se, de modo geral, bastante discrepantes, variando entre -18,9 e 470,1%. As maiores discrepâncias são observadas quando se têm anos consecutivos com grande variação das produtividades, principalmente quando se dispõem de dados com valores muito baixos, como ocorreu nos anos de 88/89 e 89/90 e também em 95/96 e 96/97. Isso significa que o modelo piora sua capacidade de predição em situações adversas, não sendo, portanto, apropriado às condições de produtividades muito baixas.

3.3. Análise dos resultados para o município de Monte Belo, MG

3.3.1. Parametrização dos modelos

Conforme apresentado, as penalizações hídricas (ETR/ETP) dos modelos para o município de Monte Belo foram obtidas somente de médias mensais de ETR/ETP devido à falta de dados de elementos climáticos diários.

Encontram-se nos Quadros 6B e 7B as planilhas contendo as estruturas matriciais para a parametrização dos modelos.

As médias das evapotranspirações relativas utilizadas como penalizadores hídricos são apresentadas no Quadro 6. Verifica-se, nesse quadro, que as $(ETR/ETP)_1$, correspondentes aos períodos trimestrais de agosto/setembro/outubro e julho/agosto/ setembro, para as seqüências 1 e 2, respectivamente, diferenciam-se, estatisticamente, dos demais períodos, mostrando que a deficiência hídrica nesse tempo foi mais relevante devido aos baixos índices relativos de precipitação pluvial. Os períodos seguintes apresentaram-se estatisticamente iguais, por coincidirem com o mais chuvoso. Observa-se também, no mesmo quadro, a semelhança no comportamento das médias de ETR/ETP entre as seqüências de períodos trimestrais, equiparando-se com os resultados obtidos em Alfenas.

Quadro 6 – Evapotranspirações relativas médias com os respectivos testes de médias para o município de Monte Belo, MG

Variáveis	Seqüência 1 ⁽¹⁾		Seqüência 2 ⁽²⁾	
$(ETR/ETP)_1$	0,78	B ⁽³⁾	0,75	B
$(ETR/ETP)_2$	0,99	A	0,97	A
$(ETR/ETP)_3$	0,99	A	1,00	A
$(ETR/ETP)_4$	-		0,90	A

⁽¹⁾ Seqüência de três períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril.

⁽²⁾ Seqüência de quatro períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: julho/agosto/setembro, outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

⁽³⁾ Médias seguidas pela mesma letra na coluna não diferem entre si, estatisticamente, quando analisadas pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

Avaliando os resultados apresentados no Quadro 7 pelos coeficientes de determinação e significância das estimativas dos parâmetros da regressão, notou-se que o modelo 1, cujas penalizações hídricas (ETR/ETP) foram calculadas pela primeira seqüência de períodos trimestrais, possui um desempenho estatístico ligeiramente melhor em relação ao modelo 2, resultado que se opõe àqueles de Alfenas (Quadro 4). Contudo, em termos práticos, conforme também discutido para aquele município, essa melhoria pode ser considerada desprezível, podendo-se observar, também, que os coeficientes de determinação foram satisfatórios.

Quadro 7 – Coeficientes de determinação, testes F, coeficientes de regressão e respectivos testes estatísticos (teste t) dos modelos de regressão linear múltipla para o município de Monte Belo, MG

Coeficientes	Seqüência 1 ⁽¹⁾		Seqüência 2 ⁽²⁾	
	Modelo 1	Valor-P ⁽³⁾	Modelo 2	Valor-P ⁽³⁾
R ²	0,7829		0,7727	
Nível Crítico do Teste F	0,0092		0,0325	
Interseção	-3,3990	0,4678	-0,1516	0,9865
ky ₀	-0,7538	0,0073	-0,8616	0,0045
ky ₁	-0,3338	0,4759	-0,2051	0,6462
ky ₂	4,7314	0,2792	1,6656	0,3650
ky ₃	-0,2549	0,9470	-0,2172	0,9812
ky ₄	-	-	-0,2902	0,6867

⁽¹⁾ Seqüência de três períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril.

⁽²⁾ Seqüência de quatro períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: julho/agosto/setembro; outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

⁽³⁾ Valor do nível de significância dos parâmetros da equação de regressão, pelo teste t.

Conforme apresentado no Quadro 7, as equações que representam os referidos modelos são:

Modelo 1 (Seqüência 1 – Mensal)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[-3,3990 - 0,7538 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,3338 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 + 4,7314 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 - 0,2549 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 \right] \quad (3.14)$$

Modelo 2 (Seqüência 2 – Mensal)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[-0,1516 - 0,8616 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,2051 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 + 1,6656 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 - 0,2172 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 - 0,2902 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_4 \right] \quad (3.15)$$

Assim como ocorreu para o município de Alfenas, verifica-se também, pelo Quadro 7, que os parâmetros ky_0 , pertencentes à variável Y_a (produtividade do ano anterior), foram, pelo teste “t”, significativamente diferentes de zero ($P \leq 0,0073$), reafirmando a importância dessa variável como a de entrada do modelo na previsão de produtividade para a cultura do café, confirmando os resultados obtidos por PICINI et al. (1999). Conforme se discutiu com relação aos resultados obtidos para Alfenas, a importância dessa variável está associada à característica fisiológica da bienalidade de produção do cafeeiro.

Não foram verificadas significâncias estatísticas entre os parâmetros referentes às variáveis de penalização hídrica (ky_1 a ky_4). Porém, observando os valores de ky em módulos, o parâmetro ky_2 de ambos os modelos é mais elevado, assim como o foi para Alfenas, reforçando a sensibilidade destes à variação da disponibilidade hídrica do solo no período compreendido de outubro a janeiro.

3.3.2. Teste dos modelos

Para o município de Monte Belo, os testes dos modelos foram realizados utilizando dados de produtividades da gleba Pereira, localizada na Fazenda Taquaruçu, da Cia. Monte Alegre (Quadro 8), sendo estes independentes, ou seja, não foram empregados na parametrização dos modelos. Tais dados com as

respectivas estimativas geradas pelos modelos estão, para efeito de comparação, representados graficamente nas Figuras 9a e 10a. Nota-se, nessas figuras, que as estimativas tendem a apresentar um comportamento similar ao dos dados verificados mais pronunciadamente até a primeira metade do período analisado (1994), a partir do qual o comportamento continuou seguindo a tendência dos valores observados, porém com maior discrepância. Isso ocorreu porque a série dos dados apresentou efeito bienal de produção até 1994, com alternâncias claramente definidas; a partir desse ano, o comportamento dos dados modificou-se, tornando as estimativas, por sua vez, com desempenhos também diferenciados.

Quadro 8 – Produtividades observadas e estimadas da cultura do café pelos modelos com os respectivos erros relativos percentuais na região de Monte Belo, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba Pereira	Modelo 1		Modelo 2	
			Seq1-Mensal		Seq2-Mensal	
			Ye	ERP	Ye	ERP
1987	86/87	46,1	-	-	-	-
1988	87/88	2,5	28,6	1027,4	28,1	1007,1
1989	88/89	59,4	66,4	11,8	69,6	17,2
1990	89/90	3,0	17,0	466,8	12,2	307,3
1991	90/91	66,9	58,1	-13,1	66,6	-0,5
1992	91/92	0,8	11,7	1442,7	13,0	1610,8
1993	92/93	46,1	61,0	32,6	65,4	42,1
1994	93/94	27,9	8,5	-69,7	9,0	-67,6
1995	94/95	19,9	52,7	164,9	42,5	113,6
1996	95/96	33,7	53,0	57,4	53,2	58,0
1997	96/97	11,0	37,5	241,7	39,3	258,0
1998	97/98	20,3	61,2	202,1	55,1	172,1
1999	98/99	24,4	40,0	64,3	55,9	129,5
2000	99/00	36,4	57,2	57,2	53,2	46,2
Média			283,55		284,14	

Yo = produtividade observada da gleba Pereira (sacas ha⁻¹), Ye = produtividade estimada (sacas ha⁻¹) e ERP = erro relativo percentual (%).

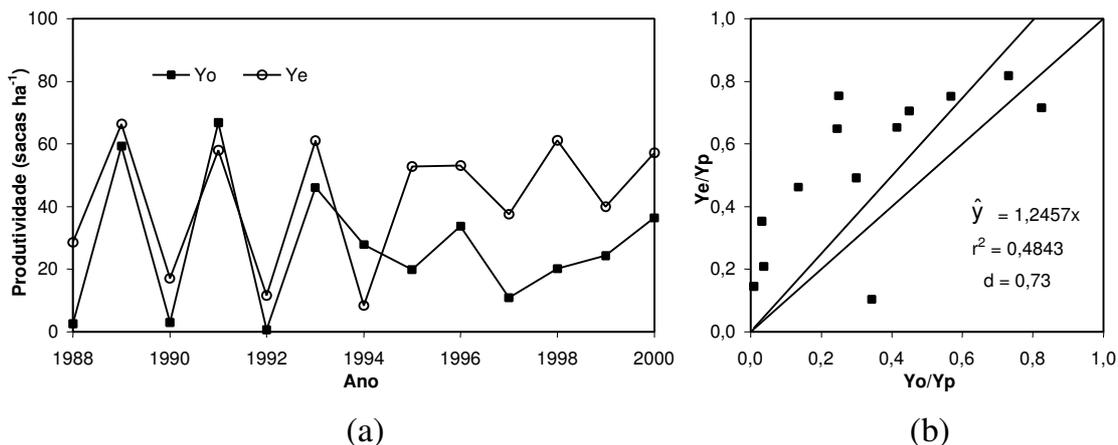


Figura 9 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias mensais da primeira seqüência trimestral em Monte Belo, MG (a), e respectivos índices de desempenho (b).

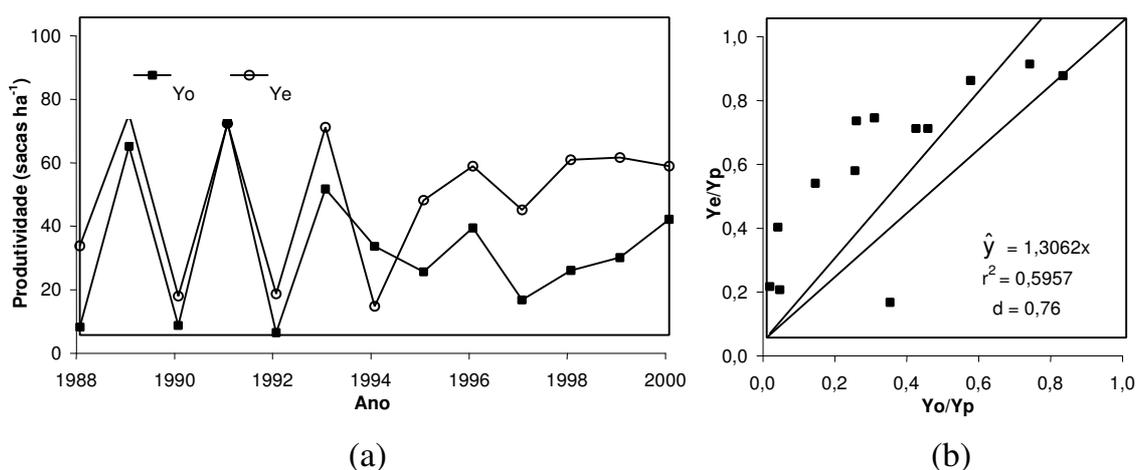


Figura 10 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias mensais da segunda seqüência trimestral em Monte Belo, MG (a), e respectivos índices de desempenho (b).

Com base nos Quadros 6B e 7B, calculando para cada seqüência trimestral de penalização hídrica dos modelos as médias dos valores de ETR/ETP em dois períodos, no primeiro até o ano agrícola de 1993/94 e, no segundo, deste até o final da série, verificaram-se diferenças nessas médias somente nos meses variando de julho a outubro, ou seja, para $(ETR/ETP)_1$ envolvendo as duas seqüências, em que o valor da média foi menor no período de 1994/95 a 1999/2000, com uma variabilidade um pouco maior. Contudo, os dados climáticos não são totalmente suficientes para explicar a variabilidade ocorrida entre produtividades observadas e estimadas, podendo atribuir a fatores não mensurados no presente trabalho.

Com o intuito de avaliar os desempenhos estatísticos dos modelos são apresentadas nas Figuras 9b e 10b as plotagens, no plano bidimensional, dos valores relativos (produtividades estimadas e observadas em relação à produtividade potencial). De acordo com a reta de regressão linear simples passando pela origem, os desempenhos dos modelos foram similares, com a tendência do primeiro (Figura 9b) de apresentar maior dispersão das estimativas ($r^2 = 0,48$); no entanto, essa reta mostrou a tendência do modelo em superestimar as produtividades. O índice “d”, de WILLMOTT et al. (1985), foi de 0,73 e 0,76 para os modelos 1 e 2, respectivamente, indicando a “performance” da concordância entre os valores observados e estimados. Esses desempenhos foram relativamente baixos, abaixo ainda dos resultados obtidos para o município de Alfenas, indicando grande variação entre os valores observados e estimados, o que pode ser complementado com os dos apresentados no Quadro 8. Neste quadro, visualiza-se que os erros relativos percentuais (ERP) variaram de -69,7 a 1.610,8%, mostrando, portanto, que, de modo geral, os resultados entre produtividades observadas e estimadas pelos modelos foram bastante discrepantes. Percebe-se novamente, como para o município de Alfenas, que as maiores discrepâncias ocorreram nos casos de grandes variações na série de produtividades, evidenciando que o modelo piora sua capacidade de predição em situações adversas.

Assim como para Alfenas, observando o Quadro 8 e as Figuras 9 e 10, é perceptível que as parametrizações por ambas as seqüências de períodos trimestrais praticamente não influenciaram o comportamento dos modelos.

3.4. Análise dos resultados para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

3.4.1. Parametrização dos modelos

Para o município de São Sebastião do Paraíso, as planilhas apresentando os dados utilizados para a parametrização dos modelos encontram-se nos Quadros 8B a 11 B.

No Quadro 9 são apresentadas as médias das evapotranspirações relativas utilizadas como penalizadores hídricos para o município de São Sebastião do Paraíso. Assim como observado nos resultados de Alfenas e Monte Belo, verificou-se que, para a seqüência 1, a $(ETR/ETP)_1$, correspondente ao período trimestral de agosto/setembro/outubro, diferenciou-se estatisticamente da dos outros dois períodos, comprovando a deficiência hídrica nesse período, devido, relativamente, aos baixos índices de precipitação pluvial. Os períodos seguintes apresentaram-se estatisticamente iguais, por coincidirem com o período mais chuvoso. Na seqüência 2, notou-se, ainda, que a $(ETR/ETP)_1$ do período julho/agosto/setembro foi a que diferenciou, isoladamente, das demais, por compreender também o período do ano com menores índices de precipitações pluviais.

Especificamente para esse município, para a seqüência 2, com médias decendiais, notou-se comportamento idêntico ao do município de Alfenas. Para o primeiro período, a $(ETR/ETP)_1$ se destacou estatisticamente com o menor valor, ou seja, com baixos índices de precipitação pluvial, os períodos intermediários outubro/novembro/dezembro e janeiro/fevereiro/março coincidiram estatisticamente, e, por fim, o período seguinte abril/maio/junho já se caracterizou por acréscimo na deficiência hídrica, o que está associado à

Quadro 9 – Evapotranspirações relativas médias com os respectivos testes de médias para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Variáveis	Seqüência 1 ⁽¹⁾				Seqüência 2 ⁽²⁾			
	Médias Mensais ⁽³⁾		Médias Decendiais ⁽⁴⁾		Médias Mensais ⁽³⁾		Médias Decendiais ⁽⁴⁾	
(ETR/ETP) ₁	0,74	B ⁽⁵⁾	0,67	B	0,67	B	0,62	C
(ETR/ETP) ₂	1,00	A	0,98	A	0,97	A	0,92	AB
(ETR/ETP) ₃	0,99	A	0,96	A	1,00	A	0,98	A
(ETR/ETP) ₄	-		-		0,91	A	0,85	B

⁽¹⁾ Seqüência de três períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril.

⁽²⁾ Seqüência de quatro períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: julho/agosto/setembro, outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

⁽³⁾ Penalizações hídricas do modelo calculadas de médias do balanço hídrico seriado mensal.

⁽⁴⁾ Penalizações hídricas do modelo calculadas de médias do balanço hídrico seriado decendial.

⁽⁵⁾ Médias seguidas pela mesma letra na coluna não diferem entre si, estatisticamente, quando analisadas pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

tendência de diminuição dos índices de precipitação pluvial. Pode-se, assim, evidenciar que, nesse caso, a separação dos dados em escala decendial permitiu distinguir a diferenciação das evapotranspirações relativas pelas respectivas médias. No entanto, como poderá ser visto mais adiante (Quadro 10), a “performance” do modelo avaliado pelo coeficiente de determinação (R^2) apresentou valor menor.

De maneira geral, à semelhança do que se discutiu para o município de Alfenas, pela comparação das médias de ETR/ETP entre seqüências ou entre médias mensais ou decendiais, verificou-se que tais variáveis praticamente seguiram o mesmo comportamento.

O resumo dos resultados estatísticos dos modelos parametrizados encontra-se no Quadro 10. Conforme a avaliação desses resultados pelos coeficientes de determinação, os quais se mostraram satisfatórios, e pelas estimativas dos parâmetros da regressão, o comportamento de tais coeficientes,

Quadro 10 – Coeficientes de determinação, testes F, coeficientes de regressão e respectivos testes estatísticos (teste t) dos modelos de regressão linear múltipla para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Coeficientes	Seqüência 1 ⁽¹⁾				Seqüência 2 ⁽²⁾			
	Médias Mensais ⁽³⁾		Médias Decendiais ⁽⁴⁾		Médias Mensais ⁽³⁾		Médias Decendiais ⁽⁴⁾	
	Modelo 1	Valor-P ⁽⁵⁾	Modelo 2	Valor-P ⁽⁵⁾	Modelo 3	Valor-P ⁽⁵⁾	Modelo 4	Valor-P ⁽⁵⁾
R ²	0,7082		0,5921		0,7355		0,7177	
Nível Crítico do Teste F	0,0164		0,0648		0,0310		0,0391	
Interseção	-3,6582	0,3512	0,1488	0,9669	-9,2148	0,1858	-0,3307	0,8995
ky ₀	-0,6792	0,0046	-0,6870	0,0109	-0,9029	0,0019	-1,0357	0,0031
ky ₁	-0,2585	0,3710	-0,2202	0,5428	-0,2539	0,3873	-0,6258	0,0997
ky ₂	-1,4757	0,6339	0,5708	0,8486	0,7723	0,4949	2,1842	0,1561
ky ₃	6,1028	0,0929	0,1632	0,9439	9,3175	0,1705	-0,3193	0,9055
ky ₄	-	-	-	-	0,1615	0,7841	-0,1346	0,8053

⁽¹⁾ Seqüência de três períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: agosto/setembro/outubro, novembro/dezembro/janeiro e fevereiro/março/abril.

⁽²⁾ Seqüência de quatro períodos trimestrais adotados na penalização hídrica do modelo: julho/agosto/setembro, outubro/novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

⁽³⁾ Penalizações hídricas do modelo calculadas de médias do balanço hídrico seriado mensal.

⁽⁴⁾ Penalizações hídricas do modelo calculadas de médias do balanço hídrico seriado decendial.

⁽⁵⁾ Valor do nível de significância dos parâmetros da equação de regressão, pelo teste t.

de modo geral, seguiu aqueles discutidos quando se referiu a Alfenas, ou seja, os modelos apresentaram pequena melhoria quando parametrizados a partir de ETR/ETP de médias mensais ou quando pela segunda seqüência de períodos trimestrais. Porém, não se verificaram melhorias significantes nos desempenhos dos modelos, conforme pode ser visto mais adiante.

De acordo com o Quadro 10, os modelos foram estabelecidos pelas seguintes equações:

Modelo 1 (Seqüência 1 – Mensal)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[-3,6582 - 0,6792 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,2585 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 - 1,4757 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 + 6,1028 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 \right] \quad (3.16)$$

Modelo 2 (Seqüência 1 – Decendial)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[0,1488 - 0,6870 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,2202 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 + 0,5708 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 + 0,1632 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 \right] \quad (3.17)$$

Modelo 3 (Seqüência 2 – Mensal)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[-9,2148 - 0,9029 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,2539 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 + 0,7723 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 + 9,3175 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 + 0,1615 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_4 \right] \quad (3.18)$$

Modelo 4 (Seqüência 2 – Decendial)

$$\hat{Y}_e = Y_p \left[-0,3307 - 1,0357 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) - 0,6258 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 + 2,1842 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 - 0,3193 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 - 0,1346 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_4 \right] \quad (3.19)$$

Assim como nos modelos dos municípios apresentados anteriormente, verifica-se ainda, no Quadro 10, que os parâmetros ky_0 , pertencentes à variável Y_a (produtividade do ano anterior), foram, pelo teste “t”, significativamente diferentes de zero ($P \leq 0,0109$), confirmando a importância dessa variável nos modelos por estar associada ao efeito fisiológico da bienalidade de produção do cafeeiro.

De modo geral, assim como na região de Monte Belo, não se verificam diferenças significativas entre os parâmetros referentes às variáveis de penalização hídrica (ky_1 a ky_4).

Avaliando os módulos dos parâmetros dos modelos para esse município, observaram-se diferenças com relação aos municípios anteriores, em que para o modelo originado de médias de ETR/ETP mensais (modelos 1 e 3) o parâmetro ky_3 possui a maior magnitude, referindo-se ao período de janeiro a abril. Contudo, pode-se atribuir esse fato à influência, principalmente dos meses de janeiro e fevereiro, nos cálculos das médias de ETR/ETP devido aos maiores índices de chuvas, pois, nos meses subsequentes, os frutos de café já se encontram na fase de amadurecimento e, em muitos casos, já podem ser colhidos, não havendo, portanto, grandes necessidades de elevada disponibilidade hídrica no solo. Já nos modelos 2 e 4, originados de médias de ETR/ETP decendiais, os parâmetros ky_2 apresentaram maior magnitude.

3.4.2. Teste dos modelos

Em São Sebastião do Paraíso, os dados de produtividades utilizados para testes dos modelos foram da gleba Mangueira, da Fazenda Diamantina (Quadro 11), os quais foram independentes, ou seja, não adotados para a parametrização dos modelos. Nas Figuras 11a a 14a, tem-se a representação gráfica desses dados, com as respectivas estimativas para comparação dos resultados. Como nos modelos anteriores, verificou-se que as estimativas tenderam a apresentar comportamento similar ao dos dados observados.

Foram plotados, no plano bidimensional, os valores relativos de produtividades (produtividades observadas e estimadas com relação à produtividade potencial), com o objetivo de avaliar os desempenhos estatísticos dos modelos (Figuras 11b a 14b). Conforme a análise de regressão linear simples com a reta passando pela origem, embora os coeficientes de determinação sejam baixos, variando entre 0,07 e 0,24, os modelos tendem a superestimar os valores observados, apresentando comportamentos semelhantes entre si. A dispersão das estimativas em torno da reta 1:1, expressa pelo índice “d”, de WILLMOTT et al. (1985), o qual indica o nível de concordância entre valores observados e estimados, variou entre 0,50 e 0,65. Contudo, tais desempenhos são ainda muito baixos, indicando grande variação entre os valores observados e estimados. Tais resultados podem ser complementados com os apresentados no Quadro 11, no qual se observa a grande variação dos valores de ERP (-71,5 a 1.936,8%), ou seja, as estimativas mostram-se ainda, de modo geral, bastante discrepantes com relação às produtividades verificadas. Assim como nos modelos dos municípios anteriores, notou-se que as maiores discrepâncias ocorreram quando houve grandes variações na série de produtividades, confirmando que o modelo piora consideravelmente em situações de baixíssimas produtividades, não se adequando, portanto, a essas condições.

Nota-se claramente a tendência, tanto pelo Quadro 11 quanto pelas Figuras 11 a 14, dos modelos originados de ETR/ETP de médias mensais em apresentar menores discrepâncias das estimativas.

Quadro 11 – Produtividades observadas e estimadas da cultura do café pelos modelos com os respectivos erros relativos percentuais na região de São Sebastião do Paraíso, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba Mangueira	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
			Seq1-Mensal	Seq1-Decendial	Seq2-Mensal	Seq2-Decendial	Ye	ERP	Ye	ERP
1986	85/86	5,2	-	-	-	-	-	-	-	-
1987	86/87	17,5	43,7	149,3	55,7	217,3	38,4	119,1	55,4	215,9
1988	87/88	46,2	55,6	20,5	51,6	11,8	60,0	30,0	59,0	27,9
1989	88/89	9,2	39,3	325,6	34,8	276,8	35,9	288,4	37,0	301,3
1990	89/90	34,0	63,7	87,2	55,7	63,8	56,6	66,5	47,1	38,5
1991	90/91	28,5	40,1	40,7	32,9	15,7	38,8	36,4	31,1	9,2
1992	91/92	43,1	50,8	18,0	44,1	2,3	48,4	12,4	44,8	3,9
1993	92/93	51,8	38,5	-25,7	32,6	-37,1	39,8	-23,3	46,3	-10,6
1994	93/94	48,2	20,7	-57,0	21,2	-56,0	18,4	-61,8	13,7	-71,5
1995	94/95	19,8	41,3	108,3	37,5	88,9	38,4	93,7	28,4	43,1
1996	95/96	47,2	54,4	15,3	55,2	16,9	63,8	35,1	65,3	38,3
1997	96/97	15,1	20,9	38,5	28,9	91,7	31,6	109,7	30,8	104,4
1998	97/98	54,7	57,9	5,8	54,6	-0,2	61,4	12,3	65,8	20,4
1999	98/99	1,9	14,4	663,0	24,9	1222,6	24,7	1208,2	38,4	1936,8
2000	99/00	29,1	56,0	92,5	68,3	134,8	60,9	109,5	65,8	126,4
Média				105,8		146,4		145,4		198,8

Yo = produtividade observada da gleba Mangueira (sacas ha⁻¹), Ye = produtividade estimada (sacas ha⁻¹) e ERP = erro relativo percentual (%).

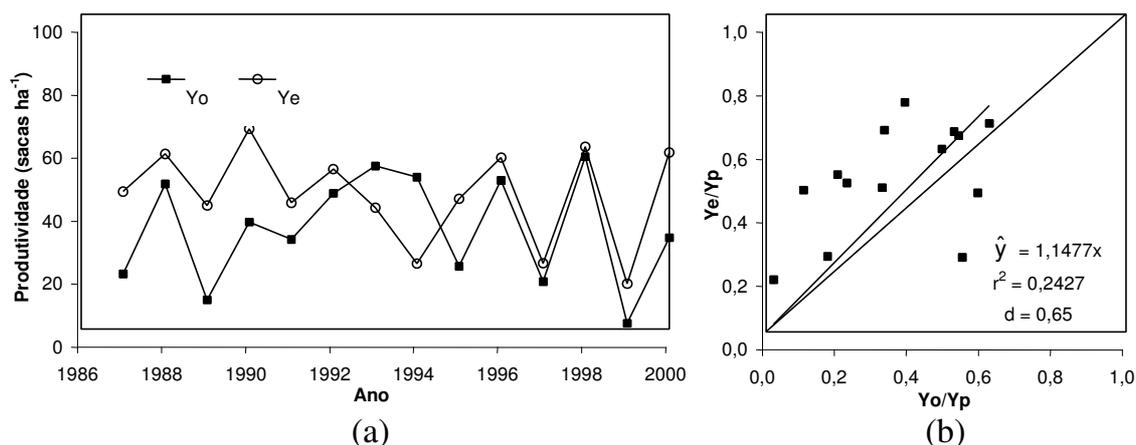


Figura 11 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias mensais da primeira seqüência trimestral em São Sebastião do Paraíso, MG (a), e respectivos índices de desempenho (b).

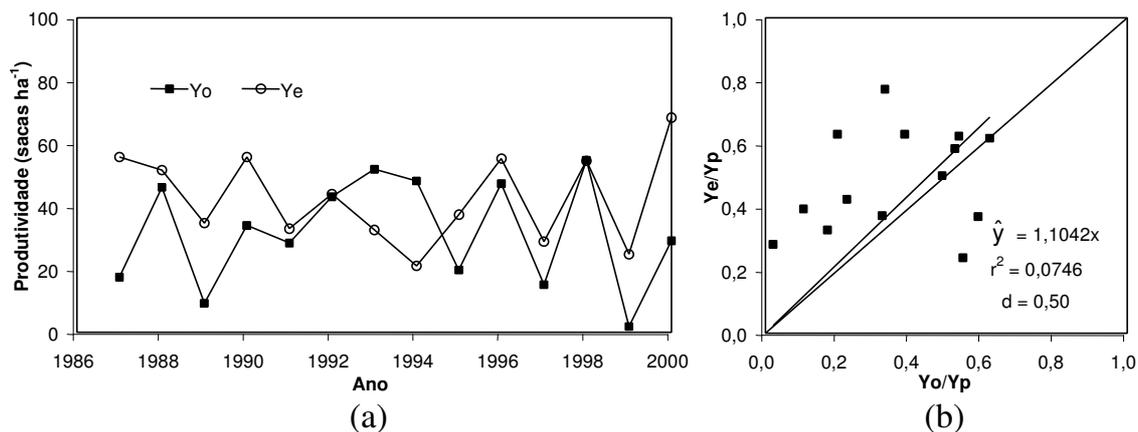


Figura 12 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias **decenais** da **primeira seqüência trimestral** em **São Sebastião do Paraíso, MG** (a), e respectivos índices de desempenho (b).

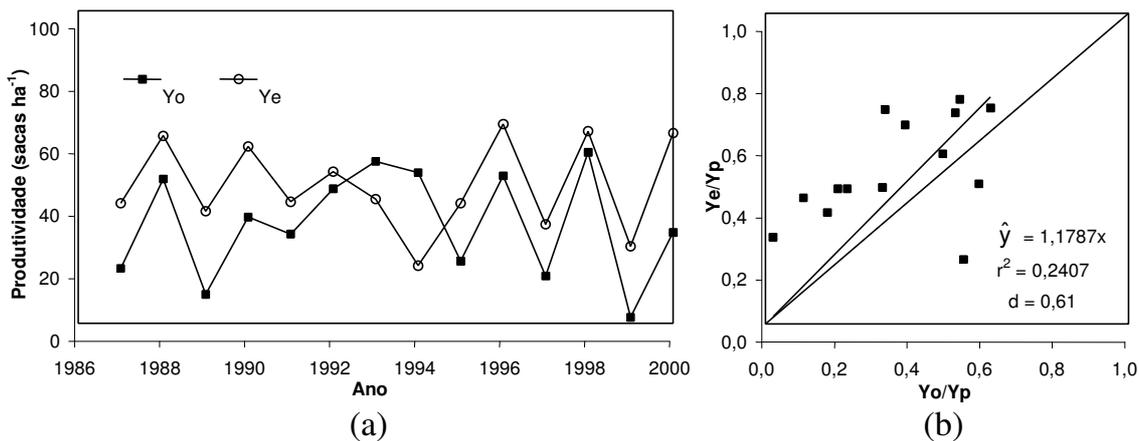


Figura 13 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias **mensais** da **segunda seqüência trimestral** em **São Sebastião do Paraíso, MG** (a), e respectivos índices de desempenho (b).

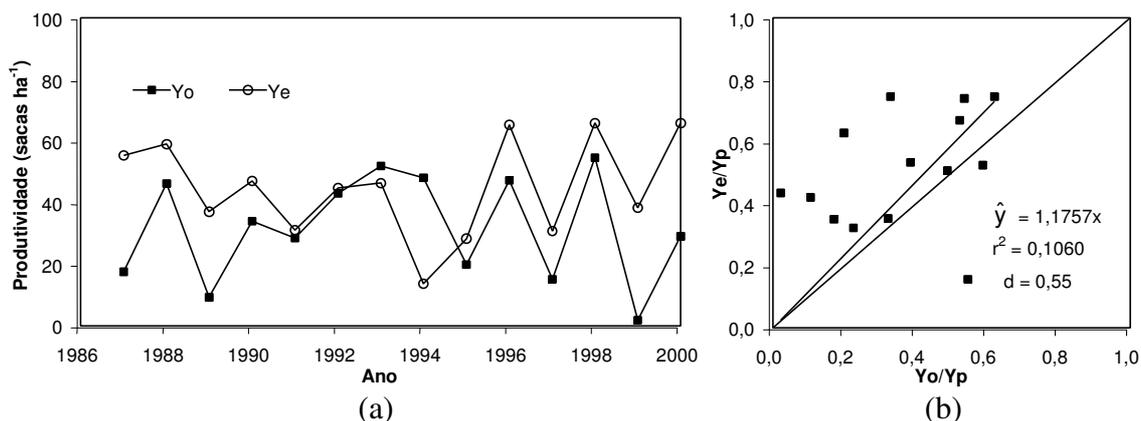


Figura 14 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de penalizações hídricas de médias decendiais da segunda seqüência trimestral em São Sebastião do Paraíso, MG (a), e respectivos índices de desempenho (b).

Quanto à diferença de seqüências, no Quadro 11 mostra-se que a seqüência 1 tende a apresentar menores discrepâncias, o que, pela observação das figuras correspondentes, não ficou bem caracterizado.

3.5. Análise geral dos modelos

A divisão do ciclo agrícola em fases fenológicas distintas, representadas pelas duas seqüências de períodos trimestrais e com a finalidade de verificar possíveis diferenças de desempenhos nos resultados finais, não se mostrou eficiente, podendo-se, então, seguir a recomendação da distribuição das fases fenológicas segundo MATIELLO (1991). Isso também foi verificado quando se separaram os dados climáticos em períodos mensais e decendiais para a realização do balanço hídrico. Mostra-se, portanto, que a separação dos dados climáticos em escala decendial com o propósito de melhor caracterizar as médias não foi eficiente no resultado final do modelo, sendo possível trabalhar somente com médias mensais, cujos dados estão mais facilmente disponíveis nas fontes de registros.

A avaliação geral dos módulos dos parâmetros das equações dos modelos (equações 3.10 a 3.19), excetuando-se, em parte, o município de São Sebastião do Paraíso, permitiu apontar a importância do coeficiente de resposta à penalização hídrica (parâmetro ky_2), referente ao período do ano de outubro a janeiro, cujos módulos apresentaram maiores magnitudes. Isso mostra, portanto, a sensibilidade de produção da cultura do café à disponibilidade hídrica nessa fase fenológica, confirmando os resultados da literatura.

Apesar de os modelos não contemplarem satisfatoriamente os objetivos de previsão de safras para a cultura do café, eles trazem alguma contribuição, ao menos do ponto de vista teórico. PICINI et al. (1999) relataram que o coeficiente ky_0 , na maioria dos casos, permanece mais elevado em módulo do que os coeficientes ky_i , indicando a relevância da produtividade do ano anterior sobre a influência da deficiência hídrica nas respectivas fases fenológicas, representadas pela relação ETR/ETP. Embora no presente trabalho os parâmetros ky_0 não se tenham destacado em magnitude, sua importância ficou caracterizada pelas significâncias do teste “t”. Fica evidenciado, portanto, que a produtividade do ano anterior, devido ao efeito da bienalidade de produção, foi decisiva para o bom desempenho dos modelos.

Pelas retas de regressões lineares simples ajustadas às estimativas de todos os modelos (Figuras 5b a 14b), apesar de em alguns casos existirem baixíssimas correlações, houve tendência generalizada de os modelos superestimarem as produtividades.

De modo geral, todos os modelos para os municípios estudados mostraram-se com estimativas bastante discrepantes, com erros relativos percentuais variando entre -71,5 e 1.936,8%. Essas discrepâncias também foram encontradas por LEAL (2000), ao utilizar o modelo de Stewart et al. para estimar a produtividade das culturas de milho, soja, sorgo e trigo para as localidades de Capinópolis e Montes Claros, no Estado de Minas Gerais, cujos resultados dos erros relativos percentuais, de modo geral, variaram de -81,9 a 381,8%. PICINI (1998), por sua vez, também observou uma grande variação entre as produtividades observadas e estimadas, variando de -67% a 153% e $d = 0,98$,

contudo as produtividades com as quais foram originados os modelos apresentaram o efeito da bienalidade de produção claramente visíveis. Essa característica dos dados se mostra importante para o ajuste do modelo.

Parece, assim, que esse tipo de modelagem se ajusta melhor a dados experimentais, em que se tem maior rigor na condução da parcela experimental, eliminando outros efeitos na variação de produção, senão o da bienalidade. Isso, portanto, dificulta a extrapolação do modelo do campo experimental para as atividades normais da cafeicultura, pois, além de um conjunto maior de fontes de variação das produtividades, o registro destas por gleba das lavouras, que no presente trabalho foi feito pelos próprios produtores, não segue o mesmo rigor quando se conduz um experimento.

4. CONCLUSÕES

De acordo com os estudos realizados neste trabalho, chegou-se às seguintes conclusões:

1. Os modelos não se mostraram satisfatórios na previsão de produtividades para a cultura do café, apresentando erros relativos percentuais das estimativas com grandes discrepâncias e tendência de superestimar as produtividades.

2. A utilização de dados climáticos na escala mensal foi suficiente na parametrização dos modelos, não havendo, portanto, necessidade de se trabalhar com uma grande quantidade de observações, como na escala decenal e, ou, diária.

CAPÍTULO 3

PARAMETRIZAÇÃO DE UM MODELO DE REGRESSÃO EM COMPONENTES PRINCIPAIS PARA A PREVISÃO DE PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO CAFÉ EM TRÊS LOCALIDADES DA REGIÃO SUL DO ESTADO DE MINAS GERAIS

RESUMO

Este trabalho teve por objetivo parametrizar e testar um modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para a previsão de produtividade para a cultura do café utilizando um conjunto de variáveis previsoras além das de penalização hídrica, como proposto no modelo de Stewart et al., para três localidades da região Sul do Estado de Minas Gerais. Foram utilizados dados referentes aos elementos climáticos e às produtividades de glebas de lavouras cafeeiras representativas dos municípios de Alfenas, Monte Belo e São Sebastião do Paraíso. Além dos componentes originados do balanço hídrico do solo para a capacidade de água disponível de 100 mm, acrescentaram-se novas variáveis, sendo estas associações entre as penalizações hídricas (ETR/ETP) e as temperaturas máximas, mínimas e médias para os quatro trimestres do ciclo agrícola (julho a junho), num total de 20 variáveis de entrada

no modelo. Sendo o número de observações inferior à quantidade de variáveis, recorreu-se à análise multivariada de componentes principais para transformar esse conjunto de variáveis em um novo conjunto, ou seja, os escores dos componentes principais. Os modelos consistiram em submeter à análise de regressão linear múltipla a produtividade da cultura do café como função dos três primeiros componentes principais, pois estes foram suficientes para representar o conjunto original das variáveis. De acordo com os resultados estatísticos, tanto na parametrização quanto nos testes, o modelo realizado para Alfenas apresentou melhor “performance” e o para São Sebastião do Paraíso, “performance” inferior em relação aos demais. Os erros relativos percentuais variaram de -61 a 1.969%, ocorrendo a tendência de esses modelos superestimarem as produtividades.

**PARAMETERIZATION OF A MULTIPLE LINEAR REGRESSION
MODEL BASED ON PRINCIPAL COMPONENTS TO PREDICT
COFFEE CROP PRODUCTIVITY ON THREE SITES IN SOUTHERN
MINAS GERAIS STATE, BRAZIL**

ABSTRACT

The objective of this work was to set up and test a multiple linear regression model in principal components to forecast coffee crop yields, using a group of indicating variables, besides the variables of water depletion as in the model proposed by Stewart et al., for three places in South Minas Gerais State. The data used refer to agrometeorological elements and productivity of coffee crops in the districts Alfenas, Monte Belo, and São Sebastião do Paraíso. Besides the components originated from the soil water balance for an available water capacity of 100 mm, new variables were added. These were associations between the water depletion (ETR/ETP) and the maximum, minimum and medium temperatures for the four quarterly periods in agricultural cycle (July to June), totally twenty input variables. Since the number of observations was lower than the amount of variables, we resorted to principal components analysis to reduce the dimension of this set of variables in a new group, that is to say, the scores of the principal components. The models submit coffee crop productivity as a

function of the first three principal components to multiple linear regression analysis because these were sufficient to represent the original variable group. In agreement with the statistical results, in the parameterization, as well as in the tests, the model accomplished for Alfenas presented a better performance, and the one for São Sebastião do Paraíso, an inferior performance in relation to the others. The percentile relative errors varied from -61 to 1969%, and the model presented a tendency to overestimate productivity.

1. INTRODUÇÃO

Diversos trabalhos vêm mostrando a importância das condições climáticas na produção agrícola. Segundo HOOGENBOM (2000), os elementos agrometeorológicos têm sido os mais requeridos para a operação da maioria dos modelos, sendo os mais importantes deles as temperaturas máxima e mínima do ar, a radiação solar e a precipitação pluvial.

Modelos agrometeorológicos com o propósito de estimar a produtividade de culturas agrícolas são, assim, ferramentas úteis para o planejamento e tomada de decisão, tanto no setor produtivo quanto no mercado. DOORENBOS e KASSAM (1979) propuseram o modelo desenvolvido por Stewart et al. como alternativa de modelagem, tendo a produtividade como função de parâmetros hídricos.

Como visto, uma técnica bastante útil em modelagem é a análise estatística multivariada de componentes principais. Com ela, pode-se realizar a regressão linear com um conjunto menor de variáveis, os componentes principais, desde que estes sejam suficientes para representar as variáveis originais.

Em muitas aplicações de regressão em componentes principais, os últimos são descartados antes de a regressão ser executada. O número de componentes retidos é selecionado de forma a explicar uma grande proporção da

variância dos dados originais. Portanto, o objetivo específico deste trabalho foi parametrizar um modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para a previsão de produtividades para a cultura do café utilizando um conjunto de variáveis previsoras, além dos componentes hídricos, como proposto no modelo de Stewart et al. e adaptado por PICINI (1998), para três localidades da região Sul do Estado de Minas Gerais.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Procedimentos iniciais

Os dados observados de produtividades de café, assim como as produtividades potenciais, utilizados no presente estudo foram os mesmos empregados nos modelos apresentados no Capítulo 2, ou seja, dados de lavouras cafeeiras representativas dos municípios de Alfenas, Monte Belo e São Sebastião do Paraíso, localizados na região Sul do Estado de Minas Gerais.

Assim, também, os balanços hídricos do solo efetuados para o três municípios em estudo seguiram os mesmos procedimentos descritos no Capítulo 2, adotando-se a separação dos dados e os cálculos de seus componentes na escala mensal para a seqüência de períodos trimestrais correspondentes a julho/agosto/setembro, outubro/ novembro/dezembro, janeiro/fevereiro/março e abril/maio/junho.

2.2. Parametrização dos modelos

Os modelos foram parametrizados tendo por base o modelo de Stewart et al. e adaptado por PICINI (1998), em que as variáveis dependentes, assim como

as independentes, são relativas, como pode ser observado pela equação 3.8, do Capítulo 2, representada a seguir:

$$\frac{Y_e}{Y_p} = ky_0 \left(\frac{Y_a}{Y_p} \right) + ky_1 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_1 + ky_2 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_2 + ky_3 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_3 + ky_4 \left(\frac{ETR}{ETP} \right)_4 \quad (4.1)$$

em que

Y_e = produtividade estimada;

Y_p = produtividade potencial;

ky_i = coeficientes de respostas às variáveis pertinentes ao modelo
(correspondem aos parâmetros da regressão linear múltipla);

Y_a = produtividade do ano anterior;

ETR = evapotranspiração real;

ETP = evapotranspiração potencial; e

$(ETR/ETP)_{1,2,3,4}$ = evapotranspirações relativas para os períodos trimestrais correspondentes.

O modelo representado pela equação 4.1 segue o estatístico tradicional:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + e_i \quad (4.2)$$

em que Y é a variável dependente; X_1, X_2, \dots, X_k são as variáveis independentes, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ são os parâmetros da regressão e e_i representa o erro residual. Assim, de acordo com a equação 4.2, para cada local representado pela respectiva gleba, os modelos consistiram em submeter à análise de regressão linear múltipla a produtividade da cultura do café, como função de um conjunto de variáveis inerentes à produção, além das apresentadas pela equação 4.1. No Quadro 1 são apresentadas essas variáveis, fazendo-as em valores relativos para manter o mesmo padrão de magnitude das relações $(ETR/ETP)_i$ da equação 4.1. A adoção das variáveis X_6, X_7 e X_8 (Quadro 1), representando associações entre os sucessivos valores de $(ETR/ETP)_i$ para os respectivos períodos trimestrais do

Quadro 1 – Variáveis utilizadas para parametrização dos modelos de regressão linear múltipla em componentes principais para três localidades da região Sul do Estado de Minas Gerais

Variáveis		Descrição
Y	Y _o /Y _p	Produtividade observada em relação à potencial (Variável dependente)
X ₁	Y _a /Y _p	Produtividade observada do ano anterior em relação à potencial
X ₂	(ETR/ETP) ₁	Evapotranspiração relativa para o período de jul./ago./set.
X ₃	(ETR/ETP) ₂	Evapotranspiração relativa para o período de out./nov./dez.
X ₄	(ETR/ETP) ₃	Evapotranspiração relativa para o período de jan./fev./mar.
X ₅	(ETR/ETP) ₄	Evapotranspiração relativa para o período de abr./maio/jun.
X ₆	X ₂ .X ₃	(ETR/ETP) ₁ multiplicada por (ETR/ETP) ₂
X ₇	X ₃ .X ₄	(ETR/ETP) ₂ multiplicada por (ETR/ETP) ₃
X ₈	X ₄ .X ₅	(ETR/ETP) ₃ multiplicada por (ETR/ETP) ₄
X ₉	T _m /T _{ma}	Temperatura média do período de jul./ago./set. em relação à temperatura média anual
X ₁₀	T _m /T _{ma}	Temperatura média do período de out./nov./dez. em relação à temperatura média anual
X ₁₁	T _m /T _{ma}	Temperatura média do período de jan./fev./mar. em relação à temperatura média anual
X ₁₂	T _m /T _{ma}	Temperatura média do período de abr./maio/jun. em relação à temperatura média anual
X ₁₃	T _n /T _{na}	Temperatura mínima média do período de jul./ago./set. em relação à temperatura mínima média anual
X ₁₄	T _n /T _{na}	Temperatura mínima média do período de out./nov./dez. em relação à temperatura mínima média anual
X ₁₅	T _n /T _{na}	Temperatura mínima média do período de jan./fev./mar. em relação à temperatura mínima média anual
X ₁₆	T _n /T _{na}	Temperatura mínima média do período de abr./maio/jun. em relação à temperatura mínima média anual
X ₁₇	T _x /T _{xa}	Temperatura máxima média do período de jul./ago./set. em relação à temperatura máxima média anual
X ₁₈	T _x /T _{xa}	Temperatura máxima média do período de out./nov./dez. em relação à temperatura máxima média anual
X ₁₉	T _x /T _{xa}	Temperatura máxima média do período de jan./fev./mar. em relação à temperatura máxima média anual
X ₂₀	T _x /T _{xa}	Temperatura máxima média do período de abr./maio/jun. em relação à temperatura máxima média anual

ciclo produtivo, baseou-se no critério de poder haver dependência entre os índices de déficit hídrico durante as fases fenológicas do cafeeiro, conforme indica o modelo multiplicativo proposto por JENSEN (1968). As demais variáveis, associadas às temperaturas média, mínima e máxima, foram utilizadas por serem importantes no desenvolvimento fisiológico do cafeeiro, conforme MATIELLO (1991). Assim, observando novamente o Quadro 1, a quantidade dessas variáveis é superior ao número de observações, o que inviabiliza, estatisticamente, a análise de regressão linear múltipla, pois o número de parâmetros a serem estimados é superior ao de observações. Portanto, adotou-se a técnica de análise multivariada por componentes principais para transformar essas variáveis em um novo conjunto delas, ou seja, os chamados escores dos componentes principais.

Os modelos assim realizados foram avaliados por meio da significância dos parâmetros da regressão utilizando o teste “t”, pelo coeficiente de determinação (R^2) e pelo fenômeno estudado.

2.3. Teste dos modelos

Seguiram-se os mesmos procedimentos estatísticos realizados nos trabalhos anteriores para testar as “performances” dos modelos.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As planilhas contendo os dados de parametrização dos modelos para as três localidades da região Sul do Estado de Minas Gerais encontram-se nos Quadros 1C a 3C.

A estrutura matricial contendo a variável dependente Y_o/Y_p e os escores originados dos componentes principais (variáveis independentes), que foram submetidos ao modelo de regressão linear múltipla, para os três municípios em estudo, são apresentados nos Quadros 4C a 6C.

3.1. Análise dos resultados para o município de Alfenas, MG

3.1.1. Parametrização do modelo

Ao aplicar a técnica multivariada de componentes principais, observou-se que os três primeiros componentes principais retiveram uma variância acumulada, representada por seus autovalores de 84,04% da variância original dos dados (Quadro 2), os quais foram suficientes para interpretação destes com sucesso. Assim, utilizaram-se esses três componentes para parametrização do modelo de regressão. A tentativa de eliminar algumas variáveis pela correlação de cada uma delas com cada componente principal não se mostrou eficiente,

Quadro 2 – Coeficientes de ponderação e variâncias dos componentes principais gerados a partir da matriz de covariância dos dados originais para o município de Alfenas, MG

Variáveis	Componentes Principais		
	Z ₁	Z ₂	Z ₃
X ₁	0,4282	0,7544	-0,3726
X ₂	-0,5546	0,2631	0,0817
X ₃	-0,1236	0,1737	-0,1215
X ₄	-0,0070	0,0458	-0,0498
X ₅	-0,0956	0,0737	0,3142
X ₆	-0,5914	0,3433	-0,0142
X ₇	-0,1285	0,2055	-0,1588
X ₈	-0,1008	0,1132	0,2663
X ₉	0,0522	-0,0529	0,0017
X ₁₀	0,0851	0,0336	0,1700
X ₁₁	0,0245	-0,0228	0,0023
X ₁₂	0,0340	-0,0477	-0,0268
X ₁₃	0,0127	-0,0582	0,1825
X ₁₄	0,2899	0,3382	0,7278
X ₁₅	0,0424	0,0122	0,0455
X ₁₆	-0,0159	-0,0434	0,0997
X ₁₇	0,0741	-0,0502	-0,0974
X ₁₈	-0,0269	-0,1333	-0,1353
X ₁₉	0,0148	-0,0421	-0,0214
X ₂₀	0,0614	-0,0501	-0,0962
Variância (autovalores)	0,1387	0,0673	0,0314
Variância acumulada (%)	49,09	72,91	84,04

razão pela qual se mantiveram todas as variáveis para os componentes principais retidos. Ainda no Quadro 2 são apresentados os coeficientes das variáveis dos três primeiros componentes principais.

No Quadro 3, tem-se o resumo dos resultados estatísticos do modelo. Verifica-se nesse quadro que, de acordo com o teste “t”, todas as estimativas dos parâmetros são significativas ($P \leq 0,0787$), indicando que as variáveis transformadas em componentes principais contribuíram, satisfatoriamente, para a construção do modelo. Isso é reforçado pelo coeficiente de determinação ($R^2 = 0,88$), mostrando quanto da variação dos valores da variável dependente, que no caso é expressa por Y_e/Y_p (equações 4.1 e 4.3), é explicado pela regressão sobre as variáveis independentes representadas pelos componentes principais.

Quadro 3 – Coeficiente de determinação, teste F, coeficientes de regressão e respectivos testes estatísticos (teste t) do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de Alfenas, MG

Coeficientes	Modelo	Valor-P ⁽¹⁾
R^2	0,8825	
Nível crítico do teste F	0,0004	
Interseção (β_0)	0,6798	0,0191
β_1	0,1719	0,0787
β_2	-0,7805	0,0002
β_3	0,7034	0,0044

⁽¹⁾ Valor do nível de significância dos parâmetros da equação de regressão, pelo teste t.

De acordo com o Quadro 3, o modelo fica assim definido:

$$\hat{Y}_e = Y_p[0,6798 + 0,1719Z_1 - 0,7805Z_2 + 0,7034Z_3] \quad (4.3)$$

em que

\hat{Y}_e = produtividade estimada (sacas ha^{-1});

Y_p = produtividade potencial (99 sacas ha^{-1}); e

Z_1 , Z_2 e Z_3 são os componentes principais, que, conforme o Quadro 2, correspondem às seguintes funções lineares:

$$Z_1 = 0,4282X_1 - 0,5546X_2 + \dots + 0,0614X_{20} \quad (4.4)$$

$$Z_2 = 0,7544X_1 + 0,2631X_2 + \dots - 0,0501X_{20} \quad (4.5)$$

$$Z_3 = -0,3726X_1 + 0,0817X_2 + \dots - 0,0962X_{20} \quad (4.6)$$

3.1.2. Teste do modelo

Como no Capítulo 2, para o teste do modelo foram utilizados dados de produtividades da gleba M15 da Fazenda Conquista, da Ipanema Agrícola Ltda. Juntamente com esses dados observados, os respectivos valores estimados são apresentados no Quadro 4 e na Figura 1a. Assim como nos trabalhos anteriores, notou-se também, nesse tipo de modelo, que as estimativas tenderam a apresentar comportamento similar ao dos dados observados, cujo respectivo desempenho estatístico está representado na Figura 1b. Pela plotagem no plano bidimensional dos valores relativos, observados e estimados (produtividades observadas e estimadas em relação à produtividade potencial) e pela análise de regressão linear simples com o ajuste da reta passando pela origem, notou-se que o desempenho desse modelo apresenta comportamento similar ao dos modelos anteriores, tanto pela análise do coeficiente de determinação quanto pela aproximação da reta de regressão à reta 1:1, o qual é expresso pelo índice “d”, de WILLMOTT et al. (1985), indicando a “performance” da concordância entre valores observados e estimados; ocorrendo também tendência do modelo em superestimar as produtividades. Porém, apesar da inclusão de novas variáveis (Quadro 1), o desempenho é ainda relativamente baixo, indicando grande variação entre os valores observados e estimados, conforme se pode ver no Quadro 4, pela coluna

Quadro 4 – Produtividades observadas e estimadas da cultura do café pelo modelo de regressão linear múltipla em componentes principais com os respectivos erros relativos percentuais para o município de Alfenas, MG

Ano	Ano Agrícola	Y _o (sacas ha ⁻¹)	Y _e (sacas ha ⁻¹)	ERP (%)
1988	87/88	6,0	-	-
1989	88/89	10,0	55,4	453,9
1990	89/90	31,0	25,4	-18,0
1991	90/91	24,7	30,5	23,5
1992	91/92	37,0	59,3	60,2
1993	92/93	14,0	23,7	68,9
1994	93/94	88,0	92,1	4,6
1995	94/95	24,7	27,6	11,9
1996	95/96	32,0	64,1	100,4
1997	96/97	8,3	40,4	386,5
1998	97/98	60,0	70,5	17,5
1999	98/99	34,0	50,8	49,5
2000	99/00	37,5	49,5	32,0
Média				99,2

Y_o = produtividade observada da gleba M15, Y_e = produtividade estimada e ERP = erro relativo percentual.

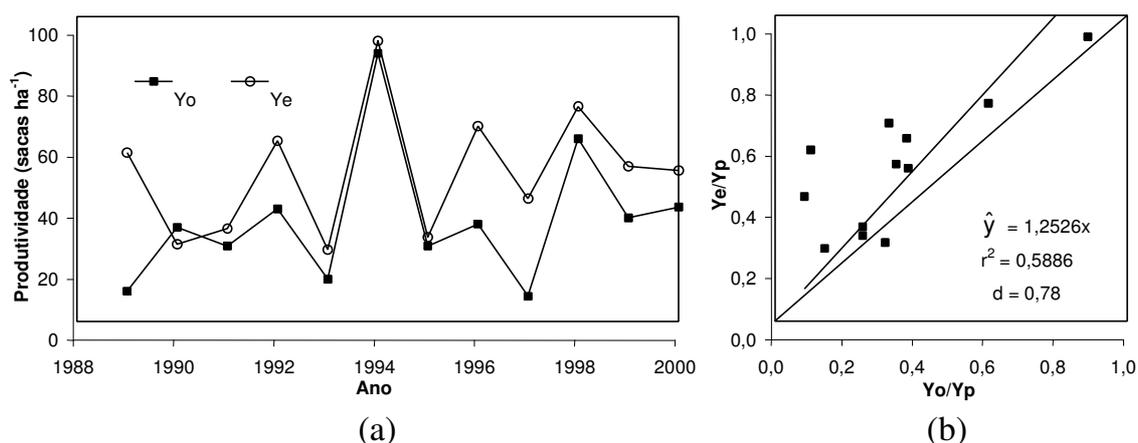


Figura 1 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de Alfenas, MG (a), e respectivos índices de desempenho (b).

do erro relativo percentual (ERP). Esses valores (ERP) mostram-se, de modo geral, bastante discrepantes com relação às produtividades observadas variando de -18,0 a 453,9%. Assim, como nos modelos do capítulo anterior, notou-se que as maiores discrepâncias se concentraram nos anos em que ocorreram as maiores variações na série de produtividades.

3.2. Análise dos resultados para o município de Monte Belo, MG

3.2.1. Parametrização do modelo

No Quadro 5 são apresentados os coeficientes das variáveis para os três primeiros componentes principais, observando-se que a variância acumulada, representada pelos respectivos autovalores, é de 84,68%. Assim, de forma semelhante à ocorrida no município de Alfenas, foram utilizados esses três componentes para parametrização do modelo de regressão, por já serem suficientes para representar as variáveis originais com sucesso. Por sua vez, a tentativa de eliminar algumas variáveis pela correlação de cada uma delas com cada componente principal não se mostrou eficiente, razão pela qual se mantiveram todas para os componentes principais retidos.

O resumo dos resultados estatísticos do modelo de regressão em componentes principais encontra-se no Quadro 6. Verifica-se, nesse quadro, que a estimativa do parâmetro “ β_3 ” foi de baixa significância ($P \leq 0,4987$), contudo se manteve o componente principal correspondente (Z_3) na regressão linear múltipla por praticamente não alterar os resultados com sua retirada e por coerência ao modelo avaliado para o município de Alfenas. Os demais parâmetros mostraram-se com significâncias relevantes ($P \leq 0,1131$), e o coeficiente de determinação ($R^2 = 0,75$), por sua vez, indicou que a regressão dos componentes principais explica, satisfatoriamente, a variação dos valores da variável dependente.

Quadro 5 – Coeficientes de ponderação e variâncias dos componentes principais gerados a partir da matriz de covariância dos dados originais do município de Monte Belo, MG

Variáveis	Componentes Principais		
	Z ₁	Z ₂	Z ₃
X ₁	0,8201	-0,5483	-0,0651
X ₂	0,3145	0,4386	0,2095
X ₃	0,0303	0,0564	-0,0344
X ₄	0,0070	0,0005	-0,0182
X ₅	0,1709	0,1326	0,3462
X ₆	0,3176	0,4695	0,1654
X ₇	0,0368	0,0568	-0,0515
X ₈	0,1770	0,1330	0,3303
X ₉	-0,0789	-0,0939	0,1528
X ₁₀	-0,0622	-0,0590	0,1671
X ₁₁	-0,0549	-0,1062	0,1082
X ₁₂	-0,0269	-0,0496	-0,0229
X ₁₃	-0,1051	-0,0652	0,5790
X ₁₄	-0,1208	-0,2741	0,4359
X ₁₅	-0,1285	-0,3135	0,2765
X ₁₆	-0,0514	-0,1646	0,1138
X ₁₇	-0,0666	-0,1095	-0,0543
X ₁₈	-0,0346	0,0461	0,0360
X ₁₉	-0,0171	-0,0035	0,0289
X ₂₀	-0,0141	0,0053	-0,0898
Variância (autovalores)	0,1481	0,0963	0,0281
Variância acumulada (%)	46,03	75,96	84,68

Quadro 6 – Coeficiente de determinação, teste F, coeficientes de regressão e respectivos testes estatísticos (teste t) do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de Monte Belo, MG

Coeficientes	Modelo	Valor-P ⁽¹⁾
R ²	0,7513	
Nível crítico do teste F	0,0044	
Interseção (β_0)	1,6594	0,1131
β_1	-0,7688	0,0011
β_2	0,4439	0,0571
β_3	-0,2659	0,4987

⁽¹⁾ Valor do nível de significância dos parâmetros da equação de regressão, pelo teste t.

Pelo Quadro 6, observa-se que o modelo fica definido pela equação:

$$\hat{Y}_e = Y_p[1,6594 - 0,7688Z_1 + 0,4439Z_2 - 0,2659Z_3] \quad (4.7)$$

em que

\hat{Y}_e = produtividade estimada (sacas ha⁻¹);

Y_p = produtividade potencial (81,20 sacas ha⁻¹); e

Z_1, Z_2 e Z_3 = componentes principais, que, pelo Quadro 5, são representados pelas seguintes equações:

$$Z_1 = 0,8201X_1 + 0,3145X_2 + \dots - 0,0141X_{20} \quad (4.8)$$

$$Z_2 = -0,5483X_1 + 0,4386X_2 + \dots + 0,0053X_{20} \quad (4.9)$$

$$Z_3 = -0,0651X_1 + 0,2095X_2 + \dots - 0,0898X_{20} \quad (4.10)$$

3.2.2. Teste do modelo

O teste do modelo foi realizado com dados de produtividades da gleba Pereira da Fazenda Taquaruçu, da Cia. Monte Alegre. Juntamente com esses dados observados, os respectivos valores estimados são apresentados no Quadro 7 e representados graficamente na Figura 2a. Conforme apresentado para o município de Alfenas, as estimativas tenderam a apresentar comportamento similar aos dados observados. O respectivo desempenho estatístico está representado na Figura 2b. A regressão linear simples, com o ajuste da reta passando pela origem, indica uma precisão relativamente satisfatória das estimativas ($r^2 = 0,75$). Por sua vez, o índice de WILLMOTT et al. (1985) ($d = 0,80$) mostrou boa concordância entre as produtividades observadas e estimadas. Ocorre também, nesse modelo, a tendência de superestimar as produtividades. Como se verificou em Alfenas, seu desempenho foi também relativamente baixo, com erros relativos percentuais (ERP) variando entre -17,7 e 1.969,2%, mostrando, novamente, que esse modelo aumenta as discrepâncias em anos em que se têm maiores variações nas produtividades.

3.3. Análise dos resultados do município de São Sebastião do Paraíso, MG

3.3.1. Parametrização do modelo

Observando o Quadro 8, além dos coeficientes das variáveis para os componentes principais, verifica-se que os resultados são semelhantes aos obtidos para os municípios anteriores, tendo que os três primeiros componentes principais retiveram uma variância acumulada de 90,99% da variância original dos dados, o que levou à utilização desses componentes para parametrização do modelo de regressão. Por sua vez, a tentativa de eliminar algumas variáveis pela correlação de cada uma destas com cada componente principal não se mostrou eficiente, mantendo-se, assim, todas as variáveis para os componentes principais retidos.

Quadro 7 – Produtividades observadas e estimadas da cultura do café pelo modelo de regressão linear múltipla em componentes principais com os respectivos erros relativos percentuais para o município de Monte Belo, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo (sacas ha ⁻¹)	Ye (sacas ha ⁻¹)	ERP (%)	
		1987	86/87	46,1	-
		1988	87/88	2,5	24,1
		1989	88/89	59,4	68,5
		1990	89/90	3,0	15,6
		1991	90/91	66,9	68,3
		1992	91/92	0,8	15,7
		1993	92/93	46,1	62,7
		1994	93/94	27,9	23,0
		1995	94/95	19,9	44,0
		1996	95/96	33,7	46,6
		1997	96/97	11,0	31,4
		1998	97/98	20,3	54,2
		1999	98/99	24,4	51,6
		2000	99/00	36,4	57,1
Média				304,2	

Yo = produtividade observada da gleba Pereira, Ye = produtividade estimada e ERP = erro relativo percentual.

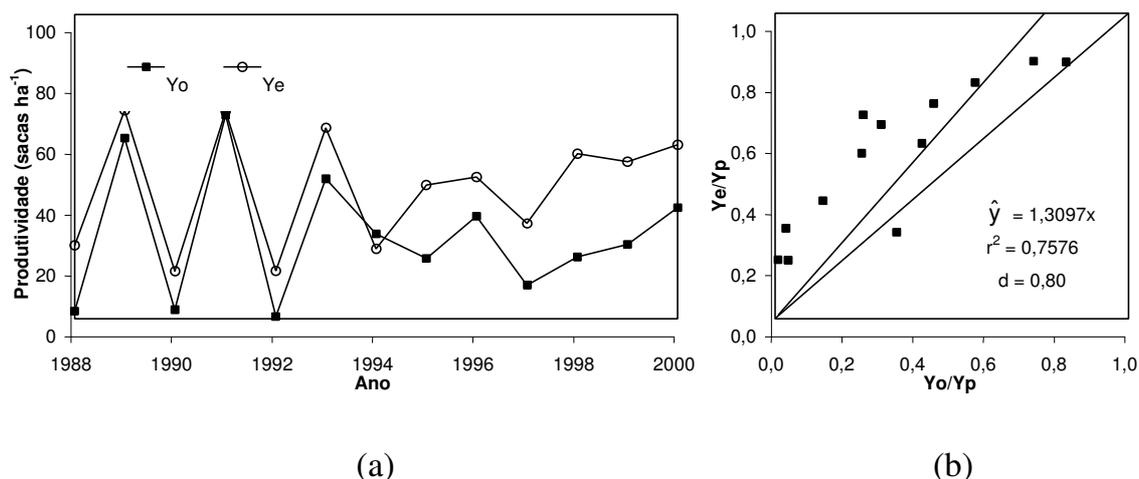


Figura 2 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de Monte Belo, MG (a), e respectivos índices de desempenho (b).

Quadro 8 – Coeficientes de ponderação e variâncias dos componentes principais gerados a partir da matriz de covariâncias dos dados originais do município de São Sebastião do Paraíso, MG

Variáveis	Componentes Principais		
	Z ₁	Z ₂	Z ₃
X ₁	0,5722	0,7513	-0,2223
X ₂	-0,5754	0,3313	-0,2432
X ₃	0,0023	0,1314	0,2174
X ₄	0,0159	-0,0020	0,0001
X ₅	-0,0776	0,2384	0,5928
X ₆	-0,5502	0,3909	-0,1506
X ₇	0,0180	0,1295	0,2176
X ₈	-0,0621	0,2365	0,5930
X ₉	0,0504	-0,0530	0,0592
X ₁₀	-0,0340	-0,0274	0,0725
X ₁₁	-0,0106	-0,0424	0,0897
X ₁₂	-0,0506	-0,0381	0,0051
X ₁₃	0,0312	-0,0114	0,0437
X ₁₄	-0,0210	0,0250	0,0586
X ₁₅	-0,0224	-0,0693	0,0768
X ₁₆	-0,1204	-0,0578	0,1350
X ₁₇	0,0610	-0,0761	0,0678
X ₁₈	-0,0412	-0,0564	0,0801
X ₁₉	-0,0040	-0,0275	0,0968
X ₂₀	-0,0119	-0,0272	-0,0669
Variância (autovalores)	0,0728	0,0677	0,0226
Variância acumulada (%)	40,63	78,39	90,99

Conforme pode ser observado no Quadro 9, no qual é apresentado um resumo dos resultados estatísticos do modelo de regressão em componentes principais, a estimativa do parâmetro “ β_1 ” possui um nível de significância relativamente baixo ($P \leq 0,1889$), porém o componente principal correspondente (Z_1), por ser o de maior importância, foi mantido no modelo. Assim também o parâmetro “ β_0 ” não é estatisticamente significativo ($P \leq 0,8551$), porém foi mantido para ser semelhante aos modelos anteriores e por pouco alterar o resultado final com sua retirada. Os demais parâmetros, por suas significâncias ($P \leq 0,0935$), indicam seus níveis de importância dentro do modelo. Por sua vez, o coeficiente de determinação ($R^2 = 0,66$) ajuda a evidenciar, de forma satisfatória, a “performance” do modelo.

Quadro 9 – Coeficiente de determinação, teste F, coeficientes de regressão e respectivos testes estatísticos (teste t) do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Coeficientes	Modelo	Valor-P ⁽¹⁾
R^2	0,6649	
Nível crítico do teste F	0,0097	
Interseção (β_0)	-0,1109	0,8551
β_1	-0,2308	0,1889
β_2	-0,6448	0,0035
β_3	0,5447	0,0935

⁽¹⁾ Valor do nível de significância dos parâmetros da equação de regressão, pelo teste t.

Conforme os parâmetros apresentados no Quadro 9, o modelo fica assim definido:

$$\hat{Y}_e = Y_p[-0,1109 - 0,2308Z_1 - 0,6448Z_2 + 0,5447Z_3] \quad (4.11)$$

em que

\hat{Y}_e = produtividade estimada (sacas ha⁻¹);

Y_p = produtividade potencial (88,02 sacas ha⁻¹); e

Z_1, Z_2 e Z_3 = componentes principais, cujos coeficientes estão apresentados no Quadro 8, sendo representados pelas seguintes funções lineares:

$$Z_1 = 0,5722X_1 - 0,5754X_2 + \dots - 0,0119X_{20} \quad (4.12)$$

$$Z_2 = 0,7513X_1 + 0,3313X_2 + \dots - 0,0272X_{20} \quad (4.13)$$

$$Z_3 = -0,2223X_1 - 0,2432X_2 + \dots - 0,0669X_{20} \quad (4.14)$$

3.3.2. Teste do modelo

Os dados de produtividades utilizados para testar o modelo foram da gleba Mangueira, da Fazenda Diamantina, os quais mais os respectivos valores estimados são apresentados no Quadro 10 e na Figura 3a. O comportamento das estimativas foi semelhante ao dos modelos anteriores. Apesar do baixo coeficiente de determinação verificado entre produtividades estimadas e observadas ($r^2 = 0,15$) (Figura 3b), notou-se a tendência do modelo, pela reta de regressão linear simples ajustada, em superestimar a produtividade. Por sua vez, o índice “d” mostrou baixa concordância na comparação das estimativas com produtividades observadas. Complementando esses resultados, no Quadro 10 verifica-se que os erros relativos percentuais (ERP) ficaram entre -61,2 e 1.022,5%, indicando a grande discrepância das estimativas e, como nos municípios anteriores, as maiores variações das produtividades estimadas ocorreram nos anos consecutivos, com grandes variações nas produtividades observadas.

Quadro 10 – Produtividades observadas e estimadas da cultura do café pelo modelo de regressão linear múltipla em componentes principais com os respectivos erros relativos percentuais para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Ano	Ano Agrícola	Y _o (sacas ha ⁻¹)	Y _e (sacas ha ⁻¹)	ERP (%)	
1986	85/86	5,2	-	-	
		1987	86/87	17,5	52,0
		1988	87/88	46,2	55,8
		1989	88/89	9,2	33,6
		1990	89/90	34,0	59,9
		1991	90/91	28,5	30,0
		1992	91/92	43,1	41,4
		1993	92/93	51,8	38,5
		1994	93/94	48,2	18,7
		1995	94/95	19,8	42,8
		1996	95/96	47,2	62,6
		1997	96/97	15,1	27,8
		1998	97/98	54,7	56,7
		1999	98/99	1,9	21,2
		2000	99/00	29,1	61,4
Média				131,6	

Y_o = produtividade observada da gleba Mangueira, Y_e = produtividade estimada e ERP = erro relativo percentual.

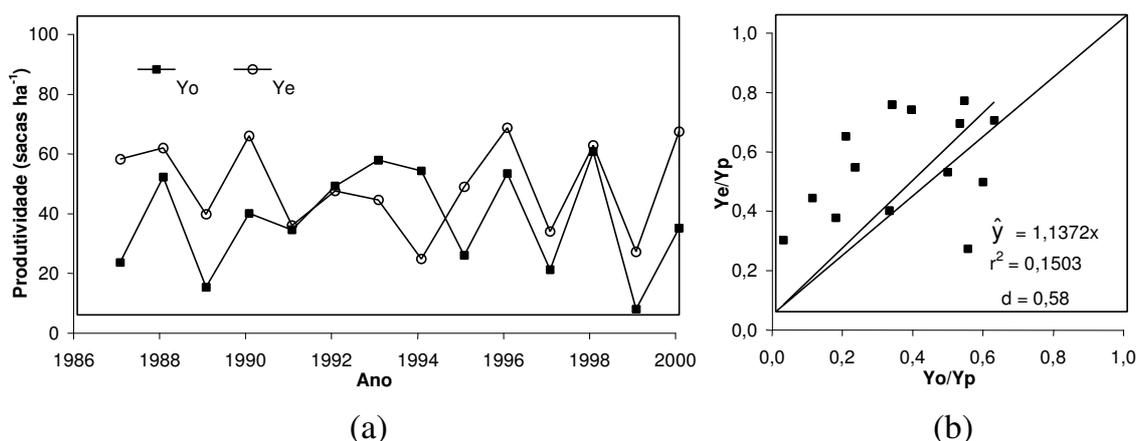


Figura 3 – Produtividades observadas e estimadas pelo modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de São Sebastião do Paraíso, MG (a), e respectivos índices de desempenho (b).

3.4. Avaliação geral dos modelos

A utilização dos três primeiros componentes principais foi suficiente para representar o conjunto das 20 variáveis analisadas, mostrando a eficiência dessa técnica na redução de um grande número de variáveis para um conjunto menor. A menor variância acumulada encontrada foi de 84,04%.

A tentativa de eliminar algumas das variáveis pela correlação de cada variável com cada componente principal não se mostrou eficiente, razão pela qual se mantiveram todas as variáveis para os componentes principais retidos.

Nos testes realizados, verificaram-se grandes discrepâncias das produtividades estimadas, com erros relativos percentuais variando entre -61,2 e 1.969,2%, para os três modelos, sendo observada também tendência do modelo em superestimar as produtividades. Essas discrepâncias, conforme mencionadas no Capítulo 2, também foram observadas por PICINI (1998), ao trabalhar com a cultura do café, e por LEAL (2000), o qual utilizou o modelo de Stewart et al. para as culturas de milho, soja, sorgo e trigo.

De acordo com os resultados estatísticos, tanto na parametrização quanto nos testes o modelo realizado para Alfenas mostrou-se com melhor “performance”, e o realizado para São Sebastião do Paraíso, com desempenho inferior em relação aos demais. Tal atribuição pode ser dada à variabilidade dos dados, tanto de produtividades quanto dos elementos climáticos, devido a fatores não-mensurados, os quais não fizeram parte da proposta deste trabalho. Além do mais, os modelos apresentados não contemplam condições adversas, que podem proporcionar variações na produção cafeeira, como geadas, chuvas de granizo e variações de preços no mercado.

Assim, pode-se deduzir que esse tipo de modelagem se aplica bem somente a dados de produtividades, em que estão inerentes somente o fenômeno fisiológico da bienalidade e as condições climáticas normais à cafeicultura, razão pela qual tem sua aplicação limitada, pois, além desses, outros fatores intervêm no processo produtivo dessa cultura.

4. CONCLUSÕES

Diante dos resultados encontrados no presente trabalho, obteve-se a seguinte conclusão:

– A tentativa de acrescentar novas variáveis ao modelo de Stewart et al., modificado por PICINI (1998) para prever produtividades de cafeeiros, não se mostrou satisfatória, apresentando, ainda, grandes discrepâncias entre produtividades estimadas e observadas e ocorrendo a tendência do modelo em superestimar as produtividades.

3. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados ao longo dos trabalhos aqui apresentados não se mostraram plenamente satisfatórios para os modelos prognósticos propostos. 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 os modelos propostos não levaram em consideração essas situações adversas e, logicamente, não são adequados para se fazer uma previsão de produtividade, sendo os dados de entrada em condições adversas da regularidade da cafeicultura.

Outro fator, extremamente importante, refere-se à necessidade de se terem dados de produtividades e de produção mais acurados. Daí seria recomendável que se criassem áreas pilotos ou glebas, as quais seriam representativas das diversas regiões produtoras de café. Essas glebas poderiam ser, por exemplo, separadas quanto ao tipo de tratamentos culturais e variedades, ou seja, adotando critérios de condução bem-elaborados para que possam ser bastante representativas. Tais glebas deveriam ser acompanhadas por técnicos especializados, os quais registrariam as informações, canalizando-as a um centro

de recepção. Assim, seriam criados bancos de dados de produtividades e produção, além de outras informações pertinentes muito confiáveis, com características bem-conhecidas que, após determinado período de anos, estariam adequadamente disponíveis para o desenvolvimento de modelos. Além disso, seria necessário o monitoramento meteorológico, gerando, por sua vez, outros bancos de dados para cada uma dessas áreas-piloto.

Adotando tais medidas criteriosamente estabelecidas por um grupo de especialistas, ter-se-ão dados que realmente virão a contribuir para a aplicação de modelagem não somente em Minas, mas também em todo o país.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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.
- ANDRADE, R.G.R. **A expansão da cafeicultura em Minas Gerais**: da intervenção do Estado à liberalização do mercado. Belo Horizonte: UFMG-CEDEPLAR, 1994. 164 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ – 2000-2001. 6. ed. Rio de Janeiro: Coffee Business, 2001. 165 p.
- 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, RS: Ed. Universitária/UFPel, 1996. 161 p.
- BAIER, W. Crop-weather analysis model. 1. Summary. **International of Journal Biometeorology**, Lisse, v.17, n.4, p.313-20, 1973.
- BAIER, W. Note on the terminology of crop-weather models. **Agricultural Meteorology**, Amsterdam, v.20, n.2, p.137-45, 1979.

- BARROS, I. **Produção das variedades Caturra e Mundo Novo de café em função do espaçamento, número de plantas por cova e condução das plantas**. Piracicaba, SP: ESALQ-USP, 1997. 82 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agronomia Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- BARROS, A.H.C. **Análise do crescimento, do desenvolvimento e da produtividade da cultura do milho (*Zea mays* L.): experimentos e modelos**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1998. 85 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- BAUDER, J.W.; RANDALL, G.W. Regression models for predicting corn yields from climatic data and management practices. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v.46, n.1, p.158-61, 1982.
- BEAUMONT, J.H. An analysis of growth and yield relationships of coffeetrees in the Kona District, Hawaii. **Journal of Agricultural Research**, Washington, D.C., v.59, n.3, p.223-35, 1939.
- BOOTE, K.J.; JONES, J.W.; PICKERING, N.B. Potential uses and limitations of crop models. **Agronomy Journal**, Madison, v.88, n.5, p.704-16, 1996.
- BRASIL. ___ Ministério da Agricultura e do Abastecimento. Secretaria de Produção e Comercialização. Departamento do Café. **Estimativa da Safra Cafeeira**. Brasília: 1999. 6 p. (não publicado).
- CAIXETA, G.Z.T. Economia cafeeira, mercado de café, tendências e perspectivas. In: ZAMBOLIM, L. (Ed.). **I encontro sobre produção de café com qualidade**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1999. p.3-21.
- CAIXETA, G.Z.T.; NACIF, J.M.; TEIXEIRA, J.C. **A cafeicultura da Zona da Mata de Minas Gerais: 1975/1976**. Belo Horizonte: EPAMIG, 1978. 39 p. (EPAMIG ___ Série Programação, 5).
- 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, SP: Fundação Cargill, 1987. p.53-90.
- CAMARGO, A.P.; PEREIRA, A.R. **Agrometeorology of the coffee crop**. Geneva: World Meteorological Organization, 1994. 99 p. (Agricultural Meteorological CAgM Report, 58).
- CAMARGO, M.B.P. **Exigências bioclimáticas e estimativa da produtividade para quatro cultivares de soja no Estado de São Paulo**. Piracicaba, SP: ESALQ-USP, 1984. 96 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agronomia Luiz de Queiroz, Piracicaba.

- CHEN, S.C.; FONSECA, L.B. Corn yield model for Ribeirão Preto, São Paulo State, Brazil. **Agricultural Meteorology**, Amsterdam, v.22, n.3-4, p.341-9, 1980.
- COSTA, L.C. Modelagem e simulação em agrometeorologia. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 10, 1997, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba, SP: SBA, 1997. p.3-6.
- COSTA, L.C.; COSTA, J.M.N. da; SEDIYAMA, T.; ASPIAZÚ, C. Modelo agrometeorológico de previsão de produtividade da soja para as regiões do Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba, MG. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 5, 1988, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMET, 1988. p.20-6.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2. ed. Revisada. Viçosa, MG: UFV, 1997. 390 p.
- DEAN, L.A. Relationships between rainfall and coffee yields in the Kona District, Hawaii. **Journal of Agriculture Research**, Washington, D.C., v.59, n.3, p.217-22, 1939.
- DOORENBOS, J.; KASSAM, A.H. **Yield response to water**. Rome: FAO, 1979. 197 p. (FAO Irrigation and Drainage Paper, 33).
- DUNTEMAN, G. H. **Introduction to multivariate analysis**. Beverly Hills: Sage Publications, 1984. 237 p.
- FELTRIN, M.A.V. **A análise harmônica no estudo das precipitações pluviiais no município de Bandeirantes-PR**. Piracicaba, SP: ESALQ, 1980. 92 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agronomia Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- FOVEL, R.G.; FOVEL, M.C. Climate zones of the conterminous United States defined using cluster analysis. **Journal of Climate**, Boston, v.6, n.11, p.2103-35, 1993.
- FRÉRE, M.; POPOV, G.F. **Prognóstico de cosechas basados en datos agrometeorológicos**. Roma: FAO, 1980. 68 p. (Estudio FAO: Produccion y Proteccion Vegetal, 17).
- GOMES, M.F.A.B. Café: algumas considerações. **Indicadores de Conjuntura**, Belo Horizonte, v.10, n.2, p.270-303, 1988.
- GOUDRIAAN, J.; VAN LAAR, H.H. **Modelling Potential crop growth processes**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1994. 239 p.

- HAAN, C.T. **Statistical methods in hidrology**. 5. ed. Ames: The Iowa State University Press, 1977. 378 p.
- HARRIS, R.J. **A primer of multivariate statistics**. New York: Academic Press, 1975. 332 p.
- HAUN, J.R. Prediction of spring wheat yields from temperature and precipitation data. **Agronomy Journal**, Madison, v.66, n.3, p.405-9, 1974.
- HERRERA, G.H. **Modelo agroclimático para a estimativa da produtividade do milho (*Zea mays* L.) na região lagunera - México**. Viçosa, MG: UFV, 1991. 55 p. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- HOFFMANN, R.; VIEIRA, S. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. 2. ed. São Paulo: Hucitec, 1977. 379 p.
- HOOGENBOOM, G. Contribution of agrometeorology to the simulation of crop production and its applications. **Agricultural and Forest Meteorology**, Amsterdam, n.103, p.137-57, 2000.
- HOOGENBOOM, G.; JONES, J.W.; BOOTE, K.J. Modelling growth, development, and yield of grain legumes using SOYGRO, PNUTGRO and BEANGRO: A review. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v.35, n.6, p.2043-56, 1992.
- JENSEN, M.E. Water consumption by agricultural plants. In: KOZLWSKI, T.T. (Ed.). **Water deficits and plant growth**. New York: Academic Press, 1968. v.2, p.1-22.
- JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey: Printice Hall, 1992. 642 p.
- JOLLIFFE, I.T. Discarding variables in a principal component analysis. I: Artificial data. **Journal of the Royal Statistical Society - Applied Statistics. Series C**, London, v.21, n.2, p.160-73, 1972.
- JOLLIFFE, I.T. Discarding variables in a principal component analysis. II: Real data. **Journal of the Royal Statistical Society - Applied Statistics. Series C**, London, v.22, n.1, p.21-31, 1973.
- 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. (Eds.). **Limitations to efficient water user in crop production**. Madison: American Society of Agronomy, 1983. cap. 9B, p.413-7.

- LEAL, B.G. **Sistema computacional para avaliação e estimativa das produtividades potencial e real de culturas agrícolas**. Viçosa, MG: UFV, 2000. 96 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- MANLY, B.F.J. **Multivariate statistical methods: a primer**. London: Chapman and Hall, 1986. 159 p.
- MARDIA, K.V.; KENT, J.T.; BIBBY, J.M. **Multivariate analysis**. London: Academic Press, 1979. 521 p.
- MATIELLO, J.B. **O café: do cultivo ao consumo**. São Paulo: Globo, 1991. 319 p. (Coleção do Agricultor - Grãos).
- McBOYLE, G.R. **Climate in review**. Boston: Houghton Mifflin, 1973. 547 p.
- McCUTCHAN, M.H. Diagnosing and predicting surface temperature in mountainous terrain. **Monthly Weather Review**, Boston, v.104, n.8, p.1044-51, 1976.
- MIGLIORANZA, E. **Modelo matemático-fisiológico para simular o crescimento e a produtividade da cultura de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.)**. Viçosa, MG: UFV, 1992. 184 f. Tese (Doutorado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- MONDRAGÓN, V.E.C. **Estimativa da produtividade da cultura do milho em Minas Gerais, baseada em variáveis agroclimáticas e em tendência tecnológica**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1990. 68 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- MONTGOMERY, D.C.; PECK, E.A. **Introduction to linear regression analysis**. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1992. 527 p.
- MORICOCHI, L.; ALFONSI, R.R.; OLIVEIRA, E.G. de; MONTEIRO, J.L.M. Geadas e seca de 1994: perspectivas do mercado cafeeiro. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.25, n.6, p.49-57, 1995a.
- MORICOCHI, L.; MARTIN, N.B.; VEGRO, C.L.R. Produção de café nos países concorrentes do Brasil e tendências do consumo mundial. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.27, n.5, p.7-24, 1997.
- MORICOCHI, L.; PINO, F.A.; VEGRO, C.L.R. Método Delphi como alternativa para previsão de safras: o exemplo do café. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.25, n.12, p.47-52, 1995b.

- MORRISON, D.F. **Multivariate statistics methods**. 2. ed. New York: McGraw Hill, 1976. 415 p.
- NELSON, W.L.; DALE, R.F. Effect of trend or technology variables and record period on prediction of corn yields with weather variables. **Journal of Applied Meteorology**, v.17, p.926-33, 1978.
- ORTOLANI, A.A. Relação clima-cafeicultura na região de Marília. In: ENCONTRO REGIONAL DE CAFÉ DE MARÍLIA, 1991, Marília. **Resumos...** Marília, CATI/SSA, 1991. p.1-27.
- PEREIRA, A.R.; VILLA NOVA, N.A.; SEDIYAMA, G.C. **Evapo(transpi)ração**. Piracicaba, SP: FEALQ, 1997. 183 p.
- PEREIRA, A.R.; ANGELOCCI, L.R.; SENTELHAS, P.C. **Agrometeorologia: fundamentos e aplicações práticas**. Guaíba, RS: Livraria e Editora Agropecuária Ltda., 2002. 478 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**. Piracicaba, SP: ESALQ-USP, 1998. 132 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- PICINI, A.G.; CAMARGO, M.B.P de; FAZUOLI, L.C.; GALLO, P.B.; ORTOLANI, A.A. Desempenho de modelo matemático agrometeorológico de estimativa de produtividade para a cultura do café no Estado de São Paulo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 11, e REUNIÃO LATINO-AMERICANA DE AGROMETEOROLOGIA, 2, 1999, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis, SC: [s.n.], 1999. p.542-8.
- PLA, G.P. **Estimativa do crescimento e da produtividade do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L. cv. Negrito 897) pela utilização de modelo matemático-fisiológico, para algumas regiões de Minas Gerais**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1994. 42 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- RENA, A.B.; MAESTRI, M. Fisiologia do cafeeiro. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v.11, n.126, p.26-40, 1985.
- ROBERTSON, G.W. **Guidelines on crop-weather models**. Geneve: World Meteorological Organization, 1983. 115 p. (World Climate Application Programme, 50).

- SCHAWCROFT, R.W.; LEMON, E.R.; ALLEN JR., L.H.; STEWART, D.W.; JENSEN, S.E. The soil-plant-atmosphere model and some of its predictions. **Agricultural Meteorology**, v.14, n.1-2, p.287-307, 1974.
- SOARES, C.P.B. **Um modelo para o gerenciamento da produção de madeira em plantios comerciais de eucalipto**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1999. 71 f. Tese (Doutorado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- SOARES, J.V. **Modelos físico-matemáticos de saída estatística para diagnosticar e prever a marcha diária da temperatura**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1981. 80 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- SPIEGEL, M.R. **Fourier analysis**. New York: McGraw-Hill Book Company, 1974. 191 p.
- TATSUOKA, M.M. **Multivariate analysis: techniques for educational and psychological research**. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1971. 310 p.
- THIÉBAUT, J.T.L. **O emprego da análise harmônica no estudo das precipitações mensais do município de Viçosa (MG)**. Piracicaba, SP: ESALQ, 1976. 92 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- THOMPSON, L.M. Weather and technology in the production of corn in the U.S. Corn Belt. **Agronomy Journal**, Madison, v.61, n.3, p.453-6, 1969.
- THOMPSON, L.M. Weather and technology in the production of soybeans in the central United States. **Agronomy Journal**, Madison, v.62, n.2, p.232-6, 1970.
- TOSELLO, R.N.; ARRUDA, H.V. de. Correlação entre estimativas oficiais de produção de café e precipitação pluviométrica, no Estado de São Paulo. **Bragantia**, v.21, n.27, p.449-65, 1962.
- TURCO, J.E.P.; PINOTTI JÚNIOR, M.; FERNANDES, E.J.; RODRIGUES, T. de J.D. Adequação de um modelo de crescimento da cultura da soja para terrenos com diferentes exposições e declividades. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.17, n.4, p.25-34, 1998.
- VOSSSEN, P. Comparative statistical validation of two ten-day water-use models and of three yield-reduction hypotheses for yield assessment in Botswana. **Agricultural and Forest Meteorology**, Amsterdam, v.51, p.177-95, 1990.

- 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.** Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1990. 182 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- WILKERSON, G.G.; JONES, J.W.; BOOTE, K.J.; INGRAM, K.T.; MISHOE, J.W. Modeling soybean growth for crop management. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v.6, n.1, p.63-73, 1983.
- WILLIAMS, G.D.V.; JOYNT, M.I.; McCORMICK, P.A. Regression analyses of canadian prairie crop-district cereal yields, 1961-1972, in relation to weather, soil and trend. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v.55, p.43-53, 1975.
- 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 DC, v.90, n.C5, p.8995-9005, 1985.
- YADA, I.F.U. **Análise harmônica aplicada a dados de temperaturas médias mensais de Campinas, SP.** Piracicaba, SP: ESALQ, 1986. 136 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

APÊNDICES

|

APÊNDICE A
CAPÍTULO 1

Quadro 1A – Séries anuais de produtividades de café em coco (kg ha⁻¹) de municípios do Estado de Minas Gerais utilizadas na avaliação do modelo pela análise harmônica por séries de Fourier

Ano Agrícola	Municípios						
	Alfenas	Guaxupé	Lavras	Monte Belo	S. S. Paraíso	Varginha	Viçosa
85/86	1.372	293	683	614	1.472	643	1.015
86/87	2.880	1.073	2.300	1.127	2.075	2.436	1.140
87/88	1.739	1.120	1.193	900	1.266	720	2.200
88/89	2.400	1.240	1.208	1.130	945	1.800	1.440
89/90	1.202	1.022	1.287	567	947	1.244	833
90/91	1.800	1.159	1.300	1.800	948	2.160	1.500
91/92	1.344	1.238	1.300	1.200	1.100	1.440	1.500
92/93	3.000	1.238	1.300	1.511	1.280	1.800	1.500
93/94	2.899	1.146	1.300	1.763	1.558	1.200	1.500
94/95	1.558	790	959	1.456	616	638	1.529
95/96	3.335	1.142	1.680	2.142	2.563	600	930
96/97	1.800	2.160	1.440	1.500	1.244	600	1.500
97/98	3.600	2.160	2.040	2.400	2.400	600	1.500
98/99	1.824	1.188	1.800	2.074	1.200	1.440	1.500
99/00	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

Fonte: IBGE.

Quadro 2A – Conjunto das variáveis utilizadas na avaliação do modelo de análise harmônica por séries de Fourier para os municípios representativos do Estado de Minas Gerais

Município	PM ^(*)	Tx ₁	Tx ₂	Tx ₃	Tx ₄	Tn ₁	Tn ₂	Tn ₃	Tn ₄	A ₁	A ₂	A ₃	A ₄	Tm ₁	Tm ₂	Tm ₃	Tm ₄	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	ETR ₁	ETR ₂	ETR ₃	ETR ₄	DH ₁	DH ₂	DH ₃	DH ₄	ERS ₁	ERS ₂	ERS ₃	ERS ₄
Alfenas	2.210	26,9	30,1	31,1	27,1	12,6	17,9	19,0	14,1	14,3	12,3	12,1	12,9	19,7	24,0	25,1	20,6	119,9	516,2	626,1	159,2	124,1	313,8	366,9	174,6	61,1	35,5	5,5	28,5	11,36	12,95	12,64	11,06
Guaxupé	1.210	27,2	29,2	29,0	26,2	12,2	16,7	17,3	12,5	15,0	12,4	11,7	13,7	19,7	23,0	23,2	19,4	117,5	553,0	668,5	173,6	135,3	309,2	310,9	168,5	64,7	12,5	2,9	17,7	11,36	12,95	12,64	11,06
Lavras	1.457	26,0	28,0	28,7	25,6	12,5	17,1	18,3	13,7	13,5	10,9	10,4	11,9	18,3	21,6	22,4	18,6	90,6	549,5	692,8	124,1	106,6	274,7	298,0	152,7	70,0	13,8	0,0	24,7	11,36	12,95	12,64	11,06
Monte Belo	1.490	26,1	28,6	29,2	25,8	9,9	15,9	17,0	10,6	16,2	12,7	12,3	15,2	18,0	22,2	23,1	18,2	119,5	517,8	697,4	168,4	127,4	291,6	315,0	156,8	44,0	14,0	1,4	14,0	11,35	12,96	12,64	11,05
S. S. Paraíso	1.404	27,2	28,8	28,6	26,4	12,9	17,3	18,1	13,2	14,3	11,5	10,5	13,2	20,0	23,1	23,4	19,8	113,6	584,5	723,3	167,5	131,1	306,0	315,7	172,2	71,6	14,0	0,6	18,2	11,33	12,98	12,66	11,03
Varginha	1.251	27,2	28,8	28,6	26,4	12,9	17,3	18,1	13,2	14,3	11,5	10,5	13,2	20,0	23,1	23,4	19,8	113,6	584,5	723,3	167,5	131,1	306,0	315,7	172,2	71,6	14,0	0,6	18,2	11,35	12,96	12,65	11,05
Viçosa	1.406	25,1	27,3	28,9	25,5	12,1	17,4	18,5	13,8	12,9	9,9	10,4	11,6	17,4	21,4	22,6	18,4	80,2	531,0	496,4	109,9	93,5	270,0	294,8	144,3	68,4	12,6	7,9	32,1	11,37	12,93	12,62	11,08
Média	1.490	26,5	28,7	29,2	26,1	12,1	17,1	18,1	13,0	14,4	11,6	11,1	13,1	19,0	22,6	23,3	19,2	107,8	548,1	661,1	152,9	121,3	295,9	316,7	163,0	64,5	16,6	2,7	21,9	11,4	13,0	12,6	11,1
D.-Padrão	334	0,82	0,89	0,88	0,56	1,03	0,63	0,70	1,18	1,05	0,97	0,84	1,18	1,10	0,92	0,87	0,89	15,83	28,57	80,07	25,20	15,41	17,49	23,76	11,76	9,82	8,36	2,97	6,64	0,01	0,02	0,01	0,02

^(*) PM = produtividade média da série de dados correspondentes a cada município.

Quadro 3A – Conjunto de variáveis representativas do município de Três Pontas, MG, para teste do modelo gerado pela análise harmônica por séries de Fourier para o Estado de Minas Gerais

Ano	Ano Agríc.	Y _a ^(*)	Tx ₁	Tx ₂	Tx ₃	Tx ₄	Tn ₁	Tn ₂	Tn ₃	Tn ₄	A ₁	A ₂	A ₃	A ₄	Tm ₁	Tm ₂	Tm ₃	Tm ₄	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	ETR ₁	ETR ₂	ETR ₃	ETR ₄	DH ₁	DH ₂	DH ₃	DH ₄	ERS ₁	ERS ₂	ERS ₃	ERS ₄	
1985	84/85	1.387	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1986	85/86	651	25,6	27,9	28,1	25,3	10,7	16,4	17,7	13,5	14,9	11,5	10,4	11,9	18,2	22,1	22,9	19,4	75,8	559,7	465,8	153,8	93,1	267,7	287,3	155,3	73,1	26,7	16,9	31,6	11,35	12,96	12,65	11,05	
1987	86/87	2.054	24,3	27,6	28,5	24,2	12,1	17,5	18,7	14,8	12,1	10,1	9,7	9,4	18,2	22,6	23,6	19,5	140,7	546,5	468,8	299,4	152,8	228,7	325,6	190,8	13,8	81,0	1,6	0,0	11,35	12,96	12,65	11,05	
1988	87/88	1.168	24,2	28,1	27,2	26,2	12,6	19,4	18,4	14,9	11,6	8,6	8,8	11,3	18,4	23,8	22,8	20,5	116,4	441,3	531,6	156,7	138,4	323,1	300,7	197,6	29,9	25,3	0,1	14,8	11,35	12,96	12,65	11,05	
1989	88/89	1.378	25,9	26,1	27,8	25,4	11,3	17,1	18,2	13,3	14,6	9,0	9,6	12,2	18,6	21,6	23,0	19,4	60,8	435,7	490,9	79,9	98,5	281,0	308,7	144,8	78,1	0,0	0,0	39,9	11,35	12,96	12,65	11,05	
1990	89/90	986	25,3	27,8	31,3	26,0	12,1	16,7	18,6	12,1	13,2	11,1	12,7	13,9	18,7	22,3	25,0	19,1	203,2	421,0	478,2	101,4	153,5	281,7	364,1	156,5	24,7	19,1	9,1	27,7	11,35	12,96	12,65	11,05	
1991	90/91	1.230	23,8	29,1	29,1	26,5	10,9	17,3	18,2	12,1	12,9	11,7	10,9	14,4	17,3	23,2	23,6	19,3	120,4	321,0	832,4	118,6	128,4	315,5	327,6	151,1	18,6	19,5	0,0	32,2	11,35	12,96	12,65	11,05	
1992	91/92	1.000	26,2	29,0	28,3	26,4	11,1	17,0	17,8	13,4	15,1	11,9	10,5	13,0	18,7	23,0	23,1	19,9	54,8	417,6	713,2	145,0	82,6	323,0	311,0	185,0	93,4	1,2	0,0	12,2	11,35	12,96	12,65	11,05	
1993	92/93	1.654	25,3	29,2	29,8	25,7	11,8	17,0	17,8	12,1	13,5	12,2	12,0	13,6	18,6	23,1	23,8	18,9	174,2	491,6	441,6	131,6	129,2	327,2	333,5	153,9	43,7	0,0	0,0	23,9	11,35	12,96	12,65	11,05	
1994	93/94	1.254	26,2	28,7	28,0	25,4	11,7	17,2	18,1	13,1	14,4	11,5	9,9	12,3	19,0	22,9	23,1	19,3	45,0	416,8	589,1	172,3	101,6	280,9	309,1	182,8	80,0	39,2	0,0	1,7	11,35	12,96	12,65	11,05	
1995	94/95	955	27,0	28,9	28,9	25,7	11,5	17,2	18,2	12,5	15,5	11,7	10,6	13,1	19,3	23,0	23,6	19,1	132,7	523,4	782,0	201,0	166,8	317,3	327,1	175,8	23,2	6,3	0,0	4,5	11,35	12,96	12,65	11,05	
1996	95/96	1.632	27,9	27,8	29,3	25,3	12,1	15,8	18,1	12,9	15,8	12,0	11,2	12,4	20,0	21,8	23,7	19,1	48,0	627,0	778,0	143,0	105,8	286,3	329,6	171,3	99,5	0,0	0,0	7,7	11,35	12,96	12,65	11,05	
1997	96/97	1.632	25,4	27,0	28,0	24,5	12,4	17,6	18,7	13,1	13,0	9,4	9,3	11,3	18,9	22,3	23,4	18,8	268,0	1084	785,0	347,0	144,0	301,7	316,0	174,1	35,3	0,0	3,5	0,0	11,35	12,96	12,65	11,05	
1998	97/98	1.632	27,0	28,4	29,7	25,5	12,7	17,7	18,8	13,2	14,3	10,8	10,8	12,3	19,9	23,1	24,3	19,4	95,0	737,0	849,0	137,0	162,0	324,8	348,1	172,0	43,8	0,0	0,0	15,2	11,35	12,96	12,65	11,05	
1999	98/99	1.632	25,9	26,4	28,0	24,6	13,1	16,7	17,8	12,1	12,9	9,8	10,2	12,5	19,5	21,6	22,9	18,4	98,0	534,8	701,4	76,4	138,1	278,9	306,4	134,5	56,0	0,0	0,0	28,9	11,35	12,96	12,65	11,05	
2000	99/00	1.632	26,1	26,8	27,5	25,2	12,2	15,4	17,8	12,2	13,8	11,3	9,8	13,0	19,2	21,1	22,7	18,7	70,2	342,1	745,2	25,8	98,8	229,5	297,7	102,0	86,3	35,3	0,0	67,3	11,35	12,96	12,65	11,05	

(*) Para cada conjunto de variáveis representadas na linha (Tx₁ a ERS₄), a variável Y_a, ao entrar no modelo, é obtida da linha anterior, ou seja, a produtividade do ano anterior.

Quadro 4A – Estrutura matricial dos coeficientes Y_0 , de cossenos (a_n) e senos (b_n) das séries de Fourier submetidos às análises de regressões lineares múltiplas em função dos escores dos componentes principais das variáveis de entrada do modelo para o Estado de Minas Gerais

Município	Coeficientes das Séries de Fourier (Variável Dependente)															Escores dos Componentes Principais Retidos (Independentes)		
	Y_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7	Z_1	Z_2	Z_3
Alfenas	2.210	-75,37	61,39	-339,47	128,45	-155,40	298,28	-756,02	-405,06	157,75	204,87	15,26	185,08	-86,50	-153,60	3,27	-5,17	-2,95
Guaxupé	1.210	-66,96	-352,58	-219,16	74,78	-66,24	-126,58	-160,58	-240,94	-124,76	260,50	-0,69	-128,18	-4,43	-1,49	1,78	1,39	-0,21
Lavras	1.457	203,54	-56,60	-80,23	-104,46	-218,68	-155,49	-361,91	-190,06	-117,02	110,71	75,24	124,01	28,99	-97,59	-3,44	0,27	1,48
Monte Belo	1.490	-112,06	-71,24	-117,24	-211,78	-129,57	146,35	-379,90	-523,66	-246,09	-57,39	11,54	-81,06	-8,11	-12,49	0,87	4,72	-3,55
S. S. Paraíso	1.404	162,34	11,23	37,28	64,46	-96,93	220,20	-330,03	-339,23	105,97	276,90	53,86	185,79	-46,63	-355,29	2,92	0,19	3,22
Varginha	1.251	24,42	169,16	-40,41	-66,95	-226,48	-75,87	-391,15	479,87	-234,94	42,90	92,61	161,64	257,81	254,88	2,00	0,03	2,52
Viçosa	1.406	-4,37	26,19	-250,72	-199,72	-8,96	-6,58	53,81	17,25	8,73	94,80	-27,60	-265,24	-74,63	82,92	-7,40	-1,44	-0,51

APÊNDICE B

CAPÍTULO 2

Quadro 1B – Séries anuais de produtividades (sacas ha⁻¹) de glebas de lavouras cafeeiras representativas de municípios da região Sul do Estado de Minas Gerais, utilizadas na parametrização do modelo de Stewart et al.

Ano Agrícola	Município		
	Alfenas	Monte Belo	São Sebastião do Paraíso
1985/86	-	-	14,7
1986/87	-	46,4	29,9
1987/88	51,0	8,7	52,7
1988/89	10,0	79,6	17,6
1989/90	30,0	7,9	55,9
1990/91	36,0	64,4	10,8
1991/92	59,0	3,8	77,4
1992/93	9,0	56,5	27,1
1993/94	99,0	2,3	37,5
1994/95	36,0	53,4	35,9
1995/96	48,0	58,6	50,1
1996/97	15,5	4,2	8,5
1997/98	70,0	62,0	71,8
1998/99	36,0	8,1	21,6
1999/00	40,0	72,5	39,8
Média	41,5	37,8	36,8
D.-Padrão	25,0	29,8	21,4

Quadro 2B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 1 – Mensal” utilizados na parametrização do modelo para o município de Alfenas, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba M25	Yp	Yo/Yp	Ya/Yp	ETR/ETP (1)	ETR/ETP (2)	ETR/ETP (3)
				Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄
1988	87/88	51	-	-	-	-	-	-
1989	88/89	10	99	0,10	0,52	0,69	1,00	0,99
1990	89/90	30	99	0,30	0,10	0,99	1,00	1,00
1991	90/91	36	99	0,36	0,30	0,98	0,93	1,00
1992	91/92	59	99	0,60	0,36	0,68	0,87	1,00
1993	92/93	9	99	0,09	0,60	0,88	1,00	0,96
1994	93/94	99	99	1,00	0,09	0,52	0,82	0,90
1995	94/95	36	99	0,36	1,00	0,31	1,00	0,91
1996	95/96	48	99	0,48	0,36	0,55	1,00	0,83
1997	96/97	16	99	0,16	0,48	1,00	1,00	0,95
1998	97/98	70	99	0,71	0,16	0,63	1,00	0,92
1999	98/99	36	99	0,36	0,71	0,63	1,00	0,93
2000	99/00	40	99	0,40	0,36	0,47	1,00	0,95
Média		41,5				0,69	0,97	0,94
D.-Padrão		25,0						

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 3B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 1 – Decendial” utilizados na parametrização do modelo para o município de Alfenas, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba M25	Yp	Yo/Yp	Ya/Yp	ETR/ETP (1)	ETR/ETP (2)	ETR/ETP (3)
				Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄
1988	87/88	51	-	-	-	-	-	-
1989	88/89	10	99	0,10	0,52	0,64	0,98	0,92
1990	89/90	30	99	0,30	0,10	0,96	0,95	0,84
1991	90/91	36	99	0,36	0,30	0,87	0,90	0,93
1992	91/92	59	99	0,60	0,36	0,61	0,91	0,96
1993	92/93	9	99	0,09	0,60	0,87	1,00	0,94
1994	93/94	99	99	1,00	0,09	0,49	0,77	0,89
1995	94/95	36	99	0,36	1,00	0,32	0,90	0,89
1996	95/96	48	99	0,48	0,36	0,45	0,97	0,76
1997	96/97	16	99	0,16	0,48	0,85	1,00	0,93
1998	97/98	70	99	0,71	0,16	0,56	1,00	0,89
1999	98/99	36	99	0,36	0,71	0,62	0,97	0,90
2000	99/00	40	99	0,40	0,36	0,47	0,96	0,92
Média		41,5				0,64	0,94	0,90
D.-Padrão		25,0						

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 4B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 2 – Mensal” utilizados na parametrização do modelo para o município de Alfenas, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba M25	Yp	Yo/Yp	Ya/Yp	ETR/ETP	ETR/ETP	ETR/ETP	ETR/ETP
				Y	X ₁	(1) X ₂	(2) X ₃	(3) X ₄	(4) X ₅
1988	87/88	51	-	-	-	-	-	-	-
1989	88/89	10	99	0,10	0,52	0,64	1,00	1,00	0,89
1990	89/90	30	99	0,30	0,10	0,99	1,00	1,00	0,86
1991	90/91	36	99	0,36	0,30	0,96	0,91	1,00	0,80
1992	91/92	59	99	0,60	0,36	0,68	0,84	1,00	0,92
1993	92/93	9	99	0,09	0,60	0,86	1,00	1,00	0,83
1994	93/94	99	99	1,00	0,09	0,45	0,70	0,93	0,93
1995	94/95	36	99	0,36	1,00	0,39	0,80	1,00	0,77
1996	95/96	48	99	0,48	0,36	0,36	1,00	0,96	0,80
1997	96/97	16	99	0,16	0,48	0,74	1,00	0,95	1,00
1998	97/98	70	99	0,71	0,16	0,66	0,92	0,99	0,80
1999	98/99	36	99	0,36	0,71	0,46	0,92	1,00	0,82
2000	99/00	40	99	0,40	0,36	0,43	0,86	1,00	0,56
Média		41,5				0,64	0,91	0,99	0,83
D.-Padrão		25,0							

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 5B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 2 – Decendial” utilizados na parametrização do modelo para o município de Alfenas, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba M25	Yp	Yo/Yp	Ya/Yp	ETR/ETP	ETR/ETP	ETR/ETP	ETR/ETP
				Y	X ₁	(1) X ₂	(2) X ₃	(3) X ₄	(4) X ₅
1988	87/88	51	-	-	-	-	-	-	-
1989	88/89	10	99	0,10	0,52	0,52	0,99	0,97	0,74
1990	89/90	30	99	0,30	0,10	0,84	0,99	0,81	0,74
1991	90/91	36	99	0,36	0,30	0,79	0,88	0,99	0,74
1992	91/92	59	99	0,60	0,36	0,58	0,88	0,97	0,83
1993	92/93	9	99	0,09	0,60	0,78	1,00	0,99	0,79
1994	93/94	99	99	1,00	0,09	0,47	0,60	0,92	0,85
1995	94/95	36	99	0,36	1,00	0,37	0,73	0,93	0,70
1996	95/96	48	99	0,48	0,36	0,22	0,95	0,89	0,62
1997	96/97	16	99	0,16	0,48	0,67	0,98	0,93	0,92
1998	97/98	70	99	0,71	0,16	0,55	0,91	0,97	0,74
1999	98/99	36	99	0,36	0,71	0,49	0,89	1,00	0,67
2000	99/00	40	99	0,40	0,36	0,45	0,84	0,96	0,57
Média		41,5				0,56	0,89	0,94	0,74
D.-Padrão		25,0							

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 6B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 1 – Mensal” utilizados na parametrização do modelo para o município de Monte Belo, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba CB	Yp	Yo/Yp	Ya/Yp	ETR/ETP (1)	ETR/ETP (2)	ETR/ETP (3)
				Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄
1987	86/87	46	-	-	-	-	-	-
1988	87/88	9	81	0,11	0,57	0,89	1,00	1,00
1989	88/89	80	81	0,98	0,11	0,71	1,00	1,00
1990	89/90	8	81	0,10	0,98	0,95	1,00	1,00
1991	90/91	64	81	0,79	0,10	1,00	1,00	1,00
1992	91/92	4	81	0,05	0,79	0,81	0,99	1,00
1993	92/93	57	81	0,70	0,05	0,97	1,00	0,98
1994	93/94	2	81	0,03	0,70	0,85	0,94	0,99
1995	94/95	53	81	0,66	0,03	0,51	1,00	1,00
1996	95/96	59	81	0,72	0,66	0,72	1,00	1,00
1997	96/97	4	81	0,05	0,72	0,91	1,00	1,00
1998	97/98	62	81	0,76	0,05	0,69	1,00	0,97
1999	98/99	8	81	0,10	0,76	0,70	0,96	0,96
2000	99/00	73	81	0,89	0,10	0,49	1,00	0,94
Média		37,8				0,78	0,99	0,99
D.-Padrão		29,8						

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 7B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 2 – Mensal” utilizados na parametrização do modelo para o município de Monte Belo, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba CB	Yp	Yo/Yp	Ya/Yp	ETR/ETP (1)	ETR/ETP (2)	ETR/ETP (3)	ETR/ETP (4)
				Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
1987	86/87	46	-	-	-	-	-	-	-
1988	87/88	9	81	0,11	0,57	0,84	1,00	1,00	1,00
1989	88/89	80	81	0,98	0,11	0,66	1,00	1,00	0,95
1990	89/90	8	81	0,10	0,98	0,97	0,98	1,00	0,96
1991	90/91	64	81	0,79	0,10	1,00	1,00	1,00	0,83
1992	91/92	4	81	0,05	0,79	0,76	0,99	1,00	0,88
1993	92/93	57	81	0,70	0,05	0,97	1,00	1,00	0,98
1994	93/94	2	81	0,03	0,70	0,88	0,86	1,00	0,97
1995	94/95	53	81	0,66	0,03	0,51	0,95	1,00	0,97
1996	95/96	59	81	0,72	0,66	0,69	1,00	1,00	1,00
1997	96/97	4	81	0,05	0,72	0,82	1,00	1,00	0,99
1998	97/98	62	81	0,76	0,05	0,71	0,93	0,97	0,87
1999	98/99	8	81	0,10	0,76	0,50	0,96	1,00	0,80
2000	99/00	73	81	0,89	0,10	0,40	0,92	1,00	0,56
Média		37,8				0,75	0,97	1,00	0,90
D.-Padrão		29,8							

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 8B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 1 – Mensal” utilizados na parametrização do modelo para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba BV	Yp	Yo/Yp	Ya/Yp	ETR/ETP (1)	ETR/ETP (2)	ETR/ETP (3)
				Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄
1986	85/86	15	-	-	-	-	-	-
1987	86/87	30	88	0,34	0,17	0,94	1,00	0,97
1988	87/88	53	88	0,60	0,34	0,79	1,00	1,00
1989	88/89	18	88	0,20	0,60	0,65	1,00	1,00
1990	89/90	56	88	0,63	0,20	0,68	1,00	1,00
1991	90/91	11	88	0,12	0,63	0,98	1,00	1,00
1992	91/92	77	88	0,88	0,12	0,65	1,00	1,00
1993	92/93	27	88	0,31	0,88	0,77	1,00	1,00
1994	93/94	38	88	0,43	0,31	0,98	0,94	0,97
1995	94/95	36	88	0,41	0,43	0,50	1,00	1,00
1996	95/96	50	88	0,57	0,41	0,54	1,00	0,99
1997	96/97	8	88	0,10	0,57	0,86	1,00	0,98
1998	97/98	72	88	0,81	0,10	0,76	1,00	1,00
1999	98/99	22	88	0,25	0,81	0,86	1,00	0,97
2000	99/00	40	88	0,45	0,25	0,41	1,00	0,96
Média		36,8				0,74	1,00	0,99
D.-Padrão		21,4						

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 9B – Planilha de dados da combinação “Sequência 1 – Decendial” utilizados na parametrização do modelo para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba BV	Yp	Yo/Yp Y	Ya/Yp X ₁	ETR/ETP	ETR/ETP	ETR/ETP
						(1) X ₂	(2) X ₃	(3) X ₄
1986	85/86	15	-	-	-	-	-	-
1987	86/87	30	88	0,34	0,17	0,87	0,98	0,95
1988	87/88	53	88	0,60	0,34	0,70	0,99	1,00
1989	88/89	18	88	0,20	0,60	0,55	0,99	0,98
1990	89/90	56	88	0,63	0,20	0,69	0,97	0,95
1991	90/91	11	88	0,12	0,63	0,90	0,93	0,96
1992	91/92	77	88	0,88	0,12	0,69	0,99	0,97
1993	92/93	27	88	0,31	0,88	0,76	0,99	0,97
1994	93/94	38	88	0,43	0,31	0,90	0,94	0,96
1995	94/95	36	88	0,41	0,43	0,37	1,00	0,99
1996	95/96	50	88	0,57	0,41	0,38	0,99	0,94
1997	96/97	8	88	0,10	0,57	0,83	1,00	0,97
1998	97/98	72	88	0,81	0,10	0,60	0,98	0,97
1999	98/99	22	88	0,25	0,81	0,70	0,99	0,90
2000	99/00	40	88	0,45	0,25	0,39	1,00	0,95
Média		36,8				0,67	0,98	0,96
D.-Padrão		21,4						

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 10B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 2 – Mensal” utilizados na parametrização do modelo para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Ano	Ano Agrícola	Yo Gleba BV	Yp	Yo/Yp	Ya/Yp	ETR/ETP (1)	ETR/ETP (2)	ETR/ETP (3)	ETR/ETP (4)
				Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
1986	85/86	15	-	-	-	-	-	-	-
1987	86/87	30	88	0,34	0,17	0,96	0,99	0,97	0,97
1988	87/88	53	88	0,60	0,34	0,69	1,00	1,00	0,99
1989	88/89	18	88	0,20	0,60	0,56	1,00	1,00	0,91
1990	89/90	56	88	0,63	0,20	0,76	0,88	1,00	0,93
1991	90/91	11	88	0,12	0,63	0,90	1,00	1,00	0,88
1992	91/92	77	88	0,88	0,12	0,65	1,00	1,00	0,81
1993	92/93	27	88	0,31	0,88	0,57	1,00	1,00	1,00
1994	93/94	38	88	0,43	0,31	0,92	0,93	1,00	0,93
1995	94/95	36	88	0,41	0,43	0,40	1,00	1,00	0,96
1996	95/96	50	88	0,57	0,41	0,42	1,00	1,00	0,98
1997	96/97	8	88	0,10	0,57	0,75	1,00	1,00	0,98
1998	97/98	72	88	0,81	0,10	0,69	1,00	1,00	0,94
1999	98/99	22	88	0,25	0,81	0,69	1,00	1,00	0,87
2000	99/00	40	88	0,45	0,25	0,42	0,81	1,00	0,57
Média		36,8				0,67	0,97	1,00	0,91
D.-Padrão		21,4							

Yo = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Yp = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Ya = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

Quadro 11B – Planilha de dados da combinação “Seqüência 2 – Decendial” utilizados na parametrização do modelo para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Ano	Ano Agrícola	Y _o Gleba BV	Y _p	Y _o /Y _p	Y _a /Y _p	ETR/ETP	ETR/ETP	ETR/ETP	ETR/ETP
				Y	X ₁	(1) X ₂	(2) X ₃	(3) X ₄	(4) X ₅
1986	85/86	15	-	-	-	-	-	-	-
1987	86/87	30	88	0,34	0,17	0,89	0,92	0,93	0,97
1988	87/88	53	88	0,60	0,34	0,65	0,94	0,99	0,96
1989	88/89	18	88	0,20	0,60	0,50	0,93	0,99	0,86
1990	89/90	56	88	0,63	0,20	0,76	0,85	0,95	0,82
1991	90/91	11	88	0,12	0,63	0,80	0,92	0,99	0,86
1992	91/92	77	88	0,88	0,12	0,74	0,94	0,98	0,81
1993	92/93	27	88	0,31	0,88	0,57	0,99	1,00	0,95
1994	93/94	38	88	0,43	0,31	0,80	0,93	0,99	0,88
1995	94/95	36	88	0,41	0,43	0,39	0,87	0,99	0,84
1996	95/96	50	88	0,57	0,41	0,33	0,89	0,97	0,88
1997	96/97	8	88	0,10	0,57	0,75	0,98	1,00	0,89
1998	97/98	72	88	0,81	0,10	0,54	0,93	0,99	0,89
1999	98/99	22	88	0,25	0,81	0,54	0,98	0,97	0,70
2000	99/00	40	88	0,45	0,25	0,41	0,80	1,00	0,55
Média		36,8				0,62	0,92	0,98	0,85
D.-Padrão		21,4							

Y_o = produtividade observada (sacas ha⁻¹), Y_p = produtividade potencial (sacas ha⁻¹), Y_a = produtividade do ano anterior (sacas ha⁻¹) e ETR/ETP = evapotranspiração relativa.

APÊNDICE C
CAPÍTULO 3

Quadro 1C – Planilha contendo os dados das variáveis utilizadas para parametrização do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de Alfenas, MG

Obs.	Ano Agrícola	Y _o /Y _p	Y _a /Y _p	(ETR/ETP) ₁	(ETR/ETP) ₂	(ETR/ETP) ₃	(ETR/ETP) ₄	X ₂ .X ₃	X ₃ .X ₄	X ₄ .X ₅	Tm/Tma	Tm/Tma	Tm/Tma	Tm/Tma	Tn/Tna	Tn/Tna	Tn/Tna	Tn/Tna	Tx/Txa	Tx/Txa	Tx/Txa	Tx/Txa
		Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X ₁₄	X ₁₅	X ₁₆	X ₁₇	X ₁₈	X ₁₉	X ₂₀
1	88/89	0,10	0,52	0,64	1,00	1,00	0,89	0,64	1,00	0,89	0,85	1,03	1,12	0,91	0,66	1,00	1,22	0,82	0,96	1,06	1,07	0,96
2	89/90	0,30	0,10	0,99	1,00	1,00	0,86	0,99	1,00	0,86	0,87	0,93	1,12	0,89	0,81	0,79	1,19	0,85	0,90	1,01	1,09	0,91
3	90/91	0,36	0,30	0,96	0,91	1,00	0,80	0,88	0,91	0,80	0,88	1,11	1,09	0,87	0,78	1,18	1,19	0,88	0,94	1,07	1,04	0,88
4	91/92	0,60	0,36	0,68	0,84	1,00	0,92	0,57	0,84	0,92	0,81	1,07	1,07	0,94	0,77	1,12	1,15	0,97	0,84	1,05	1,03	0,93
5	92/93	0,09	0,60	0,86	1,00	1,00	0,83	0,86	1,00	0,83	0,86	1,05	1,07	0,90	0,83	1,12	1,13	0,92	0,88	1,01	1,03	0,90
6	93/94	1,00	0,09	0,45	0,70	0,93	0,93	0,32	0,66	0,86	0,92	1,07	1,12	0,93	0,88	1,09	1,19	0,92	0,94	1,07	1,08	0,94
7	94/95	0,36	1,00	0,39	0,80	1,00	0,77	0,31	0,80	0,77	0,92	1,11	1,13	0,95	0,82	1,18	1,26	0,90	0,99	1,08	1,07	0,98
8	95/96	0,48	0,36	0,36	1,00	0,96	0,80	0,36	0,96	0,76	0,94	1,04	1,12	0,93	0,82	1,07	1,19	0,95	1,01	1,03	1,09	0,92
9	96/97	0,16	0,48	0,74	1,00	0,95	1,00	0,74	0,95	0,95	0,85	1,03	1,07	0,85	0,80	1,15	1,19	0,92	0,87	0,96	1,01	0,82
10	97/98	0,71	0,16	0,66	0,92	0,99	0,80	0,61	0,91	0,79	0,93	1,14	1,14	0,93	0,90	1,22	1,28	0,94	0,94	1,10	1,07	0,92
11	98/99	0,36	0,71	0,46	0,92	1,00	0,82	0,42	0,92	0,82	0,90	1,12	1,13	0,87	0,82	1,64	1,24	0,80	0,94	0,84	1,07	0,92
12	99/00	0,40	0,36	0,43	0,86	1,00	0,56	0,37	0,86	0,56	0,89	1,02	1,09	0,90	0,75	0,99	1,16	0,80	0,97	1,05	1,05	0,96
	Média	0,41	0,42	0,64	0,91	0,99	0,83	0,59	0,90	0,82	0,88	1,06	1,11	0,91	0,80	1,13	1,20	0,89	0,93	1,03	1,06	0,92
	D.-Padrão	0,26	0,26	0,22	0,10	0,03	0,11	0,24	0,10	0,10	0,04	0,06	0,03	0,03	0,06	0,20	0,04	0,06	0,05	0,07	0,03	0,04

Quadro 2C – Planilha contendo os dados das variáveis utilizadas para parametrização do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de Monte Belo, MG

Obs	Ano Agrícola	Yo/Yp	Ya/Yp	(ETR/ETP) ₁	(ETR/ETP) ₂	(ETR/ETP) ₃	(ETR/ETP) ₄	X ₂ .X ₃	X ₃ .X ₄	X ₄ .X ₅	Tm/Tma	Tm/Tma	Tm/Tma	Tm/Tma	Tn/Tna	Tn/Tna	Tn/Tna	Tn/Tna	Tx/Txa	Tx/Txa	Tx/Txa	Tx/Txa
		Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X ₁₄	X ₁₅	X ₁₆	X ₁₇	X ₁₈	X ₁₉	X ₂₀
1	87/88	0,11	0,57	0,84	1,00	1,00	1,00	0,84	1,00	1,00	0,86	1,10	1,14	0,90	0,67	1,17	1,25	0,83	0,95	1,07	1,08	0,93
2	88/89	0,98	0,11	0,66	1,00	1,00	0,95	0,66	1,00	0,95	0,83	1,03	1,12	0,93	0,53	1,06	1,20	0,81	0,97	1,01	1,08	0,99
3	89/90	0,10	0,98	0,97	0,98	1,00	0,96	0,95	0,98	0,96	0,83	1,02	1,13	0,84	0,59	1,02	1,23	0,61	0,94	1,02	1,08	0,95
4	90/91	0,79	0,10	1,00	1,00	1,00	0,83	1,00	1,00	0,83	0,80	1,09	1,06	0,85	0,54	1,06	1,12	0,62	0,92	1,10	1,04	0,96
5	91/92	0,05	0,79	0,76	0,99	1,00	0,88	0,75	0,99	0,88	0,84	0,99	1,05	0,93	0,61	0,92	1,06	0,90	0,96	1,03	1,04	0,95
6	92/93	0,70	0,05	0,97	1,00	1,00	0,98	0,97	1,00	0,98	0,92	1,03	1,08	0,86	1,08	0,97	1,07	0,71	0,85	1,07	1,09	0,93
7	93/94	0,03	0,70	0,88	0,86	1,00	0,97	0,76	0,86	0,97	0,86	1,13	1,18	0,92	0,72	1,23	1,33	0,84	0,93	1,08	1,10	0,95
8	94/95	0,66	0,03	0,51	0,95	1,00	0,97	0,48	0,95	0,97	0,94	1,12	1,16	0,89	0,71	1,21	1,31	0,80	1,04	1,08	1,08	0,94
9	95/96	0,72	0,66	0,69	1,00	1,00	1,00	0,69	1,00	1,00	0,95	1,08	1,17	0,90	0,81	1,18	1,33	0,81	1,01	1,03	1,10	0,94
10	96/97	0,05	0,72	0,82	1,00	1,00	0,99	0,82	1,00	0,99	0,87	1,12	1,14	0,90	0,76	1,31	1,36	0,85	0,93	1,02	1,03	0,92
11	97/98	0,76	0,05	0,71	0,93	0,97	0,87	0,67	0,91	0,84	0,94	1,17	1,20	0,92	0,78	1,36	1,44	0,92	1,02	1,08	1,08	0,92
12	98/99	0,10	0,76	0,50	0,96	1,00	0,80	0,48	0,96	0,80	0,95	1,11	1,16	0,90	0,88	1,32	1,39	0,82	0,99	1,00	1,05	0,93
13	99/00	0,89	0,10	0,40	0,92	1,00	0,56	0,37	0,92	0,56	0,96	1,11	1,22	0,92	0,83	1,21	1,45	0,81	1,02	1,07	1,10	0,97
	Média	0,46	0,43	0,75	0,97	1,00	0,90	0,73	0,97	0,90	0,89	1,09	1,14	0,90	0,73	1,16	1,27	0,79	0,96	1,05	1,07	0,95
	D.-Padrão	0,38	0,36	0,19	0,04	0,01	0,12	0,20	0,05	0,12	0,06	0,05	0,05	0,03	0,15	0,14	0,13	0,09	0,05	0,03	0,03	0,02

Quadro 3C – Planilha contendo os dados das variáveis utilizadas para parametrização do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Obs	Ano Agrícola	Yo/Yp	Ya/Yp	(ETR/ETP) ₁	(ETR/ETP) ₂	(ETR/ETP) ₃	(ETR/ETP) ₄	X ₂ .X ₃	X ₃ .X ₄	X ₄ .X ₅	Tm/Tma	Tm/Tma	Tm/Tma	Tm/Tma	Tn/Tna	Tn/Tna	Tn/Tna	Tn/Tna	Tx/Txa	Tx/Txa	Tx/Txa	Tx/Txa
		Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X ₁₄	X ₁₅	X ₁₆	X ₁₇	X ₁₈	X ₁₉	X ₂₀
1	86/87	0,34	0,17	0,96	0,99	0,97	0,97	0,94	0,95	0,94	0,88	1,06	1,08	0,93	0,82	1,11	1,14	0,91	0,92	1,03	1,04	0,94
2	87/88	0,60	0,34	0,69	1,00	1,00	0,99	0,69	1,00	0,99	0,94	1,09	1,10	0,94	0,84	1,14	1,18	0,92	0,99	1,06	1,06	0,95
3	88/89	0,20	0,60	0,56	1,00	1,00	0,91	0,56	1,00	0,91	0,90	1,03	1,06	0,91	0,75	1,10	1,14	0,85	0,99	1,00	1,02	0,94
4	89/90	0,64	0,20	0,76	0,88	1,00	0,93	0,67	0,88	0,93	0,98	1,04	1,13	0,95	1,02	1,08	1,28	0,99	0,96	1,01	1,04	0,92
5	90/91	0,12	0,64	0,90	1,00	1,00	0,88	0,90	1,00	0,88	0,88	1,10	1,07	0,93	0,81	1,18	1,17	0,85	0,93	1,05	1,01	0,97
6	91/92	0,88	0,12	0,65	1,00	1,00	0,81	0,65	1,00	0,81	0,92	1,07	1,04	0,95	0,81	1,11	1,13	0,91	0,98	1,04	0,99	0,97
7	92/93	0,31	0,88	0,57	1,00	1,00	1,00	0,57	1,00	1,00	0,92	1,04	1,05	0,89	0,91	1,11	1,13	0,85	0,93	1,01	1,00	0,92
8	93/94	0,43	0,31	0,92	0,93	1,00	0,93	0,85	0,93	0,93	0,91	1,08	1,07	0,92	0,80	1,14	1,16	0,84	0,97	1,05	1,03	0,96
9	94/95	0,41	0,43	0,40	1,00	1,00	0,96	0,40	1,00	0,96	0,95	1,12	1,10	0,92	0,81	1,19	1,19	0,86	1,03	1,08	1,05	0,95
10	95/96	0,57	0,41	0,42	1,00	1,00	0,98	0,42	1,00	0,98	0,98	1,05	1,12	0,89	0,89	1,09	1,20	0,81	1,03	1,03	1,08	0,94
11	96/97	0,10	0,57	0,75	1,00	1,00	0,98	0,75	1,00	0,98	0,91	1,06	1,06	0,89	0,80	1,12	1,15	0,80	0,96	1,02	1,02	0,94
12	97/98	0,82	0,10	0,69	1,00	1,00	0,94	0,69	1,00	0,94	0,94	1,12	1,13	0,93	0,80	1,19	1,24	0,88	1,02	1,09	1,07	0,96
13	98/99	0,25	0,82	0,69	1,00	1,00	0,87	0,69	1,00	0,87	0,97	1,02	1,08	0,89	0,89	1,12	1,17	0,77	1,02	0,96	1,04	0,96
14	99/00	0,45	0,25	0,42	0,81	1,00	0,57	0,34	0,81	0,57	0,95	1,05	1,08	0,92	0,85	1,09	1,18	0,80	1,00	1,03	1,02	0,98
	Média	0,44	0,42	0,67	0,97	1,00	0,91	0,65	0,97	0,91	0,93	1,07	1,08	0,92	0,84	1,13	1,18	0,86	0,98	1,03	1,03	0,95
	D.-Padrão	0,24	0,25	0,18	0,06	0,01	0,11	0,18	0,06	0,11	0,03	0,03	0,03	0,02	0,07	0,04	0,04	0,06	0,04	0,03	0,02	0,02

Quadro 4C – Variável dependente (Y_o/Y_p) e variáveis independentes (escores) utilizadas na parametrização do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de Alfenas, MG

Ano	Ano Agrícola	Y_o/Y_p	Escores dos Componentes Principais		
			Z_1	Z_2	Z_3
1989	88/89	0,10	-0,3000	1,2857	0,8267
1990	89/90	0,30	-0,9537	1,1068	0,8597
1991	90/91	0,36	-0,6251	1,3000	1,0784
1992	91/92	0,60	-0,2888	1,1385	1,0929
1993	92/93	0,09	-0,4864	1,5082	0,9201
1994	93/94	1,00	-0,0777	0,6895	1,1958
1995	94/95	0,36	0,3767	1,4164	0,7875
1996	95/96	0,48	0,0124	0,9724	0,9049
1997	96/97	0,16	-0,4189	1,3939	1,0839
1998	97/98	0,71	-0,3331	1,0078	1,1655
1999	98/99	0,36	0,2402	1,5060	1,2642
2000	99/00	0,40	0,0050	0,8990	0,7187

Quadro 5C – Variável dependente (Y_o/Y_p) e variáveis independentes (escores) utilizadas na parametrização do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de Monte Belo, MG

Ano	Ano Agrícola	Y_o/Y_p	Escores dos Componentes Principais		
			Z_1	Z_2	Z_3
1988	87/88	0,11	0,6484	-0,4345	2,5408
1989	88/89	0,98	0,1857	-0,2848	2,3004
1990	89/90	0,10	1,0995	-0,4586	2,3752
1991	90/91	0,79	0,3699	0,0657	2,3130
1992	91/92	0,05	0,8104	-0,5247	2,1942
1993	92/93	0,70	0,3178	0,0928	2,6939
1994	93/94	0,03	0,6909	-0,5940	2,6045
1995	94/95	0,66	-0,0555	-0,5068	2,5029
1996	95/96	0,72	0,5889	-0,6689	2,5912
1997	96/97	0,05	0,7178	-0,6180	2,6682
1998	97/98	0,76	-0,0091	-0,4895	2,6695
1999	98/99	0,10	0,4456	-1,0319	2,4961
2000	99/00	0,89	-0,2455	-0,8184	2,2943

Quadro 6C – Variável dependente (Y_o/Y_p) e variáveis independentes (escores) utilizadas na parametrização do modelo de regressão linear múltipla em componentes principais para o município de São Sebastião do Paraíso, MG

Ano	Ano Agrícola	Y_o/Y_p	Escores dos Componentes Principais		
			Z_1	Z_2	Z_3
1987	86/87	0,34	-1,2560	1,0656	1,8717
1988	87/88	0,60	-0,8671	1,0139	2,0098
1989	88/89	0,20	-0,5493	1,0932	1,8657
1990	89/90	0,64	-0,9738	0,8562	1,9242
1991	90/91	0,12	-0,9183	1,3511	1,7026
1992	91/92	0,88	-0,9224	0,7491	1,8353
1993	92/93	0,31	-0,4088	1,3596	1,9145
1994	93/94	0,43	-1,0892	1,0939	1,8072
1995	94/95	0,41	-0,4747	0,8509	2,0663
1996	95/96	0,57	-0,4993	0,8689	2,0786
1997	96/97	0,10	-0,7821	1,2439	1,8805
1998	97/98	0,82	-0,9983	0,7979	2,0089
1999	98/99	0,25	-0,5483	1,3318	1,7256
2000	99/00	0,45	-0,5022	0,4769	1,5324