

EMANUEL FERNANDO MAIA DE SOUZA

**MÉTODOS ESTATÍSTICOS APLICADOS À SELEÇÃO DE
CLONES DE LARANJEIRA 'PÊRA'**

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

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2010

EMANUEL FERNANDO MAIA DE SOUZA

**MÉTODOS ESTATÍSTICOS APLICADOS À SELEÇÃO DE
CLONES DE LARANJEIRA 'PÊRA'**

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

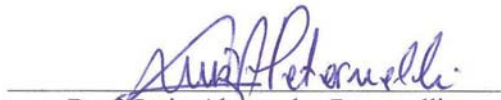
APROVADA: 09 de agosto de 2010



Prof. Cláudio Horst Bruckner



Prof. Fabyano Fonseca e Silva



Prof. Luiz Alexandre Peternelli
(Coorientador)



Pesq. Sérgio Alves de Carvalho
(Coorientador)



Prof. Dalmo Lopes de Siqueira
(Orientador)

Dedico este trabalho, em primeiro lugar, a Deus.

Dedico também a todos os seres humanos que foram excluídos do processo de aprendizagem científica e dos benefícios produzidos por ele.

AGRADECIMENTOS

À Deus, por todas as oportunidades concedidas.

À minha esposa por me apoiar e me auxiliar em todos os momentos desta jornada.

Aos meus pais e familiares por me apoiarem e aceitarem minha ausência durante este período.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de continuar meus estudos.

Ao Centro APTA Citros ‘Sylvio Moreira’, IAC, pela oportunidade em conhecer um pouco mais sobre a pesquisa com citros e pela concessão dos dados.

Ao CNPq, pela concessão de bolsa de estudo.

Aos professores e pesquisadores que, até o presente momento, têm me auxiliado a crescer como profissional e como ser humano.

A todos os funcionários da UFV, pelo trabalho e companheirismo.

Aos meus amigos e amigas, pelo ombro companheiro e pela mão forte que tanto estiveram presentes nesta conquista.

Aos colegas de trabalho da Universidade Federal de Rondônia, por compreender meus períodos de ausência.

A todas as pessoas que estiveram ocultas, mas que de alguma forma contribuíram para a conclusão desta etapa.

SUMÁRIO

RESUMO	vi
ABSTRACT	viii
INTRODUÇÃO GERAL	1
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	7
CAPÍTULO I: NÚMERO DE COLHEITAS NECESSÁRIAS PARA SELEÇÃO DE CLONES DE LARANJEIRA 'PÊRA'	14
INTRODUÇÃO	14
MATERIAIS E MÉTODOS	15
RESULTADOS E DISCUSSÃO	20
CONCLUSÕES	30
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	31
CAPÍTULO II: ANÁLISE DE MEDIDAS REPETIDAS NA SELEÇÃO DE CLONES DE LARANJEIRA 'PÊRA'	34
INTRODUÇÃO	34
MATERIAIS E MÉTODOS	35
RESULTADOS E DISCUSSÃO	39
CONCLUSÕES	48
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	49

CAPÍTULO III: APLICAÇÃO DA ANÁLISE ESPACIAL NA AVALIAÇÃO DE EXPERIMENTOS DE SELEÇÃO DE CLONES DE LARANJEIRA 'PÊRA'	52
INTRODUÇÃO	52
MATERIAIS E MÉTODOS	55
RESULTADOS E DISCUSSÃO	57
CONCLUSÕES	65
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	66
CONCLUSÕES GERAIS	70

RESUMO

SOUZA, Emanuel Fernando Maia de, D.Sc. Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2010. **Métodos estatísticos aplicados à seleção de clones de laranjeira 'Pêra'**. Orientador: Dalmo Lopes de Siqueira. Coorientadores: Luiz Alexandre Peternelli, Luiz Carlos Chamhum Salomão e Sérgio Alves de Carvalho.

A citricultura recebe destaque no cenário econômico e social brasileiro devido à geração de emprego e renda. Inúmeras pesquisas têm sido desenvolvidas para identificar genótipos de citros superiores, possibilitar aumento na diversidade genética dos cultivos e reduzir prejuízos devido a pragas e doenças. Apesar destes avanços, para a laranjeira 'Pêra', a cultivar com maior área plantada no Brasil, existem poucos trabalhos com o objetivo de selecionar clones mais produtivos e adaptados as regiões de cultivo. Além disso, nos ensaios de competição de cultivares de citros, seja para a obtenção de porta-enxertos ou de copas, as determinações dos melhores genótipos utilizam de grande número de tratamentos, ocupando por longo período grandes áreas experimentais, normalmente superiores a oito safras, o que torna estes experimentos morosos e onerosos. Portanto, a busca de métodos de análise que possam corroborar para aumentar a eficiência e a confiabilidade na avaliação dos dados destes experimentos é de suma importância para o progresso do melhoramento genético de citros. O presente trabalho teve por objetivo, identificar o número mínimo de avaliações a serem realizadas em ensaios de competição de clones de laranjeira 'Pêra' e propor o uso de métodos estatísticos para suportar a dependência temporal ou a dependência espacial. No primeiro momento, foi determinado o coeficiente de repetibilidade e o período de estabilização fenotípica para a indicação do número mínimo de colheitas anuais para se determinar os clones superiores. Posteriormente foram analisados modelos de análise de medidas repetidas

para avaliar a dependência temporal e modelos com análise de dependência espacial. Os resultados apontam que seriam necessárias 25 avaliações para seleção com 95% de confiabilidade. Entretanto, quando se considera o período de estabilização fenotípica, ou seja, o período no qual há maior manifestação das características genéticas que governam a produção e menor variabilidade entre safras sucessivas, a seleção poderia ser realizada utilizando a produção das cinco primeiras colheitas anuais, visto que nestas safras foi verificada em média maior associação com a quantidade total de frutos produzidos. Para a seleção utilizando dados das cinco primeiras safras, poder-se-ia empregar o modelo de medidas repetidas com a matriz de covariâncias auto-regressiva heterogênea de primeira ordem; visto que este modelo apresenta qualidade de ajuste e eficiência de seleção no mínimo igual ou maior que o método usualmente empregado, ou seja, a análise de variância com as médias ou totais da produção por planta ao longo das safras de interesse. Para o controle da dependência espacial, os resultados apontam que o uso de modelos auto-regressivos separáveis de primeira ordem para experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra', trouxeram ganhos pequenos, porém significativos. Este fato pode ser devido aos baixos valores associados à variância de blocos e a homogeneidade das áreas experimentais utilizadas. Deste modo, a análise desconsiderando o fator blocos, mas com o ajuste espacial auto-regressivo separável de primeira ordem apresentou melhor qualidade de ajuste entre os modelos avaliados.

ABSTRACT

SOUZA, Emanuel Fernando Maia de, D.Sc. Universidade Federal de Viçosa, August of 2010. **Statistical methods applied to selection of clones of 'Pêra' sweet orange.** Adviser: Dalmo Lopes de Siqueira. Co-Advisers: Luiz Alexandre Peternelli, Luiz Carlos Chamhum Salomão and Sérgio Alves de Carvalho.

Citrus industry has received prominence in the current economic and social scene for generating employment and income. Numerous studies have been developed in order to identify genotypes of superior citrus, enable an increase in genetic diversity of crops and reduce losses due to pests and diseases. Despite these advances, as for the orange trees, which are grown within the biggest planted area in Brazil, there are only a few works with the aim of selecting more productive and adapted clones to growing regions. Moreover, in competition assays of citrus growers, intended to obtain rootstocks or crowns, the determinations of the best genotypes use a large number of treatments, occupying large experimental areas for long periods, usually longer than eight annual crops, which makes these experiments lengthy and pricy. Therefore, the search for methods of analysis that can help increase efficiency and reliability in the data evaluation from these experiments is of supreme importance for the progress in the genetic improvement of citrus. This paper is aimed at identifying the minimum number of evaluations to be performed in competition assays of 'Pera' orange tree clones and propose the use of statistical methods to support the temporal or spatial dependence. At first, we determined the coefficient of repeatability and the phenotypic stabilization period to indicate the minimum number of annual crops with the intention of determining the superior clones. Then, models were analyzed in repeated measure analysis in order to assess temporal dependence as well as spatial dependence. The results show that 25

evaluations would be required for selection with 95% reliability. However, when considering the phenotypic stabilization period, i.e., the period in which there is greater expression of genetic characters that govern the production and less variability between successive crops, the selection could be accomplished by using the output of the first five harvests per year, seeing that in these crops there was more association with the total quantity of fruit production. By using statistics of the first five seasons, it would be possible to employ the repeated measurement model with the matrix of autoregressive heterogeneous covariance of first order, as this model features fit quality and selection efficiency at least equivalent or better than the method usually employed, i.e., the variance analysis with the average or total harvest per plant over the crops of interest. In view of spatial dependence control, the results indicate that the use of autoregressive separable first-order models, which were designed for selection experiments of orange tree clones, brought small, but significant gains. This fact may be due to the low values associated with the block variance and homogeneity of the experimental areas that were used. Therefore, the analysis, disregarding the block factor but with spatial autoregressive separable first-order adjustment, showed better fit quality among the models evaluated.

INTRODUÇÃO GERAL

A citricultura brasileira destaca-se no mundo como maior produtora de laranjas (FAO, 2007). Inúmeras pesquisas têm sido desenvolvidas para identificar genótipos de citros superiores e possibilitar aumento na diversidade genética dos cultivos e reduzir prejuízos devido a pragas e doenças (Souto et al., 2001; Domingues et al., 2004; Santos et al., 2007; Tazima et al., 2010). Contudo, apesar da laranjeira 'Pêra' ser considerada uma das cultivares mais importante no Brasil, seja pela área plantada, número de mudas produzidas ou por suas características agronômicas (Amaral et al., 2000; Salibe et al., 2002; Pompeu Jr & Blumer, 2008), trabalhos que visem a seleção de clones de laranjeira 'Pêra' mais produtivos e adaptados a cada região produtora são escassos na literatura (Domingues et al., 1999, 2004; Teófilo Sobrinho et al., 2000; Carvalho et al., 2006; Tazima et al., 2010).

Deve-se atentar que em ensaios de competição de cultivares de citros, seja para a indicação de porta-enxertos ou de copas, a determinação dos melhores genótipos tem sido realizada através do emprego de testes de comparações múltiplas ano a ano ou pela produção total acumulada em um determinado período de tempo, normalmente superior a oito colheitas anuais (Georgiou & Gregoriou, 1999; Figueiredo et al., 2001; Pompeu Jr. et al., 2002; Forner-Giner et al., 2003; Blumer & Pompeu Jr., 2005; Pompeu Jr. et al., 2008). Este método tem sido empregado tanto no Brasil (Figueiredo et al., 2005; Pompeu Jr. & Blumer, 2005; Stenzel et al., 2005; Pompeu Jr. et al., 2008), quanto em outros países como Arábia Saudita (Al-Jaleel et al., 2005), Chipre (Georgiou & Gregoriou, 1999; Georgiou, 2000), Egito (Bassal, 2009), Israel (Levy et al., 1993; Levy & Lifshit, 1995), Espanha (Forner-Giner et al.,

2003; Perez-Perez et al., 2005) e Estados Unidos (Fallahi et al., 1991, 1992; Wheaton et al., 1995).

Devido ao longo prazo e a grandes áreas experimentais ocupadas, estes ensaios são dispendiosos, visto que demandam grande volume de recursos físicos e financeiros. Outro problema associado a experimentos de longa duração é a perda de parcelas, que no caso dos citros é agravado pela ocorrência de doenças em que os métodos de controle exigem a eliminação de plantas infectadas, como a ocorrência do huanglongbing (ex-greening). Por motivos como os apresentados anteriormente, tem-se procurado encontrar, para diversas espécies de plantas, métodos para antecipar, com segurança, a seleção dos genótipos superiores. Portanto, seria adequado que em um programa de melhoramento genético de plantas, visando, por exemplo, o aumento de produção, que os valores assumidos pelas avaliações estejam mais próximos possíveis dos valores reais de cada genótipo e que as avaliações precoces sejam correspondentes a verdadeira capacidade produtiva.

Deste modo, entre as possibilidades para se encontrar o número de avaliações necessárias para se determinar antecipadamente quais são os genótipos superiores, encontra-se o emprego de correlação fenotípica entre variáveis ao longo do período, por exemplo, as produções periódicas e a produção total (Sera, 1987; Bonomo et al., 2004; Pimentel et al., 2008). No entanto, nem sempre valores altos de correlação determinam a real existência de associação entre duas variáveis e neste caso, para uma seleção eficiente, pressupõe-se que os genótipos mantenham seu desempenho inicial por toda a sua vida produtiva.

A determinação do coeficiente de repetibilidade pode ser considerada como outra forma de avaliar essa expectativa na predição do desempenho do genótipo, pois neste método é possível fazer uma previsão, com base em um valor esperado de

acerto, do número de observações fenotípicas que devem ser realizadas para que a seleção dos genótipos seja eficiente e com menor consumo de recursos. Este coeficiente é estimado pela proporção da variância total que é explicada pelas variações devidas ao genótipo e pelas variações permanentes, normalmente atribuídas a um ambiente comum (Abeywardena, 1972; Cruz et al., 2004).

A determinação do número mínimo de colheitas a partir do coeficiente de repetibilidade tem sido empregada em outras fruteiras, principalmente, para definir o número de avaliações a serem realizadas para selecionar os genótipos superiores (Fonseca et al., 1990; Dias & Kageyama, 1998; Cavalcanti et al., 2000; Lopes et al., 2001; Paiva et al., 2001; Degenhardt et al., 2002; Costa, 2003). Contudo os trabalhos para a determinação do coeficiente de repetibilidade em citros são escassos, apesar da importância que esta informação apresenta para os experimentos que visam indicar cultivares. As informações para o coeficiente de repetibilidade para laranjeiras doces variaram entre 0,291 a 0,678, necessitando de aproximadamente duas a 13 medições para predizer, com 85% eficiência, quais seriam os genótipos mais produtivos, dependendo da característica avaliada e do método empregado para se estabelecer o valor do coeficiente de repetibilidade (Negreiros et al., 2008). Esta amplitude observada é função do método de estimação do coeficiente de repetibilidade escolhido, visto que podem existir diferenças entre os valores encontrados quando as pressuposições de cada estimador não são atendidas (Cruz et al., 2004). Logo, seria conveniente avaliar uma maior quantidade de experimentos, com número variado de tratamentos e em diferentes condições experimentais para se predizer com maior segurança o número adequado de avaliações.

Para possibilitar a escolha dos genótipos superiores precocemente, deve-se ater, também, na possibilidade de se empregar modelos estatísticos que possibilitem

a predição dos valores fenotípicos ou genotípicos com mais próximos possíveis do valor real do genótipo, mesmo em condições experimentais não favoráveis (Duarte & Vencovsky, 2001, 2005; Resende & Sturion, 2003; Butler et al., 2008; Nunes et al., 2008; Phiepko et al., 2008). Entre as condições experimentais não favoráveis que podem ser encontradas em experimentos de plantas perenes, como nos ensaios de competição de cultivares de citros, estão a perda de parcelas e a ocorrência de dependência espacial e/ou temporal entre avaliações das parcelas. Desta forma, uma alternativa para auxiliar o pesquisador na tomada de decisões seria o emprego da seleção precoce associado a métodos estatísticos mais eficientes. Entre os métodos estatísticos disponíveis, a análise de medidas repetidas tem sido empregada com maior frequência, por ser considerada mais adequada a situações que existe a dependência temporal entre as medidas tomadas em uma mesma parcela ou quando pressuposições da análise de variância, como a homogeneidade de variâncias, não são atendidas (Littel et al., 1989; Resende et al., 2000; Cecon et al., 2008).

Mesmo que teoricamente a casualização associada ao controle local, como o emprego de blocos, sejam utilizados para reduzir o erro experimental e a dependência espacial entre parcelas, tem sido relatado que estes métodos não têm sido eficientes (Fu et al., 1999; Resende & Sturion, 2003; Casanoves et al., 2005; Butler et al., 2008). Principalmente para espécies perenes nas quais a definição dos blocos acontece em um período anterior e distante das avaliações. Para situações como esta, onde existe a possibilidade de dependência entre parcelas vizinhas, a utilização de modelos estatísticos que permitam uma flexibilização nas análises pode ser considerada vantajosa por apresentar maiores eficiências seletivas e estimativas mais acertadas dos componentes de variância (Duarte & Vencovsky, 2005; Littel et al., 2006; Resende et al., 2006). Neste caso, diversos métodos podem ser empregados

para recuperar a informação da dependência espacial e permitir uma análise fidedigna. Entre estes métodos, os modelos auto-regressivos (Gleeson & Cullis, 1987; Cullis & Gleeson, 1991; Cullis et al., 1998) tem sido considerados os mais eficientes para espécies perenes (Resende & Sturion, 2003; Resende et al., 2006; Butler et al., 2008; Ye & Jayawickrama, 2008).

Deste modo, procurou-se determinar métodos estatísticos que auxiliassem na seleção de clones de laranjeira 'Pêra', preconizando a possibilidade de se realizar a indicação com o mínimo de colheitas anuais possíveis. Para tanto, dividiu-se o trabalho em três capítulos, nos quais foram avaliadas diferentes estratégias de análise estatística que pudessem possibilitar alcançar o objetivo proposto.

No primeiro capítulo, avaliou-se qual era o método mais indicado para determinar o coeficiente de repetibilidade. Após a verificação do método que permitia a estimação do coeficiente de repetibilidade com maior confiabilidade, determinou-se o número mínimo de colheitas anuais para a seleção de clones de laranjeira 'Pêra'.

De posse do número mínimo de safras necessárias para a seleção de clones de laranjeira 'Pêra', iniciou-se as análises do segundo capítulo. Neste capítulo, foram empregadas diferentes matrizes para modelar a dependência temporal entre as avaliações de uma mesma parcela. Utilizou-se dos dados de dois experimentos de longa duração e avaliou-se a coincidência de acerto na indicação dos clones superiores entre a seleção com os dados provenientes de todas as safras e dos clones indicados pela seleção com o número mínimo de colheitas anuais, apontado no capítulo 1. A fim de comparação, utilizou-se também o método de análise de variância com a média da produção para os mesmos períodos.

No terceiro capítulo, procurou-se avaliar a existência da dependência espacial entre parcelas adjacentes de experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra', e se ocorreria alguma alteração nestes valores a cada safra. Foram empregados três modelos. Dois destes modelos utilizaram procedimentos auto-regressivos separáveis de primeira ordem associados ou não ao uso do controle local e o terceiro foi à análise em blocos completos casualizados com erros normais e independentemente distribuídos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABEYWARDENA, V. An application of principal component analysis in genetics. **Journal of Genetics**, v.61, p.27-51, 1972.

AL-JALEEL, A.; ZEKRI, M.; HAMMAM, Y. Yield, fruit quality, and tree health of ‘Allen Eureka’ lemon on seven rootstocks in Saudi Arabia. **Scientia Horticulturae**, v.105, p.457–465, 2005.

AMARAL, A.M.; SOUZA, M.; CARVALHO, S.A. 'Pera' Sweet Orange. **Journal of American Pomological Society**, v.51, p.2-5, 2000.

BASSAL, M.A.; Growth, yield and fruit quality of ‘Marisol’ clementine grown on four rootstocks in Egypt. **Scientia Horticulturae**, v.119, p.132–137, 2009.

BLUMER, S.; POMPEU JR, J. Avaliação de citrandarins e outros híbridos de trifoliata como porta-enxertos para citros em São Paulo. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.27, p.264-267, 2005.

BONOMO, P.; CRUZ, C.D.; VIANA, J.M.S; PEREIRA; OLIVEIRA, V.R.; CARNEIRO, P.C.S. Seleção antecipada de progênies de café descendentes de “híbrido de timor” x “catuaí amarelo” e “catuaí vermelho”. **Acta Scientiarum. Agronomy**. v.26, p.91-96, 2004.

BUTLER, D.G.; ECCLESTON, J.A.; CULLIS, B.R. On an approximate optimality criterion for the design of field experiments under spatial dependence. **Australian & New Zealand Journal of Statistic**, v.50, p.295-307, 2008.

CARVALHO, S.A.; LATADO, R.R.; BASTIANEL, M.; AZEVEDO, F.A. Produção e qualidade de fruto de onze clones de laranja ‘Pêra’ sobre tangerina ‘Cleópatra’ no período de 1995 a 2005 em Cordeirópolis, SP. In: Congresso Brasileiro de

Fruticultura, 19, 2006. Cabo Frio. **Palestras e Resumos....** Cabo Frio: SBF/UENF/UFRRJ, 2006. p.405.

CASANOVA, F.; MACCHIAVELLI, R.; BALZARINI, M. Error Variation in multienvironment peanut trials: Within-trial spatial correlation and between-trial heterogeneity. **Crop Science**, v.45, p.1927-1933, 2005.

CAVALCANTI, J.J.V.; PAIVA, J.R. de; BARROS, L. de M.; CRISÓSTOMO, J.R.; CORRÊA, M.P.F. Repetibilidade de caracteres de produção e porte da planta em clones de cajueiro-anão precoce. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.35, p.773-777, 2000.

COSTA, J.G. Estimativas de repetibilidade de alguns caracteres de produção em mangueira. **Ciência Rural**, v.33, p.263-266, 2003.

CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J.; CARNEIRO, P.C.S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 3.ed. Viçosa:UFV, 2004. v.1. 480p.

CULLIS, B.R.; GLEESON, A.C. Spatial analysis of field experiments - an extension at two dimensions. **Biometrics**, v.47, p.1449-1460, 1991.

CULLIS, B.R.; GOGELL, B.; VERBYLA, A. Spatial analysis of multi-environment early generation variety trials. **Biometrics**, v. 54, p.1-18, 1998.

DEGENHARDT, J.; DUCROQUET, J.P.; REIS, M.S. dos; GUERRA, M.P.; NODARI, R.O. Efeito de anos e determinação do coeficiente de repetibilidade de características de frutos de goiabeira-serrana. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, p.1285-1293, 2002.

DIAS, L.A.S.; KAGEYAMA, P.Y. Repeatability and minimum harvest period of cacao (*Theobroma cacao* L.) in Southern Bahia. **Euphytica**, v.102, p.29-35, 1998.

DOMINGUES, E.T.; TULMANN NETO, A.; TEÓFILO SOBRINHO, J.; MATTOS JR., D.; POMPEU JR., J.; FIGUEIREDO, J.O. Seleção de variedades de laranja quanto à qualidade do fruto e período de maturação. **Laranja**, v.24, p.471-490, 2003.

DOMINGUES, E.T.; TEOFILO SOBRINHO, J.; POMPEU JUNIOR, J.; FIGUEIREDO, J.O.; TULMAN NETO, A. Caracterização de onze clones de laranja ‘pêra’ e seis variedades assemelhadas. **Laranja**, v.25, p.111-138, 2004.

DUARTE, J.B.; VENCOVSKY, R. Estimação e predição por modelo linear misto com ênfase na ordenação de médias de tratamentos genéticos. **Scientia Agricola**, v.58, p.109-117, 2001.

DUARTE, J.B.; VENCOVSKY, R. Spatial statistical analysis and selection of genotypes in plant breeding. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, p.107-114, 2005.

FALLAHI, E.; MOUSAVI, Z.; RODNEY, D.R. Performance of ‘Orlando’ Tangelo Trees on Ten Rootstocks in Arizona. **Journal of the American Society for Horticultural Science**, v.116, p.2-5, 1991.

FALLAHI, E.; MOUSAVI, Z.; RODNEY, D.R. Tree Size, Yield, Fruit Quality, and Leaf Mineral Nutrient Concentration of ‘Fairchild’ Mandarin on Six Rootstock. **Journal of the American Society for Horticultural Science**, v.117, p. 28-31, 1992.

FIGUEIREDO, J.O.; NEGRI, J.D.; MATTOS JR, D.; PIO, R.M.; AZEVEDO, F.A.; LARANJEIRA, F.F.; GARCIA, V.X.P. Porta-enxertos para o limão ‘Eureka km 47’ em Araraquara. **Laranja**, v.26, p.87-94, 2005.

FIGUEIREDO, J.O.; STUCHI, E.S.; LARANJEIRA, F.F.; DONADIO, L.C.; SOBRINHO, J.T.; SEMPIONATO, O.R.; MÜLLER, G.W. Porta-enxertos para lima ácida ‘Tahiti’ em duas regiões do estado de São Paulo. **Laranja**, v.22, p.203-213, 2001.

FONSECA, C.E.L.; ESCOBAR, J.R.; BUENO, D.M. Variabilidade de alguns caracteres físicos e químicos do fruto do cupuaçuzeiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.25, p.1079-1084, 1990.

FORNER-GINER, M.A.; ALCAIDE, A.; PRIMO-MILLO, E.; FORNER, J.B. Performance of 'Navelina' orange on 14 rootstocks in Northern Valencia (Spain). **Scientia Horticulturae**, v.98, p.223-232, 2003.

FU, Y.B.; YANCHUK, A.D.; NAMKOONG, G. Spatial patterns of tree height variations in a series of Douglas-fir progeny trials: implications for genetic testing. **Canadian Journal Forest Research**, v.29, p.714-723, 1999.

GEORGIOU, A. Performance of 'Nova' mandarin on eleven rootstocks in Cyprus. **Scientia Horticulturae**, v.84, p.115-126, 2000.

GEORGIOU, A.; GREGORIOU, C. Growth, yield and fruit quality of 'Shamouti' orange on fourteen rootstocks in Cyprus. **Scientia Horticulturae**, v.80, p.113-121, 1999.

LEVY, Y.; LIFSHIT, J. Alemow (*Citrus macrophylla* Wester.), compared with six other rootstocks for nucellar 'Minneola' tangelo (*Citrus paradisi* Macf. x *Citrus reticulata* Blanco). **Scientia Horticulturae**, v.61, p.131-137, 1995.

LEVY, Y.; LIFSHITZ, J.; BAVLI, N. Alemow (*Citrus macrophylla* Wester) - a dwarfing rootstock for old-line 'Temple' mandarin (*Citrus temple* Hort. ex. Tan.). **Scientia Horticulturae**, v.53, p.289-300, 1993.

LITTEL, R.C.; MILLIKEN, G.A.; STROUP, W.W.; WOLFINGER, R.D.; SHABENBERGER, O. **SAS for Mixed Models**, 2^a ed., Cary: SAS Institute Inc., 2006.

LOPES, R.; BRUCKNER, C.H.; CRUZ, C.D.; LOPES, M.T.G.; FREITAS, G.B. de. Repetibilidade de características do fruto de aceroleira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.36, p.507-513, 2001.

NEGREIROS, J.R.S; SARAIVA, L.L.; OLIVEIRA, T.K.; ÁLVARES, V.S.; RONCATTO, G. Estimativas de repetibilidade de caracteres de produção em laranjeiras-doces no Acre. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p.1763-1768, 2008.

NUNES, J.A.R.; MORETO, A.L.; RAMALHO, M.A.P. Using genealogy to improvement selection efficiency of pedigree method. **Scientia Agricola**, v.65, p.25-30, 2008.

PAIVA, J.R. de; RESENDE, M.D.V. de; CORDEIRO, E.R. Avaliação do número de colheitas na produção de progênies de aceroleira, repetibilidade e herdabilidade de caracteres. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.23, p.102-107, 2001.

PEREZ-PEREZ, J.G.; PORRAS CASTILHO, I.; GARCIA-LIDON, A.; BOTIA, P.; GARCIA-SANCHEZ, F. Fino lemon clones compared with the lemon varieties Eureka and Lisbon on two rootstocks in Murcia (Spain). **Scientia Horticulturae**, v.106, p.530-538, 2005.

PHIEPHO, H.P.; MÖHRING, J.; MELCHINGER, A.E. BLUP for phenotypic selection in plant breeding and variety testing. **Euphytica**, v.161, p.209-228, 2008.

PIMENTEL, L.D; STENZEL, N.M.C; CRUZ, C.D.; BRUCKNER, C.H. Seleção precoce de maracujazeiro pelo uso da correlação entre dados de produção mensal e anual. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p.1303-1309, 2008.

POMPEU JR, J.; BLUMER, S. Performance de citrumelos F80 no estado de São Paulo. **Laranja**, v.26, p.77-85, 2005.

POMPEU JR, J.; BLUMER, S. POMPEU, G.B. Tangerinas como porta-enxertos para laranjeira 'Pêra'. **Ciência e Agrotecnologia**, v.32, p.1218-1223, 2008.

POMPEU JR., J.; LARANJEIRA, F.F.; BLUMER, S. Laranjeiras 'Valência' enxertadas em híbridos de trifoliata. **Scientia Agrícola**, v.59, p.93-97, 2002.

RESENDE, M.D.V.; STURION, J.A. Análise estatística espacial de experimentos com modelos mistos individuais com erros modelados por processos ARIMA em duas dimensões. **Revista de Matemática e Estatística**, v.21, p.7-33, 2003.

RESENDE, M.D.V.; THOMPSON, R.; WELHAN, S. Multivariate spatial statistical analysis of longitudinal data in perennial crops. **Revista de Matemática e Estatística**, v.24, p.147-169, 2006

SERA, T. **Possibilidade de emprego de seleção nas colheitas iniciais de café (*Coffea arabica* L. cv. Acaiá)**. 1987. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1987.

SOUTO, R.F.; ALVARENGA, L.R.; RODRIGUES, M.G.V.; SOBRINHO, A.P.C.; MENEGUCCI, J.L.P. Comportamento de laranjeiras-doces no norte do estado de Minas Gerais. **Laranja**, v.22, p.457-467, 2001.

STENZEL, N.M.C.; NEVES, C.S.V.J.; SCHOLZ, M.B. dos S.; GOMES, J.C. Comportamento da laranjeira 'Folha Murcha' em sete porta-enxertos no noroeste do Paraná. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.27, p.408-411, 2005.

TAZIMA, Z.H.; NEVES, C.S.V.J.; YADA, I.F.U.; LEITE JUNIOR, R.P. Produção e qualidade dos frutos de clones de laranjeira-'Pera' no norte do Paraná. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v. 32, p.189-195, 2010.

TEÓFILO SOBRINHO, J.; POMPEU JUNIOR, J.; MÜLLER, G.W.; FIGUEIREDO, J.O.; LARANJEIRA, F.F.; SALIBE, A.A. Comparative performance

of 15 'Pera' orange selection in São Paulo, Brazil. In: 9th International Citrus Congress, Orlando. **Proceedings of the International Society of Citriculture**, v. 1, p.468-470, 2000.

WHEATON, T.A.; WHITNEY, W.S.; CASTLE, W.S.; MURARO, R.P.; BROWNING, H.W.; TUCKER, D.P.H. *Citrus* Scion and Rootstock, Topping Height, and Tree Spacing Affect Tree Size, Yield, Fruit Quality, and Economic Return. **Journal of the American Society for Horticultural Science**, v.120, p. 861-870, 1995.

YE, T.Z.; JAYAWICKRAMA, K.J.S. Efficiency of using spatial analysis in first-generation coastal Douglas-fir progeny tests in the US Pacific Northwest. **Tree Genetics & Genomes**, v.4, p.677-692, 2008.

CAPÍTULO I: NÚMERO DE COLHEITAS NECESSÁRIAS PARA SELEÇÃO DE CLONES DE LARANJEIRA 'PÊRA'

INTRODUÇÃO

Em todo mundo são realizadas pesquisas para identificar cultivares de citros mais adaptados a cada região e condições de cultivo. Deve-se atentar que em ensaios de competição de cultivares de citros, seja para a obtenção de porta-enxertos ou de copas, a determinação dos melhores cultivares tem sido realizada empregando testes de comparações múltiplas das safras ano a ano ou pela produção total acumulada em um determinado período de tempo, normalmente superior a oito colheitas anuais. Este método tem sido empregado para seleção de porta-enxertos e copas de diversas espécies como limões (Perez-Perez et al., 2005), laranjas (Georgiou, 1999; Forner-Giner et al., 2003; Tazima et al., 2010), tangerinas (Smith et al., 2003; Mourão Filho et al., 2007) entre outros. Apesar da importância de se realizar ensaios de longa duração para conhecer o desempenho dos cultivares nos ambientes (ou a interação copa x porta-enxerto), pouco se sabe sobre o número mínimo necessário de avaliações para se predizer, com segurança e eficiência, quais seriam os genótipos superiores.

Para determinar o número mínimo de colheitas, para diversas espécies de plantas perenes, que apresentam problemas similares aos dos citros, têm-se procurado métodos para identificar o número de avaliações necessário para realizar a seleção dos cultivares superiores (Cavalcanti et al., 2000; Bonomo et al., 2004; Pimentel et al., 2008). Contudo, informações como estas são escassas para os citros

apesar da importância que elas apresentam para os programas de seleção de cultivares (Negreiros et al., 2008). Entre as possibilidades para a identificação do número de safras e qual o período a ser empregado entre um conjunto de safras, encontra-se a estimação do coeficiente de repetibilidade e o uso de correlações fenotípicas entre os períodos de avaliação (Bonomo et al., 2004; Negreiros et al., 2008; Pimentel et al., 2008). O coeficiente de repetibilidade pode ser empregado para medir o limite superior da herdabilidade no sentido amplo, assim como para estimar o número de avaliações necessárias para uma seleção eficiente em uma determinada característica do cultivar (Cruz & Regazzi, 2001).

Considerando as questões acima apresentadas, o objetivo deste capítulo foi encontrar o número mínimo de avaliações necessárias para se realizar a seleção de clones superiores de laranjeira 'Pêra', considerando apenas a produção de frutos por planta.

MATERIAIS E MÉTODOS

Dados experimentais

Os dados experimentais são provenientes da Rede de experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra', como parte do Programa de melhoramento de Citros do Centro APTA Citros Sylvio Moreira – IAC (Carvalho et al., 2006). Nestes experimentos, instalados em municípios representativos das regiões Norte, Centro e Sul do Estado de São Paulo, nas quais são encontradas diferentes condições edafoclimáticas, o objetivo é selecionar, em nível regional, clones de laranja 'Pêra', mais produtivos, com frutas de boa qualidade, boa interação entre o vírus da tristeza e condições ambientais e para diferentes porta-enxertos.

Para o presente estudo, foram considerados cinco destes experimentos, instalados entre 1992 e 2000, segundo o delineamento em blocos completos

casualizados, com o espaçamento entre linhas e entre plantas dentro de linhas por 7 x 5 m. Foi utilizada uma planta por parcela nos experimentos conduzidos em Avaré, Cordeirópolis (RG16 e RG52) e Itapetininga e duas plantas por parcela em Cajobi. Outras informações sobre os experimentos encontram-se na Tabela 1.

Apesar de ser importante na seleção dos clones superiores a avaliação de parâmetros como a qualidade dos frutos e o vigor das plantas, a produção de frutos é normalmente a única variável avaliada durante todos os anos nos ensaios de longa duração nos experimentos de seleção de clones ou porta-enxertos envolvendo a laranjeira 'Pêra' (Teófilo Sobrinho et al, 2000; Domingues et al., 2004; Pompeu Jr et al., 2008). Por isso, foi utilizada somente a produção de frutos ($\text{kg planta}^{-1} \text{ano}^{-1}$) como variável para o emprego dos modelos estatísticos e a posterior seleção dos clones.

Tabela 1. Ano de plantio, porta-enxertos, número de clones, blocos e colheitas realizadas em cada experimento de laranjeira 'Pêra'.

Experimento	Ano de Plantio	Porta-enxertos	Número de clones	Número de blocos	Número de colheitas
Avaré	1997	Cravo	17	6	9
Cajobi	2000	Cravo e Cleópatra	12	6	6
Cordeirópolis RG16	1992	Cleópatra	11	10	14
Cordeirópolis RG52	1997	Cravo	7	6	7
Itapetininga	1998	Cravo	20	10	5

Estimação do coeficiente de repetibilidade

Foram utilizados três métodos estatísticos na estimação do coeficiente de repetibilidade para cada experimento, a saber, método da análise da variância com dois fatores de variação (colheitas e clones); método dos componentes principais

com base na matriz de correlações fenotípicas e o método de análise de componentes principais com base na matriz de variâncias e covariâncias fenotípicas. Para os três métodos foram empregados os modelos e estimadores descritos em Mansour et al. (1981).

No método de análise de variância foi empregado o modelo estatístico abaixo.

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + c_j + \varepsilon_{ij} \quad (e1)$$

em que Y_{ij} é a média das observação referente ao i -ésimo tratamento na j -ésima safra; μ é a média geral; τ_i é o efeito aleatório do i -ésimo tratamento [$i = 1, 2, 3, \dots, t$; $\tau_i \sim NID(0, \sigma_t^2)$]; c_j é o efeito fixo da j -ésima safra ($j = 1, 2, \dots, n$); ε_{ij} é o erro experimental associado à observação $Y_{ij} \therefore \varepsilon_{ij} \sim NID(0, \sigma^2)$.

Por meio da análise de variância para o modelo utilizado, foram obtidos os quadrados médios (QM) e as esperanças dos quadrados médios $[E(QM)]$, para clones e resíduo, respectivamente, dados por $(\sigma^2 + n\sigma_t^2)$ e (σ^2) . Assim, o coeficiente de repetibilidade foi estimado pela seguinte equação.

$$\hat{r} = \frac{\hat{\sigma}_t^2}{\hat{\sigma}_t^2 + \hat{\sigma}^2} \quad (e2)$$

em que $\hat{r}$ é o coeficiente de repetibilidade; $\hat{\sigma}_t^2$ é a estimativa da variância atribuída aos efeitos confundidos de tratamentos e ambiente permanente; $\hat{\sigma}^2$ é a estimativa da variância residual.

O método dos componentes principais tem por base a matriz de correlações fenotípicas (R), que consiste em obter as correlações entre as produções observadas para os clones em cada par de medições (ρ) em todas as n safras.

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1n} \\ \rho_{21} & 1 & \dots & \rho_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{n1} & \rho_{n2} & \dots & 1 \end{bmatrix}_n$$

O estimador do coeficiente de repetibilidade para o método dos componentes principais com base na matriz de correlações obtido pela expressão abaixo.

$$\hat{r} = \frac{\hat{\lambda}_1 - 1}{n - 1} \quad (e3)$$

onde $\hat{\lambda}_1$ é a estimativa do autovalor da matriz de correlações fenotípicas (R) associado ao autovetor cujos elementos têm sinal e magnitude semelhante.

O estimador do coeficiente de repetibilidade pelo método de componentes principais tem por base a matriz de variâncias e covariância fenotípicas, que utiliza uma matriz semelhante à matriz R, empregando a expressão apresentada abaixo.

$$\hat{r} = \frac{\hat{\lambda}_2 - \hat{\sigma}_y^2}{\hat{\sigma}_y^2(n - 1)} \quad (e4)$$

em que $\hat{\lambda}_2$ é a estimativa o autovalor da matriz de variâncias e covariâncias fenotípicas associado ao autovetor cujos elementos têm sinal e magnitude semelhante e $\hat{\sigma}_y^2$ é a estimativa da variância fenotípica.

Estimação do coeficiente de determinação

O coeficiente de determinação (R^2) mede a acurácia na estimação do coeficiente de repetibilidade ($\hat{r}$) e foi determinado com a aplicação da fórmula abaixo.

$$R^2 = \frac{n\hat{r}}{1 + \hat{r}(n - 1)} \quad (e5)$$

Estimação do índice de alternância de produção

O índice de alternância de produção foi calculado para as médias da produção dos clones nas diferentes safras utilizando a fórmula proposta por Hoblyn et al. (1936).

$$IAP = \frac{1}{n-1} \sum_{j=2}^n \left(\frac{|c_j - c_{j-1}|}{c_j + c_{j-1}} \right) \quad (e6)$$

onde, c_j são as j -ésimas safras e n o número total de safras.

Para testar a significância do valor encontrado no índice de alternância de produção foi utilizado o método de reamostragem (bootstrap) sugerido por Huff (2001).

Número de avaliações

A estimação do número mínimo de avaliações que prediz o valor real dos clones com um determinado nível de confiabilidade foi calculada utilizando a expressão abaixo. Esta expressão é a reestruturação do estimador do coeficiente de determinação, porém neste caso o R^2 determina a eficiência de seleção desejada (Cruz & Regazzi, 2001).

$$\eta = \frac{R^2(1-\hat{r})}{(100-R^2)\hat{r}} \quad (e7)$$

em que η o número mínimo de avaliações necessárias para predizer o valor real do clone, e R^2 é a eficiência desejada na seleção dos clones superiores. Após verificar que o método dos componentes principais com base na matriz de correlações apresentou as melhores estimativas para o coeficiente de repetibilidade ($\hat{r}$) foram utilizados 85, 90 e 95% como valores de eficiência de seleção desejada.

Estabilização fenotípica

A estabilização fenotípica da característica foi avaliada empregando o método dos componentes principais, a partir da matriz de correlação, para as sucessivas medições, considerando-se 2, 3, até todas as n medições efetuadas em cada local. Portanto realizaram-se $n-1$ análises de duas medições sucessivas; $n-2$ análises de três análises sucessivas; até que fossem avaliadas todas as combinações sucessivas de safras em cada local. Com estes valores realizou-se a interpretação gráfica dos resultados para a indicação do período de estabilização fenotípica (Cruz, 2006)

As análises estatísticas deste capítulo foram realizadas com o auxílio do programa Genes (Cruz, 2006).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

No conjunto de dados avaliados, observou-se que houve grande variação na precisão experimental para a análise de variância considerando as colheitas individualmente (Figura 1). Observou-se, também, que existe uma tendência de se ter maior precisão experimental associadas às avaliações nos períodos correspondentes entre terceira e nona colheita. Assim, pode-se supor que as inferências sobre os resultados dos experimentos período sejam mais confiáveis.

A melhor qualidade de estimação do coeficiente de repetibilidade ocorreu no método de componentes principais utilizando a matriz de covariâncias (Tabela 2). De forma geral este método estimou um maior coeficiente de repetibilidade para todos os ambientes, a exceção do experimento conduzindo em Itapetininga. Em situações em que o método dos componentes principais é superior, normalmente tem sido relatado um comportamento cíclico da característica avaliada (Cavalcanti et al., 2000; Bonomo et al., 2004; Negreiros et al., 2008). Apesar dos valores encontrados

para o coeficiente de repetibilidade serem maiores para o método dos componentes principais, observa-se que a acurácia destas estimativas não foram diferentes na mesma proporção que o próprio coeficiente de repetibilidade na comparação com o método da análise de variância.

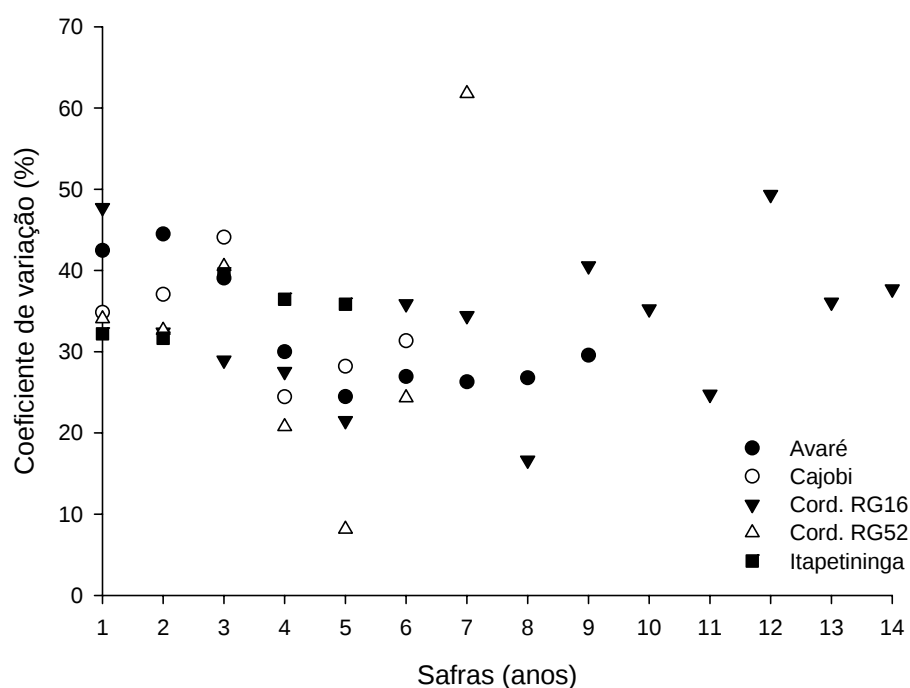


Figura 1. Dispersão do coeficiente de variação residual (%) para a análise de variância da produção (kg de frutos planta⁻¹) a cada safra nos diferentes experimentos, em quatro locais do Estado de São Paulo.

Não foi verificada alternância de produção ente as médias dos clones nos diferentes experimentos, considerando todo o período experimental (Tabela 3). Há relatos de algumas variedades de citros apresentarem uma tendência a alternância de produção, sendo este comportamento variável para cada combinação de copa e porta-enxerto (Smith et al., 2004; Mourão Filho et al., 2007; Pompeu Jr. et al., 2008).

Contudo, a alternância de produção pode se intensificar com o avançar da idade do pomar (Smith et al., 2004) e não ser observada significância no teste de Huff, pois, a significância do teste depende da magnitude da variância associada aos valores encontrados ao índice, e quando estes valores apresentam grande dispersão, o teste tende a não apresentar significância para o índice.

Tabela 2. Estimativas do coeficiente de repetibilidade ($\hat{r}$) e coeficientes de determinação (R^2) para produção de frutos obtida em diferentes experimentos de avaliação de clones de laranjeira 'Pêra' em quatro locais do Estado de São Paulo.

Experimento	Método de estimação					
	Análise de Variância		Componentes principais - correlação		Componentes principais - covariâncias	
	$\hat{r}$	R^2	$\hat{r}$	R^2	$\hat{r}$	R^2
Avaré	0,5733	0,9236	0,8077	0,9742	0,8562	0,9817
Cajobi	0,1140	0,4366	0,3269	0,7445	0,4158	0,8102
Cordeirópolis RG16	0,1366	0,6869	0,3084	0,8619	0,3939	0,9010
Cordeirópolis RG52	0,1379	0,5283	0,3685	0,8033	0,5318	0,8882
Itapetininga	0,5750	0,8712	0,7149	0,9261	0,6971	0,9200
Média	0,3074	0,6893	0,5053	0,8620	0,5790	0,9002

Nos casos em que a alternância de produção pode se intensificar com o passar do tempo, seria mais conveniente separar o período de produção em fases distintas (Smith et al., 2004), e avaliar a possível ocorrência de períodos ou clones com alternância de produção dentro dos intervalos estudados (Figura 2). Por exemplo, utilizando os dados do experimento Cordeirópolis – RG16 que apresenta 14 colheitas, apesar do índice de alternância de produção não ser significativo se for considerada todas as safras. Todavia, se o período produtivo for separado, por exemplo, em duas fases com mesmo número de safras, verifica-se que do primeiro ao

sétimo ano não haveria alternância de produção (IAP=0,20; P=0,892), porém, na análise do oitavo ao décimo quarto, seria encontrada um valor altamente significativo para a alternância de produção (IAP=0,54; P=0,008). Confirmando assim a expectativa de que com o passar dos anos um pomar com laranjeira 'Pêra' entra em forte alternância de produção.

Tabela 3. Estimativas do índice de alternância de produção (IAP) e o valor de probabilidade (P) associado ao teste de significância de ‘Huff’ para a média da produção dos clones nos respectivos experimentos considerando todo o período experimental em quatro locais no Estado de São Paulo.

Experimento	IAP	P
Avaré	0,23	0,950
Cajobi	0,15	0,932
Cordeirópolis RG16	0,35	0,383
Cordeirópolis RG52	0,23	0,908
Itapetininga	0,29	0,268

Estas variações sistemáticas, alternância de produção, ou pelos altos valores das variações aleatórias da produção de frutos entre os anos podem ter sido responsáveis pelos menores valores da estimativa da repetibilidade e de sua confiabilidade observados pelo método da análise de variância (Abeywardena, 1972), e em menor escala pelo método dos componentes principais utilizando a matriz de correlações, que necessita que as variâncias sejam homogêneas (Mansour et al., 1981).

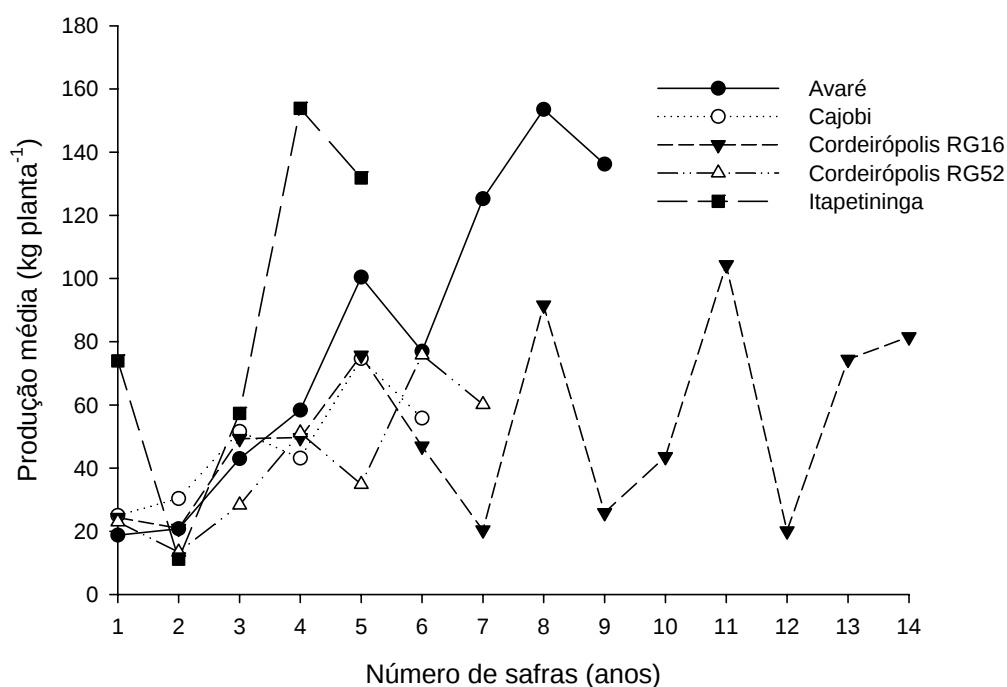


Figura 2. Dispersão da produção média (kg de frutos planta⁻¹) em função do número de safras, por experimentos localizados em quatro municípios do Estado de São Paulo. A última colheita realizada em cada experimento ocorreu no ano de 2008.

Considerando as estimativas de repetibilidade encontradas pelo método dos componentes principais utilizando a matriz de covariâncias, estimou-se o número necessário de colheitas, ou avaliações, para predizer o real valor dos clones nos diferentes experimentos. Verificou-se que o número de colheitas para selecionar os melhores clones com a maior eficiência (95%), variou entre cinco a 43 avaliações e, em média seriam necessárias 25 colheitas (Tabela 4). Foi observado para laranjas-doces que seriam necessárias entre três a nove avaliações para a determinação dos melhores cultivares, considerando o intervalo entre 85 a 95% de acurácia (Negreiros et al., 2008), valores bem abaixo da média encontrada neste trabalho, porém semelhante ao experimentos localizados em Avaré e Itapetininga, que não

apresentaram grandes diferenças na precisão experimental ao longo das safras avaliadas.

Como na situação da maior parte dos ensaios de seleção de clones de laranjeira 'Pêra', nos quais as suas diferenças, com a escolha da menor eficiência (85%) a seleção poderia ser realizada, em média, com apenas oito avaliações. Assim, considerando estes resultados, com a redução de 10% na eficiência de seleção e ter-se-ia uma redução aproximada de dezessete anos de avaliação. Neste caso, as duas estratégias poderiam ser utilizadas para garantir a presença dos melhores genótipos no grupo indicado como superiores. A primeira, no caso da seleção positiva, a indicação de um maior número de clones, a segunda seria o emprego da seleção negativa, ou seja, a exclusão dos clones com menor produção.

Tabela 4. Estimativas do número de colheitas necessárias para predição do número mínimo de colheitas necessárias para a seleção de clones de laranjeira 'Pêra' quanto à produção de frutos por planta, considerando diferentes eficiências de seleção a partir do coeficiente de repetibilidade estimado pela matriz de variâncias e covariâncias em quatro localidades do Estado de São Paulo.

Experimento	Eficiências de seleção (%)		
	85	90	95
Avaré	1,35	2,14	4,52
Cajobi	11,66	18,53	39,12
Cordeirópolis RG16	12,71	20,18	42,61
Cordeirópolis RG52	9,71	15,42	32,56
Itapetininga	2,26	3,58	7,57
Média	7,54	11,97	25,28

Portanto, para avaliar a associação entre cada colheita e a produção acumulada calculou-se o coeficiente de correlação para cada par formado (Figura 3).

Observa-se que não foi possível determinar um padrão claro de associação entre uma colheita individual e a produção total acumulada em cada experimento. Assim, procurou-se definir o período de estabilização dos genótipos (Figura 4 e Figura 5), ou seja, o momento no qual existiria uma plena expressão (manifestação) dos genes associados ao potencial produtivo da planta (Cruz et al., 2004). De modo que o uso de medidas repetidas nos períodos no qual o genótipo não está estabilizado pode proporcionar subestimação do coeficiente de repetibilidade.

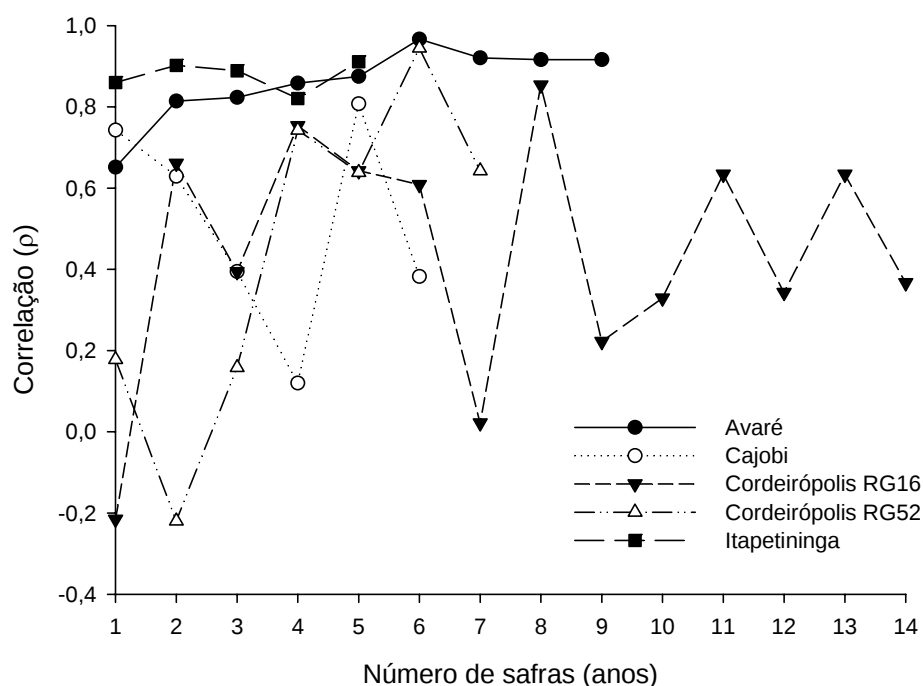


Figura 3. Correlação de Pearson entre a média produção anual e a produção acumulada ao final do período avaliado para cada experimento de seleção de clones de laranjeira ‘Pêra’ em quatro localidades do Estado de São Paulo. A última colheita realizada em cada experimento ocorreu no ano de 2008.

Observa-se ainda (Figura 4 e Figura 5) que o número de combinações de colheitas que resultaram em maiores valores do coeficiente de repetibilidade compreende duas a cinco avaliações, dependendo das condições experimentais. Foi observado também que os períodos com maior coeficiente de repetibilidade estão situados, em predominantemente, nas seis primeiras safras (com valores do coeficiente de repetibilidade maiores que 0,6540).

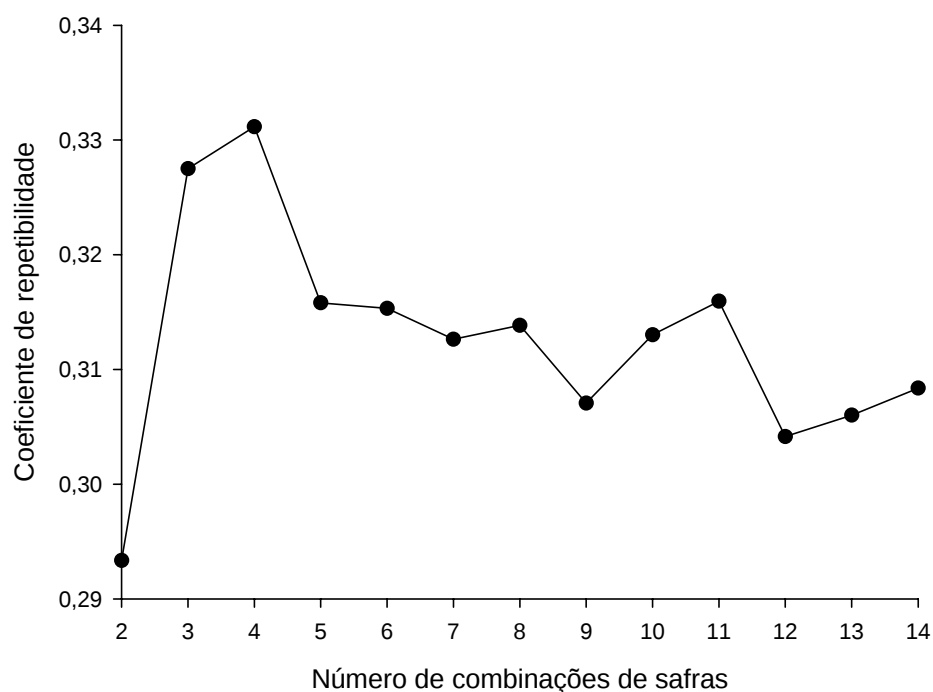


Figura 4. Média do coeficiente de repetibilidade, empregando o método de componentes principais usando a matriz de correlações fenotípicas, para cada combinação de colheita do experimento Cordeirópolis – RG16.

De posse destes resultados, utilizando os experimentos com maior número de safras (Avaré e Cordeirópolis RG16), estimou-se a correlação entre as seis primeiras colheitas e a produção acumulada (Tabela 5). Observa-se nestes resultados que a

produção ano a ano pode não estar associada à produção acumulada em um maior período. Por outro lado, a avaliação da produção acumulada nos cinco primeiros anos apresenta uma alta correlação com produção de todo período. Mesmo na situação na qual a produção do primeiro ano não apresenta associação com a produção total, houve uma maior estimativa do coeficiente de correlação entre as cinco primeiras safras do que com as cinco safras posteriores (quando se exclui apenas o primeiro período de produção).

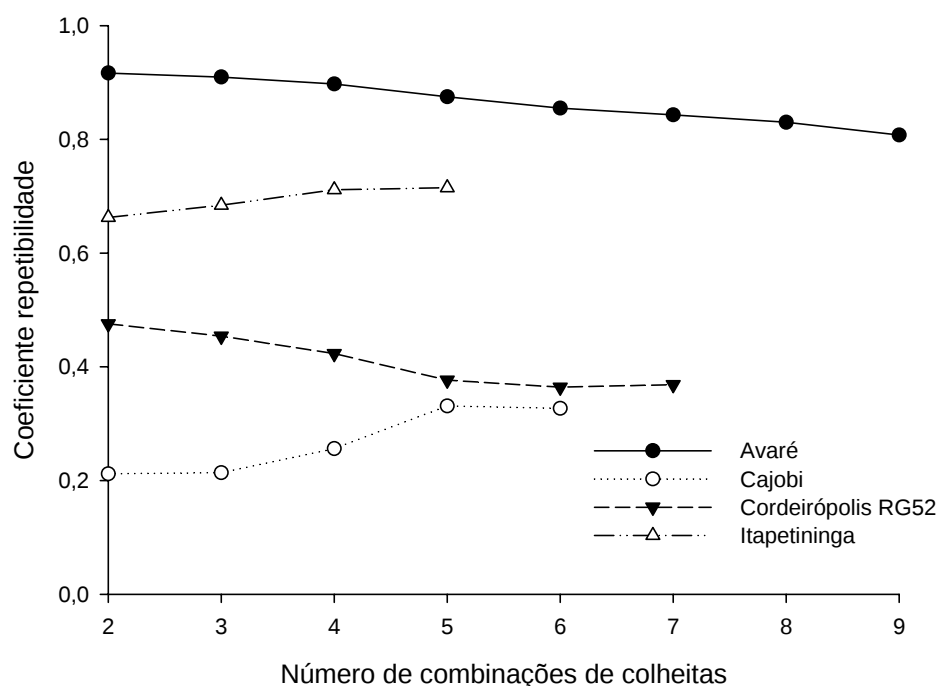


Figura 5. Média do coeficiente de repetibilidade, empregando o método de componentes principais usando a matriz de correlações fenotípicas, para cada combinação de colheita em quatro localidades do Estado de São Paulo. A última colheita realizada em cada experimento ocorreu no ano de 2008.

Todavia, a seleção para os citros com cinco avaliações deve ser realizada com cautela, principalmente, se considerar apenas as avaliações ano a ano, pois nem sempre há correlação entre a produção do ano em questão com a produção acumulada por um longo período. Outro fator que deve ser considerado é que em alguns casos de seleção de variedades copas e porta-enxertos pode ser observado alterações nas posições dos cultivares nos primeiros anos (Perez-Perez et al., 2005; Forner-Giner et al., 2003; Mourão Filho et al., 2007), visto que alguns clones apresentam-se tardios quanto a produção.

Tabela 5. Coeficientes de correlação fenotípica estimados entre a produção por todo o período experimental e a produção média de frutos do clone por colheita combinação entre cinco colheitas em dois experimentos de seleção de clones de laranja 'Pêra' conduzidos no estado de São Paulo.

Experimento	Colheitas							
	1 ^a	2 ^a	3 ^a	4 ^a	5 ^a	6 ^a	1 ^a a 5 ^a	2 ^a a 6 ^a
Avaré	0,65**	0,81***	0,81***	0,82***	0,86***	0,97***	0,93***	0,98***
Cordeirópolis RG16	-0,19 ^{ns}	0,65*	0,39 ^{ns}	0,76***	0,63**	0,58**	0,86***	0,81***

ns, *, **, ***: não significativo, significativo a 5%, 1% e 0,1% de probabilidade pelo teste 't' de Student.

Embora este estudo tenha procurado ampliar a base de inferência a partir da estimação do coeficiente de repetibilidade em diferentes condições ambientais, consideradas representativas para as principais regiões de cultivo de citros no Estado de São Paulo, considera-se que sejam necessários estudos posteriores para confirmar estes resultados em outras condições experimentais. Outra questão importante a ser investigada é a necessidade de se conhecer a previsibilidade de parâmetros de outros

parâmetros que possam ser importante para a seleção de clone de laranjeira 'Pêra', pois em condições específicas estas variáveis poderiam determinar a viabilidade econômica de cultivos comerciais, como para o fornecimento de matéria prima para a indústria de sucos.

CONCLUSÕES

A estimativa média do coeficiente de repetibilidade foi de 0,563, para a característica produção de frutos para clones de laranjeira 'Pêra'. Assim para a seleção de clones superiores esperando-se uma acurácia de 95% são necessárias em média 25 anos de avaliações. Entretanto, empregando-se uma menor acurácia (85%) seria possível realizar a seleção com dados de sete colheitas.

Considerando o período de estabilização fenotípica, seria possível realizar a seleção precoce dos clones superiores utilizando a produção das cinco primeiras colheitas anuais, visto que nestas avaliações foi verificada, em média, maior associação com a quantidade total de frutos produzidos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABEYWARDENA, V. An application of principal component analysis in genetics. **Journal of Genetics**, v.61, p.27-51, 1972.
- BONOMO, P.; CRUZ, C.D.; VIANA, J.M.S; PEREIRA; OLIVEIRA, V.R.; CARNEIRO, P.C.S. Seleção antecipada de progênies de café descendentes de “híbrido de timor” x “catuaí amarelo” e “catuaí vermelho”. **Acta Scientiarum. Agronomy**. v.26, p.91-96, 2004.
- CARVALHO, S.A.; LATADO, R.R.; BASTIANEL, M., AZEVEDO, F.A. Produção e qualidade de fruto de onze clones de laranja Pêra sobre tangerina ‘Cleópatra’ no período de 1995 a 2005 em Cordeirópolis, SP. In: Congresso Brasileiro de Fruticultura, 19, 2006. Cabo Frio. **Palestras e Resumos....** Cabo Frio: SBF/UENF/UFRRJ, 2006. p.405.
- CAVALCANTI, J.J.V.; PAIVA, J.R. de; BARROS, L. de M.; CRISÓSTOMO, J.R.; CORRÊA, M.P.F. Repetibilidade de caracteres de produção e porte da planta em clones de cajueiro-anão precoce. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.35, p.773-777, 2000.
- CRUZ, C. D. . **Programa Genes - Biometria**. 1. ed. Viçosa,MG: Editora UFV, v. 1, 2006. 382 p.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. CARNEIRO, P.S.C. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 3.ed. Viçosa, MG: UFV, v.1, 2004. 480p.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2.ed. rev. Viçosa, MG: UFV, 2001. 390p.

DOMINGUES, E.T.; TULMANN NETO, A.; TEÓFILO SOBRINHO, J.; MATTOS JR., D.; POMPEU JR., J.; FIGUEIREDO, J.O. Seleção de variedades de laranja quanto à qualidade do fruto e período de maturação. **Laranja**, v.24, p.471-490, 2003.

DOMINGUES, E.T.; TEOFILO SOBRINHO, J.; POMPEU JUNIOR, J.; FIGUEIREDO, J.O.; J. TULMAN NETO, A. Caracterização de onze clones de laranja ‘Pêra’ e seis variedades assemelhadas. **Laranja**, v.25, p.111-138, 2004.

FORNER-GINER, M.A.; ALCAIDE, A.; PRIMO-MILLO, E.; FORNER, J.B. Performance of ‘Navelina’ orange on 14 rootstocks in Northern Valencia (Spain). **Scientia Horticulturae**, v.98, p.223-232, 2003.

GEORGIOU, A.; GREGORIOU, C. Growth, yield and fruit quality of ‘Shamouti’ orange on fourteen rootstocks in Cyprus. **Scientia Horticulturae**, v.80, p.113-121, 1999.

HOBLYN, T.N.; GRUBB, N.H.; PAINTER, A.C.; WATES, B.L. Studies in biennial bearing. **Journal of Pomology**, v.14, p.39-76, 1936.

HUFF, A. A significance test for biennial bearing using data resampling. **Journal of Horticultural Science & Biotechnology**, v.76, p.534-535, 2001.

MANSOUR, H.; NORDHEIM, E.V.; RULEDGE, J.J. Estimators of repeatability. **Theoretical and Applied Genetics**, v.60, p.151-156, 1981.

MOURÃO FILHO, F.A.A.; ESPINOZA-NÚÑEZ, E.; STUCHI, E.S.; ORTEGA, E.M.M. Plant growth, yield, and fruit quality of ‘Fallglo’ and ‘Sunburst’ mandarins on four rootstocks. **Scientia Horticulturae**, v.114, p.45-49, 2007.

NEGREIROS, J.R.S.; SARAIVA, L.L.; OLIVEIRA, T.K.; ÁLVARES, V.S.; RONCATTO, G. Estimativas de repetibilidade de caracteres de produção em laranjeiras-doces no Acre. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p.1763-1768, 2001.

PEREZ-PEREZ, J.G.; PORRAS CASTILHO, I.; GARCIA-LIDON, A.; BOTIA, P.; GARCIA-SANCHEZ, F. Fino lemon clones compared with the lemon varieties Eureka and Lisbon on two rootstocks in Murcia (Spain). **Scientia Horticulturae**, v.106, p.530-538, 2005.

PIMENTEL, L.D; STENZEL, N.M.C; CRUZ, C.D.; BRUCKNER, C.H. Seleção precoce de maracujazeiro pelo uso da correlação entre dados de produção mensal e anual. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p.1303-1309, 2008.

POMPEU JR, J.; BLUMER, S.; POMPEU, G.B. Tangerinas como porta-enxertos para laranjeira 'Pêra'. **Ciência e Agrotecnologia**, v.32, p.1218-1223, 2008.

SMITH, M.W.; SHAW, R.G.; CHAPMAN, J.C.; OWEN-TURNER, J.; LEE, S.; MCRAE, K.B.; JORGENSEN, K.R.; MUNGOMERY, W.V. Long-term performance of 'Ellendale' mandarin on seven commercial rootstocks in sub-tropical Australia. **Scientia Horticulturae**, v.102, p.75-89, 2004.

TAZIMA, Z.H.; NEVES, C.S.V.J.; YADA, I.F.U.; LEITE JUNIOR, R.P. Produção e qualidade dos frutos de clones de laranjeira-'Pera' no norte do Paraná. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v. 32, p.189-195, 2010.

TEÓFILO SOBRINHO, J.; POMPEU JUNIOR, J.; MÜLLER, G.W.; FIGUEIREDO, J.O.; LARANJEIRA, F.F.; SALIBE, A.A. Comparative performance of 15 'Pera' orange selection in São Paulo, Brazil. In: 9th International Citrus Congress, Orlando. **Proceedings of the International Society of Citriculture**, v. 1, p.468-470, 2000.

CAPÍTULO II: ANÁLISE DE MEDIDAS REPETIDAS NA SELEÇÃO DE CLONES DE LARANJEIRA 'PÊRA'

INTRODUÇÃO

A laranja 'Pêra' é uma das principais variedades comercialmente utilizada para produção de sucos e consumo *in natura* no Brasil (Amaral et al., 2000; Pompeu Jr et al., 2008). Assim como para outras espécies e cultivares de citros a falta de genótipos (clones) mais adaptados as condições de plantio de cada região tem sido um fator limitante.

Para a seleção destes materiais, é necessária a condução de experimentos em locais representativos das regiões de cultivo. No caso específico da laranja 'Pêra', estes ensaios, além de permitirem a comparação dos clones quanto à produção, qualidade dos frutos e a compatibilidade com diferentes porta-enxertos, são utilizados também para testar a interação entre diferentes isolados protetores do vírus da tristeza dos citros - CTV (Teófilo Sobrinho et al., 2000; Domingues et al., 2004; Santos et al., 2007; Pompeu Jr et al., 2008). Nestes ensaios, como em outros de comparação de cultivares de citros, são normalmente conduzidos por um longo período de tempo e testam muitos fatores (Domingues et al., 2004; Pompeu Jr et al., 2008). Assim, além do dispêndio de recurso, problemas como a morte ou eliminação de plantas, causando a perda de parcelas, devido a doenças como a gomose, clorose variegada dos citros e o huanglongbing (ex-greening) tem tornado a condução destes experimentos por longos períodos cada vez mais difíceis.

Uma das alternativas para se reduzir os problemas associados a estes experimentos seria o emprego da seleção precoce associado a métodos estatísticos mais eficientes que os usuais, devido a baixa repetibilidade para os principais parâmetros avaliados na identificação de genótipos superiores (Negreiros et al., 2008). Para situações com problemas como os relatados acima, tem sido recomendado e empregado a análise de medidas repetidas, por ser considerado um dos métodos estatísticos disponíveis mais adequados a estas situações (Littel et al., 1989; Resende et al., 2000; Cecon et al., 2008). Considerando as questões acima apresentadas, o presente trabalho teve por objetivo, comparar a eficiência da análise de medidas repetidas com diferentes estruturas de covariâncias na seleção precoce de clones de laranjeira 'Pêra'.

MATERIAIS E MÉTODOS

Dados experimentais

Os dados experimentais são provenientes da rede de experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra', que fazem parte do Programa de melhoramento de Citros do Centro APTA Citros Sylvio Moreira – IAC (Carvalho et al., 2006). Foram selecionados dois experimentos com maior número de safras, devido a intenção de avaliar a eficiência dos modelos quanto a seleção precoce.

O primeiro experimento foi instalado no município de Cordeirópolis-SP, em 1992 a campo seguindo o delineamento em blocos completos casualizados com dez repetições e uma planta por parcela no espaçamento de 7 x 5 m. O ensaio consistia na comparação de 11 clones de laranjeira 'Pêra' enxertados sobre a tangerineira Cleópatra (*Citrus reshni* Hort. ex Tan.). O segundo experimento foi instalado no município de Avaré-SP, em 1997, a campo seguindo o delineamento em blocos

casualizados com seis repetições e uma planta por parcela no espaçamento de 7 x 5 m. O ensaio consistia na comparação de 17 clones de laranja 'Pêra' enxertados sobre o limoeiro Cravo (*C. limonia* Osbeck).

Apesar de ser importante na seleção dos clones superiores a avaliação de parâmetros como a qualidade dos frutos e vigor das plantas; a produção de frutos é normalmente a única variável avaliada nos ensaios de longa duração nos experimentos de seleção de clones ou porta-enxertos envolvendo a laranja 'Pêra' (Teófilo Sobrinho et al, 2000; Domingues et al., 2004; Pompeu Jr et al., 2008). Por isso, foi utilizada somente a produção de frutos ($\text{kg planta}^{-1} \text{ano}^{-1}$) como variável para o emprego dos modelos estatísticos e a posterior seleção dos clones. Para o experimento realizado em Cordeirópolis, realizou-se a análise considerando dados de 14 safras, o qual apresentava parcelas perdidas desde a primeira safra, e com um total de seis parcelas perdidas na última avaliação no ano de 2008. Para o experimento localizado em Avaré, utilizou-se um total de nove safras, sem apresentar parcelas perdidas neste período.

Modelos estatísticos empregados

Para permitir a avaliação da eficiência da análise de medidas repetidas, foram realizadas avaliações com todas as safras (seleção de longo prazo) e a avaliação dos mesmos métodos estatísticos simulando uma situação de seleção precoce, na qual foram avaliadas apenas as cinco primeiras safras, visto ter sido o número mínimo de safras indicado para a seleção com 85% de certeza (ver Capítulo I).

Foram empregados dois modelos estatísticos, o primeiro comumente utilizado em trabalhos de seleção de cultivares de citros, no qual a comparação é realizada com a produção acumulada ou média da produção por parcela ao longo das colheitas

(Teófilo Sobrinho et al., 2000; Domingues et al., 2004; Pompeu Jr et al., 2008).

Neste caso, considerou-se a média da produção dos clones no período e adotou-se o seguinte modelo estatístico (e1).

$$Y_{ij} = \mu + \beta_j + \tau_i + \varepsilon_{ij} \quad (e1)$$

onde, Y_{ij} : valor médio observado na parcela experimental do j -ésimo bloco que recebeu o i -ésimo tratamento; μ : média geral; β_j : o efeito do j -ésimo bloco [$j = 1, 2, \dots, b$]; τ_i : o efeito i -ésimo do tratamento [$i = 1, 2, \dots, t$]; e ε_{ij} : o erro aleatório, $\varepsilon_{ij} \sim NID(0, \sigma^2)$.

O segundo modelo utilizado (e2), e mais recomendado para este tipo de experimentos (Resende et al., 2000; Littell et al., 2006), considera as medidas repetidas em uma mesma parcela nos diferentes períodos estudados.

$$Y_{ijk} = \mu + \beta_j + \tau_i + \alpha_k + (\tau\alpha)_{ik} + \varepsilon_{ijk} \quad (e2)$$

em que, Y_{ijk} : é o valor observado na parcela experimental do j -ésimo bloco que recebeu o i -ésimo tratamento no k -ésimo ano; μ : média geral; β_j : efeito do j -ésimo bloco ($j = 1, 2, \dots, b$); τ_i : efeito i -ésimo do tratamento ($i = 1, 2, \dots, t$); α_k : efeito k -ésimo da colheita ($k = 1, 2, \dots, n$); $(\tau\alpha)_{ik}$: efeito da interação entre o i -ésimo tratamento e a k -ésima colheita; e ε_{ijk} : o erro aleatório, $\varepsilon_{ijk} \sim N(0, V)$. Onde V é a matriz de covariâncias adotada para modelar a dependência dos erros entre as observações realizadas em uma mesma parcela. As matrizes de covariâncias adotadas foram componentes de variância (CV), auto-regressiva de primeira ordem (AR), auto-regressiva heterogênea de primeira ordem (ARH), simetria composta (SC) e simetria composta heterogênea (SCH) exemplificadas, respectivamente, pelas matrizes abaixo (SAS Institute, 2009).

$$CV = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

$$AR = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & p & p^2 & p^3 \\ p & 1 & p & p^2 \\ p^2 & p & 1 & p \\ p^3 & p^2 & p & 1 \end{bmatrix}$$

$$ARH = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2p & \sigma_1\sigma_3p^2 & \sigma_1\sigma_4p^3 \\ \sigma_2\sigma_1p & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3p & \sigma_2\sigma_4p^2 \\ \sigma_3\sigma_1p^2 & \sigma_3\sigma_2p & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4p \\ \sigma_4\sigma_1p^3 & \sigma_4\sigma_2p^2 & \sigma_4\sigma_3p & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

$$CS = \begin{bmatrix} \sigma^2 + \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma_1 \\ \sigma_1 & \sigma^2 + \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma_1 \\ \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma^2 + \sigma_1 & \sigma_1 \\ \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma^2 + \sigma_1 \end{bmatrix}$$

$$CSH = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1\sigma_2p & \sigma_1\sigma_3p & \sigma_1\sigma_4p \\ \sigma_2\sigma_1p & \sigma_2^2 & \sigma_2\sigma_3p & \sigma_2\sigma_4p \\ \sigma_3\sigma_1p & \sigma_3\sigma_2p & \sigma_3^2 & \sigma_3\sigma_4p \\ \sigma_4\sigma_1p & \sigma_4\sigma_2p & \sigma_4\sigma_3p & \sigma_4^2 \end{bmatrix}$$

Para a identificação das estruturas de covariâncias mais adequadas foram utilizados o Critério de Informação de Akaike (AIC), a média do erro padrão para as médias ajustadas entre os clones e o teste da razão da máxima verossimilhança, com distribuição de probabilidade χ^2 , com graus de liberdade compostos pela diferença

entre o número de parâmetros das estruturas de covariância em cada combinação de modelos hierárquicos (Littel et al., 2006). Os modelos foram ajustados utilizando o método da máxima verossimilhança restrita por meio do PROC MIXED (SAS Institute, 2009).

Seleção dos clones

A partir das médias ajustadas para os clones nos modelos de estrutura de covariâncias consideradas mais adequadas e das médias aritméticas foi empregado o teste da diferença mínima significativa ao nível de 5% de probabilidade para definir quais seriam os clones selecionados. Assim, os clones pertencentes ao grupo com maiores valores de médias foram considerados os selecionados. Para auxiliar na interpretação dos resultados quanto ao comportamento dos clones na seleção precoce, foi calculado o índice de precocidade de produção, com os dados relativos às médias destes clones em cada uma das safras, conforme a expressão (e3) abaixo (Reddy et al., 2003).

$$IPP = \frac{\sum_{k=1}^n (n+1-k)c_k}{nC} \quad (e3)$$

em que n é o número total de safras; c_k é o valor da produção na k -ésima safra ($k= 1, 2, \dots, n$) e C o valor acumulado da produção nas n safras.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os modelos com estruturas de covariâncias que consideram a variância homogênea ao longo do tempo (auto-regressiva de primeira ordem, simetria composta e componente de variâncias) apresentaram qualidade de ajustes inferiores nas análises independente do número de colheitas compreendidas no estudo (Tabela

1). Por outro lado, os modelos com estruturas que consideram diferentes variâncias ao longo do tempo (colheitas) apresentaram resultados para a qualidade de ajuste superior as estruturas mais simples, sendo observada uma pequena diferença entre os modelos com estrutura auto-regressiva heterogênea de primeira ordem (ARH) e simetria composta heterogênea (CSH) quando consideradas as estimativas do Critério de Informação de Akaike. Porém, deve-se considerar que o AIC quando utilizado individualmente tende a selecionar modelos com estruturas mais complexas (Littel et al., 2006).

Tabela 1. Estimativas do Critério de Informação de Akaiake (AIC) e média do erro padrão (EPm) para estruturas de covariâncias em dois períodos da seleção de clones de laranjeira 'Pêra' em dois municípios do Estado de São Paulo.

Estrutura de covariância ⁽¹⁾	Avaré			
	nove colheitas		cinco colheitas	
	AIC	EPm	AIC	EPm
AR	7.265,55	5,31	3.573,79	5,09
ARH	6.780,93	6,05	3.449,81	4,54
CS	7.291,49	6,24	3.614,47	4,96
CSH	6.821,60	6,90	3.452,91	4,97
CV	7.396,91	3,51	3.713,10	2,98
Estrutura de covariância ⁽¹⁾	Cordeirópolis			
	quatorze colheitas		cinco colheitas	
	AIC	EPm	AIC	EPm
AR	11.722,52	1,63	3.912,42	2,07
ARH	11.286,97	1,60	3.836,86	2,04
CS	11.681,50	2,29	3.896,61	2,49
CSH	11.212,44	2,55	3.820,70	2,44
CV	11.735,23	1,47	3.914,73	1,90

⁽¹⁾AR: auto-regressiva de primeira ordem; ARH: auto-regressiva heterogênea de primeira ordem; CS: simetria composta; CSH: simetria composta heterogênea; CV: componente de variância.

Nos resultados encontrados neste trabalho as diferenças dos valores do AIC para cada método de estimação pode ser devida a natureza da variável, que tende a apresentar diferentes variâncias em cada período de produção (Figura 1). Resultados

como os encontrados neste trabalho, ou seja, em que a estrutura de covariância com variâncias heterogêneas foi superior em relação à qualidade de ajuste, foram obtidos na avaliação de cinco safras do cafeeiro (Cecon et al., 2008).

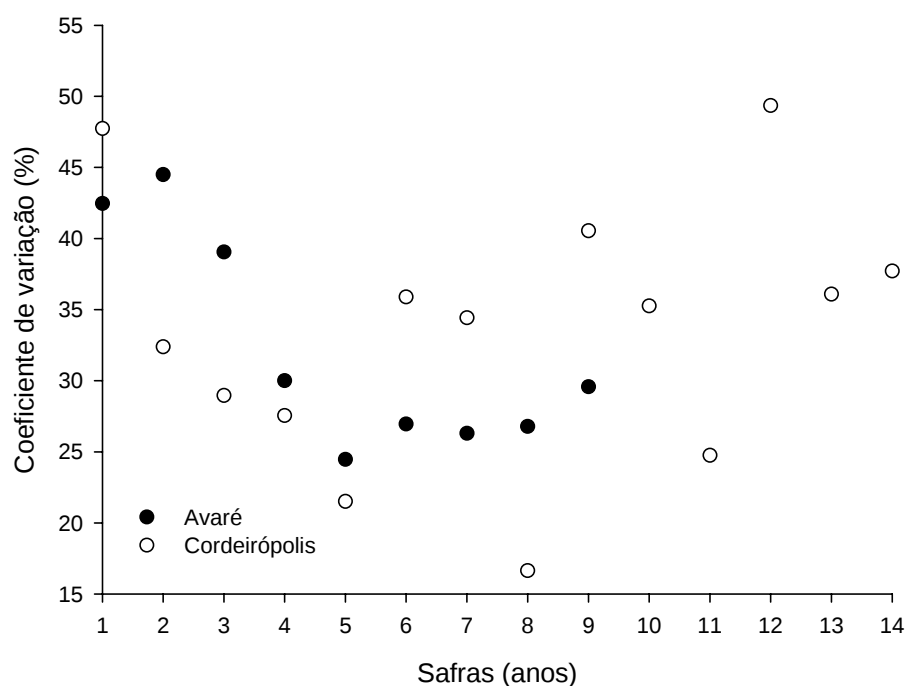


Figura 1. Dispersão do coeficiente de variação residual (%) para a análise de variância da produção (kg de frutos planta⁻¹) a cada safra em experimentos de avaliação de clones de laranjeira 'Pêra' em municípios do Estado de São Paulo.

Contudo, deve-se considerar que a estrutura de covariâncias ARH proporcionou menores valores médios do erro padrão para as médias estimadas que a estrutura CSH (Tabela 1), indicando sua superioridade na qualidade de estimação das médias dos clones. A diferença entre as estruturas de covariâncias ARH e CSH é que a primeira admite que a correlação para duas medidas tomadas em uma mesma planta (parcela) é menor quanto maior a distância no tempo entre as avaliações. A

segunda, por outro lado, admite que a magnitude da correlação para duas avaliações é independente da distância no tempo que elas se encontrarem. Esta redução nas correlações em função do tempo é considerada comum em experimentos de medidas repetidas (Littel, 1989).

A superioridade na qualidade do ajuste para os modelos com estruturas de covariância que adotam variâncias heterogêneas serem mais adequados para a análise de dados de seleção de clones de laranjeira 'Pêra' foi comprovada pelo teste da razão de máxima verossimilhança, que independentemente do número de colheitas utilizadas foi significativo (Tabela 2). Assim, para a seleção dos clones foi considerado as médias ajustadas pelos dois modelos adotados neste trabalho que consideram uma variância para cada período de avaliação, ou seja, as estruturas CSH e ARH.

Quando observado o ordenamento dos tratamentos para o experimento localizado em Cordeirópolis (Tabela 3), verifica-se que os clones nove e três foram os mais produtivos na avaliação do período de 14 colheitas, independente do método de análise. A seleção antecipada, ou seja, aquela com as avaliações das cinco primeiras safras, empregando a média dos clones ao longo destas safras ou a análise de medidas repetidas com estrutura de covariâncias CSH resultariam na seleção de um número diferente de tratamentos, tanto entre os modelos, quanto em relação aos selecionados com as 14 colheitas. Por outro lado, na avaliação realizada com o conjunto de dados das cinco primeiras colheitas para a análise de medidas repetidas com estrutura de covariâncias ARH observa-se que seriam selecionados os mesmo dois clones que na seleção a longo prazo, porém com diferenças no seu ordenamento. Um fato que poderia explicar essa diferença no ordenamento dos clones na seleção antecipada em relação à seleção com 14 colheitas seria a diferença existente nos

clones em relação à precocidade de produção, visto que entre todos os clones o três é o mais precoce enquanto o clone nove o mais tardio (Tabela 3).

Tabela 2. Teste da Razão da Máxima Verossimilhança entre os modelos de medidas repetidas com estruturas de covariâncias auto-regressiva heterogênea de primeira ordem (ARH) e auto-regressiva de primeira ordem (AR) e simetria composta heterogênea (CSH) com simetria composta (CS) e componente de variâncias (VC) em dois períodos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra'.

Experimento: Avaré						
Comparações	nove colheitas			cinco colheitas		
	gl ⁽¹⁾	LTR	P> χ^2	gl	LTR	P> χ^2
ARH x AR	8	500,61	<0,0001	4	131,98	<0,0001
CSH x CS	8	485,89	<0,0001	4	169,56	<0,0001
CSH x VC	9	593,31	<0,0001	5	270,19	<0,0001
Experimento: Cordeirópolis						
Comparações	quatorze colheitas			cinco colheitas		
	gl ⁽¹⁾	LTR	P> χ^2	gl	LTR	P> χ^2
ARH x AR	13	461,56	<0,0001	4	75,55	<0,0001
CSH x CS	13	495,06	<0,0001	4	75,91	<0,0001
CSH x VC	14	550,79	<0,0001	5	94,04	<0,0001

⁽¹⁾ gl: graus de liberdade; LTR: estimativa do teste da razão de máxima verossimilhança; P> χ^2 : valor

de probabilidade associada à LTR com distribuição de qui-quadrado com gl graus de liberdade.

Tabela 3. Índice de precocidade de produção (IPP), média da produção de frutos (kg planta⁻¹) e amplitude (%) para média aritmética (análise de variância com as médias dos clones para o período) e para as médias ajustadas pelos modelos com estrutura de covariâncias em dois períodos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra' no experimento localizado em Cordeirópolis, SP.

Clone	IPP	quatorze colheitas			cinco colheitas		
		Média ⁽¹⁾	ARH	CSH	Média	ARH	CSH
1	0,485	53,3b ⁽²⁾	52,9b	52,9b	46,7c	45,6b-c	45,6b-c
2	0,478	52,8b	52,6b	52,6b	42,0d-f	41,9c-d	41,8c
3	0,497	60,7a	59,0a	59,0a	57,4a	52,8a	52,6a
4	0,465	49,8c	49,7bc	49,7b	39,7f	39,7d	39,7c
5	0,484	52,8b	52,8b	52,9b	46,3cd	46,3b-c	46,2a-c
6	0,478	48,0c-d	48,0c	48,0b	42,4de	42,4c-d	42,4b-c
7	0,486	53,4b	53,3b	53,3b	43,5d	43,5b-d	43,5b-c
8	0,484	47,6d	47,9c	47,9b	40,8e-f	40,8c-d	40,8c
9	0,460	61,0a	60,8a	60,8a	48,9b	48,8ab	48,7a-b
10	0,469	49,1c-d	49,3bc	49,2b	42,8d	43,0c-d	43,0b-c
11	0,476	52,3b	52,8b	52,8b	44,7d	44,7b-d	44,7b-c
Amplitude		21,95	21,26	21,25	30,85	24,82	24,60

⁽¹⁾ Média aritmética do valor da produção de frutos no período, com a análise de variância para as médias dos clones no período; ARH: auto-regressiva heterogênea de primeira ordem; CSH: simetria composta heterogênea. ⁽²⁾ Pares de médias seguidos por uma mesma letra não diferem entre si pelo teste da diferença mínima significativa ao nível e 5% de probabilidade.

As alterações nas posições foram maiores para os clones no grupo intermediário do experimento localizado em Cordeirópolis (Tabela 3), uma vez que os valores das médias, sejam ajustadas ou aritméticas, são muito próximos (Figura 2). Entre os clones menos produtivos, pode-se observar que as diferenças entre os modelos e as épocas foram mais acentuadas, sendo os grupos formados mais divergentes. Chama-se a atenção que no método de análise de medidas repetidas, as médias são ajustadas para os efeitos ambientais das parcelas perdidas utilizando uma

função que leva em consideração a dependência entre as avaliações, podendo proporcionar assim valores diferentes do simples cálculo da média aritmética. Nos experimentos avaliados, observou-se que este ajuste em função da dependência temporal das medidas resultou em menor amplitude entre valores estimados tornando mais difícil discriminação dos clones (Tabela 3).

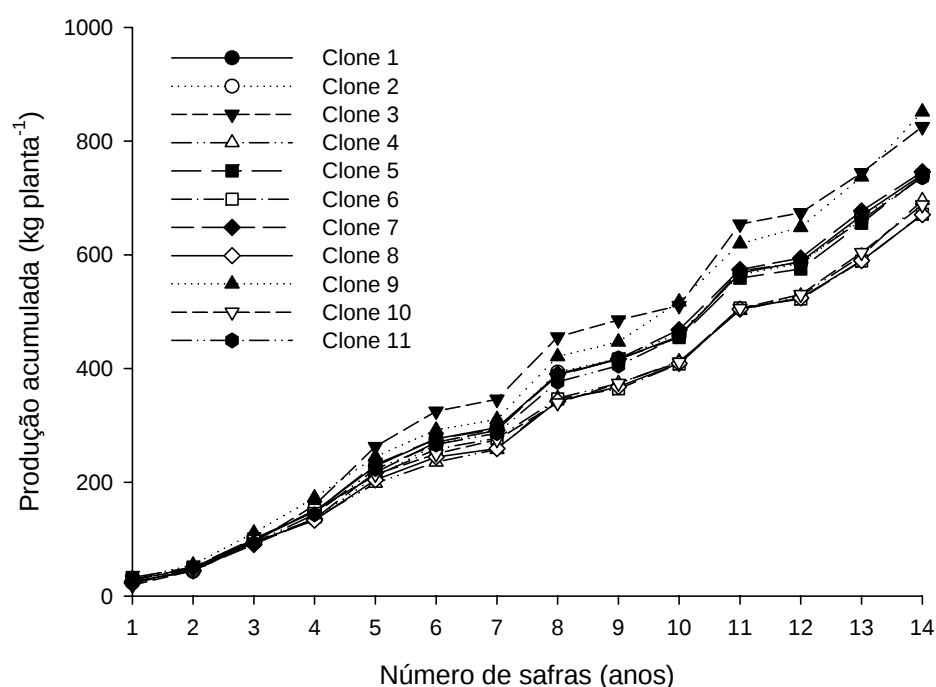


Figura 2. Produção acumulada (kg planta⁻¹) ao longo das 14 safras para os 11 clones avaliados no experimento em Cordeirópolis, SP.

Por outro lado, a seleção dos clones superiores considerando a média aritmética da produção, ou da produção acumulada, dos clones para as safras pode não ser apropriada para a seleção precoce por não incorporar nas estimativas das médias o efeito dos ambientes quando existem parcelas perdidas. Outra questão, é que a utilização da análise de medidas repetidas permite a avaliação dos dados em

conjunto, mesmo quando pressuposições da análise de variância não seriam atendidas, como a homogeneidade de variâncias.

Quando observado o ordenamento dos tratamentos para o experimento localizado em Avaré, verifica-se que o clone três foi o mais produtivo no período de nove colheitas, independente do método de empregado, ou seja, a análise de medidas repetidas ou a análise de variância no delineamento em blocos casualizados com a média da produção para o período em questão (Tabela 4). Na seleção antecipada, com as avaliações das cinco primeiras colheitas, empregando os três modelos avaliados seriam selecionados os clones 15, 3, 13. Novamente, o que poderia explicar essa diferença no ordenamento dos clones na seleção antecipada em relação à seleção com as nove colheitas seriam as diferenças existentes nos clones em relação à precocidade de produção, já que o clone 15 é mais precoce que o clone 3 (Tabela 4 e Figura 2).

Apesar de as estimativas das médias da produção de frutos serem assintoticamente consistente quando calculadas nos diferentes intervalos de tempo, como usualmente empregadas para a seleção dos cultivares de citros, suas estimativas de variâncias podem estar subestimadas conduzindo a conclusões errôneas. Assim, mesmo que em alguns casos a análise de medidas repetidas conduza a maiores valores para os erros, suas estimativas estariam corretas (De Ketelaere et al., 2003; Littell et al., 2006). Portanto, pode-se concluir que a estrutura de covariância ARH, por apresentar uma estimação mais precisa das médias e dos testes associados a estas estimativas, conduziu a uma seleção mais eficiente dos clones, principalmente quando se trabalha com um menor número de avaliações.

Tabela 4. Índice de precocidade de produção (IPP), média da produção de frutos (kg planta⁻¹) e amplitude (%) para média aritmética (análise de variância com as médias dos clones para o período) e para as médias ajustadas pelos modelos com estrutura de covariâncias em dois períodos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra' no experimento localizado em Avaré, SP.

Clone	IPP	nove colheitas			cinco colheitas		
		Média ⁽¹⁾	ARH	CSH	Média	ARH	CSH
1	0,337	74,9ef	74,9fg	74,9ef	37,2gh	37,2fg	37,2gh
2	0,386	113,0b	113,0b	113,0b	64,0b-d	64,0b-d	64,0b-d
3	0,387	134,1a	134,1a	134,1a	74,1ab	74,1ab	74,1ab
4	0,393	95,4b-d	95,4cd	95,4b-d	54,5d-f	54,5de	54,5d-f
5	0,316	44,9h	44,9i	44,9g	20,6i	20,6h	20,6i
6	0,347	56,4hg	56,4hi	56,4hg	28,5hi	28,5gh	28,5hi
7	0,314	42,6h	42,6i	42,6g	20,3i	20,3h	20,3i
8	0,396	65,8fg	65,8gh	65,8fh	41,4f-h	41,4f	41,4f-h
9	0,408	101,9bc	101,9b-d	101,9bc	62,2b-d	62,2b-d	62,2b-d
10	0,386	78,4d-f	78,4fg	78,4d-f	42,1e-h	42,1ef	42,1e-h
11	0,395	67,5f-g	67,5gh	67,5fh	39,1gh	39,1fg	39,1gh
12	0,414	70,0e-g	70,0gh	70,0e-h	43,7e-g	43,7ef	43,7e-g
13	0,429	95,9b-d	95,9cd	95,9b-d	70,3a-c	70,3a-c	70,3a-c
14	0,425	87,3c-e	87,3df	87,3c-e	55,7de	55,7de	55,7de
15	0,444	109,7b	109,7bc	109,7b	78,8a	78,8a	78,8a
16	0,452	79,3d-f	79,3e-g	79,3d-f	59,6cd	59,6cd	59,6cd
17	0,359	68,0f-g	68,0gh	68,0e-h	28,6hi	28,6gh	28,6hi
Amplitude		68,21	68,21	68,21	74,30	74,30	74,30

⁽¹⁾ Média aritmética do valor da produção de frutos no período, com a análise de variância para as médias dos clones no período; ARH: auto-regressiva heterogênea de primeira ordem; CSH: simetria composta heterogênea. ⁽²⁾ Pares de médias seguidos por uma mesma letra não diferem entre si pelo teste da diferença mínima significativa ao nível e 5% de probabilidade.

Pode-se observar que a seleção aos cinco anos resultou, em ambos os experimentos, na indicação dos clones mais produtivos de forma análoga a avaliação por um período maior de tempo. Outra implicação positiva observada com a seleção precoce é a incorporação no processo de seleção da escolha de clones mais

produtivos nos anos iniciais do cultivo, possibilitando a antecipação dos retornos econômicos durante este período, além de não excluir os clones mais produtivos.

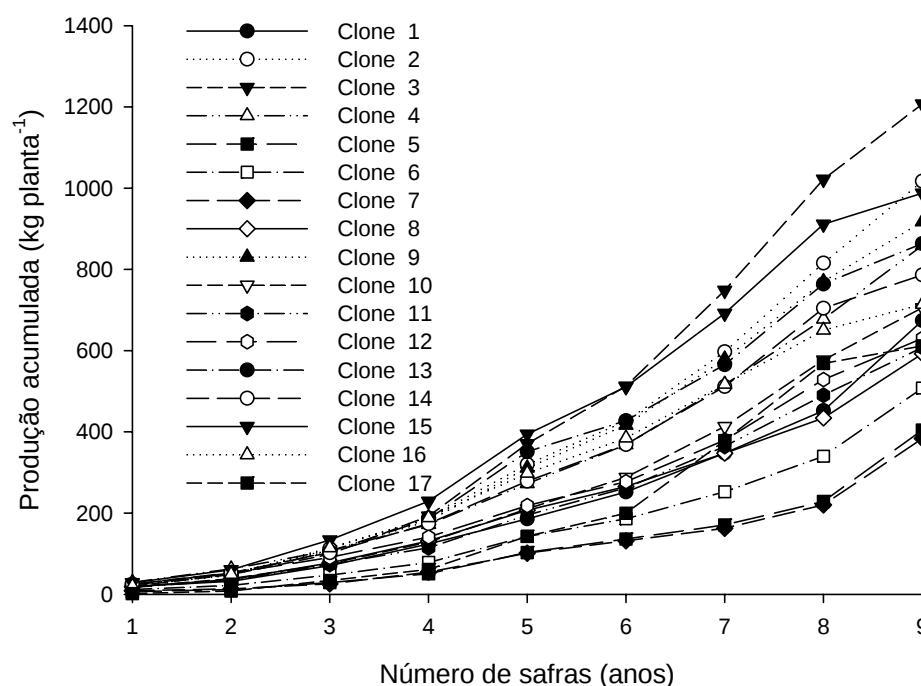


Figura 3. Produção acumulada (kg planta⁻¹) ao longo das nove safras para os 17 clones avaliados no experimento em Avaré, SP.

CONCLUSÕES

A análise de medidas repetidas utilizando a matriz de covariâncias auto-regressiva heterogênea de primeira ordem apresentou-se como melhor modelo a ser empregado na avaliação de experimentos de seleção de clones de laranja 'Pêra'.

As estimativas das médias ajustadas pelo modelo considerando a matriz de covariâncias auto-regressiva heterogênea de primeira ordem, na seleção antecipada com cinco colheitas, propiciaram eficiência maior ou igual que o método da análise de variância para com a média da produção de frutos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARAL, A. M.; SOUZA, M.; CARVALHO, S. A. Pera 'Sweet Orange. **Journal of American Pomological Society**, v.51, p.2-5, 2000.

CARVALHO, S.A.; LATADO, R.R.; BASTIANEL, M.; AZEVEDO, F.A. Produção e qualidade de fruto de onze clones de laranja Pêra sobre tangerina 'Cleópatra' no período de 1995 a 2005 em Cordeirópolis, SP. In: Congresso Brasileiro de Fruticultura, 19, 2006. Cabo Frio. **Palestras e Resumos....** Cabo Frio: SBF/UENF/UFRRJ, 2006. p.405.

CECON, P.R.; SILVA, F.F.; FERREIRA, A.; FERRÃO, R.G. CARNEIRO, A.P.S; FARIA, P.N. MORAES, T.S.S. Análise de medidas repetidas na avaliação de clones de café 'Conilon'. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p.1171-1176, 2008.

DE KETELAERE, B.; LAMMERTYN, J.; MOLENBERGHS, G.; NICOLA, B.; DE BAERDEMAEKER, J. Statistical models for analyzing repeated quality measurements of horticultural products. Model evaluations and practical example. **Mathematical Biosciences**, v.185, p.169-189, 2003.

DOMINGUES, E.T.; TULMANN NETO, A.; TEÓFILO SOBRINHO, J.; MATTOS JR., D.; POMPEU JR., J.; FIGUEIREDO, J.O. Seleção de variedades de laranja quanto à qualidade do fruto e período de maturação. **Laranja**, v.24, p.471-490, 2003.

DOMINGUES, E.T.; TEOFILO SOBRINHO, J.; POMPEU JUNIOR, J.; FIGUEIREDO, J.O.; J. TULMAN NETO, A. Caracterização de onze clones de laranja 'Pêra' e seis variedades assemelhadas. **Laranja**, v.25, p.111-138, 2004.

LITTEL, R.C. Statistical analysis of experiments with repeated measurements. **Hortscience**, v.24, p.37-40, 1989.

LITTEL, R.C.; MILLIKEN, G.A.; STROUP, W.W.; WOLFINGER, R.D.; SHABENBERGER, O. **SAS for Mixed Models**, 2^a. ed., Cary: SAS Institute Inc., 2006.

NEGREIROS, J.R.S; SARAIVA, L.L.; OLIVEIRA, T.K.; ÁLVARES, V.S.; RONCATTO, G. Estimativas de repetibilidade de caracteres de produção em laranjeiras-doces no Acre. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p.1763-1768, 2001.

POMPEU JR, J.; BLUMER, S.; POMPEU, G.B. Tangerinas como porta-enxertos para laranjeira 'Pêra'. **Ciência e Agrotecnologia**, v.32, p.1218-1223, 2008.

REDDY, Y.T.N.; KURIAN, R.M.; RAMACHANDER, P.R.; SINGH, G.; KOHLI, R.R. Long-term effects of rootstocks on growth and fruit yielding patterns of 'Alphonso' mango (*Mangifera indica* L.). **Scientia Horticulturae**, v.97, p.95-108, 2003.

RESENDE, M.D.V.; SIMEÃO, R.M.; FERNANDES, J.S.C. BLUP individual com medidas repetidas aplicado ao melhoramento de espécies perenes. **Ciência e Agrotecnologia**, v.24, p.986-997, 2000.

SANTOS, F.A.; CARVALHO, S.A.; MACHADO, M.A. Estabilidade do complexo Pêra IAC do *Citrus tristeza virus* em quatro cultivares de laranja doce. **Laranja**, v.28, p.17-28, 2007.

SAS INSTITUTE. **SAS/STAR User's guide, version 9.2**. 2^a. Ed. Cary: SAS Institute, 2009.

TAZIMA, Z.H.; NEVES, C.S.V.J.; YADA, I.F.U.; LEITE JUNIOR, R.P. Produção e qualidade dos frutos de clones de laranjeira-'Pera' no norte do Paraná. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v. 32, p.189-195, 2010.

TEÓFILO SOBRINHO, J.; POMPEU JUNIOR, J.; MÜLLER, G.W.; FIGUEIREDO, J.O.; LARANJEIRA, F.F.; SALIBE, A.A. Comparative performance of 15 'Pera' orange selection in São Paulo, Brazil. In: 9th International Citrus Congress, Orlando. **Proceedings of the International Society of Citriculture**, v. 1, p.468-470, 2000.

CAPÍTULO III: APLICAÇÃO DA ANÁLISE ESPACIAL NA AVALIAÇÃO DE EXPERIMENTOS DE SELEÇÃO DE CLONES DE LARANJEIRA 'PÊRA'

INTRODUÇÃO

A comparação de cultivares de citros, em todas as regiões de cultivo de citros no mundo, é comum na literatura (Domingues et al., 2003; Forner-Giner et al., 2003; Smith et al., 2004; Georgiou et al., 2009; Cantuarias-Avilés et al., 2010). Apesar de a laranjeira 'Pêra' estar entre as cultivares com maior área plantada e número de mudas produzidas (Amaral et al., 2000; Pompeu Jr et al., 2008), existe uma menor quantidade de trabalhos que visam comparar clones ou cultivares mais adaptados as diferentes regiões de cultivo (Domingues et al., 2003; Carvalho et al., 2006; Tazima et al., 2010). Para a indicação das melhores combinações de variedades copa e porta-enxertos, são empregados experimentos com muitos tratamentos e que normalmente utilizam áreas extensas, quando se considera os requisitos da experimentação agrônômica. Assim, espera-se obter comparações que sejam eficientes e que as estimativas para os valores das médias sejam os mais confiáveis possíveis (Smith et al., 2001), visto que os resultados dos experimentos são empregados para a indicação do cultivo comercial.

Para reduzir os efeitos das variações ambientais sobre os tratamentos, os pesquisadores estratificam a área, instalando experimentos em blocos casualizados (Domingues et al., 2003; Forner-Giner et al., 2003; Smith et al., 2004; Georgiou et al., 2009; Cantuarias-Avilés et al., 2010), considerando que o controle local e a

casualização dos tratamentos sejam suficientes para garantir uma análise de variância fidedigna. Contudo, vários problemas contribuem para a perda da eficiência neste tipo de análise, por exemplo, no caso dos citros, a morte de plantas, resultando em perda de parcela, por causa de doenças como a gomose, huanglongbing (HLB) e a clorose variegada dos citros (CVC). Outra questão, que esta sendo amplamente debatida por reduzir a confiabilidade das análises supracitadas, é a correlação espacial entre as parcelas (Stroup et al., 1994; Smith et al., 2001; Duarte & Vencovsky, 2005; Casanoves et al., 2005; Resende et al., 2006; Ye & Jayawickrama, 2008), pois a análise em blocos casualizados somente é eficiente quando as variações dentro dos blocos são mínimas e as diferenças entre blocos substanciais (Steel et al., 1997). A heterogeneidade dentro dos blocos pode resultar em estimativas imprecisas das características dos tratamentos, devido à maior variância associada ao resíduo ou ao favorecimento de algum tratamento (Stroup et al., 1994; Duarte & Vencovsky, 2005; Resende et al., 2006).

Em citros, a abordagem da estatística espacial tem sido empregada para caracterizar a distribuição de doenças (Krainsk et al., 2008; Laranjeira et al., 2008), insetos pragas (Toledo et al., 2006; Jahnke et al., 2008), fertilidade do solo (Oliveira et al., 2009) e produtividade (Farias et al., 2003; Oliveira et al., 2009). Alguns trabalhos apontam que entre plantas de citros em pomares comerciais, quando se avalia a característica produção de frutos, a dependência espacial, ou seja, o intervalo de espaço no qual os valores da produção por planta estão correlacionados com as plantas vizinhas, pode variar entre 60 a 180 m (Farias et al., 2003; Oliveira et al., 2009). Estes valores são superiores às dimensões das parcelas normalmente empregadas, o que potencialmente promove correlação entre parcelas adjacentes, além de reduzir a eficiência do controle local, resultando em menor precisão

experimental. Por motivos como os apresentados acima, o emprego de técnicas capazes de acomodar as variações espaciais, não suportadas pela análise em blocos casualizados, tem sido amplamente empregado para culturas anuais (Smith et al., 2001; Duarte & Vencovsky, 2005; Casanoves et al., 2005) e em menor número de trabalhos para culturas perenes (Resende et al., 2006; Peiris et al., 2008; Ye & Jayawickrama, 2008). No entanto, até o presente momento não foram encontradas referências sobre o emprego da abordagem espacial para modelar os erros na análise de variância para experimentos de seleção de cultivares de citros.

Diversos modelos para capturar a estrutura da correlação entre as parcelas foram propostas e entre eles se destacam, tanto para culturas anuais como para perenes, os modelos de auto-regressivos de primeira ordem (AR1), ou correlações exponenciais (Resende et al., 2006). Entre estes modelos auto-regressivos, aqueles que consideram que a dependência espacial pode ser diferente em dois sentidos, ou seja, anisotrópicos, como o modelo auto-regressivo separável de primeira ordem (AR1 x AR1), tem sido apontado o mais adequado para modelar a estrutura da variância em experimentos de campo (Gilmour et al., 1997; Casanoves et al., 2005; Resende et al., 2006; Ye & Jayawickrama, 2008). Estes trabalhos relatam que os empregos das análises espaciais podem auxiliar no aumento da precisão associada às estimativas dos tratamentos, além de remover das estimativas das médias dos tratamentos os efeitos ambientais que alteram o seu correto ordenamento (Duarte & Vencovsky, 2005; Casanoves et al., 2005; Littell et al., 2006). O objetivo deste trabalho foi avaliar o desempenho da análise espacial utilizando a estrutura auto-regressiva heterogênea de primeira ordem (AR1 x AR1), em experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra'.

MATERIAIS E MÉTODOS

Dados experimentais

Os dados experimentais são provenientes da Rede de experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra', como parte do Programa de melhoramento de Citros do Centro APTA Citros Sylvio Moreira – IAC (Carvalho et al., 2006). Este programa visa-se selecionar, a nível regional, clones de laranja 'Pêra', mais produtivos, com frutas de boa qualidade e com boa interação entre o vírus da tristeza e condições ambientais, em diferentes porta-enxertos. Os materiais empregados neste trabalho são clones de laranjeira 'Pêra' (*Citrus sinensis* (L.) Osb.) enxertados sobre o limoeiro 'Cravo' (*Citrus limonia* Osb.). Para o presente estudo, serão considerados dois experimentos desta rede conduzidos nos municípios de Cordeirópolis e Itapetininga, ambos no estado de São Paulo. Estes foram instalados em delineamento em blocos completos casualizados, no espaçamento de 7 x 5 m, com uma planta por parcela. O primeiro experimento instalado no ano de 1997 em Cordeirópolis possui seis repetições e avalia sete clones, enquanto o segundo experimento foi instalado no ano de 1998 em Itapetininga, possui dez repetições e avalia 20 clones. Foram avaliadas, respectivamente, a produção de frutos ($\text{kg planta}^{-1} \text{ano}^{-1}$) em sete e cinco colheitas em Cordeirópolis e Itapetininga. O volume da copa (m^3), foi avaliada em três anos, a saber, aos dois, quatro e sete anos após o plantio em Cordeirópolis e aos primeiro, terceiro, quinto anos após o plantio em Itapetininga.

Modelos estatísticos empregados

Foram considerados os modelos estatísticos em blocos casualizados com erros independentes; o delineamento em blocos casualizados considerando a

dependência espacial auto-regressivo separável de primeira ordem (AR1 x AR1); e o último, desconsiderando a presença dos blocos e adotando somente a análise espacial como controle da variação sistemática. Assim, para os dois primeiros modelos considerou-se o seguinte modelo linear misto.

$$y=X\beta+Z\tau+\varepsilon \quad (e1)$$

onde, y é o vetor das observações; β é o vetor de fixos de tratamentos, τ o vetor dos efeitos aleatórios de blocos, X e Z as matrizes de incidência dos efeitos fixos e aleatórios, respectivamente, e ε o vetor dos erros.

A primeira abordagem considera o modelo (e1), delineamento em blocos casualizados - DBC, com análise para erros não correlacionados $\varepsilon \sim \text{NID}(0, \sigma^2 I)$. Para o segundo caso, o modelo (e1) assumiu a análise em DBC mais a correlação espacial dos erros, adotando-se a estrutura da por AR1 x AR1, em que $\varepsilon = \xi + \eta$, onde ξ representa a variação em pequena escala, modelado como um vetor aleatório com média zero e variâncias espacialmente distribuídas e η representa o vetor de erros independentes e identicamente distribuídos (Cullis & Gleeson, 1991). Para o terceiro modelo, excluiu-se a parametrização $Z\tau$, referente ao controle local. Assim o modelo foi semelhante ao delineamento inteiramente casualizado em termos de parametrização, porém considerando a autocorrelação espacial dos erros, em que $\varepsilon = \xi + \eta$.

Comparação dos modelos

Para comparação dos modelos foi empregado o Critério de Informação de Akaike (AIC) e o teste da razão da máxima verossimilhança, com distribuição de probabilidade χ^2 com graus de liberdade compostos pela diferença entre o número de parâmetros das estruturas de covariância em cada combinação de modelos

hierárquicos (Littel et al., 2006). Os modelos foram ajustados utilizando o método da máxima verossimilhança restrita por meio do PROC MIXED (SAS Institute, 2009). Avaliou-se, também, a alteração nos valores da amplitude das médias ajustadas para os diferentes modelos e o ordenamento dos clones a partir do valor da correlação de Spearman.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De forma geral, os resultados das análises considerando o ajuste espacial auto-regressivo em duas direções (AR1 x AR1) foram superiores a análise sob erros independentes. Ao verificar os valores para o critério de informação de Akaike (AIC), pode-se observar que há tendência de os modelos serem iguais com pequenas diferenças nos valores, favorecendo o modelo com dependência espacial, porém sem a parametrização dos blocos (Tabela 1 e Tabela 2). Normalmente, os modelos considerando a dependência espacial entre parcelas adjacentes tendem a ser mais eficientes para as situações onde há maior variância residual (Casanoves et al., 2005; Duarte & Vencovsky, 2005). Contudo, a modelagem espacial da autocorrelação espacial dos erros provocou um aumento nos valores do coeficiente de variação, devido ao aumento da variação residual ou redução nos valores das médias dos tratamentos (Tabela 1 e Tabela 2).

Tabela 1. Estimativas do Critério de Informação de Akaike (AIC), coeficiente de variação residual (CV, %), variância entre blocos (σ^2_b), coeficiente de autocorrelação residual para a coordenada X ($\rho_{\text{Coord-x}}$), coeficiente de autocorrelação residual para a coordenada Y ($\rho_{\text{Coord-y}}$) e amplitude das médias ajustadas da produção de frutos e volume de copa para as análises obtidas no ajuste de modelos no experimento de seleção de clones de laranjeira 'Pêra' conduzido em Cordeirópolis.

Modelos ¹	AIC	CV	σ^2_b	$\rho_{\text{Coord-x}}$	$\rho_{\text{Coord-y}}$	Amplitude
Produção: 1º ano						
DBC	535,00	39,61	0,00			10,17
DBC+AR	539,00	39,61	0,00	0,15	0,00	10,17
DIC+AR	537,00	39,61		0,15	0,04	10,17
Produção: 2º ano						
DBC	414,90	44,89	0,00			8,25
DBC+AR	410,80	44,17	0,00	0,88	0,00	9,70
DIC+AR	408,80	44,17		0,88	0,04	9,70
Produção: 3º ano						
DBC	565,10	44,65	0,00			13,20
DBC+AR	566,20	45,03	0,00	0,76	0,73	11,28
DIC+AR	564,20	45,03		0,76	0,73	11,28
Produção: 4º ano						
DBC	591,40	26,31	5,47			15,67
DBC+AR	591,00	26,59	0,00	0,11	0,77	15,22
DIC+AR	589,00	26,59		0,11	0,77	15,22
Produção: 5º ano						
DBC	434,10	12,72	0,00			5,33
DBC+AR	438,10	12,72	0,00	0,49	0,00	5,34
DIC+AR	436,10	12,72		0,49	0,04	5,34
Produção: 6º ano						
DBC	640,90	25,66	7,55			52,00
DBC+AR	640,30	25,87	0,53	0,81	0,66	50,83
DIC+AR	638,30	25,89		0,81	0,67	50,86
Produção: 7º ano						
DBC	689,50	55,13	145,61			66,67
DBC+AR	693,00	54,92	160,45	0,74	0,00	71,26
DIC+AR	694,80	58,57		0,16	0,43	66,48
Volume: 2º ano após plantio						
DBC	-21,30	41,08	0,00			0,23
DBC+AR	-17,50	41,03	0,00	0,69	0,00	0,23
DIC+AR	-19,50	41,04		0,69	0,22	0,23
Volume: 3º ano após plantio						
DBC	224,80	30,08	0,01			1,15
DBC+AR	228,80	30,10	0,01	0,07	0,00	1,15
DIC+AR	226,50	30,26		0,08	0,60	1,19

Continuação da Tabela 1						
Modelos ¹	AIC	CV	σ^2_b	$\rho_{\text{Coord-x}}$	$\rho_{\text{Coord-y}}$	Amplitude
	Volume: 7º ano após plantio					
DBC	334,30	23,72	0,55			6,13
DBC+AR	335,50	24,18	0,40	0,78	0,72	6,60
DIC+AR	334,30	25,32		0,78	0,77	6,36

¹DBC: análise em blocos casualizados; DBC+AR: análise em blocos casualizados mais ajuste espacial auto-regressivo (AR1xAR1); DIC+AR: análise desconsiderando o fator blocos mais ajuste espacial auto-regressivo (AR1xAR1). Células vazias: não se aplica ao modelo.

Observa-se também que os valores encontrados para o coeficiente de autocorrelação encontrados normalmente estão abaixo de 0,7 (Tabela 1 e Tabela 2) e portanto podem ser considerados baixos quando comparados a outros experimentos nas quais a dependência espacial proporcionou maiores ganhos no ajuste do modelo em relação à análise com erros independentes (Resende et al., 2006; Ye & Jayawickrama, 2008). Estes valores baixos encontrados para a autocorrelação espacial pode estar associada à homogeneidade das áreas experimentais, visto os valores medianos para o coeficiente de variação e a baixa variância para blocos (Tabela 1 e Tabela 2).

Deste modo, pode-se considerar que a adição do termo de dependência espacial no modelo em blocos casualizados não acarretou em ganhos significativos em termos de ajuste do modelo matemático. Os resultados aqui encontrados divergem das tendências observadas para outras culturas, em que na maior parte dos casos, a inclusão da autocorrelação espacial é proporcional a qualidade de ajuste superior aos modelos considerando erros independentes (Casanoves et al., 2005; Resende et al., 2006; Ye & Jayawickrama, 2008).

Tabela 2. Estimativas do Critério de Informação de Akaike (AIC), coeficiente de variação residual (CV %), variância entre blocos (σ^2_b), coeficiente de autocorrelação residual para a coordenada X ($\rho_{\text{Coord-x}}$), coeficiente de autocorrelação residual para a coordenada Y ($\rho_{\text{Coord-y}}$) e amplitude das médias ajustadas da produção de frutos e volume da copa para as análises obtidas no ajuste de modelos no experimento de seleção de clones de laranjeira 'Pêra' conduzido em Itapetininga

Modelos ¹	AIC	CV (%)	σ^2_b	$\rho_{\text{Coord-x}}$	$\rho_{\text{Coord-y}}$	Amplitude
Produção: 1º ano						
DBC	1.677,90	32,00	0,00			71,05
DBC+AR	1.681,90	32,00	0,00	0,13	0,00	71,05
DIC+AR	1.679,90	32,00		0,12	0,02	71,05
Produção: 2º ano						
DBC	1.830,90	39,94	1,51			63,91
DBC+AR	1.834,90	40,10	0,00	0,84	0,00	58,08
DIC+AR	1.832,80	39,82		0,83	0,65	58,04
Produção: 3º ano						
DBC	1.407,40	36,68	1,51	0,00	0,00	63,91
DBC+AR	1.405,90	36,72	0,00	0,84	0,00	58,08
DIC+AR	1.402,20	37,43	0,00	0,83	0,65	58,04
Produção: 4º ano						
DBC	1.981,00	36,68	128,63	0,00	0,00	171,80
DBC+AR	1.984,90	36,72	117,61	0,61	0,00	169,08
DIC+AR	1.981,00	37,43	0,00	0,63	0,68	174,39
Produção: 5º ano						
DBC	1.913,00	35,77	0,00			172,50
DBC+AR	1.914,20	35,79	0,00	0,65	0,66	169,66
DIC+AR	1.912,20	35,79		0,65	0,66	169,66
Volume: 1º ano após o plantio						
DBC	44,30	35,00	0,00			0,40
DBC+AR	48,30	35,00	0,00	0,12	0,00	0,40
DIC+AR	46,30	35,00		0,11	0,03	0,40
Volume: 3º ano após o plantio						
DBC	596,50	30,72	0,02			1,02
DBC+AR	583,30	30,53	0,03	0,85	0,00	0,92
DIC+AR	582,30	30,90		0,85	0,05	0,93
Volume: 5º ano após o plantio						
DBC	1.012,70	26,79	0,79			16,42
DBC+AR	1.016,60	26,79	0,80	0,60	0,00	16,36
DIC+AR	1.017,90	27,60		0,48	0,54	16,52

¹ DBC: análise em blocos casualizados; DBC+AR: análise em blocos casualizados mais ajuste espacial auto-regressivo (AR1xAR1); DIC+AR: análise desconsiderando o fator blocos mais ajuste espacial auto-regressivo (AR1xAR1). Células vazias: não se aplica ao modelo.

Entretanto, é importante salientar, que considerando os princípios da estatística experimental, a instalação no delineamento em blocos casualizados, nestes dois experimentos avaliados, os blocos não foram efetivos, visto os baixos valores observados para a variância de blocos e a homogeneidade das áreas experimentais, avaliada pelos baixos valores dos coeficientes de autocorrelação espacial dos erros encontrados.

Vários autores têm demonstrado por estudos via simulação, que a técnica do controle local, especificamente o uso de blocos, é o melhor método para controlar gradientes, desde que estejam devidamente alocados (Fu et al., 1998; Salvador et al., 2006). Entretanto, quando estes blocos não forem devidamente alocados, ou quando não é possível prever as variações entre as parcelas, como ocorreu no presente estudo (Figura 1 e Figura 2), a adoção de modelos que consideram a dependência espacial entre as parcelas adjacentes podem trazer ganhos aos programas de melhoramento genético.

Para o presente caso, a análise desconsiderando a parametrização blocos, associada à dependência espacial dos erros suportou as variações, sendo superior ou igual na qualidade de ajuste ao modelo sem dependência espacial em cinco das sete colheitas realizadas em Cordeirópolis e em três das cinco colheitas realizadas em Itapetininga. Para a avaliação do volume da copa, este modelo somente não foi igual ou superior na qualidade do ajuste aos demais para a avaliação do volume de copa no terceiro ano em Itapetininga (Tabela 3).

Tabela 3. Valores de probabilidade associados ao teste da razão da máxima verossimilhança (p-LTR) e coeficiente de correlação de Spearman (ρ) entre diferentes modelos para experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra'

Comparações	Cordeirópolis		Itapetininga	
	p-LTR	ρ	p-LTR	ρ
	Produção: 1º ano		Produção: 1º ano	
DBC x DBC+AR	1,000	0,9989	1,000	1,0000
DBC x DIC+AR	1,000	0,9989	1,000	1,0000
DIC+AR x DBC+AR	1,000	1,0000	1,000	1,0000
	Produção: 2º ano		Produção: 2º ano	
DBC x DBC+AR	0,017	0,9516	1,000	1,0000
DBC x DIC+AR	0,004	0,9516	0,752	1,0000
DIC+AR x DBC+AR	1,000	1,0000	0,752	1,0000
	Produção: 3º ano		Produção: 3º ano	
DBC x DBC+AR	0,235	0,9405	0,064	0,9865
DBC x DIC+AR	0,089	0,9405	0,007	0,9850
DIC+AR x DBC+AR	1,000	1,0000	0,192	0,9955
	Produção: 4º ano		Produção: 4º ano	
DBC x DBC+AR	0,111	0,9517	0,951	0,9895
DBC x DIC+AR	0,036	0,9517	0,157	0,9985
DIC+AR x DBC+AR	1,000	1,0000	0,168	0,9910
	Produção: 5º ano		Produção: 5º ano	
DBC x DBC+AR	1,000	0,9945	0,247	0,9835
DBC x DIC+AR	1,000	0,9945	0,094	0,9835
DIC+AR x DBC+AR	1,000	1,0000	1,000	1,0000
	Produção: 6º ano		Volume: 1º ano	
DBC x DBC+AR	0,100	1,0000	1,000	1,0000
DBC x DIC+AR	0,032	1,0000	1,000	1,0000
DIC+AR x DBC+AR	1,000	1,0000	1,000	1,0000
	Produção: 7º ano		Volume: 3º ano	
DBC x DBC+AR	0,779	0,9604	<0,001	1,0000
DBC x DIC+AR	0,069	0,9824	<0,001	0,8902
DIC+AR x DBC+AR	0,051	0,9692	0,317	0,8902
	Volume: 2º ano		Volume: 5º ano	
DBC x DBC+AR	0,905	0,9912	0,951	0,9970
DBC x DIC+AR	0,655	0,9912	0,074	0,9955
DIC+AR x DBC+AR	1,000	1,0000	0,069	0,9955
	Volume: 4º ano			
DBC x DBC+AR	1,000	0,9956		
DBC x DIC+AR	0,584	0,9956		
DIC+AR x DBC+AR	0,584	1,0000		
	Volume: 7º ano			
DBC x DBC+AR	0,247	0,9956		
DBC x DIC+AR	0,157	0,9956		
DIC+AR x DBC+AR	0,371	1,0000		

¹ DBC: análise em blocos casualizados; DBC+AR: análise em blocos casualizados mais ajuste espacial auto-regressivo (AR1xAR1); DIC+AR: análise desconsiderando o fator blocos mais ajuste espacial auto-regressivo (AR1xAR1). Células vazias: não se aplica.

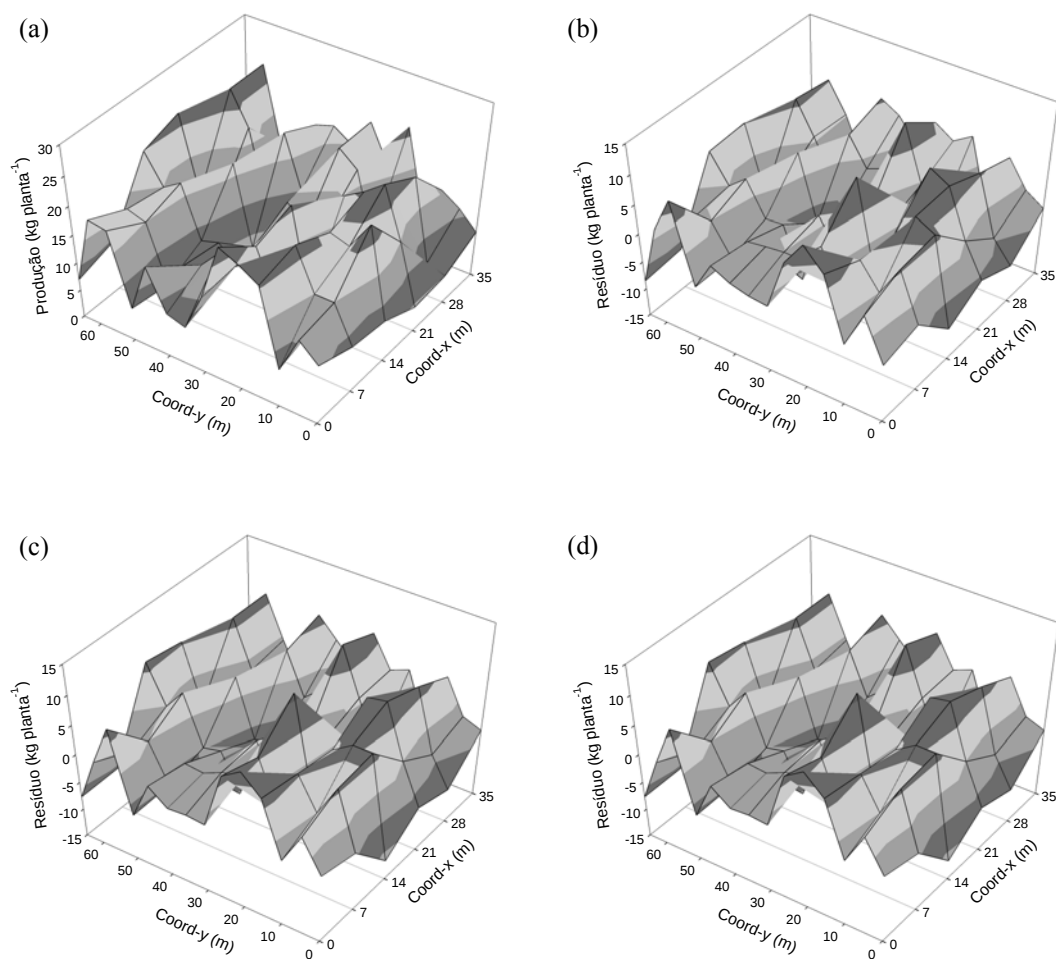


Figura 1. Gráfico tridimensional para a produção de frutos (a) e resíduos provenientes do ajuste do modelo em blocos casualizados, sob erros independentes (b), ajuste do modelo em blocos casualizados, sob erros espacialmente correlacionados (c) e ajuste do modelo excluindo a parametrização blocos, sob erros espacialmente correlacionados (d) para o experimento localizado em Cordeirópolis-SP, no segundo ano de produção. As linhas no plano do gráfico para o eixo Coord-x representam o sentido da alocação dos blocos.

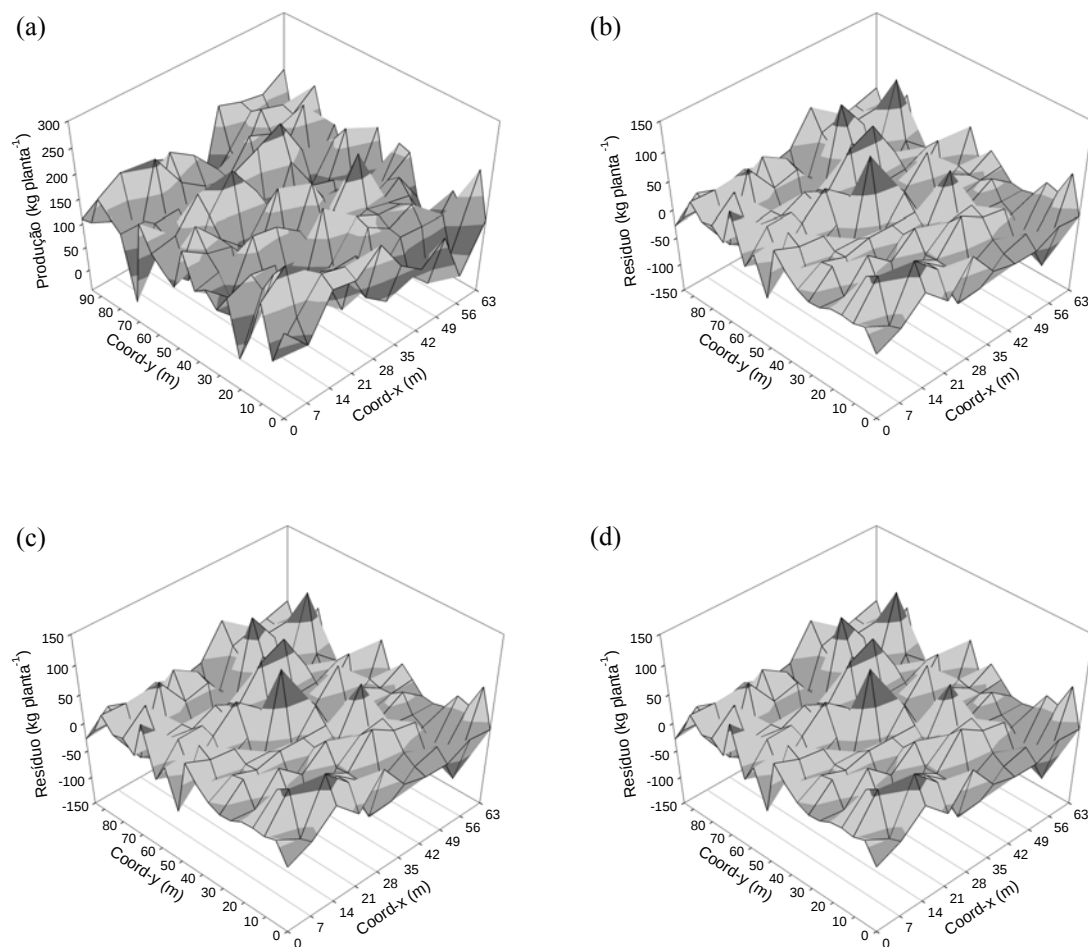


Figura 2. Gráfico tridimensional para a produção de frutos (a) e resíduos provenientes do ajuste do modelo em blocos casualizados, sob erros independentes (b), ajuste do modelo em blocos casualizados, sob erros espacialmente correlacionados (c) e ajuste do modelo excluindo a parametrização blocos, sob erros espacialmente correlacionados (d) para o experimento localizado em Itapetininga-SP, no segundo ano de produção. As linhas no plano do gráfico para o eixo Coord-x representam o sentido da alocação dos blocos.

Provavelmente os motivos acima relacionados, como a homogeneidade da área experimental, os baixos valores para a variância para blocos e dos coeficientes

de autocorrelação espacial dos erros; foram os responsáveis pelas pequenas diferenças entre os valores para as médias ajustadas entre os diferentes modelos (Tabela 1 e Tabela 2), acarretando em mínimas variações no ordenamento dos clones (Tabela 3, ver coeficiente da correlação de Spearman).

CONCLUSÕES

Os resultados encontrados neste trabalho apontam que a modelagem espacial dos erros utilizando modelos auto-regressivos separáveis de primeira ordem para experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra', trouxeram ganhos pequenos, porém significativos. Provavelmente os pequenos ganhos foram devidos aos baixos valores associados à variância de blocos e a homogeneidade das áreas experimentais.

A análise desconsiderando o fator blocos, mas com o ajuste espacial auto-regressivo separável de primeira ordem apresentou, em média, melhor qualidade de ajuste entre os modelos avaliados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARAL, A.M.; SOUZA, M.; CARVALHO, S.A. 'Pera' Sweet Orange. **Journal of American Pomological Society**, v.51, p.2-5, 2000.

CANTUARIAS-AVILÉS, T.; MOURÃO FILHO, F.A.A; STUCHI, E.S.; SILVA, S.R.; ESPINOZA-NÚÑEZ, E. Tree performance and fruit yield and quality of 'Okitsu' Satsuma mandarin grafted on 12 rootstocks. **Scientia Horticulturae**, v.123, p. 318–322, 2010.

CARVALHO, S.A.; LATADO, R.R.; BASTIANEL, M., AZEVEDO, F.A. Produção e qualidade de fruto de onze clones de laranja Pêra sobre tangerina 'Cleópatra' no período de 1995 a 2005 em Cordeirópolis, SP. In: Congresso Brasileiro de Fruticultura, 19, 2006. Cabo Frio. **Palestras e Resumos....** Cabo Frio: SBF/UENF/UFRRJ, 2006. p.405.

CASANOVA, F.; MACCHIAVELLI, R.; BALZARINI, M. Error Variation in multienvironment peanut trials: Within-trial spatial correlation and between-trial heterogeneity. **Crop Science**, v.45, p.1927-1933, 2005.

CULLIS, B.R.; GLEESON, A.C. Spatial analysis of field experiments - an extension to two dimensions. **Biometrics**, v.47, p.1449-1460, 1991.

DOMINGUES, E.T.; TULMANN NETO, A.; TEÓFILO SOBRINHO, J.; MATTOS JR., D.; POMPEU JR., J.; FIGUEIREDO, J.O. Seleção de variedades de laranja quanto à qualidade do fruto e período de maturação. **Laranja**, v.24, p.471-490, 2003.

DOMINGUES, E.T.; TEÓFILO SOBRINHO, J.; POMPEU JUNIOR, J.; FIGUEIREDO, J.O.; TULMAN NETO, A. Caracterização de onze clones de laranja 'Pêra' e seis variedades assemelhadas. **Laranja**, v.25, p.111-138, 2004.

- DUARTE, J.B.; VENCovsky, R. Spatial statistical analysis and selection of genotypes in plant breeding. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, p.107-114, 2005.
- FARIAS, P.R.; NOCITI, L.A.S.; BARBOSA, J.C. PERECIN, D. Agricultura de precisão: mapeamento da produtividade em pomares cítricos usando geoestatística. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v. 25, p. 235-241, 2003.
- FORNER-GINER, M.A.; ALCAIDE, A.; PRIMO-MILLO, E.; FORNER, J.B. Performance of 'Navelina' orange on 14 rootstocks in Northern Valencia (Spain). **Scientia Horticulturae**, v.98, p.223-232, 2003.
- FU Y.B.; CLARKE, G.P.Y.; NAMKOONG, G.; YANCHUK, A.D. Incomplete block designs for genetic testing: statistical efficiencies of estimating family means. **Canadian Journal of Forest Research**, v.28, p.977-986, 1998.
- GEORGIOU, A. Evaluation of rootstocks for the Cyprus local lemon variety 'Lapithkiotiki'. **Scientia Horticulturae**, v.123, p.184-187, 2009.
- GILMOUR, A.R.; CULLIS; B.R, VERBYLA; A.P. Accounting for natural and extraneous variation in the analysis of field experiments. **Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics**, v.2, p.269–273, 1997.
- JAHNKE, S.M.; REDAELLI, L.R.; DIEFENBACH, L.M.G.; EFROM, C.F. Spatial distribution of parasitism on *Phyllocnistis citrella* Stainton, 1856 (Lepidoptera: Gracillariidae) in citrus orchards. **Brazilian Journal of Biology**, v.68, p. 813-817, 2008.
- KRAINSKI, E. T.; RIBEIRO JUNIOR, P. J.; BASSANEZI, R. B.; FRANCISCON, L. Autologistic model with an application to the citrus "sudden death" disease. **Scientia Agricola**, v.65, p.541-547, 2008.
- LARANJEIRA, F.; SILVA, L.G.; FONSECA, E.L.; SILVA, S.X.B.; ROCHA, J.B.;

SANTOS-FILHO, H.P.; LEDO, C.A.S. HAU, B. Prevalence, incidence and distribution of citrus variegated chlorosis in Bahia, Brazil. **Tropical Plant Pathology**, v.33, p.339-347, 2008.

LITTEL, R.C.; MILLIKEN, G.A.; STROUP, W.W.; WOLFINGER, R.D.; SHABENBERGER, O. **SAS for Mixed Models**, 2^a ed., Cary: SAS Institute Inc., 2006.

OLIVEIRA, P.C.G; FARIAS, P.R.S.; LIMA, H.V.; FERNANDES, A.R.; OLIVEIRA, F.A.; PITA, J.D. Variabilidade espacial de propriedades químicas do solo e da produtividade de citros na Amazônia Oriental. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.13, p.708-715, 2009.

PEIRIS, T. U. S.; SAMITA, S.; VERONICA, W. H. D. Accounting for spatial variability in field experiments on tea. **Experimental Agriculture**, v.44, p.547-557, 2008.

RESENDE, M.D.V.; THOMPSON, R.; WELHAN, S. Multivariate spatial statistical analysis of longitudinal data in perennial crops. **Revista de Matemática e Estatística**, v.24, p.147-169, 2006

SALVADOR, A.G.; WHITE, T.L.; HUBER, D.A. Comparison of experimental designs for clonal forestry using simulated data. **Forest Science**, v.52, p.108-116, 2006.

SAS INSTITUTE. **SAS/STAR User's guide, version 9.2**. 2^a Ed. Cary: SAS Institute, 2009.

SMITH, A; CULLIS, B; THOMPSON, R. Analyzing variety by environment data using multiplicative mixed models and adjustments for spatial field trend. **Biometrics**, v.57, p.1138–1147, 2001.

- SMITH, M.W.; SHAW, R.G.; CHAPMAN, J.C.; OWEN-TURNER, J.; LEE, S.; MCRAE, K.B.; JORGENSEN, K.R.; MUNGOMERY, W.V. Long-term performance of 'Ellendale' mandarin on seven commercial rootstocks in sub-tropical Australia. **Scientia Horticulturae**, v.102, p.75-89, 2004.
- STROUP, W.W.; BAENZIGER, P.S.; MULITZE, D.K. Removing Spatial Variation from Wheat Yield Trials: A Comparison of Methods. **Crop Science**, v34, p.62–66, 1994.
- TAZIMA, Z.H.; NEVES, C.S.V.J.; YADA, I.F.U.; LEITE JUNIOR, R.P. Produção e qualidade dos frutos de clones de laranjeira-'Pera' no norte do Paraná. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v. 32, p.189-195, 2010.
- TEÓFILO SOBRINHO, J.; POMPEU JUNIOR, J.; MÜLLER, G.W.; FIGUEIREDO, J.O.; LARANJEIRA, F.F.; SALIBE, A.A. Comparative performance of 15 'Pera' orange selection in São Paulo, Brazil. In: 9th International Citrus Congress, Orlando. **Proceedings of the International Society of Citriculture**, v. 1, p.468-470, 2000.
- TOLEDO, F. de; BARBOSA, J.C.; YAMAMOTO, P.T. Distribuição espacial de *Toxoptera citricida* (Kirkaldy) (Hemiptera: Aphididae) na cultura de citros. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.28, p. 194-198, 2006.
- YE, T.Z.; JAYAWICKRAMA, K.J.S. Efficiency of using spatial analysis in first-generation coastal Douglas-fir progeny tests in the US Pacific Northwest. **Tree Genetics & Genomes**, v.4, p.677-692, 2008.

CONCLUSÕES GERAIS

A estimativa média do coeficiente de repetibilidade foi de 0,563, para a característica produção de frutos para clones de laranjeira 'Pêra'. Assim para a seleção de clones superiores esperando-se uma acurácia de 95% são necessários, em média, 25 anos de avaliações, entretanto, empregando-se uma menor acurácia (85%) seria possível realizar a seleção com dados de sete colheitas. Contudo, quando se considera o período de estabilização fenotípica, ou seja, a ocasião no qual há maior manifestação das características genéticas que governam a produção e menor variabilidade entre colheitas sucessivas, a seleção poderia ser realizada utilizando a produção das cinco primeiras safras. Isso porque foi verificado para estas safras maior associação com a quantidade total de frutos produzidos por planta.

As estimativas das médias ajustadas pelo modelo considerando a matriz de covariâncias auto-regressiva heterogênea de primeira ordem propiciaram eficiência nas análises e na seleção de clones de laranjeira 'Pêra', no mínimo igual ou maior que a análise de variância com as médias da produção ou a seleção baseada apenas na média aritmética da produção do clone.

Os resultados encontrados neste trabalho apontam que a modelagem espacial dos erros utilizando modelos auto-regressivos separáveis de primeira ordem para experimentos de seleção de clones de laranjeira 'Pêra', trouxeram ganhos pequenos, porém significativos. Este fato pode ter sido devido aos baixos valores associados à variância de blocos e aos baixos valores dos coeficientes de autocorrelação espacial dos erros. Destarte, a análise desconsiderando o fator blocos, mas com o ajuste espacial auto-regressivo separável de primeira ordem apresentou melhor qualidade de ajuste entre os modelos avaliados.