

DIGNER SANTIAGO ORTEGA CEDILLO

ANÁLISES BIOMÉTRICAS APLICADAS AO MELHORAMENTO DE DENDÊ
(*Elaeis guineensis*, Jacq)

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do Título de “Magister Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2003

DIGNER SANTIAGO ORTEGA CEDILLO

ANÁLISES BIOMÉTRICAS APLICADAS AO MELHORAMENTO DE DENDÊ
(*Elaeis guineensis*, Jacq)

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do Título de “Magister Scientiae”.

APROVADA EM: 6 de fevereiro de 2003.

Prof. José Marcelo Soriano Viana
(Conselheiro)

Prof. Pedro Crescêncio Souza Carneiro
(Conselheiro)

Prof. Múcio Silva Reis

Prof. Paulo Bonomo

Prof. Cosme Damião Cruz
(Orientador)

A Deus.

Aos meus pais Lorenzo e Ângela.

Aos meus irmãos Miriam, Carlos e Jorge.

À minha esposa Sonnia e ao meu filho Digner João.

AGRADECIMENTO

A Deus, por todos os momentos de minha vida.

A meus pais, pela educação, pelo apoio e carinho.

A meus irmãos, pelo incentivo e convívio sempre agradável.

À minha esposa Sonnia, pelo carinho e apoio, pela atenção e paciência.

Ao professor Cosme Damião Cruz, orientador e amigo, pelo apoio, pela amizade, disponibilidade e oportunidade de realizar este curso.

Ao professor José Marcelo Soriano Viana, conselheiro, pela amizade e pelas sugestões sempre valiosas.

Ao professor Pedro Crescêncio Souza Carneiro, conselheiro e amigo, pelo apoio, pelos ensinamentos, pela disponibilidade e pelas sugestões sempre interessantes.

Aos professores Múcio Silva Reis e Paulo Bonomo, pelas sugestões e críticas.

Aos demais professores do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, pelos ensinamentos e pela atenção.

À Universidade Federal de Viçosa, em especial ao Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, pela oportunidade de aperfeiçoamento.

Ao Programa de Modernización de Servicios Agropecuarios (PROMSA), pela bolsa de estudo.

Ao Instituto Nacional Autônomo de Investigaciones Agropecuárias (INIAP), pelo apoio e incentivo.

À Estação Experimental Santo Domingo do INIAP, pelo apoio no envio dos dados.

Ao Engenheiro Saúl Mestanza Solano e ao Doutor Gustavo Vera, pelo apoio, pela amizade e ajuda.

À Engenheira Flor Maria Cardenas, pela amizade e ajuda.

À Engenheira Maribel Carranza, pela amizade e ajuda na análise dos dados.

Aos meus colegas e amigos de curso.

Aos meus amigos Manuel, Carlos, Roberto, Danilo e Alex, pela amizade e pelo companheirismo.

Às minhas amigas Fátima, Tatiana, Gloria, Cleuza, Adriana e Dexi, pela amizade.

Aos meus demais amigos equatorianos, pelo companheirismo.

BIOGRAFIA

DIGNER SANTIAGO ORTEGA CEDILLO, filho de Lorenzo Macário Ortega Alvarado e Ângela Agripina Cedillo Campos, nasceu em Ricaurte, Cantón Urdaneta, província Los Rios, Equador, no dia 10 de julho de 1973.

No período de 1996 a 1998, recebeu uma bolsa de estudo para realizar a tese de graduação na Estação Experimental Santo Domingo do INIAP.

Em dezembro de 1998, graduou-se Engenheiro-Agrônomo pela Facultad de Ciencias Agropecuárias de la Universidad Técnica de Babahoyo, defendendo a tese **Identificación del agente causal y factores relacionados con el moteado del cogollo en vivero de palma africana (*Elaeis guineensis*, Jacq)**

Em março de 1999, iniciou suas atividades profissionais na Estação Experimental Santo Domingo do INIAP, nas áreas de melhoramento de dendê e produção de semente.

Em abril de 2001, iniciou o curso de Mestrado em Genética e Melhoramento na Universidade Federal de Viçosa, realizando estudos na área de Melhoramento Vegetal. Submeteu-se aos exames de defesa de tese em fevereiro de 2003.

CONTEÚDO

	Página
RESUMO	ix
ABSTRACT	xi
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	4
CAPITULO 1	10
DESEMPENHO DE PROGÊNIES DE DENDÊ DA VARIEDADE “DURA”	10
1. INTRODUÇÃO	10
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	12
2.1. Caracterização do Experimento	12
2.1.1. Local e anos de colheita do experimento.....	13
2.2. Análises de variância univariada e estimação de parâmetros ...	13
2.2.1. Correção dos dados pela análise da covariância.....	15
2.2.2. Comparações entre médias	16
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	18
3.1. Análise de variância univariada e estimação de parâmetros	18
3.2. Correção de dados utilizando análise da covariância	24
3.3. Comparações entre médias	29
4. RESUMO E CONCLUSÕES	36

	Página
CAPÍTULO 2	38
ESTIMATIVAS DE CORRELAÇÃO E DA REPETIBILIDADE EM PROGÊNIES DE DENDÊ	38
1. INTRODUÇÃO	38
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	41
2.1. Estimação das correlações fenotípica, genotípica e de ambiente entre número de cachos e a produção por ano e em suas combinações	41
2.1.1. Estimação da correlação do número de cachos com a produção total nas avaliações individuais e em suas combinações.....	42
2.2. Análise da repetibilidade do caráter produção de frutos	43
2.2.1. Estimador do coeficiente de repetibilidade com base no método da análise de variância	43
2.2.2. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado nos componentes principais	44
2.2.3. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado na análise estrutural.....	46
2.2.4. Estimação do número mínimo de observações e do coeficiente de determinação	46
2.2.5. Avaliação da estabilização genotípica do caráter produção	47
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	48
3.1. Correlações fenotípica, genotípica e de ambiente entre número de cachos e produção.....	48
3.1.1. Correlações fenotípica e genotípica entre anos individuais e em suas combinações	49
3.1.2. Coeficiente de repetibilidade.....	54
4. RESUMO E CONCLUSÕES.....	58
CAPÍTULO 3	59
PREDIÇÃO DE GANHOS POR SELEÇÃO ENTRE E DENTRO E PELA SELEÇÃO COMBINADA EM PROGÊNIES DE DENDÊ	59
1. INTRODUÇÃO	59

	Página
2. MATERIAL E MÉTODOS.....	62
2.1. Avaliação da performance genotípica, utilizando-se a estatística P_i proposta por LIN e BINNS (1988)	62
2.2. Análise de variância univariada considerando as informações de indivíduos dentro de parcelas	63
2.2.1. Estimador dos Coeficientes de herdabilidade e de variação	65
2.2.2. Estabelecimento da razão (q) da variância ambiental entre parcelas pela variância ambiental entre plantas dentro de famílias, para estimação de componentes de variância genética aditiva e não-aditiva.....	67
2.3. Predição de ganhos por seleção.....	67
2.3.1. Seleção entre e dentro de progênies	67
2.3.2. Seleção combinada.....	68
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	71
3.1. Análise de variância univariada considerando indivíduos dentro de parcelas.....	71
3.2. Predição de ganho por seleção	74
3.2.1. Seleção entre e dentro	74
3.2.2. Seleção combinada.....	77
3.3. Número de plantas selecionadas por cruzamentos	77
4. RESUMO E CONCLUSÕES	82
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	84

RESUMO

CEDILLO, Digner Santiago Ortega, M.S., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2003. **Análises biométricas aplicadas ao melhoramento de dendê (*Elaeis guineensis*, Jacq)**. Orientador: Cosme Damião Cruz. Conselheiros: José Marcelo Soriano Viana e Pedro Crescêncio Souza Carneiro.

Este trabalho foi realizado na Estação Experimental Santo Domingo do Instituto Nacional Autônomo de Investigaciones Agropecuárias – INIAP, para a avaliação de cinco famílias de irmãos completos, procedentes do cruzamento Dura x Dura e de uma testemunha, o híbrido Tenera (Dura x Pisifera). O ensaio foi delineado em blocos ao acaso, com doze plantas por parcela e cinco repetições. Avaliaram-se o número de cachos e a produção de frutos em cinco anos, de 1992 a 1996. Foram realizadas análises biométricas com a finalidade de contribuir, orientar e adotar melhores estratégias de seleção para o programa de melhoramento de dendê e para identificar genótipos superiores com o propósito de proporcionar, ao agricultor, sementes de alta qualidade e de bom desempenho na produção. Foram objetivos específicos: a) estimar parâmetros genéticos e comparar seu desempenho com base nos dados originais e corrigidos pela análise de covariância em anos individuais e em suas combinações; b) estimar as correlações fenotípica, genotípica e ambiental, além do coeficiente de repetibilidade e da estabilização genotípica; c) comparar a eficiência da seleção entre e dentro de progênies e combinada,

com base nos dados originais e transformados para a estatística P_i , de LIN e BINNS (1988). De modo geral, as famílias foram superiores à testemunha e apresentaram variabilidade nas análises individuais e nas combinações de anos, tanto com relação aos dados originais quanto aos corrigidos. Entretanto, com os dados corrigidos, os valores do índice de variação (q) foram, em geral, comparativamente mais altos (superiores à unidade) que aqueles estimados com base nos dados originais, indicando maior eficiência da seleção com os dados corrigidos. O coeficiente de variação ambiental nos dados corrigidos foi menor em relação aos dados originais e menor ainda nas combinações de anos, evidenciando que o agrupamento das colheitas pode reduzir os efeitos da bienalidade da produção. Quanto ao número de cachos, a família 2 foi a que mais sobressaiu, e quanto à produção foram as famílias 3, 5 e 1. De maneira geral, observou-se que a correlação genotípica entre número de cachos e produção apresentou sinal diferente em relação à correlação ambiental (de sinal positivo), evidenciando que as causas genéticas e ambientais influenciam o número de cachos e a produção por meio de diferentes mecanismos fisiológicos. O número mínimo de medições necessárias para acessar o valor genotípico das progênie foi de quatro avaliações, indicado pelo método dos componentes principais. Quanto ao número de cachos, tanto a seleção direta quanto a indireta, baseada em P_i , identificaram as mesmas famílias (2 e 5), obtendo, portanto, os mesmos ganhos (9,39%). Já a seleção dentro da parcela proporcionou ganhos de 5,82 e 5,76% para as seleções direta e indireta, respectivamente. Resultados similares foram verificados quando se considerou a produção, sendo as famílias 3 e 5 selecionadas, com ganhos preditos de 2,96% entre e de 1,46% dentro, com base na produção, e de 1,44% baseado em P_i . O ganho de seleção total entre e dentro para o número de cachos foi de 15,21% e, para produção, de 4,42%. Na seleção combinada, o ganho obtido foi de 16,68% para número de cachos e de 4,92% para produção, resultando em maior eficiência, com valores que superaram a seleção entre e dentro em 10% para número de cachos e 11% para produção; no caso de P_i (número de cachos), com base na seleção combinada, foi de 1% e para P_i (produção), de 8%.

ABSTRACT

CEDILLO, Digner Santiago Ortega, M.S., Universidade Federal de Viçosa, February 2003. **Biometric analyses applied to the improvement of palm oil (*Elaeis guineensis*, Jacq)**. Adviser: Cosme Damião Cruz. Committee members: José Marcelo Soriano Viana and Pedro Crescêncio Souza Carneiro.

Biometric analyses were carried out as a contribution to the identification and introduction of best selection strategies for palm oil improvement programs and to help find superior genotypes which provide high quality seeds with high performance for farmers. Five complete sibling families brought forth by the crossing of Dura x Dura as well as a control, the hybrid Tenera (Dura x Pisifera), were evaluated at the Experimental Station Santo Domingo of the Instituto Nacional Autónomo de Investigaciones Agropecuárias – INIAP. The experiment was arranged in a completely randomized block design, with 12 plants per plot and five replications. Specific objectives were a) to estimate genetic parameters and to compare their performance based on original data and data corrected by the covariance analysis in individual years and their combinations; b) to estimate the phenotypic, genotypic and environmental correlation, besides the coefficient of repeatability and genotypic stabilization; c) to compare the inter and internal selection efficiency of progenies and combinations, based on the original data and the data transformed for the P_i

statistics of LIN and BINNS (1988). Generally speaking, families were superior to the control and presented variability in the individual analyses and the combinations of years, in relation to the original as well as the corrected data. However, the corrected data generally presented higher variation index values (q) than the ones estimated based on the original data (higher than the unit), indicating a greater selection efficiency of the corrected data. The environment variation coefficient of the corrected data was lower compared to the original data, and lower still in the combination of years. This suggests that grouping the harvests could reduce the biennial effects in production. Families 3, 5, and 1 were outstanding in production, and family 2 in the number of bunches. In general, the genotypic correlation between the number of bunches and the production showed a different result in relation to the environmental correlation (with a positive sign), suggesting that genetic and environmental causes affect the number of bunches and the production through different physiological mechanisms. The minimum number of measurements for the genotypic progenies value was four, indicated by the method of main components. In relation to the number of bunches, the direct as well as the indirect selection based on P_i identified the same families (2 and 5), which provided the same gains (9.39%). Selection within the plot, on the other hand, provided gains of 5.82 and 5.76% for the direct and indirect selections, respectively. Similar results were found for production: families 3 and 5 were selected, with a inter and internal gain prevision of 2.96% and 1.46%, respectively, based on production, and 1.44%, based on P_i . The total inter and internal selection gain for the bunch number was 14.21%, and for production, 4.42%. In the combined selection, the gain obtained was 16.88% for the bunch number and 4.92% for production, providing higher efficiency which surpassed the inter and internal selection for bunch number and production by 10% and 11 %, respectively; in the case of P_i (bunch number), based on combined selection, it was 1% and 8% for P_i (production).

1. INTRODUÇÃO

A palma oleaginosa (*Elaeis guineensis*, Jacq), conhecida como dendê no Brasil, pertence à família Palmaceae. Originário da África, o dendê tornou-se uma cultura de grande importância devido à sua produção de óleo vegetal, consumido mundialmente. Em média, apresenta rendimento/ano de óleo de aproximadamente 3.700 kg/hectare, valor bastante expressivo tendo-se como referência o óleo de soja, 389 kg/hectare, e o de amendoim, 857 kg/hectare (MPOPC, 2002).

O óleo de dendê também destaca-se pelas diversas formas de uso, tais como **na alimentação**, pois faz parte direta ou indiretamente de margarinas, pães, biscoitos, massas, pó para sorvete, manteiga vegetal e óleo de cozinha; também é substituto da manteiga de cacau e fornece vitamina E e betacaroteno (Provitamina A); na **medicina**, pois contém algumas substâncias com propriedade antioxidante, protegendo as células humanas e prevenindo o organismo contra doenças cardíacas e câncer, uma vez que o consumo de óleo eleva o índice de colesterol benéfico no sangue; no setor **oleoquímico**, para a composição de sabões em pó, sabonetes, detergentes, velas, tintas e laminação de aço emulsificantes; e na **indústria**, para a obtenção de estearina, oleína, glicerina, ácidos (láurico,oléico e graxos) e ésteres.

Entre os maiores produtores de óleo de dendê estão a Malásia, a Indonésia e a Nigéria. O Brasil ocupa o 11^o lugar (SEAGRI, 2002). Do fruto, extraem-se dois tipos de óleos, um da polpa (ou mesocarpo), conhecido como

óleo de dendê, e outro da amêndoa, denominado óleo de palmiste. Do processo de extração do óleo de palmiste, resulta a torta de palmiste, que contém em torno de 18% de proteína, e é muito usada na alimentação de animais ou como adubo orgânico. Cita-se ainda a madeira, proveniente de troncos derrubados durante o replantio, muito utilizada na fabricação de móveis.

O consumo mundial de óleos e gorduras aumentou de 102,5 milhões de toneladas, em 1998, para 108,4 milhões de toneladas em 1999. Este incremento foi atribuído ao aumento da produção de óleo de dendê de 16,7 milhões de toneladas em 1998 para 20,25 milhões de toneladas em 1999 (MPOPC, 2002).

VILELA (2001) relata que há vários aspectos biológicos que tornam o melhoramento genético de espécies vegetais perenes diferenciado do de espécies anuais, implicando que os métodos de seleção devam ser muito mais rigorosos e de maior precisão. Recomendam-se o uso de avaliações repetidas em cada indivíduo ao longo do tempo, a seleção envolvendo comparações de indivíduos de diferentes gerações e avaliações em diferentes condições ambientais.

O melhoramento genético do dendê baseia-se na produção do híbrido comercial Tenera, em razão de seu alto potencial produtivo, de seu vigor vegetativo e da qualidade dos óleos (provenientes do mesocarpo e das amêndoas), entre outros aspectos. Entretanto, a obtenção de híbridos superiores requer o cruzamento de pais com alta capacidade geral e específica de combinação. Para tal, há a necessidade de melhorar a variedade Dura, usada como genitor feminino, e a Pisifera, o genitor masculino no caso.

O melhoramento populacional do tipo Dura envolve, de modo geral, a avaliação e o intercruzamento de plantas superiores selecionadas em testes de progênes, de preferência em mais de um local e ano. Já o melhoramento populacional para o tipo Pisifera não se dá por sementes, pois seus cruzamentos não produzem sementes viáveis.

O êxito do programa é medido pelo comportamento das progênes e é viabilizado pela utilização adequada de princípios biométricos. Assim, devem ser observados o delineamento experimental, a metodologia de avaliação e a habilidade do pesquisador para analisar e interpretar os resultados das

análises biológicas. Os delineamentos experimentais que se utilizam para a avaliação dos ensaios de Dura x Dura, Dura x Tenera e Tenera x Tenera são em blocos, blocos incompletos e látices. É fundamental a avaliação em vários ambientes, possibilitando estudar a interação genótipos x ambientes para se conhecerem a adaptabilidade e a estabilidade fenotípica do material, assim como estimar as variâncias genéticas, fenotípicas e residuais e outros parâmetros genéticos, que são importantes para predizer os ganhos a partir da identificação dos melhores genótipos na seleção. O tempo requerido para a seleção dos melhores genótipos geralmente depende do número de anos necessários para se obter uma estimativa confiável do rendimento, ou seja, da repetibilidade. Portanto, para a seleção das novas plantas, que serão os futuros genitores, precisa-se, no mínimo, de 10 anos, considerando o tempo desde a polinização controlada até a seleção dos genitores.

Neste trabalho, foram realizadas análises biométricas, cujos resultados são apresentados em três capítulos, com as finalidades de contribuir, orientar e adotar melhores estratégias de seleção para o programa de melhoramento de dendê da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP, bem como identificar genótipos superiores, com o propósito de proporcionar, ao agricultor, sementes de alta qualidade e de bom desempenho na produção.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O dendezeiro (*Elaeis guineensis*, Jacq) é uma palmeira originária da África, principalmente das Costas de Guiné, sendo encontrada do Senegal até Angola. No século XVII, foi trazido ao Brasil, adaptando-se bem ao clima tropical úmido do litoral (PANDOLFO, 1981). É uma planta perene, pertencente à **classe** Monocotiledônea, à **família** Palmácea, ao **gênero** *Elaeis* e às **espécies** *guineensis* e *oleifera*. Segundo QUESADA (2000), é cultivada por sua alta produtividade de óleo, apresentando duas variedades (ou tipos): Dura e Pisífera; do cruzamento das duas variedades obtém-se o híbrido Tenera, que se utiliza comercialmente para a extração de óleo.

As duas variedades e o híbrido produzem inflorescências masculinas e femininas em locais separados da planta (monóica). Essas inflorescências têm a particularidade de serem emitidas em forma cíclica, impedindo que ocorram autofecundações naturais, já que pode ser feita a autofecundação artificial em trabalhos de melhoramento e para a produção comercial. A variedade Pisífera é conhecida por apresentar frutos, na sua maioria, partenocárpicos, que contêm de 90 a 95% de mesocarpo, e pela ausência do endocarpo; é usada como genitor masculino, cujo pólen é usado para fecundar a inflorescência feminina da variedade Dura (genitor feminino). Esta variedade apresenta frutos férteis com 65% de mesocarpo e um endocarpo grosso, de 2 a 8 milímetros (QUESADA, 2000).

A inflorescência feminina transforma-se em um cacho com frutos negros até os cinco ou seis meses, a partir da abertura das flores; posteriormente, quando os frutos maduram, a cor varia de amarelo forte ao vermelho rosado, passando por matrizes alaranjadas. Segundo PANDOLFO (1981), do cruzamento das duas variedades, obtém-se o híbrido Tenera, que é recomendado para plantios comerciais, por ter características combinadas dos pais, ou seja, os frutos deste híbrido apresentam 60 a 96% de mesocarpo e um endocarpo delgado de 0,5 a 4 mm, tendo vida econômica de 20 a 30 anos (EMBRAPA, 2002). O número de cachos e de folhas produzidas por ano depende da idade e de fatores genéticos.

Geralmente o dendê, aos cinco anos, produz catorze cachos por ano, com peso médio de 7 kg/cacho. Dos oito anos em diante, a produção situa-se em torno de oito a doze cachos por planta, por ano, com peso de 22 a 30 kg/cacho. Cada cacho apresenta de 1.000 a 3.000 frutos, de maneira geral com 5 cm, de forma oval, com peso em torno de 10 gramas; o mesocarpo representa 92% do fruto, com 20 a 50% de óleo por mesocarpo e 25 a 28% por cachos, chegando à produção de 5 – 8 t/hectare/ano. Este fato faz com que o óleo de dendê seja mais prolífico em comparação com o rendimento do óleo de soja (389 kg/hectare) e do óleo de amendoim (857 kg/hectare) (MPOPC, 2002).

Pode-se dizer que há dois tipos de óleos que se extraem do dendê: da sua polpa (mesocarpo), que é o óleo de dendê, e o de sua amêndoa, que é o óleo de palmiste. Esses óleos são encontrados na proporção de nove partes de óleo de dendê para uma parte de óleo de palmiste, em cada fruto (SEAGRI, 2002).

O óleo de dendê (*palm oil*) é usado direta ou indiretamente na alimentação, já que faz parte de margarinas, gorduras (para pães, biscoitos, massas, tortas), pó para sorvete, manteiga vegetal, óleo de cozinha, óleo de salada e azeite de dendê; também é usado como substituto de manteiga de cacau e fornece vitamina E e betacaroteno (provitamina A) (SEAGRI, 2002).

Algumas substâncias componentes do óleo têm propriedades antioxidantes e por tal razão é utilizado na medicina, como protetor das células humanas, prevenindo doenças cardíacas e câncer. Ademais, fazer dietas usando óleo de dendê promove a elevação do índice de colesterol benéfico no sangue, em detrimento do colesterol maléfico (LDL) (SEAGRI, 2002).

Na indústria, o óleo é utilizado para a elaboração de oleoquímicos que entram na composição de sabões, sabão em pó, sabonete, condicionador para cabelos, xampu, velas, tintas, detergentes, e para a obtenção da estearina, da oleína, da glicerina, dos ácidos láurico e oléico, graxos e ésteres.

Do óleo de palmiste (*palm kernel oil*) derivam-se oleoquímicos destinados à indústria de cosméticos, para a elaboração de batons, perfumes, etc. O resíduo da extração do óleo de palmiste é utilizado para a alimentação de animais, em forma de torta, que contém 18% de proteína, bem como adubo orgânico para plantas (SEAGRI, 2002).

Os cachos vazios, os resíduos do processo de extração do óleo, as fibras e as cascas das amêndoas são recomendados como combustível para as caldeiras e a geração de energia elétrica. As fibras das folhas e cachos de frutos vazios são utilizados para a confecção de materiais de média densidade para tampos de lareiras; a madeira do caule pode ser transformada em móveis de boa qualidade (MPOPC, 2002).

Entre os países que produzem maior quantidade de óleo de dendê estão a Malásia, a Indonésia e a Nigéria, seguidos de países latino-americanos. Os maiores consumidores deste óleo são Índia, República Popular da China, Comunidade Européia, União Soviética, Singapura, Japão, Egito, Bangladesh, Arábia Saudita, Jordânia, Turquia e México (EMBRAPA, 2002; MPOPC, 2002; SEAGRI, 2002).

ARIAS (1989) relata que, entre os métodos de seleção mais aplicados e ajustados para o programa de melhoramento de dendê, está a seleção massal, que consiste em selecionar determinado número de plantas e, após a colheita, fazer um composto de sementes para obter a geração seguinte. A seleção massal tem sido muito eficiente para melhorar a adaptabilidade de certas variedades, para que respondam às novas áreas de produção (ALLARD, 1971).

A seleção recorrente envolve as etapas de identificação de genótipos superiores, teste e recombinação das plantas em forma cíclica ou recorrente. O objetivo é aumentar a frequência de genes favoráveis na população e, assim, extrair os genótipos superiores.

De forma geral, um programa de melhoramento de dendê tem por objetivo produzir semente de polinização controlada com potencialidade

genética mais alta para o rendimento de óleo e para as características secundárias herdáveis.

BREURE e BOS (1992) e BREURE e VERDOOREN (1995) relatam que, para obter genótipos com o máximo potencial de rendimento de óleo e amêndoa, é necessário buscar estratégias que ajudem a selecionar genótipos superiores, como a seleção fenotípica das plantas superiores, a seleção com base na capacidade combinatória geral e teste de progênies, para avaliação das melhores famílias, realizando cruzamentos entre elas de maneira que sejam exploradas as capacidades combinatórias geral e específica.

A capacidade combinatória geral é medida do efeito aditivo inerente aos gametas dos genitores feminino e masculino. Portanto, este efeito expressa o comportamento médio dos genitores e permite predizer adequadamente sua descendência (FALCONER, 1989; STERLING et al., 1994). A contribuição da interação dos dois genitores para o comportamento de sua descendência é expressa pela capacidade combinatória específica.

Outra ferramenta biométrica útil para predizer o comportamento das progênies é a herdabilidade, que expressa a confiabilidade de uma característica avaliada fenotipicamente para predizer o valor genético que pode ser transmitido à sua descendência (FALCONER, 1989).

Em estudo realizado por ALVARADO et al. (2002), foram estimados os componentes genéticos da variância de diferentes cruzamentos de dendê, com o delineamento genético dialelo parcial. Os autores verificaram que a capacidade combinatória geral, relacionada com as variáveis produção de fruta fresca e produção de óleo, foi o componente mais importante, chegando a explicar de 54 a 79% da variância total na primeira variável e de 66 a 96% na segunda variável. Quanto à variável amêndoa por hectare, a capacidade específica representou 66,9% da variância total.

A fração da capacidade geral que explica a variação fenotípica da mãe tem sido superior à explicada pelo efeito paterno no conteúdo de amêndoa. BREURE e BOS (1992) relatam que o máximo progresso genético relativo à média está associado a cada um dos componentes da capacidade combinatória.

O rendimento de óleo de dendê e o de amêndoa dependem da produção de cachos e de sua qualidade, do crescimento vegetativo e da capacidade do

cultivo para tolerar competição entre plantas, assim como de doenças e déficit hídrico. SPARNAAIJ (1969) e HENSON (1993) demonstraram que o comportamento estacional do clima e as mudas, na idade do cultivo, sofrem variações cíclicas nas taxas de extração de óleo e amêndoa.

O conteúdo de óleo no mesocarpo é determinado principalmente pelo grau de maturidade do cacho e por fatores externos relacionados com a variância hereditária como: origem genética do material; radiação solar; déficit hídrico nas semanas em que ocorre a maturação do cacho (AZIS, 1985; SIREGAR, 1976; HENSON, 1993); eficiência da polinização; e redução do tamanho das populações de insetos polinizadores (ALVARADO e STERLING, 1996; CHINCHILLA e RICHARDSON, 1989).

Em certas situações, pode ocorrer diminuição na proporção de frutos no cacho, apesar de o peso do cacho aumentar de acordo com a idade da planta. LIM e TOH (1985) e HENSON (1993) verificaram que, em cachos de maior peso, há geralmente maior número de espiguetas e, portanto, mais flores por espiguetas.

Devido ao alto grau de herdabilidade de alguns componentes dos cachos, o melhoramento da qualidade dos cachos vem sendo realizado como alternativa para aumentar indiretamente o rendimento. RAO et al. (1983) mencionam desvantagens deste método e propõem determinar um tamanho de amostra e um período mínimo de avaliação que permitam maior precisão para a descrição e seleção de progênie nos cachos.

O melhoramento genético do dendezeiro é fundamentado na produção do híbrido comercial Tenera, dados seu alto potencial produtivo, vigor vegetativo e qualidade dos óleos (provenientes do mesocarpo e das amêndoas). Entretanto, a obtenção de híbridos superiores requer o cruzamento de pais com altas capacidades geral e específica de combinação. Para tal, há a necessidade de melhorar a variedade Dura, usada como genitor feminino, e Pisifera, genitor masculino no caso.

O melhoramento populacional de Dura envolve, de modo geral, a avaliação e o intercruzamento de plantas superiores selecionadas em testes de progênies, de preferência em mais de um local e ano. Já o melhoramento populacional de Pisifera não se dá por sementes, pois seus cruzamentos não produzem sementes viáveis.

Em culturas perenes como o dendê, o melhoramento das populações Dura é realizado por semente, sendo, portanto, trabalhoso e complicado, dado o tempo utilizado para melhorar as populações. A maior dificuldade apresenta-se no genitor masculino, que só pode ser obtido pelo cruzamento artificial entre Tenera x Tenera ou Tenera x Pisifera (em caso de haver um ou mais genitores masculinos testados e que apresentem elevado número de boas características), limitando o estabelecimento de um lote genealógico com esse genitor, a menos que se realize a clonagem. Para a seleção desses genitores masculinos, conta-se somente com 25% ou 50% das respectivas progêies segregantes dos cruzamentos anteriormente mencionados. Outra situação é que o genitor masculino é reconhecido quando as plantas iniciam a produção, evidenciando-se flores femininas abortadas e na grossura do tronco. Assim, são necessários lotes extremamente grandes, com um número mínimo satisfatório de famílias. Segundo BASTIDAS (1989), para melhorar uma população de dendê, necessita-se de aproximadamente 10 anos.

Pelo exposto, fica evidente a importância da avaliação de populações Dura e Pisifera, bem como das estimativas de parâmetros genéticos que auxiliam na escolha de estratégias de melhoramento mais eficientes. Ademais, a busca de novos métodos para melhorar o dendezeiro deve ser incentivada entre os melhoristas da cultura.

CAPÍTULO 1

DESEMPENHO DE PROGÊNIES DE DENDÊ DA VARIEDADE “DURA”

1. INTRODUÇÃO

A cultura de dendê constitui atualmente a principal fonte de matéria-prima para a obtenção de óleos e manteigas comestíveis. Em vista disso, muitos países incrementaram suas plantações de dendê, porém elevadas produtividades só podem ser conseguidas com a aplicação de tecnologias adequadas e uso de sementes de alta qualidade.

No Equador, a Estação Experimental Santo Domingo do INIAP vem realizando pesquisas na área de melhoramento do dendê, principalmente quanto à produção, além de garantir aos palmicultores uma semente comercial de melhor qualidade, que é o híbrido Tenera. Para a obtenção de híbridos superiores, é necessário cruzar genitores femininos Dura e masculinos Pisifera, selecionados para bom rendimento e alta capacidade de combinação. Para tal, a avaliação de populações Dura e Pisifera é de vital importância. Nessas avaliações, as parcelas dos ensaios apresentam desuniformidades no estande, gerando um conjunto de dados desbalanceados, ou seja, algumas plantas da parcela exibem cachos num ano, ou numa avaliação, e em outra não. Isso ocorre devido ao atraso no desenvolvimento da planta, causado principalmente

por injúrias provocadas por insetos e doenças, além de fatores climáticos adversos.

Assim, neste primeiro capítulo, objetivaram-se estimar parâmetros genéticos em progênies derivadas de cruzamentos Dura x Dura, comparar o seu desempenho durante cinco anos de avaliação de suas combinações e também fazer a correção dos dados, por meio da análise da covariância, para uma comparação mais justa do desempenho das progênies.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Caracterização do Experimento

Este estudo foi realizado na Estação Experimental Santo Domingo do INIAP – Equador, no setor denominado Caseta, estando a estação localizada no km 38 da via Quinindé, situada na longitude 79°20' oeste e latitude 00°06' norte, com altitude de 300 m sobre o nível do mar.

Neste experimento, foram avaliadas cinco progênies do cruzamento das variedades Dura X Dura e uma testemunha comum (Tenera), procedente do cruzamento de Dura X Pisifera, plantadas em maio de 1989.

A avaliação das progênies (ou famílias de irmãos-completos) foi feita em blocos ao acaso, com cinco repetições e doze plantas por parcela, sendo cada planta disposta em espaçamento de 9 m, em triângulo equilátero, num total de 360 plantas, tendo uma área útil de 2,5 ha. A área total do experimento, incluindo a bordadura, era de 3,3 ha.

A descrição dos materiais genéticos avaliados é apresentada no Quadro 1.

Quadro 1 – Genealogia das progênes Duras, o código e o tipo de genitores usados na obtenção de famílias de irmãos-completos

Famílias	Genitor feminino		Genitor masculino	
	Código	Tipo	Código	Tipo
1	14 662	D	2 756	D
2	14 131	D	4 272	D
3	14 131	D	2 756	D
4	14 8	D	2 263	D
5	14 8	D	14 537	D
Testemunha	14 1050	D	13A 491	P

D = Dura e P = Pisífera.

2.1.1. Local e anos de colheita do experimento

Utilizaram-se dados coletados desde 1992 até 1996, perfazendo um total de cinco anos de avaliação. As avaliações foram feitas a cada 15 dias, do número de cachos e da produção de frutos por planta, nas colheitas dos anos 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em dendezeiro com 3, 4, 5, 6 e 7 anos de idade, respectivamente.

2.2. Análises de variância univariada e estimação de parâmetros

Foram realizadas análises de variância univariada, tanto para os dados originais quanto para os corrigidos, considerando seis tratamentos (cinco famílias e uma testemunha), com base no total de parcela das características número de cachos e produção de frutos. O modelo estatístico adotado é dado por:

$$Y_{ij} = \mu + T_i + B_j + \varepsilon_{ij}$$

em que Y_{ij} = valor observado do i-ésimo tratamento (família ou testemunha) no j-ésimo bloco;

μ = média geral do ensaio;

T_i = efeito do i-ésimo tratamento, com $i = 1, 2, \dots$;

$T = 6$, o número total de tratamentos, incluindo as 5 famílias e a testemunha;

B_j = efeito do j-ésimo bloco, com $j = 1, 2, \dots, r=5$; e

ε_{ij} = efeito do erro aleatório.

No Quadro 2 é apresentado o esquema da análise de variância, conforme ilustrado por CRUZ (2001).

Quadro 2 – Esquema da análise de variância em blocos casualizados, para ensaios de famílias e uma testemunha

FV	GL	SQ	QM	E(QM)
Blocos	$r-1 = 4$	SQB	QMB	$\sigma^2 + T\sigma_b^2$
Tratamentos	$T-1 = 5$	SQT	QMT	-
Famílias (F)	$(g-1) = 4$	SQF	QMF	$\sigma^2 + r\sigma_g^2$
F vs. Test.	(1)	SQFvsTe	QMGr	-
Resíduo	$(r-1)(T-1) = 20$	SQR	QMR	σ^2
Total	$rT-1=29$	SQTo		

Os estimadores dos componentes de variância para cada característica avaliada são apresentados a seguir.

a) Variância fenotípica entre médias de famílias

$$\hat{\sigma}_F^2 = \frac{QMF}{r}$$

b) Variância genotípica

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{QMF - QMR}{r}$$

c) Variância ambiental entre as médias de parcelas

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{QMR}{r}$$

d) Coeficiente de herdabilidade

$$h^2 = \frac{\hat{\sigma}_g^2}{\hat{\sigma}_F^2}$$

e) Coeficiente de variação ambiental

$$CV_e = \frac{100\sqrt{QMR}}{\bar{X}}$$

f) Coeficiente de variação genotípica

$$CV_g = \frac{100\sqrt{\hat{\sigma}_g^2}}{\bar{X}}$$

g) Índice de variação

$$\hat{\theta} = \frac{CV_g \%}{CV_e \%}$$

2.2.1. Correção dos dados pela análise da covariância

Realizou-se a correção dos dados originais em razão da desuniformidade do estande, que pode refletir na potencialidade dos tratamentos avaliados, assim como na análise e interpretação de resultados. A correção baseou-se na análise estatística da covariável, com o fim de garantir a homogeneidade dos tratamentos avaliados. Recomendou-se o ajuste da variável principal apenas nos casos em que, na análise da covariável, não foram detectadas diferenças significativas entre as médias dos tratamentos (famílias e testemunha).

O modelo linear usado para a análise de covariância no delineamento em blocos ao acaso é dado por:

$$Y_{ij} = \mu + T_i + B_j + \beta(X_{ij} - H) + \varepsilon_{ij}$$

em que Y_{ij} = valor da variável principal do i-ésimo tratamento (família ou testemunha), avaliado no j-ésimo bloco;

μ = média geral do ensaio;

T_i = efeito do i-ésimo tratamento;

B_j = efeito do j-ésimo bloco;

β = coeficiente de regressão médio de erro;

$X_{ij} - H$ = representa o desvio observado no estande, em relação ao estande ideal do ensaio; e

ε_{ij} = erro aleatório.

O ajuste foi feito para se obter um modelo linear que pressupõe que a variação no rendimento de todos os tratamentos (famílias ou testemunha) pode ser quantificada por um mesmo coeficiente de regressão (). Este coeficiente residual da regressão de Y_{ij} em função de X_{ij} foi estimado conforme o procedimento descrito por STEEL e TORRIE (1997).

Estimaram-se as covariâncias das variáveis principais (número de cachos e produção) com o estande e o quadrado médio do estande, para obter o coeficiente de regressão (β), conforme CRUZ e CARNEIRO (2003):

$$\beta = \frac{PMR_{XY}}{QMR_X}$$

em que PMR_{XY} : produto médio do resíduo obtido na análise das variáveis com o estande somadas com o número de cachos ou com a produção; e QMR_X : quadrado médio do resíduo para a variável estande.

2.2.2. Comparações entre médias

Apesar de o material genético avaliado ser considerado aleatório, para seleção e predição de ganhos também há o interesse na comparação entre o desempenho das progênies, uma vez que a cultura é perene e, portanto, as plantas matrizes estão disponíveis para a obtenção de sementes. Há, ainda, perspectivas de utilização de processos de propagação vegetativa na cultura do dendê. Assim, utilizados testes comparativos de médias, baseados no teste de Tukey, tanto para os dados originais quanto para os corrigidos:

$$\Delta = q\sqrt{(1/2)\hat{V}(\hat{Y})}$$

sendo q o valor da amplitude total estudentizada, que é função de n e n' , número de tratamentos e número de graus de liberdade do resíduo, respectivamente; e

$\hat{V}(\hat{Y})$ = variância do contraste $\hat{Y} = \hat{m}_i - \hat{m}_j$, para todos os contrastes possíveis com $i \neq j$, dada por:

$$\hat{V}(\hat{Y}) = \frac{2QMR}{r}$$

em que QMR = quadrado médio do resíduo; e
r = número de repetições que deram origem às médias.

Também, compararam-se as médias dos tratamentos e as da testemunha, pelo teste de Dunnett, utilizando-se os dados originais e corrigidos, em que o valor da diferença mínima significativa é dado por:

$$DMS = t_d \sqrt{\frac{2QMR}{r}}$$

sendo t_d = valor tabelado estabelecido em função do nível de significância e dos graus de liberdade para tratamentos e resíduo.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Análise de variância univariada e estimação de parâmetros

No Quadro 3, apresenta-se o resumo das análises de variância, considerando o total das parcelas para as características número de cachos e produção, expressa em kg/parcela, de famílias de irmãos-completos de dendezeiros avaliados em 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996. No Quadro 4 resume-se a análise de variância considerando a combinação destes anos de avaliação. Deve ser enfatizado que a produção total, neste caso, expressa, além do potencial produtivo de cada progênie, seu grau de sobrevivência, uma vez que o número de plantas por parcela (estande) apresentou variação entre as famílias avaliadas.

Nas análises feitas sobre o número de cachos, foram encontradas diferenças significativas entre os tratamentos de 1994, com $P < 0,02$, e, nos demais anos, $P < 0,01$, evidenciando que há diferenças entre as médias dos tratamentos avaliados.

Para produção, considerando $P \leq 0,06$, foi evidenciada a existência de diferenças entre médias dos tratamentos, de 1992 a 1995, entretanto, em 1996, as médias dos tratamentos não apresentaram diferenças significativas. Isso pode ter ocorrido porque a produção nesse ano foi semelhante em todas as famílias, devido a condições climáticas, como precipitação e luminosidade limitantes. Outro fato importante diz respeito à adubação, já que a

Quadro 3 – Resumo das análises de variâncias individuais, considerando total de parcela, médias de tratamentos, progênie e testemunhas, e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos dos caracteres número de cachos e produção (kg/parcela), nos anos de 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP – Equador

FV	GL	Quadro Médio*											
		92			93			94			95		
		Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção
Blocos	4	2.153,87	5.3861,16	3.918,05	170.621,33	3.571,72	385.843,86	2.817,45	711.752,05	201,5	154.391,47		
Tratamentos	5	3.078,78 ^{0,0}	148.946,88 ^{0,0}	3.843,95 ^{0,0}	268.395,59 ^{0,0}	3.532,69 ^{0,02}	137.812,33 ^{0,06}	3.320,14 ^{0,0}	397.098 ^{0,0}	1.669,89 ^{0,0}	148.845,40 ^{0,25}		
Famílias	4	957,66 ^{0,13}	96.513,23 ^{0,0}	3.047,06 ^{0,03}	200.779,34 ^{0,0}	4.415,7 ^{0,01}	63.425,11 ^{0,35}	3.579,8 ^{0,0}	217.084,13 ^{0,04}	2.066,46 ^{0,0}	160.863,81 ^{0,22}		
F vs. Test.	1	11.563,26 ^{0,0}	358.681,5 ^{0,0}	7.031,53 ^{0,11}	538.860,61 ^{0,0}	0.67 ^{1,0}	43.5361,18 ^{0,01}	2.281,5 ^{0,08}	1.117.153,5 ^{0,0}	83,63 ^{1,0}	100.771,78 ^{1,0}		
Resíduo	20	467,25	11.433,24	894,27	28.576,91	1.021,78	54.365,52	680,89	72.152,25	405,06	102.729,23		
Número de plantas		306			318			334			336		
Média													
Tratamentos		91,30	421,20	99,43	662,88	105,93	1051,17	111,7	1503,9	88,67	1478,40		
Famílias		100,08	470,10	106,28	722,82	107	1105,04	115,6	1590,2	87,92	1504,32		
Testemunha		47,40	176,7	65,2	363,2	106,6	781,8	92,2	1072,4	92,4	1348,8		
CV.e(%)		23,68	25,39	30,07	25,50	29,89	22,18	23,36	17,86	22,70	21,68		
σ_F^2		191,53	19.302,65	609,41	40.155,87	883,14	12.685,02	715,96	43.416,83	413,29	32.172,76		
σ_e^2		93,45	2.286,65	178,85	5.715,38	204,36	10.873,10	136,18	14.430,45	81,01	20545,85		
σ_g^2		98,08	17.016,00	430,56	34.440,49	678,78	1.811,92	579,78	28.986,38	332,28	11626,92		
h^2 (%)		51,21	88,15	70,65	85,77	76,86	14,28	80,98	66,76	80,39	36,14		
CV g (%)		9,90	27,75	19,52	25,67	24,35	3,85	20,83	10,71	20,73	7,17		
$\hat{\theta}$ (CVg/CVe)		0,46	1,22	0,69	1,10	0,82	0,18	0,92	0,63	0,91	0,34		

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão sobrescritos.

Quadro 4 – Resumo das análises de variâncias individuais, considerando total de parcela, médias de tratamentos, progênies e testemunhas, e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos dos caracteres número de cachos e produção (kg/parcela), nos anos combinados 1992 e 1993; 1992, 1993 e 1994; 1992, 1993, 1994 e 1995; 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP – Equador

FV	GL	Quadro Médio									
		92-93		92-93-94		92-93-94-95		92-93-94-95-96(PT)			
		Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção		
Blocos	4	11.771,72	409.843,19	28.015,92	1.568.802,32	46.715,53	4.233.055,70	52.643,2	5.952.214,67		
Tratamentos	5	10.627,17 ^{0,0}	790.292,83 ^{0,0}	15.172,45 ^{0,04}	1.462.358,49 ^{0,0}	29.849,95 ^{0,02}	3.130.321,78 ^{0,0}	40.765,87 ^{0,02}	4.267.375,62 ^{0,0}		
Famílias	4	4.126,74 ^{0,15}	543.662,79 ^{0,0}	9.730,04 ^{0,17}	835.144,57 ^{0,01}	22.916,24 ^{0,07}	1.587.665,52 ^{0,02}	37.637,46 ^{0,04}	2.499.725,59 ^{0,03}		
F vs. Test.	1	36.628,91 ^{0,0}	17.768,13 ^{0,0}	36.942,11 ^{0,02}	3.971.214,16 ^{0,0}	57.584,81 ^{0,02}	9.300.946,82 ^{0,0}	53.279,53 ^{0,05}	11.337.975,74 ^{0,0}		
Resíduo	20	2.166,46	59.756,18	5.400,24	179.243,97	9.023,35	416.873,79	12.094,24	756.584,67		
Média											
Tratamentos		190,73	1.084,08	297,67	2.135,25	409,37	3.639,15	498,03	5.117,55		
Famílias		206,36	1.192,92	313,36	2.297,96	428,96	3.888,16	516,88	5.392,48		
Testemunha		112,6	539,9	219,2	1.321,7	311,4	2.394,1	403,8	3.742,9		
CVe(%)		24,40	22,55	24,69	19,83	23,20	17,74	22,08	16,99		
σ^2_F		825,35	108.732,56	1.946,01	167.028,91	4.583,25	317.533,10	7.527,49	499.945,12		
σ^2_e		433,29	11.951,24	1.080,05	35.848,79	1.804,67	83.374,76	2.418,85	151.316,93		
σ^2_g		392,06	96.781,32	865,96	131.180,12	2.778,58	234.158,35	5.108,64	348.628,18		
h^2 (%)		47,50	89,01	44,50	78,54	60,62	73,74	67,87	69,73		
CV g (%)		9,60	26,08	9,39	15,76	12,29	12,45	13,83	10,95		
$\hat{\theta}$ (CVg/CVe)		0,43	1,27	0,40	0,86	0,55	0,75	0,65	0,68		

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão sobrescritos.

recomendação é realizar três aplicações durante o ano e só uma foi feita. Considerando as análises de variâncias, baseadas nas combinações dos anos avaliados (Quadro 4), verificou-se que existem diferenças significativas entre as médias dos tratamentos avaliados, com probabilidade menor que 0,04% em todas as combinações de anos avaliados, tanto para produção quanto para número de cachos.

No dendê, a produção inicia-se no terceiro ano após o plantio no campo, sendo, geralmente, na primeira colheita os cachos pequenos e, muitas vezes, abundantes e de menor peso, com produção média de cinco a oito toneladas por hectare/ano. Posteriormente, a produção aumenta e o número de cachos diminui, estabilizando-se o dendê aos 8 ou 10 anos de produção, tendo aproximadamente seis a oito cachos por ano e uma produção de 26 toneladas/ha/ano (QUESADA, 2000).

Levando em conta apenas as progênies derivadas de cruzamentos de genitores Dura x Dura, com base no número de cachos, verificou-se que elas apresentaram variabilidade significativa ($P \leq 0,03$) nas análises de todos os anos, individualmente, exceto em 1992 (Quadro 3), porém só mostraram diferenças significativas ($P < 0,05$) pela combinação dos anos, envolvendo as cinco avaliações. Tal resultado indica a existência de interação do número de cachos com os anos de avaliação, necessitando de um número de avaliações igual ou superior a cinco anos para contornar esse inconveniente. Já com relação à produção, em todas as combinações de anos houve variabilidade significativa ($P \leq 0,03$) entre progênies, indicando menor interação. Assim, espera-se maior eficiência da seleção baseada na produção em relação ao número de cachos.

Nos anos 1994 e 1996, ainda considerando apenas as progênies de cruzamentos Dura x Dura (Quadro 3), a produção não apresentou variabilidade significativa, tendo-se valores críticos de probabilidade iguais a $P=0,35$ e $P=0,22$, respectivamente, não se observando variância genética significativa nesses anos em razão de os efeitos ambientais terem sido superiores aos genéticos.

Estes efeitos ambientais podem estar relacionados com o fato de que, nesses anos, as condições climáticas foram desfavoráveis, em razão, por exemplo, do atraso das chuvas, causando transtorno na aplicação de adubos. Houve também o atraso na emissão de novas inflorescências, uma vez que as

plantas sem condições adequadas de nutrição interrompem seu processo de produção, iniciando uma etapa de repouso, aparecendo somente inflorescência masculina.

No caso da testemunha, o híbrido Tenera (Dura x Pisífera), considerando 5% de probabilidade, verifica-se que esta, de forma geral, se apresentou com média menor em relação aos cruzamentos de Dura x Dura, com relação ao número de cachos e à produção, tanto nos anos individuais como nas combinações de anos (Quadros 3 e 4). Assim, como foi utilizado um híbrido comercial, evidencia-se o bom potencial genético das progênes procedentes dos cruzamentos Dura x Dura, que ainda apresentaram variância genotípica significativa na maioria dos anos avaliados, indicando, então, êxito ao selecionar as progênes superiores.

O coeficiente de variação experimental variou de 23% a 30% para número de cachos e para a produção de 18% a 25%, nas análises individuais (Quadro 3). No entanto, nas análises de combinações de anos, foram observados coeficientes de variação experimental menores (Quadro 4), com valores de 22% a 25% para número de cachos e de 17% a 22% para a produção. A redução dos valores dos coeficientes de variação experimental nas combinações de ano reforça a idéia de que o agrupamento das colheitas contribui para reduzir os efeitos de bienalidade. Entretanto, não se pode inferir se esses valores são altos ou baixos dada a falta de referências.

Dentro de um programa de melhoramento, o coeficiente de herdabilidade (h^2) é de grande importância por ser um parâmetro que indica com que confiabilidade o valor fenotípico representa o valor genotípico e, portanto, determina a proporção do ganho a ser obtido pela seleção. O coeficiente de herdabilidade para cachos, em 1992, foi de 51,21%, elevando-se para 80,98% e 80,39%, em 1995 e 1996, respectivamente (Quadro 3).

A produção no primeiro ano de colheita apresentou o maior coeficiente de herdabilidade (88,15%), diminuindo no terceiro (14%) e quinto anos de colheita (36%). O coeficiente de herdabilidade nas combinações de anos variou de 44,5% a 68% para cachos e de 70% a 89% para a produção, valores considerados altos em relação aos anos individuais. Assim, a seleção para produção, que é uma das características de maior importância no melhoramento de dendê no momento da seleção de famílias e de plantas dentro de famílias, resultará num ganho acumulado maior do que o ganho

obtido por ano. Entretanto, segundo RAO et al. (1983), alguns componentes dos cachos têm alto grau de herdabilidade e vêm sendo utilizados como ferramenta para aumentar indiretamente o rendimento.

Outro parâmetro de importância é o coeficiente de variação genético (CV_g), que representa o desvio-padrão genético, expresso em porcentagem da média, e é indicador da grandeza relativa das mudanças em um caráter em que podem ser obtidas, por seleção, em um programa de melhoramento. Este coeficiente oscilou de 9,9% a 24,35% para cachos e de 3,85% a 27,75% para produção, observando que, de 1994 até 1996, a variação foi de 3,85%, 10,71% e 7,17%, respectivamente. Nas análises de combinações de anos, este coeficiente teve comportamento igual ao do coeficiente de variação experimental, com valores menores em relação àqueles das análises individuais, variando de 9,39% a 14% para número de cachos e de 11% a 26% para produção.

O índice de variação () é a proporção entre o coeficiente de variação genético (CV_g) e o coeficiente de variação ambiental (CV_e). Segundo VENCOVSKY (1987), quando esta razão está próxima ou superior à unidade, há evidência de uma situação favorável à seleção. Nesse estudo, encontraram-se oscilações para o número de cachos, de 0,46 a 0,91, indicando que a seleção de genótipos favoráveis, para esta variável, pode apresentar certa dificuldade. No caso da produção, os anos de 1994 e 1996 apresentaram, respectivamente, os coeficientes 0,18 e 0,34, indicando que as variações foram baixas em relação aos anos 1992, 1993 e 1995 (Quadro 4). De modo geral, houve acréscimo e decréscimo nas estimativas de , em função da idade da planta, com relação ao número de cachos e à produção, respectivamente. Para produção, os maiores valores ocorreram com as plantas em início de produção, e, para número de cachos, nos últimos anos de avaliação. Tal fato pode indicar maior eficiência de seleção, considerando-se a produção no início da vida produtiva do dendezeiro. Para número de cachos, a eficiência seria maior quando as plantas estivessem estabilizadas.

Considerando as análises de combinações de anos (Quadro 4), verificou-se que, no biênio 1992-1993, ocorreu maior estimativa de ($= 1,27$), superior até as suas estimativas individuais, o que evidencia maior eficiência de seleção, com base na produção acumulada desses dois anos, ou seja, nos

primeiros anos de produção das progênies. Já para o número de cachos, nenhuma combinação de anos superou as individuais.

3.2. Correção de dados utilizando análise da covariância

As parcelas de ensaios com culturas perenes, como é o caso do dendê, normalmente apresentam desuniformidade no estande, gerando conjuntos de dados desbalanceados. Isso ocorre devido ao atraso no desenvolvimento da planta, refletindo, principalmente, na produção, uma vez que existem doenças e insetos que causam injúrias na planta, e esta gasta certo tempo até recuperar-se. Em consequência, algumas plantas da parcela apresentam cachos num ano, ou numa avaliação, e no outro não. Outra situação ocorre devido ao fato de as plantas apresentarem diferenças genéticas, de forma que algumas iniciam a produção de flores femininas em épocas ou meses diferentes. Essas inflorescências, após a polinização, transformando-se nos cachos e, cinco ou seis meses depois, faz-se a colheita.

As inflorescências masculinas podem permanecer na planta por um período, até que as plantas recuperem os nutrientes que foram absorvidos pelos cachos para a formação dos frutos. Outras plantas apresentam as inflorescências femininas e masculinas em intervalos de meses, ou seja, saem uma ou duas inflorescências femininas, seguidas das masculinas e, posteriormente, novamente femininas.

Segundo VENCOVSKY e CRUZ (1991), ao compararem sete métodos de correção de rendimento de parcelas com falhas, em simulação, o método da correção da produção por covariância com extrapolação para estande ideal foi o mais eficiente. Por tal razão, realizou-se a análise de covariância, tendo em vista o estande ideal, já que, em cada parcela, foram distribuídas 12 plantas.

No Quadro 5 estão apresentados os resultados das análises de 1992 a 1996, em relação ao estande para as famílias avaliadas. Detectou-se variação significativa ($P=0,03$) entre famílias, pelo teste de F, apenas em 1992. A literatura recomenda fazer ajuste dos dados das variáveis apenas nos casos em que, na análise da covariável, não foram detectadas diferenças significativas entre as médias dos tratamentos. Apesar de o estande ter apresentado significância, em 1992 foi realizada a correção dos dados.

Quadro 5 – Resultados das análises de variância em blocos com testemunha adicional da variável estande em 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Equador

Quadrado Médio*						
FV	GL	92	93	94	95	96
Blocos	4	5,7833	7,3833	4,1167	2,1167	1,0334
Tratamentos	5	26,56 ^{0,0}	3,5199 ^{1,0}	1,3333 ^{0,44}	0,6399 ^{1,0}	0,7733 ^{1,0}
Famílias	4	6,74 ^{0,03}	3,43998 ^{1,0}	1,2399 ^{1,0}	0,2600 ^{1,0}	0,8000 ^{1,0}
F vs. Test.	1	105,84 ^{0,0}	3,8399 ^{0,31}	1,7067 ^{0,27}	2,1598 ^{0,08}	0,6666 ^{1,0}
Resíduo	20	2,0433	3,6033	1,3167	0,6567	1,5733
MÉDIA						
Tratamento		10,2	10,6	11,13	11,2	10,87
Famílias		11,04	10,76	11,24	11,32	10,8
Testemunha		6	9,8	10,6	10,6	11,2
CV(%)		14,01	17,91	10,31	7,24	11,54
β_{Cacho}		10,376	12,113	23,335	16,924	13,376
$\beta_{\text{Produção}}$		33,728	44,187	154,168	149,226	192,725
Média (número de cachos/planta)		8,95	9,38	9,52	9,97	8,16
Média (produção em kg/planta)		41,29	62,54	94,44	134,28	136,01
Correlação (número de cachos) ^{1/}		0,492	0,934	0,980	0,990	0,965
Correlação (produção) ^{1/}		0,982	0,993	0,858	0,996	0,903

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão sobrescritos.
^{1/} Estimativa entre valores originais e corrigidos.

Para fazer a correção dos dados, foi calculado o coeficiente de regressão linear () de natureza residual, para número de cachos e produção para cada ano (Quadro 5). Para número de cachos, este coeficiente, em 1992, foi 10, aumentando, até 1994, para 23; para 1995 e 1996, os valores foram 16 e 13, respectivamente. Para a produção, em 1992, o coeficiente de regressão foi 33, aumentando-se nos anos posteriores.

Esse comportamento verificou-se em relação ao número de cachos, pois, de 1992 a 1995, a média por planta variou de 9 a 10 cachos; a média da produção incrementou-se a cada ano, de 41 kg/planta em 1992 para a 136 kg/planta em 1996 (Quadro 5). Este é um comportamento esperado, pois o início da produção de dendê ocorre a partir do terceiro ano da cultura estabelecida no campo, período em que começam a emergir as inflorescências masculinas e femininas em abundância, e os cachos, originários das inflorescências femininas, são pequenos, resultando numa baixa produção.

Um híbrido comercial, com todas as condições necessárias, principalmente os tratos culturais nos momentos adequados, como o coroamento, a roçagem, os tratos fitossanitários, a emasculação, a poda e a aplicação de fertilizantes, seguidos de uma análise de solo, e condições climáticas favoráveis, pode produzir de 8 a 10 t/ha/ano no início da produção. Segundo SPARNAAIJ (1969) e HENSON (1993), o comportamento estacional do clima e a qualidade das mudas afetam as plantações definitivas, provocando variações cíclicas na produção e no número de cachos.

A cada ano, a produção vai aumentando e o número de cachos diminuindo (LIM e TOH, 1985; e HENSON, 1993), isto é, obtêm-se por planta de seis a oito cachos por ano, mas o tamanho dos cachos aumenta, chegando a uma produção de 26 t/ha/ano (QUESADA, 2000).

A correlação entre os dados originais do número de cachos e os corrigidos (Quadro 5) revelou que, em 1992, a correlação foi de 0,49 e nos anos seguintes, próxima à unidade. Para produção, a correlação entre os dados originais e corrigidos, em todos os anos avaliados, também esteve próxima à unidade.

As análises univariadas para número de cachos e produção, com dados corrigidos, são apresentadas no Quadro 6 para os anos individuais e, no Quadro 7, para as combinações de anos. Foram constatadas diferenças significativas ($P < 0,02$) entre os tratamentos para ambas as variáveis, exceto em 1992, para cachos.

Quadro 6 – Resumo das análises de variâncias individuais, considerando total de parcela, médias de tratamentos, progênie e testemunhas, e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos dos caracteres número de cachos e produção (kg/parcela) corrigidos, em 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Ecuador

FV	GL	Quadro Médio*									
		92		93		94		95		96	
		Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção
Blocos	4	699,12	29.108	1.017,24	86.740,53	246,75	127.737,13	1.036,22	429450,93	41,95	73.199,17
Tratamentos	5	190,75 ^{1,0}	58.992,68 ^{0,0}	3.814,92 ^{0,0}	201.701,87 ^{0,0}	6.306,04 ^{0,0}	128.410,09 ^{0,0}	3.156,69 ^{0,0}	269.465,88 ^{0,0}	1.437,65 ^{0,0}	153.524,27 ^{0,02}
Famílias	4	238,28 ^{1,0}	57.875,72 ^{0,0}	3.866,56 ^{0,0}	147.303,32 ^{0,0}	7.662,49 ^{0,0}	107.976,49 ^{0,0}	3.814,82 ^{0,0}	161.422,74 ^{0,05}	1.796,28 ^{0,0}	135.545,45 ^{0,04}
F vs. Test.	1	0,64 ^{1,0}	63.460,51 ^{0,02}	3.608,36 ^{0,0}	419.296,11 ^{0,0}	880,23 ^{0,10}	210.144,51 ^{0,0}	524,16 ^{0,31}	701.638,45 ^{0,0}	3.157 ^{1,0}	225.439,56 ^{0,04}
Resíduo	20	247,18	9.107,67	365,85	21.539,83	304,80	23.071,30	492,25	57.529,40	123,56	44.291,07
Média											
Tratamentos		109,99	481,90	116,38	724,75	127,16	1.184,78	125,23	1.623,28	103,83	1.696,82
Famílias		110,05	502,47	121,29	777,62	124,74	1.222,21	127,10	1.691,67	103,97	1.735,59
Testemunha		109,66	379,06	91,86	460,4	139,27	997,63	115,88	1.281,32	103,10	1.502,98
CVe(%)		14,29	19,80	16,43	20,25	13,73	12,82	17,72	14,78	10,71	12,40
σ^2_F		47,66	11.575,14	773,31	29.460,66	1.532,50	21.595,30	762,96	32.284,55	359,26	27.109,09
σ^2_e		49,44	1.821,53	73,17	4.307,97	60,96	4.614,26	98,45	11.505,88	24,71	8.858,21
σ^2_g		-	9.753,61	700,14	25.152,70	1.471,54	16.981,04	664,51	20.778,67	334,54	18.250,88
h^2 (%)		-	84,26	90,54	85,38	96,02	78,63	87,10	64,36	93,12	67,32
CV g (%)		-	19,65	21,82	20,39	30,75	10,66	20,28	8,52	17,59	7,78
$\hat{\sigma}$ (CVg/CVe)		-	1,03	1,38	1,08	2,20	0,86	1,16	0,60	1,65	0,64

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão sobrescritos.

Quadro 7 – Resumo das análises de variâncias individuais, considerando total de parcela, médias de tratamentos, progênie e testemunha, e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos dos caracteres número de cachos e produção (kg/parcela) corrigidos, nos anos combinados 1992 e 1993; 1992, 1993 e 1994; 1992, 1993, 1994 e 1995; 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Equador

FV	GL	Quadrado Médio							
		92-93		92-93-94		92-93-94-95		92-93-94-95-96(PT)	
		Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção	Cachos	Produção
Blocos	4	2.826,38	201.660,78	4.395,15	590.808,24	8.567,70	1.915.859,41	8.907,93	2.623.884,62
Tratamentos	5	4.890,44 ^{0,0}	455.580,85 ^{0,0}	17.599,04 ^{0,0}	852.879,69 ^{0,0}	34.003,54 ^{0,0}	1.802.323,638 ^{0,0}	49.226,33 ^{0,0}	2.893.924,98 ^{0,0}
Famílias	4	5.186,77 ^{0,0}	367.225,97 ^{0,0}	21.755,42 ^{0,0}	605.153,89 ^{0,0}	41.772,84 ^{0,0}	1.047.851,34 ^{0,01}	60.752,48 ^{0,0}	1.834.776,61 ^{0,0}
F vs. Test.	1	3.705,14 ^{0,05}	809.000,35 ^{0,0}	973,51 ^{1,0}	1.843.782,91 ^{0,0}	2.926,34 ^{0,30}	4.820.212,77 ^{0,0}	3.121,72 ^{1,0}	7.130.518,44 ^{0,0}
Resíduo	20	876,72	44.138,27	1.276,89	86.768	2.606,98	233.254,04	3.287,10	368.833,19
Média									
Tratamentos		226,37	1.206,66	353,53	2.391,44	478,75	4.014,72	582,58	5.711,54
Famílias		231,34	1.280,10	356,07	2.502,31	483,17	4.193,98	587,14	5.929,57
Testemunha		201,52	839,46	340,79	1.837,09	456,67	3.118,41	559,77	4.621,39
CVe(%)		13,08	17,41	10,11	12,32	10,66	12,03	9,84	10,63
$\hat{\sigma}_F^2$		1.037,35	73.445,19	4.351,08	121.030,78	8.354,57	209.570,27	12.150,50	366.955,32
$\hat{\sigma}_e^2$		175,34	8.827,65	255,38	17.353,60	521,40	46.650,81	657,42	73.766,64
$\hat{\sigma}_g^2$		862,01	64.617,54	4.095,71	103.677,18	7.833,17	162.919,46	11.493,08	293.188,68
h^2 (%)		83,10	87,98	94,13	85,66	93,76	77,74	94,59	79,90
CV g (%)		12,69	19,86	17,97	12,87	18,32	9,62	18,26	9,13
$\hat{\theta}$ (CVg/CVe)		0,99	1,21	1,79	1,09	1,73	0,84	1,87	0,89

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão sobrescritos.

A análise com os dados corrigidos evidenciou diferenças significativas para número de cachos (Quadro 6) em contraposição à análise com os dados originais (Quadro 3), ratificando a necessidade da correção dos dados em culturas como o dendê, que apresentou desuniformidade nas parcelas no momento da tomada de dados.

Outro fato importante com a correção foi a redução do coeficiente de variação ambiental (Quadro 6), indicando maior confiabilidade nos dados para fazer qualquer inferência. Verificou-se um ligeiro acréscimo nas estimativas do coeficiente de herdabilidade para número de cachos, enquanto para a produção houve uma diminuição tanto com dados corrigidos em anos individuais quanto em suas combinações.

Quanto às estimativas do índice de variação (θ), verificou-se, para número de cachos com os dados corrigidos (Quadro 6), aumento substancial em relação aos estimados com os dados originais (Quadro 3), ratificando novamente a eficiência e a necessidade de correção. Para produção, de modo geral, as estimativas não se alteraram com dados corrigidos ou não. O mesmo comportamento foi verificado para a análise combinada dos anos. Entretanto, cabe ressaltar que, para número de cachos, as estimativas do índice de variação, considerando a combinação de anos, apesar de não superarem o maior índice individual, mostraram-se favoráveis à seleção, apresentando, na maioria dos casos, valores superiores à unidade.

3.3. Comparações entre médias

No Quadro 8 são apresentados os resultados do desempenho das famílias do cruzamento Dura x Dura e da testemunha Dura x Pisifera (Tenera, família 6) nos anos individuais (1992, 1993, 1994, 1995 e 1996) e nas combinações de anos (1992-1993; 1992-1993-1994; 1992-1993-1994-1995; e 1992-1993-1994-1995-1996), com relação à variável número de cachos, pelos testes de Tukey e Dunnett, a 5% de probabilidade. Em 1992 e 1993, a família 6 (testemunha) diferiu estatisticamente das outras, no entanto, em 1993, a família 5 teve melhor desempenho, seguida das famílias 2, 3, 1 e 4. Nos anos 1994, 1995 e 1996, a família 2 teve bom desempenho, não diferindo das famílias 5 e 6; 5 e 4; 5, 4 e 6, nos respectivos anos, evidenciando que uma seleção

Quadro 8 – Médias do número de cachos por parcelas, em 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996 e nas combinações de anos 1992 e 1993; 1992, 1993 e 1994; 1992, 1993, 1994 e 1995; 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Ecuador

Número de Cachos																										
92		93		94		95		96		92-93		92-93-94		92-93-94-95		92-93-94-95-96										
Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$									
5	115,4	a	5	139,8	a	2	155,6	as	2	148,2	a	2	114	as	5	255,2	a	5	363,8	a	2	507,6	a	2	621,6	a
1	109,2	a	2	124,4	ab	5	108,6	abs	5	129,8	abs	5	97,4	abs	2	203,8	ab	2	359,4	a	5	493,6	ab	5	591	as
3	100,8	a	3	97	abs	6	106,6	abs	4	123,4	abs	4	93,6	abs	3	197,8	ab	4	284,6	as	4	408	abs	4	501,6	as
4	95,6	a	1	86,2	abs	4	105	bs	3	93,2	bs	6	92,4	abs	1	195,4	ab	3	279,6	as	3	372,8	abs	3	439,6	as
2	79,4	abs	4	84	abs	1	84	bs	6	92,2	bs	1	67,8	bs	4	179,6	abs	1	279,4	as	1	362,8	abs	1	430,6	as
6	47,4	bs	6	65,2	bs	3	81,8	bs	1	83,4	bs	3	66,8	bs	6	112,6	bs	6	219,2	as	6	311,4	bs	6	403,8	as
DMS ^{1/} 43,0178		59,5127		63,614		51,9294		40,053		92,6296		146,2451		189,0423		218,8589										
DMS ^{2/} 37,3221		51,633		55,1913		45,0538		34,7498		80,3651		126,8817		164,0124		189,8812										

* Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra, a ou b, na coluna não diferem estatisticamente entre si, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey. 1/.

** Médias seguidas da letra **s** não diferem significativamente da testemunha (tratamento 6), a 5% de probabilidade, pelo teste de Dunnett. 2/.

antecipada não é aconselhável. Nos anos acumulados, somente em 1992-1993 e 1992-1993-1994-1995 a família 6 diferiu estatisticamente do desempenho das demais famílias.

Pelo teste de Dunnett, o desempenho das famílias 5, 1, 3 e 4 no primeiro ano de colheita (92), das famílias 5 e 2 em 1993 e da família 2 em 1995, com relação à variável número de cachos, foi melhor em relação ao da família 6 (testemunha). Nos anos acumulados 1992-1993, as famílias que apresentaram desempenho diferente em relação ao da família 6 (testemunha) foram 5, 2, 3 e 1; em 1992-1993-1994, as famílias 5 e 2; em 1992-1993-1994-1995, as famílias 2 e 5; e em 1992-1993-1994-1995-1996, só a família 2 teve desempenho diferente do da testemunha.

No caso da produção (Quadro 9), pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade, em 1992 e 1993, as famílias 1, 3 e 5 foram as de melhores desempenhos; em 1994 a família 3; e em 1995 as famílias 3 e 5, não diferindo das famílias 1, 2, 5 e 4, e 4, 1 e 2, respectivamente. Em 1996, todas as famílias apresentaram igual desempenho pelo teste de Tukey, devido ao fato de não terem superado a DMS, que foi de 637,855.

Nos anos acumulados (Quadro 9), pelo teste de Tukey, em 1992-1993; 1992-1993-1994 e 1992-1993-1994-1995, as famílias 1, 3 e 5 tiveram bom desempenho de produção, mas, nos anos acumulados 1992-1993-1994-1995-1996, as famílias 3 e 5 tiveram maior desempenho, seguidas das famílias 1, 4 e 2.

Nos anos individuais, pelo teste de Dunnett (Quadro 9), tiveram diferente desempenho em relação ao da testemunha (família 6), no ano 1992, as famílias 1, 3, 5 e 4; no ano 1993, as famílias 3, 5 e 1; no ano 1994 foi diferente, a família 3; e no ano 1995, as famílias 3, 5 e 4. Porém, em 1996, todas as famílias (1, 2, 3, 4 e 5) tiveram o mesmo desempenho que a testemunha. Em todos os anos acumulados, as famílias 1, 3 e 5 tiveram desempenho diferente em relação ao da testemunha (família 6).

No Quadro 10 são apresentadas as médias das famílias em relação ao caráter número de cachos corrigido. Em 1992, pelo teste de Tukey, todas as famílias apresentaram bom desempenho, inclusive a testemunha (família 6). Em 1993, 1995 e 1996 (Quadro 10), as melhores famílias foram 2 e 5, coincidindo com o apresentado no Quadro 9. No entanto, em 1994, as famílias 2 e 6 foram as que tiveram melhor desempenho.

Quadro 9 – Médias da produção, expressa em kg/parcela, em 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, e nas combinações de anos 1992 e 1993; 1992, 1993 e 1994; 1992, 1993, 1994 e 1995; 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Equador

Produção em kg/parcela																										
92		93		94		95		96		92-93		92-93-94		92-93-94-95		92-93-94-95-96										
Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$									
1	595,8	a	3	912,2	a	3	1262,3	a	5	1729,7	as	3	1467,9	a	3	4560,6	a	3	6181,2	a						
3	555,7	ab	5	903,3	a	1	1152,8	abs	3	1620,6	as	5	1457,8	a	1	2522,8	ab	5	4280,7	ab	5	6010,4	a			
5	554,5	ab	1	774,2	ab	2	1095,5	abs	4	1570,1	ab	4	1505	as	1	1370	a	5	2512,7	ab	1	3963	ab	1	5349,8	ab
4	362,5	bc	2	532,5	bcs	5	1054,9	abs	1	1440,2	abs	1	1386,8	as	4	854,4	bs	2	1910	abcs	4	3384,2	abcs	4	4889,2	abs
2	282	cs	4	491,9	bcs	4	959,7	abs	2	1342,3	abs	6	1348,8	as	2	814,5	bs	4	1814,1	bcs	2	3252,3	bcs	2	4531,8	abs
6	176,7	cs	6	363,2	cs	6	781,8	bs	6	1072,4	bs	2	1279,5	as	6	539,9	bs	6	1321,7	cs	6	2394,1	cs	6	3742,9	bs
DMS ² 12,7941		336,4206		464,0201		534,5643		637,8551		486,4816		842,5531		1284,9236		1731,0267										
DMS ² 184,6194		291,8772		402,5821		463,7859		553,4006		422,0696		730,9959		1114,7948		1501,8322										

* Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra, a ou b, na coluna não diferem estatisticamente entre si, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.^{1/}.

** Médias seguidas da letra s não diferem significativamente da testemunha (tratamento 6), a 5% de probabilidade, pelo teste de Dunnett. ^{2/}.

Quadro 10 – Médias do caráter número de cachos corrigido, em 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, e nas combinações de anos 1992 e 1993; 1992, 1993 e 1994; 1992, 1993, 1994 e 1995; 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Equador

Número de cachos															
92		93		94		95		96		92-93		92-93-94		92-93-94-95	
Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$	Trat	$\bar{X}$
5	119,6	as 2	155,9	a 2	192,9	a 2	165,1	a 2	132,7	a 5	266,6	a 2	459,4	a 2	757,2
1	113,4	as 5	147,1	a 6	139,3	bs 5	136,6	abs 5	110,8	abs 2	266,4	a 5	384,5	bs 5	631,9
2	110,5	as 3	104,3	bs 5	117,9	bscs 4	133,4	abs 6	103,1	bscs 1	211,7	abs 6	340,8	bscs 6	559,8
6	109,7	as 4	100,9	bs 4	114,3	bscs 6	115,9	bs 4	101,6	bscs 3	207,1	bs 4	319,2	bscs 4	554,4
4	103,9	as 1	98,3	bs 1	102,7	c 3	103,3	bs 1	89,2	bscs 4	204,9	bs 1	314,3	bscs 1	500,5
3	102,9	as 6	91,9	bs 3	95,8	cs 1	96,9	bs 3	85,5	cs 6	201,5	bs 3	302,9	cs 3	491,8
DMS ^{1/}	31,2885		38,0652		34,7439		44,1539		22,1215		58,9257		71,1134		114,0988
DMS ^{2/}	27,1458		33,0252		30,1437		38,3078		19,1926		51,1237		61,6977		98,9917

* Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra, a ou b, na coluna não diferem estatisticamente entre si, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.^{1/}

** Médias seguidas da letra s não diferem significativamente da testemunha (tratamento 6), a 5% de probabilidade, pelo teste de Dunnett. ^{2/}.

Nos anos acumulados, quanto ao caráter número de cachos corrigido (Quadro 10), em 1992-1993 as famílias que apresentaram maior desempenho, pelo teste de Tukey, foram 2, 5 e 1, coincidindo com o mostrado nos mesmos anos com dados originais (Quadro 8). Nos demais anos acumulados (Quadro 10), só a família 2 foi de maior desempenho, diferindo do Quadro 8.

Nos anos individuais, para o caráter número de cachos corrigido (Quadro 10), verificou-se que, em 1992, pelo teste de Dunnett, as cinco famílias tiveram igual desempenho que a testemunha (família 6), diferindo do Quadro 8 (dados originais), em que somente a família 2 foi de similar desempenho. Em 1993, as famílias 2 e 5 e, em 1994, 1995 e 1996, a família 2 tiveram diferente desempenho em relação à testemunha (família 6), coincidindo com as mesmas famílias em 1993 e 1995, diferindo do mostrado no Quadro 8.

Nos anos acumulados, em relação às médias do caráter número de cachos corrigido, observou-se, pelo teste de Dunnett, que, em 1992-1993, as famílias 2 e 5 foram diferentes, enquanto nos demais anos acumulados a família 2 teve melhor desempenho que a testemunha (Quadro 10), com relação aos dados originais (Quadro 8).

No Quadro 11 são apresentadas as médias das famílias quanto ao caráter produção corrigida. Pelo teste de Tukey, nos anos 1992, 1993, 1995 e 1996, as famílias de melhor desempenho foram 3 e 5. Em 1994, as famílias 2 e 3 foram as melhores; nos anos acumulados, a família 3 teve melhor desempenho, seguida das famílias 1 e 5, com os dados originais (Quadro 9).

Pelo teste de Dunnett, com relação ao caráter produção corrigida, durante os anos individuais, a família 3 foi diferente da testemunha (família 6), seguida da família 5, que, só em 1994, teve desempenho similar ao da testemunha. Em todos os anos acumulados, as famílias que tiveram melhor desempenho que o da testemunha (família 6) foram 1, 3, e 5, similar ao desempenho das famílias apresentadas no Quadro 9.

Quadro 11 – Médias do caráter produção corrigida, expressas em kg/parcela, em 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, e nas combinações de 1992 e 1993; 1992, 1993 e 1994; 1992, 1993, 1994 e 1995; 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Equador

Produção em kg/parcela																										
92	93		94		95		96		92-93		92-93-94		92-93-94-95		92-93-94-95-96											
Trat	X	Trat	X	Trat	X	Trat	X	Trat	X	Trat	X	Trat	X	Trat	X	Trat	X									
1	609,3	a	3	938,7	a	3	1354,8	a	5	1922,4	a	3	1501,2	a	3	4775,9	a	3	6666,3	a						
5	568	ab	5	929,8	a	2	1342,2	a	3	1890,4	ab	5	1497,8	a	1	2703,8	a	5	4442,1	ab	5	6364,5	ab			
3	562,4	ab	1	818,4	ab	1	1276,1	ab	4	1659,6	abs	1	1695,1	abs	1	1427,7	ab	5	2614,4	a	1	4263,4	ab	1	5958,5	ab
4	389,5	bs	2	647,4	abcs	5	1116,6	abs	1	1559,6	abs	4	1620,6	abs	2	1030,6	bcs	2	2372,7	ab	2	3864,3	abcs	2	5413,6	bcs
2	383,2	bs	4	553,8	bcs	4	1021,4	bs	2	1491,5	abs	2	1549,3	abs	4	943,3	cs	4	1964,6	bs	4	3624,3	bcs	4	5244,9	bcs
6	379,1	bs	6	460,4	cs	6	997,6	bs	6	1281,3	bs	6	1503	bs	6	839,5	cs	6	1837,1	bs	6	3118,4	cs	6	4621,4	cs
DMS ¹	189,9234			292,0762			302,2811			477,3313			418,8255			418,1024			586,2121			961,1465			1208,6206	
DMS ²	164,7769			253,4042			262,258			414,1308			363,3714			362,7441			508,5954			833,887			1048,5847	

* Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra, a ou b, na coluna não diferem estatisticamente entre si, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey. 1/.

** Médias seguidas da letra s não diferem significativamente da testemunha (tratamento 6), a 5% de probabilidade, pelo teste de Dunnett. 2/.

4. RESUMO E CONCLUSÕES

No primeiro capítulo, foram apresentados os resultados das análises de variância univariada, com base no total de parcela, para os dados originais e corrigidos para estande, em relação às variáveis número de cachos e produção. A correção dos dados foi feita por meio da análise da covariância, usando o estande como covariável. Também foram obtidas as estimativas de alguns parâmetros genéticos e feitas comparações entre as médias baseadas nos testes de Tukey e de Dunnett. Os dados analisados são referentes a 6 tratamentos, relativos a 5 famílias provenientes do cruzamento de Dura x Dura e uma testemunha (Dura x Pisifera). Os graus de liberdade de tratamentos foram descompostos em dois grupos, famílias e famílias vs testemunhas.

As famílias, de modo geral, foram superiores à testemunha. O comportamento das cinco famílias, considerando a informação acumulada de anos para número de cachos e produção, tanto para dados originais como corrigidos, evidenciou a existência de variabilidade genética. Entretanto, com os dados corrigidos, os valores do índice de variação (θ) foram, em geral, mais altos (superiores à unidade) do que aqueles estimados com base nos dados originais, indicando maior eficiência da seleção com os dados corrigidos.

Com a utilização do método de correção, o coeficiente de variação ambiental nos dados corrigidos diminuiu em relação aos dados originais. Nas combinações de anos, este coeficiente foi ainda menor, contribuindo para a idéia de que o agrupamento das colheitas pode reduzir os efeitos da

bienalidade da produção. Outro fato é o aumento da herdabilidade para ambos os caracteres, garantindo o ganho de seleção, que determina a seleção das melhores famílias e das melhores plantas em cada família selecionada.

É de grande importância para o agricultor que as plantas de dendê apresentem bom desempenho durante toda sua vida produtiva e que permaneçam estáveis. No caso do total de anos acumulados, com relação ao número de cachos com dados originais, todas as seis famílias tiveram desempenhos iguais pelo teste de Tukey, mas, com dados corrigidos, a família 2 foi a melhor durante todos os anos de avaliação. Quanto à produção, com dados originais e dados corrigidos pelo teste de Tukey, as famílias que apresentaram melhor desempenho durante todos os anos de avaliação foram, em ordem de desempenho, as de números 3, 5 e 1.

Considerando o total de anos acumulados, com dados originais e corrigidos, o teste de Dunnett demonstrou os mesmos resultados, sendo a família 2 superior quanto ao número de cachos e as famílias 1, 3 e 5 superiores quanto à produção.

CAPÍTULO 2

ESTIMATIVAS DE CORRELAÇÃO E DA REPETIBILIDADE EM PROGÊNIES DE DENDÊ

1. INTRODUÇÃO

O coeficiente de correlação é uma medida de relação linear entre duas variáveis, ou seja, mede a intensidade de associação que expressa a mudança em uma variável, sempre que existir mudança em outra variável (STEEL et al., 1997). Esse coeficiente varia de -1 a +1. É positivo quando se observa aumento nas duas variáveis, e negativo quando uma aumenta e a outra diminui. Quando se apresentam correlações positivas ou negativas no momento de fazer a interpretação, deve-se ter cuidado, já que estas correlações não são sinônimas de correlações favoráveis ou desfavoráveis ao melhoramento e podem não traduzir causa e efeito.

Segundo FALCONER (1989), a correlação que pode ser diretamente mensurada entre dois caracteres, em determinado número de indivíduos que representam a população, é denominada correlação fenotípica. Esta correlação apresenta duas causas: a genética e a ambiental. A correlação genética envolve associações de natureza herdável e, por conseguinte, é de importância para um programa de melhoramento.

A medida da consistência da posição relativa dos indivíduos durante as sucessivas medições tem sido tradicionalmente denominada repetibilidade (TURNER e YOUNG, 1969; LERNER, 1977). Em espécies perenes, espera-se que sua superioridade inicial perdure durante toda a sua vida. A veracidade desse fato pode ser verificada pelo coeficiente de repetibilidade do caráter estudado (CRUZ e REGAZZI, 1994).

O coeficiente de repetibilidade é utilizado no melhoramento genético como o limite superior da herdabilidade e como critério para avaliar a eficiência do processo seletivo (LUSH, 1964). A repetibilidade pode ser definida, estatisticamente, como a correlação entre as medidas de um mesmo indivíduo, cujas avaliações foram repetidas no tempo ou espaço. A repetibilidade representa o máximo valor que a herdabilidade pode atingir em sentido amplo. Quando a variância proporcionada pelos efeitos permanentes do ambiente é minimizada, a repetibilidade aproxima-se da estimativa da herdabilidade (CRUZ e REGAZZI, 1994).

A repetibilidade representa a proporção da variância fenotípica de um caráter explicada por diferenças permanentes ou não, localizada entre indivíduos. Essas diferenças são ocasionadas por variações decorrentes de genótipos e de alterações permanentes do meio. A repetibilidade é função das propriedades genéticas da população, do caráter em estudo e das condições do ambiente em que os indivíduos foram mantidos (HANSCHE, 1983; FALCONER, 1989).

Para a estimação do coeficiente de repetibilidade, são apresentadas diversas metodologias, sendo algumas descritas em trabalhos apresentados por ABEYWARDENA (1972), MANSUR et al. (1981) e CRUZ e REGAZZI (1994). ABEYWARDENA (1972) demonstrou que a estimativa mais adequada do coeficiente de repetibilidade, quando os genótipos apresentam comportamento cíclico ao longo das avaliações, é aquela obtida pelo método baseado nos componentes principais.

Na prática, o coeficiente de repetibilidade é utilizado para determinar o número mínimo de medidas múltiplas que devem ser realizadas em cada indivíduo, para que se possa realizar seleção com certo grau de eficiência, custo mínimo e mão-de-obra reduzida (CRUZ e REGAZZI, 1994).

Segundo CRUZ e REGAZZI (1994), se o genótipo sobre o qual as medidas repetidas são feitas não estiver estabilizado, os seguintes aspectos deverão ser considerados: a variação dentro de indivíduos incluirá uma porção considerável da variância da interação do genótipo com os efeitos de ambiente temporários; o aumento do número de repetição de medidas, com a finalidade de reduzir o componente, poderá não ser mais vantajoso, pois a variância adicional, proporcionada pela interação entre genótipos e o ambiente temporário, poderá ser suficiente para neutralizar aquela redução.

Quando os genótipos não estão estabilizados, pode-se encontrar baixa repetibilidade, sem que, necessariamente, a solução do problema esteja no aumento do número de repetições. A repetibilidade poderia ser aumentada excluindo medições, já que, em alguns casos, nas avaliações em estágio precoce pode não haver plena manifestação do potencial genético, ou nas avaliações muito tardias, em que alguns materiais já se encontram em senescência (CRUZ, 2001).

Neste capítulo, pretendeu-se estimar correlações fenotípica, genotípica e ambiental, bem como determinar o coeficiente de repetibilidade e a estabilização genotípica.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Foram determinadas as correlações fenotípica, genotípica e ambiental, assim como o coeficiente de repetibilidade e o número necessário de medições, por meio da estabilização genotípica, baseando-se nos dados de produção corrigidos para estande variado.

2.1. Estimação das correlações fenotípica, genotípica e de ambiente entre número de cachos e a produção por ano e em suas combinações

O coeficiente de correlação entre duas variáveis X e Y mede a intensidade da associação linear entre elas. Para o cálculo das correlações, é necessária uma análise para auxiliar a covariação das variáveis X e Y, de forma que os produtos médios (covariâncias) possam ser estimados, conforme ilustrado por CRUZ e REGAZZI (1994), pela equação:

$$PM_{xy} = \frac{QM_{x+y} - QM_x - QM_y}{2}$$

em que QM_{x+y} é o quadrado médio da análise da soma dos caracteres X e Y; QM_x é o quadrado médio da análise do caráter X; e QM_y é o quadrado médio da análise do caráter Y.

Segundo MODE e ROBINSON (1959), as esperanças matemáticas dos produtos médios são deduzidas de maneira equivalente às esperanças dos respectivos quadrados médios, apenas substituindo os componentes de variância por componentes de covariância.

Foram estimados os coeficientes de correlações fenotípica, genotípica e de ambiente da seguinte maneira:

a) Correlação fenotípica

$$r_F = \frac{PMG_{xy}}{\sqrt{QMG_x \cdot QMG_y}}$$

b) Correlação genotípica

$$r_g = \frac{\hat{\sigma}_{gxy}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{gx}^2 \cdot \hat{\sigma}_{gy}^2}}$$

$$\hat{\sigma}_{gxy} = \frac{PMG_{xy} - PMR_{xy}}{r}$$

em que PMG_{xy} = produto médio de tratamentos (famílias e testemunha) entre os caracteres X e Y;

QMG_x e QMG_y = quadrados médios de tratamentos relativos aos caracteres X e Y;

PMR_{xy} = produto médio entre os caracteres X e Y associado ao resíduo; e

$\hat{\sigma}_{gxy}$ = estimador da covariância genotípica entre os caracteres X e Y.

c) Correlação ambiental

$$r_e = \frac{PMR_{xy}}{\sqrt{QMR_x \cdot QMR_y}}$$

2.1.1. Estimação da correlação do número de cachos com a produção total nas avaliações individuais e em suas combinações

Deve-se estar atento à interpretação das correlações cumulativas, em razão do aspecto demonstrado a seguir.

$$P_1 = X \text{ e } P_{12} = X+Y$$

Então $V(P_1) = V(X)$ e $V(P_{12}) = V(X+Y) = V(X) + V(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$

Logo, $\text{Cov}(P_1, P_{12}) = \text{Cov}(X, X+Y) = V(X) + \text{Cov}(X, Y)$.

Se $\text{Cov}(X, Y) = 0$ e $V(X) = V(Y)$,

$$r_{P_1, P_{12}} = \frac{\text{Cov}(P_1, P_{12})}{\sqrt{V(P_1) \cdot V(P_{12})}} = \frac{V(X)}{\sqrt{V(X) \cdot 2V(X)}} = \frac{1}{\sqrt{2}} = 0,707$$

Por essa razão, mesmo se a covariância entre a produção da 1ª e da 2ª colheita for nula, admitindo as variâncias iguais, a correlação linear entre as com a soma delas será de 0,707. À semelhança desta situação, poderão existir valores consideráveis de correlações entre outras combinações de anos, apesar da ausência de correlação linear entre anos tomados individualmente.

2.2. Análise da repetibilidade do caráter produção de frutos

2.2.1. Estimador do coeficiente de repetibilidade com base no método da análise de variância

Em ensaios com delineamentos experimentais, em que são tomadas sucessivas medições no tempo, existem diferentes modelos estatísticos que podem ser empregados para descrever o caráter medido no i-ésimo genótipo e no j-ésimo tempo. Assim, podem-se ajustar modelo de parcelas subdivididas, modelo em fatorial e fatorial reduzido, entre outros. Segundo CARVALHO (1999), as estimativas de repetibilidade como correlação entre medidas sucessivas (médias de unidades experimentais tomadas nas sucessivas medições) assumem sempre o mesmo valor, independente do modelo estatístico empregado, bem como das restrições, das naturezas e das pressuposições utilizadas para os efeitos de cada modelo. Dessa forma, uma simplificação no processamento de dados pode ser obtida, adotando-se um modelo reduzido a partir do modelo fatorial, que utiliza as médias das unidades experimentais de cada genótipo em cada ano (CRUZ e REGAZZI, 1994).

O modelo estatístico adotado, que considera dois fatores de variação, é:

$$Y_{ij} = \mu + p_i + a_j + \varepsilon_{ij}$$

em que Y_i = média dos r blocos, referente a i -ésima progênie, no j -ésimo ano;

μ = média geral;

p_i = efeito da i -ésima progênie, confundido com as influências ambientais permanentes ($i=1, 2, \dots, g$); $p_i \sim \text{NID}(0, \sigma_p^2)$;

a_j = efeito fixo da colheita realizada no j -ésimo ano ($j=1, 2, \dots, n$); $\sum_{j=1}^n a_j = 0$; e

ε_{ij} = erro experimental associado à observação Y_{ij} [$\varepsilon_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$].

O esquema da análise de variância para o modelo em questão é apresentado no Quadro 1.

Quadro 1 – Esquema da análise de variância, com dois fatores de variação, para o estudo de repetibilidade

FV	GL	QM	E(QM)
Colheitas	$n-1 = 4$	QMA	-
Famílias	$g-1 = 5$	QMP	$\sigma_\varepsilon^2 + n\sigma_f^2$
Resíduo	$(g-1)(n-1) = 20$	QMRe	σ_ε^2

Com base nesse modelo reduzido, o coeficiente de repetibilidade r é obtido por:

$$r = \frac{\text{Cov}(Y_{ij}, Y_{ij'})}{\sqrt{\hat{V}(Y_{ij}) \cdot \hat{V}(Y_{ij'})}} = \frac{\hat{\sigma}_f^2}{\hat{\sigma}_f^2 + \hat{\sigma}_\varepsilon^2} = \frac{\text{QMP} - \text{QMRe}}{\text{QMP} + (n-1)\text{QMRe}}$$

2.2.2. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado nos componentes principais

Segundo ABEYWARDENA (1972), o coeficiente de repetibilidade estimado com base na técnica dos componentes principais é mais estável e

eficiente, sendo principalmente indicado para situações em que os genótipos avaliados apresentam comportamento cíclico em relação ao caráter em estudo.

O método consiste na obtenção de uma matriz de correlação entre os tratamentos, em cada par de medição. Determinam-se, na matriz, os autovalores e os respectivos autovetores normalizados associados. O autovetor, cujos elementos apresentam mesmo sinal e magnitudes próximas, é aquele que expressa a tendência dos genótipos em manter, ao longo dos anos, suas posições em relação aos demais (ABEYWARDENA, 1972; CRUZ e REGAZZI, 1994). A proporção do autovalor associado a esse autovetor é o estimador do coeficiente de repetibilidade, ou seja:

$$r = \frac{\hat{\lambda}_k}{\sum_{j=k}^n \hat{\lambda}_j}$$

em que n = número de colheitas realizadas; e

$\hat{\lambda}_k$ = autovalor associado ao autovetor, cujos elementos têm o mesmo sinal e magnitudes semelhantes.

O coeficiente de repetibilidade estimado como descrito anteriormente, segundo RUTLEDGE (1974), é influenciado, indevidamente, pelo número de medições realizadas. Este autor considera que o estimador de r , conforme apresentado a seguir, é mais adequado:

$$r = \frac{\hat{\lambda}_k - 1}{n - 1}$$

A técnica dos componentes principais também pode ser utilizada para estimar o coeficiente de repetibilidade, a partir das informações da matriz de variâncias e covariâncias. Neste caso, o estimador da repetibilidade é dado por:

$$r = \frac{\hat{\lambda}_k - \hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_Y^2 (n - 1)}$$

em que $\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{\sigma}_j^2 = \hat{\sigma}_\epsilon^2 + \hat{\sigma}_P^2$.

2.2.3. Estimador do coeficiente de repetibilidade baseado na análise estrutural

A obtenção do coeficiente de repetibilidade pelo método da análise estrutural apresenta apenas diferenças conceituais em relação ao método baseado nos componentes principais. MANSOUR et al. (1981), autores deste método, consideram a matriz paramétrica de correlações entre tratamentos (R), em cada par de avaliação, e seu estimador ($\hat{R}$). Um estimador do coeficiente de repetibilidade, baseado nos componentes principais, é:

$$r = \frac{\hat{\lambda}_1 - 1}{n - 1} = \frac{\alpha' \hat{R} \alpha - 1}{n - 1}$$

em que $\hat{\lambda}_1 = \hat{\alpha}' \hat{R} \alpha$ é o maior autovalor de $\hat{R}$, e $\hat{\alpha}' = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$ é o autovetor associado a $\hat{\lambda}_1$, tal que $\hat{\alpha}' \alpha = 1$, ou seja, o autovetor está normalizado.

Segundo MORRISON (1967), o autovetor, cujos elementos têm mesmo sinal e magnitudes semelhantes e que está associado ao maior autovalor ($\hat{\lambda}_1$) de R, é expresso por:

$$\alpha' \left\{ \frac{1}{\sqrt{n}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{n}} \right\}$$

Utilizando-se o autovetor α , que, segundo MANSOUR et al. (1981), corresponde ao maior autovalor de R, o estimador do coeficiente de repetibilidade com base na análise estrutural é dado por:

$$r = \frac{\alpha' \hat{R} \alpha - 1}{n - 1} = \frac{2}{n(n - 1)} \sum_{j=1}^n \sum_{j'=2}^n \hat{p}_{jj'}, \text{ com } j < j'$$

em que $\hat{p}_{jj'}$ é o elemento da j-ésima linha e j'-ésima coluna da matriz $\hat{R}$.

Assim, este estimador do coeficiente de repetibilidade é a média aritmética das correlações fenotípicas entre genótipos, considerando cada par de anos.

2.2.4. Estimação do número mínimo de observações e do coeficiente de determinação

Uma vez obtido o coeficiente de repetibilidade, estimou-se o número mínimo de avaliações que devem ser realizadas para predizer o valor real dos

indivíduos, com base em um coeficiente de determinação (R^2) preestabelecido. A predição desse valor foi realizada com base na expressão (LUSH, 1964)

$$n_0 = \frac{R^2(1-r)}{(1-R^2)r}$$

Também foi calculada a acurácia (R^2) para seleção das famílias com base na média das n repetições realizadas. Reestruturando a equação apresentada, obtém-se:

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

2.2.5. Avaliação da estabilização genotípica do caráter produção

Avaliou-se a estabilização genotípica por meio do Programa GENES (CRUZ, 2001), utilizando os métodos da análise de variância com dois fatores de variação e o dos componentes principais (baseado na matriz de correlações), para medições sucessivas, considerando 2, 3, até todas as n avaliações efetuadas. Portanto, foram realizadas $n-1$ análises, fazendo duas medições sucessivas, $n-2$, três medições sucessivas, e assim até chegar às cinco medições.

Segundo CRUZ e REGAZZI (1994), se os genótipos em que estão sendo feitas as medições não estiverem estabilizados, as variações dentro de indivíduos (várias medições de um indivíduo) incluirão uma porção considerável da variância da interação do genótipo com os efeitos de ambiente temporários e, conseqüentemente, haverá a necessidade do aumento do número de avaliações.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Correlações fenotípica, genotípica e de ambiente entre número de cachos e produção

Devido à alta correlação entre os dados originais e corrigidos, utilizaram-se para a obtenção das estimativas das correlações fenotípica (r_F), genotípica (r_g) e ambiental (r_e) apenas os valores dos dados corrigidos dos caracteres estudados.

Segundo FALCONER (1989), a correlação que pode ser diretamente mensurada entre dois caracteres, em determinado número de indivíduos que representam a população, é denominada correlação fenotípica. É necessário distinguir duas causas dessa correlação: a genética e a ambiental. Somente a correlação genética envolve associações de natureza herdável e, por conseguinte, de real interesse num programa de melhoramento.

Segundo CRUZ e REGAZZI (1994), se dois caracteres apresentam correlação genética favorável, é possível obter ganhos para um deles por meio da seleção indireta no outro associado. Esta seleção pode levar a progressos mais rápidos do que a seleção direta do caráter desejado. Como visto no Quadro 2, a correlação genotípica, na maioria dos anos, foi negativa e de magnitude que oscilou de -0,10 a -0,77. Nos anos acumulados, variou de -0,16 a -0,61, indicando que aumento no número de cachos provoca redução na produção.

No caso da correlação ambiental, verifica-se que as estimativas apresentaram magnitude acima de 0,80. Só em 1996 é que foi um pouco mais baixa, mas ainda positiva ($r=0,54$), indicando que tanto número de cachos quanto a produção podem ser beneficiados ou prejudicados pelas mesmas causas de variações ambientais, como chuva e luminosidade, que são dois fatores climáticos de grande importância na cultura. A chuva estimula a planta de dendê a emitir inflorescências e a alta luminosidade faz com que os cachos formados amadureçam em cinco meses. Geralmente, esta condição ocorre em época chuvosa, de dezembro a maio. Na época seca, que ocorre nos demais meses, as chuvas são escassas e a luminosidade é baixa. Normalmente, a aplicação de fertilizantes durante estes meses é nula e, por esta razão, o número de cachos diminui e os cachos amadurecem aos seis meses, com uma produção menor nesta época. Porém, também devem ser considerados os fatores genéticos, que determinam o número e o tamanho dos cachos. Em geral, nos primeiros anos de produção, os cachos são pequenos e abundantes e, à medida que a planta vai se desenvolvendo, os cachos tornam-se maiores, de maior peso e em menor número (LIM e TOH, 1985; HENSON, 1993).

De forma geral, as correlações fenotípicas, genotípicas e ambientais nos anos avaliados e nos anos acumulados não apresentaram concordância de magnitude e sinal, demonstrando que a influência do ambiente é alta na associação entre os caracteres (Quadro 2).

A correlação genotípica, de maneira geral, apresentou sinal diferente (negativo) daquele da correlação ambiental, que foi positiva. Segundo FALCONER (1989), quando isto ocorre, há evidência de que as causas da variação genética e ambiental que influenciam os caracteres são determinadas por mecanismos fisiológicos diferentes.

3.1.1. Correlações fenotípica e genotípica entre anos individuais e em suas combinações

No Quadro 3, estão apresentadas as estimativas de correlações fenotípicas e genotípicas do número de cachos nos anos individuais e em suas combinações. A correlação fenotípica (valores acima da diagonal) em todos os anos foi positiva e de alta magnitude, exceto em 1992. Para o caso da

Quadro 2 – Estimativas dos coeficientes de correlações fenotípica (r_F), genotípica (r_g) e ambiental (r_e) entre dados do caráter número de cachos (Nc) e da produção (Pr) corrigidos, nos anos de avaliação

Caracteres	r_F	r_g	r_e
Nc92-Pr92	0,40	—	0,87
Nc93-Pr93	0,02	-0,10	0,88
Nc94-Pr94	0,26	0,21	0,80
Nc95-Pr95	-0,40	-0,77	0,82
Nc96-Pr96	-0,49	-0,72	0,54
Nc-Pr(92-93)	-0,01	-0,16	0,87
Nc-Pr(92-93-94)	-0,19	-0,30	0,89
Nc-Pr(92-93-94-95)	-0,42	-0,61	0,89
Nc-Pr(Total)	-0,44	-0,61	0,83

* Correlação indeterminada devido ao fato de a estimativa da variância genética para número de cachos ter sido negativa.

Quadro 3 – Estimativas dos coeficientes de correlações fenotípica (r_F), acima da diagonal, e genotípica (r_g), abaixo da diagonal, para número de cachos em anos individuais e suas combinações, avaliadas em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Equador

Caracteres ^{1/}	C92	C93	C94	C95	C96	C92-3	C92-3-4	C92-3-4-5	CT
C92	-	0,56	0,15	0,18	0,34	0,70	0,43	0,37	0,36
C93	-	-	0,78	0,82	0,89	0,98	0,94	0,93	0,92
C94	-	0,83	-	0,88	0,94	0,71	0,94	0,94	0,95
C95	-	0,89	0,92	-	0,97	0,75	0,89	0,94	0,95
C96	-	0,96	0,96	1,00	-	0,84	0,97	0,99	0,99
C92-3	-	1,00	0,78	0,83	0,93	-	0,91	0,88	0,88
C92-3-4	-	0,96	0,96	0,93	1,00	0,93	-	0,99	0,99
C92-3-4-5	-	0,95	0,96	0,97	1,00	0,91	0,99	-	1,00
CT	-	0,95	0,96	0,97	1,00	0,91	0,99	1,00	-

* * Correlação indeterminada devido ao fato de a variância genética ter sido negativa.

^{1/} C92, C93, C94, C95, C96 – número de cachos corrigidos nos anos 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996; C92-3, C92-3-4, C92-3-4-5 e CT – número de cachos corrigidos nas combinações de anos.

correlação genotípica (valores abaixo da diagonal), em 1992, suas estimativas foram nulas, devido à estimativa de variância genética negativa nesse ano. Nos demais anos, esta correlação foi alta e positiva, evidenciando que existe uma consistência entre o desempenho dos genótipos nos vários anos de avaliação, com relação ao número de cachos.

Para produção (Quadro 4), foram encontradas, em 1992, em relação a 1993 e 1996, estimativas de correlação fenotípica de magnitude alta e, nos outros anos, magnitude baixa. Em 1993, em relação aos anos individuais, observou-se aumento na correlação, tendo assim uma boa consistência da produção nesses anos.

Em 1994, em relação a 1995 e 1996, foram encontradas estimativas de correlação de baixa magnitude e negativas, provavelmente devido ao fato de, nesses anos, a produção ter aumentado (12 a 18 t/ha/ano), em relação às primeiras colheitas (5 a 8 t/ha/ano). Nas combinações de anos, esta correlação foi positiva e de magnitude inferior a 0,68.

Para a correlação genotípica, encontrou-se resultado semelhante ao da correlação fenotípica, apresentando certa inconsistência nas estimativas de um ano para outro. A inconsistência da produção de um ano para outro é devida, principalmente, às duas épocas climáticas que ocorrem no local em que estão instalados os experimentos.

Cabe ressaltar que se deve ter cuidado nas interpretações das correlações individuais, em relação às correlações acumuladas, tanto para número de cachos quanto para produção, já que, de forma geral, apresentaram magnitudes altas e positivas. Novamente, ocorre o fato citado no item 2.1.1, em que, mesmo que a covariância entre a produção da primeira e segunda colheitas seja nula, admitindo as variâncias iguais, a correlação linear entre a produção da 1^a e 2^a colheita, com a soma delas, será de 0,707. Da mesma forma, existirão correlações entre outras combinações de anos, mesmo na ausência de correlação linear entre anos tomados individualmente. Assim, essas correlações, embora altas, devem ser interpretadas com cuidado.

Quadro 4 – Estimativas dos coeficientes de correlações fenotípica (r_F), acima da diagonal, e genotípica (r_g), abaixo da diagonal, para produção entre anos individuais e suas combinações, avaliados em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no Lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Equador

Caracteres ^{1/}	P92	P93	P94	P95	P96	P92-3	P92-3-4	P92-3-4-5	PT
P92	-	0,88	0,24	0,47	0,74	0,95	0,84	0,82	0,82
P93	0,95	-	0,37	0,69	0,90	0,98	0,92	0,97	0,98
P94	0,18	0,42	-	-0,08	-0,01	0,33	0,68	0,48	0,36
P95	0,54	0,77	-0,32	-	0,91	0,62	0,45	0,73	0,80
P96	0,88	1,00	-0,13	1,00	-	0,86	0,67	0,86	0,93
P92-3	0,98	0,99	0,33	0,69	1,00	-	0,92	0,94	0,95
P92-3-4	0,85	0,95	0,67	0,41	0,77	0,92	-	0,94	0,89
P92-3-4-5	0,87	1,00	0,42	0,69	1,00	0,98	0,95	-	0,99
PT	0,87	1,00	0,28	0,80	1,00	0,99	0,90	1,00	-

^{1/} P92,P93,P94,P95,P96 – produção corrigida em 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996; P92-3,P92-3-4, P92-3-4-5 e PT – produção corrigida nas combinações de anos.

3.1.2. Coeficiente de repetibilidade

As estimativas da repetibilidade são apresentadas no Quadro 5. De acordo com os diferentes métodos de estimação, o coeficiente de repetibilidade variou de 0,64 a 0,74 e o coeficiente de determinação oscilou de 89,9 a 93,6%. Os valores mais altos estão associados ao método dos componentes principais. Segundo ABEYWARDENA (1972), este é o método mais adequado quando os genótipos apresentam comportamento cíclico ao longo das avaliações. No caso do dendê, sabe-se que a planta produz muito em um ano, principalmente na estação chuvosa, que se inicia em dezembro. Nesta época, há o surgimento de um grande número de inflorescências, que refletirá em elevada produção. Os cachos alcançam a maturidade aos cinco meses. Portanto, os primeiros aparecerão entre os meses de abril e maio e os outros nos meses seguintes, dependendo do surgimento das outras inflorescências. Assim, nesse primeiro ano, a produção é normalmente alta. Entretanto, as novas inflorescências que surgirem na época seca (junho a dezembro) serão poucas, podendo se prever, para o ano seguinte, baixa produção.

Considerando um valor de R^2 igual a 90%, seriam necessárias, com base no método de componentes principais obtidos da matriz de correlação, 4 medições para acessar o valor genotípico das progênies. Este valor cai para 3, se os componentes forem obtidos da matriz de covariância.

No Quadro 6, considerando os métodos da Anova e dos Componentes Principais, é apresentado o resultado do estudo da estabilização genotípica, com base em combinações dos dois, três, quatro e cinco anos avaliados, para assim determinar quantas medições seriam necessárias, tendo em vista o coeficiente de repetibilidade e de determinação e em que anos deveriam ser feitas.

Pode-se observar que tanto as estimativas do coeficiente de repetibilidade quanto o de determinação, pelo método dos componentes principais, foram maiores em relação ao método da Anova, ratificando o comportamento cíclico de produção do dendezeiro.

Quadro 5 – Estimativas dos coeficientes de repetibilidade (r), de determinação (R²) e do número de medições (n) necessárias para a obtenção de diferentes R², por meio de quatro métodos de estimação, considerando as cinco colheitas iniciais corrigidas

Método de Estimação		r	R²	Número de Medições (n) para Obter um R² de:				
				0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
1	ANOVA com dois efeitos de variação	0,64	89,9	2	3	5	11	55
2	Componentes principais obtidos da matriz de correlação	0,69	91,8	2	3	4	9	44
3	Componentes principais obtidos da matriz da covariância	0,74	93,6	1	2	3	7	34
4	Análise estrutural – correlação média	0,67	91,0	2	3	4	9	49

Quadro 6 – Estimativas de diferentes números de medições (n) e obtenção de diferentes R^2 , por meio da estabilização genotípica, usando os métodos da Anova e Componentes Principais (Correlação) na produção corrigida

Anos	Núm.de Medições	Produção Corrigida			
		Métodos de Estimação			
		Anova ^{1/}	R^2	Componentes ^{2/}	R^2
92-93	2	0,75	85,6	0,89	94,4
93-94	2	0,58	73,6	0,60	74,8
94-95	2	0,34	50,9	0,37	53,5
95-96	2	0,88	93,7	0,92	95,7
92-94	3	0,60	81,6	0,65	85
93-95	3	0,60	81,6	0,61	82,3
94-96	3	0,54	77,8	0,56	79,2
92-95	4	0,58	84,6	0,64	87,6
93-96	4	0,66	88,8	0,68	89,6
92-96	5	0,64	89,9	0,69	91,8

^{1/} Anova com dois efeitos de variação.

^{2/} Componentes principais obtidos da matriz de correlação.

Pelo método dos componentes principais, foram encontrados, nos dois primeiros anos de avaliação, 1992 e 1993, coeficientes de repetibilidade de 0,89 e de determinação de 94,4%, indicando boa consistência no comportamento das famílias. Já nos biênios seguintes, 1993/1994 e 1994/1995, as estimativas do coeficiente de repetibilidade, consideradas relativamente baixas, foram de 0,60 e 0,37, respectivamente, indicando menor consistência.

Também observa-se que, no biênio 1995/1996, a estimativa do coeficiente de repetibilidade foi de 0,92 (com $R^2 = 95,7\%$), indicando o início de estabilização da produção, uma vez que ainda se tem, para estas safras, valores de produção em torno de 20 t/ha. Isso significa que a avaliação, em

1996, foi bem representada por aquela feita em 1995. Assim, pode-se concluir que o número mínimo de avaliações necessárias para acessar o valor genotípico das famílias é 4, ou seja, a partir dos anos 1992, 1993, 1994 e 1995. Resultados similares foram encontrados por BASTIDAS (1989), que cita 4 anos como tempo necessário para a seleção das plantas genitoras. Seu trabalho baseou-se nas estimativas do coeficiente de correlação de rendimento entre plantas e entre anos.

4. RESUMO E CONCLUSÕES

Nesse segundo capítulo, foram apresentados os resultados concernentes às estimativas das correlações fenotípica, genotípica e ambiental entre o número de cachos e a produção, nos anos individuais de avaliação e em suas combinações, bem como o estudo das correlações fenotípicas e genotípicas entre os anos de avaliação e combinações de anos. Também estimaram-se os coeficientes de repetibilidade (r) e de determinação (R^2), com o propósito de indicar o número mínimo de medições necessárias para acessar o valor genotípico das progênies avaliadas, além de determinar a estabilização genotípica para o caráter produção.

A correlação genotípica entre número de cachos e produção foi negativa, indicando que, se forem selecionados os genótipos com maior produção, o número de cachos deverá diminuir. De maneira geral, a correlação genotípica apresentou sinal diferente em relação à correlação ambiental, evidenciando que as causas genéticas e ambientais influenciam o número de cachos e a produção por meio de diferentes mecanismos fisiológicos.

As correlações genotípicas da variável número de cachos entre anos individuais foram altas e de sinal positivo. Entretanto, para o caráter produção, apresentaram inconsistência em certos anos.

Pelo método dos Componentes Principais, verificou-se que o tempo mínimo do número de medições para avaliar os genótipos é de quatro anos, tendo assim uma confiabilidade de 87,6% e um coeficiente de repetibilidade de 0,64.

CAPÍTULO 3

PREDIÇÃO DE GANHOS POR SELEÇÃO ENTRE E DENTRO E PELA SELEÇÃO COMBINADA EM PROGÊNIES DE DENDÊ

1. INTRODUÇÃO

A seleção entre progênies consiste, numa primeira etapa, em selecionar ou rejeitar famílias inteiras, levando em conta o desvio do valor da família em relação ao valor fenotípico médio da população. Uma vez selecionadas as famílias, pode-se efetuar a seleção dentro, levando em conta o desvio do valor fenotípico de cada indivíduo em relação ao valor fenotípico médio da população. Aqueles indivíduos de mais alto valor fenotípico são considerados superiores (SILVA, 1982; FALCONER, 1989).

Na seleção entre as médias das famílias, a variância genotípica é composta por componentes estabelecidos pela covariância entre os indivíduos aparentados que estão sob avaliação. No caso de famílias de irmãos-completos, os componentes são dados pela expressão a seguir.

$$\text{Cov (IC)} = \frac{1}{2} \hat{\sigma}_A^2 + \frac{1}{4} \hat{\sigma}_D^2 = \hat{\sigma}_{g(\text{entre})}^2$$

Para a variância genotípica dentro das famílias, os componentes são representados por:

$$\hat{\sigma}_{g(\text{dentro})}^2 = \frac{1}{2} \hat{\sigma}_A^2 + \frac{3}{4} \hat{\sigma}_D^2$$

Uma das críticas que se faz à seleção entre e dentro de progênies é o fato de indivíduos potencialmente superiores de famílias médias a intermediárias, ou indivíduos medianos de famílias superiores, não serem selecionados. Para solucionar este problema, é possível empregar a seleção combinada. Esta técnica utiliza simultaneamente as informações do indivíduo e de seus parentes. Segundo SILVA (1982), a seleção combinada é um tipo particular de índice de seleção, em que se considera apenas determinada característica, com a qual o melhorista procura encontrar uma combinação ideal das informações de seus parentes, possível de ser usado como critério de seleção.

MORAIS (1992) utilizou o índice $Y_{ijk} = b_1(Y_{ijk} - \bar{Y}_{ij.}) + b_2(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})$, que considera o desvio da média da família em relação à média geral e ao desvio do valor fenotípico do indivíduo em relação à média da parcela. PIRES (1996) empregou o índice $Y_{ijk} = c_1(Y_{ijk} - \bar{Y}_{j.}) + c_2(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})$, em que são considerados o mérito da família em relação à média geral do ensaio e o desvio do indivíduo em relação à média do bloco em que esse se encontrava, concluindo que o índice proposto por ele se mostrou superior. No caso de MORAIS (1992), quando um indivíduo pertence a uma família de alto desempenho, ele é desfavorecido, quando, na verdade, deveria ser favorecido. PIRES (1996) observou que variações decorrentes dos contrastes utilizados para avaliar tanto os valores de famílias quanto dos indivíduos proporcionam modificações no índice de seleção combinada, fazendo com que sua eficiência varie de acordo com estes e com o material genético empregado.

BREURE e BOS (1992) e BREURE e VERDOOREN (1995) salientam que, para obter genótipos com o máximo potencial de rendimento de óleo, bem como de amêndoas, é necessário buscar novas estratégias que ajudem a selecionar genótipos superiores. Nesse sentido, com o propósito de conhecer o potencial das cinco famílias de Dura x Dura, em relação ao número de cachos e produção e, simultaneamente, a estabilidade fenotípica temporal, foi utilizada a técnica proposta por LIN e BINNS (1988), que se baseia na estatística não-paramétrica, como uma medida para estimar a “performance” genotípica dada

pela estatística P_i , calculada como a soma do quadrado da diferença entre a média do genótipo em determinado ambiente e a resposta máxima dos genótipos naquele ambiente.

Neste trabalho, os objetivos foram comparar a eficiência da seleção entre e dentro progênies e combinada em ensaios de progênies, para os quais foram estimados os ganhos obtidos; e avaliar a eficiência dessas técnicas de seleção quando aplicadas sobre os dados originais ou com a estatística de LIN e BINNS (1988). Essa estatística expressa o potencial produtivo (em produção de frutos ou número de cachos) e, simultaneamente, a estabilidade fenotípica temporal, nos casos em que as avaliações são feitas em anos sucessivos.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Avaliação da performance genotípica, utilizando-se a estatística P_i proposta por LIN e BINNS (1988)

Inicialmente foram utilizadas, nas análises estatísticas, as informações do número total de cachos e da produção total por ano de cada parcela. Porém, considerou-se a possibilidade de os indivíduos, dentro das parcelas, apresentarem pouca estabilidade durante os anos de avaliação, em relação às características em estudo. Para contornar este problema, optou-se por utilizar a estatística P_i proposta por LIN e BINNS (1988). Essa medida estima a “performance” genotípica por meio da soma de quadrados da diferença entre o valor observado do indivíduo e o máximo valor de todos os genótipos em cada ano, dividida pelo dobro do número de anos de colheitas. O genótipo que apresentar as maiores respostas se aproximará do limite superior em cada colheita. Um menor valor indicará uma superioridade geral do genótipo em questão. Assim, a medida de desempenho é dada pelo estimador P_i , definido por:

$$P_{ijk} = \frac{\sum_{k=1}^a (y_{ijk} - M_k)^2}{2a}$$

em que P_{ijk} = estimador do potencial produtivo do indivíduo j da progênie i;

y_{ijk} = é o valor observado do indivíduo j , da progênie i , na colheita k ;
 M_K = é o valor máximo, entre todos os indivíduos, na colheita k ; e
 a = é o número de colheitas.

2.2. Análise de variância univariada considerando as informações de indivíduos dentro de parcelas

Foram realizadas as análises de variância, considerando o número de cachos e a produção total de cada indivíduo por ano, e os respectivos valores de P_{ij} foram estimados para cada variável. Como o objetivo principal é a seleção de indivíduos superiores dentro das progênies para dar continuidade ao programa de melhoramento, foram eliminadas do conjunto de dados as observações referentes à testemunha (Tenera). Portanto, a análise foi feita com as cinco famílias (Dura), repetida em cinco blocos, e um número de plantas variado entre parcelas. O modelo estatístico adequado para a análise da variância, com indivíduos dentro de parcela, é:

$$Y_{ijk} = \mu + b_j + g_i + \varepsilon_{ij} + \delta_{ijk}$$

em que Y_{ijk} = observação representada pelo valor original ou pela estatística P_{ijk} referente à k -ésima planta, da i -ésima progênie, no j -ésimo bloco;

μ = constante comum a todas as observações;

b_j = efeito aleatório do j -ésimo bloco [$j=1,2,\dots, b_j \sim \text{NID}(0, \sigma_b^2)$];

g_i = efeito aleatório da i -ésima progênie [$i=1,2,\dots, g_i \sim \text{NID}(0, \sigma_g^2)$];

ε_{ij} = efeito aleatório ambiental entre parcelas [$\varepsilon_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$]; e

δ_{ijk} = efeito aleatório entre plantas dentro de parcelas [$k=1,2,\dots,n_{ij}; \delta_{ijk} \sim \text{NID}(0, \sigma_d^2)$].

Para a estimação dos componentes de variância, foi utilizado o método da Anova aproximado, em que o número de plantas é diferente dentro das parcelas. Geralmente, tem sido empregado um processo de estimação similar ao de experimentos balanceados, utilizando como número de repetições a média harmônica que, segundo RAMALHO et al. (2000), pode ser utilizada

quando o número de falhas não é muito grande. Este procedimento é realizado, na análise de variância, considerando os dados médios de tratamentos nos blocos. Obtêm-se, para as fontes de variação blocos, tratamentos e variação entre parcelas, as somas de quadrados. A média ponderada da variação entre as plantas da parcela representa a variação dentro de parcelas, que é acoplada ao quadro da análise de variância (CRUZ, 2001). O esquema de análise da variância, em nível de indivíduos, com as respectivas esperanças matemáticas dos quadrados médios, é apresentado no Quadro 1. Neste caso, é utilizado o esquema para experimentos balanceados, com o detalhe de que o número de plantas dentro da parcela é representado pela média harmônica ($\bar{n}$).

Quadro 1 – Esquema de análise da variância em nível de plantas com as esperanças matemáticas dos quadrados médios

FV	GL	QM	E(QM)
Blocos	b-1=4	QM ₁	$\sigma_d^2 + \bar{n}\sigma_e^2 + \bar{n}g\sigma_b^2$
Progênies	g-1=4	QM ₂	$\sigma_d^2 + \bar{n}\sigma_e^2 + \bar{n}b\sigma_g^2$
Entre parcelas	(b-1)(g-1)=16	QM ₃	$\sigma_d^2 + \bar{n}\sigma_e^2$
Dentro de parcelas	$\sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^b (n_{ij} - 1) = 257$	QM ₄	σ_d^2
Total	N-1=281		

σ_g^2 = variância genética entre progênies; σ_e^2 = variância ambiental entre parcelas; σ_d^2 = variância fenotípica entre plantas dentro de tratamentos; σ_b^2 = variância entre blocos; QM = quadrado médio; e E(QM) = esperança matemática dos quadrados médios.

As análises foram realizadas pelo Programa GENES - Aplicativo Computacional em Genética e Estatística (CRUZ, 2001).

O número médio de indivíduos dentro de cada parcela foi obtido pela

expressão:
$$\frac{1}{\bar{n}} = \frac{1}{gb} \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^b \left(\frac{1}{n_{ij}} \right)$$

Neste trabalho, $\bar{n} = 10,9416$.

Os componentes de variância para cada característica foram estimados a partir das análises de variância aproximada, por meio dos respectivos estimadores, como segue:

Variância genética entre médias de progênes:

$$\sigma_g^2 = \frac{QM_2 - QM_3}{\bar{n}b} = \frac{1}{2}\hat{\sigma}_A^2 + \frac{1}{4}\hat{\sigma}_D^2$$

Variância genética entre plantas dentro de progênes:

$$\hat{\sigma}_{gd}^2 = \frac{1}{2}\hat{\sigma}_A^2 + \frac{3}{4}\hat{\sigma}_D^2$$

Variância ambiental entre parcelas:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{QM_3 - QM_4}{\bar{n}}$$

Variância fenotípica entre médias de progênes:

$$\hat{\sigma}_{Fmf}^2 = \hat{\sigma}_g^2 + \frac{\hat{\sigma}_e^2}{b} + \frac{\hat{\sigma}_d^2}{\bar{n}b} = \frac{QM_2}{\bar{n}b}$$

Variância fenotípica entre plantas dentro de progênes:

$$\hat{\sigma}_d^2 = QM_4$$

Variância fenotípica entre plantas dentro do bloco:

$$\hat{\sigma}_{Fr}^2 = \hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2$$

Variância fenotípica entre plantas no experimento:

$$\hat{\sigma}_{Fe}^2 = \hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_b^2 + \hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_d^2$$

2.2.1. Estimador dos Coeficientes de herdabilidade e de variação

Estimaram-se os coeficientes de herdabilidade em nível de plantas individuais dentro de progênes, no bloco e no experimento, e em nível de médias de progênes. As expressões são as descritas por VENCOVSKY e BARRIGA (1992).

Coeficiente de herdabilidade em nível de plantas, para seleção entre plantas dentro de progênies:

$$h_d^2 = \frac{\hat{\sigma}_{gd}^2}{\hat{\sigma}_d^2} \times 100$$

Coeficiente de herdabilidade em nível de plantas, para seleção entre plantas dentro do bloco:

$$h_r^2 = \frac{\hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_{gd}^2}{\hat{\sigma}_{Fr}^2} \times 100$$

Coeficiente de herdabilidade em nível de plantas, para seleção entre plantas no experimento (Seleção Massal):

$$h_{ma}^2 = \frac{\hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_{gd}^2}{\hat{\sigma}_{Fe}^2} \times 100$$

Coeficiente de herdabilidade de médias de progênies, para seleção entre médias de famílias de irmãos-completos:

$$h_{mf}^2 = \frac{\sigma_g^2}{\hat{\sigma}_{Fm}^2} \times 100$$

Os coeficientes de variações fenotípica, genética, ambiental e experimental foram estimados conforme VENCOVSKY e BARRIGA (1992):

Coeficiente de variação fenotípica entre plantas dentro de famílias:

$$CV_d(\%) = \frac{\hat{\sigma}_d}{\bar{y}} \times 100, \text{ em que } \bar{y} \text{ é a média geral do experimento.}$$

Coeficiente de variação fenotípica entre plantas no experimento:

$$CV_{Fe}(\%) = \frac{\hat{\sigma}_{Fe}}{\bar{y}} \times 100$$

Coeficiente de variação genética entre progênies:

$$CV_t(\%) = \frac{\hat{\sigma}_t}{\bar{y}} \times 100$$

Coeficiente de variação genética dentro de progênies:

$$CV_{gd}(\%) = \frac{\hat{\sigma}_{gd}}{\bar{y}} \times 100$$

Coeficiente de variação ambiental:

$$CV_e(\%) = \frac{\hat{\sigma}_e}{\bar{y}} \times 100$$

Coeficiente de variação experimental:

$$CV_{exp.}(\%) = \frac{\sqrt{QM_3/b}}{\bar{y}} \times 100$$

2.2.2. Estabelecimento da razão (q) da variância ambiental entre parcelas pela variância ambiental entre plantas dentro de famílias, para estimação de componentes de variância genética aditiva e não-aditiva

Foram estabelecidos cinco diferentes valores de q (0,25; 0,50; 1,0; 2,0; e 4,0), que é razão da variância ambiental entre parcelas pela variância ambiental dentro, para número de cachos e para a produção, obtendo-se as estimativas de variância aditiva, variância devido à dominância e à herdabilidade restrita em nível de média de tratamento e em nível de plantas. Estas estimativas foram proporcionadas pelo programa GENES (CRUZ, 2001).

2.3. Predição de ganhos por seleção

Foram preditos os ganhos pelas seguintes estratégias de seleção.

2.3.1. Seleção entre e dentro de progênies

A predição de ganho por seleção entre e dentro de famílias, para as características em estudo, foi estimada pela expressão utilizada por CRUZ e REGAZZI (1994):

$$RS = (DS_1 \times h_e^2) + (DS_2 \times h_d^2),$$

sendo o ganho, expresso em porcentagem, dado por:

$$RS(\%) = \frac{RS}{\bar{y}} \times 100$$

em que RS = ganho obtido pela seleção entre e dentro de progênies de irmãos-completos;

$\bar{y}$ = média geral para a característica sob seleção;

DS_1 = diferencial de seleção com base nas médias das progênies; e

DS_2 = diferencial médio de seleção dentro de progênies.

2.3.2. Seleção combinada

Considerando determinado caráter, a seleção combinada consiste no estabelecimento de um índice para cada indivíduo, cujos valores são obtidos dos próprios indivíduos e de seus parentes. Dadas as dificuldades de demonstração das estatísticas para a obtenção dos estimadores dos coeficientes, considerando o desbalanceamento dentro de parcela, os valores a serem obtidos serão aqueles de um modelo balanceado.

O índice relativo a cada indivíduo estimou-se conforme proposto por PIRES (1996), descrito da seguinte forma:

$$I_{ijk} = c_1(Y_{ijk} - \bar{Y}_{.j}) + c_2(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...}) \quad (1)$$

em que I_{ijk} = estimador do valor genético da k-ésima planta, da j-ésima repetição na i-ésima progênie;

Y_{ijk} = valor fenotípico da planta ijk ;

$\bar{Y}_{.j}$ = média do bloco a que pertence a planta ijk ;

$\bar{Y}_{i..}$ = média da progênie i ;

$\bar{Y}_{...}$ = média geral da população; e

C_1 e C_2 = coeficientes que minimizam as diferenças entre os elementos do vetor I , de índices dos indivíduos, e os elementos correspondentes do vetor H , de valores genéticos dos indivíduos.

Fazendo $Y_{ijk} - \bar{Y}_{.j} = z_{1ijk}$ e $\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...} = z_{2ijk}$ e substituindo na expressão (1), tem-se:

$$I_{ijk} = C_1 z_{1ijk} + C_2 z_{2ijk}.$$

sendo os valores genotípicos dos indivíduos expressos por $H_{ijk} = a_1 G_{ijk}$ e considerando $a_1 = 1$, em que H_{ijk} se refere ao agregado genotípico do indivíduo ijk e a_1 se refere ao peso econômico da característica. Assim, pode-se demonstrar:

$$zz'\hat{c} = zH \quad (2)$$

Substituindo z e c em (2) por suas formas correspondentes, tem-se:

$$\begin{bmatrix} z_1 z_1 & z_1 z_2 \\ z_2 z_1 & z_2 z_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{c}_1 \\ \hat{c}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (z_1 G) \\ (z_2 G) \end{bmatrix} \quad (3)$$

Aplicando esperança matemática em ambos os membros de (3), obtém-se:

$$\begin{bmatrix} V(z_1) & \text{Cov}(z_1, z_2) \\ \text{Cov}(z_2, z_1) & V(z_2) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{c}_1 \\ \hat{c}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{Cov}(z_1, G) \\ \text{Cov}(z_2, G) \end{bmatrix} \quad (4)$$

Neste caso, entretanto, a $\text{cov}(z_1, z_2) \neq 0$, influenciando, assim, os estimadores dos coeficientes c_1 e c_2 . Desenvolvendo-se, então, o sistema de equações:

$$\begin{bmatrix} \hat{c}_1 \\ \hat{c}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{V}(z_1) & \hat{\text{Cov}}(z_1, z_2) \\ \hat{\text{Cov}}(z_2, z_1) & \hat{V}(z_2) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{\text{Cov}}(z_1, G) \\ \hat{\text{Cov}}(z_2, G) \end{bmatrix} \quad (5)$$

tem-se:

$$\hat{c}_1 = \frac{\hat{V}(z_2)\hat{\text{Cov}}(z_1, G) - \hat{\text{Cov}}(z_1, z_2)\hat{\text{Cov}}(z_2, G)}{\hat{V}(z_1)\hat{V}(z_2) - \hat{\text{Cov}}^2(z_1, z_2)} \quad (6)$$

$$\hat{c}_2 = \frac{\hat{V}(z_1)\hat{\text{Cov}}(z_2, G) - \hat{\text{Cov}}(z_1, z_2)\hat{\text{Cov}}(z_1, G)}{\hat{V}(z_1)\hat{V}(z_2) - \hat{\text{Cov}}^2(z_1, z_2)} \quad (7)$$

As variâncias e covariâncias necessárias para a obtenção dos coeficientes $\hat{c}_1$ e $\hat{c}_2$ foram obtidas pelas equações:

$$\text{Variância de } z_1 = \hat{V}(z_1) = \frac{g-1}{g}(\hat{\sigma}_g^2 + \hat{\sigma}_e^2) + \frac{g\bar{n}-1}{g}\hat{\sigma}_d^2$$

$$\text{Variância de } z_2 = \hat{V}(z_2) = \frac{g-1}{g} \left(\hat{\sigma}_g^2 + \frac{\hat{\sigma}_e^2}{b} + \frac{\hat{\sigma}_d^2}{b\bar{n}} \right)$$

$$\text{Covariância entre } z_1 \text{ e } z_2 = \text{Cov}(z_1, z_2) = \frac{g-1}{g} \left(\hat{\sigma}_g^2 + \frac{\hat{\sigma}_e^2}{b} \right)$$

$$\text{Covariância entre } z_1 \text{ e } G = \text{Cov}(z_1, G) = \hat{\sigma}_a^2 \left[\frac{(g\bar{n}-1) - (\bar{n}-1)\hat{\theta}}{g\bar{n}} \right]$$

$$\text{Covariância entre } z_2 \text{ e } G = \text{Cov}(z_2, G) = \frac{g-1}{g} \hat{\sigma}_a^2 \left[\frac{1 + (g\bar{n}-1)\hat{\theta}}{g\bar{n}} \right]$$

$\hat{\theta}$: é o estimador do coeficiente de correlação entre os valores genéticos aditivos entre plantas dentro de parcelas, sendo o valor de $\hat{\theta}$, para o caso de irmãos-completos, igual a $\frac{1}{2} \hat{\sigma}_a^2$.

A reposta à seleção combinada foi estimada por:

$$GS_i = \frac{\text{Cov}(I_{ijk}, H_{ijk})}{V(I_{ijk})} . DS_i$$

em que $\text{Cov}(I_{ijk}, H_{ijk}) = \hat{V}(I_{ijk})$, ou seja, $\frac{\text{Cov}(I_{ijk}, H_{ijk})}{\hat{V}(I_{ijk})} = 1$;

$GS_i = DS_i$;

GS_i = ganho na característica i pela seleção combinada; e

DS_i = diferencial de seleção do índice em relação à característica i.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Análise de variância univariada considerando indivíduos dentro de parcelas

No Quadro 2, são apresentados os resultados das análises de variância, considerando indivíduos dentro de parcela, com base no total do número de cachos e da produção acumulados dos cinco anos de avaliação, em relação aos dados originais e à estatística P_i , proposta por LIN e BINNS (1988).

Segundo a análise com os dados originais, para número de cachos e para a produção, constatou-se que existe diferença entre as progênies, com probabilidade de $P=0,03$ e $P=0,06$, respectivamente. No caso da estatística P_i , para ambos os caracteres, as respectivas probabilidades foram de 0,07 e 0,20. Verificou-se também que a variância genética dentro, assim como a variância ambiental entre as plantas das famílias, foi superior à variância genética entre as famílias.

Apesar de o número de cachos apresentar alta variância genética dentro, o coeficiente de herdabilidade em sentido amplo, de 51%, foi menor em relação à herdabilidade entre progênies, que foi de 72%. Resultado semelhante ocorreu com a estatística P_i para número de cachos.

Quadro 2 – Análises de variância em blocos casualizados com informação dentro de parcelas, médias de tratamentos e estimativas de parâmetros genéticos e não-genéticos dos caracteres número de cachos totais, produção total e P_i , nos anos 1992 até 1996, em famílias de irmãos-completos de *E. guineensis*, Jacq, avaliadas no lote Caseta da Estação Experimental Santo Domingo do INIAP–Equador

FV	GL	Quadrado Médio*			
		Núm. de cachos	P_i Cacho	Produção	P_i produção
Blocos	4	2.486,33	26.948,72	272.000,60	276.251.525,6
Progenies	4	3.006,72 ^{0,03}	24.323,47 ^{0,07}	159.751,6 ^{0,06}	136.468.346,82 ^{0,2} ₀
Entre Parcelas	16	830,99	9.210,57	57.954,32	78.532.004,75
Dentro de Parcelas	257	131,24	1.230,71	18.224,55	22.627.893,48
MÉDIA		45,66	146,99	476,92	13518,35
$\hat{\sigma}_b^2$		30,26	324,23	3.912,51	3.614.073,27
$\hat{\sigma}_{ge}^2$		39,77	276,25	1.860,73	1.059.006,13
$\hat{\sigma}_{gd}^2$		67,28	501,40	14.593,49	17.518.596,56
$\hat{\sigma}_d^2$		131,24	1.230,71	18.224,55	22.627.893,48
$\hat{\sigma}^2$		63,95	729,31	3.631,06	5.109.296,91
$\hat{\sigma}_{Fm}^2$		54,96	444,60	2.920,07	24.944,77
$\hat{\sigma}_{Fr}^2$		234,96	2.236,27	23.716,34	28.796.196,52
$\hat{\sigma}_{Fe}^2$		265,22	2.560,50	27.628,85	32.410.269,79
h_d^2 (%)		51,26	40,74	80,08	77,42
h_r^2 (%)		45,56	34,77	69,38	64,51
h_{ma}^2 (%)		40,36	30,37	59,55	57,32
h_{mt}^2 (%)		72,36	62,13	63,72	42,45
CV_d (%)		25,08	23,87	28,31	35,18
CV_e (%)		17,51	18,37	12,63	16,72
CV_{Fe} (%)		35,66	34,42	34,85	42,11
CV_{ge} (%)		13,81	11,31	9,04	7,61
CV_{gd} (%)		17,96	15,23	25,33	30,96
CV_{exp} (%)		19,08	19,74	15,26	19,82

* Valores de probabilidade, para significância pelo teste F, estão sobrescritos.

Para produção, ocorreu o contrário, ou seja, o coeficiente de herdabilidade dentro da parcela foi maior (80,08%) que a herdabilidade entre famílias, que foi de 63,72%, evidenciando-se que, para produção, o ganho de seleção de plantas dentro de cada parcela será maior em relação ao ganho entre famílias; igual situação ocorreu para P_i de produção.

O coeficiente de variação experimental, para produção e número de cachos, foi de 12,63% a 17,51%, respectivamente; para P_i (cacho), 18,37%; e para P_i (produção), 16,72%. Com relação ao coeficiente de variação genética entre, foi menor em comparação com o coeficiente de variação genética dentro, principalmente porque o desvio genético entre as famílias foi menor em relação ao desvio genético dentro de cada família, indicando, portanto, que a seleção dentro será mais eficiente que a seleção entre.

Tendo em vista que as progênies obtidas do cruzamento Dura x Dura são de irmãos-completos, a variância genética entre progênies é determinada por dois componentes, a variância aditiva e a variância devida aos desvios de dominância. Assim, estima-se o coeficiente de herdabilidade em sentido amplo e não no sentido restrito. No Quadro 3, apresenta-se a herdabilidade em sentido restrito, partindo da pressuposição sobre a razão () estabelecida entre a variância ambiental entre parcela e a variância ambiental entre planta dentro da parcela, obtendo, assim, estimativas da variância aditiva e da variância de dominância para cálculo da herdabilidade em sentido restrito.

Em razão de o espaçamento entre plantas dentro das parcelas, para a cultura do dendê, ser de 9x9, na forma de um triângulo equilátero, deveria ser apropriado estabelecer uma relação entre a variância ambiental entre e dentro da parcela () próxima da unidade. Assim, por não ter outras informações a este respeito, estabeleceram-se os diferentes valores () indicados no Quadro 3.

Para número de cachos, observou-se que a estimativa da variância aditiva diminuiu à medida que aumentou a razão (). As estimativas do coeficiente de herdabilidade em sentido restrito, tanto para média de família quanto para plantas dentro de cada família, comportaram-se de modo semelhante, ou seja, diminuíram à medida que a razão () aumentou. Já a variância devida aos desvios da dominância aumentou o valor de sua estimativa conforme a razão () também aumentou. Para a produção, o resultado foi diferente só para a razão () igual a 0,25, quando comparada ao número de cachos.

Quadro 3 – Estimativas da razão entre a variância ambiental entre progênies e a variância ambiental dentro de progênies () adequada para os caracteres número de cachos, produção, a variância aditiva, variância devida à dominância e as diferentes herdabilidades restritas para cada caráter

Parâmetros Genéticos	Número de cachos					Produção				
	0,25	0,5	1,0	2,0	4,0	0,25	0,5	1,0	2,0	4,0
$\hat{\sigma}_A^2$	243,8	115,9	52,0	20,0	4,1	1881	-5380	-9011	-10826	-11734
$\hat{\sigma}_D^2$	-328,6	-72,88	55,0	118,9	150,9	3679	18203	25465	29096	30912
$\hat{\sigma}_D^2 / \hat{\sigma}_A^2$	-1,35	-0,63	1,06	5,93	37,2	1,96	-3,38	-2,83	-2,69	-2,63
h^2 restrita(mf)	221,8	105,5	47,3	18,2	3,7	32,2	-92,13	-154,3	-185,3	-200,9
h^2 restrita(df)	92,96	44,19	19,8	7,6	1,5	5,16	-14,76	-24,72	-29,7	-32,19
h^2 restrita(ib)	103,8	49,36	22,1	8,5	1,7	7,93	-22,69	-38	-45,65	-49,48
h^2 restrita(ie)	91,9	43,73	19,6	7,5	1,5	6,81	-19,47	-32,62	-39,19	-42,47

h^2 = herdabilidade, mf = média família, df = dentro de família, ib = dentro do bloco e ie = dentro do experimento

Como o objetivo de processo seletivo é obter ganho e as estimativas de predição de ganho baseiam-se na herdabilidade em sentido restrito, os valores de h^2 devem ser escolhidos de forma a proporcionar herdabilidades de magnitudes razoáveis, ou seja, não excedendo 100% ou com valores negativos. Assim, conclui-se que a razão $\hat{\sigma}_D^2 / \hat{\sigma}_A^2$ seria igual a 1,0 para número de cachos e igual a 0,25 para produção, pois apresentam as estimativas mais razoáveis. Outros estudos são necessários para se obterem informações mais confiáveis do valor de ().

3.2. Predição de ganho por seleção

3.2.1. Seleção entre e dentro

No melhoramento, o objetivo principal é identificar indivíduos superiores por meio de algum critério de seleção. Segundo VENCOVSKY e BARRIGA (1992), estimar o progresso esperado com a seleção deve ser a mais

importante aplicação da genética quantitativa, pois ajuda a definir os critérios da prática seletiva.

O Quadro 4 apresenta as estimativas de ganhos com base no número de cachos, no P_i para número de cachos, na produção e no P_i para produção. Cabe ressaltar que as estimativas das herdabilidades utilizadas no processo de predição dos ganhos ocorreram no sentido restrito, utilizando h^2 igual a 1,0, para número de cachos, e h^2 igual a 0,25 para produção.

Verificou-se que a seleção baseada nas médias das famílias apresentou os mesmos ganhos preditos, tanto utilizando a variável número de cachos original quanto P_i para número de cachos. O mesmo se observou para a seleção das melhores famílias com base na produção, já que somente duas famílias foram selecionadas.

A seleção para número de cachos proporcionou ganhos preditos com percentuais superiores (9,39%) aos obtidos com seleção baseada em produção (2,96%). Para a seleção de plantas dentro das famílias, os diferenciais de seleção foram de 13,40 e 13,28, para número de cachos originais e para P_i (número de cachos), respectivamente. Apesar de se ter um diferencial dentro (com base em plantas dentro das famílias) superior ao diferencial entre famílias, o ganho predito foi menor nos dois casos, 5,82% e 5,76%, do que aquele predito para a seleção com base na média das famílias. Isto deveu-se à menor estimativa de herdabilidade dentro. Resultados similares ocorreram para a seleção baseada na produção.

Novamente os percentuais de ganhos preditos para o número de cachos superaram aqueles preditos para a produção. Com isso, os ganhos totais (soma do ganho entre e dentro) também foram superiores para número de cachos em relação à produção.

Para a seleção de plantas dentro de progênies, baseada na estatística P_i , tanto para cachos, quanto para produção, os ganhos preditos foram um pouco menores quando comparados com as respectivas variáveis originais. Entretanto, deve-se ressaltar que a seleção baseada em P_i contempla aquelas plantas com produções mais estáveis ao longo dos anos avaliados.

Quadro 4 – Estimativas das herdabilidades, em sentido restrito, de média de progênes (h_{mt}^2) e de indivíduos dentro de progênes (h_d^2), das médias populacionais ($\bar{X}_0$), das médias das famílias selecionadas ($\bar{X}_s$), dos diferenciais de seleção (DS), dos ganhos preditos por seleção (GS) e dos ganhos porcentuais (GS%), para os caracteres estudados na seleção convencional entre e dentro de progênes

Parâmetros	Número de Cachos*		Produção**	
	Via Número de Cacho	Via Pi Número de Cacho	Via Produção	Via Pi Produção
1) ENTRE FAMÍLIAS				
Média original	45,66	45,66	476,92	476,92
Médias família.selec.	54,72	54,72	520,68	520,68
Diferencial sel.(DS)	9,06	9,06	43,76	43,76
Herdabilidade (h_{mt}^2)	47,33	47,33	32,22	32,22
Ganho de sel.(GS)	4,29	4,29	14,10	14,10
Ganho de sel.(GS%)	9,39	9,39	2,96	2,96
2) DENTRO DE FAMÍLIAS				
Diferencial sel.(DS)	13,40	13,28	134,73	132,83
Herdabilidade (h_d^2)	19,82	19,82	5,16	5,16
Ganho de sel.(GS)	2,66	2,63	6,96	6,85
Ganho de sel.(GS%)	5,82	5,76	1,46	1,44
Ganho de seleção entre e dentro (1+2)	6,95	6,92	21,06	20,95
Ganho de seleção entre e dentro (%)	15,21	15,15	4,42	4,39

Obs.: porcentagem de seleção de 40% entre famílias e de 35% dentro das famílias.

* Razão entre a variância ambiental entre progênes e a variância ambiental dentro igual a 1,0.

** Razão entre a variância ambiental entre progênes e a variância ambiental dentro igual a 0,25.

3.2.2. Seleção combinada

No Quadro 5 são apresentadas as estimativas dos diferentes parâmetros para prever o ganho de seleção combinada, cabendo indicar que, entre essas estimativas, podem ser observados os coeficientes do peso do valor fenotípico individual (b_1) e do peso do valor fenotípico da média da família (b_2). Quanto ao número de cachos, os valores de b_1 e b_2 foram de 0,1520 e 0,3366 ou 1:2,2, respectivamente; para produção, foram de 0,0488 e 0,2849 ou 1:5,8, respectivamente. Verificou-se, portanto, que os pesos do valor da média da família e os pesos do valor individual, para número de cachos e para a produção, são diferentes.

Os ganhos obtidos pela seleção combinada foram, respectivamente, de 18,68% e 15,36% para número de cachos e para P_i (número de cachos). Para produção foi de 4,92% e para P_i (produção), de 4,77%. Verificou-se que a seleção combinada superou em 10% o ganho predito total (entre e dentro), para número de cachos, e em 11%, considerando a produção. Entretanto, para P_i (número de cachos) e P_i (produção), os ganhos obtidos em relação ao ganho predito total foram de 1% e 8%, respectivamente, sendo, portanto, menores do que os obtidos pela seleção combinada. Assim, pode-se dizer que a seleção combinada foi mais eficiente que a seleção entre e dentro das famílias, tal como relataram FALCONER (1989), MORAIS (1992) e PIRES (1996).

3.3. Número de plantas selecionadas por cruzamentos

No Quadro 6, estão relacionadas as 40 plantas selecionadas para a característica produção, procedentes da seleção entre e dentro de progênies, da seleção indireta com base nos valores da estatística P_i , da seleção combinada, com base nas variáveis originais e da seleção combinada com base na estatística P_i . A identificação das plantas a serem selecionadas com base na seleção combinada é feita a partir dos valores genotípicos. Este valor para a primeira planta selecionada foi de 33,49, e foi diminuindo até chegar a 19,24, correspondente à planta 40; ganho de seleção de 7,02% na primeira planta e ganho de 4,92% na última planta (40).

Quadro 5 – Estimativas dos parâmetros associados às expressões dos coeficientes de ponderação, dos coeficientes ($\hat{b}_1, \hat{b}_2$), da variância do índice, do ganho da seleção combinada, e da sua eficiência em relação à seleção entre e dentro de progênies dos caracteres em estudo

Parâmetros	Número de Cachos		Produção	
	Via Número de Cachos	Via Pi Número de Cachos	Via Produção	Via Pi Produção
Variância $\hat{V}$ (Z_1)	211,816	-	22284,861	-
Variância $\hat{V}$ (Z_2)	43,967	-	2336,053	-
Côv (Z_1, g)	46,347	-	1676,494	-
Côv (Z_2, g)	21,190	-	766,512	-
Côv (Z_1, Z_2)	42,048	-	2069,554	-
Var. do Índice ($b'Pb$)	14,177	-	300,155	-
Var. Genética Total	52,025	-	1881,881	-
Coeficiente ($\hat{b}_1$) -Indivíduo	0,1520	-	0,0488	-
Coeficiente ($\hat{b}_2$) - Família	0,3366	-	0,2849	-
$\hat{b}_2 / \hat{b}_1$	2,2		5,8	
Ganho de sel. (GS)	7,62	7,01	23,47	22,77
Ganho de sel. (GS%)	16,68	15,36	4,92	4,77
Efic. Sel. C/sel. E e D	1,10	1,01	1,11	1,08

* O ganho de seleção é igual à diferencial de seleção.

Quadro 6 – Relação das famílias e das plantas selecionadas, seus valores fenotípico, genotípico e genotípico acumulado e o ganho predito, com base na produção total (kg/planta) dos cinco anos avaliados e no Pi (produção), utilizando a seleção combinada e a seleção entre e dentro de progênies

INDIVÍDUOS SELECIONADOS												
N	Rep.	Fam.	Plta	Valor Fen	Valor Gen	V.Gen.Acum	Ganho	Ganho%	Prod	Pi	SEDP	SEDPi
1	5	3	7	743,5	33,49	33,49	33,49	7,02	x	x	x	x
2	1	3	4	847,5	30,81	64,30	32,15	6,74	x	x	x	x
3	3	3	2	805	30,62	94,93	31,64	6,63	x	x	x	x
4	3	3	7	802	30,48	125,40	31,35	6,57	x	x	x	x
5	2	3	7	739,5	27,48	152,88	30,58	6,41	x	x	x	x
6	1	3	7	776	27,32	180,20	30,03	6,30	x	x	x	x
7	1	3	3	762	26,64	206,84	29,55	6,20	x	x	x	x
8	2	3	2	714,5	26,26	233,10	29,14	6,11	x	x	x	x
9	2	3	6	713	26,18	259,29	28,81	6,04	x	x	x	x
10	1	3	1	745	25,81	285,10	28,51	5,98	x	x	x	x
11	1	5	3	854	24,67	309,77	28,16	5,90	x	x	x	x
12	1	3	6	720,5	24,62	334,39	27,87	5,84	x	x		
13	4	3	1	640	24,51	358,90	27,61	5,79	x	x	x	x
14	4	3	8	637,5	24,39	383,28	27,38	5,74	x	x	x	x
15	5	3	5	548	23,96	407,24	27,15	5,69	x	x	x	x
16	3	3	8	647	22,92	430,16	26,88	5,64	x	x	x	x
17	5	3	6	525,5	22,86	453,01	26,65	5,59	x	x	x	
18	1	5	2	815,5	22,80	475,81	26,43	5,54	x	x	x	x
19	4	3	2	602	22,65	498,47	26,24	5,50	x	x	x	x
20	4	3	4	598,5	22,48	520,95	26,05	5,46	x	x	x	x
21	1	3	8	673	22,30	543,25	25,87	5,42	x	x		
22	3	3	5	629	22,04	565,29	25,69	5,39	x	x	x	x
23	2	3	1	627	21,99	587,28	25,53	5,35	x	x	x	x
24	3	1	1	951	21,95	609,23	25,38	5,32	x			
25	1	3	9	659,5	21,64	630,87	25,23	5,29	x	x		
26	5	3	9	499,5	21,59	652,46	25,09	5,26	x	x	x	x
27	5	3	1	497,5	21,49	673,95	24,96	5,23	x	x		x
28	4	3	10	576	21,39	695,34	24,83	5,21	x	x		
29	3	3	11	615,5	21,38	716,72	24,71	5,18	x	x		
30	4	3	9	575	21,34	738,06	24,60	5,16	x			
31	3	5	3	745,5	21,27	759,33	24,49	5,14	x	x	x	x
32	5	3	2	489,5	21,10	780,43	24,39	5,11	x	x		
33	2	3	10	601	20,72	801,15	24,28	5,09	x	x		
34	5	5	2	612	20,62	821,77	24,17	5,07	x	x	x	x
35	1	5	5	758	19,99	841,77	24,05	5,04	x	x	x	x
36	4	5	7	672,5	19,64	861,40	23,93	5,02	x	x	x	x
37	5	3	8	456	19,47	880,87	23,81	4,99	x	x		
38	1	5	4	746	19,41	900,28	23,69	4,97	x	x	x	x
39	3	3	1	573,5	19,33	919,61	23,58	4,94	x			
40	4	3	7	532	19,24	938,85	23,47	4,92	x	x		
41	5	3	10	450	19,18	958,03	23,37	4,90	41	x		
42	4	3	11	520,5	18,68	976,71	23,25	4,88	42	x		
43	1	5	1	722,5	18,26	994,97	23,14	4,85	43			
44	2	5	4	679,5	18,10	1013,07	23,02	4,83	44		x	x
45	5	3	3	408,5	17,15	1030,22	22,89	4,80	45			
46	4	5	9	620	17,08	1047,30	22,77	4,77	46	x	x	x

Quadro 6, Cont.

INDIVÍDUOS SELECIONADOS												
N	Rep.	Fam.	Plta	Valor Fen	Valor Gen	V.Gen.Acum	Ganho	Ganho%	Prod	Pi	SEDP	SEDPi
47	1	5	12	693	16,82	1064,12	22,64	4,75	47			
48	2	3	11	519	16,72	1080,84	22,52	4,72	48			
49	4	5	3	611	16,64	1097,48	22,40	4,70	49		x	x
50	5	5	3	515,5	15,92	1113,40	22,27	4,67	50		x	x
51	3	3	6	500	15,75	1129,15	22,14	4,64	51			
52	2	3	12	487,5	15,19	1144,33	22,01	4,61	52			
53	4	3	3	448	15,14	1159,48	21,88	4,59	53			
54	5	3	11	366,5	15,10	1174,58	21,75	4,56	54			
55	3	5	11	613,5	14,83	1189,41	21,63	4,53	55		x	x
56	3	5	1	612	14,76	1204,17	21,50	4,51	56		x	x
57	4	5	11	570	14,64	1218,81	21,38	4,48	57		x	
58	5	3	4	340,5	13,84	1232,64	21,25	4,46	58			
59	4	3	6	418,5	13,70	1246,35	21,12	4,43	59			
60	3	3	3	457	13,65	1260,00	21,00	4,40	60			
61	2	3	4	456	13,65	1273,65	20,88	4,38	61			
62	1	5	9	627,5	13,63	1287,28	20,76	4,35	62			
63	1	3	11	493,5	13,55	1300,82	20,65	4,33	63			
64	2	5	12	586	13,54	1314,36	20,54	4,31	64		x	x
65	4	5	1	544	13,37	1327,73	20,43	4,28	65			
66	1	5	6	621,1	13,32	1341,05	20,32	4,26	66			
67	3	5	12	582	13,29	1354,34	20,21	4,24	67		x	
68	4	5	4	540	13,18	1367,52	20,11	4,22	68			x
69	2	5	7	578,5	13,17	1380,69	20,01	4,20	69		x	x
70	5	5	1	458,5	13,14	1393,83	19,91	4,18	70		x	x
71	5	1	9	647	12,99	1406,81	19,81	4,15	71			
72	2	3	5	440	12,87	1419,68	19,72	4,13	72			
73	3	5	7	564	12,42	1432,10	19,62	4,11	73			x
74	1	5	10	599	12,24	1444,34	19,52	4,09	74			
75	4	5	10	517	12,05	1456,39	19,42	4,07	75			
76	3	3	12	421,5	11,92	1468,31	19,32	4,05	76			
77	3	5	10	553,5	11,90	1480,22	19,22	4,03	77			
78	4	5	5	511	11,76	1491,98	19,13	4,01	78			
79	2	3	8	414	11,60	1503,58	19,03	3,99	79			
80	3	5	9	542,5	11,37	1514,95	18,94	3,97	80			
81	2	5	6	539	11,24	1526,19	18,84	3,95	81		x	x
82	3	5	2	528,5	10,69	1536,88	18,74	3,93	82			
83	2	3	9	393	10,58	1547,46	18,64	3,91	83			
84	4	5	12	485,5	10,52	1557,98	18,55	3,89	84			
85	3	5	5	523	10,42	1568,39	18,45	3,87	85			
86	2	5	2	520,5	10,34	1578,74	18,36	3,85	86			
87	2	5	1	518,5	10,24	1588,98	18,26	3,83	87			
88	5	5	9	398	10,19	1599,17	18,17	3,81	88		x	x
89	4	1	9	669,5	10,15	1609,32	18,08	3,79	89			
90	5	5	6	395	10,04	1619,36	17,99	3,77	90			

Um fato importante nesta estratégia de seleção é que se encontrou uma planta com um valor fenotípico de 951 (planta 24), mas o seu valor genotípico foi de 21,95, sendo selecionada pela seleção combinada, mas não pela seleção entre e dentro. Isso ocorreu devido ao fato de que só foram selecionadas, na seleção entre e dentro, as famílias 3 e 5 e também por ser a planta antes mencionada da família 1 (não-selecionada). Tais fatos evidenciam uma das críticas que se faz à seleção entre e dentro de não incluir indivíduos potencialmente superiores de famílias de “performance” intermediária e de indivíduos de desempenhos intermediários de famílias superiores. Também essa planta não foi selecionada pela estatística P_i (seleção combinada), porque apresentou pouca estabilidade durante os anos de avaliação.

Outra situação que se destaca é que maior valor genotípico, 33,49, ocorreu para uma planta pertencente à família 3, cujo valor fenotípico (743,5) foi menor do que o apresentado pela planta 24 (951), indicando a importância de a seleção combinada basear-se no peso do valor do indivíduo e da sua família.

Com base no P_i , a seleção combinada selecionou três plantas diferentes e com menor valor genotípico que aqueles apresentados na seleção combinada. Este fato é resultado da propriedade de P_i de selecionar as plantas que foram mais estáveis durante os anos de avaliação, tal como indicam LIN e BINNS (1988), que definiram o P_i como uma medida para estimar a estabilidade em plantas. Os valores genotípicos dessas três plantas foram menores, mas o ganho de seleção foi próximo ao obtido com os valores médios originais.

Com relação à seleção com base no P_i , da seleção entre e dentro, ela permitiu identificar as 40 plantas produtivas e mais estáveis ao longo dos anos avaliados, apresentando, entre as selecionadas, três plantas diferentes e com valores fenotípicos comparativamente menores em relação às selecionadas pela seleção entre e dentro, apesar de elas pertencerem à mesma família e repetição.

As plantas selecionadas em função da seleção combinada e P_i apresentaram valores genotípicos entre 33,49 e 17,08. A seleção entre e dentro de progênie e com base no P_i elegeu plantas cujos valores variaram de 33,49 a 10,19, resultando, portanto, em maior ganho de seleção com a utilização da estratégia de seleção combinada e com base no P_i .

4. RESUMO E CONCLUSÕES

Neste capítulo, foram apresentados os resultados das análises de variância univariadas de plantas dentro de parcelas, em relação às características número de cachos e produção, expressas em valores originais e transformadas em valores de P_i , considerando as informações de cinco anos de colheitas de plantas de dendezeiro. Foi estabelecida a razão () da variância ambiental entre pela variância ambiental dentro, com o propósito de estimar os componentes de variância aditiva e não-aditiva, possibilitando a predição dos ganhos de seleção entre e dentro e da seleção combinada. A herdabilidade em sentido restrito para número de cachos e para a produção foi estimada pressupondo uma razão () igual a 1,0 e igual a 0,25, respectivamente.

Para número de cachos, tanto a seleção direta quanto a indireta, baseadas em P_i , identificaram as mesmas famílias (famílias 2 e 5), obtendo, portanto, os mesmos ganhos (9,39%). Já a seleção dentro da parcela proporcionou ganhos de 5,82 e 5,76% para as seleções direta e indireta, respectivamente. Resultados similares foram verificados quando se considerou a produção, sendo as famílias 3 e 5 selecionadas, com ganho predito entre de 2,96% e ganho dentro de 1,46%, com base na produção, e de 1,44%, baseado em P_i .

O ganho de seleção total entre e dentro para número de cachos foi de 15,21% e, para produção, de 4,42%. Na seleção combinada, o ganho obtido foi

de 16,68% para número de cachos e de 4,92% para produção, resultando em maior eficiência da seleção combinada, dada pelos valores de 1,10 e 1,11 para número de cachos e produção e para P_i (número de cachos) e P_i (produção), valores de 1,01 e 1,08, respectivamente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABEYWARDENA, V. An application of principal analysis in genetics. **Journal of Genetics**, Hyderabad, v.61, n.1, p. 27-51, 1972.
- ALLARD, R. W. **Princípios do melhoramento genético das plantas**. Tradução por BLUMENSCHIN, A.; PATERNIANI, E.; GURGEL, J.T.A. São Paulo: Edgard Blücher Ltda., 1971. p. 204-5.
- ALVARADO, A.; STERLING, F. **Variación estacional en la tasa de extracción de aceite en el cultivo de la palma aceitera**. [S.l.]: ASD Oil Palm Paper (submitted). 1996.
- ALVARADO, A.; STERLING, F.; MONTOYA, C. **Seleção em palma aceitera por el contenido de almendra**. [S.l.: s.n.], 2002. 7p.
- ARIAS, J. F. Metodología del mejoramiento genetico y selección de la palma africana (*Elaeis guineensis* Jacq). In: XI CURSO CORTO: METODOLOGIA PARA LA PRODUCCIÓN DE SEMILLA COMERCIAL DE PALMA ACEITERA AFRICANA, 11, 1989, Nariño. **Resumo...** Nariño, Colômbia: [s.n.], 1989. p.3-18.
- AZIS, A. A. The biochemical aspects of ripeness standard. In: SYMP. ON IMPACT OF THE POLLINATING WEEVIL ON THE MALAYSIAN OIL PALM INDUSTRY PORIM, 1985, Kuala. **Proceedings...** Kuala Lumpur: [s.n.], 1985. p. 165-76.
- BASTIDAS, S. P. **Sistema de melhoramento em palma africana em el MIRATUMACO, Colômbia**. In: CURSO CORTO: METODOLOGIA PARA LA PRODUCCIÓN DE SEMILLA COMERCIAL DE PALMA ACEITERA AFRICANA, 11, 1989, Nariño. **Resumo...** Nariño, Colômbia: PROCIANDINO, 1989. p.19-47.

- BREURE, C. J.; BOS, I. Development of elite families in oil palm (*Elaeis guineensis*, Jacq). **Euphytica**, v. 64, p. 99-112, 1992.
- BREURE, C. J.; VERDOOREN, L. R. Guidelines for testing and selecting parent palms in oil palm. Practical aspects and statistical methods. **Asd oil Palm. Paper**, v. 9, p. 1-68, 1995.
- CARVALHO, C. G. P. **Repetibilidade e seleção de híbridos de cacaueiro**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1999. 176 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- CHINCHILLA, C. M.; RICHARDSON, D. L. Situación actual de los insectos polinizadores y la polinización de la palma aceitera. **Boletín Técnico OPO - United Brands**, v. 3, n. 2, p. 29-48, 1989.
- CRUZ, C. D. **Programa GENES**: versão Windows - Aplicativo computacional em genética e estatística. Viçosa, MG: UFV, 2001. 648 p.
- CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG: UFV, 2003. v.2, 585p.
- CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1994. 390 p.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. EMBRAPA. **O que é o dendê**. Disponível em: <<http://www.cpa.embrapa.br/dendê/dendeequeuee.htm>>. Acesso em: 3 outubro 2002.
- FALCONER, D. S. **Introduction to quantitative genetics**. London: Longman, 1989. 438 p.
- HANSCH, P. E. Response to selection. In: MOORE, J. N.; JANICK, J. (Eds.). **Methods in fruit breeding**. West Lafayette, Indiana: Purdue University Press, 1983. p. 154-71.
- HENSON, Y. E. Factors determining mesocarp oil bunch ratio in the oil palm: A physiological perspective. In: NAT. SEM. PALM OIL EXTR. RATE; PROBLEMS & ISSUES. **Proceedings...** Malaysia: PORIM, 1993. p.27-35.
- LERNER, I. M. **The genetics basis of selection**. New York: John Wiley & Sons, 1977. 298 p.
- LIM, K. H.; TOH, P. Y. The accuracy and precision of bunch analysis. SYMP. ON IMPACT OF POLLINATING WEEVIL ON THE MALAYSIAN OIL PALM INDUSTRY. **Proceedings...** Malásia: [s.n.], 1985. p.91-109.
- 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.193-8, 1988.

- LUSH, J. L. **Melhoramento dos animais domésticos**. Rio de Janeiro, RJ: Sedagra, 1964. 570 p.
- MALAYSIAN PALM OIL PROMOTION CONSUL – MPOPC. **Óleo de palma da Malásia no comércio mundial**. 3p. Disponível em: <<http://www.mpopc.com.br/nocomercio.htm>>. Acesso em: 17 abril 2002.
- MANSOUR, H.; NORDHEIM, E. V.; RUTLEDGE, J. J. Estimators of repeatability. **Theoretical and Applied Genetics**, Berlin, v.60, n.3, p. 151-6, 1981.
- MODE, C. J.; ROBINSON, H. F. Pleiotropism and the genetic variance and covariance. **Biometrics**, v.15, n.4, p.518-37, 1959.
- MORAIS, O. P. **Análise multivariada da divergência genética dos progenitores, índices de seleção e seleção combinada numa população de arroz oriunda de intercrossamentos, usando macho-esterilidade**. Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1992. 251 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- MORRISON, D. F. **Multivariate statistical methods**. New York: McGraw-Hill Book, 1967. 415 p.
- PANDOLFO, C. **A cultura do dendê na Amazônia**. Belém: SUDAM, 1981. 35 p.
- PIRES, I. E. **Eficiência da seleção combinada no melhoramento genético de *Eucalyptus* spp.** Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1996. 116 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- QUESADA, G. **Cultivo e industria de la palma africana**. Programa Nacional de Palma Africana. Documento preliminar para guía del productor. [S.l.: s.n.], 2000. 92 p.
- RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras, MG: editora UFLA, 2000. 303 p.
- RAO, V. et al. **A critical reexamination of the method of bunch quality analysis in oil palm breeding**. Kuala Lumpur: Inst. Pengelidikan Minyak Kelapa Sawit Malaysia PORIM, 1983. 28 p. (Occasional Paper 9).
- RUTLEDGE, J. J. Scaling which remove bias of Abeywardena's estimator of repeatability. **Journal Genetics**, v.61, p.247-54, 1974.
- Secretaria de Agricultura, Irrigação e Reforma Agrária – SEAGRI. **Cultura de Dendê**. 10 p. Disponível em: <<http://www.Seagri.ba.gov.br/Dende.htm>>. Acesso em: 17 abril 2002.

- SILVA, M. A. **Melhoramento animal** (Métodos de Seleção). Viçosa, MG: UFV, Impr. Univ., 1982. 51 p.
- SIREGAR, I. M. Assessment of ripenes and crop quality control. In: MALAY INT. AGRIC. OIL PALM CONF, 1976, Kuala. **Proceedings...** Kuala Lumpur: [s.n.], 1976. p.711-5.
- SPARNAAIJ, L. D. Oil palm (*Elaeis guineensis*). In: F.P. Fewerda & F. Wit (Eds.). Outlines of perennial crop breeding in the tropics. Misc. **Papers Agric. Wageningen**, v. 4, p. 339-87, 1969.
- STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, A. **Principles and procedures of statistics**: a biometrical approach. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 1997. 666 p.
- STERLING, F.; ALVARADO, A.; MONTOYA, C.; RICHARDSON, D. L. Testing and selecting parental oil palm trees using progeny testing procedures. In: INTER. SEMINAR ON THE OIL PALM PLANTING MATERIAL – ISOPB, 1994, Barranquilla. **Proceedings...** Barranquilla, Colômbia: [s.n.], 1994.
- TURNER, H. N.; YOUNG, S. S. Y. **Quantitative genetics in sheep breeding**. New York: Cornell University, 1969. 332 p.
- VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E.; VIEGAS, G. P. (Eds.). **Melhoramento e produção de milho**. Campinas, SP: Fundação Cargil, 1987. v.1, p. 137-214.
- VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto, SP: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 406 p.
- VENCOVSKY, R.; CRUZ, C. D. Comparação de métodos de correção do rendimento de parcelas com estandes variados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.26, n.5, p. 647-57, 1991.
- VILELA, M. **Melhoramento de espécies perenes**. In: RECURSOS GENÉTICOS E MELHORAMENTO – PLANTAS. Rondonópolis, MT: Fundação MT, 2001. cap. 14, p.357-421.