

49698

MFV 34961

GLAUBER HENRIQUE DE SOUSA NUNES

**INTERAÇÃO GENÓTIPOS X AMBIENTES EM EUCALIPTO:
IMPLICAÇÕES SOBRE A SELEÇÃO E FORMAS DE ATENUAR SEU
EFEITO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Agronomia, Área de concentração em Genética e Melhoramento de plantas, para obtenção do título de "Doutor".

Orientador
Prof. João Bosco dos Santos

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2000

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Nunes, Glauber Henrique de Sousa

Interação genótipo x ambiente em eucalipto: implicações sobre a seleção e formas de atenuar seu efeito / Glauber Henrique de Sousa Nunes. -- Lavras : UFLA, 2000.

155 p. : il.

Orientador: João Bosco dos Santos.

Dissertação (Mestrado) – UFLA.

Bibliografia.

1. Eucalipto. 2. Interação genótipo x ambiente. 3. Seleção. 4. Zoneamento ecológico. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-634. 97342

GLAUBER HENRIQUE DE SOUSA NUNES

**INTERAÇÃO GENÓTIPOS X AMBIENTES EM EUCALIPTO:
IMPLICAÇÕES SOBRE A SELEÇÃO E FORMAS DE ATENUAR SEU
EFEITO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Agronomia, Área de concentração em Genética e Melhoramento de plantas, para obtenção do título de "Doutor".

APROVADA EM : 26/05/2000

Dr. Magno Antônio Patto Ramalho - UFLA

Dr. Daniel Furtado Ferreira - UFLA

Dr. Gabriel Dehon S. Peçanha Rezende- ARACRUZ CELULOSE S.A.

Drª. Ângela de Fátima Barbosa Abreu - EMBRAPA/EPAMIG


João Bosco dos Santos - UFLA
(Orientador)

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2000**

A Deus, SENHOR do Universo.

À minha tia Francisca Paula da Silva, por tudo.

OFEREÇO

Aos meus pais Stefson Peraira e Maria das Graças

A minha esposa Márcia e ao meu filho Marcelo Henrique

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Deus, por todas as coisas que me proporciona.

A Universidade Federal de Lavras, pela oportunidade de realização do curso de doutorado.

À Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES, pela concessão da bolsa de estudos.

Aos orientadores João Bosco dos Santos e Magno Patto Ramalho pela dedicação, disponibilidade, amizade e confiança demonstrados durante o curso.

A minha família por todo apoio recebido.

A minha esposa Márcia e ao meu filho Marcelo Henrique pela amor, carinho e paciência.

Aos professores do Departamento de Biologia da Universidade Federal de Lavras, em especial aos professores dos cursos de Genética e Melhoramento de Plantas e Estatística e Experimentação Agrícola.

Ao Núcleo de Estudo de Genética (GEN) pelo apoio e oportunidades oferecidas.

Aos amigos do curso de Genética e Melhoramento de Plantas, Estatística e Experimentação Agrícola e outros cursos de pós-graduação. Em especial, ao companheiro João "Bacalhau" Luis da Silva Filho pela amizade, paciência e auxílio.

A todos que estiveram presentes e contribuíram de alguma maneira para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	i
ABSTRACT	iii
1 INTRODUÇÃO	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO	3
2.1 Aspectos da interação genótipos por ambientes	3
2.2 Metodologias para atenuar a interação genótipos por ambientes.....	6
2.2.1 Identificar cultivares específicos para cada ambiente	7
2.2.2 Zoneamento ecológico.....	7
2.2.3 Identificação de cultivares com maior estabilidade	12
2.3 Interação genótipos x ambiente em eucalipto	16
3 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	19
CAPÍTULO 1: IMPLICAÇÕES DA INTERAÇÃO GENÓTIPOS X AMBIENTES NA SELEÇÃO DE CLONES DE EUCALIPTO	28
RESUMO	29
ABSTRACT	30
1 INTRODUÇÃO	31
2 MATERIAL E MÉTODOS	33
2.1 Ambientes	33
2.2 Análises estatísticas.....	34
2.2.1 Análises de variância	34
2.2.2 Estimação dos componentes de variância e parâmetros genéticos e fenotípicos	36
2.2.3 Decomposição da interação clones x ambientes	40
2.2.4 Estimação dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade	40
2.2.5 Estimação do índice de confiabilidade	43
3 RESULTADOS	45
3.1 Três anos	45
3.2 Seis anos	58
4 DISCUSSÃO	63
5 CONCLUSÕES	77
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	78
CAPÍTULO 2: ZONEAMENTO ECOLÓGICO E DETERMINAÇÃO DO NÚMERO MÍNIMO DE AMBIENTES PARA AVALIAÇÃO DE CLONES DE EUCALIPTO	82
RESUMO	83

ABSTRACT	84
1 INTRODUÇÃO	85
2 MATERIAL E MÉTODOS	87
2.1 Ambientes	87
2.2 Análises estatísticas	87
2.2.1 Análises de variâncias e decomposição da interação clones x ambientes	87
2.2.2 Análises de regressão linear múltipla e de componentes principais ...	87
2.2.3 Ecovalência dos ambientes	88
2.2.4 Medidas de dissimilaridades entre ambientes	88
2.2.5 Análise de agrupamento	93
2.2.6 Análise discriminante	94
2.2.7 Determinação do número mínimo de ambientes	94
2.2.8 Simulação do efeito de diferentes combinações do número de locais e repetições sobre o ganho com a seleção	95
3 RESULTADOS	97
3.1 Três anos	97
3.2 Seis anos	113
4 DISCUSSÃO	131
5 CONCLUSÕES	144
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	145
ANEXO	150

RESUMO

NUNES, Glauber Henrique de Sousa de. Interação genótipos x ambientes em eucalipto: implicações sobre a seleção e formas de atenuar seu efeito. Lavras: UFLA, 2000. 160p. (Tese – Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).

A avaliação de clones de eucalipto é feita em ambientes que apresentam grandes diferenças edafo-climáticas. Sendo assim, espera-se a presença da interação genótipos por ambientes e que a mesma tenha influência na seleção de materiais superiores, exigindo, portanto, um estudo mais detalhado de suas implicações nos programas de melhoramento com eucalipto. Os objetivos do presente trabalho foram investigar a influência da interação sobre a seleção, identificar clones com maior estabilidade, promover um zoneamento ecológico e determinar o número mínimo de ambientes necessário para avaliação clonal. Foram utilizados dados referentes ao incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) de dois experimentos de clones. O primeiro composto por 121 clones avaliados aos três anos e o segundo constituído por 21 clones, avaliados aos seis anos. Os dois grupos de clones foram avaliados, separadamente, em nove ambientes, em um delineamento em blocos casualizados com três repetições. Os ambientes estavam situados em três macrorregiões, quais sejam: Aracruz-ES, São Mateus-ES e Sul da Bahia. Em cada uma das macrorregiões foram utilizados três ambientes, sendo os ambientes AR-1, AR-2 e AR-3 na Aracruz; SM-1, SM-2 e SM-3 em São Mateus e SB-1, SB-2 e SB-3 no Sul da Bahia. Constatou-se interação significativa, sendo mais acentuada no experimento com maior número de clones. A estimativa do componente de variância da interação (σ^2_{GA}), nesse caso, correspondeu a 60,7% da variância genética entre clones (σ^2_G). Ocorreu equivalência na contribuição da parte simples e complexa da interação nas duas idades de avaliação. A interação clones x ambientes teve reflexo na seleção, pois a resposta correlacionada pela seleção em um ambiente e ganho em outro sempre foi inferior ao ganho da seleção direta. Todavia, mesmo na resposta correlacionada, o ganho percentual esperado foi expressivo, indicando ser possível a identificação de clones com ampla adaptação. A metodologia de Toler (1990) de análise da estabilidade fenotípica foi eficiente na discriminação da estabilidade dos clones, permitindo a identificação de clones com maior plasticidade ou responsividade. Os clones foram agrupados em cinco grupos, sendo que a maioria dos clones, nas duas idades, apresentaram comportamento explicado com apenas um segmento de reta, ou seja, padrão de resposta semelhante nos ambientes favoráveis e desfavoráveis. No entanto, foi possível identificar clones com resposta bissegmentada duplamente desejável,

nas duas idades. Apenas três dos clones avaliados aos três anos e quatro dos avaliados aos seis anos apresentaram índice de confiabilidade superior a 100%, ou seja, a maioria dos clones apresentou risco superior a 25% de comportamento abaixo da média do ambiente. Com relação ao zoneamento, foram identificadas quatro regiões homogêneas. A primeira formada pelos ambientes da Aracruz (AR-1, AR-2 e AR-3), ambientes SM-2 e SM-3 de São Mateus e pelo ambiente SB-1 no Sul da Bahia. A segunda foi formada somente pelo ambiente SM-1; a terceira pelo ambiente SB-2 e, por fim, a quarta foi constituída pelo ambiente SB-3. Os experimentos podem ser conduzidos em quatro ambiente, ao invés de nove, possibilitando uma maior utilização de repetições e/ou clones, o que proporciona maior ganho e possibilita melhor acompanhamento das atividades pelos melhoristas.

* Comitê de orientação: João Bosco dos Santos - UFLA (Orientador); Magno Antonio Patto Ramalho – UFLA.

ABSTRACT

NUNES, Glauber Henrique de Sousa. Genotype x environment interaction in eucalyptus: implications on selection and procedures to reduce its effect. Lavras: UFLA, 2000. 160p . (Thesis – Doctor in Plant Genetics and Breeding).

Eucalyptus clones are usually assessed in environments of large soil and climate differences and genotype by environment interaction (GXE) effects are expected to influence the selection of superior materials. Therefore, a detailed study of GXE effects on eucalyptus breeding programs is required. This study was carried out to investigate the influence of the GXE interaction on selection, to identify clones with greater stability, to provide an ecological zoning and to define the minimum number of environments necessary for clone assessment. Data on the mean annual yield increase ($m^3/ha/year$) were used from two clone experiments. The first involved 121 clones assessed at three years of age and the second was 21 clones assessed at six years. The two groups of clones were assessed separately in nine environments, in a randomized complete block design with three replications. The environments were located in three macro-regions, Aracruz and São Mateus in Espírito Santo state and in Southern Bahia. Three environments were used in each of the macro-regions AR-1, Ar-2 and AR-3 in Aracruz; SM-1, SM-2 and SM-3 in São Mateus and SB-1, SB-2 and SB-3 in Southern Bahia. The estimate of the variance component of the interaction (σ^2_{GA}) in this case, corresponded to 60.7% of the genetic variance among the clones (σ^2_G). Equivalence in the contribution of the simple and complex interaction was observed in both assessment ages. The clones x environment interaction reflected in the selection, as the correlated response to selection in one environment observed in another was always lower than the gain of direct selection. However, even in the correlated response cases, the expected percentage gain was expressive, indicating that it is possible to identify clones with wide adaptation. The Toler's (1990) methodology was efficient to identify clones with greater stability. The clones were classified in five groups according to the estimates of the stability parameters. The majority of the clones, at the two ages, had their performance explained by a single regression line, that is, a similar pattern of response to environmental improvement in favorable and unfavorable environments. Only three of the clones assessed at three years and four assessed at six years had a reliability index higher than 100%. This indicated that the majority of clones had a higher than 25% risk of behavior below the environmental mean. The methodologies were efficient to provide an ecological

zoning. Four homogeneous regions were identified. The first was formed by all the Aracruz environments (AR-1, AR-2 and AR-3), the SM-2 and SM-3 environments of São Mateus and the SB-1 environment of Southern Bahia. A second, third and fourth regions were formed by the SM-1, SB-2 and SB-3 environments, respectively. The experiments may be carried out in four, instead of nine environments. This allows a better allocation of replications and/or clones to obtain larger gains and facilitates the breeder field work.

*** Guidance Committee: João Bosco dos Santos - UFLA (Adviser); Magno Antonio Patto Ramalho - UFLA.**

1 INTRODUÇÃO

Em razão do dinamismo dos programas de melhoramento, muitas empresas privadas reflorestadoras instalam, anualmente, teste clonais com o intuito de identificar genótipos superiores. Esses ensaios são conduzidos em ambientes que possuem características edafo-climáticas bastante diferentes. Assim sendo, quando se avalia materiais geneticamente distintos em uma série de ambientes, espera-se que ocorra a interação genótipos por ambientes. Além disso, considerando que a grande maioria dos caracteres de interesse econômico é de natureza poligênica e bastante influenciada pelo ambiente, espera-se que o mesmo exerça grande influência sobre a expressão desses caracteres (Comstock e Moll, 1963).

A interação genótipos x ambientes é definida como a resposta diferencial dos genótipos em função da diversidade ambiental. Nesse sentido, na presença da interação, os resultados das avaliações podem mudar de um ambiente para outro, ocasionando mudanças na posição relativa dos genótipos ou mesmo na magnitude das suas diferenças (Falconer e Mackay, 1996). Portanto, a interação tem um papel importante no contexto do melhoramento de plantas pois reduz o ganho genético e dificulta a seleção ou recomendação de cultivares (Annicchiarico, 1997).

Existem várias maneiras de atenuar o efeito da interação genótipos por ambientes. Uma primeira forma é a identificação de cultivares específicas para cada ambiente. Essa opção é teoricamente possível, contudo, na prática, torna-se inexequível. A grande desvantagem dessa alternativa é o seu alto custo de execução (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993; Ribeiro, 1999).

A segunda maneira de abordar a interação é a promoção do zoneamento ecológico de uma área extensa. Este consiste em identificar áreas, contíguas ou

não, nas quais o efeito da interação é insignificante ou reduzido. Além disso, o zoneamento ecológico permite a redução do número de locais para avaliação de cultivares, pois identifica aqueles com características mais semelhantes. O zoneamento ecológico tem sido feito em algumas culturas anuais como aveia, milho e feijão (Honer e Frey, 1957; Misevic e Dumanovic, 1989; Saindon e Schaalje, 1993). A grande crítica feita ao zoneamento está no fato de o agrupamento ser feito com base nas diferenças macroambientais, tornando-o vulnerável às variações imprevisíveis que possam ocorrer no ambiente. No entanto, para culturas perenes como o eucalipto, espera-se que o efeito dessas variações não seja tão acentuado.

O agrupamento de ambientes pode ser feito por meio das características edafo-climáticas do solo ou do comportamento dos genótipos (Milligan, 1994). No entanto, a maioria dos métodos tem utilizado as informações referentes a interação genótipos x ambientes (Liang, Heyne e Walter, 1966; Lin e Butler, 1990; Saindon e Schaalje, 1993; May e Kozub, 1995; Atlin, Lu e Mcrae, 2000).

A última alternativa é o uso de cultivares com maior estabilidade fenotípica. Esta opção tem sido a mais empregada pelos melhoristas. Existe um grande número de métodos estatísticos propostos para mensurar a estabilidade, auxiliando sobremaneira na seleção ou descarte de cultivares. As diferenças entre esses métodos são dependentes dos conceitos de estabilidade adotados pelos pesquisadores e dos próprios procedimentos estatísticos envolvidos na estimação dos parâmetros (Kang, 1998; Rosse, 1999).

Feitas essas considerações, o presente trabalho tem como objetivos realizar o zoneamento ecológico da área de avaliação de clones da Empresa Aracruz celulose S.A. e identificar cultivares com maior estabilidade fenotípica.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Aspectos da interação genótipos x ambientes

O valor fenotípico de um indivíduo é função do seu genótipo e do ambiente no qual ele se desenvolve. O genótipo está relacionado com a constituição genética, enquanto que o ambiente é definido como toda circunstância não genética que afeta o valor do fenótipo (Falconer, 1981). Entretanto, quando vários genótipos são comparados em vários ambientes, surge um terceiro componente: a interação entre os efeitos do genótipo e do ambiente. A interação genótipos x ambientes corresponde à resposta diferencial dos genótipos às mudanças ocorridas nos ambientes (Bos e Caligari, 1997). Esse fato evidencia dependência entre os efeitos genéticos e ambientais, pois as reações dos genótipos podem ser distintas devido às variações nos ambientes. Por outro lado, caso o desempenho relativo dos genótipos seja constante ao longo dos ambientes, então a interação genótipos x ambientes é nula (Gieco, 1997).

Em termos biológicos, a interação ocorre quando a contribuição dos genes que controlam o caráter ou nível de expressão dos mesmos difere entre os ambientes. Essa diferença ocorre, segundo Kang (1998), porque a expressão do gene é influenciada e regulada pelo ambiente. Segundo esse autor, considerando que o produto gênico é uma cadeia polipeptídica ou proteína, a qual atua como enzima catalizando reações químicas específicas, espera-se que ela seja sensível ao efeito do ambiente, de modo que a resposta do genótipo seja alterada em função das condições de ambiente. Essa idéia confirma os comentários de que as causas da interação devem ser atribuídas a fatores fisiológicos e bioquímicos próprios de cada genótipo cultivado (Cruz e Regazzi, 1994; Basford e Cooper,

1998). Basford e Cooper (1998) ainda comentam que a contribuição dos genes para expressão do caráter é a base biológica das interações genótipos x ambientes detectadas pelos testes estatísticos.

O termo ambiente é designado por Romagosa e Fox (1993) como um termo geral que envolve uma série de condições sob as quais as plantas são cultivadas. Nesse sentido, o ambiente pode ser um local, ano, práticas culturais, época de semeadura ou mesmo a junção de todos esses fatores. Quando genótipos são avaliados em diferentes condições, estão sujeitos às variações do ambiente, e os seus comportamentos geralmente são modificados. As variações ambientais que contribuem para a interação com os genótipos, segundo Allard e Bradshaw (1964), são classificadas em dois tipos, a saber: previsíveis e não previsíveis. No primeiro tipo de variação estão incluídas todas as características gerais do clima, solo, comprimento do dia, insolação e também os aspectos ambientais determinados pela ação do homem, tais como época de semeadura, densidade de semeadura, níveis de adubação e outras práticas agronômicas. Por outro lado, as variações imprevisíveis são flutuações no clima, como a quantidade e distribuição das chuvas, variações da temperatura e outros.

As variações previsíveis podem ser avaliadas individualmente ou de forma conjunta em relação à sua interação com os genótipos. Dessa forma, estudos individualizados, tais como genótipos x épocas de semeadura e genótipos x níveis de adubação, ou estudos envolvendo todos esses fatores, podem ser feitos por intermédio de uma interação generalizada genótipos x ambientes. As variações imprevisíveis, por sua vez, são as que mais contribuem para as interações genótipos x anos e genótipos x locais, bem como para interações mais complexas como a interação tripla genótipos x locais x anos (Fehr, 1987).

A interação genótipos x ambientes tem um papel importante no contexto do melhoramento genético vegetal. Como o objetivo do melhorista é identificar clones ou progênies superiores, é fácil perceber que a interação é muito importante, pois ela diminui a correlação entre os valores fenotípicos e genotípicos (Falconer e Mackay, 1996). Sendo assim, sabendo que a seleção é realizada com base no valor fenotípico e que a interação o afeta diretamente, percebe-se que a mesma tem reflexo imediato no trabalho dos melhoristas e, conseqüentemente, na recomendação de genótipos superiores, sendo, portanto, necessária a sua detecção. Para a detecção da interação genótipos x ambientes é preciso que diferentes genótipos sejam avaliados em dois ou mais ambientes contrastantes, pois a avaliação em apenas um ambiente não permite que o componente da interação seja isolado, ocasionando estimativas da variância genética superestimada. Isto pode trazer algumas implicações relevantes ao programa de melhoramento, uma vez que parâmetros genéticos importantes da população, como a herdabilidade, por exemplo, podem ser também superestimados e, em conseqüência, comprometer o ganho esperado, o qual é diretamente proporcional a herdabilidade.

Segundo Vencovsky e Barriga (1992), não basta apenas detectar a presença da interação, deve-se também considerar sua natureza. A interação genótipos x ambientes possui duas naturezas. A primeira, denominada de parte simples ou quantitativa, é condicionada pela diferença de variabilidade entre os genótipos (Xie e Mosjidis, 1996). Nesse caso, a classificação dos genótipos não se altera nos ambientes contemplados no estudo. A interação simples também é chamada de efeito de escala por alguns autores (Lynch e Walsh, 1998), pois ela corresponde às mudanças nas magnitudes das diferenças entre os genótipos. O segundo fator é denominado de parte complexa ou qualitativa, e é responsável pela falta ou pela reduzida correlação genética entre os comportamentos dos

genótipos nos ambientes. Normalmente, quando a correlação genética é baixa, ocorre uma mudança na classificação dos genótipos, ou seja, há genótipos que apresentam desempenho superior em alguns ambientes, mas não em outros.

A quantificação da predominância do tipo de um dos componentes da interação é muito importante na tomada de decisão por parte do melhorista (Vencovsky e Barriga, 1992). Quando a interação deve-se, principalmente, à natureza simples, o trabalho do melhorista é facilitado, pois a recomendação das cultivares pode ser feita de maneira generalizada. A predominância de interação complexa indica a presença de materiais adaptados a ambientes particulares, o que traz uma complicação para o melhorista, uma vez que a recomendação é restrita a ambientes específicos.

Ramalho, Santos e Zimmermann (1993) comentam que a interação não interfere somente na recomendação de cultivares, mas também na seleção de famílias. A ocorrência de interação complexa entre famílias poderá diminuir a eficiência do programa porque a seleção é baseada normalmente na média dos vários ambientes, o que não garante, portanto, a seleção das melhores famílias para cada ambiente particular. A interação também interfere na escolha das populações segregantes que serão conduzidas em etapas posteriores do programa de melhoramento (Ramalho, Santos, Pereira-Filho, 1988; Melo, 1996).

2.2 Metodologias para atenuar a interação genótipos x ambientes

Existem três modos de atenuar a interação genótipos x ambientes: a) identificar cultivares específicas para cada ambiente, b) realizar o zoneamento ecológico e c) identificar cultivares com maior estabilidade fenotípica.

2.2.1 Identificar cultivares específicas para cada ambiente

Essa opção procura explorar de maneira positiva a interação genótipos x ambientes, com a intenção de maximizar ou capitalizar os ganhos genéticos dos materiais em um ambiente específico. Apesar de possível, sua aplicação é quase inexecutável. Contudo, tem sido recomendada para programas de espécies florestais (Barnes et al., 1984). O seu maior inconveniente é o alto custo envolvido na sua implementação (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993).

2.2.2 Zoneamento ecológico

Antes de conceituar o zoneamento ecológico, é interessante definir os termos microambiente e macroambiente. Segundo Comstock (1996), microambiente corresponde ao ambiente total de uma simples planta ou animal, enquanto que macroambiente representa o ambiente geral associado com um local, época de semeadura, etc. No microambiente estão incluídas as características físicas e químicas do solo, variáveis climáticas (temperatura, umidade, radiação solar, entre outros) e o número e tipo de organismos biológicos aos quais as plantas estão expostas. O macroambiente engloba a população de microambientes pertinentes a uma população de alguns genótipos ou plantas delineados em termos de espaço, tempo e práticas agrícolas.

O zoneamento ecológico consiste em identificar e dividir uma área extensa em sub-regiões, contíguas ou não, ecologicamente semelhantes, com a intenção de atenuar o efeito da interação genótipos x ambientes (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). Dentro dessas sub-regiões, os genótipos não interagem significativamente com o ambiente ou a interação é muito pequena, já

que o zoneamento ecológico, segundo Tai (1971), não evita totalmente a ocorrência da interação.

O zoneamento ecológico é importante pelo fato de atenuar a interação genótipos por ambientes e também poder auxiliar na alocação de recursos para o desenvolvimento do programa de melhoramento, pois auxilia o melhorista na eliminação de locais muito semelhantes, reduzindo, portanto, o número de locais para avaliação e, conseqüentemente, economizando recursos. Por outro lado, Ramalho, Santos e Zimmermann (1993) comentam que o agrupamento de locais semelhantes só é possível com base em diferenças macroambientais, tornando-o vulnerável às variações imprevisíveis que possam ocorrer no ambiente (Tai, 1971).

Um dos primeiros trabalhos relatados na literatura visando a determinação de microrregiões para o teste e recomendação de cultivares foi realizado por Horney e Frey (1957) com aveia. Esses autores, avaliando a produção de grãos de dezoito cultivares em nove localidades, durante cinco anos, verificaram que a subdivisão do estado de Iowa, nos Estados Unidos, em quatro sub-regiões, comparada com o estado como um todo, reduziu em 30% a interação genótipos x localidades, aumentando o ganho potencial por seleção dentro de cada sub-região.

Uma das culturas onde mais se procurou realizar o zoneamento ecológico foi o algodão. O primeiro trabalho foi realizado na Carolina do Norte (EUA) por Miller, Willians e Robson (1959). Avaliando o efeito da interação genótipos por ambientes pelo comportamento de dezesseis cultivares de algodão, durante três anos, em onze localidades, eles concluíram que a divisão do estado em sub-regiões traria pouca ou nenhuma vantagem para as avaliações das cultivares. Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) classificaram 39 locais dos Estados Unidos, permitindo a identificação de regiões homogêneas

para o cultivo do algodão. Estudando o comportamento de cultivares de algodão em três localidades do estado de Oklahoma, pelo período de três anos, Murray e Verhalen (1970) verificaram a ocorrência de alta interação genótipos x localidades para a produção. Eles sugeriram que o estado deveria ser dividido de maneira adequada para testes de cultivares como, por exemplo, em regiões de solo seco e regiões de cultura irrigada.

Rasmusson e Lambert (1961) estudaram os efeitos da interação genótipos x ambientes no estado de Minnessota, EUA, utilizando dados de produção de seis cultivares de cevada, em oito localidades, durante quatro anos. Considerando os resultados obtidos, o tempo e custo, os autores concluíram que a combinação de ensaios com três repetições, três anos e seis localidades era a mais vantajosa. No Canadá, May e Kozub (1995) tentaram agrupar locais de avaliação de cevada, e observaram que oito locais poderiam ser eliminados da rede de ensaios sem perda de informações sobre o potencial produtivo das cultivares. Uma outra observação importante é que a ordenação das cultivares nos locais que pertencem ao mesmo grupo foi bastante similar.

Um outro trabalho de zoneamento foi realizado no estado norte-americano de Kansas com o objetivo de determinar microrregiões para a recomendação de cultivares de trigo (Liang, Heyne e Walter, 1966). Foram sugeridas quatro regiões homogêneas nesse estado. Também trabalhando com trigo, Ghaderi, Everson e Cress (1980) classificaram oito locais do estado de Michigan, nos Estados Unidos. Para isso, foram avaliados 34 cultivares de trigo durante dois anos.

A classificação dos ambientes pode ser realizada com base nas variáveis edafo-climáticas ou com base no desempenho médio dos genótipos nos vários ambientes (Milligan, 1994). A maioria dos autores concorda que devem ser utilizadas as informações da interação genótipos por ambientes para o

20151470080

zoneamento (Lin e Butler, 1990; Atlin et al., 2000). Assim sendo, existem vários métodos que utilizam a estrutura da interação com o intuito de agrupar ambientes.

O primeiro método utilizado foi o do quadrado mínimo da interação genótipos x ambientes. Honer e Frey (1957) avaliaram a similaridade dos ambientes de avaliação de aveia por meio da significância do quadrado médio da interação genótipos x ambientes. Para isso, foram feitas todas as possíveis análises de variância entre pares de ambientes. Em cada uma dessas análises, dois locais eram considerados ecologicamente semelhantes se não apresentassem significância estatística para o valor do quadrado médio da interação, indicando que tais ambientes seriam agrupados numa mesma região. Outro método semelhante ao anterior foi utilizado por Liang, Heyne e Walter (1966). Esses autores utilizaram a estimativa da variância da interação como medida de dissimilaridade entre os locais. Aplicando o método do vizinho mais próximo para agrupamento, eles concluíram que apenas um ambiente deveria ser retirado do processo de avaliação do trigo de inverno nos Estados Unidos.

Duas metodologias foram propostas por Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) para promover o zoneamento ecológico no “Cotton Belt” (cinturão do algodão) nos Estados Unidos. Eles utilizaram, como medida de dissimilaridade entre cada par de ambientes, o coeficiente de distância e a correlação de Pearson. Esses métodos utilizam as estimativas da interação genótipos por ambientes do modelo ($\hat{g}\hat{a}_{ij}$) estatístico para o cálculo dessas duas medidas, considerando os ambientes semelhantes aqueles com efeito pequeno da interação entre eles. O coeficiente de distância é a raiz quadrada da distância euclidiana média. Os autores também utilizaram a técnica de agrupamento do vizinho mais próximo para formação dos grupos de ambientes. Houve uma boa concordância entre as metodologias. No entanto, o coeficiente de distância foi

mais eficiente para a realização do zoneamento, permitindo a identificação de locais distintos dentro das regiões preestabelecidas.

Misevic e Dumanovic (1989), trabalhando com milho, utilizaram métodos baseados em regressão linear entre as médias dos híbridos em cada local e a média geral, e a correlação de Pearson entre as médias das cultivares em cada local e a média geral. Esses métodos permitiram a identificação de locais semelhantes, do ponto de vista da classificação ou “ranqueamento” dos híbridos, e do número mínimo de locais para avaliação de híbridos de milho na Iugoslávia.

Lin e Butler (1990) sugeriram quatro métodos com o intuito de agrupar genótipos e ambientes. Esses métodos estudam a estrutura da interação genótipos x ambientes por meio do cálculo de índices de dissimilaridade entre pares de genótipos ou ambientes. Os métodos 1 e 3 consideram as informações do genótipo ou ambiente, dependendo do que será agrupado, e a interação genótipos por ambientes. Já os métodos 2 e 4 consideram apenas a interação genótipos por ambientes. Uma vez calculado o índice de dissimilaridade, é realizada uma análise de agrupamento com base em um ponto de corte empírico que é a razão entre o menor índice de dissimilaridade e o quadrado médio do erro experimental.

Os modelos multiplicativos para interação, como AMMI (Additive Main effects and Multiplicative Interaction) e o SHHM (Shifted Multiplicative Model), também têm sido utilizados para agrupar ambientes e genótipos. Trabalhando com girassol no Canadá, Mundel et al. (1995) utilizaram o procedimento AMMI para seleção de locais. Eles não conseguiram fazer um agrupamento claro de locais para as quatro características avaliadas. Segundo esses autores, as avaliações das cultivares devem ser realizadas em um grande número de locais e em poucos anos. Saindon e Schaalje (1993), avaliando a

dissimilaridade de oito ambientes de avaliação de feijão comum nos Estados Unidos por meio do método AMMI, conseguiram identificar dois ambientes semelhantes, entre os quais a interação era muito pequena. O método SHHM é utilizado para agrupar genótipos ou ambientes considerando a informação da interação complexa (Crossa e Cornelius, 1993).

2.2.3 Identificação de cultivares com maior estabilidade

A identificação de cultivares com maior estabilidade fenotípica é uma das alternativas mais empregadas na minimização da interação genótipos x ambientes. Nesse contexto, um primeiro ponto a ser mencionado está relacionado aos conceitos dos termos estabilidade e adaptabilidade, os quais, segundo Becker e León (1988), são utilizados nos mais diferentes sentidos. O termo adaptabilidade, segundo Mariotti et al. (1976), refere-se à capacidade dos genótipos de aproveitarem de forma vantajosa o estímulo do ambiente, vantagem esta do ponto de vista produtivo. Esses autores conceituaram estabilidade como a capacidade dos genótipos demonstrarem um desempenho o mais constante possível em função da variação ambiental. Para Cecarrelli (1996), a adaptação da cultivar é diretamente proporcional à sua produção econômica, e não pelo fato de ser capaz de sobreviver sob determinado ambiente.

Lin, Binns e Lefrovitch (1986) subdividiram o conceito de estabilidade em três tipos. No tipo 1, o genótipo será considerado estável se sua variância entre os ambientes for pequena. Este tipo é chamado de “estabilidade no sentido biológico” (Becker, 1981), que caracteriza um genótipo com comportamento constante com a variação do ambiente e está em concordância com o termo homeostase, largamente utilizado na genética. Assim sendo, esse

comportamento não é desejado, pois o genótipo não responde à melhoria do ambiente com o aumento da produção, além de estar normalmente relacionado a uma menor produtividade (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). A estabilidade do tipo 1 pode ser medida pela variância de cada genótipo nos diferentes ambientes e é útil para características que devem ser mantidas, tal como resistência a patógenos.

Na estabilidade do tipo 2, o genótipo será considerado estável se sua resposta ao ambiente for paralela à resposta média de todos os materiais avaliados no experimento, o que ocorre quando o genótipo possui interações mínimas com o ambiente. É denominada por Becker (1981) como “estabilidade no sentido agrônomo”. Ela tem sido a preferida por identificar genótipos com o potencial de se manterem estáveis entre os melhores em todos os ambientes. Entretanto, alguns autores comentam que as inferências neste tipo de estabilidade são exclusivas ao grupo de genótipos avaliados. Dessa forma, um material estável em determinado grupo de cultivares não o será necessariamente em um segundo grupo avaliado (Lin, Binns e Lefrovitch, 1986).

A estabilidade tipo 3 é aquela na qual o genótipo será considerado estável se o quadrado médio do desvio de regressão for pequeno. Segundo Lin, Binns e Lefrovitch (1986), todos esses conceitos apresentam restrição, em especial, aquele baseado no desvio de regressão. Posteriormente, Lin e Binns (1988a) propuseram um novo tipo de estabilidade, a qual denominaram de tipo 4. Para identificação da estabilidade tipo 4, é preciso que os cultivares sejam avaliados em um determinado número de anos e alguns locais. A análise de variância é realizada estimando o quadrado médio do efeito de anos dentro de locais para cada cultivar. Aquele que apresentar o menor quadrado médio será o mais estável às variações imprevisíveis dos anos.

Vários trabalhos na literatura comentam que a estabilidade é um caráter controlado geneticamente (Scott, 1967; Vencovsky, 1987; Borém, 1997). Estudando as propriedades genéticas dos quatro tipos de parâmetros de estabilidade, Lin e Binns (1991) observaram que somente os tipos 1 e 4 têm base genética, sendo, portanto, apropriados à seleção. Com efeito, quando o coeficiente de regressão linear b é usado como parâmetro de estabilidade, um determinado genótipo é considerado estável do tipo 1 se o b for nulo, sendo herdável. Contudo, se avalia como estável do tipo 2 quando $b=1$ não é herdável. A prática convencional para identificação de genótipos instáveis é observar se $b \neq 1$ (Chakroun, Taliaferro, e McNew, 1990).

Pressupondo que a estabilidade é uma característica sob controle genético, a obtenção de cultivares melhores seria facilitada por meio da seleção de cultivares estáveis. Scott (1967), trabalhando com milho, procurou determinar se diferenças de seleção para estabilidade de produção de grãos seriam observadas em experimentos subsequentes. Ele concluiu que a seleção para o referido caráter foi efetiva na maior parte dos casos. Não obstante, Vencovsky (1987) comenta que a estabilidade apresenta uma herdabilidade menor do que a obtida para produção de grãos. Assim sendo, mesmo a herdabilidade da produção sendo baixa, a seleção para esse caráter é mais efetiva do que para os parâmetros de estabilidade, pois a repetibilidade da produção tem se mostrado superior, tanto àquela do coeficiente de regressão, como da variância dos desvios de regressão. Becker e León (1988) também concordam com essas afirmações, mostrando que a seleção para estabilidade durante o desenvolvimento de novas cultivares seria pouco eficiente e que a estimação de medidas biométricas para estabilidade seria de pouca utilidade.

Existem inúmeras metodologias que visam identificar genótipos superiores geneticamente em adaptabilidade e estabilidade, as quais são

amplamente discutidas na literatura (Becker e León, 1988; Crossa, 1990), distinguindo-se pelos conceitos de estabilidade e princípios estatísticos empregados (Cruz e Regazzi, 1994). As metodologias mais tradicionalmente utilizadas são aquelas que envolvem o uso da análise de regressão linear (Finlay e Wilkinson, 1963; Eberhart e Russel, 1966; Silva e Barreto, 1985; Verma, Chahal e Murty, 1978; Cruz, Torres e Vencovsky, 1989). Essas metodologias têm como objetivo traçar linhas de regressão para representar o comportamento individual dos genótipos frente aos vários ambientes. A variável independente é o índice ambiental representado pelo contraste entre a média de cada ambiente e a média geral de todos eles, enquanto que a variável dependente é a produtividade média do genótipo em cada ambiente.

Mesmo sendo bastante citadas, essas metodologias têm alguns inconvenientes de ordem biológica e estatística. A dependência entre o índice ambiental e o conjunto de dados analisados torna o coeficiente de regressão um estimador questionável do ponto de vista estatístico. Além disso, o pressuposto de um comportamento linear dos genótipos frente aos vários ambientes, chega a ser, em parte, incoerente com a realidade biológica.

Entretanto, novas metodologias têm sido propostas (Jinkis e Pooni, 1979; Lin e Binns, 1988b; Chaves, Vencovsky e Geraldi, 1989; Toler, 1990). Dentre elas, está a de Toler (1990), a qual se propõe a trabalhar com modelos de regressão não-lineares nos parâmetros. Esse modelo surge como uma alternativa para contornar os problemas relacionados às estimativas do índice ambiental. Além disso, apresenta testes de hipóteses mais rigorosos para os padrões de respostas, permitindo classificar os genótipos em vários grupos. Do ponto de vista estatístico, o modelo de Toler (1990) representa um aprimoramento das análises de estabilidade que utilizam a regressão. Ele foi utilizado para estudar a

estabilidade de algumas culturas como feijão, milho e cana-de-açúcar (Rosse, 1999).

Uma outra metodologia promissora foi desenvolvida por Annicchiarico (1992), a qual estima o índice de confiabilidade (*index reliability*) de uma determinada cultivar apresentar desempenho abaixo da média do ambiente. A vantagem do método está no fato de que a seleção de uma determinado cultivar para os agricultores é feita considerando-se o risco da mesma ter um desempenho inferior a um padrão convenientemente escolhido. Neste trabalho, o padrão é a média geral das cultivares avaliadas. Dessa maneira, quanto maior for o índice de confiabilidade de uma determinada cultivar, menor será a sua probabilidade de insucesso. Esse é talvez o objetivo principal dos produtores na escolha da cultivar a ser adquirida. Vários trabalhos têm utilizado o índice de confiabilidade em culturas como o milho e o feijão (Gonçalves, 1997; Ribeiro, 1999; Nunes et al., 1999).

2.3 Interação genótipos x ambientes em eucalipto

④ Em programas de melhoramento de eucalipto, os clones e/ou progênies são avaliados em áreas extensas que apresentam características edafo-climáticas bastante diferentes. Em razão disso, é comum detectar-se a detecção da presença da interação genótipos x ambientes. Com efeito, a influência da interação na seleção de genótipos superiores tem sido uma das principais preocupações dos pesquisadores (Matheson e Cotterill, 1984; Mori, Lello e Kageyama, 1986; Mori e Santos, 1989; Silveira, 1999).

Conforme já comentado, as variações do ambiente muito contribuem para interação genótipos x ambientes. Em eucalipto, as variações climáticas, como as de fotoperíodo, temperatura, precipitação pluvial, as quais atuam na

sobrevivência e ritmo de crescimento, bem como diferenças no solo, são aquelas que mais contribuem para a interação (Morgenstern, 1982). Os fatores edáficos exercem maior influência na interação em relação aos fatores climáticos, conforme comenta Shelbourne (1972). Kageyama (1986) associou o efeito pronunciado das diferenças edáficas dos locais ao maior efeito da interação progênes x ambientes. Gonçalves (1990) e Shorter (1993) também observaram que as variáveis químicas e físicas do solo contribuem para a interação. Por outro lado, trabalhos têm demonstrado que a deficiência hídrica (Couto e Ferreira, 1983) e a altitude dos sítios (St. Clair e Kleinschmit, 1986) também contribuem de forma acentuada para interação.

Quanto a natureza da interação genótipos x ambientes, tem se verificado que a parte simples normalmente é predominante. Castro (1992), avaliando progênes de meio-irmãos em três localidades do estado de Minas Gerais, observou que a contribuição da parte complexa foi de 31%. Nos estudos da interação clones ou progênes com anos, também tem sido constatada a predominância da parte simples da interação, mostrando que a classificação dos materiais genéticos não muda com os anos (Marques Júnior, 1995; Pereira, 1996).

A interação é um grande entrave nos programas que visam obter genótipos com ampla adaptação pois reduz a resposta correlacionada quando a seleção de determinado clone ou progênie é feita em um ambiente e o ganho é medido em outro. Mori, Kageyama e Ferreira (1990) observaram perdas de 16% para o DAP (diâmetro a altura do peito) e de 26,7% para o volume, quando selecionaram progênes em Grão Mogol (MG) e plantaram em Aracruz (ES). Mori, Lello e Kageyama (1986), avaliando progênes de *Eucalyptus saligna* em três locais ecologicamente distintos, constataram reduções nos ganhos genéticos para altura, DAP e volume da madeira de 49,9%, 56,3% e 54,2%,

respectivamente. Mori (1988) também observou redução para esses caracteres quando o local de plantio não foi o mesmo da seleção.

As três formas de controlar ou atenuar os efeitos da interação genótipos x ambientes têm sido defendidas também em programas com espécies de eucalipto e outras espécies florestais. A estratégia de selecionar genótipos específicos de *Eucalyptus urophylla*, apesar de suas desvantagens, foi sugerida por Mori, Kageyama e Ferreira (1988). O zoneamento ecológico é outra prática já relatada no Brasil por Resende et al. (1992) e Souza et al. (1992). Segundo esses autores, o zoneamento ecológico permite a definição de “zonas de melhoramento”, de maneira que cada uma demandará um programa de melhoramento específico. Por fim, o uso de genótipos com maior adaptabilidade e estabilidade é outra alternativa que tem sido relatada por outros autores (Mori, Lello e Kageyama, 1986; Davide, 1992).

3 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABOU-EL-FITTOUH, A.H.; RAWLINGS, J.O.; MILLER, P.A. Classification of environments to control genotype x environment with application to cotton. **Crop Science**, Madison, v.9, n.1, p. 135-140, Jan./Feb. 1969.
- ALLARD, R.W.; BRADSAW, A.D. Implications of genotype-environmental interactions in applied plant breeding. **Crop Science**, Madison, v. 4, n.5 , p. 503-508, Sept./Oct. 1964.
- ANNICCHIARICO, P. Additive main effects and multiplicative interaction (AMMI) analysis genotype-location interaction in variety trials repeated over years. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 94, n.2 , p. 1072-1077, Mar. 1997.
- ATLIN, G.N.; MCRAE, K.B.; LU, X. Genotype x Region Interaction for Two-barley yield in Canada. **Crop Science**, Madison, v. 40, n. 6, p. 1-6, Jan./Feb. 2000.
- BARNES, R.D.; BURLEY, J.; GIBSON, G.L.; LEON, J.P.G. Genotype - environment interaction in tropical pines and their effects on the structure of breeding populations. **Silvae Genetica**, Frankfurt, v. 33, n. 6, p. 186-198, Dec. 1984.
- BASFORD, K.E.; COPPER, M. Genotype x environment interactions and some considerations of their implications for wheat breeding in Australia. **Australian Journal of Agricultural Research**, Melbourne, v. 49, n.1 , p. 153-174, Jan. 1998.
- BECKER, H.C. Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. **Euphytica**, Wageningen, v.30, n. 3, p. 835-840, Jan. 1981.
- BECKER, H. C.; LÉON, J. Stability analysis in plant breeding. **Plant Breeding**, Berlin, v.101, n.1, p.1-23, Apr. 1988.
- BORÉM.A . **Melhoramento de plantas**. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 1997.453p.

- BOS, I.; CALIGARI, P. **Selection methods in plant breeding**. London: Chapman & Hall, 1997. 347p.
- CASTRO, N.H.C. de. **Número de repetições e eficiência da seleção em progênies de meios-irmãos de *Eucalyptus camaldulensis***. Lavras: UFLA, 1992.121p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- CECCARELLI, S. Adaptation to low/high input cultivation. *Euphytica*, Wageningen, v. 92, n. 2, p. 203-214, Dec. 1996.
- CHAVES, L.J.; VENCOVSKY, R.; GERALDI, I. Modelo não-linear aplicado ao estudo da interação genótipo x ambiente em milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 24, n. 2, p. 259-269, fev, 1989.
- CHAKROUN, M.; TALIAFERRO, C.M.; McNEW, R.H. Genotype - environment interactions of bermuda grass forage yields. *Crop Science*, Madison, v.30, n.1, p. 49-53, Jan./Feb. 1990.
- COMSTOCK, R.E. **Quantitative genetics with special reference to plant and animal breeding**. Ames: Iowa State University Press, 1996. 421p.
- COMSTOCK, R.E.; MOLL, R.H. Genotype-environment interactions. In : HANSON, W.O ; ROBSON, H.F. (eds.) **Statistical Genetics and Plant Breeding**. Washington: National Academy of Sciences / National Research Council, 1963. p. 164-96. (Publication , 982).
- COUTO, H.T.Z.; FERREIRA, C.A. Seleção de espécies de *Eucalyptus* através de análise de regressão. *Silvicultura*, São Paulo, v.31, p. 427-432, 1983.
- CROSSA, J. Statistical analysis of multilocations trials. *Advances in Agronomy*, New York, v.44, p.55-85, 1990.
- CROSSA,J.; CORNELIUS, P.L. A shifted multiplicative model cluster for grouping environments without genotypic rank change. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v.85, n.2, p. 577-586, 1993.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 1994. 390p.

- CRUZ, C.D.; TORRES, R.A. ; VENCovsky, R. An alternative approach to the stability analysis proposed by Silva and Barreto. *Revista Brasileira de Genética*, Ribeirão Preto, v.12, n.3, p. 567-580, Apr./June. 1989.
- DAVIDE, A .C. **Adaptabilidade e estabilidade de fenotípica de progênies de *Eucalyptus pellita* F. Muell, introduzidas da Austrália.** Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 1992. 144p. (Tese - Ciências Florestais).
- EBERHART, S.A.; RUSSEL, W. A. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, Madison, v.6, n.1, p. 36-40, Jan./Feb. 1966.
- FALCONER, D.S. **Introdução à genética quantitativa.** Viçosa: UFV. Imprensa Universitária. 1981. 279p.
- FALCONER, D.S.; MACKAY, T.F.C. **Introduction to quantitative genetics.** 4.nd. Longman Edit. Malasya, 1996. 464p.
- FEHR, W.R. **Principles of cultivar development.** New York: Macmillan Publishing Company, 1987. 487p.
- FINLAY, K.W.; WILKISON, G.N. The analysis of adaptation in a plant – breeding programme. *Australian Journal of Agricultural Research*, Melbourne, v. 14, n.6 , p. 742-754, Jan. 1963.
- GHADERI, A.; EVERSON, E.H.; CRESS, C.E. Classification of environments and genotypes in wheat. *Crop Science*, Madison, v. 20, n.2, p. 707-710, Mar./Apr. 1980.
- GIECO, J.O. **Interação genótipos x ambientes e implicações para o melhoramento da soja.** Piracicaba: ESALQ, 1997. 89p.(Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- GONÇALVES, J.L.M. **Interações genótipo-ambiente e relações entre a produtividade de sítios florestais de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus saligna* com as propriedades de alguns solos de textura arenosa e média no Estado de São Paulo.** Piracicaba: ESALQ, 1990. 135p. (Tese – Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas).

- HORNER, T.W.; FREY, K.J. Methods for determining natural areas for oat varietal recommendations. **Agronomy Journal**, Madison, v. 49, n.1, p. 313-315, Jan./Feb. 1957.
- JINKS, J.L.; POONI, H.S. Non-linear genotype x environment interactions arising from response thresholds. I. Parents, F₁ and selections. **Heredity**, Edinburgh, v. 43, n.1, p. 57-70, 1979.
- KAGEYAMA, P.Y. Interação de genótipos por ambientes. In: REUNIÃO SOBRE INTERAÇÃO DO GENÓTIPO COM CLIMA E SOLO, 1986, Piracicaba. Palestras ... Piracicaba: IPEF, 1986.
- KANG, S. K. Using genotype-by-environment interaction for crop cultivar development. **Advances in Agronomy**, New York, v. 62, p. 199-252, 1998.
- LIANG, G.H.; HEYNE, E.G.; WALTER, T.L. Estimates of variety x environment interactions in yield testes of three small grains and their significance on the breeding program. **Crop Science**, Madison, v. 6, n.1, p. 135-139, Jan./Feb. 1966.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. Genetic properties of four types of stability parameter. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 82, n. 1, p. 505-509, Jan. 1991.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. A method of analysing cultivars x locations x year experiments: a new stability parameter. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 76, n. 1, p. 425-430, Jan. 1988a.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data., **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa. v.68, n.1, p.193-198, Jan.1998b.
- LIN, C. S.; BINNS, M. R.; LEFROVITCH, L. P. Stability Analysis: Where Do We Stand? **Crop Science**, Madison, v.26, n.5, p.894-899, Sept./Oct. 1986.
- LIN, C.S.; BUTLER, G. Cluster analysis for analysing two-way classification data. **Agronomy Journal**, Madison, v. 82, n.2, p. 344-348, Mar./Apr. 1990.
- LYNCH, M.C.; WALSH, B. **Genetics and analysis of quantitative traits**. Sunderland: Sinauer Associates Inc., 1998. 980p.

- MARIOTTI, J.A.; OYARZABAL, E. S.; OSA, J.M.; BULACIO, A.N.R.; ALMADA, G.H. Analisis de estabilidad y adaptabilidad de genótipos de caña de azucar. I. Internaciones dentro de una localidad experimental. **Revista Agronomica del Noroeste Argentino**, Tucuman, v. 13, n. 1/4, p. 105-127, Jan. 1976.
- MARQUES JÚNIOR, O .G. Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos e avaliação da eficiência da seleção precoce em *Eucalyptus clozeana* F. Muell. Lavras: UFLA, 1995. 69p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- MATHESON, A C.; COTTERILL, C.A . The impact of genotype x environment interactions on Australian *Pinus radiata* breeding programs. **Australian Forest Research**, Victoria, v. 14, n.1, p. 11-25, Jan. 1984.
- MAY, K.W.; KOZUB, G.C. Genotype x environment interactions for two-row barley grain yield and implications for selection of test locations. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, v. 75, n. 2, p. 571-575, Feb. 1995.
- MELO, L.C. Escolha de genitores visando a obtenção de cultivares de feijoeiro tolerantes à baixa temperatura na fase adulta. Lavras: UFLA, 1996. 80p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- MIILLGAN, S.B. Test sit within and among stages of a sugarcane breeding program. **Crop Science**, Madison, v. 34, n. 2, p. 1184-1190, Mar./Apr.1994.
- MILLER, P.A.; WILLIAMS, J.C.; ROBSON, H.F. Variety x environment interactions in cotton variety tests and their implications on testing methods. **Agronomy Journal**, Madison, v.51, n.3, p. 132-134, May./June. 1959.
- MISEVIC, D.J.; DUMANOVIC, J. Examination of Methods for choosing locations for preliminary maize yield testing. **Euphytica**, Wageningen v. 44, n.1, p. 173-180, Jan. 1989.
- MORGENSTERN, E.K. Interactions between genotype, site and silvicultural treatment. **Information Report PI-X**, Chalk River, v. 14, p. 1-18, 1982.

- MORI, E.S. Avaliação da estabilidade fenotípica em progênes de *Eucalyptus saligna* em São Paulo. In: REUNIÃO SOBRE OS PROGRAMAS COOPERATIVOS NA ÁREA DE MERLHORAMENTO GENÉTICO FLORESTAL DO IPEF, 1988, São Paulo. Palestras ... Piracicaba: IPEF, 1988.
- MORI, E.S.; DE LELLO, L.R.B.; KAGEYAMA, P.Y. Efeitos da interação genótipo x ambientes em progênes de *Eucalyptus saligna* Smith. IPEF, Piracicaba, v.33, p. 19-25, 1986.
- MORI, E.S.; KAGEYAMA, P.Y.; FERREIRA, M. Genetic variation and progeny x local interation in *Eucalyptus saligna* Smith. IPEF, Piracicaba, v. 1, p. 45-54, 1990.
- MORI, E.S.; KAGEYAMA, P.Y.; FERREIRA, M. Variação genética e interação progênes x locais em *Eucalyptus urophylla*. IPEF, Piracicaba, v. 39, p. 53-63, 1988.
- MORI, E.S.; SANTOS, P.E.T. Programa cooperativo interação genótipo x ambiente. IPEF, Piracicaba, v. 6, n. 21, p. 1-34, 1989.
- MUNDEL, H.H.; ENTZ, T.; BRAUN, J.P.; KIEHN, F. A . Selection of locations for safflower cultivar trials on the Canadian prairies by using the AMMI procedure. *Canadian Journal of Plant Science*, Ottawa, v. 75, n.2, p. 767-774, Mar. 1995.
- MURRAY, J.C.; VERHALEN, L.M. Genotype by environment interaction study by cotton in Oklahoma. *Crop Science*, Madison, v. 10, n. 2, p. 197-199, Mar./Apr. 1970.
- PEREIRA, A.B. Avaliação da eficiência da seleção precoce em famílias de meios-irmãos de *Eucalyptus camaldulensis* Dehnh., na região Noroeste do Estado de Minas Gerais. Lavras: UFLA, 1996.68p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- NUNES, G.H. de S.; ELIAS. H.T.; HEMP, S.; SOUZA, M.A. de. Estabilidade de cultivares de feijão-comum no Estado de Santa Catarina. *Ceres*, Viçosa, 46, n.268, p. 625-633, dez. 1999.

- RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos; PEREIRA-FILHO, I. A Choice of parents for dry bean (*Phaseolus vulgaris*) breeding I. Interaction of means components by generation and by localization. **Revista Brasileira de Genética**, Ribeirão Preto, v. 11, n.2, p. 391-400, 1988.
- RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos.; ZIMMERMANN, M.J. de O. **Genética Quantitativa em plantas autógamias**. Goiânia: UFG, 1993. 272 p.
- RASMUSSEN, D.C.; LAMBERT, J.W. Variety x environment interactions in barley variety tests. **Crop Science**, Madison, v. 1, n.1, p. 261-262, Jan./Feb. 1961.
- REZENDE, M.D.V. de; HIGA, A.R.; OLIVEIRA, J.G.; CAMPOS, W.O. Environmental stratification for breeding *Eucalyptus* spp. based on genotype x environment interactions and measurements of site dissimilarities. In: IUFRO CONFERENCE "PRODUCTION DE VARIETES GENETIQUEMENT AMELIOREES D'ESPECES FORESTIERES A CROISSANCE RAPIDE". Bourdeaux, n. 1, 1992, Bourdeaux. **Proceedings ...** Bourdeaux, 1992. p.293-299.
- RIBEIRO, P.H.E. **Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho em diferentes épocas de semeadura, níveis de adubação e locais do estado de Minas Gerais**. Lavras: UFLA, 1999. 126p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- ROMAGOSA, I.; FOX, P.N. Genotype x environment interactions and adaptation. In: HAYWARD, M.D.; BOSEMARK, N.O. ; ROMAGOSA, I (eds.). **Plant breeding: principles and prospects**. London: Chapman & Hall, 1993. chapter 20, p. 375-390.
- ROSSE, L.N. **Modelo de regressão não-linear aplicado na avaliação da estabilidade fenotípica em plantas**. Piracicaba: ESALQ, 1999. 179p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- SAINDON, G.; SCHAALJE, B. Evaluation locations for testing common bean cultivars in Western Canada. **Annual Report of the Bean Improvement Cooperative**, New York, v. 31, p. 48-49, 1993.
- SCOTT, G.E. Selection for stability of yield in maize. **Crop Science**, Madison, v.7, n.6, p. 549-551, Nov./Dec. 1967.

- SHELBORN, C.J.A. **Genotype-environment interaction: Its study and its implications in forest tree improvement.** In: IUFRO GENETIC SABRAO JOINT SYMPOSIA, Tokyo, 1972. 28p.
- SHORTER, T.D. **Efeitos do clima e do solo sobre o desenvolvimento de clones de *Eucalyptus* sp. no Sul da Bahia e sobre as interações genótipo-ambiente.** Piracicaba: ESALQ, 1993. 220p. (Tese - Mestre em Solos e Nutrição de plantas).
- SILVA, J.G.C.; BARRETO, J.N. **Aplicação da regressão linear bissegmentada em estudos de interação genótipo x ambiente.** In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 1., 1985, Piracicaba. Anais ... Campinas: Fundação Cargill, 1985. p. 49-50.
- SILVEIRA, V. **Comportamento de clones de *Eucalyptus* em diversos ambientes definidos pela qualidade de sítio e espaço.** Lavras: UFLA, 1999. 124p. (Dissertação - Mestrado em Engenharia Florestal).
- SOUZA, S.M. de; REZENDE, M.D.V de; SILVA, H.S. da; HIGA, A.R. **Variabilidade genética e interação genótipo x ambiente envolvendo procedências de *Eucalyptus cloeziana* F. Mull em diferentes regiões do Brasil.** *Revista Árvore*, Viçosa, v.16, n.1, p. 1-17, Jan. 1992.
- ST. CLAIR, J.B.; KLEINSCHMIT, J. **Genotype-environment interaction and stability in ten year height growth of norway spruce clones (*Picea abies* Karst.).** *Silvae Genetica*, Frankfurt, v. 35, n. 5/6, p. 117-186, Nov./Dec. 1986.
- TAI, G.C.C. **Genotypic stability analysis and its applications to potato regional trials.** *Crop Science*, Madison, v. 11, n. 2, p. 184-190, Mar./Apr. 1971.
- TOLER, J.E. **Patterns of genotypic performance over environmental arrays.** Clemson: Clemson University, 1990. 154p. (Thesis - Ph.D.).
- VENCOVSKY, R. **Herança Quantitativa.** In: PATERNIANI, E.; VIÉGAS, G.P. (coords.) **Melhoramento e produção do milho.** Campinas: Fundação Cargill, 1987. v.1, p. 137-214.
- VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento.** Ribeirão Preto-SP: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 486p.

VERMA, M.M.; CHAHAL, C.S.; MURTY, B.R. Limitations of conventional regression analysis: a proposed modification. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 53, n.1, p. 89-91, Jan. 1978.

XIE, C.; MOSJIDIS, J.A. Selection of stable cultivars using phenotypic variances. **Crop Science**, Madison, v.36, n.5, p. 572-576, May./June. 1996.

CAPÍTULO 1

IMPLICAÇÕES DA INTERAÇÃO GENÓTIPOS X AMBIENTES NA SELEÇÃO DE CLONES DE EUCALIPTO

RESUMO

NUNES, Glauber Henrique de Sousa. **Implicações da Interação Genótipos x Ambientes na seleção de clones de eucalipto**. Lavras: UFLA, 2000. 160p. (Tese – Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).

As áreas plantadas com eucalipto pertencentes a uma empresa florestal são extensas e com enorme variação ambiental. Nessa condição é esperada acentuada interação genótipos por ambientes. A estimativa dessa interação e sobretudo a verificação das suas implicações no trabalho dos melhoristas é fundamental. Para obter essas informações foram utilizados dados referentes ao incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) de dois grupos de experimentos de clones. O primeiro, composto por 121 clones avaliados aos três anos e, o segundo, por 21 clones avaliados aos seis anos. Os experimentos foram conduzidos em nove ambientes, com delineamento em blocos casualizados com três repetições. Constatou-se interação clones x ambientes significativa, sendo mais acentuada no experimento com maior número de clones. A estimativa do componente de variância da interação (σ^2_{GA}), nesse caso, correspondeu a 60,7% da variância genética entre clones (σ^2_G). Ocorreu equivalência na contribuição da parte simples e complexa da interação nas duas idades de avaliação. A interação clones x ambientes teve reflexo na seleção, pois a resposta correlacionada pela seleção em um ambiente e ganho em outro sempre foi inferior ao ganho da seleção direta. Todavia, mesmo na resposta correlacionada, o ganho percentual foi expressivo, indicando ser possível a identificação de clones com ampla adaptação. A metodologia de Toler (1990) de análise da estabilidade fenotípica foi eficiente na discriminação dos clones, permitindo a identificação daqueles com maior plasticidade ou responsividade. Os clones foram agrupados em cinco grupos, sendo que a maioria, nas duas idades, apresentou comportamento explicado com apenas um segmento de reta, ou seja, padrão de resposta semelhante nos ambientes favoráveis e desfavoráveis. No entanto, foi possível identificar clones com resposta bissegmentada duplamente desejável, nas duas idades. Apenas três dos clones avaliados aos três anos e quatro dos avaliados aos seis anos apresentaram índice de confiabilidade superior a 100%, ou seja, a maioria dos clones apresentou risco superior a 25% do comportamento abaixo da média do ambiente.

* Comitê de Orientação: João Bosco dos Santos - UFLA (Orientador); Magno Antonio Patto Ramalho - UFLA.

ABSTRACT

NUNES, Glauber Henrique de Sousa. Implications of the genotype x environment interaction effects on eucalyptus clone selection. Lavras: UFLA, 2000. 160p . (Thesis – Doctor in Plant Genetics and Breeding).

Areas planted with eucalyptus in a forest company are usually extensive with a large environmental variation. Significant genotype by environment (GXE) interaction effects are expected under these conditions. The estimation of GXE effects and especially their implications on plant breeding is fundamental. The mean annual yield increase (m³/ha.year) of two groups of clone experiments were used in the study. The first experiment consisted of 121 clones assessed at three years of age, while in the second experiment 21 clones were assessed at six years of age. The experiments were carried out in nine environments, using a randomized complete blocks design with three replications. The GXE interaction was significant in both experiments, but it was more pronounced in the experiment with the greater number of clones. The estimate of the variance component of the interaction (σ^2_{GE}) in this case, corresponded to 60.7% of the genetic variance among the clones (σ^2_G). Equivalence in the contribution of the simple and complex interaction was observed in both assessment ages. The clones x environment interaction reflected in the selection, as the correlated response to selection in one environment observed in another was always lower than the gain of direct selection. However, even in the correlated response cases, the expected percentage gain was expressive, indicating that it is possible to identify clones with wide adaptation. The Toler's (1990) methodology was efficient to identify clones with greater stability. The clones were classified in five groups according to the estimates of the stability parameters. The majority of the clones, at the two ages, had their performance explained by a single regression line, that is, a similar pattern of response to environmental improvement in favorable and unfavorable environments. Only three of the clones assessed at three years and four assessed at six years had a reliability index higher than 100%. This indicated that the majority of clones had a higher than 25% risk of behavior below the environmental mean.

* Guidance Committee: João Bosco dos Santos - UFLA (Adviser); Magno Antonio Patto Ramalho - UFLA.

1 INTRODUÇÃO

A seleção de clones com boas características silviculturais é o objetivo primordial dos programas de melhoramento de espécies de eucalipto. Em tais programas, os clones são avaliados em diferentes ambientes antes da seleção final, recomendação e multiplicação para exploração comercial.

Na avaliação em diferentes ambientes, o fenótipo é o resultado da ação conjunta do genótipo, do ambiente e de um terceiro componente proporcionado pela interação entre ambos. A interação tem uma grande importância no melhoramento florestal e pode influenciar o sucesso dos programas.

Em razão da influência da interação genótipos por ambientes na manifestação fenotípica, se faz necessária a estimação da sua magnitude. Em adição, é importante estudar a sua natureza. Quanto à natureza, a interação tem duas partes, quais sejam: simples e complexa. A primeira é proporcionada pela diferença da variabilidade entre os genótipos nos ambientes, enquanto a segunda está associada à falta de correlação genética entre os genótipos. Quando ocorre predominância da parte complexa, a interação dificulta o trabalho do melhorista, pois indica a inconsistência da superioridade do genótipo com relação à variação do ambiente, isto é, há genótipos com melhor desempenho em determinados ambientes, mas não em outros, tornando a recomendação mais difícil (Cruz e Castoldi, 1991). As informações referentes às partes simples e complexa poderão auxiliar os melhoristas na escolha da melhor estratégia para recomendação ou seleção de cultivares.

Em termos práticos, é fundamental a aplicação de medidas que reduzam ou atenuem o efeito da interação. Uma das alternativas mais empregadas é a utilização de genótipos com maior estabilidade fenotípica (Gonçalves, 1997). Para identificação de cultivares estáveis, diversos métodos

têm sido propostos, os quais diferem entre si em função dos conceitos de estabilidade e dos procedimentos biométricos adotados (Cruz e Regazzi, 1994).

Não obstante, de modo geral, as metodologias mais utilizadas são aquelas que utilizam a regressão linear (Finlay e Wilkison, 1963; Eberhart e Russel, 1966; Verma, Chahal e Murty, 1978; Silva e Barreto, 1985; Cruz, Torres e Vencovsky, 1989). A grande crítica feita a esses métodos é o fato de o índice ambiental ser obtido pelas produtividades médias das cultivares. Ora, considerando que o índice ambiental é a variável independente da regressão, ocorre uma violação de um dos princípios dessa análise que é a independência entre as variáveis dependentes e independentes (Crossa, 1990).

Todavia, mais recentemente, alguns trabalhos têm utilizado modelos de regressão não linear no estudo de estabilidade (Toler e Burrows; 1998; Ribeiro, 1999; Rosse, 1999). A metodologia proposta por Toler (1990) corrige os problemas relacionados à estimação do índice ambiental e apresenta testes de hipóteses mais rigorosos para os padrões de resposta, permitindo a classificação das cultivares em vários grupos, sendo, portanto, um método promissor no estudo de estabilidade.

Diante dessas considerações, este trabalho tem como objetivos estimar a magnitude da interação clones x ambientes, estudar o seu efeito sobre o progresso com a seleção e verificar a viabilidade da metodologia de Toler (1990) para identificar clones com maior estabilidade.



2 MATERIAL E MÉTODOS

Neste trabalho, foram utilizados os dados de avaliação de clones gentilmente cedidos pela empresa Aracruz Celulose S.A.. Foram avaliados de forma separada, 121 clones aos três anos e 21 aos seis anos. Os dados referem-se ao caráter Incremento Médio Anual (IMA) medido na unidade $m^3/ha.ano$.

2.1 Ambientes

Cada experimento foi instalado em nove ambientes. As coordenadas geográficas e a região desses ambientes encontram-se na Tabela 1. Os dados referentes à precipitação pluvial total e análise de solo nos horizontes A e B estão nas Tabelas de 3A a 6A. As instalações dos experimentos foram feitas em outubro de 1993 e janeiro de 1991 para os clones avaliados aos três e seis anos, respectivamente.

$$Y_{ik} = \mu + c_i + b_k + e_{ik}$$

O delineamento utilizado foi o de blocos casualizados com três repetições. Inicialmente, foram realizadas as análises de variância para cada ambiente (Tabela 2), conforme o seguinte modelo estatístico:

2.2 Análises estatísticas

2.2.1 Análises de variância

Ambiente	Região	Coordenadas geográficas	(idade)
		Latitude (S)	Longitude (W)
AR-1	Aracruz	19° 48' 13,1"	40° 11' 23,2"
AR-2	Aracruz	19° 43' 14,4"	40° 05' 41,5"
AR-3	Aracruz	19° 54' 32,2"	40° 06' 41,3"
SM-1	São Mateus	18° 33' 50,7"	40° 01' 23,1"
SM-2	São Mateus	18° 30' 56,2"	39° 47' 30,6"
SM-3	São Mateus	18° 28' 16,5"	39° 46' 30,0"
SB-1	Sul da Bahia	18° 02' 10,8"	39° 50' 12,7"
SB-2	Sul da Bahia	17° 51' 50,7"	39° 46' 35,2"
SB-3	Sul da Bahia	17° 57' 43,4"	39° 56' 29,2"
(Seis anos)			
AR-1	Aracruz	19° 43' 23,2"	40° 10' 38,7"
AR-2	Aracruz	19° 43' 26,9"	40° 06' 56,2"
AR-3	Aracruz	19° 49' 21,8"	40° 06' 07,3"
SM-1	São Mateus	18° 35' 58,9"	40° 05' 33,6"
SM-2	São Mateus	18° 30' 48,2"	39° 49' 48,7"
SM-3	São Mateus	18° 31' 45,0"	39° 51' 18,8"
SB-1	Sul da Bahia	18° 02' 10,8"	39° 50' 12,7"
SB-2	Sul da Bahia	18° 01' 23,1"	39° 33' 04,3"
SB-3	Sul da Bahia	17° 36' 01,1"	39° 38' 39,5"

TABELA 1. Coordenadas geográficas e região dos ambientes e região dos experimentos com clones de eucalipto avaliados aos três e seis anos de idade.

em que:

y_{ik} : observação da parcela que recebeu o clone i no bloco k :

μ : efeito fixo da média geral do experimento, sendo $E[\mu]=\mu$ e $\text{Var}[\mu]=0$:

c_i : efeito aleatório do clone i , sendo $i=1, 2, \dots, I$ e $c_i \cap \text{NID}(0, \sigma_c^2)$:

b_k : efeito aleatório do bloco k , sendo $k=1, 2, \dots, K$ e $b_k \cap \text{NID}(0, \sigma_B^2)$:

e_{ik} : efeito aleatório do erro experimental associado à observação y_{ik} , sendo $e_{ik} \cap \text{NID}(0, \sigma^2)$.

TABELA 2. Esquema da análise para cada ambiente e esperanças matemáticas dos quadrados médios.

CV	GL	QM	F	E(QM)
Blocos	K-1	Q ₁		$\sigma^2 + I\sigma_B^2$
Clones	I-1	Q ₂	Q ₂ /Q ₃	$\sigma^2 + K\sigma_c^2$
Erro	(K-1)(I-1)	Q ₃		σ^2

Realizadas as análises de variância para cada ambiente, procedeu-se à análise conjunta (Tabela 3), conforme o seguinte modelo estatístico:

$$y_{ijk} = \mu + b_{(j)k} + a_j + c_i + (ca)_{ij} + e_{ijk}$$

em que:

y_{ijk} : observação da parcela que recebeu o clone i no bloco k , no ambiente j :

μ : efeito fixo da média geral do experimento, sendo $E[\mu]=\mu$ e $\text{Var}[\mu]=0$:

$b_{(j)k}$: efeito aleatório do bloco k dentro do ambiente j , sendo $k=1, 2, \dots, K$ com $b_{(j)k} \cap \text{NID}(0, \sigma_{B.A}^2)$:

a_j : efeito aleatório do ambiente j: sendo $j=1,2, \dots, J$ com $a_j \cap \text{NID} (0, \sigma^2_A)$;
 c_i : efeito aleatório do clone i, sendo $i=1, 2, \dots, I$ com $c_i \cap \text{NID} (0, \sigma^2_C)$;
 $(ca)_{ij}$: efeito aleatório da interação do clone i com o ambiente j, sendo $ca_{ij} \cap \text{NID} (0, \sigma^2_{CA})$;
 e_{ijk} : efeito aleatório do erro experimental médio associado à observação y_{ijk} , sendo $e_{ijk} \cap \text{NID} (0, \sigma^2)$.

TABELA 3. Esquema da análise conjunta de variância e as esperanças matemáticas dos quadrados médios.

CV	GL	QM	F	E(QM)
Blocos/Locais	J (K-1)	Q ₄		$\sigma^2 + I\sigma^2_{B/A}$
Ambiente (A)	(J-1)	Q ₅	Q ₅ /Q ₄	$\sigma^2 + I\sigma^2_{B/A} + IK\sigma^2_A$
Clones (C)	(I-1)	Q ₆	Q ₆ /Q ₇	$\sigma^2 + K\sigma^2_{AC} + KJ\sigma^2_C$
A x C	(J-1)(I-1)	Q ₇	Q ₇ /Q ₈	$\sigma^2 + K\sigma^2_{AC}$
Erro médio	J(K-1)(I-1)	Q ₈		σ^2

2.2.2 Estimação dos componentes de variância e parâmetros genéticos e fenotípicos

As estimativas dos componentes de variância foram obtidas pelo método dos momentos que consiste em igualar as esperanças matemáticas dos quadrados médios contidas nas Tabelas 2 e 3 aos valores dos respectivos quadrados médios. Foram estimadas as variâncias genéticas entre clones nas análises individuais ($\sigma^2_{C_i}$) e conjuntas (σ^2_C), a variância da interação clones x ambientes (σ^2_{CA}) na

análise conjunta e a variância fenotípica entre média de clones nas análises individuais ($\sigma^2_{\bar{F}_i}$) e conjuntas ($\sigma^2_{\bar{F}}$).

Além desses componentes da variância, foram estimados a herdabilidade no sentido amplo (h^2) e o coeficiente de variação genética (CV_g). As expressões para estimação de todos os parâmetros mencionados estão apresentados na Tabela 4.

TABELA 4. Expressões para obtenção das estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos e fenotípicos das análises de variância individuais e conjuntas.

Análise individual		Análise conjunta	
Parâmetro	Expressão	Parâmetro	Expressão
$\sigma^2_{C_i}$	$(Q_2 - Q_3)/K$	σ^2_C	$(Q_6 - Q_7)/KJ$
$\sigma^2_{\bar{F}_i}$	Q_2/K	$\sigma^2_{\bar{F}}$	Q_6/KJ
-		σ^2_{CA}	$(Q_7 - Q_8)/K$
h^2_i	$\frac{\hat{\sigma}^2_{C_i}}{\hat{\sigma}^2_{\bar{F}_i}}$	h^2	$\frac{\hat{\sigma}^2_C}{\hat{\sigma}^2_{\bar{F}}}$
CV_{g_i}	$[(\hat{\sigma}^2_{C_i})^{0.5}/\bar{X}] \cdot 100$	CV_g	$[(\hat{\sigma}^2_C)^{0.5}/\bar{X}] \cdot 100$

Os limites inferiores (LI) e superiores (LS) dos intervalos de confiança para as herdabilidades no sentido amplo nas análises individuais foram obtidos utilizando-se um coeficiente de confiança de $1-\alpha = 0,95$ (Knapp, Stroup e Ross, 1985), conforme as seguintes expressões:

$$LI = \left\{ 1 - \left[(Q_2/Q_3) \cdot F_{1-\alpha/2; gl_{erro}, gl_{clones}} \right]^{-1} \right\}$$

$$LS = \left\{ 1 - \left[(Q_2/Q_3) \cdot F_{\alpha/2; gl_{erro}, gl_{clones}} \right]^{-1} \right\}$$

em que:

$F_{1-\alpha/2; gl_{erro}, gl_{clones}}$: valor da distribuição de F para os graus de liberdade gl_{erro} e gl_{clones} , tal que a probabilidade de exceder este valor é de $1 - \alpha/2$.

$F_{\alpha/2; gl_{erro}, gl_{clones}}$: valor da distribuição de F para os graus de liberdade gl_{erro} e gl_{clones} , tal que a probabilidade de exceder este valor é de $\alpha/2$.

Para análise conjunta, utilizou-se o mesmo método para estimar os limites inferiores e superiores dos intervalos de confiança. A única diferença é a substituição do quadrado médio do erro (Q_3) da análise individual pelo quadrado médio da interação clones x ambientes (Q_7), acompanhada, evidentemente, pelos graus de liberdade associados a esse quadrado médio.

O ganho esperado com a seleção em cada ambiente foi estimado a partir da seguinte expressão:

$$GS_j = ds_j \cdot h^2_j$$

em que:

GS_j : ganho esperado com a seleção no ambiente j;

ds_j : diferencial de seleção no ambiente j calculado pela diferença $M_{s(j)} - M_{o(j)}$:

$M_{s(j)}$: média dos clones selecionados no ambiente j :

$M_{o(j)}$: média da população original no ambiente j:

h^2_j : herdabilidade no sentido amplo no ambiente j.

O ganho percentual $GS(\%)_j$ foi obtido pela razão $GS_j \cdot 100/M_{o(j)}$, em que GS_j e $M_{o(j)}$ já foram definidos anteriormente. A intensidade de seleção foi de 10%.

A resposta correlacionada quando a seleção é feita no ambiente j e o ganho é esperado no ambiente j' foi calculada conforme a seguinte fórmula, conforme Vencovsky e BARRIGA (1992):

$$RC_{j,j'} = ds_{j'} \cdot h^2_j$$

em que:

$RC_{j,j'}$: ganho esperado no ambiente j' quando a seleção é feita no ambiente j :

$ds_{j'}$: diferencial de seleção no ambiente j' a partir dos clones selecionados no ambiente j calculado pela diferença $M_{s(j')} - M_{o(j')}$:

$M_{s(j')}$: média dos clones do ambiente j' que foram selecionados no ambiente j:

$M_{o(j')}$: média do ambiente j' :

h^2_j : herdabilidade no sentido amplo no ambiente j.

A resposta correlacionada em termos percentuais foi obtida pela razão $RC_{j,j'} \cdot 100/M_{o(j')}$, em que $RC_{j,j'}$ e $M_{o(j')}$ já foram definidos anteriormente.

2.2.3 Decomposição da interação clones x ambientes

Para decompor a interação clones x ambientes nas partes simples e complexa, foram realizadas análises de variâncias com os ambientes dois a dois, em um total de 36 para cada idade dos clones.

Foi utilizada a metodologia proposta por Cruz e Castoldi (1991). Para estimação das partes simples e complexa foi utilizada a seguinte expressão:

$$QM_{CA} = \left[\left(\sqrt{Q_j} - \sqrt{Q_{j'}} \right)^2 / 2 + k \cdot \sqrt{Q_j Q_{j'}} \right] + \left[\left(\sqrt{(1-r)^3} \sqrt{Q_j Q_{j'}} \right) \right]$$

Parte Simples **Parte Complexa**

em que:

QM_{CA} : quadrado médio da interação clones x ambientes;

Q_j e $Q_{j'}$: quadrados médios do efeito de clones nos ambientes j e j' ;

r : coeficiente de correlação genética entre os clones nos ambientes j e j' ;

O valor de k é obtido pela seguinte expressão: $k = 1 - r - \sqrt{(1-r)^3}$. A análise de decomposição da interação clones x ambientes foi realizada no programa GENES (Cruz, 1997).

2.2.4 Estimação dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade

A estimação dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade foi feita conforme os modelos propostos por Toler (1990). O método de estimação empregado foi de mínimos quadrados sob modelos não lineares, utilizando o

algoritmo de Gauss Newton modificado. Para análise foi utilizado o programa desenvolvido por Ferreira e Zambalde (1997).

O modelo 1 de Toler (1990), o qual prevê um comportamento linear dos clones frente às variações ambientais, é o seguinte:

$$y_{ij} = \alpha_i + \beta_i \mu_j + \delta_{ij} + e_{ij}$$

em que:

y_{ij} : resposta média do clone i no ambiente j , sendo $i = 1, 2, \dots, I$ e $j = 1, 2, \dots, J$;

α_i : desempenho médio do clone i ;

β_i : coeficiente de sensibilidade de resposta do clone i ao ambiente;

μ_j : efeito do ambiente j ;

δ_{ij} : desvio da regressão para o clone i no ambiente j ;

e_{ij} : erro experimental médio

Esse modelo exige as restrições $\sum_{i=1}^I \beta_i = 1$ e $\sum_{j=1}^J \mu_j = 0$.

O modelo 2 proposto por Toler (1990), bissegmentado, é o seguinte:

$$y_{ij} = \alpha_i + [\beta_{1i} Z_j + \beta_{2i} (1 - Z_j)] \mu_j + \delta_{ij} + e_{ij}$$

em que:

α_i : intercepto de resposta do clone i , sendo $i = 1, 2, \dots, I$;

β_{1i} : coeficiente de sensibilidade do clone i em ambientes desfavoráveis;

β_{2i} : coeficiente de sensibilidade do clone i em ambientes favoráveis;

μ_j : efeito do ambiente j , sendo $j = 1, 2, \dots, J$;

Z_j : variável binária que assume valor 0 quando $\mu_j \leq 0$ e 1 quando $\mu_j > 0$. As

restrições impostas a esse modelo são: $\sum_{i=1}^I \beta_{1i} = \sum_{i=1}^I \beta_{2i} = 1$ e $\sum_{j=1}^J \mu_j = 0$.

Ajustados os modelos 1 e 2, foi aplicado o critério de classificação dos clones de acordo com o padrão resposta em relação aos ambientes, os quais estão apresentados abaixo:

Grupo	Critério
A	Rejeita-se a hipótese $\beta_1 = \beta_2$ e aceita-se $\beta_1 < 1 < \beta_2$
B	Aceita-se a hipótese $\beta_1 = \beta_2$ e rejeita-se $H(\beta=1)$, sendo o comum $\beta > 1$
C	Aceita-se a hipótese $\beta_1 = \beta_2$ e aceita-se $H(\beta=1)$
D	Aceita-se a hipótese $\beta_1 = \beta_2$ e rejeita-se $H(\beta=1)$, sendo o comum $\beta < 1$
E	Rejeita-se a hipótese $\beta_1 = \beta_2$ e aceita-se $\beta_1 > 1 > \beta_2$

Os significados práticos dos cinco grupos são apresentados a seguir:

- A: resposta convexa e duplo desejável,
- B: resposta linear simples e desejável somente em ambientes de alta qualidade;
- C: resposta linear simples não desviando da resposta média ;
- D: resposta linear simples e desejável somente em ambientes de pobre qualidade;
- E: resposta côncava e duplo indesejável.

Normalmente, nos modelos lineares de estabilidade, o coeficiente de determinação (R^2) é empregado para inferir sobre a estabilidade do genótipo. Nesse estudo, ele também será utilizado com esse propósito. Assim sendo, para o cálculo do R^2 foram utilizadas as médias da tabela de dupla entrada de clones e

ambientes, gerando valores diferentes dos encontrados para os modelos lineares. Nesse caso particular, é recomendado o cálculo pelo quadrado do coeficiente de correlação estimado entre os valores observados dos clones e os valores estimados pelo modelo não linear de estabilidade (Rosse, 1999).

Também foi calculada a correlação de ordem de Spearman (Cruz, 1997) para verificar a associação entre as estimativas dos parâmetros β_{1i} e β_{2i} . A fórmula do coeficiente de correlação de Spearman é dada por:

$$r_{s\beta_{1i}\beta_{2i}} = 1 - (6 \sum_{i=1}^l d_i^2) / (l^3 - l)$$

em que:

d_i : diferença entre a ordem de classificação do clone i , para a estimativa dos parâmetros β_{1i} e β_{2i} ;

l : número de clones avaliados.

O teste para verificar a hipótese $H(r_{s\beta_{1i}\beta_{2i}} = 0)$ foi realizado pela estatística t , por meio da seguinte expressão, testando-a com $l-2$ graus de liberdade:

$$t = [r_{s\beta_{1i}\beta_{2i}} \cdot (l-2)] / [1 - (r_{s\beta_{1i}\beta_{2i}})^2]^{0.5}$$

2.2.5 Estimação do índice de confiabilidade

O índice de confiabilidade (index reability) foi estimado pela metodologia de Annicchiarico (1992). Para a sua aplicação, as médias de cada clone foram transformadas em porcentagens da média dos ambientes. Posteriormente, foi

estimado o desvio padrão (s_i) das porcentagens de cada clone. O índice de confiabilidade é obtido pela seguinte expressão:

$$IC_i = \bar{Y}_i - Z_{(1-\alpha)} \cdot s_i$$

em que:

IC_i : índice de confiabilidade (%):

\bar{Y}_i : média geral do clone i em porcentagem:

$Z_{(1-\alpha)}$: percentil $(1-\alpha)$ da função de distribuição normal acumulada;

s_i : desvio padrão dos valores percentuais:

α : nível de significância pré-fixado.

O autor considerou o valor de α igual a 0,25, o que significa que, de quatro casos, apenas um é esperado abaixo da média do ambiente.

3 RESULTADOS

Os resultados serão apresentados considerando-se cada idade de clones separadamente.

3.1 Três anos

Inicialmente é necessário salientar que a precisão experimental avaliada pelo coeficiente de variação variou de 20% a 29,4%. Contudo, em todos os casos foi detectada diferença significativa ($P \leq 0,01$) entre os clones (Tabela 1A).

A existência de variação entre os clones é comprovada pelas estimativas das variâncias genéticas entre clones, dos coeficientes de variação genética e das herdabilidades. Observa-se, por exemplo, que o coeficiente de variação genética variou de 28,3%, no ambiente AR-2, a 52% no ambiente SM-3. Em princípio, isto indica que houve diferença na liberação da variabilidade genética entre os clones nos diferentes ambientes. Vale ressaltar que parte das discrepâncias nas estimativas do coeficiente de variação genético deve ser atribuída à diferença no desempenho médio dos clones. Além disso, as estimativas da herdabilidade entre clones foram muito próximas, variando de 80% a 90,5%, indicando que, em relação à variância fenotípica, a variância genética nos diferentes ambientes foi semelhante.

Na análise conjunta, novamente foi detectada diferença significativa ($P \leq 0,01$) entre os clones (Tabela 5). Da mesma maneira, foi detectada diferença para as fontes de variação ambientes e interação clones x ambientes. A existência da variabilidade entre clones na média dos ambientes é constatada na distribuição de frequência apresentada na Figura 1. Os valores médios do incremento médio dos clones variaram de 4,18 m³/ha.ano a 37,18 m³/ha.ano, ou seja, a amplitude de

variação foi de 33 m³/ha.ano, a qual corresponde a 158% da média dos clones. Esse resultado confirma a existência de variabilidade entre os clones.

TABELA 5. Resumo da análise de variância conjunta para incremento médio anual (m³/ha.ano) e estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos em clones de eucalipto avaliados aos três anos.

CV	GL	QM
Clones	120	933,1592**
Ambientes	(8)	11424,2419**
Clones x Ambientes	(960)	84,9418**
Erro médio	2160	27,8062
Média	20,90	
CV _e (%)	25,23	
CV _g (%)	26,81	
σ_G	31,41	
σ_{G_A}	19,06	
GS (%)	44,86	
S(%) ¹	45,78	
C(%) ²	54,22	
σ_{G_A} / σ_G (%)	60,68	
h ²	90,89	(73;94) ³

¹ S(%): porcentagem da interação devido à parte simples

² C(%): porcentagem da interação devido à parte complexa

³ Limites inferior e superior, respectivamente.

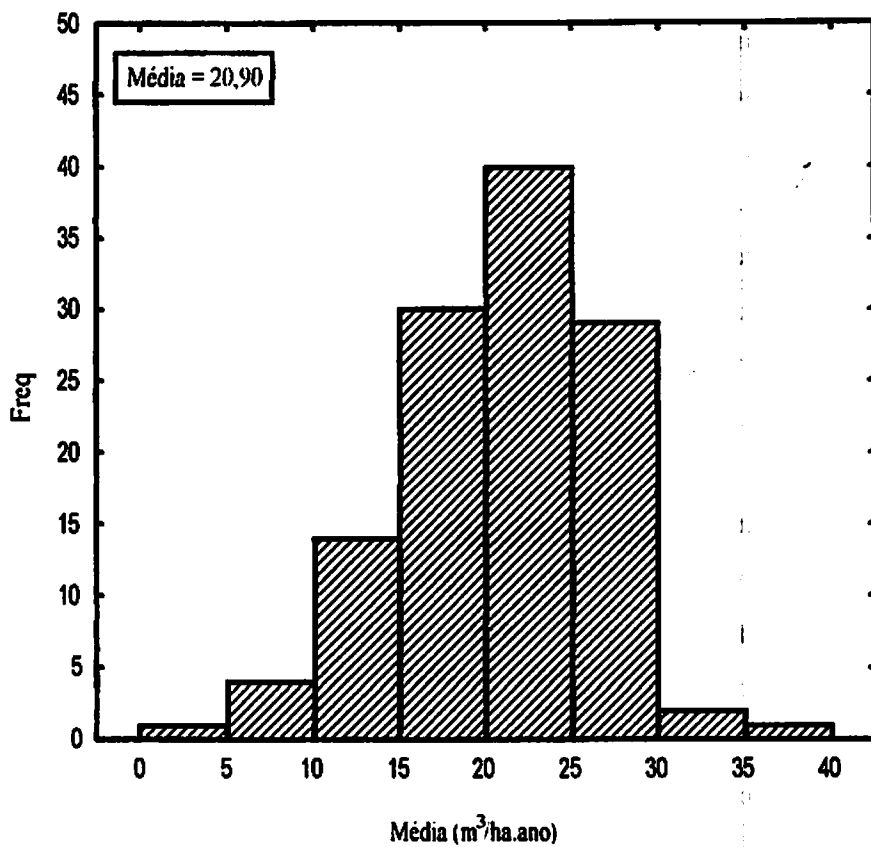


FIGURA 1. Distribuição de frequência das médias do incremento médio anual (m³/ha.ano) em clones de eucalipto avaliados aos três anos em nove ambientes.

Como já mencionado, a interação clones x ambientes foi significativa. Vale ressaltar que a estimativa do componente da interação (σ^2_{GA}) foi de 60,7% do valor da variação genética entre clones. Além do mais, constatou-se que, em média, a contribuição da parte complexa da interação, aquela devido à falta de correlação no desempenho dos clones nos ambientes dois a dois, foi um pouco superior ao obtido para a parte simples da interação (Tabela 5).

Embora tenha ocorrido interação clones x ambientes e o componente da mesma tenha correspondido a cerca de 60,7% da variância genética, observou-se que a herdabilidade no sentido amplo para a seleção dos clones, na média dos nove ambientes, foi elevada ($h^2 = 90,9\%$), indicando que mesmo obtendo a variância genética sem a interação, sua contribuição para a variância fenotípica foi expressiva.

A estimativa do ganho esperado com a seleção em cada um dos ambientes, encontra-se na Tabela 6. Evidencia-se, de modo geral, que as condições foram favoráveis à seleção em todos os ambientes, haja vista que o menor ganho percentual observado foi de 43,27% no ambiente AR-2. Um resultado que chama a atenção são as estimativas de resposta correlacionada com a seleção. Mesmo a interação clones x ambientes estando presente, a resposta correlacionada com a seleção foi bastante expressiva para todos os pares de ambientes, sendo, portanto, possível a identificação de clones com bom desempenho em todos os locais.

TABELA 6. Ganhos esperados com a seleção (%) (diagonal) e resposta correlacionada entre pares de ambientes para incremento médio anual ($m^3/ha.ano$), obtidos de clones de eucalipto avaliados aos três anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-4	SM-5	SM-6	SB-7	SB-8	SB-9
AR-1	49,85	41,58	38,03	35,80	33,14	36,88	35,53	30,74	34,15
AR-2	43,82	43,27	37,43	38,02	36,73	40,37	39,87	31,89	25,54
AR-3	37,51	35,14	54,12	35,92	34,95	38,96	28,94	27,98	32,02
SM-4	37,79	37,25	34,63	56,68	38,22	45,92	35,91	38,18	23,80
SM-5	28,70	30,17	30,55	35,88	65,60	44,08	33,25	31,66	32,25
SM-6	27,13	28,08	28,81	35,54	36,88	87,18	31,13	26,48	28,87
SB-7	33,73	36,02	27,94	35,82	35,58	40,86	54,08	33,28	30,25
SB-8	29,96	29,68	27,64	39,08	35,68	49,98	34,10	52,41	30,25
SB-9	36,79	26,09	34,87	26,41	40,99	42,25	34,27	33,28	45,99

Como a interação clones x ambientes foi significativa, procurou-se verificar se há possibilidade de identificar clones que associem bom incremento médio anual de madeira com maior estabilidade. O procedimento adotado foi o proposto por Toler (1990). Esse método também permite o estudo da qualidade ambiental pela estimação do parâmetro μ para cada ambiente. Observa-se, na Tabela 1A, variação para qualidade ambiental, tendo o SB-3 apresentado a melhor qualidade, enquanto que o ambiente SM-3 foi o de pior qualidade. Houve uma alta e positiva associação linear entre a média e a estimativa de μ .

Verificou-se que, dos 121 clones avaliados, 49 clones apresentaram comportamento bissetado ($\beta_1 \neq \beta_2$), sendo 18 com coeficientes de

sensibilidade $\beta_1 < 1 < \beta_2$ e 31 com $\beta_1 > 1 > \beta_2$ (Figura 2). Constatou-se uma grande variação nos coeficientes de sensibilidade, sendo que os clones com coeficiente de sensibilidade β_1 superiores à unidade apresentaram, de modo geral, médias maiores (Figura 3), enquanto que os clones com estimativas de β_2 maiores do que um, apresentaram incrementos médios menores (Figura 4).

A maioria dos clones teve seu comportamento explicado por apenas um segmento de reta. Também foi observada uma grande variação para as estimativas do β comum (Figuras 5, 6 e, 7). Os clones com β comum superiores a um apresentaram, de um modo geral, médias maiores do que os clones com menores estimativas do β comum (Figuras 5 e 6).

Para os coeficientes de determinação, verificou-se uma grande variação. Porém a maioria dos clones apresentou valores superiores a 60% (Figura 8), indicando um bom ajustamento dos dados ao modelo adotado.

Com relação aos índices de confiabilidade (Annichiarico, 1992), observou-se que, entre os doze clones de maior incremento médio anual, apenas três foram superiores a 100%. De modo geral, os clones de maior média também apresentaram os maiores valores para o índice de confiabilidade. Destacaram-se os clones 109 e 75 com maiores estimativas para média e índice de confiabilidade (Tabela 7).

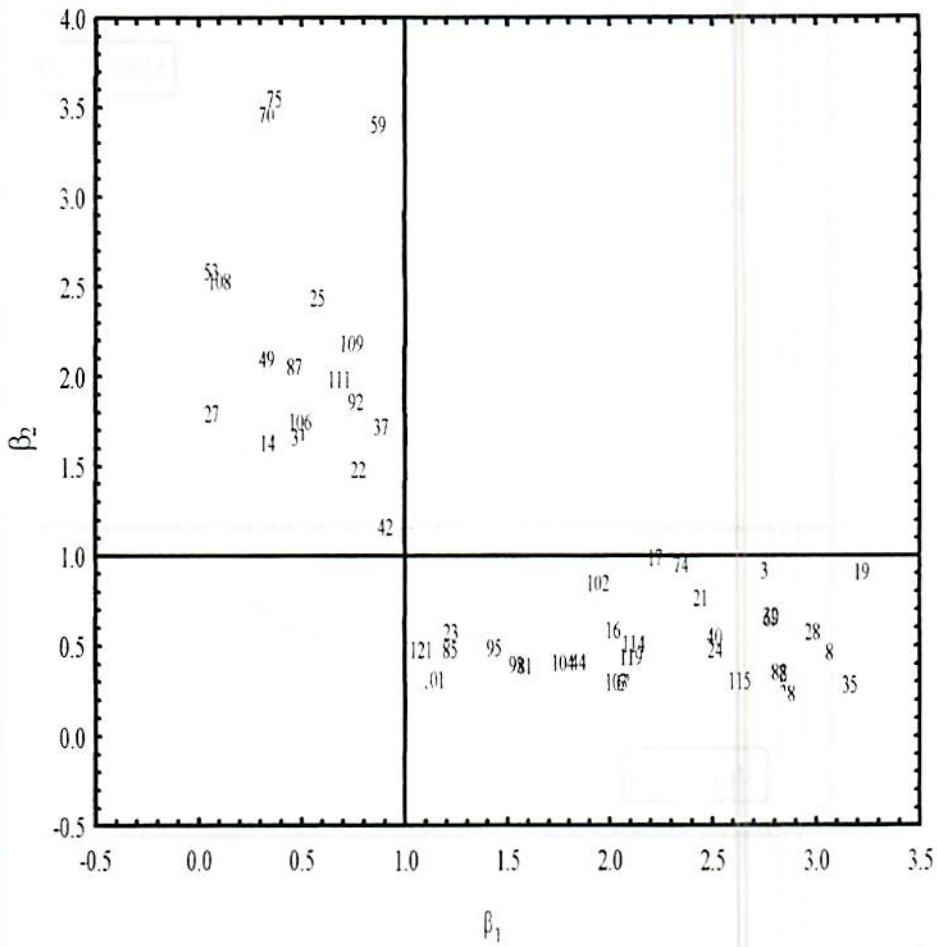


FIGURA 2. Estimativas dos coeficientes de sensividade β_1 e β_2 , para os clones de eucalipto avaliados aos três anos com o comportamento bissegmentado ($\beta_1 \neq \beta_2$).

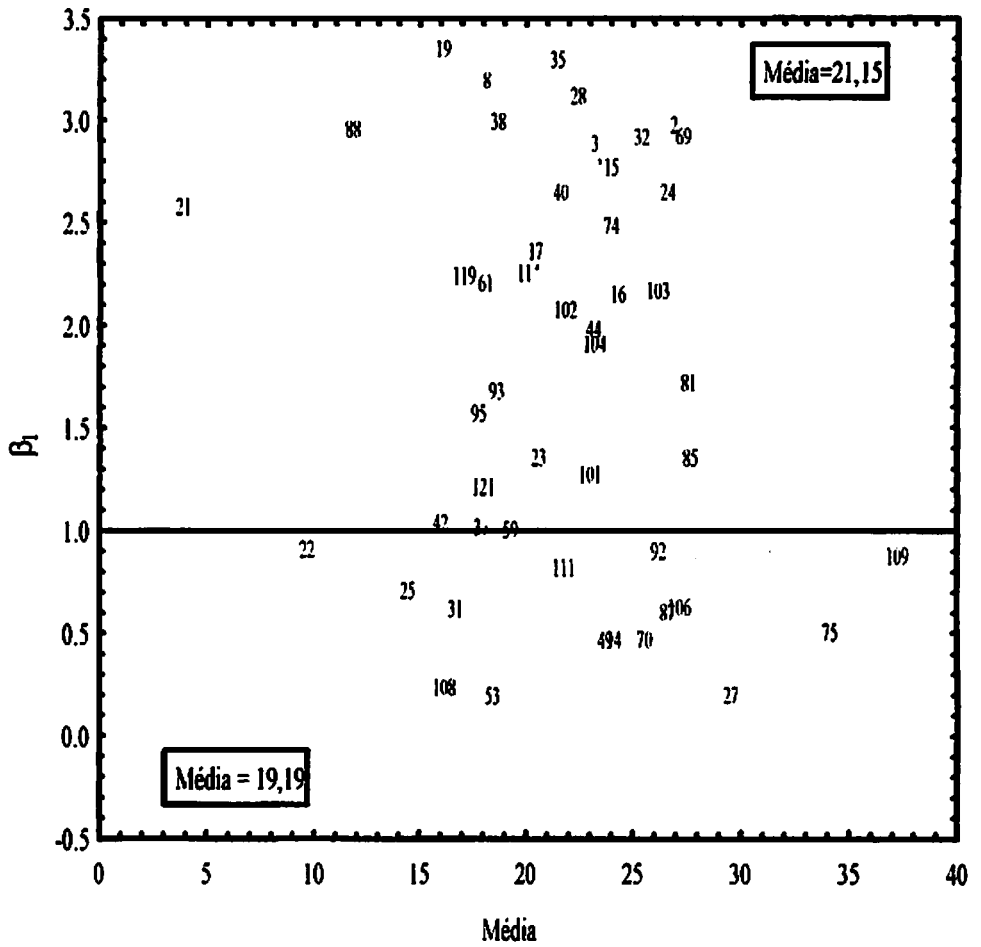


FIGURA 3. Média e estimativas do coeficiente de sensibilidade β_1 dos clones de eucalipto avaliados aos três anos com comportamento bissegmentado ($\beta_1 \neq \beta_2$).

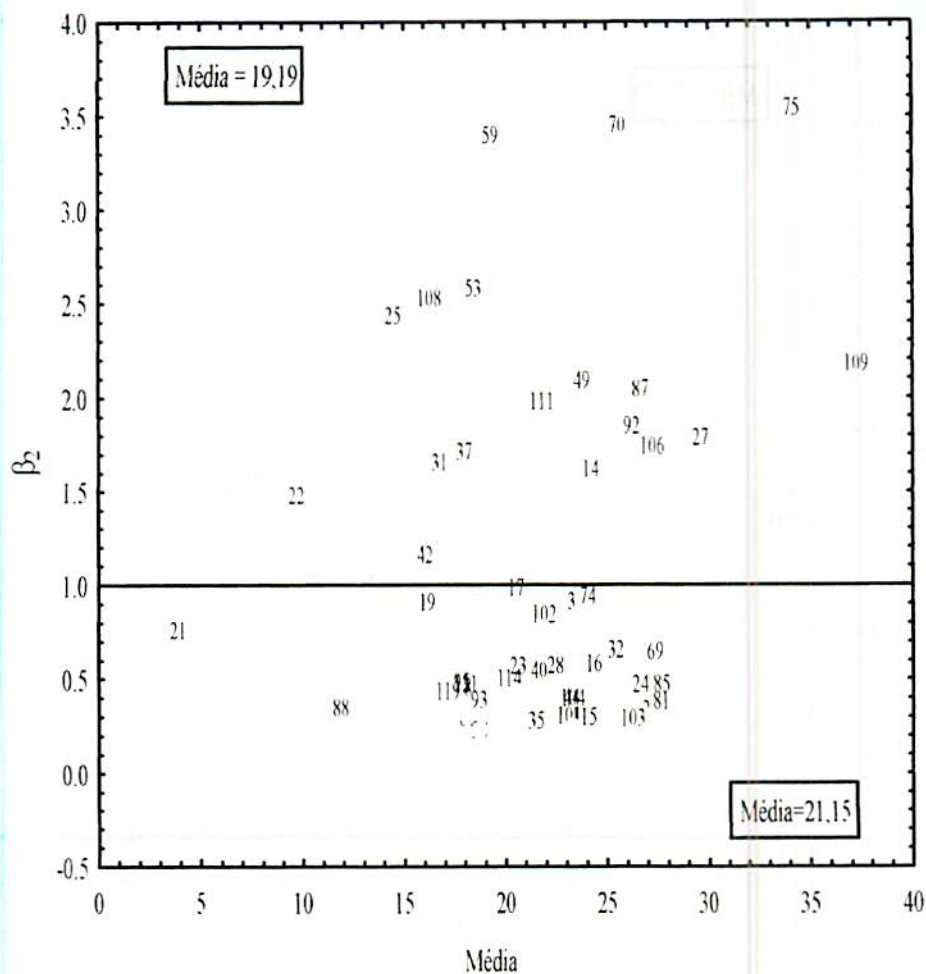


FIGURA 4. Média e estimativas do coeficiente de sensividade β_2 dos clones de eucalipto avaliados aos três anos com comportamento bissegmentado ($\beta_1 \neq \beta_2$).

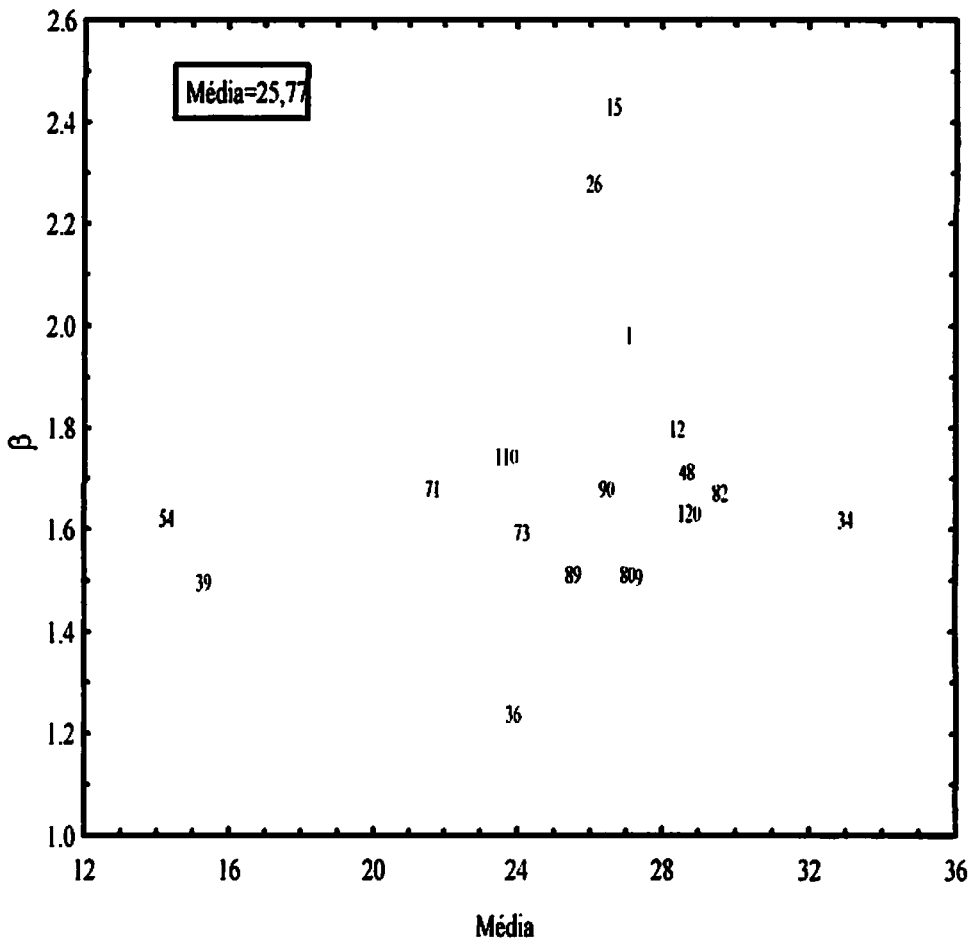


FIGURA 5. Média dos clones de eucalipto avaliados aos três anos com comportamento unissegmentado e estimativa do coeficiente de sensividade β comum estatisticamente superior a um.

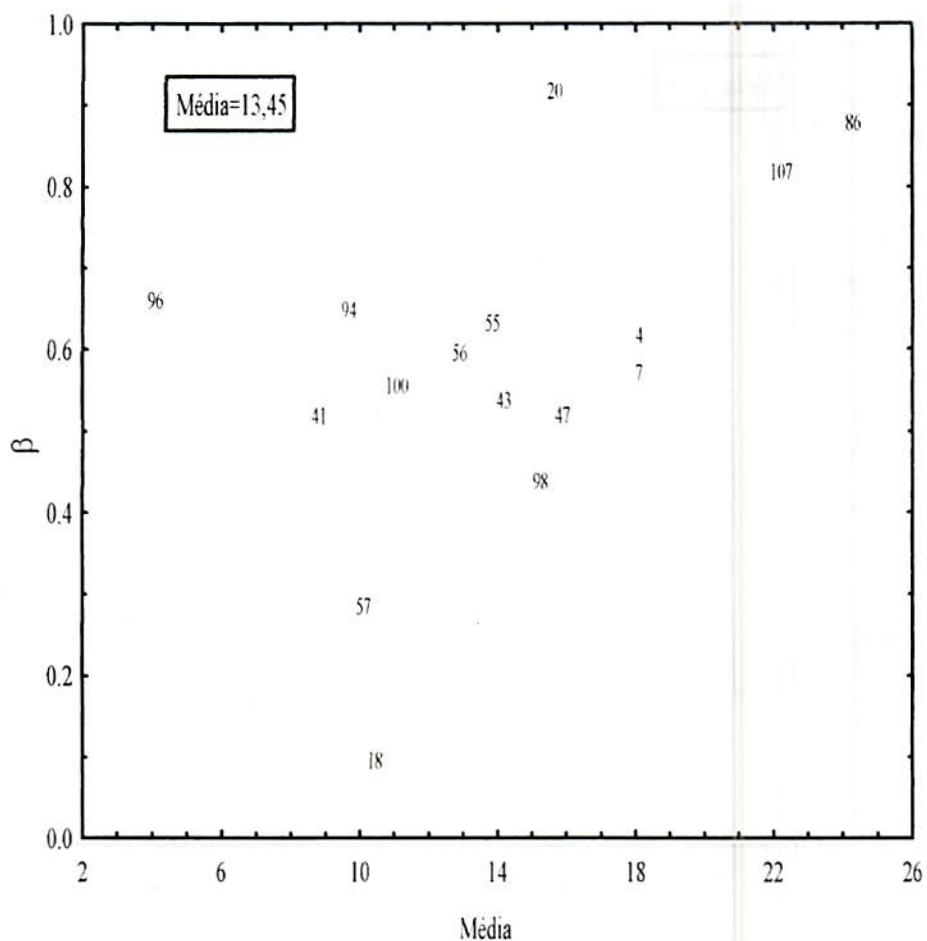


FIGURA 6. Média dos clones de eucalipto avaliados aos três anos com comportamento unissegmentado e estimativa do coeficiente de sensibilidade β comum estatisticamente inferior a um.

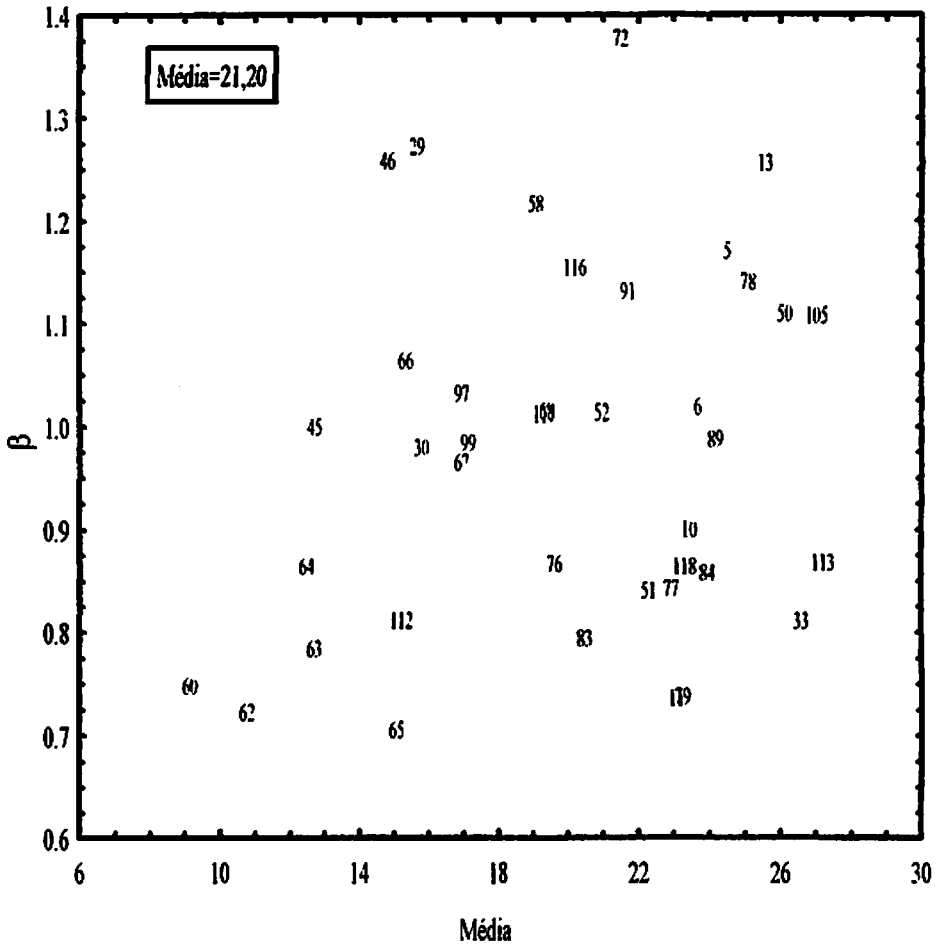


FIGURA 7. Média dos clones de eucalipto avaliados aos três anos com comportamento unissegmentado e estimativa do coeficiente de sensividade β comum estatisticamente igual a um.

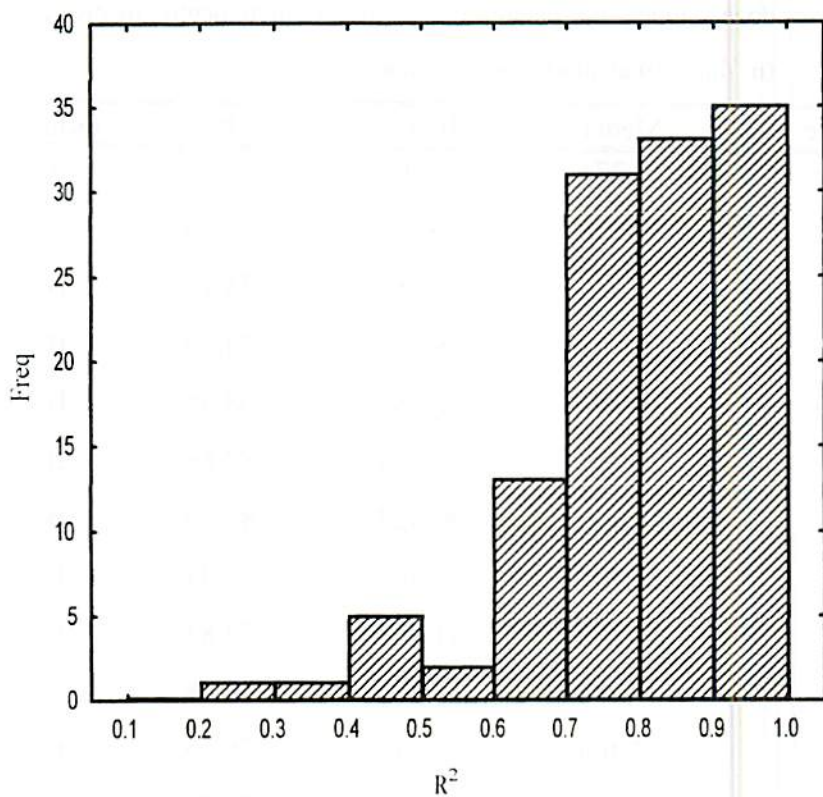


FIGURA 8. Distribuição de frequência dos coeficientes de determinação (Toler, 1990) em clones de eucalipto avaliados aos três anos em nove ambientes.

TABELA 7. Estimativas da média, índice de confiabilidade, coeficiente de determinação e grupo conforme classificação de Toler (1990), dos doze clones de eucalipto de maior incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) avaliados aos três anos.

Clone	Média	I(%) ¹	R ²	Grupo
109	37,271	132,411	80,53	A
75	34,158	108,141	71,06	A
34	33,026	99,183	73,17	B
82	29,635	98,886	74,50	B
120	28,791	92,584	68,45	B
48	28,701	105,886	82,88	B
12	28,439	96,424	85,70	B
85	27,702	65,0644	53,41	E
81	27,702	81,944	73,81	E
9	27,384	72,284	67,48	B
88	27,364	94,612	76,75	E
113	27,231	79,133	76,75	C

¹Conforme Annichiaricco (1992).

3.2 Seis anos

As estimativas do coeficiente de variação ambiental variaram de 14.4% a 29.2% (Tabela 2A), variação essa maior do que a verificada no grupo de clones com três anos. As estimativas foram, de modo geral, de magnitudes semelhantes àquelas observadas com os clones avaliados aos três anos.

Verificou-se diferença significativa entre os clones em todos os ambientes (Tabela 2A). A variabilidade entre os clones é confirmada pelas estimativas das variâncias genéticas e pelos coeficientes de variação genética. Observou-se uma amplitude menor nas estimativas da variância desses dois parâmetros em relação a idade de três anos. Entretanto, quando se considera a herdabilidade, constata-se uma amplitude maior de suas estimativas, uma vez que o menor valor foi de 65,29% no ambiente SB-3 e o maior foi de 83,43% obtido no ambiente SM-2. Esse resultado evidencia que o ambiente SB-3, em razão de sua baixa estimativa de herdabilidade, foi o menos favorável para a seleção. Com relação aos ganhos esperados com a seleção, observou-se, na Tabela 2A, que a maior estimativa foi obtida no ambiente SM-1 e a menor no ambiente SB-3. Os ganhos nessa idade foram menores em relação a idade de três anos.

Na análise conjunta, novamente foram detectadas diferenças significativas ($P \leq 0,01$) entre os clones, entre os ambientes e para interação clones x ambientes (Tabela 8). Apesar do menor número de clones avaliados, as estimativas da variância genética e do coeficiente de variação genética indicam que existe variabilidade entre os materiais genéticos para se promover a seleção. A estimativa da herdabilidade superior a 90%, como também havia sido observada na idade de três anos, ratifica a existência dessa variação.

A interação clones x ambientes, apesar de significativa, apresentou um componente de variância que correspondeu a apenas 33,33% do componente da variância genética (Tabela 8). Considerando-se as duas idades, pode-se constatar que, no grupo de clones com três anos, a interação explicou mais da variação fenotípica total. As contribuições das partes simples e complexa foram semelhantes.

TABELA 8. Resumo da análise conjunta para incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) e estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos em clones de eucalipto avaliados aos seis anos.

CV	GL	QM
Clones	20	2065,2628**
Ambientes	(8)	3143,0338**
Clones x Ambientes	(160)	160,6502**
Erro médio	360	90,6109
Média	38,51	
CV_c (%)	24,72	
CV_g (%)	21,81	
σ_G	70,54	
σ_{GA}	23,35	
GS (%)	36,75	
S(%) ¹	43,14	
C(%) ²	56,86	
$\sigma_{GA}^2 / \sigma_G^2$ (%)	33,10	
h^2	92,22	(83;94) ³

¹S(%): porcentagem da interação devido à parte simples

²C(%): porcentagem da interação devido à parte complexa

³ Limites inferior e superior, respectivamente.

Da mesma forma como foi feito para os clones com três anos, procurou-se verificar se há possibilidade de identificar clones que associem bom incremento médio anual de madeira com estabilidade fenotípica. Inicialmente, observou-se grande variação na qualidade ambiental para esses clones, sendo que o ambiente

mais favorável foi o SB-2 e o menos favorável foi o AR-2. Nesse caso, o coeficiente de correlação de Spearman entre a média e a estimativa de μ_j foi próximo de um (Tabela 2A).

Apenas dois clones apresentaram comportamento bissegmentado (clones 1 e 8), pois, a hipótese de nulidade testada ($\beta_{2j} - \beta_{1j} = 0$) para ambos foi rejeitada (Tabela 9). Nesses dois casos, há necessidade de se mudar a inclinação da reta para explicar os comportamentos dos clones nos ambientes considerados favoráveis.

Os demais clones apresentaram comportamento explicado por apenas um segmento de reta, uma vez que a hipótese ($\beta_{2j} - \beta_{1j} = 0$) foi aceita pelo teste "t" de Student. Com relação às estimativas do β comum para clones com comportamento unisegmentado, verificou-se que apenas quatro foram estatisticamente diferentes da unidade (Tabela 9). Por outro lado, para os coeficientes de determinação R^2 , observou-se uma grande variação, desde de 1,73% para o clone 20 a 84,67% para o clone 13. Os clones com estimativas do β comum inferiores a unidade apresentaram os menores valores do coeficiente de determinação, enquanto que os clones com β comum superior a um apresentaram valores superiores a 70% (Tabela 9).

Os clones de maiores valores para o índice de confiabilidade foram o 3 e o 15, com valores de 113,68% e 111,30%, respectivamente. Nessa oportunidade, ficou constatado que os clones com maiores médias, geralmente apresentaram maiores valores para o índice de confiabilidade.

TABELA 9. Estimativas da média, dos parâmetros de adaptabilidade e estabilidade, segundo o método de Toler (1990) e do índice de confiabilidade para o caráter incremento médio anual (m^3 /ha.ano) em clones de eucalipto avaliados aos seis anos, em nove ambientes.

Clone	Média	I(%) ¹	$\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\alpha}$	R ²	G ³
1	42,97	78,08	1,96**	0,19	2,15*	1,66*	64,6	A
2	47,47	97,96	0,30	0,95	1,26	1,16	60,9	C
3	52,20	113,68	-0,63	1,93	1,30	1,54*	76,8	B
4	42,57	86,55	0,85	0,14	0,99	0,79	49,3	C
5	32,57	60,83	0,66	0,71	1,37	1,19	61,8	C
6	35,89	71,47	-0,21	1,43	1,22	1,29	77,1	C
7	32,98	69,96	1,65	-0,32*	1,33	0,89	73,0	C
8	31,86	58,96	-1,86**	2,46*	0,59*	1,17	79,3	E
9	41,62	82,18	-1,55	1,66	0,11	0,49	34,6	C
10	38,65	65,40	-0,08	1,17	1,09	1,04	45,8	C
11	42,64	93,14	-0,64	1,57	0,93	1,19	82,1	C
12	37,04	72,19	1,66	-0,59*	1,07	0,78	22,4	C
13	40,17	86,23	-0,17	1,28	1,11	1,15	84,6	C
14	40,58	85,17	-0,60	1,47	0,87	1,01	81,1	C
15	49,58	111,30	-0,32	1,81	1,49	1,62*	72,3	B
16	28,81	54,62	0,62	0,39	1,04	0,76	32,4	C
17	49,11	102,38	-1,08	1,88	0,79	1,16	51,2	C
18	49,62	102,78	-0,01	1,01	0,99	0,94	65,9	C
19	25,25	52,69	0,10	0,27	0,37	0,35*	25,0	D
20	24,29	41,84	-0,53	0,37	-0,15*	-0,07*	1,73	D
21	22,99	36,30	-0,13	1,24	1,12	1,07	60,2	B

r=0,13 ns²

¹ Conforme Annichiaricco (1992)

² Correlação de Spearman (estimativas de β_1 e β_2)

³ Grupo conforme Toler (1990).

4 DISCUSSÃO

Em qualquer programa de melhoramento é fundamental que os experimentos sejam bem conduzidos, a fim de que se possa obter maior precisão nas estimativas dos parâmetros de interesse. Uma das medidas mais utilizadas pelos pesquisadores como indicativa da precisão experimental é o coeficiente de variação (CV). Nesse sentido, considerando apenas as análises conjuntas, as estimativas obtidas estão dentro da faixa de valores normalmente encontrada na literatura para essa característica (Tabelas 5 e 8) (Rezende, Bertolucci e Ramalho, 1990; Fonseca, Maluf e Oliveira, 1990; Oliveira, Bertolucci e Andrade, 1990; Pásztor et al, 1990).

Foram observadas grandes amplitudes para as médias dos ambientes e estimativas do parâmetro μ_j , tanto nos clones avaliados aos três anos como nos clones avaliados aos seis anos, evidenciando diversidade entre os ambientes. Essa diversidade deve-se, principalmente, às diferenças nas condições edáficas (Tabelas 3A, 4A, 5A e 6A). Aliás, é necessário ressaltar que existiu uma forte associação positiva entre as médias e as estimativas de μ_j , isto é, locais de médias altas apresentaram as maiores estimativas de μ_j . Já os locais com médias menores mostraram valores de qualidade ambiental baixos e negativos. Os valores dos coeficientes de correlação de Spearman nas duas idades confirmam a forte associação entre as estimativas desses parâmetros (Tabelas 1A e 2A).

Concernente ao parâmetro μ_j , proposto pelo modelo de Toler (1990), vale ressaltar que o mesmo supera a inconveniência inerente ao índice ambiental tradicional das regressões lineares. Nesses casos, o índice ambiental é estimado a partir dos próprios dados obtidos, violando a pressuposição da independência, de modo que não deve ser utilizado como variável independente. Situação diferente

ocorre com a estimação de μ_j , que é feita de forma conjunta com os demais parâmetros (α_i , β_{1i} e β_{2i}), utilizando todas as informações dos genótipos nos ambientes. A estimação envolve um processo iterativo de ajustes de quadrados mínimos não lineares.

Também verificou-se diferença significativa entre clones na média dos ambientes, evidenciando que os mesmos são geneticamente diferentes, permitindo antever disponibilidade de variabilidade genética para se ter sucesso com a seleção (Tabelas 5 e 8). Para os clones com três anos, a variação pode ser visualizada pela distribuição de frequência das médias apresentada na Figura 1. A amplitude de variação foi de 33 m³/ha.ano, que correspondeu 158% da média dos clones.

Em razão das variações verificadas para ambientes e clones, era esperada a detecção da interação clones por ambientes. As análises conjuntas confirmaram essa expectativa pela significância dessa fonte de variação (Tabelas 5 e 8). A presença da interação clones x ambientes indica comportamento não coincidente dos clones frente às variações ambientais existentes (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). A interação entre clones de eucalipto e ambientes também tem sido verificada em outros estudos. Rezende, Bertolucci e Ramalho (1990), trabalhando com clones oriundos do cruzamento entre *E. grandis* e *E. urophylla*, observaram interação desses com locais nas idades de 2 a 5 anos. Da mesma forma, Silveira (1999) constatou interação significativa entre clones do gênero *Eucalyptus* e locais.

Apesar da interação clones x ambientes ser significativa nos grupos de eucaliptos de três e seis anos, vale ressaltar que a razão entre as estimativas dos componentes de variância associados aos efeitos da interação e dos clones foram de magnitudes bem distintas. Para os clones de três anos, a estimativa da σ^2_{GA} foi cerca de 61% da variância genética (Tabela 5), enquanto que no grupo com seis

anos, a razão foi de apenas 33,10% (Tabela 8). Na literatura, os resultados da razão entre as estimativas das variâncias da interação e genética não são concordantes. Há relatos nos quais essa razão é inferior àquelas encontradas nesse trabalho (Rezende, Bertolucci e Ramalho, 1990; Fonseca, Maluf e Oliveira, 1990). Todavia, existem outros em que a variância da interação foi semelhante ou superior à estimativa da variância genética (Kageyama, 1986). Essas discrepâncias devem-se, principalmente, a população utilizada, ao tipo de progênie e aos locais onde os experimentos foram conduzidos. Com relação ao tipo de progênie, existem diferenças na liberação da variabilidade em função da covariância genética entre os indivíduos. Dos trabalhos citados acima, com exceção de Rezende, Bertolucci e Ramalho (1990) que utilizaram clones, todos estudaram progênies de meio-irmãos, as quais liberam apenas um quarto da variância aditiva.

A interação genótipos por ambientes é um componente sempre presente nos programas de melhoramento genético e por essa razão deve sempre ser considerada pelos pesquisadores, pois influencia muito no processo de seleção ou recomendação de cultivares. A ocorrência da interação indica a necessidade de avaliação dos genótipos em vários ambientes para que as estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos sejam mais precisas. A estimação desses parâmetros sem o efeito da interação $G \times A$ permite que os valores dos ganhos esperados com a seleção sejam mais confiáveis. Para ilustrar essa afirmativa, será considerada a herdabilidade média no sentido amplo, a qual é estimada pela

seguinte expressão: $\hat{h}^2 = (\hat{\sigma}_G^2) / (\hat{\sigma}_G^2 + \hat{\sigma}_{GA}^2/a + \hat{\sigma}_E^2/ar)$, em que $\hat{\sigma}_G^2$, $\hat{\sigma}_{GA}^2$ e

$\hat{\sigma}_E^2$ são as estimativas dos componentes de variância devido aos efeitos aleatórios de clones, da interação clones por ambientes e do erro médio, enquanto que a e r são os números de ambientes e repetições, respectivamente. Pode-se

[REDACTED]

perceber que herdabilidade alta está associada a maiores estimativas da variância genética e menores estimativas dos componentes do erro experimental e da interação G x A. Assim sendo, uma alternativa é aumentar o número de ambientes e/ou repetições para diminuir os efeitos da interação e do erro experimental sobre a estimativa da herdabilidade. Por outro lado, quando a avaliação é feita apenas em um ambiente, o componente σ_{GA}^2 não pode ser separado do σ_G^2 , tornando a estimativa da variância genética superestimada. Esse fato pode prejudicar o programa, pois as estimativas do ganho com a seleção podem ser superestimadas, indicando uma situação que não é verossímil.

No presente trabalho, as estimativas da herdabilidade na média dos ambientes ratificam a existência de variabilidade genética, uma vez que, para ambas as idades, as estimativas foram superiores a 90%. Esse resultado indica que a maior parte da variação fenotípica deve-se a causas genéticas. Tal situação é favorável para seleção, pois o ganho genético é diretamente proporcional ao valor da herdabilidade (Falconer, 1981). Uma possível explicação para os altos valores das herdabilidades nas duas idades pode ser as estimativas não muito elevadas dos erros experimentais. Uma outra razão pode estar nas magnitudes das estimativas dos componentes de variância da interação (σ_{GA}^2) que não foram superiores aos componentes da variância entre clones (σ_G^2), que por sua vez, foram elevados. Em outros trabalhos, as estimativas da herdabilidade na média de parcela foram elevadas (Rezende, Bertolucci e Ramalho, 1990; Avelar et al., 2000). Vale ressaltar que a herdabilidade estimada é a de sentido amplo. Nesse caso, a variância genética inclui os efeitos aditivos e não-aditivos (desvios de dominância e epistasia) (Falconer e Mackay, 1996). Como o eucalipto é uma

espécie que pode ser propagada assexuadamente, o melhorista pode capitalizar todos esses efeitos clonando árvores superiores.

Um outro enfoque a ser considerado no estudo da interação genótipos por ambientes é a sua natureza. A interação é causada por dois fatores (Cruz e Castoldi, 1991). O primeiro, também denominado de parte simples ou de escala, é devido as magnitudes das diferenças de variabilidade entre os genótipos, e o segundo, denominado de parte complexa, depende da correlação dos genótipos nos ambientes (Xie e Mosjidis, 1996; Linch e Walsh, 1998). No presente trabalho, observou-se, que nos clones de três anos, houve pequeno predomínio da parte complexa, enquanto que para os clones com seis anos as contribuições de cada parte foram equivalentes (Tabelas 5 e 8). Vale ressaltar que as porcentagens das partes simples e complexas foram determinadas segundo a sugestão de Cruz e Castoldi (1991), para evitar que a parte complexa fosse favorecida quando a correlação genética entre os pares de ambientes fosse superior a 0,80. A principal vantagem dessa metodologia é a ponderação mais eficiente da contribuição da correlação e da diferença de variabilidade genotípica nos dois locais, tornando mais adequada a análise e interpretação dos dados experimentais.

Segundo Vencovsky e Barriga (1992), a quantificação dos fatores que compõem a interação é importante porque informa ao melhorista sobre o grau de dificuldade no momento da seleção ou recomendação de cultivares. Com efeito, quando há predomínio da parte simples, o trabalho do pesquisador é facilitado, pois a classificação genotípica não se altera. A seleção pode ser feita na média dos ambientes. Outrossim, quando a parte complexa é mais expressiva, torna a decisão mais difícil, uma vez que, nesse caso, existem genótipos que são bem adaptados a ambientes específicos (Cruz e Regazzi, 1994).

Não obstante, a interação genótipos x ambientes pode ser explorada pelo melhorista. Dessa forma, quando determinados genótipos são selecionados e

cultivados em um determinado ambiente, a interação genótipos por ambientes é capitalizada, aumentando o valor fenotípico do caráter. Todavia, se tais genótipos são cultivados em um segundo ambiente, seus valores fenotípicos podem ser reduzidos. Observando a Tabela 6, na qual estão as respostas correlacionadas para um ambiente quando a seleção é feita em outro, pode-se constatar que para todos os ambientes, os ganhos diretos (valores da diagonal) foram sempre superiores aos ganhos correlacionados. Como exemplo, seja o par formado pelos ambientes AR-1 e AR-3, nos quais os ganhos diretos com a seleção foram de 49,80% e 54,12% , respectivamente. Quando a seleção é feita no ambiente 1, o ganho no 3 é de 38,03%. Por outro lado, quando a seleção é feita no ambiente 3, o ganho no primeiro ambiente é de 37,51%. Esses resultados mostram a influência da interação na resposta correlacionada e como a mesma pode ser aproveitada na seleção. Mori, Kageyama e Ferreira (1986) observaram que as estimativas de perda na seleção devido ao efeito da interação progênies x ambientes, foram de até 64,8%, quando a seleção foi feita em Bom Despacho-MG e o material selecionado foi utilizado em Brotas-SP.

Portanto, na área florestal, na qual as empresas utilizam alguns milhares de hectares todos os anos em diferentes ambientes, se a interação for expressiva, é possível identificar clones específicos para cada ambiente. Nesse caso, o efeito da interação seria capitalizado na seleção. Entretanto, tal estratégia é de difícil execução na prática devido ao manejo dos viveiros florestais, que deveria ser restrito a cada ambiente ou então exigiria o manuseio de um grande número de clones diferentes se o trabalho fosse concentrado em um único viveiro. Desse modo, a estratégia de ter clones específicos para cada ambiente só será vantajosa se a interação for muito expressiva. Quando isso não ocorre, como foi o caso do presente trabalho, a opção é identificar clones com boa adaptação e maior estabilidade fenotípica possível. Além disso, o fato de existir uma mudança na

classificação frente a variação ambiental não exclui a seleção de materiais estáveis e com adaptação ampla (Vencovsky e Barriga, 1992). As estimativas altas das respostas correlacionadas com a seleção obtidas neste trabalho reforçam o comentário acima.

O primeiro problema que surge em estudos de adaptabilidade e estabilidade de cultivares é a conceituação desses dois termos, uma vez, que na literatura, ambos são utilizados com diferentes significados, dependendo do enfoque adotado e do objetivo do pesquisador (Wricke, 1962; Lin, Binns e Lefrovitch, 1986, Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). Neste trabalho, o termo adaptabilidade se refere ao desempenho médio do clone em relação ao volume de madeira. Este conceito tem um sentido distinto daquele proposto por Darwin em 1859, no qual o indivíduo mais adaptado é aquele que deixa o maior número de descendentes (Ribeiro, 1999). Tal conceito é aplicável para os casos em que se avalia a produtividade. Já o termo estabilidade refere-se a tendência que o genótipo possui de exibir uma expressão fenotípica constante em diferentes ambientes (Lynch e Walsh, 1998).

Além desses dois conceitos, para um melhor entendimento da discussão é conveniente definir plasticidade e responsividade. O termo plasticidade está relacionado à resposta de um genótipo a mudança ambiental e estará associado aos clones com comportamento bissegmentado. Já a responsividade, segundo Toler (1990), é definida como a capacidade inerente dos genótipos de extrair e explorar de maneira adequada os nutrientes e os suprimentos energéticos nos ambientes favoráveis. Esses dois últimos conceitos estão atrelados ao próprio conceito de estabilidade, conforme Lin, Binns e Lefkovitch (1986) e Kang (1998).

Em estudos de estabilidade, os procedimentos mais empregados são aqueles que utilizam a regressão (Kang, 1998). Quando se adota a regressão, o primeiro questionamento é se apenas um segmento de reta é suficiente para

explicar os resultados ou se existem dois segmentos de reta, cada um específico para ambientes favoráveis ou desfavoráveis. A metodologia de Toler (1990), utilizada neste trabalho, permite obter esse conhecimento da resposta do clone.

Inicialmente serão consideradas as estimativas do coeficiente de determinação (R^2). O valor do coeficiente de determinação informa sobre o ajuste do modelo aos dados e também a previsibilidade do material. Quando o valor do R^2 é alto, indica que as oscilações sofridas pelo genótipo frente aos vários locais podem ser previsíveis. Para os clones avaliados aos três anos, houve uma grande amplitude nas estimativas dos coeficientes de determinação, mas a maior parte dos clones apresentou valores considerados relativamente elevados (Figura 8). Para os clones de seis anos, as maiores estimativas foram verificadas nos materiais 11 e 13, enquanto que as menores estimativas foram dos clones 20 e 12. Vale ressaltar que os clones do grupo B (3 e 15) apresentaram estimativas elevadas do R^2 . Por outro lado, os clones do grupo D (19 e 20) apresentaram valores baixíssimos desse parâmetro. O clone 8, pertencente ao grupo E, apresentou valor superior ao clone 1, do grupo A (Tabela 9).

Na metodologia de Toler (1990), quando a hipótese de nulidade ($\beta_{2i} - \beta_{1i} = 0$) não é aceita, há necessidade de mudar a inclinação da reta para explicar o comportamento do genótipo. Os genótipos com comportamento bissegmentado podem ser classificados nos grupos A ou E, dependendo das estimativas dos coeficientes de sensibilidade β_{1i} e β_{2i} . Quando $\beta_{1i} < 1$ e $\beta_{2i} > 1$, o genótipo é classificado no grupo A, enquanto que o genótipo com $\beta_{1i} > 1$ e $\beta_{2i} < 1$, é classificado no grupo E.

Caso a hipótese de nulidade seja aceita, então apenas um segmento de reta é suficiente para explicar o padrão de resposta do genótipo. Os materiais genéticos com esse padrão unisegmentado podem ser classificados nos grupos B, C ou D, em função da estimativa do β , comum. Se o valor for significativamente

superior à unidade, o genótipo é agrupado em B. Se for inferior à unidade, classifica-o em D. Por fim, se a estimativa é estatisticamente igual à unidade, o genótipo é classificado no grupo C.

Para os clones avaliados aos três anos, foi possível enquadrar os genótipos em todos os grupos sugeridos (Tabela 10). Segundo Toler (1990), para o enquadramento dos genótipos em todas as categorias é preciso diversidade entre os ambientes, precisão experimental e variação das estimativas de β_{1i} e β_{2i} . Todas essas exigências foram observadas neste estudo, uma vez que existe uma grande amplitude entre os ambientes e a precisão experimental também está dentro dos limites aceitáveis para a cultura. Também foi observada variação entre os padrões de respostas entre clones, como pode ser observado pelas amplitudes para os dois coeficientes de sensibilidade (β_{1i} e β_{2i}) (Figuras 2, 3 e 4). Para os clones com reta bissegmentada, observou-se que aqueles do grupo E apresentaram maior média em relação aos do grupo A (Tabela 10). Todavia, os melhores clones foram classificados no grupo A (Tabela 7).

Com relação aos grupos com um único segmento de reta, observou-se que a média do grupo B foi a maior de todas, enquanto que a média do grupo D foi a menor (Tabela 10). Esse resultado era esperado, pois, geralmente, há associação positiva entre a média dos genótipos e o coeficiente de regressão β_{1i} (Farias, 1995; Ribeiro, 1999; Farias, 1995). Rosse (1999) também observou resultado semelhante quando estudou a estabilidade de cultivares de três culturas (milho, feijão e cana-de-açúcar) pelo método de Toler (1990). A porcentagem de clones nessas categorias, presentes entre os trinta de maior e menor incrementos médios anuais, reforçam essa tendência, isto é, clones mais responsivos apresentam maior média, enquanto que os clones menos responsivos possuem menores médias (Tabela 10).

TABELA 10. Número de clones, média, porcentagens de clones presentes entre os trinta com maior e menor IMA, coeficiente de determinação de cada grupo formado conforme a metodologia de Toler (1990) e correlação de Spearman para as estimativas dos parâmetros β_1 e β_2 do modelo não linear bissegmentado em clones de eucaliptos avaliados ao três anos.

Grupos	Número	Média	MS (%) ²	MI(%) ³	R ²
A	18	19,19	13,33	16,67	83,00
B	18	25,77	30,33	10,00	87,00
C	38	21,20	26,67	23,33	91,00
D	16	13,45	10,00	36,67	76,00
E	31	21,15	16,67	13,33	86,00

$r = -0,26^4$ ¹

¹Correlação de Spearman entre as estimativas de β_1 e β_2

² Porcentagem entre os trinta clones de maior incremento médio anual

³ Porcentagem entre os trinta clones de menor incremento médio anual

Para a idade de seis anos, apenas os clones 1 e 8 apresentaram comportamento bissegmentado, pois a hipótese de nulidade testada ($\beta_{2i} - \beta_{1i} = 0$) foi rejeitada (Tabela 9). O clone 1, classificado no grupo A, se caracteriza por suportar os ambientes abaixo da média e responder a melhoria das condições do ambiente. O genótipo com essas propriedades é denominado de material com resposta duplo desejável, sendo, portanto, um material com grande plasticidade, conforme o conceito de Linchy e Walsh (1998). Já o clone 8, classificado em E, se caracteriza por apresentar média elevada em ambientes pobres e não responder à melhoria da qualidade ambiental. Tal genótipo apresenta pouca plasticidade e tem comportamento duplamente indesejável. O clone 1 é mais recomendado para

ambientes nos quais seja empregada alta tecnologia, a fim de que o mesmo possa expressar todo o seu potencial. O clone 8, por sua vez, é recomendado para ambientes onde não é utilizada uma alta tecnologia (Rosse, 1999).

Nos demais clones, a resposta pode ser explicada por apenas um segmento de reta. Nesse caso, a interpretação da estimativa β comum é semelhante àquela dada por Eberhart e Russel (1966). Com efeito, quando a estimativa for igual à unidade, os materiais terão padrão de resposta médio sob todos ambientes. Quando for maior do que a unidade, os genótipos serão especificamente adaptados aos ambientes de alta qualidade e associados à alta responsividade; por último, quando for inferior à unidade, os genótipos serão adaptados aos ambientes inferiores e associados à baixa responsividade.

Os clones 3 e 15, classificados em B, apresentam estimativa de $\beta > 1$, sendo, portanto, adaptados a ambientes de alta qualidade e muito responsivos (Tabela 9). Esses clones estão associados a médias elevadas, uma vez que os mesmos estiveram entre os de maior incremento médio anual. Esse resultado confirma o que foi observado na idade de três anos, quando a média dos clones do grupo B foi a maior. Já os clones 19 e 20 foram classificados no grupo D, já que $\beta < 1$. Tais clones estão associados a médias baixas, conforme pode ser observado na Tabela 9. Os demais clones, com estimativas iguais a unidade, foram agrupados em C. Esses materiais têm padrão de resposta médio em todos ambientes.

A metodologia de Toler (1990) permite a identificação de genótipos com boa plasticidade. Como foi comentado anteriormente, a plasticidade de um material está estreitamente associada com sua estabilidade biológica, conforme comentam Lin, Binns e Lefkovitch (1986) e Kang (1998). O genótipo, cuja plasticidade é baixa, apresenta estabilidade biológica, como definida por Becker (1981) ou estabilidade estática. Tal estabilidade, também chamada de tipo 1,

confere ao genótipo desempenho constante mesmo com a variação ambiental. A estabilidade biológica não é desejável pois geralmente está associada a médias baixas, especialmente em ambientes favoráveis. A utilização de materiais com essa característica só é recomendada quando a variação ambiental é pequena (Lin, Binns e Lefkovitch, 1986; Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993) ou quando o agricultor utiliza pouca tecnologia (Rosse, 1999). Considerando a grande variação ambiental constatada no presente trabalho e que as empresas de madeira utilizam alta tecnologia, os clones com estabilidade biológica ou menos plásticos não são recomendados. Os clones mais desejados são os plásticos, os quais respondem de forma positiva à melhoria das condições ambientais. Dentro da proposta de Toler (1990), os clones plásticos são aqueles classificados nos grupos A.

Além de responsivo, espera-se que o genótipo tenha um alto desempenho médio ao longo dos ambientes contrastantes. Uma alternativa é selecionar os genótipos de melhor desempenho na média dos ambientes. Os doze clones avaliados aos três anos com maiores médias estão apresentados na Tabela 7. Constata-se que os dois materiais mais produtivos, clones 109 e 75, pertencem ao grupo A, isto é, possuem padrão convexo de resposta, apresentando desempenho consistente em ambientes desfavoráveis ($\mu_j < 0$) e responsividade à melhoria do ambiente ($\mu_j > 0$). Além disso, tais clones têm índice de confiabilidade de 132% e 108%, respectivamente, indicando que esses materiais, na pior das hipóteses, superaram em 32% e 8% a média geral dos ambientes. Observou-se que, dentre os doze melhores clones, a maioria pertence ao grupo B, confirmando as médias de cada grupo contidas na Tabela 10. Para os clones avaliados aos seis anos foi observado que o clone 1, pertencente ao grupo A, apresentou índice de confiabilidade de apenas 78,08%, indicando que o mesmo está 22% abaixo da

média geral dos ambientes. Os clones 3 e 15, do grupo B, apresentaram valores superiores a 100% (Tabela 9).

Um aspecto importante no modelo de Toler (1990) diz respeito à correlação entre os coeficientes de sensividade β_1 e β_2 , pois ela permite a verificação de independência entre esses parâmetros no ponto médio de união ($\mu_j = 0$). A estimativa da correlação de Spearman para a idade de três anos foi baixa e negativa (-0,23*), indicando que existe associação inversamente proporcional entre as estimativas dos coeficientes de sensividade. Esse resultado evidencia que materiais com alto índice de resposta nos ambientes inferiores, identificados pelos valores de β_1 , mostraram baixos índices nos ambientes superiores (β_2) e vice-versa. Os genótipos com esse tipo de comportamento podem ser classificados nos grupos A ou E. A correlação entre β_1 e β_2 afeta a estimativa de α_j , de modo que a seleção não pode ser baseada nesse parâmetro. Rosse (1999) também observou correlação negativa e significativa para as culturas do milho e do feijão

Para os clones com seis anos de idade foi observada também uma correlação de magnitude baixa e sinal negativo, entretanto, não diferiu estatisticamente de zero, indicando que não ocorreu associação linear detectável entre as estimativas de β_1 e β_2 (Tabela 9). Esse resultado é desejável, pois a média estimada de um genótipo não ficaria em função da grandeza do seu padrão de resposta nos dois ambientes. Estimativas não significativas foram constatadas por Rosse (1999) na cana-de-açúcar em três anos de avaliação.

Outro ponto a ser ressaltado diz respeito ao ângulo formado pelos dois segmentos. A correlação negativa pode influenciá-lo, pois sua quantificação depende dos valores estimados de β_1 e β_2 . Por outro lado, tem surgido a idéia de que o ponto de união dos dois segmentos de reta deve variar em função da constituição genética, de forma que a sua sensibilidade à mudança do ambiente seja particular. Assim sendo, espera-se que um dado genótipo possa mudar o seu

ângulo de resposta à melhoria ambiental em um ponto localizado à direita ou à esquerda da média ambiental ($\mu_j = 0$) e não necessariamente sobre essa média, que é uma das pressuposições dos modelos de estabilidade que utilizam a regressão bissegmentada. Nesse sentido, é importante a adoção de metodologias que considerem essa característica. Uma proposta foi sugerida por Silva (1998). Contudo, é necessário saber se em tal modelo bissegmentado existe independência entre β_1 e β_2 .

Finalmente, segundo Rosse (1999), o ideal é que a correlação não ocorra ou que seja pequena, pois assim a seleção para os materiais com desempenho favorável nos ambientes superiores não reflete em baixa capacidade de resposta nos ambientes de baixa qualidade. Assim sendo, conforme o comentário acima, percebe-se que as estimativas das correlações obtidas no presente trabalho estão próximas da situação ideal.

5 CONCLUSÕES

- A interação clones x ambientes foi significativa, sendo mais acentuada no experimento com maior número de clones. A estimativa do componente de variância da interação (σ^2_{GA}), nesse caso, correspondeu a 60,7% da variância genética entre clones (σ^2_G). Ocorreu equivalência na contribuição da parte simples e complexa da interação nas duas idades de avaliação.
- A interação clones x ambientes teve reflexo na seleção, pois a resposta correlacionada pela seleção em um ambiente e resposta em outro sempre foi inferior ao ganho da seleção direta. Todavia, mesmo na resposta correlacionada, o ganho percentual foi expressivo, indicando ser possível a identificação de clones com ampla adaptação.
- A metodologia de Toler (1990) de análise da estabilidade fenotípica permitiu a classificação dos clones em cinco grupos em função do seu padrão de resposta. A maioria dos clones, nas duas idades, apresentou comportamento explicado com apenas um segmento de reta, ou seja, padrão de resposta semelhante nos ambientes favoráveis e desfavoráveis. No entanto, foi possível identificar clones com resposta bissegmentada duplamente desejável nas duas idades.
- Apenas três dos clones avaliados aos três anos e quatro dos avaliados aos seis anos apresentaram índice de confiabilidade superior 100%, ou seja, a maioria dos clones apresentou risco superior a 25% de comportamento abaixo da média do ambiente.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANNICCHIARICO, P. Cultivar adaptation and recommendation from alfalfa trials in Northern Italy. *Journal Genetics Breeding, Italy*, v.46, n.1, p.269-278. Mar. 1992.
- BECKER, H.C. Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. *Euphytica*, Wageningen, v.30, n. 3, p. 835-840, Jan. 1981.
- CROSSA, J. Statistical analysis of multilocations trials. *Advances in Agronomy*, New York, v.44, p.55-85, 1990.
- CRUZ, C.D. Programa GENES: aplicativo computacional em genética. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 1997. 442p.
- CRUZ, C.D.; CASTOLDI, F.L. Decomposição da interação genótipos x ambientes em partes simples e complexa. *Revista Ceres*, Viçosa, v. 38, n. 219, p. 422-430, maio/jun. 1991.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A. J. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 1994. 390p.
- CRUZ, C.D.; TORRES, R.A. ; VENCOSKY, R. An alternative approach to the stability analysis proposed by Silva and Barreto. *Revista Brasileira de Genética*, Ribeirão Preto, v.12, n.3, p. 567-580, Apr./June. 1989.
- EBERHART, S.A.; RUSSEL, W. A. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, Madison, v.6, n.1, p. 36-40, Jan./Feb. 1966.
- FALCONER, D.S. Introdução à genética quantitativa. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 1981. 279p.
- FALCONER, D.S.; MACKAY, T.F.C. Introduction to quantitative genetics. 4 nd. Longman: Malasya, 1996. 464p.

- FARIAS, F.J.C. **Parâmetros de estabilidade em cultivares de algodeiro herbáceo (*Gossypium hirsutum* L. r. *latifolium*) avaliadas na região Nordeste no período de 1981 a 1982.** Lavras:UFLA, 1995. 89p. (Dissertação-Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- FERREIRA, D.F.; ZAMBALDE, A.L. Simplificação das análises de algumas técnicas especiais da experimentação agropecuária no Mapgen e softwares correlatos. CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE INFORMÁTICA APLICADA A AGROPECUÁRIA E AGROINDÚSTRIA, 1., 1997, Belo Horizonte. *Anais ...* Belo Horizonte: SBI, 1997. p. 285-291.
- FINLAY, K.W.; WILKISON, G.N. The analysis of adaptation in a plant – breeding programme. *Australian Journal of Agricultural Research*, Melbourne, v. 14, n.6, p. 742-754, Jan. 1963.
- FONSECA, S. da; MALUF, J.L.; OLIVEIRA, A C. Adubação de *Eucalyptus camaldulensis* com boro e zinco em solos do cerrado na região de Brasilândia, Minas Gerais. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 6., 1990, Campos do Jordão. *Anais ...*, 1990, p. 403-406.
- GONÇALVES, F.M.A. **Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho avaliadas em “safrinha” no período de 1993 a 1995.** Lavras: UFLA, 1997. 86p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- KAGEYAMA, P.Y. Interação de genótipos por ambientes. In: REUNIÃO SOBRE INTERAÇÃO DO GENÓTIPO COM CLIMA E SOLO, 1986, Piracicaba. *Palestras ...* Piracicaba, IPEF, 1986.
- KANG, S. K. Using genotype-by-environment interaction for crop cultivar development. *Advances in Agronomy*, New York, v. 62, p. 199-252, 1998.
- KNAPP, S.J.; STROUP, W.W.; ROSS, W.M. Exact confidence intervals for heritability on a progenie mean basis. *Crop Science*, Madison, v.25, n.1, p. 192-194, Jan./Feb. 1985.
- LIN, C. S.; BINNS, M. R.; LEFROVITCH, L. P. Stability Analysis: Where Do We Stand? *Crop Science*, Madison, v.26, n.5, p.894-899, Sept./oct. 1986.

- LYNCH, M.C.; WALSH, B. Genetics and analysis of quantitative traits. Sunderland: Sinauer Associates Inc.. 1998. 980p.**
- MORI, E.S.; KAGEYAMA, P.Y.; FERREIRA, M. Variação genética e interação progênicas x locais em *Eucalyptus urophylla*. IPEF, Piracicaba, v. 39, p. 53-63, 1986.**
- NUNES, G.H. de S.; ELIAS, H.T.; HEMP, S.; SOUZA, M.A. de. Estabilidade de cultivares de feijão-comum no Estado de Santa Catarina. Ceres, Viçosa, 46, n.268, p. 625-633, dez. 1999.**
- OLIVEIRA, A.C. de; BERTOLUCCI, F. de L.G.; ANDRADE, H.B. Avaliação do *Eucalyptus camaldulensis* nas condições edafoclimáticas do norte e nordeste de Minas Gerais. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO. 6., 1990, Campos do Jordão. Anais ... Campos do Jordão, SBS/SBEF, 1990. p. 474-485.**
- PÁSZTOR, Y.P. de C.; ETTORI, L. de C.; ZANATTO, A. C.S.; MORAIS, E. Teste internacional de procedências de *Eucalyptus urophylla* S.T. Blake. In: In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 6, 1990, Campos do Jordão. Anais ... Campos do Jordão:, 1990, p. 421-424.**
- RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos; ZIMMERMANN, M.J. de O. Genética quantitativa em plantas autógamas. Goiânia: UFG, 1993. 272 p.**
- REZENDE, G.D.S.P.; BERTOLUCCI, F. de L.G.; RAMALHO, M.A.P. Eficiência da seleção precoce na recomendação de clones de eucalipto avaliados no Norte do Espírito Santo e Sul da Bahia. Cerne, Lavras, v.1, n.1, p. 45-50, 1990.**
- RIBEIRO, P.H.E. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho em diferentes épocas de semeadura, níveis de adubação e locais do estado de Minas Gerais. Lavras: UFLA, 1999. 126p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).**
- ROSSE, L.N. Modelo de regressão não-linear aplicado na avaliação da estabilidade fenotípica em plantas. Piracicaba: ESALQ, 1999. 179p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).**

- SILVA, J.G.C. Análise de adaptabilidade por regressão segmentada com estimação da junção dos segmentos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.33, n.7, p. 1013-1029, fev. 1998.
- SILVA, J.G.C.; BARRETO, J.N. Aplicação da regressão linear bissegmentada em estudos de interação genótipo x ambiente. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 1., 1985, Piracicaba. **Anais ...** Campinas: Fundação Cargill, 1985. p. 49-50.
- SILVEIRA, V. **Comportamento de clones de *Eucalyptus* em diversos ambientes definidos pela qualidade de sítio e espaço**. Lavras: UFLA, 1999. 124p. (Dissertação - Mestrado em Engenharia Florestal).
- TOLER, J.E. **Patterns of genotypic performance over environmental arrays**. Clemson: Clemson University, 1990. 154p. (Thesis - Ph.D.).
- TOLER, J.E.; BURROWS, P.M. Genotypic performance over environmental arrays: A non-linear grouping protocol. **Journal of Applied Statistics**, v. 25, n.1, p. 131-143, 1998.
- VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto-SP: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 486p.
- VERMA, M.M.; CHAHAL, C.S.; MURTY, B.R. Limitations of conventional regression analysis: a proposed modification. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v. 53, n.1, p. 89-91, Jan. 1978.
- WRICKE, G. Über eine methode zur erfassung der Okologischen streubreite in feld versuchen. **Zeitschrift fuer Pflanzenzuechtung**, Berlin, v. 47, n. 1, p. 92-96, Jan./Feb. 1962.
- XIE, C.; MOSJIDIS, J.A. Selection of stable cultivars using phenotypic variances. **Crop Science**, Madison, v.36, n.5, p. 572-576, May./June. 1996.

CAPÍTULO 2

ZONEAMENTO ECOLÓGICO E DETERMINAÇÃO DO NÚMERO MÍNIMO DE AMBIENTES PARA AVALIAÇÃO DE CLONES DE EUCALIPTO

RESUMO

NUNES, Glauber Henrique de Sousa. **Zoneamento ecológico e determinação do número mínimo de ambientes para avaliação de clones de eucalipto.**

Lavras: UFLA, 2000. 160p. (Tese – Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).

O zoneamento ecológico possibilita a subdivisão de uma área extensa em sub-regiões homogêneas, permitindo que o melhorista escolha de forma mais criteriosa os ambientes de avaliação de clones ou progênies, tornando mais confiável a seleção. Assim sendo, esse trabalho teve o objetivo de realizar o zoneamento ecológico e determinar o número de ambientes para as avaliações de clones de eucalipto. Para isso, foram avaliados, de forma separada, 121 clones aos três anos e 21 aos seis anos. Os clones foram plantados em três macrorregiões, quais sejam: Aracruz e São Mateus no Espírito Santo e o Sul da Bahia. Em cada uma delas foram utilizados três ambientes, sendo os ambientes AR-1, AR-2 e AR-3 na Aracruz; SM-1, SM-2 e SM-3 em São Mateus e os ambientes SB-1, SB-2 e SB-3 no Sul da Bahia. A partir das análises de variância e médias dos ambientes, foram aplicadas as técnicas multivariadas de análise de agrupamento e de análise discriminante, a partir de oito medidas de dissimilaridade. Também foi simulado o ganho esperado com a seleção, variando o número de ambientes e repetições. Os métodos utilizados, de um modo geral, foram consistentes na classificação dos ambientes, permitindo a obtenção do zoneamento ecológico. Foram identificadas quatro regiões homogêneas: a primeira formada pelos ambientes da Aracruz (AR-1, AR-2 e AR-3), dos ambientes SM-2 e SM-3 de São Mateus e pelo ambiente SB-1 no Sul da Bahia; a segunda foi formada somente pelo ambiente SM-1; a terceira pelo ambiente SB-2 e, por fim, a quarta foi constituída pelo ambiente SB-3. Os experimentos podem ser conduzidos em quatro ambientes, em vez de nove, possibilitando uma maior utilização de repetições e/ou clones, o que proporciona maior ganho e possibilita melhor acompanhamento das atividades pelos melhoristas.

* Comitê de Orientação: João Bosco dos Santos - UFLA (Orientador); Magno Antonio Patto Ramalho – UFLA.

ABSTRACT

NUNES, Glauber Henrique de Sousa. Ecological zoning and evaluation of the minimum number of environments required to assess eucalyptus clones. Lavras: UFLA, 2000. 155p . (Thesis – Doctor in Plant Genetics and Breeding).

Ecological zoning allows the subdivision of an extensive area into homogeneous sub-regions permitting a more precise choice of environments for clone or progeny assessments by the breeder and, consequently, it makes selection more reliable. The ecological zoning and evaluation of the minimum number of environments required for eucalyptus clone assessments was carried out by this study. One hundred and twenty-one clones were separately assessed at three years of age and 21 clones at six years. The clones were planted in three macro-regions, Aracruz and São Mateus in Espírito Santo state and in Southern Bahia. In each one of the macro-regions three environments were used, specifically: AR-1, AR-2 and AR-3 in Aracruz; SM-1, SM-2 and SM-3 in São Mateus and environments SB-1, SB-2 and SB-3 in Southern Bahia. From the analyses of variance and the environmental means, multivariate cluster and discriminant analysis techniques were applied, using eight dissimilarity measurements. The expected gain from selection was also simulated, varying the number of environments and replications. The methodologies were efficient to provide an ecological zoning. Four homogeneous regions were identified. The first was formed by all the Aracruz environments (AR-1, AR-2 and AR-3), the SM-2 and SM-3 environments of São Mateus and the SB-1 environment of Southern Bahia. A second, third and fourth regions were formed by the SM-1, SB-2 and SB-3 environments, respectively. The experiments may be carried out in four, instead of nine environments. This allows a better allocation of replications and/or clones to obtain larger gains and facilitates the breeder field work.

* Guidance Committee: João Bosco dos Santos - UFLA (Adviser); Magno Antonio Patto Ramalho - UFLA.

1 INTRODUÇÃO

A maioria das empresas reflorestadoras do Brasil possui milhares de hectares envolvendo as mais diferentes condições de ambiente. Por essa razão, constantemente, relata-se a existência da interação genótipos por ambientes nos experimentos conduzidos. Em função da ocorrência da interação nos programas de melhoramento, as avaliações de famílias e/ou clones necessitam ser conduzidas em ambientes distintos.

A avaliação em vários ambientes encarece os programas e reduz o tempo disponível dos pesquisadores devido à exigência de locomoção constante para acompanhamento e tomada de dados nos ensaios. Para tornar mais racional o trabalho do melhorista e aumentar a eficiência dos programas, uma alternativa é o zoneamento ecológico. Assim sendo, seriam identificadas regiões, contíguas ou não, ecologicamente semelhantes, possibilitando a recomendação de clones específicos para determinadas regiões ou mesmo a diminuição do número de experimentos. Com um número menor de experimentos, é possível, utilizando a mesma quantidade de recursos, avaliar um maior número de clones e com maior número de repetições por ambientes, tornando os ensaios mais precisos.

Na literatura existem algumas metodologias disponíveis para realização do zoneamento ecológico (Horner e Frey, 1957; Lin e Butler, 1990). Essas metodologias foram utilizadas especialmente em plantas anuais, em que os efeitos ambientais imprevisíveis relacionados aos anos restringem o emprego do zoneamento ecológico (Ramalho, Santos e Zimmermann, 1993). Para o caso do eucalipto, existem poucos relatos na literatura sobre o zoneamento ecológico (Resende et al., 1992; Souza et al., 1992). Sendo assim, é importante verificar se

as metodologias disponíveis são eficientes na promoção do zoneamento ecológico em eucalipto e, sobretudo, verificar se o mesmo é viável.

Do exposto, foi realizado o presente trabalho, utilizando dados de avaliação de clones de eucalptos de duas idades, visando a obtenção de um zoneamento ecológico e comparar as metodologias que possam ser utilizadas com essa finalidade.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Ambientes

Os clones foram avaliados nos mesmos ambientes mencionados no capítulo 1, sendo que as coordenadas geográficas e a região desses ambientes encontram-se na Tabela 1 daquele capítulo.

2.2 Análises estatísticas

2.2.1 Análises de variância e decomposição da interação clones x ambientes

Foram utilizados os mesmos modelos descritos no capítulo 1 para realização das análises de variâncias individuais e conjuntas (item 2.2.1), bem como para decomposição da interação clones x ambientes nas partes simples e complexa (item 2.2.3).

2.2.2 Análises de regressão linear múltipla e componentes principais

As análises de regressão linear múltipla para cada horizonte do solo (horizontes A e B) foram realizadas com as seguintes variáveis independentes: teor de fósforo, teor de potássio, teor de cálcio, teor de magnésio, teor de alumínio + hidrogênio, teor de matéria orgânica e teor de argila. A variável resposta foi a média de cada ambiente. Já a análise de componentes principais foi realizada a partir dos dados edafo-climáticos das Tabelas 3A, 4A, 5A e 6A contidas no anexo.

Foram utilizados os procedimentos PROC REG e PROC PRINCOMP do SAS (Statistical System Analysis) (SAS INSTITUTE, 1993) para a realização das análises de regressão linear múltipla e componentes principais,

respectivamente. As linhas de comando para cada uma das análises estão apresentadas no anexo.

2.2.3 Ecovalência dos ambientes

Utilizou-se a metodologia de Wricke (1962) para mensurar a contribuição de cada ambiente para interação. A ecovalência foi estimada pela seguinte expressão:

$$EC_j = \sum_{i=1}^I \left[(\hat{ga})_{ij} \right]^2$$

em que:

EC_j : ecovalência do ambiente j;

$(\hat{ga})_{ij}$: estimativa do efeito da interação entre o clone i e o ambiente j;

I: número de clones

2.2.4 Medidas de dissimilaridades entre ambientes

a) Quadrados médios da interação clones x ambientes

Para obtenção dos quadrados médios da interação clones x ambientes foram realizadas análises de variância com os ambientes dois a dois, em um total de 36 análises de variâncias para cada idade dos clones.

b) Complemento do coeficiente de correlação de Spearman

A partir das médias dos clones de cada ambiente foram estimados os coeficientes de correlação de Spearman entre todos os pares de ambientes

possíveis para cada idade dos clones. O coeficiente de correlação de Spearman é dado pela seguinte expressão (Cruz, 1997):

$$r_{s(w')} = 1 - (6 \sum_{i=1}^I d_i^2) / (I^3 - I)$$

em que:

d_i : diferença entre a ordem de classificação do clone i nos ambientes j e j' ;

I : número de clones avaliados.

O teste para verificar a hipótese $H(r_{s(w')} = 0)$ foi realizado pela estatística t , por meio da seguinte expressão, testando-a com $I-2$ graus de liberdade:

$$t = [r_{s(w')} \cdot (I-2)] / [1 - (r_{s(w')})^2]^{0.5}$$

Como o coeficiente de correlação de Spearman é uma medida de similaridade, foi obtido o seu complemento (CSP) pela diferença $1 - r_{s(w')}$, o qual foi utilizado como medida de dissimilaridade.

c) Método 1 de Lin e Butler (1990)

Esse método consiste em calcular o índice de dissimilaridade entre dois ambientes através da seguinte expressão :

$$d_{(w')} = [SSD(j, j') - SSD(j) - SSD(j')] / 2$$

em que:

$d_{(w')}$: índice de dissimilaridade entre os ambientes j e j' ;

$SSD(j, j')$: soma de quadrados do desvio da regressão combinada dos ambientes j e j' ;

$SSD(j)$: soma de quadrados do desvio da regressão envolvendo o ambiente j .

$SSD(j')$: soma de quadrados do desvio da regressão envolvendo o ambiente j' ;

O modelo de regressão linear simples utilizado foi o mesmo descrito por Eberhart e Russel (1966). A diferença é que a variável independente era o índice genotípico (clone). Esse índice genotípico foi obtido de forma semelhante ao índice ambiental descrito por esses mesmos autores. A variável resposta foi a média do ambiente.

d) Método 4 de Lin e Butler (1990)

O índice de dissimilaridade entre dois ambientes é calculado conforme a seguinte expressão:

$$d_{(ij)} = \sum_{i=1}^l [(Y_{ij} - \bar{Y}_{.j}) - (Y_{ij} - Y_{j.})]^2 / [2(n-1)]$$

em que:

$d_{(ij)}$: índice de dissimilaridade entre os ambientes j e j' ;

Y_{ij} : média do clone i no ambiente j ;

$\bar{Y}_{.j}$: média do ambiente j ;

$Y_{j.}$: média do clone i no ambiente j' ;

$\bar{Y}_{.j'}$: média do ambiente j' .

e) Plaisted e Peterson (1959) (Componentes de variância)

Nesse método foram estimados os componentes da variância da interação clones x ambientes nas análises conjuntas dos ambientes dois a dois, conforme a seguinte expressão:

$$\sigma_{gaj}^2 = (QMGA_{jj'} - QMR) / k$$

em que:

$\hat{\sigma}_{gajj}^2$: estimativa do componente de variância da interação clones x ambientes na análise conjunta entre os ambientes j e j' :

$QMGA_{jj}$: quadrado médio da interação clones x ambientes na análise conjunta entre os ambientes j e j' :

QMR : quadrado médio do resíduo na análise conjunta entre os ambientes j e j' :

k : número de blocos.

f) Perda de ganho potencial (Matheson e Cotterill, 1990)

Para obter essa medida de dissimilaridade também foram realizadas todas as análises conjuntas entre pares de ambientes e estimou-se os componentes de variância referentes aos clones, a interação clones x ambientes e ao erro experimental. A perda de ganho potencial entre dois ambientes foi estimada pela seguinte fórmula:

$$C = 1 - [(\hat{\sigma}_G^2 + \hat{\sigma}_E^2)^{0,5} / (\hat{\sigma}_G^2 + \hat{\sigma}_{Gj}^2 + \hat{\sigma}_E^2)^{0,5}]$$

em que:

C : perda de ganho potencial:

$\hat{\sigma}_G^2$: estimador do componente de variância entre clones na análise conjunta:

$\hat{\sigma}_{Gj}^2$: estimador do componente de variância da interação clones x ambientes;

$\hat{\sigma}_E^2$: estimador do componente variância do erro experimental médio.

- g) Coeficiente de distância entre ambientes (Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller, 1969)

O coeficiente de distância foi calculado segundo a seguinte expressão:

$$d_{ij} = \left\{ \sum_{i=1}^I [(\hat{ga})_{ij} - (ga)_{ij}]^2 / I \right\}^{0.5}$$

em que:

d_{ij} : coeficiente de distância entre ambientes:

$(ga)_{ij}$: estimativa do efeito da interação entre o clone i e o ambiente j :

$(\hat{ga})_{ij}$: estimativa do efeito da interação entre o clone i e o ambiente j :

I : número de clones.

- h) Distância euclideana entre os três primeiros escores da análise pelo método Additive Main effects and Multiplicative Interaction-AMMI) (DBE)

Para aplicação do método AMMI utilizou-se o seguinte modelo de Mandel (1971) para a análise dos componentes principais (ACP) :

$$y_{ij} = \mu + g_i + a_j + \sum_{k=1}^n \lambda_k \alpha_{ik} \gamma_{jk} + r_{ij} + e_{ij}$$

em que:

y_{ij} : média do clone i no ambiente j , sendo $i=1,2, \dots, I$ e $j=1,2, \dots, J$:

μ : média geral;

g_i : desvio do clone i ;

a_j : desvio médio do ambiente j ;

λ_k :autovalor k do eixo da ACP, sendo $k= 1, 2, \dots, n$;

α_{ik} :score do clone i no eixo k da ACP;

γ_j : score do ambiente j no eixo da ACP;

r_{ij} : desvios da ACP;

n : número de eixos da ACP;

e_{ij} : efeito aleatório do erro experimental médio associado à observação y_{ij} , sendo

$e_{ij} \cap \text{NID} (0, \sigma^2)$

A partir dos escores dos três primeiros componentes principais dos ambientes foram calculadas distâncias euclidianas médias entre todos os pares de ambientes, conforme Cruz (1997).

2.2.5 Análise de agrupamento

De posse dos dados relativos a cada um dos métodos empregados como medidas de distância entre os ambientes dois a dois, ou seja, pela matriz de dissimilaridade, foi possível fazer uma análise de agrupamento utilizando como critério a otimização de Tocher, citado por Cruz (1997).

Nesse método adota-se o critério de que a média das medidas de similaridade dentro de cada grupo deve ser menor que as distâncias médias entre quaisquer grupos. Inicialmente, é identificado o par de indivíduos mais similar. Esses indivíduos formaram o grupo inicial. A partir daí é avaliada a possibilidade de inclusão de novos indivíduos, adotando o critério anteriormente citado.

Para o estabelecimento dos grupos a distância entre o indivíduo k e o grupo formado pelos indivíduos ij é dada por:

$$d_{(ij)k} = d_{ij} + d_{jk}$$

em que:

$d_{(ij)k}$: distância entre o indivíduo k e o grupo formado por ij ;

d_{ij} : distância entre os indivíduos i e j ;

d_{jk} : distância entre os indivíduos j e k .

A inclusão, ou não, do indivíduo k no grupo é feita considerando:

se $[d_{(grupo)k} / n] \leq \theta$ inclui-se o indivíduo k no grupo.

se $[d_{(grupo)k} / n] > \theta$ não inclui-se o indivíduo k no grupo.

Em que θ é o valor máximo (θ) da medida de similaridade encontrado no conjunto das menores distâncias envolvendo cada indivíduo e n o número de indivíduos que constituiu o grupo original (Cruz, 1997).

2.2.6 Análise discriminante

Após a definição dos grupos formados pelo critério de Tocher, realizou-se uma análise discriminante com o intuito de confirmar o padrão de agrupamento (Johnson e Wichern, 1988). Utilizou-se o procedimento PROC DISCRIM do SAS (Statistical System Analysis) (SAS INSTITUTE, 1993). As linhas de comando para a execução da análise discriminante estão no anexo.

2.2.7 Determinação do número mínimo de ambientes

Para determinar o número mínimo de ambientes necessário para avaliação de clones foram realizadas todas as análises conjuntas de variância possíveis envolvendo de 2 a 8 ambientes. Dessa forma, para dois ambientes foram realizadas 36 análises, para três ambientes, 84 análises e assim sucessivamente.

Em seguida, foi estimado o coeficiente de correlação de Spearman entre as médias dos clones em cada uma das análises e a médias dos clones na análise conjunta com nove ambientes. Posteriormente foi estimado o coeficiente de correlação de Spearman médio.

2.2.8 Simulação do efeito de diferentes combinações do número de locais e de repetições sobre o ganho com a seleção

Para simular o efeito do número de locais e de repetições na seleção, foi fixada uma área experimental e foram selecionados oito clones. Para isso foram utilizadas os componentes de variação genética e fenotípica obtidos na análise conjunta dos nove ambientes. A expressão do ganho utilizada foi:

$$GS = i \cdot h^2 \cdot \sigma_{\bar{F}}$$

em que:

GS : ganho esperado com a seleção;

i : intensidade de seleção;

h^2 : herdabilidade no sentido amplo;

$\sigma_{\bar{F}}$: desvio-padrão fenotípico médio.

Nessa expressão, o “ i ”, como mencionado acima, é o diferencial de seleção em unidades de desvio-padrão, o qual é um valor tabelado em função da intensidade de seleção aplicada.

A variância fenotípica entre médias de clones é fornecida pela seguinte expressão:

$$\sigma_F^2 = \sigma_G^2 + \sigma_{GA}^2/a + \sigma_E^2/ar$$

em que:

σ^2

σ_G : estimativa do componente da variância genotípica:

σ^2

σ_{GA} : estimativa do componente da variância genótipo x ambiente;

σ^2

σ_E : estimativa do erro experimental.

a e r : número de ambientes e repetições.

Com essa expressão, foi obtida a variação fenotípica esperada com o número de repetições e de ambientes, sendo os valores de r igual a 2, 4, 6 e 8 e de a igual a 3, 6 e 9.

3 RESULTADOS

Os resultados serão apresentados considerando cada idade de clones separadamente.

3.1 Três anos

Foram observadas diferenças significativas ($P \leq 0,001$) entre todas as fontes de variação, exceto para interação entre clones x ambientes dentro de Aracruz, na análise conjunta (Tabela 1). A diferença entre os 121 clones avaliados mostra existência de variação no material genético, como havia sido realçada no capítulo 1.

As diferenças entre os ambientes são evidenciadas pela diferença no incremento médio anual obtido em cada local (Tabela 1A). O melhor ambiente para o desenvolvimento dos clones foi o SB-3 no Sul da Bahia, com incremento médio anual superior a $32 \text{ m}^3/\text{ha.ano}$, enquanto que o extremo foi verificado no ambiente SM-3 cuja média foi inferior a $12,5 \text{ m}^3/\text{ha.ano}$. Outra confirmação da diversidade ambiental é a variação na qualidade do ambiente dada pela estimativa de μ_j , conforme metodologia de Toler (1990) (Tabela 1A).

Considerando a heterogeneidade entre os locais de avaliação clonal, procurou-se estudar a participação das variáveis ambientais disponíveis na variação encontrada entre as médias dos locais. Nas Tabelas 3A e 4A são apresentados os valores referentes a análise do solo nos horizontes A e B, bem como a precipitação pluvial total. Verifica-se que há diferença entre os valores observados nos vários ambientes. A partir de uma regressão múltipla em cada horizonte, tendo como variável resposta a média ambiental e como variáveis

independentes algumas características químicas e físicas do solo, foram estimadas as somas de quadrados parciais de cada variável escolhida (Tabela 2). Observou-se no horizonte A que todas as variáveis foram significativas, destacando-se o teor de matéria orgânica e o teor de argila com coeficientes de determinação parcial de 17,87% e 16,25%, respectivamente. No horizonte B a variável de maior contribuição para a variação entre as médias dos ambientes foi o teor de potássio. O teor de matéria orgânica ao contrário do que ocorreu no horizonte A não foi significativo, explicando muito pouco da variação ambiental.

TABELA 1. Resumo da análise conjunta para incremento médio anual (m³/ha.ano) em clones de eucalipto avaliados aos três anos.

CV	GL	QM
Clones	120	933,1592**
Ambientes	(8)	11424,2419**
Ambientes/Aracruz	2	1166,4956**
Ambientes/São Mateus	2	5260,4267**
Ambientes/Sul da Bahia	2	11802,9789**
Regiões	2	27396,8365**
Clones x Ambientes	(960)	84,9418**
Clones x Amb./Aracruz	240	21,7149 ^{ns}
Clones x Amb/São Mateus	240	89,1313**
Clones x Amb/Sul da Bahia	240	127,5847**
Clones x Regiões	240	101,3360**
Erro médio	2160	27,8062
Média	20,90	
CV (%)	25,23	

TABELA 2. Somas de quadrados parciais e coeficientes de determinação parciais da regressão linear múltipla das médias dos ambientes em função de sete variáveis medidas nos horizontes A e B (clones de eucalipto avaliados aos três anos).

Variável	Horizontes			
	A		B	
	SS II	R ² (%)	SS II	R ² (%)
Fósforo	26.8611* ¹	10.67	7.4714*	2.97
Potássio	20.5905*	8.18	33.2137*	13.20
Cálcio	38.1443*	15.16	16.7569*	6.66
Magnésio	24.0432*	9.55	13.5422*	5.38
Alumínio + Hidrogênio	39.5410*	15.71	18.7421*	7.45
Matéria orgânica	44.9730*	17.87	0.0766 ^{ns2}	0.03
Argila	40.9730*	16.25	0.1771 ^{ns}	0.07

1 Significativo a 5% de probabilidade pelo teste F.

2 Não significativo

Com a intenção de utilizar todas as variáveis obtidas na análise de solo e também a precipitação pluvial total, aplicou-se a análise de componentes principais. Esse método permite reduzir o número de variáveis que contenham a maior parte da variação presente nas variáveis originais. Assim sendo, identificou-se dois componentes principais que explicaram 71% da variação total entre as médias dos ambientes. A dispersão gráfica dos ambientes em função desses componentes está apresentada na Figura 1. Observou-se que os ambientes da região de Aracruz foram muito semelhantes, bem como os ambientes SM-1 e SM-2 de São Mateus. Também observou-se muita semelhança entre os ambientes SB-1 e SB-2 do Sul da Bahia e o ambiente SM-3 de São Mateus. O ambiente SB-3 foi o de comportamento mais discrepante. A dispersão gráfica está bem coerente com as estimativas das médias dos ambientes apresentadas na Tabela 1A, evidenciando que a diferença no desempenho dos clones nos diferentes

desempenho dos clones nos diferentes ambientes, revelada pelo teste F da análise de variância, é explicada em parte pelas variáveis de solo e pela precipitação pluvial.

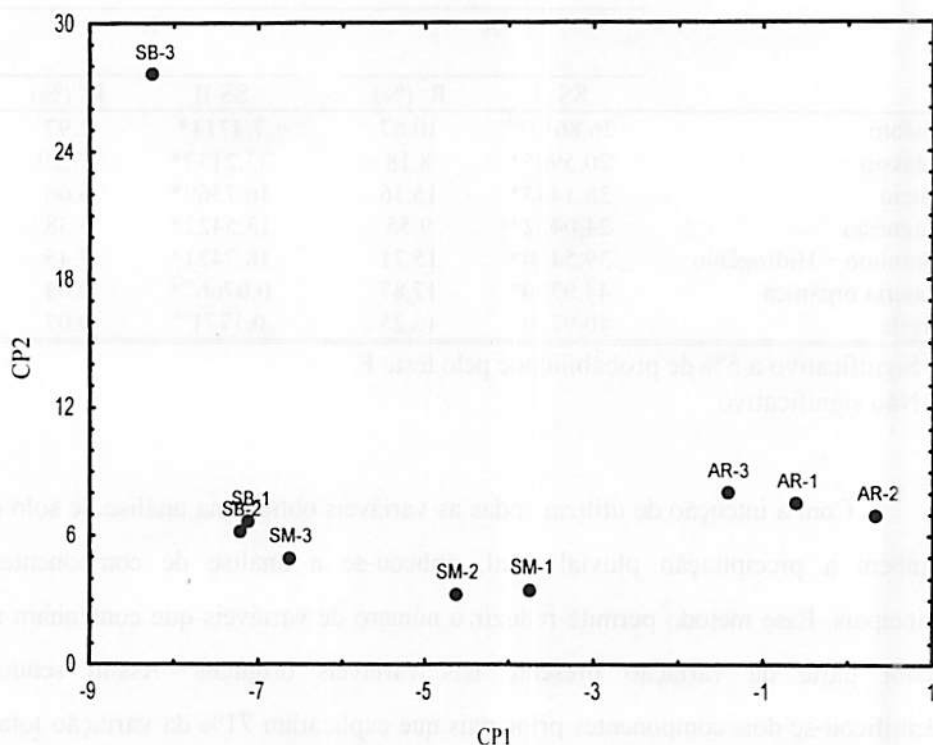


FIGURA 1. Dispersão gráfica dos ambientes em função dos escores dos dois primeiros componentes principais (clones avaliados aos três anos).

A existência de diferenças entre clones e entre ambientes contribuiu para que a interação clones x ambientes fosse detectada, como já mencionado (Tabela 1). Esse resultado indica que o desempenho dos clones não foi coincidente nos diferentes ambientes. Como já comentado no capítulo anterior,

a estimativa do componente de variância da interação ($\hat{\sigma}_{GA}^2$) correspondeu a 60,68% da estimativa da variância genética ($\hat{\sigma}_G^2$).

Como o objetivo do presente trabalho é o de identificar os ambientes mais homogêneos, visando a obtenção de um zoneamento ecológico ou mesmo uma possível redução dos ambientes nos futuros experimentos de avaliação de clones, foram adotadas algumas metodologias, sempre considerando a interação clones x ambientes como foco principal.

A primeira estratégia foi a realização de todas as análises dos ambientes dois a dois, ou seja, foram efetuadas 36 análises de variância. Na Tabela 3 estão apresentados os quadrados médios (QM) da interação em todas essas análises. Constatou-se que o QM da interação foi significativo em 91,7% dos casos, isto é, 33 das 36 análises efetuadas. Só não se detectou interação significativa nos pares de ambientes da região de Aracruz. Esse resultado é coerente com o desdobramento da interação clones x ambientes apresentada na Tabela 1. Por outro lado, vale ressaltar, que nos casos nos quais os QM foram significativos, ocorreu variação entre as estimativas. Por exemplo, no par SB-2 e SB-3, o QM foi de 144,3, enquanto que no par AR-2 e SM-1 foi de apenas 47,1. Procurando uma melhor elucidação da interação, foram obtidas as estimativas dos coeficientes de correlação de Spearman nas 36 combinações possíveis. Os resultados são coerentes com os anteriormente comentados. As maiores estimativas foram obtidas com os pares de ambientes da Aracruz e desses com o ambiente São Mateus 1 (SM-1). Chama a atenção a estimativa do coeficiente de correlação envolvendo os ambientes SM-1 e SB-3, que foi alta, embora a interação tenha sido significativa.

TABELA 3. Quadrados médios da interação clones x ambientes (acima da diagonal), correlações de Spearman (abaixo da diagonal) entre ambientes e seu complemento (entre parênteses), obtidos a partir das análises conjuntas dos ambientes dois a dois em clones com três anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		23,6 ^{ns1}	26,9 ^{ns}	49,9 [*]	80,9 [*]	86,0 [*]	75,4 [*]	99,2 [*]	99,5 [*]
AR-2	0,83 ² (0,17)		48,6 ^{ns}	47,1 [*]	68,8 [*]	75,6 [*]	59,7 [*]	93,9 [*]	93,1 [*]
AR-3	0,67 [*] (0,33)	0,63 [*] (0,37)		64,0 [*]	72,6 [*]	77,5 [*]	100,7 [*]	107,8 [*]	117,2 [*]
SM-1	0,68 [*] (0,32)	0,69 [*] (0,31)	0,56 [*] (0,44)		70,7 [*]	71,3 [*]	79,9 [*]	74,9 [*]	102,8 [*]
SM-2	0,44 [*] (0,56)	0,50 [*] (0,50)	0,46 [*] (0,54)	0,53 [*] (0,47)		71,3 [*]	89,5 [*]	98,3 [*]	116,6 [*]
SM-3	0,41 [*] (0,59)	0,45 [*] (0,55)	0,42 [*] (0,58)	0,83 [*] (0,17)	0,49 [*] (0,51)		95,9 [*]	80,2 [*]	135,5 [*]
SB-1	0,59 [*] (0,41)	0,67 [*] (0,33)	0,41 [*] (0,59)	0,57 [*] (0,43)	0,50 [*] (0,50)	0,46 [*] (0,54)		104,2 [*]	134,3 [*]
SB-2	0,47 [*] (0,53)	0,48 [*] (0,52)	0,38 ^{ns} (0,62)	0,61 [*] (0,39)	0,46 [*] (0,54)	0,56 [*] (0,44)	0,51 [*] (0,49)		144,3 [*]
SB-3	0,63 [*] (0,37)	0,66 [*] (0,34)	0,54 [*] (0,46)	0,62 [*] (0,38)	0,55 [*] (0,45)	0,46 [*] (0,54)	0,52 [*] (0,48)	0,48 [*] (0,52)	

1 Não significativo

2 Significativo a 5% de probabilidade pelo teste t

Também foram estimadas as contribuições das partes simples e complexa da interação clones x ambientes, de acordo com o procedimento de Cruz e Castoldi (1991) (Tabela 4). De modo geral, a parte complexa foi predominante na maioria das combinações de pares de ambientes. Mesmo no

caso do par SM-1 e SM-3, em que a correlação de Spearman foi alta, a parte complexa foi acentuada. A contribuição da parte simples foi maior nos pares de ambientes da Aracruz, enquanto que nas combinações envolvendo os ambientes SB-1, SB-2 e SB-3 (Sul da Bahia) e os ambientes em São Mateus, houve predominância da parte complexa. A contribuição das partes simples e complexa da interação clones por cada região pode ser observada na Tabela 5. No caso da Aracruz, a parte simples predominou, concordando com as análises anteriores. Para as regiões Sul da Bahia e São Mateus, observou-se predomínio da parte complexa.

TABELA 4. Estimativas das contribuições das partes simples (acima da diagonal) e complexa (abaixo da diagonal) obtidas pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois em clones avaliados aos três anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		60,32	56,81	43,89	25,90	23,56	37,85	28,93	49,61
AR-2	39,68		39,32	44,69	29,25	25,85	46,25	31,09	55,22
AR-3	43,19	60,68			34,92	26,45	24,02	27,23	25,54
SM-1	56,11	55,31	65,08		32,06	31,74	35,92	38,94	47,26
SM-2	74,09	70,75	73,55	67,94		28,48	31,79	29,23	44,70
SM-3	76,44	74,15	75,98	68,26	71,52		29,10	36,99	37,74
SB-1	62,15	53,75	72,77	64,07	68,21	70,90		29,87	34,00
SB-2	71,07	68,90	74,45	61,06	70,77	63,00	70,13		31,14
SB-3	50,39	44,78	53,86	52,74	55,30	62,26	65,99	68,86	

TABELA 5. Porcentagem das partes simples e complexa da interação clones x ambientes para incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) em clones de eucalipto avaliados aos três anos.

CV	Componente da interação	
	Simples (%)	Complexa (%)
Clones x Ambientes	45.78	54.22
C x Amb/Aracruz	69.24	24.61
C x Amb/S. Mateus	30.76	68.33
C x Amb/Sul da Bahia	31.67	59.33
C x Regiões	40.67	64.22

Outro modo de detalhar a interação, é identificar o ambiente que mais contribuiu para a mesma. Para isso, foi utilizada a metodologia proposta por Wricke (1962). Inicialmente essa proposta foi criada para verificar a contribuição de cada genótipo para interação, porém, nesse trabalho ela foi utilizada no outro sentido, isto é, informou quanto cada ambiente explicou da interação (Figura 2). Notou-se diferenças entre os ambientes, sobressaindo-se novamente o ambiente SB-3 com uma ecovalência que explica quase 20% da interação. Em seguida, destacou-se o ambiente SB-2, com a segunda maior ecovalência. Já os ambientes da região da Aracruz apresentaram contribuição inferior a 10%, o mesmo ocorrendo com o ambiente SM-1. Esses resultados corroboram com os resultados da Tabela 3, na qual as maiores magnitudes dos quadrados médios da interação foram aquelas envolvendo os ambientes SB-3 e SB-2, enquanto que os menores valores foram observados nas combinações envolvendo os pares de ambientes da Aracruz.

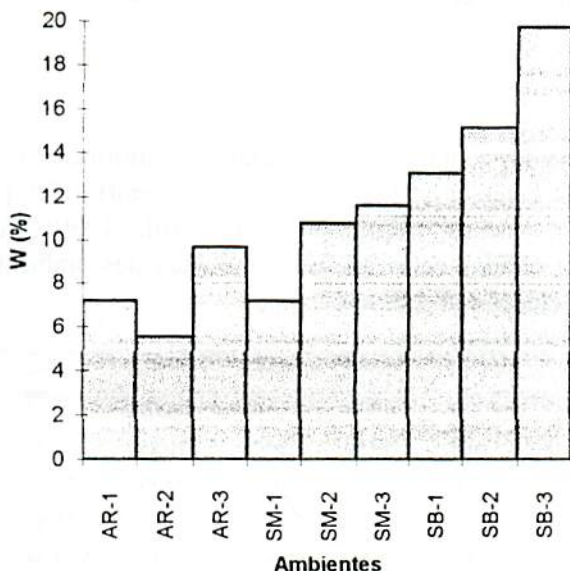


FIGURA 2. Ecovalências em percentagem dos nove ambientes, segundo Wricke (1962) (clones avaliados aos três anos)

Ainda visando uma melhor caracterização da interação clones x ambientes, foram estimados os componentes da variância, conforme a metodologia de Pleisted e Peterson (1959) e a perda de ganho potencial conforme Matheson e Cotterill (1990) (Tabela 6). Para a primeira metodologia, observou-se que o componente entre os ambientes AR-1 e AR-2 foi nulo. O maior valor observado ocorreu no par SB-2 e SB-3. Aliás, os maiores valores ocorreram quando o ambiente SB-3 estava envolvido, concordando com os resultados relativos aos quadrados médios da interação (Tabela 3). Por outro lado, com relação à perda de ganho potencial de Matheson e Cotterill (1990) os resultados não foram tão evidentes como na metodologia anterior. Contudo, observou-se que o menor valor também foi observado no par AR-1 e AR-2, tornando

contundente a homogeneidade desses dois ambientes. O maior valor ocorreu no par de ambientes AR-3 e SM-3.

TABELA 6. Estimativas dos componentes de variância conforme metodologia de Pleisted e Peterson (1959) (acima da diagonal) e das perdas dos ganhos potenciais (Matheson e Cotterill, 1990) (abaixo da diagonal) obtidos pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois, em clones com três anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		0	6.63	7.59	17.93	19.65	16.09	24.04	24.15
AR-2	0.01		7.18	6.68	13.92	16.17	10.88	22.28	21.99
AR-3	8.5	8.3		12.30	15.19	16.79	24.53	26.89	30.05
SM-1	7.9	6.5	13.9		14.55	14.75	17.61	15.95	25.25
SM-2	17.9	13.5	17.9	14.6		14.75	20.80	23.74	29.85
SM-3	21.5	17.3	21.7	16.4	17.5		22.94	17.70	36.15
SB-1	11.2	6.9	19.7	12.2	15.3	18.4		25.71	35.73
SB-2	14.7	12.9	18.8	9.2	15.2	11.9	12.4		39.06
SB-3	9.6	8.3	13.8	14.6	12.9	17.4	12.9	13.1	

Também foram estimadas as distâncias euclidianas entre os ambientes, a partir dos escores dos três primeiros componentes principais (DBE) da análise, considerando o modelo multiplicativo AMMI (Gauch, 1992) e o coeficiente de distância de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) baseado na interação clones x ambientes entre cada par de locais (Tabela 7). Com base no modelo multiplicativo, observou-se novamente que os ambientes AR-1 e AR-2 foram os mais próximos, enquanto que os maiores valores envolveram o ambiente SB-3. Na metodologia de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969), os resultados foram semelhantes aos verificados para os quadrados médios e a metodologia de Pleisted e Peterson (1959).

TABELA 7. Coeficientes de distância de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) (acima da diagonal) e DBE¹ (abaixo da diagonal) entre ambientes, obtidos pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois em clones avaliados aos três anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		3.95	5.57	5.74	7.31	7.54	7.06	8.10	8.11
AR-2	0.62		5.67	5.58	6.75	7.07	6.28	7.88	7.84
AR-3	1.31	1.53		6.51	6.93	7.16	8.16	8.44	8.80
SM-1	1.13	1.23	1.23		6.84	6.87	7.27	7.04	8.25
SM-2	3.09	2.64	2.67	2.75		6.87	7.69	8.06	8.78
SM-3	2.80	2.50	2.31	2.00	1.49		7.96	7.28	9.47
SB-1	2.83	2.30	3.69	3.11	3.20	3.33		8.30	9.42
SB-2	3.15	3.08	3.41	2.27	3.82	2.58	3.56		9.77
SB-3	3.20	3.02	3.53	2.97	3.43	3.53	3.92	3.76	

¹Distância euclideana baseada nos escores dos três primeiros componentes principais (AMMI)

Por fim, foram utilizados os métodos 1 e 4 de Lin e Butler (1990) (Tabela 8). Os resultados do método 1 diferiram um pouco das metodologias anteriores, contudo, observou-se que as estimativas dos índices de dissimilaridade envolvendo os ambientes SB-1, SB-2, e principalmente SB-3, foram as mais elevadas, embora a estimativa observada no par SB-1 e SB-3 tenha sido uma das mais baixas. No método 4, a menor estimativa foi entre os ambientes AR-1 e AR-2, enquanto que a maior foi entre os pares SB-3 e SM-3. Mais uma vez, o ambiente SB-3 destacou-se com os maiores valores do índice de dissimilaridade.

TABELA 8. Índices de dissimilaridade do método 1 de Lin e Butler (1990) (acima da diagonal) e método 4 de Lin e Butler (1990) (abaixo da diagonal) entre ambientes, obtidos pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois, em clones avaliados aos três anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		37,2	84,4	8,4	28,1	29,0	319,8	416,4	2445,9
AR-2	0,59		7,9	85,91	2,4	2,5	150,6	736,7	3066,2
AR-3	1,57	1,48		156,2	20,7	20,9	833,6	69,40	3614,1
SM-1	1,35	1,21	1,66		67,1	67,6	244,6	273,6	2183,1
SM-2	3,40	2,86	2,08	2,45		10,1	558,3	663,0	3102,2
SM-3	5,40	4,75	3,26	3,89	2,14		573,7	620,5	3228,3
SB-1	1,90	1,57	3,20	2,27	4,15	6,43		3,1	1097,8
SB-2	2,46	2,38	3,29	2,09	4,22	5,83	2,57		1006,3
SB-3	6,79	7,11	10,34	8,44	13,59	18,50	6,83	7,28	

De posse dos dados relativos a cada um dos métodos empregados como medidas de distância entre os ambientes dois a dois, ou seja, da matriz de dissimilaridade, foi possível fazer uma análise de agrupamento utilizando como critério a otimização de Tocher, citado por Cruz (1997). Foram formados grupos distintos em função da medida de dissimilaridade considerada (Tabela 9). Os ambientes AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3 e SB-1 estavam presentes no mesmo grupo em quase todos os casos, enquanto que os ambientes SB-2 e SB-3, em metade dos casos, formaram grupos unitários, estando presentes no mesmo grupo em apenas dois casos.

TABELA 9. Grupos formados pelo critério de otimização de Tocher a partir de oito medidas de dissimilaridade para nove ambientes cultivados com eucalipto avaliados aos três anos.

Método	Grupos
AMMI (DBE) ¹	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3 SB-1 SB-2 SB-3
QM (C x A) ²	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1 SB-2 SB-3
CD ³	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1 SB-2 SB-3
PP ⁴	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1 SB-2 SB-3
LB 1 ⁵	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3 SM-1 SB-1, SB-2 SB-3
LB 4 ⁵	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SB-3
CSP ⁶	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SB-1, SB-3 SM-2 SM-3, SB-2
MC ⁷	AR-1, AR-2, SM-1, SB-1, SB-2, SB-3 AR-3 SM-2 SM-3

¹ Distância euclideana baseada nos escores dos três primeiros componentes principais

² Quadrado médio da interação clones x ambientes

³ Coeficiente de distância (de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller, 1969)

⁴ Pleisted e Peterson (1959)

⁵ Métodos 1 e 4 de Lin e Butler

⁶ Complemento da correlação de Spearman

⁷ Perda de ganho potencial (Matheson e Cotterill, 1990)

Foi realizada a análise discriminante com a intenção de confirmar os agrupamentos realizados pelo critério de otimização de Tocher e identificar quais métodos foram mais eficientes na classificação dos ambientes (Tabela 10). Os métodos que proporcionaram o maior número de classificações erradas foram aqueles que utilizaram como medida de dissimilaridade a perda de ganho potencial de Matheson e Cotterill (1990) e o complemento do coeficiente de correlação de Spearman. Nesses métodos foram verificadas as mais elevadas taxas de erro. A menor taxa de erro foi observada no método 4 de Lin e Butler (1990). Nesse caso, apenas o ambiente SB-2 foi classificado erradamente. Para os métodos que utilizaram como medida de distância os quadrados médios da interação, o coeficiente de distância (Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller, 1969) e os componentes de variância da interação (Pleisted e Peterson, 1959), os resultados foram iguais, como era esperado, uma vez que o agrupamento, conforme Tocher, foi igual para esses métodos (Tabela 9).

Os ambientes AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3 e SB-1 estavam no mesmo grupo em todos os casos, evidenciando a homogeneidade entre esses ambientes. Com relação ao ambiente SB-2, houve um comportamento inconsistente, pois, em metade dos casos, ele estava no mesmo grupo do ambiente SB-3 e em outra metade estava com os demais ambientes. O ambiente SB-3 sempre foi classificado em um grupo à parte dos ambientes AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1 e SB-2, formando sozinho um grupo. Porém, como já foi comentado, em quatro situações ele formou grupo com o ambiente SB-2.

TABELA 10. Resultado da análise discriminante para oito medidas de dissimilaridade e agrupamento pelo critério de otimização de Tocher, para nove ambientes cultivados com eucaliptos avaliados aos três anos.

Método	NCE ^a	TE ^b (%)	Grupos
AMMI (DBE) ¹	2	50,00	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SB-3
QM (C x A) ²	1	33,33	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SB-3
CD ³	1	33,33	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SB-3
PP ⁴	1	33,33	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SB-3
LB 1 ⁵	3	50,00	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1 SB-2, SB-3
LB 4 ⁵	1	6,25	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1 SB-2, SB-3
CSP ⁶	3	55,55	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1 SB-2, SB-3
MC ⁷	4	66,66	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1 SB-2, SB-3

^a Número de classificações erradas

^b Taxa de erro

¹ Distância euclideana baseada nos escores dos três primeiros componentes principais

² Quadrado médio da interação clones x ambientes

³ Coeficiente de distância (de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller, 1969)

⁴ Pleisted e Peterson (1959)

⁵ Métodos 1 e 4 de Lin e Butler

⁶ Complemento da correlação de Spearman

⁷ Perda de ganho potencial (Matheson e Cotterill, 1990)

Com o objetivo de identificar o número mínimo de ambientes necessário para se conseguir um resultado semelhante àquele que considera os nove ambientes, foi estimado o coeficiente de correlação de Spearman médio entre as médias dos clones de eucalipto nas análises conjuntas envolvendo de 2 a 8 ambientes e na análise conjunta com nove ambientes. Observou-se que, a partir

de quatro ambientes o coeficiente de correlação de Spearman médio em relação a análise com todos os ambientes é considerado alto (superior a 0,72) (Tabela 11).

TABELA 11. Coeficiente de correlação de Spearman médio entre as médias dos clones de eucalipto das análises conjuntas envolvendo de dois a oito ambientes e da análise conjunta com nove ambientes.

Idade	Número de ambientes						
	2	3	4	5	6	7	8
Três anos	0,56* ¹	0,62*	0,73*	0,86*	0,89*	0,90*	0,94*
Seis anos	0,60*	0,63*	0,72*	0,75*	0,81*	0,89*	0,95*

¹ Significativo a 5% de probabilidade pelo teste t de Student

Considerando uma área experimental constante, suficiente para conter 3.267 parcelas, foi simulado o ganho com a seleção, variando o número de ambientes e repetições (Figura 3). Observou-se redução no ganho com aumento do número de ambientes, independente do número de repetições adotado. O maior ganho foi observado na combinação 3 locais e 2 repetições. Esse comportamento se deve ao número de clones avaliados. Como o número de clones selecionados foi mantido constante (oito clones), então, quanto maior o número de clones avaliados, maior a intensidade de seleção e, por consequência, maior o ganho com a seleção. Assim, por exemplo, quando são utilizados três ambientes e duas repetições, o número de clones avaliados seria de 3.267 parcelas divididas por seis parcelas/clone, ou seja, 544,5 clones. Nesse caso, a proporção de clones selecionados seria de 1,47 %, resultando em uma alta intensidade de seleção (i) de 2,553. Já na combinação 8 repetições e 9 ambientes seriam avaliados apenas 48,38 clones (3.267 parcelas divididas por 72 parcelas/clone), sendo a proporção

de clones selecionados de 17,77%, reduzindo sensivelmente o valor da intensidade de seleção (1,476) e, em consequência, a estimativa do ganho.

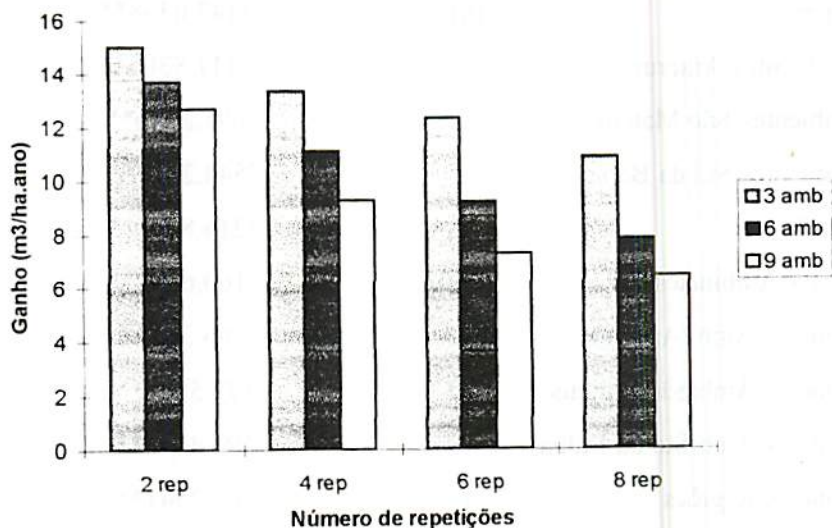


FIGURA 3. Ganhos com a seleção para incremento médio anual, obtidos a partir de diferentes combinações de número de repetições e ambientes (clones de eucalipto avaliados aos três anos).

3.2 Seis anos

Detectaram-se diferenças significativas ($P \leq 0,001$) entre todas as fontes de variação, exceto para a interação entre os ambientes x clones dentro da região da Aracruz, fato semelhante ao que ocorreu na idade de três anos (Tabela 12). A significância para clones indica a existência de variabilidade, mesmo com um número de clones bem reduzido em relação ao caso anterior.

TABELA 12. Resumo da análise conjunta para incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) em clones de eucaliptos avaliados aos seis anos.

CV	GL	QM
Clones	20	2065,2628**
Ambientes	(8)	3143,0338**
Ambientes/Aracruz	2	1111,8305**
Ambientes/São Mateus	2	695,2216**
Ambientes/Sul da Bahia	2	7548,2004**
Regiões	2	3216,8263**
Clones x Ambientes	(160)	160,6502**
Clones x Amb./Aracruz	40	66,2921 ^{ns}
Clones x Amb/São Mateus	40	177,5856**
Clones x Amb/Sul da Bahia	40	193,4690**
Clones x Regiões	40	205,2541**
Erro médio	360	90,6109
Média	38,51	
CV (%)	24,72	

As médias de cada ambiente na Tabela 2A evidenciam a variação entre os ambientes. Observou-se que a menor média do incremento médio anual foi verificada no ambiente AR-1 em Aracruz, enquanto que a maior média foi verificada no ambiente SB-2, no Sul da Bahia. Observou-se variação na qualidade ambiental (μ_j), confirmando a heterogeneidade dos ambientes.

Uma vez constatada a distinção entre os ambientes, adotou-se o mesmo procedimento realizado para os clones avaliados aos três anos, ou seja, realizou-se uma regressão múltipla, tendo como variável resposta o comportamento médio

dos clones nos ambientes e algumas características do solo como variáveis independentes, com a intenção de identificar, dentre as variáveis ambientais disponíveis (Tabelas 5A e 6A), aquelas que contribuem para a variação dos ambientes, considerando um horizonte por vez.

No horizonte A, todos os fatores apresentaram-se significativos, com exceção do teor de cálcio e o teor de matéria orgânica (Tabela 13). O teor de argila foi a variável que mais explicou a variação total entre os ambientes. No horizonte B, embora a contribuição de algumas variáveis fosse elevada, como no caso do fósforo e da matéria orgânica, não houve significância para nenhum dos fatores estudados. A principal razão para esse resultado é a elevada soma de quadrados devido aos desvios da regressão.

A variação entre os ambientes é bem evidenciada na Figura 4, na qual está apresentada a dispersão gráfica dos ambientes em função dos dois primeiros componentes principais, considerando todas as variáveis de solo e a precipitação pluvial total. Esses componentes principais explicaram 70% da variação total. Os resultados são semelhantes àqueles apresentados na Figura 1. Novamente verificou-se que os ambientes da Aracruz são bastante semelhantes, embora tenha sido observada uma pequena diferença no ambiente AR-3. Na região de São Mateus verificou-se outra vez que o ambiente SM-3 diferiu em relação aos outros dois (SM-1 e SM-2). A diferença entre os ambientes no Sul da Bahia foi mais acentuada provavelmente devido ao comportamento mais discrepante do local SB-3. A grande diferença entre as Figuras 1 e 4 está no comportamento do ambiente SM-3. Este ambiente foi muito semelhante aos ambientes SB-1 e SB-2 na idade de três anos (Figura 1), fato não observado para na Figura 4, na qual se verifica que o local SM-3 foi semelhante aos locais SM-1 e SM-2.

TABELA 13. Somas de quadrados parciais e coeficientes de determinação parciais da regressão linear múltipla das médias dos ambientes em função de sete variáveis medidas nos horizontes A e B (clones de eucalipto aos seis anos).

Variável	Horizontes			
	A		B	
	SS II	R ² (%)	SS II	R ² (%)
Fósforo	77,5362* ¹	19,43	167,8663 ^{ns2}	42,06
Potássio	65,6696*	16,45	10,7195 ^{ns}	2,69
Cálcio	3,5901 ^{ns}	0,89	11,8917 ^{ns}	2,98
Magnésio	66,8005*	16,74	102,6767 ^{ns}	25,73
Alumínio + Hidrogênio	40,3555*	10,11	68,0226 ^{ns}	17,04
Matéria orgânica	11,8771 ^{ns}	2,98	156,7115 ^{ns}	39,27
Argila	137,1754*	34,37	121,2503 ^{ns}	30,38

1 Significativo ao nível de 5% de probabilidade pelo teste F.

2 Não significativo

Como mencionado anteriormente, detectou-se presença da interação genótipos x ambientes (Tabela 12), indicando comportamento diferencial dos clones frente às variações dos ambientes. Ao contrário do que ocorreu para a idade de três anos, quando a estimativa do componente da interação (σ_{GA}^2) explicou quase 61% da variância genética entre clones ($\hat{\sigma}_G^2$), nesse caso, o componente de variância da interação correspondeu a apenas 33,33% da variância genética, evidenciando que a interação clones x ambientes não foi tão expressiva. Considerando que as variações ambientais nos dois casos foram muito semelhantes, uma possível razão talvez seja a variabilidade presente na idade de três anos, quando foram avaliados 121 clones, em comparação a idade de seis anos, quando somente 21 clones foram avaliados.

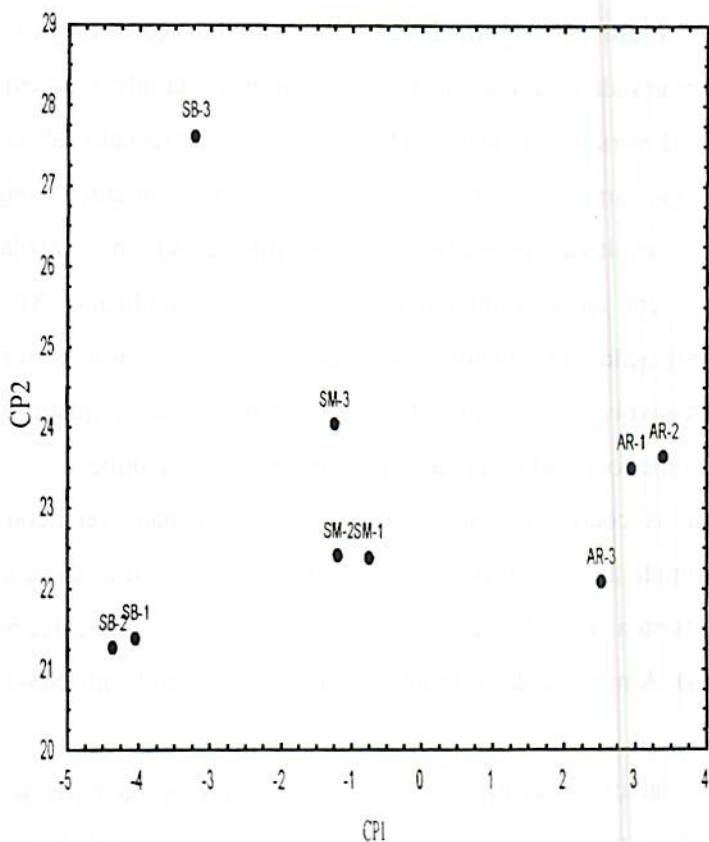


FIGURA 4. Dispersão gráfica dos ambientes em função dos escores dos dois primeiros componentes principais (clones avaliados aos seis anos).

De maneira similar ao caso dos clones avaliados aos três anos, procurou-se detalhar mais a interação clones por ambientes com a intenção de conhecer a homogeneidade dos ambientes tendo como foco central a interação. Aqui também foram utilizadas as mesmas metodologias anteriores.

Nas análise dos ambientes dois a dois observou-se que em 14 casos a interação foi não significativa, correspondendo a 38,88% das análises (Tabela

14), resultado bem diferente do encontrado para a idade anterior, quando apenas três análises foram não significativas. Esse fato reforça e ratifica a pequena magnitude observada para o componente de variância da interação em relação ao componente da variância genética entre clones. Por outro lado, observou-se que nos pares dos ambientes da Aracruz, não houve interação significativa, reforçando o resultado da análise conjunta apresentada na Tabela 12. Vale ressaltar que em cinco combinações envolvendo o ambiente AR-2 não foi detectada interação. Os maiores quadrados médios foram observados nas combinações envolvendo os ambientes SM-1 e SB-3. Aliás, o quadrado médio de maior magnitude foi constatado na análise que envolveu a ambos.

Para os coeficientes de correlação de Spearman, verificou-se que as maiores estimativas, de modo geral, foram aquelas entre os ambientes da Aracruz, embora a segunda maior tenha ocorrido entre os ambientes SM-2 e SB-2 (Tabela 14). A maioria das estimativas envolvendo o ambiente SB-3 foram não significativas.

Com relação à contribuição da parte simples e da parte complexa da interação para os pares de ambientes, verificou-se menores contribuições da parte simples nos pares envolvendo o ambiente SB-3, enquanto que os maiores valores da parte simples foram verificados nos pares envolvendo o ambiente AR-2 (Tabela 15). Considerando as três regiões, notou-se que na Aracruz houve predomínio da parte simples, enquanto que no Sul da Bahia a parte complexa predominou (Tabela 16). Em São Mateus, houve equivalência das partes simples e complexa.

TABELA 14. Quadrados médios da interação clones x ambientes (acima da diagonal), correlações de Spearman (abaixo da diagonal) e seu complemento (entre parênteses), obtidos pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois em clones avaliados aos seis anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		37.9 ^{ns1}	66.3 ^{ns}	213.2 [*]	88.9 ^{ns}	126.9 [*]	94.1 [*]	146.7 [*]	107.5 ^{ns}
AR-2	0.81 ² (0.19)		94.6 ^{ns}	201.9 [*]	89.7 ^{ns}	101.3 ^{ns}	138.5 ^{ns}	197.9 [*]	150.9 [*]
AR-3	0.87 [*] (0.13)	0.72 [*] (0.28)		191.7 [*]	123.4 [*]	150.0 ^{ns}	110.7 ^{ns}	122.1 ^{ns}	208.2 [*]
SM-1	0.73 [*] (0.27)	0.70 [*] (0.30)	0.70 [*] (0.30)		175.4 [*]	240.9 [*]	200.5 [*]	254.1 [*]	405.7 [*]
SM-2	0.71 [*] (0.29)	0.70 [*] (0.30)	0.66 [*] (0.34)	0.73 [*] (0.27)		116.4 ^{ns}	160.9 [*]	81.8 ^{ns}	177.2 [*]
SM-3	0.69 [*] (0.31)	0.75 [*] (0.25)	0.65 [*] (0.35)	0.61 [*] (0.39)	0.72 [*] (0.28)		262.1 [*]	130.9 ^{ns}	234.7 [*]
SB-1	0.66 [*] (0.34)	0.46 (0.54)	0.70 [*] (0.30)	0.68 [*] (0.32)	0.52 [*] (0.48)	0.34 ^{ns} (0.66)		216.7 [*]	174.3 [*]
SB-2	0.65 [*] (0.35)	0.70 [*] (0.30)	0.73 [*] (0.27)	0.60 [*] (0.40)	0.82 [*] (0.18)	0.72 [*] (0.28)	0.48 [*] (0.52)		189.5 [*]
SB-3	0.46 [*] (0.54)	0.17 ^{ns} (0.83)	0.36 ^{ns} (0.64)	0.22 ^{ns} (0.78)	0.41 ^{ns} (0.59)	0.35 ^{ns} (0.65)	0.41 ^{ns} (0.59)	0.52 [*] (0.48)	

1 Não significativo

2 Significativo a 5% de probabilidade pelo teste t

TABELA 15. Estimativas das contribuições das partes simples (acima da diagonal) e complexa (abaixo da diagonal), obtidas pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois em clones avaliados aos seis anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		65,52	84,88	81,23	63,68	67,88	53,79	66,42	34,95
AR-2	34,48		53,40	66,22	49,51	60,07	29,23	52,89	9,03
AR-3	15,12	46,60		53,51	42,37	41,02	45,27	49,03	22,68
SM-1	18,77	33,77	46,49		59,49	42,88	55,48	40,36	25,79
SM-2	36,32	50,49	57,63	40,51		48,39	30,98	60,49	24,94
SM-3	32,12	39,93	58,98	57,12	51,61		20,07	47,56	24,46
SB-1	42,21	70,76	54,73	44,53	69,02	79,93		30,59	24,07
SB-2	33,58	47,11	50,97	59,64	39,93	52,44	69,41		37,58
SB-3	65,05	90,97	77,32	74,21	75,06	75,54	75,92	62,42	

TABELA 16. Porcentagem das partes simples e complexa da interação clones x ambientes para incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) em clones de eucaliptos avaliados aos seis anos.

CV	Componente da interação	
	Simplex (%)	Complexa (%)
Clones x Ambientes	43,14	56,86
C x Amb/Aracruz	67,94	32,06
C x Amb/S. Mateus	49,75	50,25
C x Amb/Sul da Bahia	30,75	69,25
C x Regiões	45,30	54,70

Utilizando o método de Wricke (1962) para identificar os ambientes de maior ecovalência, verificou-se que os ambientes SM-1 e SB-3 foram aqueles que mais contribuíram para a interação clones x ambientes (Figura 5). Esse resultado ratifica os resultados anteriores, pois os maiores quadrados médios das interações foram observados nas análises envolvendo tais ambientes. Comparando-se estes resultados com aqueles observados no caso anterior (idade de três anos), verifica-se que existem muitas semelhanças. Entretanto, o local SM-1 comportou-se de maneira bastante diferente nos dois casos. No primeiro (três anos), ele contribuiu muito pouco para a interação, enquanto que no segundo (seis anos) ele foi o que mais contribuiu para a interação clones x ambientes.

As metodologias de Pleisted e Paterson (1959) e Matheson e Cottterill (1990) apresentaram os resultados semelhantes aos observados nos quadrados médios da interação (Tabela 17). Mais uma vez, os ambientes SM-1 e SB-3 destacaram-se com as maiores estimativas dos componentes da variância e da perda de ganho potencial. Os menores valores foram observados entre os ambientes da região da Aracruz.

Para a metodologia aplicando o modelo AMMI observou-se que o menor valor de DBE (Distância euclidiana baseada nos três primeiros componentes principais) constatado foi entre os ambientes da Aracruz AR-1 e AR-2 (Tabela 18). O maior valor foi verificado no par SM-1 e SB-3. Para a metodologia de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) os resultados são muito semelhantes aos já apresentados para os quadrados médios da interação (QM) e para os componentes da variância de Pleisted e Peterson (1959). Nesse caso, os menores valores foram observados na região de Aracruz, tendo que os maiores valores sido observados nas combinações que envolveram os ambientes SM-1 e SB-3. Inclusive, o maior valor ocorreu entre os dois ambientes (Tabela 18).

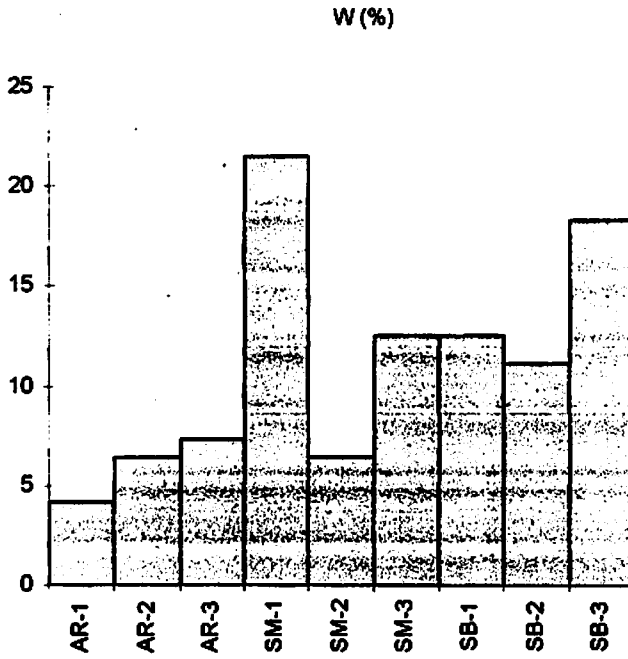


FIGURA 5. Ecovalências em percentagem dos nove ambientes segundo Wricke (1962) (Clones avaliados aos seis anos)

TABELA 17. Estimativas dos componentes de variância conforme metodologia de Pleisted e Peterson (1959) (acima da diagonal) e das perdas dos ganhos potenciais (Matheson e Cotterill, 1990) (abaixo da diagonal) obtidos pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois em clones com seis anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		0	0	41,32	0	12,25	0,99	19,14	5,50
AR-2	0,0		1,33	37,11	0	3,56	20,09	15,98	35,75
AR-3	1,8	2,6		33,68	10,92	19,80	6,68	10,49	39,18
SM-1	11,9	7,9	5,1		28,27	50,09	36,61	54,49	105,0
SM-2	8,4	4,1	5,2	5,4		8,61	23,46	0	28,85
SM-3	7,8	1,9	4,4	7,2	3,0		57,16	13,42	48,03
SB-1	7,3	10,8	2,8	6,3	10,5	15,9		42,02	27,89
SB-2	7,7	3,2	0,03	6,3	0,0	0,2	8,5		32,96
SB-3	5,8	14,1	10,4	20,2	9,7	10,9	7,9	4,4	

TABELA 18. Coeficientes de distância de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) (acima da diagonal) e DBE¹ (abaixo da diagonal) entre ambientes, obtidos pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois em clones avaliados aos seis anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		4,91	6,49	11,64	7,51	8,98	7,73	9,65	8,26
AR-2	0,95		7,75	11,32	7,55	8,02	9,79	9,38	11,21
AR-3	2,14	2,16		11,03	8,85	9,76	8,38	8,80	11,50
SM-1	3,13	3,16	3,62		10,55	12,37	11,28	12,70	16,05
SM-2	2,13	2,26	2,74	2,33		8,60	10,11	7,21	10,61
SM-3	2,11	1,54	3,17	3,26	1,96		12,90	9,12	12,21
SB-1	1,91	2,63	2,22	2,85	2,55	3,65		11,73	10,52
SB-2	3,27	3,33	2,61	3,70	1,89	3,13	3,33		10,97
SB-3	2,42	3,15	3,81	3,92	2,35	3,26	2,73	3,40	

¹ Distância euclidiana baseada nos escores dos três primeiros componentes principais (AMMI)

Para as metodologias 1 e 4 de Lin e Butler (1990), verificou-se que os menores valores foram observados no par AR-1 e AR-2, como havia sido observado em todas as metodologias anteriores (Tabela 19). Entretanto, o maior valor para o método 1 foi verificado no par AR-1 e SM-1, enquanto que o maior valor para o método 4 ocorreu no par SB-2 e AR-1. Esse resultado foi diferente daquele constatado para outros métodos, nos quais o maior valor sempre ocorreu entre os ambientes SM-1 e SB-3.

TABELA 19. Índices de dissimilaridade do método 1 de Lin e Butler (1990) (Método 1) (acima da diagonal) e método 4 de Lin e Butler (1990) (abaixo da diagonal) entre ambientes, obtidos pelas análises conjuntas dos ambientes dois a dois em clones avaliados aos seis anos.

Amb	AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
AR-1		168,6	818,0	3022,7	818,0	1257,3	623,8	1486,5	273,9
AR-2	0,90		273,9	1819,3	273,9	479,0	114,6	638,0	21,5
AR-3	3,62	4,11		687,6	4,3	32,1	27,8	69,4	204,2
SM-1	9,20	8,68	4,89		687,6	448,4	997,8	337,4	2039,5
SM-2	4,12	3,97	2,91	4,52		32,0	27,8	69,4	204,2
SM-3	3,57	2,88	4,00	7,33	3,19		149,0	7,86	420,8
SB-1	2,40	3,69	3,64	7,36	4,81	6,30		213,5	68,7
SB-2	23,34	22,59	12,03	11,85	11,15	16,77	21,43		499,7
SB-3	4,43	6,39	4,92	10,02	4,19	5,92	5,03	13,98	

Com as matrizes de dissimilaridade foi feita a análise de agrupamento com o critério de otimização de Tocher. Foram formados grupos distintos em função da medida de dissimilaridade considerada (Tabela 20). Contudo, os métodos que utilizaram como medidas de dissimilaridade a magnitude do

quadrado médio da interação clones x ambientes, o coeficiente de distância (Abou-Et-Fittouh, Rawlings e Miller, 1969) e os componentes de variância de Pleisted e Peterson (1959), determinaram um agrupamento igual. Um fato importante a ser ressaltado é que o ambiente SB-3, na maioria das medidas de dissimilaridades, foi agrupado isoladamente. O ambiente SM-1, também na maioria das vezes formou um grupo unitário. Os ambientes AR-1, AR-2 e AR-3 foram reunidos sempre em um mesmo grupo, com exceção do caso em que a medida de dissimilaridade foi a correlação de Spearman. Os ambientes SM-1, SM-2 e SM-3 também estiveram juntos na maior parte dos casos.

Para confirmação do agrupamento feito pelo critério de otimização de Tocher, realizou-se a análise discriminante (Tabela 21). O caso com maior taxa de erro foi aquele que considerou como medida de dissimilaridade o método 1 de Lin e Butler (1990), seguido pelo método de Matheson e Cotterill (1990). As menores taxas de erro foram observadas nas medidas de dissimilaridade baseadas no quadrado médio da interação, no coeficiente de distância de Abou-Et-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) e nos componentes de variância de Pleisted e Peterson (1959). Comparando-se esses resultados com aqueles da idade de três anos, pode-se perceber algumas diferenças. Para a avaliação aos três anos observou-se que os métodos que mais erraram foram os que utilizaram como medida de dissimilaridade, a perda de ganho potencial de Matheson e Cotterill (1990) e o coeficiente de correlação de Spearman (Tabela 10). De modo oposto ao caso de seis anos, o método 4 de Lin e Butler (1990) apresentou menor taxa de erro. A coincidência de resultados nas duas idades é a igualdade de resposta dos métodos de Aboul-Et-Fittouh, Rawlings e Miller (1969), Pleisted e Peterson (1959) e do Quadrado Médio da interação.

TABELA 20. Grupos formados pelo critério de otimização de Tocher a partir de oito medidas de dissimilaridade para nove ambientes cultivados com eucaliptos avaliados aos seis anos.

Método	Grupos
AMMI (DBE)¹	AR-1, AR-2, SM-2, SM-3 AR-3, SB-1 SM-1 SB-2 SB-3
QM (C x A)²	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SM-1 SB-3
CD³	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SM-1 SB-3
PP⁴	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SM-1 SB-3
LB 1⁵	AR-2, AR-3, SM-3, SB-1, SB-2 AR-1 SM-1, SM-2 SB-3
LB 4⁶	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1, SB-3 SB-2
CSP⁶	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SB-3
MC⁷	AR-1, AR-2, AR-3, SM-1, SM-2, SM-3 SM-1 SB-1 SB-2 SB-3

1 Distância euclideana baseada nos escores dos três primeiros componentes principais

2 Quadrado médio da interação clones x ambientes

3 Coeficiente de distância (Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller, 1969)

4 Pleisted e Peterson (1959)

5 Métodos 1 e 4 de Lin e Butler

6 Complemento da correlação de Spearman

7 Perda potencial de ganho (Matheson e Cotterill, 1990)

Verificou-se, de um modo geral, que o ambiente SM-1 sempre formou um grupo unitário (Tabela 21). Esse resultado diferiu daquele constatado na idade de três anos, pois, naquela ocasião, o ambiente SM-1 esteve presente no grupo formado pelos locais da Aracruz e São Mateus (Tabela 10). Os ambientes SB-2 e SB-3 estiveram no mesmo grupo na maioria das situações. Por fim, verificou-se que os ambientes AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3 e SB-1 sempre estiveram no mesmo grupo (Tabela 21).

TABELA 21. Resultado da análise discriminante para oito medidas de dissimilaridade, sendo o agrupamento para nove ambientes cultivados com eucaliptos avaliados aos seis anos realizado pelo critério de otimização de Tocher.

Método	NCE ^a	TE ^b (%)	Grupos
AMMI (DBE) ¹	2	20,00	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1, SM-1 SB-2 SB-3
QM (C x A) ²	1	4,80	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1 SM-1 SB-2, SB-3
CD ³	1	4,80	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1 SM-1 SB-2, SB-3
PP ⁴	1	4,80	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1 SM-1 SB-2, SB-3
LB 1 ⁵	2	37,50	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1, SB-2 SM-1 SB-3
LB 4 ⁵	2	12,50	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1 SM-1, SB-2, SB-3
CSP ⁶	2	12,50	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1 SM-1, SB-2, SB-3
MC ⁷	2	25,00	AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3, SB-1 SM-1, SB-2, SB-3

a Número de classificações erradas

b Taxa de erro

1 Distância euclidiana baseada nos escores dos 3 primeiros componentes principais

2 Quadrado médio da interação clones x ambientes

3 Coeficiente de distância (Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller, 1969)

4 Pleisted e Peterson (1959)

5 Métodos 1 e 4 de Lin e Butler

6 Complemento da correlação de Spearman

7 Perda potencial de ganho (Matheson e Cotterill, 1990)

Procurou-se determinar o número mínimo de ambientes necessário para se conseguir um resultado semelhante ao obtido quando se consideram nove ambientes, estimando o coeficiente de correlação de Spearman médio entre as análises conjuntas envolvendo de 2 a 8 ambientes e a análise conjunta com nove ambientes. Como havia sido observado no caso dos clones avaliados aos três anos, a partir de quatro ambientes a estimativa do coeficiente de correlação de Spearman foi superior a 0,72 (Tabela 11).

Considerando uma área experimental constante com 1000 parcelas, foi simulado o ganho com a seleção, variando os números de ambientes e repetições (Figura 6). Da mesma maneira que nos clones avaliados aos três anos, verificou-se redução no ganho com aumento do número de ambientes, independente do número de repetições adotado. O maior ganho também foi observado na combinação 3 locais e 2 repetições.

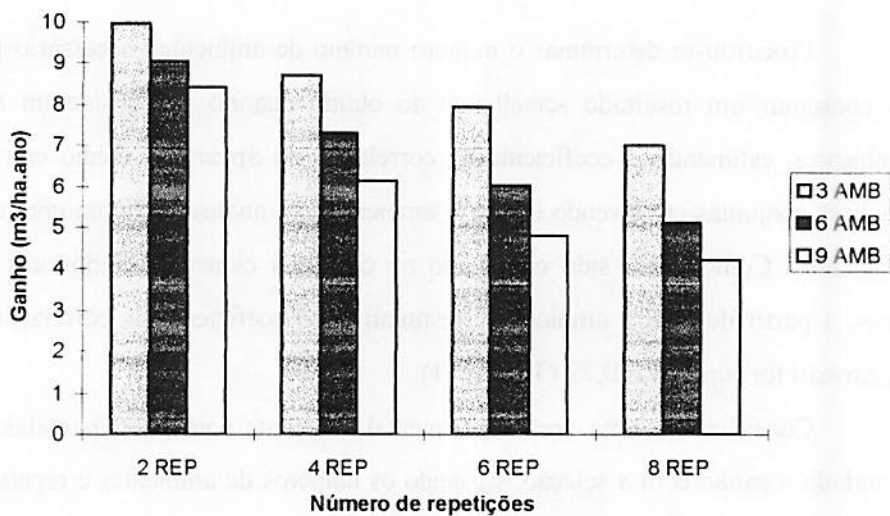


FIGURA 6. Ganhos com a seleção para incremento médio anual, obtidos a partir de diferentes combinações de número de repetições e ambientes com clones de eucalipto avaliados aos seis anos.

4 DISCUSSÃO

Na maioria dos programas de melhoramento de eucaliptos em andamento no Brasil, a etapa de avaliação de clones é a que demanda mais recursos e tempo do melhorista, pois há necessidade de se avaliar um grande número de materiais em ambientes representativos das condições de cultivo. Assim, para maior eficiência dos programas, é necessário que as avaliações sejam as mais criteriosas possíveis.

O sucesso depende da condução cuidadosa dos experimentos que envolvem as avaliações clonais com base em caracteres de maior importância agrônômica e industrial, bem como da escolha criteriosa dos ambientes de avaliação. Em princípio poder-se-ia argumentar que quanto maior o número de locais em que os clones fossem avaliados maior seria a segurança no momento da seleção. Entretanto, o constante deslocamento do melhorista e sua equipe, bem como os custos de implementação, oneram o programa e demandam mais tempo dos pesquisadores. Dessa forma, a escolha do número e localização dos ambientes merece maior atenção, para tornar os programas mais eficazes.

Na escolha dos ambientes, o conhecimento da área, em termos de condições edafo-climáticas, é importante. Contudo, apenas essas informações, na maioria dos casos, são insuficientes. O ideal é associá-las com estudos da interação genótipos por ambientes, visando promover um zoneamento ecológico.

As empresas reflorestadoras possuem extensas áreas, abrangendo regiões distintas, o que torna o zoneamento fundamental para o sucesso do programa. A empresa Aracruz Celulose S. A., por exemplo, tem suas propriedades em três macrorregiões, que são a região de Aracruz e São Mateus, no estado do Espírito Santo, e a região do Sul da Bahia. Essas regiões diferem nas coordenadas

geográficas e nas condições de clima e solo (Tabelas 3A, 4A, 5A e 6A). Em cada região têm sido utilizados três sítios que também apresentam diferenças entre si, porém, não tão acentuadas como no caso das macrorregiões.

As diferenças na qualidade ambiental podem ser constatadas por meio do desempenho médio dos clones avaliados em cada local, conforme sugerem Falconer e Mackay (1996) (Tabelas 1A e 2A). Para os clones avaliados aos três anos, o ambiente mais favorável foi o SB-3 no Sul da Bahia, enquanto que o menos favorável foi o ambiente SM-3 em São Mateus (Tabela 1A). Para os clones avaliados aos seis anos, o ambiente de melhor qualidade foi o SB-2 e o de pior qualidade o AR-1. A produtividade ou crescimento das árvores em determinado local é função da quantidade e disponibilidade de recursos abióticos utilizados pelas árvores. Os recursos abióticos são a água e os nutrientes, os quais têm sua quantidade e disponibilidade intimamente relacionadas com as propriedades físicas do solo (Ralston, 1964). Dessa forma, pela simples observação dos resultados das análises química e física do solo, percebe-se que há distinção entre os ambientes (Tabelas 3A, 4A, 5A e 6A).

Com efeito, uma investigação interessante é identificar quais características edafo-climáticas contribuem para heterogeneidade das médias dos ambientes. No horizonte A, para os clones com três anos, observou-se que todas as variáveis consideradas no horizonte A foram significativas, com destaque para as frações de matéria orgânica e de argila (Tabela 2). Para os clones com seis anos, observou-se que o teor de argila foi a variável que mais explicou a variação entre as médias dos ambientes. Nesse caso, ao contrário do que ocorreu aos três anos, a matéria orgânica foi não significativa e explicou muito pouco da variação (Tabela 13). Gonçalves (1990), estudando as relações entre a produtividade e qualidade de sítios florestais cultivados com eucaliptos e algumas propriedades químico-físicas de solos arenosos, constatou que o teor de potássio, matéria

orgânica, teor de fósforo e teor de silte foram as variáveis que mais explicaram a variação entre os sítios. Já Shorter (1993) observou que os teores de potássio, magnésio, silte e matéria orgânica estavam relacionados ao desenvolvimento de clones de eucaliptos. Esses dois trabalhos confirmam alguns resultados do presente estudo.

Com relação as frações finas de argila e silte, alguns autores comentam que estas variáveis se relacionam diretamente com o crescimento das árvores. Essas frações texturais assumem papéis fundamentais na capacidade de retenção de umidade e nutrientes, particularmente nos solos de textura arenosa. Todavia, quando os teores dessas frações se elevam consideravelmente, verifica-se um comportamento inverso com relação ao crescimento das árvores, atribuído ao sistema de acração da atmosfera edáfica (Jackson, 1962; Ralston, 1964; Gonçalves, 1990).

No horizonte B, verificou-se que, apenas no caso dos clones avaliados aos três anos, foi detectada significância para algumas variáveis (Tabela 2). Sobressaiu-se o potássio com 13,20% da variação total. Com relação à profundidade do solo (horizontes A, B e C) para amostragem com o intuito de avaliar a qualidade do ambiente e prever o crescimento do eucalipto, existem controvérsias entre os autores. Segundo Gonçalves (1990), a avaliação das características químicas e físicas do solo, para o caso de eucaliptos, é mais precisa quando a amostragem é feita nas camadas superficiais. No entanto, Shorter (1993) relata que não há evidências de que a camada superficial seja a mais importante para avaliar a qualidade do sítio com *Eucalyptus grandis*.

Com relação à análise de regressão múltipla e às somas de quadrados parciais, é necessário frisar que o fato de uma variável não ser significativa na análise de regressão múltipla não a torna, necessariamente, sem importância para a variável resposta. A não significância para uma determinada variável evidencia

apenas que na presença das demais variáveis consideradas ela explica muito pouco da variação observada. Em outras palavras, pode-se dizer que, considerando fixos os efeitos das outras variáveis, a variação explicada pela variável em questão é muito pequena.

A análise de componentes principais envolvendo todas as variáveis ambientais mostrou que os dois primeiros componentes principais explicaram mais de 71 e 70% da variação entre os ambientes para os clones avaliados aos 3 e 6 anos, respectivamente. A partir da dispersão gráfica dos ambientes, é possível observar que existe variação entre as macrorregiões e dentro delas (Figuras 1 e 4). Vale comentar que uma parte da variação é perdida quando apenas os dois primeiros componentes principais são usados para a dispersão gráfica dos ambientes. Além disso, existem outras variáveis que certamente contribuem para a variação ambiental, mas que não foram incluídas no presente estudo. Dentre as variáveis mais citadas na literatura para o eucalipto destacam-se a radiação solar e a temperatura (Schlatter e Gerding, 1984; Grey, 1989). Feitas essas considerações, mesmo assim a aplicação da técnica dos componentes principais permitiu uma visualização das diferenças entre os ambientes e confirmou que as variáveis originais realmente contribuem para essa diversificação ambiental.

O fato de os ambientes serem diferentes por si só, não é indicação da necessidade da condução dos experimentos em todos. É preciso obter informações detalhadas a respeito da interação clones x ambientes, para se realizar o zoneamento ecológico (Atlim et al., 2000).

A existência da interação clones x ambientes indica que os clones apresentam exigências ou tolerâncias distintas, tanto no nível macro quanto no nível microambiental (McKeand, Eriksson e Roberds, 1997). Assim sendo, a presença da interação revela que os comportamentos dos clones não são coincidentes nos diferentes ambientes (Lynch e Walsh, 1998). No presente

trabalho, constatou-se que a ocorrência da interação clones x ambientes foi significativa nas regiões de São Mateus e Sul da Bahia (Tabelas 1 e 12).

Outro enfoque no estudo da interação genótipos por ambientes é a quantificação de sua natureza (Vencovsky e Barriga, 1992). Cruz e Castoldi (1991) comentam que a interação pode ser dividida em duas partes. A primeira, denominada de parte simples ou quantitativa, não acarreta mudanças na classificação dos genótipos, facilitando o trabalho do melhorista (Bos e Caligari, 1997; Lynch e Walsh, 1998). Já a segunda parte, chamada de complexa ou qualitativa, altera a classificação genotípica, dificultando a seleção, pois o genótipo pode demonstrar um bom comportamento em um ambiente ou grupos de ambientes e mal desempenho em outros (Podlich, Cooper e Basford, 1999). Constatou-se, na região da Aracruz, predomínio da parte simples da interação (Tabelas 5 e 16). Esse resultado, em princípio, já evidencia que não há necessidade de se utilizar todos os três ambientes dessa macrorregião. Para as outras duas regiões, a situação é mais complicada pois a contribuição das partes simples e complexa foram, no mínimo, equivalentes.

Para um melhor detalhamento da estrutura da interação clones x ambientes e identificação de ambientes mais semelhantes sob o ponto de vista experimental foram utilizadas várias metodologias que têm sido recomendadas na literatura (May e Kozub, 1995).

A primeira medida foi a magnitude do quadrado da interação clones x ambientes. Para isso, foram realizadas todas as análises possíveis dos ambientes dois a dois. Constatou-se que na região de Aracruz não ocorreu interação entre os pares de ambientes da mesma nas duas idades, indicando comportamento consistente dos clones nesses ambientes (Tabelas 3 e 14). Esse fato era esperado pois não foi detectada interação nessa região. Horner e Frey (1957) utilizaram a significância dos quadrados médios da interação cultivares x ambientes para

dividir a área plantada com aveia nos Estados Unidos em regiões mais homogêneas. Eles conseguiram reduzir o componente da interação em torno de 40% com a subdivisão da área em cinco regiões nas quais a interação era mínima.

Uma segunda medida foi o coeficiente de correlação classificatória de Spearman. Quando o valor do coeficiente é alto, indica que a classificação nos dois ambientes é semelhante, ou seja, os melhores clones em um determinado ambiente também são os primeiros em outro. Nesse caso, os maiores valores foram observados, principalmente na região de Aracruz ou nos casos nos quais estiveram envolvidos os ambientes dessa macrorregião (Tabelas 3 e 14). Por outro lado, as correlações envolvendo o ambiente SB-3 foram muito baixas, inclusive não significativas para a idade de seis anos. Os resultados apresentados para os coeficientes de correlação de Spearman estão de acordo com aqueles das partes simples e complexa apresentados nas Tabelas 5 e 16.

De uma maneira geral, quanto maior o coeficiente de correlação, maior a contribuição da parte simples, confirmando que a interação simples não altera muito a ordem dos genótipos (Cruz e Castoldi, 1991). Além disso, observou-se que, para os clones avaliados com três anos, os valores das correlações de Spearman, de um modo geral, foram bem menores em relação aos clones avaliados aos seis anos (Tabelas 3 e 14). Esse resultado corrobora com o fato da interação clones x ambientes ter sido maior no primeiro caso (três anos). No entanto, vale salientar que o coeficiente de correlação de Spearman considera a ordem de classificação dos clones. Assim sendo, as variações de acaso que ocorrem na classificação dos mesmos, especialmente quando o número de tratamentos é grande, contribuem para obtenção de estimativas relativamente baixas, não refletindo, muitas vezes, o que realmente ocorre.

Outras duas metodologias utilizadas para estudar a interação clones x ambientes foram as desenvolvidas por Pleisted e Peterson (1959) e Matheson e

Cotterill (1990). A primeira metodologia apenas estima os componentes de variância da interação entre os pares de ambientes, sendo, portanto, uma metodologia semelhante àquela que utiliza o quadrado médio da interação. Já a segunda metodologia, proposta inicialmente para espécies florestais, investiga a influência da interação sobre a perda de ganho potencial. Assim, quanto maior o valor da perda de ganho potencial, maior a influência da interação genótipos por ambientes. A metodologia de Matheson e Coterrill (1990) está de acordo com o pensamento unânime dos melhoristas que afirmam que uma forte interação reduz o ganho com a seleção (McKeand, Eriksson e Roberdis, 1997; Annichiarico, 1997; Kang, 1998; Podlich, Cooper e Basford, 1999). Os resultados das duas metodologias comentadas estão de acordo com os anteriores. Observou-se que os menores valores ocorreram entre os ambientes da Aracruz para as duas metodologias. Os maiores valores envolveram sempre o ambiente SB-3, confirmando os resultados das metodologias anteriores (Tabelas 6 e 17).

Ainda com a intenção de estudar a estrutura da interação clones x ambientes, utilizou-se o método proposto por Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) e o modelo multiplicativo AMMI (Additive main effects and Multiplicative Interaction). A metodologia de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) estima o coeficiente de distância para classificar os ambientes em função da interação. Esse método considera como ambientes semelhantes aqueles com efeito pequeno da interação entre eles. Na realidade, o coeficiente de distância é a raiz quadrada da distância euclideana média. Essa metodologia foi utilizada com sucesso pelos autores no zoneamento ecológico do cinturão do algodão nos Estados Unidos. Eles conseguiram identificar ambientes homogêneos dentro das regiões preestabelecidas, bem como entre ambientes entre essas regiões. No presente trabalho, os resultados desse método foram bastante semelhantes àqueles

obtidos pela metodologia de Pleisted e Peterson (1959) e do Quadrado médio da interação (Tabelas 7 e 18).

A metodologia AMMI, proposta por Mandel (1971), tem como principal vantagem a melhor explicação do comportamento dos genótipos e também dos efeitos dos ambientes, permitindo o estudo da estabilidade dos cultivares e o zoneamento ecológico (Gauch e Zobel, 1997; Rosse, 1999). As análises utilizando o modelo multiplicativo e aditivo (AMMI) mostraram que são necessários pelo menos três componentes principais para explicar de modo satisfatório a interação clones x ambientes. Assim sendo, foi estimada a distância euclidiana entre cada par de ambientes com os três primeiros escores dos componentes principais dos ambientes (DBE). Os resultados também foram semelhantes aos já relatados para os métodos acima (Tabelas 7 e 18). A metodologia AMMI tem sido muito utilizada para escolha de locais para testes de cultivares. Annicchiarico (1994) utilizou esse método para separar ambientes de avaliação de trigo na Itália. Já Mundel et al. (1995) o utilizaram para selecionar ambientes de avaliação de cultivares de girassol. Saindon e Schaalje (1993), avaliando a dissimilaridade de oito ambientes de avaliação de feijão comum nos Estados Unidos, conseguiram identificar dois ambientes semelhantes, entre os quais a interação era muito pequena. Em todos os estudos citados, o primeiro ou os dois primeiros componentes principais explicaram a maior parte da variação, ao contrário do que ocorreu nesse trabalho.

Por fim, os dois últimos métodos considerados foram aqueles propostos por Lin e Butler (1990). Esses dois autores propuseram esses métodos com o intuito de agrupar genótipos ou ambientes. O método 1 considera os efeitos da interação e do genótipo ou ambiente, dependendo do que se deseja agrupar. Ele se baseia na regressão linear simples, tendo como variável independente o índice genotípico, ou seja, é feito no sentido inverso ao método de Eberhart e Russel

(1966), no qual a variável independente é o índice ambiental. A medida de dissimilaridade é a diferença entre a soma de quadrados dos desvios de regressão combinado dos ambientes e os desvios de regressão de cada ambiente. O método 4, baseado somente na interação genótipos x ambientes, corresponde à distância euclidiana ajustada para média de ambientes. Os resultados para tais métodos diferiram um pouco das metodologias anteriores, embora o ambiente SB-3 tenha tido comportamento semelhante aos já apresentados (Tabelas 8 e 19).

Uma vez estudada a estrutura da interação clones x ambientes por diversos métodos, lançou-se mãos de técnicas multivariadas para agrupar os ambientes. Primeiramente, utilizou-se o critério de Tocher para promover o agrupamento dos ambientes. Os grupos formados diferiram em função da medida de dissimilaridade utilizada. Entretanto, observou-se que os métodos do quadrado médio, de Pleisted e Peterson (1959) e Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969), determinaram o mesmo agrupamento nas duas idades (Tabelas 9 e 20). Para avaliação aos três anos, os ambientes da Aracruz e de São Mateus estiveram sempre em um mesmo grupo, com exceção dos métodos cujas medidas de dissimilaridade foram o coeficiente de correlação de Spearman e a perda de ganho potencial (Matheson e Cotterill, 1990) (Tabela 9). O ambiente SB-3, na maioria dos casos, formou um grupo unitário. Já o ambiente SB-2, na metade dos casos formou um grupo unitário.

Para a idade de seis anos, observou-se que os ambientes da Aracruz e de São Mateus estiveram sempre no mesmo grupo em metade dos casos, com exceção do ambiente SM-1, que formou um grupo unitário na maioria dos casos (Tabela 20). O local SB-3 formou um grupo unitário. Um fato interessante é que os locais que apresentaram altos valores de ecovalência, portanto aqueles que mais contribuíram para interação clones x ambientes (Figuras 2 e 5), tenderam a formar grupos unitários (Tabelas 9 e 20). Isso ocorreu com o ambiente SB-3 nas

duas idades, com o ambiente SB-2 nos clones com três anos e com o ambiente SM-1 na idade de seis anos.

Após definição dos grupos, foi aplicada a técnica multivariada de análise discriminante com o intuito de avaliar o padrão de agrupamento gerado pelo critério de Tocher. Com efeito, a análise discriminante é utilizada para confirmar o agrupamento feito anteriormente por outro critério menos rigoroso ou mesmo classificar um indivíduo desconhecido em grupos já definidos (Pereira, 1999). Ela indica o número de classificações erradas e calcula a taxa de erro do agrupamento anterior. A taxa de erro avalia a função discriminante, mostrando a eficiência na classificação correta dos indivíduos (Pereira, 1999). A taxa de erro é normalmente utilizada para identificar qual dos métodos foi mais eficaz na classificação (Braga, 1997). No presente trabalho, a metodologia que promoveu maiores taxas de erro foi a de Matheson e Cotterill (1990) e do coeficiente de correlação de Spearman, para três anos (Tabela 10). Para a idade de seis anos, as metodologias de Lin e Butler (1990) e de Matheson e Cotterill (1990) foram as de maiores taxas de erro. (Tabela 21). Os menores erros foram observados no método 4 de Lin e Butler (1990), para três anos, e os métodos do quadrado médio, de Pleisted e Peterson (1959) e de Abou-El-Fittouh, Rawlings e Miller (1969) para seis anos.

Os resultados da análise discriminante para os clones avaliados aos três anos mostraram que os ambientes da Aracruz, de São Mateus e o ambiente SB-1 devem formar o mesmo grupo. O ambiente SB-3 deve formar um grupo unitário (Tabela 10). Já, para idade de seis anos o resultado diferiu um pouco. O ambiente SB-3 deve novamente formar um grupo unitário, assim como o local SM-1. Os ambientes da Aracruz, os ambientes SM-2 e SM-3 de São Mateus e o ambiente SB-1 do Sul da Bahia devem formar um único grupo (Tabela 21) .

A discrepância dos resultados apresentados nas duas idades dificulta a decisão sobre o zoneamento e, em função dele, a escolha dos locais para se proceder a condução dos experimentos. Todavia, considerando as duas avaliações, pode-se inferir que o ambiente SB-3 constitui um grupo independente, de maneira que devem ser conduzidos ensaios no mesmo. Os três ambientes da Aracruz ficaram sempre juntos e portanto, apenas um deles é suficiente para representar essa região. De modo análogo, os ambientes SM-2, SM-3 e SB-1, na maioria das vezes, foram enquadrados no mesmo grupo dos ambientes da Aracruz. Os ambientes SM-1 e SB-2 apresentaram comportamento não consistente nas duas idades. Do exposto, é possível reduzir o número de ambientes de avaliação do programa de melhoramento genético da Aracruz para quatro. Um deles envolvendo qualquer um dos seguintes ambientes: AR-1, AR-2, AR-3, SM-2, SM-3 e SB-1, sendo escolhido o que for mais apropriado. Os demais ambientes são SM-1, SB-2 e SB-3.

O resultado obtido no zoneamento ecológico corrobora com aqueles apresentados na Tabela 11, na qual constata-se que, independente dos ambientes envolvidos, o coeficiente de correlação de Spearman médio entre as médias dos clones avaliados em quatro ambientes e as médias dos clones em nove ambientes foi superior a 0,72.

Considerando os quatro ambientes definidos no zoneamento e no coeficiente de correlação de Spearman, é possível inclusive estimar qual seria o progresso a ser obtido, se ao invés de em nove ambientes, os clones fossem avaliados em apenas quatro. Os resultados na Tabela 22 confirmam que, com apenas quatro ambientes, é possível obter ganhos muito próximos daquele obtido com nove ambientes. Além disso, observou-se que o coeficiente de correlação de Spearman, em algumas combinações, foi superior a 0,72.

TABELA 22. Ganhos com a seleção obtidos em diferentes combinações de ambientes para os clones de eucalipto avaliados aos três anos e seis anos.

Zonas				3 Anos		6 anos	
Z ₁	Z ₂	Z ₃	Z ₄	G(%)	r _s ¹	G(%)	r _s
AR-1	SM-1	SB-2	SB-3	41.75	0.75	31.98	0.76
AR-2	SM-1	SB-2	SB-3	41.65	0.77	32.87	0.77
AR-3	SM-1	SB-2	SB-3	39.91	0.71	30.99	0.71
SM-2	SM-1	SB-2	SB-3	39.30	0.73	33.96	0.73
SM-3	SM-1	SB-2	SB-3	40.40	0.68	34.55	0.72
SB-1	SM-1	SB-2	SB-3	40.25	0.82	34.57	0.74
Ganho	Geral	(%)		44.86		36.75	

¹ Coeficiente de correlação de Spearman

Partindo da existência de recursos humanos e financeiros pré-fixados, a condução dos experimentos em um menor número de ambientes permite a inclusão de um maior número de clones e/ou repetições. Considerando os dados da avaliação com 121 clones, o número total de parcelas foi de 3.267 (121 clones x 3 repetições x 9 ambientes). Considerando quatro ambientes, mantendo-se o mesmo número de repetições, seria possível avaliar 272 clones, ou seja, um número de 2,25 vezes maior que o caso anterior (121 clones). Para selecionar oito clones no final, a intensidade de seleção passaria a ser de 2.94 %. Considerando os demais fatores fixos, o ganho esperado com a seleção seria superior em razão do maior número de clones avaliados. Vale comentar que, em trabalho avaliando o progresso genético da seleção de clones na Aracruz Celulose S.A. ficou evidenciada, de maneira contundente, a necessidade de se avaliar um número crescente de clones (Gonçalves et al., 2000). Esse resultado é confirmado quando da simulação do número de repetições e de ambientes sobre o ganho de seleção. Observou-se que a combinação de 2 ambientes e 3 repetições proporcionou as

maiores estimativas de ganho nas duas idades (Figuras 3 e 6). O maior ganho com a seleção foi devido à maior intensidade de seleção que, por sua vez, foi função do número de clones testados. Como na simulação foi fixado o número de oito clones para seleção, quanto maior o número de clones, maior a intensidade de seleção.

Uma outra alternativa seria aumentar o número de repetições, mantendo o mesmo número de clones. Nesse caso, a variância fenotípica média seria menor e o ganho com a seleção seria mais expressivo, como foi mostrado por Castro (1992) quando avaliou o número de repetições sobre a eficiência da seleção em progênies de meio-irmãos de *Eucalyptus camaldulensis*.

Esse trabalho permitiu o zoneamento ecológico das regiões de condução dos programas de melhoramento da Aracruz, evidenciando que, com quatro ambientes ao invés de nove como tem sido realizado, os melhoristas poderão ter maior progresso com a seleção, pela possibilidade de, com o mesmo recurso, avaliar um maior número de clones e/ou repetições. Além do mais, com a redução do número de ambientes, a movimentação visando o acompanhamento dos experimentos é sensivelmente reduzida, possibilitando maior atenção na condução e tomada de dados nos experimentos que representam a área de produção da empresa.

5 CONCLUSÕES

- . Os métodos utilizados, de modo geral, foram consistentes na classificação dos ambientes, permitindo a obtenção do zoneamento ecológico.
- . Foram identificadas quatro regiões homogêneas: a primeira, formada pelos ambientes da Aracruz (AR-1, AR-2 e AR-3), dos ambientes SM-2 e SM-3 de São Mateus e pelo ambiente SB-1 no Sul da Bahia; a segunda foi formada somente pelo ambiente SM-1; a terceira pelo ambiente SB-2 e, por fim, a quarta foi constituída pelo ambiente SB-3.
- . Os experimentos podem ser conduzidos em quatro ambientes, em vez de nove, possibilitando uma maior utilização de repetições e/ou clones, o que proporciona maior ganho e possibilita melhor acompanhamento das atividades pelos melhoristas.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABOU-EL-FITTOUH, A. H.; RAWLINGS, J.O.; MILLER, P.A. Classification of environments to control genotype x environment with application to cotton. *Crop Science*, Madison, v.9, n.1, p. 135-140. Jan./Feb. 1969.
- ANNICCHIARICO, P. Additive main effects and multiplicative interaction (AMMI) analysis genotype-location interaction in variety trials repeated over years. *Theoretical and Applied Genetics*, Berlin, v. 94, n.2 , p. 1072-1077. Mar. 1997.
- ANNICCHIARICO, P. Adaptation patterns and defition of macro-environments for selection and recommendation of common wheat genotypes in Italy. *Plant Breeding*, Berlim, v. 113, n.1, p. 197-205. 1994.
- ATLIN, G.N.; BAKER, R.J.; MCRAE, K.B.; LU, X. Selection response in subdivided target regions. *Crop Science*, Madison, v. 40, n. 6, p. 7-12. Jan./Feb. 2000.
- AVELAR, F.M.A.G.; RESENDE, G.D.S.P.; BERTOLUCCI, F. de L.G.; RAMALHO, M.A.P. Progresso genético por meio de seleção de clones de eucalipto em plantios comerciais. *Revista Árvore*. Viçosa, 2000 (no prelo).
- BOS, I.; CALIGARI, P. *Selection methods in plant breeding*. London: Chapman & Hall, 1997. 347p.
- BRAGA, F. de A. *Uso da análise discriminante na identificação de características ambientais determinantes da capacidade produtiva de povoamento de eucalipto*. Viçosa: UFV, 1997. 89p. (Tese - Doutorado em Fitotecnia).
- CASTRO, N.H.C. de. *Número de repetições e eficiência da seleção em progênies de meios-irmãos de *Eucalyptus camaldulensis**. Lavras: UFLA, 1992.121p. (Dissertação - Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- CRUZ, C.D. *Programa GENES: aplicativo computacional em genética*. Viçosa: UFV. Imprensa Universitária, 1997. 442p.

- CRUZ, C.D.; CASTOLDI, F.L. Decomposição da interação genótipos x ambientes em partes simples e complexa. *Revista Ceres*, Viçosa, v. 38, n. 219, p. 422-430, maio/jun. 1991.
- EBERHART, S.A.; RUSSEL, W. A. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, Madison, v.6, n.1, p. 36-40, Jan./Feb. 1966.
- FALCONER, D.S.; MACKAY, T.F.C. *Introduction to quantitative genetics*. 4nd ed. Longman: Malasya, 1996. 464p.
- GAUCH, H.C. Jr. Joint regression vs AMMI analysis of genotype-environmental interactions in applied plant breeding. *Euphytica*, Wageningen, v.98, n.1, p. 53-62, Jan. 1992.
- GAUCH, H.C. Jr.; ZOBEL, R.W. Identifying Mega-Environments and Targeting genotypes. *Crop Science*, Madison, v. 31, n. 2, p. 311-326, Mar./Apr. 1997.
- GONÇALVES, J.L.M. Interações genótipo-ambiente e relações entre a produtividade de sítios florestais de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus saligna* com as propriedades de alguns solos de textura arenosa e média no Estado de São Paulo. Piracicaba: ESALQ, 1990. 135p. (Tese - Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas).
- GREY, D.C.; Site requirements of *Pinus radiata*: review. *South African Forestry Journal*, Pretoria, v. 148, n.1, p. 23-32, Mar. 1989.
- HORNER, T.W.; FREY, K.J. Methods for determining natural areas for oat varietal recommendations. *Agronomy Journal*, Madison, v. 49, n.1, p. 313-315, Jan./Feb. 1957.
- JACKSON, D.S. Soil factors that should influence allocations of land for forestry and agriculture. *New Journal of Forestry*, Rotorua, v. 18, n.1, p. 55-62. 1973.
- JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. *Applied multivariate statistical analysis*. 2th. Ed. Prentice Hall. University of Wisconsin, 1988. 607p.

- KANG, S. K. Using genotype-by-environment interaction for crop cultivar development. **Advances in Agronomy**, New York, v. 62, p. 199-252, 1998.
- LIN, C.S.; BUTLER, G. Cluster analysis for analysing two-way classification data. **Agronomy Journal**, Madison, v. 82, n.2, p. 344-348, Mar./Apr. 1990.
- LYNCH, M.C.; WALSH, B. **Genetics and analysis of quantitative traits**. Sunderland: Sinauer Associates Inc., 1998. 980p.
- MANDEL, J. A new analysis of variance model for non-additive DATA. **Technometrics**, Washington, v. 13, n.1, p. 1-18, Feb. 1971.
- MATHESON, A C.; COTTERILL, C.A . Utility of genotype x environment interactions. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 30, n.1, p. 159-174, 1990.
- MAY, K.W.; KOZUB, G.C. Genotype x environment interactions for two-row barley grain yield and implications for selection of test locations. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, v. 75, n. 2, p. 571-575, Feb. 1995.
- McKEAND, S.E.; ERIKSSON G.; ROBERDS, J.H. Genotype by environment interaction for index traits that combine growth and density in loblolly pine. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v.94, n., p. 1015-1022, 1997.
- MUNDEL, H.H.; ENTZ, T.; BRAUN, J.P.; KIEHN, F. A . Selection of locations for safflower cultivar trials on the Canadian prairies by using the AMMI procedure. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, v. 75, n.2, p. 767-774, Mar. 1995.
- PEREIRA, J.J. **Análise de agrupamento e discriminante no melhoramento genético – aplicação na cultura do arroz (*Oriza sativa* L)**. Viçosa: UFV, 1999. 191p. (Tese – Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- PLEISTED, R.L.; PETERSON, L.C. A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. **American Potato Journal**, New Jersey, v.36, n.11, p. 381-385, Nov. 1959.

- PODLICH, D.W.; COOPER, M.; BASFORD, K.E. Computer simulation of a selection strategy to accomodate genotype-environment interactions in a wheat recurrent selection programme. **Plant Breeding**, Berlim, v. 118, n.1, p. 17-28, Jan.1999.
- RALSTON, C.W. Evaluation of forest site productivity. **International Review of Forest Research**, New York, v.1, n.1, p. 171-201, 1964.
- RAMALHO, M.A.P.; SANTOS, J.B. dos; ZIMMERMANN, M.J. de O. **Genética quantitativa em plantas autógamas**. Goiânia: UFG, 1993. 272 p.
- REZENDE, M.D.V. de; HIGA, A.R.; OLIVEIRA, J.G.; CAMPOS, W.O. Environmental stratification for breeding *Eucalyptus* spp. based on genotype x environment interactions and measurements of site dissimilarities. In: IUFRO CONFERENCE "PRODUCTION DE VARIETES GENETIQUEMENT AMELIOREES D'ESPECES FORESTIERES A CROISSANCE RAPIDE". Bourdaux, n. 1, 1992, Bourdaux. **Proceedings ... Bourdaux, 1992**. p.293-299.
- ROSSE, L.N. **Modelo de regressão não-linear aplicado na avaliação da estabilidade fenotípica em plantas**. Piracicaba: ESALQ, 1999. 179p. (Tese - Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas).
- SAINDON, G.; SCHAALJE, B. Evaluation locations for testing common bean cultivars in Western Canada. **Annual Report of the Bean Improvement Cooperative**, New York, v. 31, p. 48-49, 1993.
- SAS INSTITUTE. **SAS User's Guide Statistical Version 6**. 4.ed. Caru: NC: SAS Institut, 1993. 1668p.
- SCHLATTER, J.E.; GERDING, V.R. Important site factors for *Pinus radiata* growth in Chile. In: SYMPOSIUM ON SITE & PRODUCTIVITY OF FAST-GROWING PLANTATIONS, Pretoria, South African Forest Research Institute, 1984, v. 2, p. 541-549.
- SHORTER, T.D. **Efeitos do clima e do solo sobre o desenvolvimento de clones de *Eucalyptus* sp. No Sul da Bahia e sobre as interações genótipo-ambiente**. Piracicaba: ESALQ, 1993. 220p. (Tese - Mestre em Solos e Nutrição de plantas).

SOUZA, S.M. de; REZENDE, M.D.V de; SILVA, H.S. da; HIGA, A.R.
Variabilidade genética e interação genótipo x ambiente envolvendo
procedências de *Eucalyptus cloeziana* F. Mull em diferentes regiões do Brasil.
Revista Árvore, Viçosa, v.16, n.1, p. 1-17, Jan. 1992.

TOLER, J.E. **Patterns of genotypic performance over environmental arrays**.
Clemson: Clemson University, 1990. 154p. (Thesis - Ph.D.).

VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**.
Ribeirão Preto-SP: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 486p.

WRICKE, G. Über eine methode zur erfassung der Okologischen streubreite in
feld versuchen. **Zeitschrift fuer Pflanzenzuerchtung**, Berlim, v. 47, n. 1, p.
92-96, Jan./Feb. 1962.

ANEXOS

ANEXO A		Página
TABELA 1A	Resumos das análises de variâncias individuais para incremento médio anual (m³/hano) em clones de eucalipto avaliados aos três anos, estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos e qualidade ambiental, conforme metodologia de Toler (1990)	152
TABELA 2A	Resumos das análises de variâncias individuais para incremento médio anual (m³/hano) em clones de eucalipto avaliados aos seis anos, estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos e qualidade ambiental, conforme metodologia de Toler (1990)	153
TABELA 3A	Análises química e física do horizonte A dos solos dos ambientes e precipitação pluvial total (dados médios da empresa - clones de eucalipto avaliados aos três anos) ...	154
TABELA 4A	Análises química e física do horizonte B dos solos dos ambientes (dados médios da empresa - clones de eucalipto avaliados aos três anos)	155
TABELA 5A	Análises química e física no horizonte A dos solos dos ambientes e precipitação pluvial total (dados médios da empresa - clones de eucalipto avaliados aos seis anos) ...	156
TABELA 6	Análises química e física do horizonte B dos solos dos ambientes (dados médios da empresa - clones de eucalipto avaliados aos seis anos)	157
MACRO 1A	Análise de regressão linear múltipla pelo pelo PROC REG do SAS (Statistical System Analysis)	158
MACRO 2A	Análise de componentes principais pelo pelo PROC PRINCOMP do SAS (Statistical System Analysis)	159

```

data a;
input x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 x9 x10;
run;

proc discrimin;
var x1-x10;
run;

ods output;
run;
    
```

TABELA 1A. Resumo das análises de variâncias individuais para incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) em clones de eucalipto avaliados aos três anos, estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos e qualidade do ambiente, conforme metodologia de Toler (1990).

CV	GL	Quadrados médios (Ambientes)								
		AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
Clones	120	153,57**	135,42**	127,21**	162,21**	139,49**	140,22**	208,89**	214,69**	330,68**
Erro	240	20,36	26,26	15,78	19,29	19,43	13,38	31,94	42,94	61,01
Média		21,87	21,19	18,51	20,06	15,70	12,45	22,94	22,66	32,67
CV_e (%)		20,64	24,07	21,46	21,89	28,08	29,38	24,64	28,92	23,91
CV_B (%)		30,48	28,34	33,02	34,41	40,31	51,99	33,48	33,39	29,02
σ^2_B		44,40	36,39	37,37	47,64	40,02	42,28	58,98	57,25	89,89
h^2		86,74	80,61	87,66	88,11	86,07	90,46	84,71	80,00	81,55
		(82;90) ²	(73;86)	(83;91)	(84;91)	(81;89)	(87;93)	(79;89)	(72;85)	(75;86)
μ_j		1,19	0,48	-3,16	-2,72	-4,20	-6,81	1,94	1,80	11,35

$r=0,99**1$

1 Coeficiente de correlação de Spearman entre a média e a estimativa de μ_j

2 Limites inferior e superior, respectivamente.

TABELA 2A. Resumo das análises de variâncias individuais para incremento médio anual ($m^3/ha.ano$) em clones de eucalipto avaliados aos seis anos, estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos e qualidade do ambiente, conforme metodologia de Toler (1990).

CV	GL	Quadrados médios (Ambientes)								
		AR-1	AR-2	AR-3	SM-1	SM-2	SM-3	SB-1	SB-2	SB-3
Clones	20	119,34**	220,19**	387,92**	784,33**	345,19**	454,60**	329,81**	490,37**	254,72**
Erro	40	20,58	57,44	86,64	138,81	57,19	108,04	77,39	148,65	120,77
Média		31,61	31,94	39,05	42,20	38,99	35,55	33,79	54,73	38,75
CV (%)		14,35	23,73	23,84	27,92	19,40	29,24	26,03	22,27	28,36
CV _g (%)		18,15	23,06	25,66	33,78	25,13	30,23	27,15	19,50	22,78
σ^2_g		32,92	54,23	100,43	203,17	95,99	115,52	84,14	113,90	77,98
h^2		82,76	73,92	77,67	81,45	83,43	76,23	76,54	69,69	65,95
		(61;98) ²	(40;87)	(49;89)	(60;91)	(62;92)	(46;87)	(45;85)	(31;85)	(22;84)
GS (%)		38,98	34,79	39,69	54,77	40,28	41,32	41,68	38,21	33,25
μ_j		-6,21	-7,32	0,74	3,28	1,36	-4,49	-2,86	16,01	-0,51
$r=0,99**^1$										

¹ Coeficiente de correlação de Spearman entre a média e a estimativa de μ_j

² Limites inferior e superior, respectivamente.

TABELA 3A. Análises química e física do horizonte A dos solos dos ambientes e precipitação pluvial total (dados médios da empresa - clones de eucalipto avaliados aos três anos).

Ambiente	Característica										
	pH	P (ppm)	K (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	M.O. (%)	Areia total (%)	Silte (%)	Argila (%)	PT ¹ (mm)
AR-1	4,0	11	0,09	1,41	0,37	4,16	3,3	70	8	22	4021,8
AR-2	4,0	12	0,10	1,79	0,42	3,42	3,4	72	13	15	3757,2
AR-3	4,0	12	0,10	0,86	0,29	3,97	2,8	72	11	17	3881,0
SM-1	4,0	8	0,09	1,19	0,35	2,68	2,6	84	5	11	3859,9
SM-2	4,0	7	0,08	0,94	0,32	2,40	2,1	84	8	8	3342,6
SM-3	4,0	6	0,06	0,75	0,21	2,90	2,4	83	7	10	4009,3
SB-1	4,0	8	0,09	0,71	0,26	2,36	2,0	87	5	8	3533,1
SB-2	4,0	8	0,09	0,71	0,26	2,36	2,0	87	5	8	3533,1
SB-3	4,0	5	0,07	0,66	0,24	2,95	2,7	87	5	8	4009,3

¹ Precipitação pluvial total

TABELA 4A. Análises química e física do horizonte B dos solos dos ambientes (dados médios da empresa - clones de eucalipto avaliados aos três anos).

Ambiente	Característica									
	pH	P (ppm)	K (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	M.O. (%)	Areia total (%)	Silte (%)	Argila (%)
AR-1	4,1	5	0,07	0,66	0,20	3,61	1,5	55	10	35
AR-2	4,2	5	0,08	0,88	0,25	3,08	1,8	61	14	25
AR-3	4,0	6	0,08	0,50	0,17	3,01	1,4	62	11	27
SM-1	4,3	3	0,07	0,92	0,28	2,96	1,0	55	8	37
SM-2	4,3	3	0,06	0,79	0,24	2,93	1,0	56	11	33
SM-3	4,4	2	0,06	0,74	0,15	3,30	1,1	62	10	28
SB-1	4,3	2	0,07	0,37	0,16	3,56	1,2	67	8	25
SB-2	4,3	2	0,07	0,37	0,16	3,56	1,2	67	8	25
SB-3	4,3	2	0,06	0,35	0,15	3,88	1,8	68	8	24

TABELA 5A. Análises química e física do horizonte A dos solos dos ambientes e precipitação pluvial total (dados médios da empresa - clones de eucalipto avaliados aos seis anos).

Ambiente	Característica										
	pH	P (ppm)	K (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	M.O. (%)	Areia total (%)	Silte (%)	Argila (%)	PT ¹ (mm)
AR-1	4,0	10	0,11	1,62	0,46	4,00	3,3	70	11	19	8738,2
AR-2	4,0	12	0,10	1,79	0,42	3,42	3,4	72	13	15	8738,2
AR-3	4,0	12	0,10	0,86	0,29	3,97	2,8	72	11	17	8664,8
SM-1	4,0	8	0,09	1,19	0,35	2,68	2,6	84	5	11	8531,9
SM-2	4,0	7	0,09	0,98	0,32	2,85	2,7	84	6	10	8531,9
SM-3	4,0	6	0,08	1,11	0,31	3,19	3,4	86	6	8	8530,9
SB-1	4,0	8	0,09	0,71	0,26	2,36	2,0	87	5	8	8081,9
SB-2	4,0	5	0,07	0,66	0,24	2,95	2,7	87	5	8	9235,4
SB-3	5,0	5	0,13	1,34	0,36	2,04	2,8	88	5	7	9486,5

¹ Precipitação pluvial total

TABELA 6A. Análises química e física do horizonte B dos solos dos ambientes (dados médios da empresa - clones de eucalipto avaliados aos seis anos).

Ambiente	Característica									
	pH	P (ppm)	K (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	Ca (meq/100ml)	M.O. (%)	Areia total (%)	Silte (%)	Argila (%)
AR-1	4,2	4	0,08	0,83	0,27	3,35	1,7	60	12	28
AR-2	4,2	5	0,08	0,88	0,25	3,08	1,8	61	14	25
AR-3	4,0	6	0,08	0,50	0,17	3,01	1,4	62	11	27
SM-1	4,3	3	0,07	0,92	0,28	2,96	1,0	55	8	37
SM-2	4,3	3	0,08	0,73	0,26	3,30	1,4	58	9	33
SM-3	4,5	3	0,08	1,00	0,25	3,40	1,7	67	9	24
SB-1	4,3	2	0,07	0,37	0,16	3,56	1,2	67	8	25
SB-2	4,3	2	0,06	0,35	0,15	3,88	1,8	68	8	24
SB-3	4,4	2	0,10	0,62	0,20	3,17	1,3	73	8	19

MACRO 1A

Análise de regressão linear múltipla pelo PROC REG do SAS (Statistical System Analysis)

As linhas editadas para realização da análise foram as seguintes:

Data Amb3; */Amb3 é o nome do arquivo de dados/*

Input Local X1-X6;

Cards;

...

Proc Reg/ ss1 ss2: */ss1 e ss2 são as somas de quadrados tipos I e II/*

Model Local= X1-X6/ss1 ss2; */ss1 e ss2 são as somas de quadrados tipos I e II/*

Run;

Quit;

Em que: Local é a média do ambiente (sendo o número de médias nesse estudo igual nove, pois só foram utilizados nove ambientes e X1-X6 foram as variáveis do solo (Tabelas 3A, 4A, 5A e 6A). Foram consideradas sete variáveis por horizonte em razão de apenas nove pontos estarem disponíveis.

MACRO 2A

Análise de componentes principais pelo PROC PRINCOMP do SAS (Statistical System Analysis)

As linhas editadas para realização da análise foram as seguintes:

Data Amb6; /*Amb6 é o nome do arquivo de dados/*

Input X1-X19;

Cards;

...

Proc Princomp cov out=print;

var X1-Xn;

Run;

Quit;

Em que X1-X19 são as variáveis ambientais contidas nas Tabelas (3A, 4A, 5A e 6A).

MACRO 3A

Análise de discriminante pelo PROC DISCRIM do SAS (Statistical System Analysis)

As linhas editadas para realização da análise foram as seguintes:

Data Seis: */Seis é o nome do arquivo de dados/*

Input regioao X1-Xn;

Cards:

...

Proc discrim method=normal pool=yes crossvalidate listrr crosslisterr;

class regioao;

var X1-Xn;

Run;

Quit;

Em que regioao é o grupo em que o ambiente está classificado e X1-Xn são as variáveis que, nesse estudo, corresponde às médias dos genótipos.

A Taxa de Erro foi obtida pela seguinte expressão:

$$TE = \left[\sum_{i=1}^g n_{iE} / g \right]$$

em que:

TE: taxa de erro:

$\sum_{i=1}^g n_{iE}$: somatório das frequências de erro em cada grupo:

g : número de grupos formados pelo método de agrupamento considerado.