

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA**

**DIMENSIONAMENTO AMOSTRAL PARA ANÁLISE  
DE TRILHA EM CARACTERES DE MILHO**

**TESE DE DOUTORADO**

**Marcos Toebe**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2014**

# **DIMENSIONAMENTO AMOSTRAL PARA ANÁLISE DE TRILHA EM CARACTERES DE MILHO**

**Marcos Toebe**

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em  
Agronomia, Área de concentração em Produção Vegetal, da Universidade  
Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do  
grau de **Doutor em Agronomia**

**Orientador: Prof. Alberto Cargnelutti Filho**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2014**

Toebe, Marcos

Dimensionamento amostral para análise de trilha em  
caracteres de milho / Marcos Toebe.-2014.

133 p.; 30cm

Orientador: Alberto Cargnelutti Filho

Coorientador: Lindolfo Storck

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa  
Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-  
Graduação em Agronomia, RS, 2014

1. Zea mays L. 2. Reamostragem 3. Planejamento  
amostral 4. Relações lineares 5. Seleção indireta I.  
Cargnelutti Filho, Alberto II. Storck, Lindolfo III.  
Título.

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo autor.

---

© 2014

Todos os direitos autorais reservados à Marcos Toebe. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser realizada mediante a citação da fonte.

Endereço: Rua Pedro Santini, n. 3497, Casa 70C, Bairro: Cerrito, CEP: 97060-480, Santa Maria-RS. Endereço eletrônico: m.toebe@gmail.com

---

**Universidade Federal de Santa Maria  
Centro de Ciências Rurais  
Programa de Pós-Graduação em Agronomia**

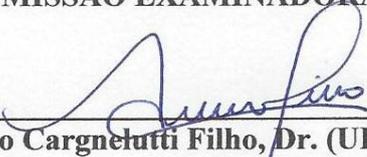
A Comissão Examinadora, abaixo assinada,  
Aprova a Tese de Doutorado

**DIMENSIONAMENTO AMOSTRAL PARA ANÁLISE DE TRILHA EM  
CARACTERES DE MILHO**

elaborada por  
**Marcos Toebe**

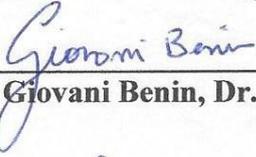
como requisito parcial para obtenção do grau de  
**Doutor em Agronomia**

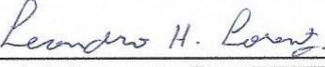
**COMISSÃO EXAMINADORA:**

  
\_\_\_\_\_  
**Alberto Cargnelutti Filho, Dr. (UFSM)**  
(Presidente/Orientador)

  
\_\_\_\_\_  
**Lindolfo Storck, Dr. (UTFPR)**

  
\_\_\_\_\_  
**Alessandro Dal'Col Lúcio, Dr. (UFSM)**

  
\_\_\_\_\_  
**Giovani Benin, Dr. (UTFPR)**

  
\_\_\_\_\_  
**Leandro Homrich Lorentz, Dr. (UNIPAMPA)**

**Santa Maria, 16 de maio de 2014.**

## *Dedicatória*

*A Deus*

*A minha esposa, Iris*

*Aos meus pais, Hildo e Ilvani*

*Aos meus irmãos, Ademir e Simone*

*Dedico este trabalho!*

## **AGRADECIMENTOS**

A Deus, pelo maravilhoso dom da vida e pela infindável provisão em minha vida.

A Universidade Federal de Santa Maria e ao Programa de Pós-Graduação em Agronomia, pela oportunidade de realização do curso de doutorado.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão da bolsa de doutorado.

A minha esposa Iris, pelo apoio, amor, carinho, compreensão e constante incentivo.

Aos meus pais Hildo e Ilvani Toebe, aos quais não tenho palavras para agradecer por tudo o que fizeram em minha vida.

Aos meus irmãos Ademir e Simone, pelos exemplos de vida.

Ao meu orientador Alberto Cargnelutti Filho, pelo companheirismo e dedicação na orientação deste trabalho e pela preocupação no meu crescimento pessoal e profissional.

Aos professores do grupo de pesquisa em Experimentação, em especial, Alberto Cargnelutti Filho, Alessandro Dal'Col Lúcio, Lindolfo Storck e Sidinei José Lopes, pelos ensinamentos, orientação e amizade.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, pelos preciosos ensinamentos e aos professores membros da banca, pelas sugestões de melhoria no trabalho.

Aos bolsistas e voluntários do grupo de pesquisa em Experimentação e aos colegas do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, em especial, Bruna Alves, Cláudia Burin, Éder da Silva, Fernando Haesbaert, Ismael Neu, Jéssica Kleinpaul, Giovanni Facco, Gustavo dos Santos e Luis Loose.

Aos funcionários do departamento de fitotecnia, em especial, João Colpo e ao secretário do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Régis Santos.

A todos os familiares, professores, pesquisadores, colegas e amigos que me apoiaram incondicionalmente e que contribuíram, direta ou indiretamente, na realização desse trabalho.

Muito Obrigado!

*“Bem-aventurado o homem que não anda segundo o conselho dos ímpios, não se detém no caminho dos pecadores, nem se assenta na roda dos escarnecedores; antes, tem seu prazer na lei do Senhor, e na sua lei medita de dia e de noite. Pois será como a árvore plantada junto às correntes de águas, a qual dá o seu fruto no devido tempo, e cuja folha não cai; e tudo quanto fizer será bem sucedido”. Salmos 1, 1-3.*

*“Confia no Senhor de todo o teu coração e não te estribes no teu próprio entendimento. Reconhece-o em todos os teus caminhos, e ele endireitará as tuas veredas. Não sejas sábio aos teus próprios olhos; teme ao Senhor e aparta-te do mal.” Provérbios de Salomão 3, 5-7.*

## RESUMO

Tese de Doutorado  
Programa de Pós-Graduação em Agronomia  
Universidade Federal de Santa Maria

### **DIMENSIONAMENTO AMOSTRAL PARA ANÁLISE DE TRILHA EM CARACTERES DE MILHO**

**AUTOR: MARCOS TOEBE**

**ORIENTADOR: ALBERTO CARGNELUTTI FILHO**

Local e Data da Defesa: Santa Maria, 16 de maio de 2014.

O objetivo deste trabalho foi determinar o tamanho de amostra necessário para a estimação da média, do coeficiente de variação, do coeficiente de correlação linear de Pearson e dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos em milho. Em 361, 373 e 416 plantas, respectivamente, dos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2008/09 e, em 1.777, 1.693 e 1.720 plantas, respectivamente, dos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2009/10, foram mensuradas onze variáveis explicativas: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e, a variável principal produtividade de grãos (PROD). A seguir, em cada híbrido e safra, foram calculadas estatísticas descritivas para cada variável e estimados os coeficientes de correlação e os efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a PROD, para nove cenários de análises de trilha tradicional e em crista. Após, determinou-se o tamanho de amostra necessário para a estimação da média, dos coeficientes de variação e de correlação e dos efeitos diretos de cada variável explicativa sobre a PROD, em cada tipo de híbrido, safra, cenário e tipo de análise de trilha, por meio de reamostragem com reposição. O tamanho de amostra necessário para a estimação da média e dos coeficientes de variação e de correlação varia entre híbridos, safras e variáveis ou pares de variáveis. O tamanho de amostra necessário para a estimação dos efeitos diretos varia entre híbridos, safras, cenários, tipos de análises de trilha e variáveis explicativas. Independentemente do híbrido, da safra e da variável, 375 plantas são suficientes para a estimação da média e do coeficiente de variação com amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) máxima de 10% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25. Para a estimação de efeitos diretos com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, são necessárias de 10 a 530 plantas, dependendo do tipo de híbrido, da safra, do cenário, do tipo de análise de trilha e da variável explicativa. A mensuração de 120 plantas é suficiente para a estimação da média com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20%, para a estimação do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45, independentemente do híbrido, da safra e da variável. A mensuração de 120 plantas também é suficiente para a estimação dos efeitos diretos de AIE, CE e DE sobre PROD no nono cenário, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, sendo que nesse cenário, CE e DE possuem maiores efeitos diretos sobre PROD, independentemente do tipo de híbrido, da safra e do tipo de análise de trilha.

**Palavras-chave:** *Zea mays* L. Reamostragem. Planejamento experimental. Relações lineares. Seleção indireta.

## ABSTRACT

Doctoral Thesis  
Programa de Pós-Graduação em Agronomia  
Universidade Federal de Santa Maria

### SAMPLE SIZE FOR PATH ANALYSIS IN TRAITS OF MAIZE

AUTHOR: MARCOS TOEBE

ADVISER: ALBERTO CARGNELUTTI FILHO

Place and Date of the Defense: Santa Maria, 16<sup>th</sup> May, 2014.

The objective of this study was to determine the sample size necessary to estimate the average, the coefficient of variation, the Pearson linear correlation coefficient and the direct effects of explanatory variables on grain yield in maize. In 361, 373 and 416 plants, respectively, of the simple, triple and double hybrids of the 2008/09 crop and, in 1,777, 1,693 and 1,720 plants, respectively, of the simple, triple and double hybrids of the 2009/10 crop, were measured eleven explanatory variables: plant height at harvest (AP), ear height (AIE), ear weight (PE), number of grain rows per ear (NF), ear length (CE), ear diameter (DE), cob weight (PS), cob diameter (DS), weight of hundred grains (MCG), number of grains per ear (NGR), grain length (CGR) and the main variable, grain yield (PROD). For each hybrid and crop, descriptive statistics for each variable were calculated and the correlation coefficients and direct effects of explanatory variables on PROD were estimated, in nine scenarios of traditional and ridge path analysis. Then, the sample size necessary to estimate the average, the coefficients of variation and of correlation and the direct effects of each explanatory variable on PROD were determined, for each type of hybrid, crop, scenario and type of path analysis, by resampling with replacement. The sample size necessary to estimate the mean and the coefficients of variation and of correlation ranges among hybrids, crops and variables or pairs of variables. The sample size necessary to estimate the direct effects ranges among hybrids, crops, scenarios, types of path analysis and explanatory variables. Independently of hybrid, crop and variable, 375 plants are enough to estimate the mean and the coefficient of variation with amplitude of the confidence interval of 95% ( $AIC_{95\%}$ ) maximum of 10% and for the estimation of the correlation coefficients with a  $AIC_{95\%}$  maximum of 0.25. For the estimation of direct effects, with  $AIC_{95\%}$  maximum of 0.25, are required from 10 to 530 plants, depending of the type of hybrid, crop, scenario, type of path analysis and explanatory variable. The measurement of 120 plants is sufficient to estimate the average with  $AIC_{95\%}$  maximum of 20%, for the estimation of the coefficient of variation with  $AIC_{95\%}$  maximum of 15% and for the estimation of correlation coefficients with  $AIC_{95\%}$  maximum of 0.45, independently of the hybrid, crop and variable. The measurement of 120 plants is also sufficient for the estimation of the direct effects of AIE, CE and DE on PROD in the ninth scenario, with  $AIC_{95\%}$  maximum of 0.25, and in the ninth scenario, CE and DE have greater direct effects on PROD, independent of the type of hybrid, the crop and the type of path analysis.

**Key words:** *Zea mays* L. Resampling. Experimental planning. Linear relationships. Indirect selection.

## LISTA DE FIGURAS

### ARTIGO 1

- Figura 1 - Percentil 2,5%, média e percentil 97,5% das 1.000 estimativas da média de: (A) altura de plantas, em cm, e; (B) produtividade de grãos, em g planta<sup>-1</sup>, para os tamanhos de amostra n = 10, 20, ..., 1.000 plantas, no híbrido triplo DKB566 avaliado na safra 2008/09. ....55
- Figura 2 - Percentil 2,5%, média e percentil 97,5% das 1.000 estimativas do coeficiente de variação (CV, em %) de: (A) altura de plantas, e; (B) número de grãos por espiga, para os tamanhos de amostra n = 10, 20, ..., 1.000 plantas, no híbrido triplo DKB566 avaliado na safra 2008/09. ....56
- Figura 3 - Percentil 2,5%, média e percentil 97,5% das 1.000 estimativas do coeficiente de correlação linear de Pearson (r) entre: (A) peso de espiga (PE) e produtividade de grãos (PROD), e; (B) altura de inserção de espiga (AIE) e diâmetro do sabugo (DS), para os tamanhos de amostra n = 10, 20, ..., 1.000 plantas, no híbrido triplo DKB566 avaliado na safra 2008/09. ....57

### ARTIGO 2

- Figura 1 - Representação do diagrama causal para nove cenários de análise de trilha utilizados neste estudo, com a indicação por setas dos efeitos diretos de variáveis explicativas e da variável residual (Resíduo) sobre a produtividade de grãos (PROD) em milho e indicação das inter-relações entre as variáveis explicativas em cada cenário.. .....95
- Figura 2 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 361 plantas do híbrido simples P32R21 na safra 2008/09. ....96
- Figura 3 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 1.777 plantas do híbrido simples 30F53 na safra 2009/10. ....97

- Figura 4 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 373 plantas do híbrido triplo DKB566 na safra 2008/09..... 98
- Figura 5 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 1.693 plantas do híbrido triplo DKB566 na safra 2009/10..... 99
- Figura 6 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 416 plantas do híbrido duplo DKB747 na safra 2008/09..... 100
- Figura 7 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 1.720 plantas do híbrido duplo DKB747 na safra 2009/10..... 101
- Figura 8 - Percentil 2,5%, média e percentil 97,5% das 1.000 estimativas do efeito direto de: (A) altura de inserção de espiga (AIE) sobre a produtividade de grãos (PROD) e; (B) peso de sabugo (PS) sobre a produtividade de grãos (PROD), para o cenário 4 da análise de trilha tradicional, realizada no híbrido simples 30F53 da safra 2009/10, nos tamanhos de amostra planejados de  $n = 20, 30, \dots, 1.000$  plantas.... 117

## LISTA DE TABELAS

### ARTIGO 1

- Tabela 1 - Mínimo, média, mediana, máximo, desvio-padrão (DP), coeficiente de variação (CV, em %) e assimetria para 12 caracteres mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 de milho na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 de milho na safra 2009/10, em Santa Maria - RS - Brasil.....47
- Tabela 2 - Estimativas dos coeficientes de correlação lineares de Pearson entre os 66 pares de caracteres de milho dos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2008/09 e dos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2009/10. ....48
- Tabela 3 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação da média de doze caracteres de milho, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitudes do intervalo de confiança de 95% iguais a 5%, 10%, ..., 35% da média. ....49
- Tabela 4 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de variação de doze caracteres de milho, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitudes do intervalo de confiança de 95% iguais a 5%, 10%, ..., 35%.....50
- Tabela 5 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, de 66 pares de caracteres, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,15..... 51
- Tabela 6 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, de 66 pares de caracteres, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,25..... 52
- Tabela 7 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, de 66 pares de caracteres, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,35..... 53

Tabela 8 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, de 66 pares de caracteres, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,45.....54

## ARTIGO 2

Tabela 1 - Efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), número de condição (NC), valor k (k) e coeficiente de determinação ( $R^2$ ), para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10..... 102

Tabela 2 - Efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), número de condição (NC), valor k (k) e coeficiente de determinação ( $R^2$ ), para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10. .... 103

Tabela 3 - Efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), número de condição (NC), valor k (k) e coeficiente de determinação ( $R^2$ ), para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10. .... 104

Tabela 4 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,15, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10. .... 105

Tabela 5 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,15, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10..... 106

Tabela 6 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,15, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10..... 107

- Tabela 7 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,25, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10. .... 108
- Tabela 8 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,25, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10..... 109
- Tabela 9 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,25, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10..... 110
- Tabela 10 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,35, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10. .... 111
- Tabela 11 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,35, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10..... 112
- Tabela 12 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,35, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10..... 113
- Tabela 13 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,45, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10. .... 114

- Tabela 14 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,45, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10..... 115
- Tabela 15 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,45, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10..... 116

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>17</b>
<b>ARTIGO 1 - TAMANHO DE AMOSTRA PARA A ESTIMAÇÃO DA MÉDIA E DOS COEFICIENTES DE VARIAÇÃO E DE CORRELAÇÃO EM CARACTERES DE HÍBRIDOS DE MILHO</b> .....	<b>19</b>
<b>Resumo</b> .....	<b>19</b>
<b>Introdução</b> .....	<b>20</b>
<b>Material e métodos</b> .....	<b>22</b>
Experimentos de campo.....	22
Variáveis mensuradas, estatísticas descritivas e coeficientes de correlação .....	22
Determinação do tamanho de amostra.....	23
<b>Resultados</b> .....	<b>25</b>
Estatísticas descritivas e coeficientes de correlação.....	25
Tamanho de amostra para a estimação da média .....	28
Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de variação .....	29
Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson .....	31
<b>Discussão</b> .....	<b>33</b>
Estatísticas descritivas e coeficientes de correlação.....	33
Tamanho de amostra para a estimação da média .....	34
Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de variação .....	37
Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson .....	39
<b>Conclusões</b> .....	<b>41</b>
<b>Agradecimentos</b> .....	<b>41</b>
<b>Referências</b> .....	<b>41</b>
<b>ARTIGO 2 - TAMANHO DE AMOSTRA PARA A ESTIMAÇÃO DE EFEITOS DIRETOS NA ANÁLISE DE TRILHA EM MILHO</b> .....	<b>59</b>
<b>Resumo</b> .....	<b>59</b>
<b>Introdução</b> .....	<b>60</b>
<b>Material e métodos</b> .....	<b>62</b>
Experimentos de campo.....	62
Variáveis mensuradas e análise de trilha.....	63
Determinação do tamanho de amostra.....	65
<b>Resultados</b> .....	<b>66</b>
Análise de trilha.....	66
Tamanho de amostra para a estimação de efeitos diretos da análise de trilha.....	71
<b>Discussão</b> .....	<b>75</b>
Análise de trilha.....	75
Tamanho de amostra para a estimação de efeitos diretos da análise de trilha.....	82
<b>Conclusões</b> .....	<b>84</b>
<b>Agradecimentos</b> .....	<b>84</b>
<b>Referências</b> .....	<b>85</b>
<b>DISCUSSÃO</b> .....	<b>119</b>
<b>CONCLUSÕES</b> .....	<b>123</b>
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>125</b>

## INTRODUÇÃO

O milho é o cereal com maior volume de produção mundial, com produção estimada em 906,82 milhões de toneladas para a safra de 2014/15, em área de 160,2 milhões de hectares (FAO, 2014). Dentre as finalidades de uso do milho, destaca-se sua utilização na alimentação humana e animal e como matéria-prima industrial, principalmente devido à quantidade de reservas acumuladas nos grãos (FANCELLI; DOURADO NETO, 2004). Em relação ao aumento na produtividade de grãos de milho, verificado nas últimas décadas a nível mundial, o mesmo é atribuído igualmente às melhorias de manejo e ao melhoramento genético (BORÉM; MIRANDA, 2009; DUVICK, 2005).

No melhoramento genético de milho, a seleção de plantas pode ser realizada de modo direto ou de modo indireto, via estudo de relações lineares entre caracteres. A seleção indireta é recomendada quando a variável de interesse apresenta baixa herdabilidade, dificuldade de mensuração ou quando se deseja a seleção precoce de plantas (CRUZ; CARNEIRO, 2006; CRUZ; REGAZZI, 1997). Para o estudo de relações lineares entre caracteres, pode-se utilizar o coeficiente de correlação linear de Pearson ( $r$ ), que mede o sentido e a intensidade da relação linear entre duas variáveis aleatórias (CRUZ, 2005; FERREIRA, 2009).

Quando um conjunto de variáveis é estudado simultaneamente, recomenda-se a utilização de técnicas complementares aos coeficientes de correlação, sendo a análise de trilha recomendada para esse fim, por permitir o desdobramento dos coeficientes de correlação em efeitos diretos e indiretos sobre a variável principal (CRUZ; CARNEIRO, 2006; CRUZ; REGAZZI, 1997; WRIGHT, 1921, 1923, 1934). Variáveis com elevados coeficientes de correlação e com efeitos diretos de mesma intensidade e direção, são consideradas variáveis de causa e efeito (CRUZ; CARNEIRO, 2006; CRUZ; REGAZZI, 1997). Nesse sentido, a análise de trilha tem sido amplamente utilizada em estudos de relações lineares e na seleção indireta de milho (AHSAN et al., 2008; AWASTHI et al., 2009; BEKAVAC et al., 2007; BELLO et al., 2010; HEFNY, 2011; KHALILY et al., 2010; KHAYATNEZHAD et al., 2010a, 2010b; KHAZAEI et al., 2010; KUMAR et al., 2011, 2014; LANGADE et al., 2013; LOPES et al., 2007; MUNAWAR et al., 2013; NASTASIC et al., 2010; NEMATI et al., 2009; OJO et al., 2006; OKTEM, 2008; PAVAN et al., 2011; PUDJIWATI et al., 2013; RAFIQ et al., 2010; RAGHU et al., 2011; RIOS et al., 2012; SELVARAJ; NAGARAJAN, 2011; SOFI; RATHER, 2007; SRECKOV et al., 2011; TEODORO et al., 2014; TOEBE, 2012; WU et al., 2011; ZAREI et al., 2012; ZDUNIĆ et al., 2012).

Para que as pesquisas relacionadas ao manejo e ao melhoramento genético em milho apresentem confiabilidade é necessário o adequado dimensionamento do tamanho de amostra. Nesse sentido, estudos de dimensionamento amostral para a estimação da média (BRERA et al., 2010; COSTA et al., 2003; LIU et al., 2013; MAGARI; KANG; ZHANG, 1996; MARTIN et al., 2005; MODOLO et al., 2013; ROSA et al., 2002; SILVA et al., 1993, 1997; STORCK et al., 2007; VASIĆ et al., 2003) e para a estimação de coeficientes de correlação de Pearson (CARGNELUTTI FILHO et al., 2010) foram realizados na cultura do milho, sendo recomendados tamanhos de amostra entre três e 674 plantas, dependendo do tipo de híbrido ou linhagem, da safra, da variável, do local, do manejo e do nível de precisão considerado. A reamostragem com reposição tem sido utilizada para a determinação do tamanho de amostra em culturas agrícolas (CARGNELUTTI FILHO et al., 2010, 2012a, 2012b, 2012c; NUNES et al., 2006; SILVA; RÊGO; CECON, 2011), especialmente nos casos em que se desconhece a distribuição de probabilidade dos dados (FERREIRA, 2009).

No entanto, ainda são escassos os estudos de dimensionamento amostral para a estimação da média, do coeficiente de variação e do coeficiente de correlação em caracteres de milho. Além disso, verifica-se crescente uso da análise de trilha na cultura de milho, com variabilidade de intensidade e direção dos efeitos diretos obtidos entre os estudos realizados. Nesse sentido, Langade et al. (2013) verificaram que a altura de plantas apresentou elevado efeito direto positivo (4,964) e, a altura de inserção de espiga, o comprimento de espiga e o número de fileiras por espiga apresentaram efeitos diretos negativos de, respectivamente, -1,591, -1,442 e -4,067, sobre a produtividade de grãos. Já em estudo desenvolvido por Selvaraj e Nagarajan (2011), verificou-se que a altura de plantas apresentou elevado efeito direto negativo (-3,046) e, a altura de inserção de espiga, o comprimento de espiga e o número de fileiras por espiga apresentaram elevados efeitos diretos positivos de, respectivamente, 2,900, 12,038 e 2,238, sobre a produtividade de grãos. Resultados contrastantes em relação aos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos de milho também foram verificados entre outros estudos descritos na literatura, resultando em interpretações distintas entre os trabalhos apresentados. Destaca-se que, entre outros fatores, a insuficiência amostral pode ser uma das causas das distintas estimações de efeitos diretos apresentados na literatura, sendo que não foram encontradas referências a cerca do tamanho de amostra necessário para a estimação precisa dos efeitos diretos da análise de trilha em milho. Assim, o objetivo deste trabalho foi determinar o tamanho de amostra necessário para a estimação da média, do coeficiente de variação, do coeficiente de correlação linear de Pearson e dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos em milho.

# ARTIGO 1 - TAMANHO DE AMOSTRA PARA A ESTIMAÇÃO DA MÉDIA E DOS COEFICIENTES DE VARIAÇÃO E DE CORRELAÇÃO EM CARACTERES DE HÍBRIDOS DE MILHO

## Resumo

O objetivo deste trabalho foi determinar o tamanho de amostra necessário para a estimação da média, do coeficiente de variação e do coeficiente de correlação linear de Pearson em caracteres de híbridos de milho. Em 361, 373 e 416 plantas, respectivamente, dos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2008/09 e, em 1.777, 1.693 e 1.720 plantas, respectivamente, dos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2009/10, foram mensurados doze caracteres: altura de planta na colheita, altura de inserção de espiga, peso de espiga, número de fileiras de grãos por espiga, comprimento e diâmetro de espiga, peso e diâmetro de sabugo, massa de cem grãos, número de grãos por espiga, comprimento de grãos e produtividade de grãos. A seguir, em cada híbrido e safra, foram calculadas estatísticas descritivas para cada caractere e, estimados os coeficientes de correlação para os 66 pares de caracteres. Após, determinou-se o tamanho de amostra necessário para a estimação da média, do coeficiente de variação e do coeficiente de correlação para vários níveis de precisão, por meio de reamostragem com reposição. Para a estimação da média, do coeficiente de variação e do coeficiente de correlação, o tamanho de amostra varia entre os híbridos, as safras e os caracteres ou pares de caracteres avaliados. Maior tamanho de amostra é necessário para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres fracamente correlacionados e, menor tamanho de amostra é necessário para a estimação do coeficiente de correlação entre caracteres altamente correlacionados. Independentemente do híbrido, da safra e do caractere, 375 plantas são suficientes para a estimação da média e do coeficiente de variação com amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) máxima de 10% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25. A mensuração de 120 plantas é suficiente para a estimação da média com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20%, para a estimação do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45, independentemente do híbrido, da safra e do caractere avaliado.

Palavras-chave: *Zea mays* L., reamostragem, planejamento experimental.

## **Introdução**

O milho é o cereal com maior volume de produção mundial, com produção estimada em 906,82 milhões de toneladas para a safra de 2014/15, em área de 160,2 milhões de hectares (FAO, 2014). Ainda de acordo com a FAO (2014), o Brasil é o terceiro maior produtor mundial de milho, com volume de produção estimado em 74,94 milhões de toneladas para a safra 2014/15. Segundo Fancelli e Dourado Neto (2004), o milho é utilizado na alimentação humana e animal e como matéria-prima industrial, principalmente devido à natureza e quantidade de reservas acumuladas nos grãos. Ainda de acordo com Fancelli e Dourado Neto (2004), a cultura de milho tem apresentado aumento expressivo de produção, comparada às demais culturas de importância agrícola. De acordo com Duvick (2005), cerca de 50% do aumento de produtividade de milho nas últimas décadas, estão relacionados às melhorias de manejo e cerca de 50% do aumento estão relacionados ao melhoramento genético e a disponibilização de híbridos de elevado potencial produtivo.

Para que as pesquisas realizadas com a cultura do milho apresentem confiabilidade é necessário o adequado planejamento experimental, com o correto dimensionamento do tamanho ótimo de parcela, do número de repetições e do tamanho de amostra a ser utilizado, além da escolha do delineamento experimental adequado. Diversos estudos têm sido realizados na cultura do milho para a determinação do tamanho ótimo de parcelas (Alves et al., 2000; Assis e Silva, 1999; Cargnelutti Filho et al., 2011b, 2011c; Chaves e Miranda Filho, 1992; Martin et al., 2005a; Poultney et al., 1997; Resende e Souza Júnior, 1997; Sobrinho et al., 2004; Storck e Uitdewilligen, 1980; Storck et al., 2010, 2006; Storck, 1979; Wolkowski et al., 1988) e do número de repetições (Alves et al., 2000; Cargnelutti Filho e Guadagnin, 2011; Catapatti et al., 2008; Martin et al., 2005a; Resende e Souza Júnior, 1997; Storck e Uitdewilligen, 1980; Storck, 1979; Storck et al., 2010).

Além do planejamento do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições, estudos foram desenvolvidos na cultura do milho para a determinação do tamanho de amostra necessário para a estimação da média de caracteres como altura de planta, altura de inserção de espiga, peso de espiga, comprimento e diâmetro de espiga, número de fileiras de grãos por espiga, peso e diâmetro de sabugo, número de grãos por fileira, número de grãos por espiga, massa de cem grãos, comprimento de grãos e produtividade de grãos (Catapatti et al., 2008; Conceição et al., 1993; Henry et al., 1942; Liu et al., 2013; Magari et al., 1996; Martin et al., 2005b; Modolo et al., 2013; Resende e Souza Júnior, 1997; Rosa et al., 2002; Silva et al.,

1997, 1993, 1998; Storck et al., 2007; Vasić et al., 2003; Wolkowski et al., 1988). Estudos de dimensionamento amostral para a estimação do índice SPAD (Costa et al., 2003), do progresso esperado com a seleção de progênes e de famílias de meio-irmãos (Palomino et al., 2000; Resende e Souza Júnior, 1997) e da contaminação de aflotoxinas B<sub>1</sub> (Brera et al., 2010) também foram realizados em milho. Além disso, foi realizado o dimensionamento amostral para a avaliação do impacto do milho Bt sobre a população de borboletas (Lang, 2004), para a avaliação de danos causados por caruncho (Nagai et al., 1986), para a estimação da correlação linear de Pearson entre caracteres de híbridos avaliados em uma safra agrícola (Cargnelutti Filho et al., 2010) e para a avaliação do cultivo consorciado de milho com ingá e feijão (Oyejola et al., 1998). Os tamanhos de amostra recomendados nesses estudos oscilaram entre três e 674 plantas, dependendo do tipo de híbrido ou linhagem, da safra, da variável, do local, do manejo e do nível de precisão considerado.

A reamostragem com reposição pode ser utilizada na estimação de intervalos de confiança e no dimensionamento amostral, especialmente para os casos em que se desconhece a distribuição de probabilidade dos dados (Ferreira, 2009). Esse procedimento foi utilizado para a determinação do tamanho de amostra necessário para a estimação da média de caracteres de melão amarelo (Nunes et al., 2006), de pimenteira (Silva et al., 2011), de sementes de feijão de porco e de mucuna cinza (Cargnelutti Filho et al., 2012b), da duração média dos períodos larval e pupal de *Microtheca* spp. (Cargnelutti Filho et al., 2012c) e da média do índice SPAD em crambe (Cargnelutti Filho et al., 2013b). Estudos envolvendo reamostragem também foram realizados para a determinação do tamanho de amostra necessário para a estimação de coeficientes de correlação entre caracteres de trevo vermelho (Xie e Mosjidis, 1999), de milho (Cargnelutti Filho et al., 2010) e de mamoneira (Cargnelutti Filho et al., 2012a) e, para a estimação da herdabilidade e do ganho de seleção em trevo vermelho (Xie e Mosjidis, 1997), para estimação de parâmetros genéticos e fenotípicos em cana-de-açúcar (Leite et al., 2009) e para a estimação de plastocrono em feijão guandú (Cargnelutti Filho et al., 2013a).

Entretanto, ainda são escassos os estudos de dimensionamento amostral para a estimação da média, do coeficiente de variação e do coeficiente de correlação em caracteres de milho, por meio de reamostragem com reposição. Assim, o objetivo deste trabalho foi determinar o tamanho de amostra necessário para a estimação da média, do coeficiente de variação e do coeficiente de correlação linear de Pearson em caracteres de híbridos de milho.

## Material e métodos

### Experimentos de campo

Foram conduzidos dois experimentos com a cultura de milho (*Zea mays* L.), nas safras agrícolas de 2008/09 (primeiro experimento) e de 2009/10 (segundo experimento). No primeiro experimento, foram conduzidas quatro parcelas com o híbrido simples P32R21, quatro com o híbrido triplo DKB566 e quatro com o híbrido duplo DKB747. Cada parcela foi composta de quatro fileiras de 6 m de comprimento, espaçadas em 0,80 m. A semeadura foi realizada em 26/12/2008 e a densidade foi ajustada para cinco plantas por metro linear, totalizando 62.500 plantas ha<sup>-1</sup>. Dessa forma, cada parcela foi composta por 120 plantas, totalizando 1.440 plantas (3 híbridos × 4 parcelas/híbrido × 120 plantas/parcela). A adubação de base foi de 750 kg ha<sup>-1</sup> da fórmula 3-24-18 (NPK) e a adubação de cobertura foi de 300 kg ha<sup>-1</sup> de ureia com 45% de N. Os demais tratamentos culturais foram realizados de acordo com as recomendações para a cultura do milho (Fancelli e Dourado Neto, 2004). As 12 parcelas foram casualizadas na área experimental do Departamento de Fitotecnia, da Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, Estado do Rio Grande do Sul (29°42'S, 53°49'W, a 95 m de altitude).

No segundo experimento, foram conduzidas dezesseis parcelas com o híbrido simples 30F53, dezesseis com o híbrido triplo DKB566 e dezesseis com o híbrido duplo DKB747. Cada parcela foi composta de quatro fileiras de 6 m de comprimento, espaçadas em 0,80 m. A semeadura foi realizada em 26/10/2009 e a densidade foi ajustada para cinco plantas por metro linear, totalizando 62.500 plantas ha<sup>-1</sup>. Dessa forma, cada parcela foi composta por 120 plantas, totalizando 5.760 plantas (3 híbridos × 16 parcelas/híbrido × 120 plantas/parcela). A adubação de base foi de 750 kg ha<sup>-1</sup> da fórmula 3-24-18 (NPK) e a adubação de cobertura foi de 300 kg ha<sup>-1</sup> de ureia com 45% de N. Os demais tratamentos culturais foram realizados de acordo com as recomendações para a cultura do milho (Fancelli e Dourado Neto, 2004). As 48 parcelas foram casualizadas na área experimental do Departamento de Fitotecnia, da Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, Estado do Rio Grande do Sul (29°42'S, 53°49'W, a 95 m de altitude).

Variáveis mensuradas, estatísticas descritivas e coeficientes de correlação

No primeiro experimento, conduzido na safra 2008/09, foram mensurados em 361, 373 e 416 plantas, respectivamente, dos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747, os seguintes caracteres: altura de planta na colheita (AP, em cm), altura de inserção de espiga (AIE, em cm), peso de espiga (PE, em g), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE, em cm), diâmetro de espiga (DE, em mm), peso de sabugo (PS, em g), diâmetro de sabugo (DS, em mm), massa de cem grãos (MCG, em g), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR, em mm) e produtividade de grãos (PROD, em g planta<sup>-1</sup>). No segundo experimento, conduzido na safra 2009/10, foram mensurados os mesmos caracteres descritos para os híbridos do primeiro experimento, individualmente, em 1.777, 1.693 e 1.720 plantas, respectivamente, dos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747. Foram avaliadas apenas plantas que continham os doze caracteres descritos acima. Em função disso, o número final de plantas avaliadas em cada safra, diferiu entre os híbridos simples, triplo e duplo.

Para cada híbrido, em cada experimento, foram obtidas as estatísticas: mínimo, média, mediana, máximo, desvio-padrão, coeficiente de variação e assimetria de cada caractere. As médias de cada caractere, obtidas nos híbridos simples, triplo e duplo das safras 2008/09 e 2009/10 foram comparadas entre si, duas a duas, por meio do teste t para amostras independentes com reamostragem *bootstrap* (1.000 simulações), em nível de 5% de probabilidade. A seguir, para cada híbrido em cada experimento, foi estimada a matriz com os coeficientes de correlação lineares de Pearson (r) entre os 12 caracteres (AP, AIE, PE, NF, CE, DE, PS, DS, MCG, NGR, CGR e PROD), sendo a significância do r verificada por meio do teste t de *Student*, a 5% de probabilidade.

#### Determinação do tamanho de amostra

Para cada híbrido em cada experimento, foram planejados 199 tamanhos de amostra, sendo o tamanho de amostra inicial de 10 plantas e os demais tamanhos de amostras obtidos com o incremento de cinco plantas. Dessa forma, os tamanhos de amostra planejados foram de  $n = 10, 15, 20, \dots, 1.000$  plantas. Para cada tamanho de amostra planejado, em cada híbrido e experimento, foram obtidas 1.000 reamostras com reposição. Em cada reamostra, foram estimadas a média ( $\bar{x}$ ) e o coeficiente de variação (CV, em %) de cada um dos 12 caracteres e o coeficiente de correlação linear de Pearson (r) para cada um dos 66 pares de caracteres. Assim, para cada tamanho de amostra planejado ( $n = 10, 15, 20, \dots, 1.000$  plantas), foram obtidas 1.000 estimativas da média e do coeficiente de variação de cada caractere e 1.000

estimativas de coeficiente de correlação linear de Pearson, para cada um dos 66 pares de caracteres. Com base nessas 1.000 estimativas de cada estatística ( $\bar{x}$ , CV e  $r$ ), foram determinados o percentil 2,5%, a média, o percentil 97,5% e calculada a amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ), pela diferença entre o percentil 97,5% e o percentil 2,5%.

Para a determinação do tamanho de amostra (número de plantas) necessário para a estimação da média de cada um dos 12 caracteres, em cada híbrido e experimento, foram fixados inicialmente, limites máximos de  $AIC_{95\%}$  de 5% (maior precisão), 10%, 15%, 20%, 25%, 30% e 35% (menor precisão) da média. A seguir, partiu-se do tamanho de amostra inicial ( $n = 10$  plantas) e considerou-se como tamanho de amostra adequado ( $n$ ) o número de plantas a partir do qual a amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) foi menor ou igual ao limite máximo estabelecido para cada nível de precisão (5%, 10%, ..., 35% da média).

Para a determinação do tamanho de amostra (número de plantas) necessário para a estimação do coeficiente de variação (CV, em %) de cada um dos 12 caracteres, em cada híbrido e experimento, foram fixados inicialmente, limites máximos de  $AIC_{95\%}$  do CV de 5% (maior precisão), 10%, 15%, 20%, 25%, 30% e 35% (menor precisão). A seguir, partiu-se do tamanho de amostra inicial ( $n = 10$  plantas) e considerou-se como tamanho de amostra adequado ( $n$ ) o número de plantas a partir do qual a amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) do coeficiente de variação foi menor ou igual ao limite máximo estabelecido para cada nível de precisão (5%, 10%, ..., 35%).

Para a determinação do tamanho de amostra (número de plantas) necessário para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson ( $r$ ) de cada um dos 66 pares de caracteres, em cada híbrido e experimento, foram fixados inicialmente, limites máximos de  $AIC_{95\%}$  do  $r$  iguais a 0,15 (maior precisão), 0,25, 0,35 e 0,45 (menor precisão). A seguir, partiu-se do tamanho de amostra inicial ( $n = 10$  plantas) e considerou-se como tamanho de amostra adequado ( $n$ ) o número de plantas a partir do qual a amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) do  $r$  foi menor ou igual ao limite máximo estabelecido para cada nível de precisão (0,15, 0,25, 0,35 ou 0,45).

Por fim, escolheu-se o híbrido triplo DKB566 da safra 2008/09, e representou-se graficamente, o percentil 2,5%, a média e o percentil 97,5% da média e do coeficiente de variação, dos caracteres com maior e menor tamanho de amostra estimado, para alguns dos tamanhos de amostra planejados ( $n = 10, 20, \dots, 1.000$  plantas). O percentil 2,5%, a média e o percentil 97,5% do coeficiente de correlação, para os pares de caracteres com maior e menor

tamanho de amostra estimado, também foram apresentados graficamente para alguns dos tamanhos de amostra planejados ( $n = 10, 20, \dots, 1.000$  plantas). As estatísticas ( $\bar{x}$ , CV e  $r$ ) dos demais caracteres ou pares de caracteres do híbrido triplo DKB566 avaliado na safra 2008/09, bem como dos demais híbridos e safras, não foram representadas graficamente, considerando o volume de gráficos resultantes e a repetição parcial de dados já apresentados em tabelas. As análises estatísticas foram realizadas com o auxílio do programa R (R Development Core Team, 2014) e do aplicativo Microsoft Office Excel<sup>®</sup>.

## Resultados

### Estatísticas descritivas e coeficientes de correlação

Verificou-se que para os doze caracteres mensurados, com base no teste  $t$  para amostras independentes ( $p < 0,05$ ), houve diferenças entre médias, dos híbridos simples, triplo e duplo avaliados nas safras 2008/09 e 2009/10 (Tabela 1). A média de altura de planta (AP) oscilou entre 204,29 e 220,35 cm, respectivamente, para os híbridos duplo DKB747 e simples 30F53, da safra 2009/10. Os valores mínimos e máximos de AP verificados entre as 6.340 plantas avaliadas nos dois experimentos foram de, respectivamente, 135,00 e 262,00 cm. A média de altura de inserção de espiga (AIE) oscilou entre 96,45 e 121,72 cm, respectivamente, para os híbridos simples P32R21 da safra 2008/09 e simples 30F53 da safra 2009/10, sendo os valores mínimos e máximos dos experimentos de, respectivamente, 45 e 168 cm. O peso de espiga (PE) apresentou médias no intervalo de 110,08 e 173,08 g, com valores mínimos e máximos de, respectivamente, 4 e 308 g. Para PE, verificou-se maiores médias em híbridos conduzidos na safra 2008/09 em relação aos conduzidos na safra 2009/10.

A média de número de fileiras de grãos por espiga (NF) oscilou entre 13,81 e 16,39, para os híbridos triplo DKB566 da safra 2009/10 e simples P32R21 da safra 2008/09, sendo que foram verificadas nos experimentos, plantas contendo de 4 a 22 fileiras de grãos por espiga (Tabela 1). O comprimento de espiga (CE) apresentou médias entre 14,67 e 16,56 cm, sendo os valores mínimos e máximos de, respectivamente, 2,80 e 28,10 cm, observados no híbrido duplo DKB747 da safra 2009/10. Em média, os híbridos conduzidos na safra 2008/09 apresentaram maiores valores de PE. Além disso, verificou-se que esses híbridos apresentaram, em geral, maiores escores de diâmetro de espiga (DE), comparados aos híbridos conduzidos na safra 2009/10. Os valores médios de DE entre híbridos e safras, oscilaram entre 39,05 e 48,10 mm, sendo os menores e maiores valores de, respectivamente,

15,00 e 56,00 mm. O peso de sabugo (PS) médio oscilou entre 15,24 e 28,23 g, sendo os valores mínimos e máximos de, respectivamente, 1,00 e 67,00 g, obtidos no híbrido duplo DKB747 da safra 2009/10. O diâmetro de sabugo (DS) médio oscilou entre 21,89 e 27,50 mm, para os híbridos triplo DKB566 (safra 2009/10) e duplo DKB747 (safra 2008/09), respectivamente, com valores mínimos e máximos de 11,00 e 35,00 mm, obtidos no híbrido duplo DKB747 da safra 2009/10.

A massa de cem grãos (MCG) média oscilou entre 25,51 e 34,28 g, sendo que os híbridos conduzidos na safra 2008/09 apresentaram maiores escores de MCG em relação aos híbridos conduzidos na safra 2009/10 (Tabela 1). Os valores mínimos e máximos de MCG, entre as 6.340 plantas avaliadas, foram de, respectivamente, 10,96 e 45,87 g. O número de grãos por espiga (NGR) médio oscilou entre 336,22 e 466,34, respectivamente, para os híbridos duplo DKB747 da safra 2009/10 e triplo DKB566 da safra 2008/09 e, os valores mínimos e máximos foram de, respectivamente, 5,00 e 838,00 grãos por espiga. O comprimento de grãos (CGR) médio oscilou entre 6,94 e 11,25 mm, sendo que os valores mínimos e máximos desse caractere, entre as 6.340 plantas avaliadas, foram de, respectivamente, 1,00 e 14,50 mm. A produtividade de grãos (PROD) média entre híbridos e safras, oscilou entre 86,37 e 153,25 g planta<sup>-1</sup>, sendo que entre as 6.340 plantas avaliadas, a PROD oscilou entre 2,00 e 276,00 g planta<sup>-1</sup>. Os híbridos simples, triplo e duplo cultivados na safra 2008/09 apresentaram maiores escores de PROD em relação aos cultivados na safra 2009/10, sendo que o híbrido triplo DKB 566 foi o mais produtivo.

De maneira geral, verificou-se que os caracteres mensurados apresentaram valores extremos (mínimos e máximos) nos híbridos avaliados na safra 2009/10 em relação aos da safra 2008/09 (Tabela 1). Isso pode ser explicado, parcialmente, devido ao maior número de plantas avaliadas na safra 2009/10. Além disso, verificou-se que entre os híbridos, o híbrido duplo DKB747 da safra 2009/10 foi o que apresentou maiores oscilações entre os valores mínimos e máximos de cada caractere indicando maior variabilidade, o que pode resultar na necessidade de maior tamanho de amostra. Esse híbrido avaliado na safra 2009/10 também apresentou menores médias em sete dos doze caracteres mensurados, em relação aos demais híbridos e safras. Já os híbridos avaliados na safra 2008/09 apresentaram maiores escores de caracteres produtivos, como de PE, DE e PROD, em relação aos avaliados na safra 2009/10.

Em relação à variabilidade, em 10 dos 12 caracteres mensurados (83,33% dos caracteres), foi verificado maior coeficiente de variação (CV, em %) para o híbrido duplo DKB747 da safra 2009/10, em relação aos demais híbridos mensurados tanto na safra de 2008/09, como na safra de 2009/10 (Tabela 1). Esses resultados apontam a existência de

maior variabilidade nesse híbrido e safra, podendo resultar no aumento do tamanho de amostra tanto para a estimação da média, como para a estimação do CV. Por outro lado, quatro (PE, DE, NGR e PROD) dos 12 caracteres mensurados (33,33% dos caracteres) apresentaram os menores escores de CV no mesmo híbrido duplo DKB747 avaliado entretanto na safra 2008/09. Ainda, outros quatro caracteres (AP, AIE, NF e MCG) apresentaram menores escores de CV no híbrido simples 30F53 avaliado na safra 2009/10 e três caracteres (CE, PS e CGR) apresentaram menores escores de CV no híbrido triplo DKB566 da safra 2008/09. Entre os 12 caracteres mensurados, os menores escores de CV foram verificados para AP ( $6,80\% \leq CV \leq 9,53\%$ ), DE ( $7,73\% \leq CV \leq 12,23\%$ ) e DS ( $8,54\% \leq CV \leq 12,44\%$ ). Os caracteres NF ( $11,68\% \leq CV \leq 14,61\%$ ), AIE ( $11,46\% \leq CV \leq 15,48\%$ ), MCG ( $12,12\% \leq CV \leq 17,11\%$ ), CGR ( $13,34\% \leq CV \leq 22,22\%$ ) e CE ( $16,70\% \leq CV \leq 26,35\%$ ) apresentaram valores de coeficiente de variação médio a alto, de acordo com classificação de Pimentel-Gomes (2009). Os demais caracteres (NGR, PS, PE e PROD) apresentaram maior variabilidade, com coeficientes de variação classificados como alto ou muito alto ( $27,94\% \leq CV \leq 46,91\%$ ).

Verificou-se que para um mesmo híbrido, safra e caractere, as estimativas de média e mediana foram similares entre si. No entanto, foi constatada assimetria em 57 dos 72 casos (12 caracteres  $\times$  três híbridos/safra  $\times$  duas safras), ou seja, em 79,16% dos casos. A elevada taxa de casos com assimetria pode ser explicada em parte, devido ao elevado número de observações (361 plantas  $\leq n \leq 1.777$  plantas) consideradas para a verificação da significância da assimetria por meio do teste t.

Os coeficientes de correlação lineares de Pearson (r) apresentaram elevada magnitude de variação entre os 66 pares de caracteres avaliados (Tabela 2). Nesse sentido, para os híbridos conduzidos na safra 2008/09, o r variou de  $r = 0,02$  (correlação entre DS e CGR) a  $r = 1,00$  (correlação entre PE e PROD) para o híbrido simples P32R21, de  $r = -0,20$  (correlação entre NF e MCG) a  $r = 1,00$  (correlação entre PE e PROD) para o híbrido triplo DKB566 e, de  $r = -0,16$  (correlação entre NF e MCG) a  $r = 0,99$  (correlação entre PE e PROD) para o híbrido duplo DKB747. Na safra 2009/10, o coeficiente de correlação variou de  $r = -0,20$  (correlação entre AIE e CE) a  $r = 1,00$  (correlação entre PE e PROD) para o híbrido simples P32R21, de  $r = -0,12$  (correlação entre AIE e CE) a  $r = 1,00$  (correlação entre PE e PROD) para o híbrido triplo DKB566 e, de  $r = -0,06$  (correlação entre NF e MCG) a  $r = 0,99$  (correlação entre PE e PROD) para o híbrido duplo DKB747.

De maneira geral, verificou-se ainda que correlações mais fracas entre pares de caracteres apresentaram maiores amplitudes entre híbridos e safras avaliadas, como pode ser

constatado para as correlações entre AIE e PE ( $-0,12 \leq r \leq 0,37$ ), AIE e CE ( $-0,20 \leq r \leq 0,30$ ), AIE e MCG ( $-0,14 \leq r \leq 0,29$ ), AIE e NGR ( $-0,09 \leq r \leq 0,34$ ), AIE e PROD ( $-0,13 \leq r \leq 0,38$ ), NF e MCG ( $-0,20 \leq r \leq 0,11$ ) e entre DS e CGR ( $-0,06 \leq r \leq 0,31$ ) (Tabela 2). Por outro lado, correlações de maior intensidade entre pares de caracteres apresentaram menores oscilações entre híbridos e safras, conforme pode ser constatado, por exemplo, para as correlações entre DE e NGR ( $0,75 \leq r \leq 0,85$ ), PE e DE ( $0,81 \leq r \leq 0,86$ ), DE e PROD ( $0,81 \leq r \leq 0,86$ ), PE e NGR ( $0,90 \leq r \leq 0,95$ ), NGR e PROD ( $0,91 \leq r \leq 0,95$ ) e entre PE e PROD ( $0,99 \leq r \leq 1,00$ ).

#### Tamanho de amostra para a estimação da média

Entre os híbridos avaliados verificou-se que, em geral, o híbrido duplo DKB747 da safra 2009/10, apresentou maiores oscilações entre os valores mínimos e máximos e maiores escores de coeficiente de variação, indicando maior variabilidade. Além disso, esse híbrido apresentou menores escores de médias em sete dos doze caracteres mensurados. Dessa forma, para 11 dos 12 caracteres mensurados, foi necessário maior tamanho de amostra para a estimação da média, no híbrido duplo DKB747 da safra 2009/10, em relação aos demais híbridos avaliados nas safras 2008/09 e 2009/10, considerando amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) de 5% da média (Tabela 3). Nesse mesmo nível de precisão, independentemente do híbrido, verificou-se que menores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação da média de AP (35 plantas  $\leq n \leq$  55 plantas), DS (50 plantas  $\leq n \leq$  95 plantas), DE (45 plantas  $\leq n \leq$  105 plantas), NF (85 plantas  $\leq n \leq$  135 plantas) e AIE (85 plantas  $\leq n \leq$  140 plantas). Tamanhos de amostra maiores foram necessários para a estimação da média de MCG (90 plantas  $\leq n \leq$  180 plantas), CGR (115 plantas  $\leq n \leq$  280 plantas) e CE (155 plantas  $\leq n \leq$  440 plantas). Por fim, valores elevados de tamanho de amostra foram requeridos para a mensuração da média de NGR (445 plantas  $\leq n \leq$  990 plantas), PS (485 plantas  $\leq n >$  1.000 plantas), PE (590 plantas  $\leq n >$  1.000 plantas) e PROD (590 plantas  $\leq n >$  1.000 plantas), com  $AIC_{95\%}$  de 5% da média. Esses resultados apresentaram relação diretamente proporcional com os valores de CV (em %) obtidos para cada caractere, sendo verificados escores crescentes de CV de AP, DE, DS, NF, AIE, MCG, CGR, CE, NGR, PS, PE e PROD, nessa ordem (Tabela 1). Dessa forma, verificou-se que maiores tamanhos de amostra foram necessários para estimar a média de caracteres com maiores escores de CV. Ainda, foi possível visualizar nas figuras 1A e 1B, diferenças de tamanho de amostra (número de plantas) necessário para a estimação da média de AP (menor tamanho de amostra) e PROD

(maior tamanho de amostra), no híbrido triplo DKB566 da safra 2008/09, com  $AIC_{95\%}$  de 5% (maior precisão) e 35% (menor precisão) da média.

Para condições nas quais é desejado estimar a média dos 12 caracteres com  $AIC_{95\%}$  máxima de 10% da média, seria necessária a mensuração de 260, 190 e 175 plantas, respectivamente, nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2008/09 e, 210, 260 e 325 plantas, respectivamente, para a estimação da média nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2009/10 (Tabela 3). Dessa forma, considerando a variabilidade entre os dados obtidos para os diferentes caracteres, híbridos e safras, seria recomendada a mensuração de 325 plantas para a estimação da média com  $AIC_{95\%}$  máxima de 10% da média, independentemente do híbrido, da safra e do caractere. A mensuração de 150, 80, 60, 35 e 30 plantas, seria suficiente para a estimação da média, com  $AIC_{95\%}$  máxima de, respectivamente, 15%, 20%, 25%, 30% e 35% da média, independentemente do híbrido, da safra e do caractere mensurado. Dessa forma se, por exemplo, for conduzido um experimento com seis tratamentos e cinco repetições (30 parcelas no total) e forem avaliadas cinco plantas por parcela (150 plantas no total), pode-se estimar a média geral de cada um dos doze caracteres, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% da média, desde que os efeitos de tratamentos e de controle local sejam suprimidos nessa estimação.

#### Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de variação

Para a estimação do coeficiente de variação (CV, em %) com  $AIC_{95\%}$  máxima de 5%, maiores tamanhos de amostras foram requeridos para o híbrido duplo da safra 2009/10, em oito dos 12 caracteres mensurados (Tabela 4). Esses resultados estão de acordo com a maior variabilidade constatada nesse híbrido, com base nos valores mínimos e máximos e com base nos escores de coeficientes de variação (Tabela 1). Nesse mesmo nível de precisão ( $AIC_{95\%}$  de 5%), o tamanho de amostra aumentou para a estimação do CV dos caracteres AP (20 plantas  $\leq n \leq 40$  plantas), DS (25 plantas  $\leq n \leq 80$  plantas), AIE (35 plantas  $\leq n \leq 95$  plantas), DE (35 plantas  $\leq n \leq 110$  plantas), MCG (60 plantas  $\leq n \leq 105$  plantas), NF (55 plantas  $\leq n \leq 145$  plantas), CE (155 plantas  $\leq n \leq 235$  plantas), CGR (120 plantas  $\leq n \leq 315$  plantas), PS (250 plantas  $\leq n \leq 680$  plantas), PE (395 plantas  $\leq n \leq 665$  plantas), PROD (410 plantas  $\leq n \leq 685$  plantas) e NGR (395 plantas  $\leq n \leq 725$  plantas), nessa ordem (Tabela 4). Graficamente, foi possível visualizar as diferenças de tamanho de amostra (número de plantas) necessário para a estimação do coeficiente de variação de AP (menor tamanho de amostra) e NGR (maior

tamanho de amostra), no híbrido triplo DKB566 da safra 2008/09, com  $AIC_{95\%}$  máximas de 5% (maior precisão) e 35% (menor precisão) (Figuras 2A e 2B).

Para condições nas quais é desejado estimar o coeficiente de variação dos 12 caracteres com  $AIC_{95\%}$  máxima de 5%, seria necessária a mensuração de 670, 585 e 410 plantas, respectivamente, nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2008/09 e 540, 645 e 725 plantas, respectivamente, para a estimação do CV nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2009/10 (Tabela 4). Assim, independentemente do híbrido, da safra e do caractere mensurado, seria recomendado a mensuração de 725 plantas para a estimação do CV, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 5%. Já a mensuração de 200, 95, 55, 35, 30 e 20 plantas, seria suficiente para a estimação do CV com  $AIC_{95\%}$  máximas de, respectivamente, 10%, 15%, 20%, 25%, 30% e 35%, independentemente do híbrido, da safra e do caractere mensurado.

Comparativamente, para um mesmo nível de precisão (por exemplo,  $AIC_{95\%}$  de 5%), em apenas dois, quatro e um dos 12 caracteres mensurados, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2008/09 e, em dois, três e três dos 12 caracteres mensurados, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2009/10, o tamanho de amostra (número de plantas) necessário para a estimação do CV (Tabela 4) foi superior ao requerido para a estimação da média (Tabela 3). Nos demais caracteres, tamanhos de amostra superiores foram requeridos para a estimação da média, em relação ao CV. Ainda, os tamanhos de amostra de 325, 150, 80, 60, 35 e 30 plantas, que seriam suficientes para a estimação da média em qualquer híbrido, safra e caractere, com  $AIC_{95\%}$  máximas de, respectivamente, 10%, 15%, 20%, 25%, 30% e 35% da média (Tabela 3), foram superiores aos tamanhos de amostra necessários para a estimação do CV, nesses mesmos níveis de precisão, que seriam de, respectivamente, 200, 95, 55, 35, 30 e 20 plantas (Tabela 4). Esses resultados indicam que, de modo geral, o correto dimensionamento do tamanho de amostra para a estimação da média garante a estimação do CV com níveis de precisão iguais ou superiores aos obtidos para a estimação da média. Ainda considerando os resultados de tamanho de amostra obtidos para a estimação do CV (em %), verificou-se que se for conduzido um experimento com cinco tratamentos e quatro repetições (20 parcelas no total) e forem avaliadas 10 plantas por parcela (200 plantas no total), pode-se estimar o coeficiente de variação amostral de cada um dos doze caracteres, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 10%, desde que os efeitos de tratamentos e de controle local sejam suprimidos nessa estimação.

### Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson

Os tamanhos de amostra (número de plantas) necessários para a estimação dos coeficientes de correlação entre os 66 pares de caracteres nos híbridos simples, triplo e duplo conduzidos nas safras 2008/09 e 2009/10, encontram-se apresentados nas tabelas 5, 6, 7 e 8, para  $AIC_{95\%}$  menores ou iguais a 0,15, 0,25, 0,35 e 0,45, respectivamente. Comparando os tamanhos de amostra requeridos para a estimação dos 66 coeficientes de correlação, entre os híbridos simples, triplo e duplo das safras 2008/09 e 2009/10, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,15 (Tabela 5), verificou-se que maiores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação de 16 coeficientes de correlação no híbrido simples, sete coeficientes de correlação no híbrido triplo e nove coeficientes de correlação no híbrido duplo da safra 2008/09. Já maiores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação do coeficiente de correlação entre 7, 17 e 6 pares de caracteres, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2009/10 e, em quatro pares de caracteres, o tamanho de amostra máximo foi igual para dois ou mais casos (híbridos simples, triplo ou duplo das safras 2008/09 ou 2009/10). Por outro lado, entre os 66 pares de coeficientes estimados, o menor tamanho de amostra foi verificado em 14 coeficientes de correlação estimados no híbrido duplo da safra 2008/09 e, em 23 coeficientes de correlação estimados no híbrido simples da safra 2009/10.

Constatou-se que o tamanho de amostra necessário para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, com  $AIC_{95\%}$  menor ou igual a 0,15, apresentou elevada variabilidade entre os 66 pares de caracteres mensurados nos híbridos simples (10 plantas  $\leq n \leq 890$  plantas), triplo (10 plantas  $\leq n \leq 990$  plantas) e duplo (10 plantas  $\leq n \leq 800$  plantas) da safra 2008/09 e também nos híbridos simples (10 plantas  $\leq n > 1.000$  plantas), triplo (10 plantas  $\leq n \leq 825$  plantas) e duplo (10 plantas  $\leq n \leq 880$  plantas) da safra 2009/10 (Tabela 5). Os maiores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação do coeficiente de correlação entre os caracteres NF e CE (445 plantas  $\leq n \leq 935$  plantas), NF e MCG (575 plantas  $\leq n \leq 775$  plantas), AP e DS (565 plantas  $\leq n \leq 800$  plantas), MCG e NGR (625 plantas  $\leq n \leq 845$  plantas), AIE e DS (565 plantas  $\leq n \leq 990$  plantas), DS e CGR (590 plantas  $\leq n \leq 880$  plantas) e entre MCG e CGR (585 plantas  $\leq n > 1.000$  plantas) (Tabela 5). Esses pares de caracteres apresentaram coeficientes de correlação de baixa magnitude nos híbridos simples, triplo e duplo avaliados nas safras 2008/09 e 2009/10 ( $-0,20 \leq r \leq 0,43$ ) (Tabela 2).

Menores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação do coeficiente de correlação entre caracteres com maiores magnitudes de correlação, como por exemplo, entre PE e DE (40 plantas  $\leq n \leq 100$  plantas), DE e PROD (45 plantas  $\leq n \leq 100$  plantas), PE e CE

(25 plantas  $\leq n \leq$  120 plantas) e entre CE e PROD (30 plantas  $\leq n \leq$  145 plantas) (Tabela 5), que apresentaram coeficientes de correlação no intervalo de  $0,77 \leq r \leq 0,92$  (Tabela 2). Tamanhos de amostra ainda menores foram obtidos para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre os caracteres PE e NGR (15 plantas  $\leq n \leq$  45 plantas), NGR e PROD (10 plantas  $\leq n \leq$  30 plantas) e, entre PE e PROD, sendo que para esse último par de caracteres, 10 plantas foram suficientes para a estimação da correlação, com  $AIC_{95\%}$  menor ou igual a 0,15, independentemente do híbrido e da safra (Tabela 5). Esses pares de caracteres apresentaram os maiores escores de correlação, sendo a correlação entre PE e NGR ( $0,90 \leq r \leq 0,95$ ), NGR e PROD ( $0,91 \leq r \leq 0,95$ ) e entre PE e PROD ( $0,99 \leq r \leq 1,00$ ) (Tabela 2) de elevada magnitude. Dessa forma, pode-se destacar que quanto maior for a intensidade de associação entre dois caracteres, menor será o tamanho de amostra necessário para a estimação dessa correlação para determinado nível de precisão e vice-versa. Essa relação pode ser visualizada graficamente nos dois pares de caracteres apresentados para o híbrido triplo DKB566 da safra 2008/09 (Figuras 3A e 3B). Pode-se constatar que o coeficiente de correlação linear de Pearson entre PE e PROD desse híbrido foi de elevada magnitude ( $r = 1,00$ ) (Tabela 2) e a mensuração de 10 plantas foi suficiente para a estimação do coeficiente de correlação entre PE e PROD, com  $AIC_{95\%}$  menor ou igual a 0,15 (Figura 3A e Tabela 5). Por outro lado, a correlação entre AIE e DS foi de baixa magnitude ( $r = 0,16$ ) (Tabela 2) e para a estimação do coeficiente de correlação entre AIE e DS, com o mesmo nível de precisão ( $AIC_{95\%}$  menor ou igual a 0,15), seria necessária a mensuração de 990 plantas (Figura 3B e Tabela 5).

Para condições nas quais é desejado estimar o coeficiente de correlação linear de Pearson de cada um dos 66 pares de caracteres com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, seria necessária a mensuração de 320, 365 e 295 plantas, respectivamente, nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2008/09 e, 375, 315 e 310 plantas, respectivamente, nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2009/10 (Tabela 6). Assim, independentemente do híbrido, da safra e do par de caracteres, seria recomendada a mensuração de 375 plantas, para a estimação do coeficiente de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25. Para a estimação do coeficiente de correlação de cada um dos 66 pares de caracteres com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,35, seria necessária a mensuração de 165, 195 e 155 plantas, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2008/09 e 190, 165 e 160 plantas, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2009/10 (Tabela 7). Já a mensuração de 100, 110 e 100 plantas, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2008/09 e 120, 100 e 100 plantas, respectivamente, nos híbridos simples, triplo

e duplo da safra 2009/10, seria suficiente para a estimação do coeficiente de correlação de cada um dos 66 pares de caracteres, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45 (Tabela 8).

Por fim, destaca-se que independentemente do híbrido, da safra e do caractere avaliado, 375 plantas foram suficientes para a estimação da média e do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 10% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25. Já a mensuração de 120 plantas foi suficiente para a estimação da média com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20% da média, para a estimação do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45, independentemente do híbrido, da safra e do caractere avaliado. Dessa forma, se for conduzido um experimento com cinco tratamentos e quatro repetições (20 parcelas no total) e forem avaliadas seis plantas por parcela (120 plantas no total), pode-se estimar a média geral de cada caractere com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20%, o CV amostral de cada caractere com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% e, o coeficiente de correlação de cada par de caracteres com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45, desde que os efeitos de tratamentos e de controle local sejam suprimidos nessa estimação.

## Discussão

### Estatísticas descritivas e coeficientes de correlação

Os valores médios dos caracteres AP, AIE, CE, DE, DS, PE, PROD, PS e NGR, foram inferiores e os valores médios de MCG, NF e CGR foram similares aos obtidos por Storck et al. (2007) em híbridos simples, triplo e duplo de milho. No entanto, os valores médios de AP e AIE estão dentro dos valores mínimos e máximos observados por Conceição et al. (1993) para onze cultivares de milho. Ainda, os valores médios de PS ( $15,24 \text{ g} \leq \text{PS} \leq 28,23 \text{ g}$ ) (Tabela 1) foram semelhantes aos descritos por Silva et al. (1998) ( $18,60 \text{ g} \leq \text{PS} \leq 20,40 \text{ g}$ ) e os valores de NGR ( $336,22 \leq \text{NGR} \leq 466,34$ ) superaram parcialmente, os valores descritos por Silva et al. (1998), para casos de amostragem aleatória ( $\text{NGR} = 334$  grãos) e não-aleatória ( $\text{NGR} = 345$  grãos) e, os valores descritos por Conceição et al. (1993) para cultivares de milho ( $327,00 \leq \text{NGR} \leq 408,00$ ). Os valores médios de CE ( $14,67 \text{ cm} \leq \text{CE} \leq 16,56 \text{ cm}$ ), DE ( $39,05 \text{ mm} \leq \text{DE} \leq 48,10 \text{ mm}$ ), MCG ( $25,51 \text{ g} \leq \text{MCG} \leq 34,28 \text{ g}$ ) e de PROD ( $86,37 \text{ g} \leq \text{PROD} \leq 153,25 \text{ g}$ ) entre híbridos e safras, foram similares aos valores médios descritos por Martin et al. (2005b), para diferentes bases genéticas e ambientes de, respectivamente, CE = 14,67 cm, DE = 42,70 mm, MCG = 32,85 g e PROD = 134,59 g. Verificou-se ainda que as

médias entre híbridos e safras, dos caracteres AP, AIE e CE foram inferiores em relação às obtidas por Modolo et al. (2013) para o híbrido DKB 240, cultivado sobre diferentes manejos de palhada e métodos de semeadura. Já as médias de DE foram similares e as médias de NF superaram as verificadas por Modolo et al. (2013). Assim, de um modo geral, os valores médios dos caracteres avaliados nos híbridos e safras estão de acordo com os valores descritos na literatura.

Os valores de coeficiente de variação associados à mensuração de AP ( $6,80\% \leq CV \leq 9,53\%$ ) e de AIE ( $11,46\% \leq CV \leq 15,48\%$ ), foram similares aos descritos por Conceição et al. (1993), de respectivamente, 6,60% e 9,90%. Esses coeficientes de variação também foram próximos aos descritos por Silva et al. (1993) de, respectivamente, 7,60% e 8,40% e, aos descritos por Cargnelutti Filho e Guadagnin (2011), que verificaram CV entre 3,93% e 8,32% para AP e, entre 5,02% e 12,35% para AIE sendo, no entanto, inferiores aos obtidos por Silva et al. (1997). Já os valores de CV verificados para os caracteres PE, NF, CE, DE, DS, NGR e CGR foram superiores e os valores de CV de MCG e PS foram similares aos obtidos por Storck et al. (2007), para híbridos simples, triplo e duplo de milho. Os valores médios de coeficiente de variação para PROD ( $31,86\% \leq CV \leq 46,91\%$ ) estiveram contidos dentro dos limites máximos obtidos por Martin et al. (2005b) para uma variedade e três híbridos de milho ( $29,00\% \leq CV \leq 61,80\%$ ) e os valores de CV de MCG ( $12,12\% \leq CV \leq 17,11\%$ ) também estão de acordo com os obtidos por Martin et al. (2005b) ( $3,34\% \leq CV \leq 22,23\%$ ).

Os coeficientes de correlação linear de Pearson (r) apresentaram elevada magnitude de variação entre os pares de caracteres avaliados, sendo que essa variabilidade entre pares de caracteres foi descrita em milho por Cargnelutti Filho et al. (2010), com base nos dados dos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2008/09. Além disso, variabilidade da intensidade de coeficientes de correlação linear de Pearson entre pares de caracteres também foram descritos na cultura de crambe (Cargnelutti Filho et al., 2011a) e de mamoneira (Cargnelutti Filho et al., 2012a).

#### Tamanho de amostra para a estimação da média

Verificou-se que o tamanho de amostra necessário para a estimação da média apresentou variabilidade entre híbridos, safras e caracteres mensurados. Esses resultados estão de acordo com os obtidos por Martin et al. (2005b), que observaram interferência da base genética, do ambiente e do caractere mensurado, na determinação do tamanho de amostra. Os autores recomendaram a mensuração de 24 espigas por parcela em seis repetições (144

espigas no total), para a estimação da média de CE, DE, MCG e PROD, com semiamplitude do intervalo de confiança de 95% de, no máximo, 10% da média, o que corresponde a  $AIC_{95\%}$  máxima de 20% da média. No presente estudo, a mensuração de 30, 10, 15 e 80 plantas seria suficiente para a estimação de, respectivamente, CE, DE, MCG e PROD com o mesmo nível de precisão, independentemente do híbrido e da safra (Tabela 3).

Em estudo realizado por Storck et al. (2007), também foi verificada variabilidade de tamanho de amostra entre híbridos e caracteres mensurados. Os autores destacaram que a variabilidade genética entre híbridos simples, triplo e duplo, não interfere diretamente no tamanho de amostra, visto que para alguns caracteres, há necessidade de uso de maiores tamanhos de amostra em híbridos simples, para outros em híbridos triplos e para outros em híbridos duplos. Ainda de acordo com os autores, a mensuração de 21 espigas por parcela (63 espigas no total) foi suficiente para a estimação da média dos caracteres PE, PROD, PS e MCG, com semiamplitude do intervalo de confiança de 95% de, no máximo, 5% da média, o que corresponde a  $AIC_{95\%}$  máxima de 10% da média. Ainda segundo Storck et al. (2007), 13 espigas por parcela (39 espigas no total) foram suficientes para a estimação da média de NGR e NF e, oito espigas por parcela (24 espigas no total) foram suficientes para a estimação da média de CE, CGR, DE e DS, nesse mesmo nível de precisão. Esses valores de tamanho de amostra foram inferiores aos obtidos no presente estudo para a maioria dos caracteres mensurados (Tabela 3), o que pode ser explicado, ao menos parcialmente, devido aos maiores escores de médias e aos menores escores de coeficiente de variação verificados por Storck et al. (2007).

No presente estudo, verificou-se que a mensuração de 10 e 20 plantas, respectivamente, foi suficiente para a estimação da média de AP e AIE, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% da média, concordando com os resultados obtidos por Catapatti et al. (2008), que recomendaram o uso de 20 plantas (5 plantas por parcela  $\times$  4 repetições) para a mensuração de AP e AIE em milho pipoca. Esses resultados foram concordantes também com os descritos por Silva et al. (1997), que verificaram que para a estimação da média de AP e AIE em milho, foi necessário a mensuração de ao menos cinco plantas por parcela (25 plantas no total). Já Silva et al. (1993) verificaram que a mensuração de oito plantas por parcela (40 plantas no total) seria suficiente para a estimação da média de AP e AIE e, Conceição et al. (1993) recomendaram a mensuração de ao menos 10 plantas por parcela (50 plantas no total) para a estimação da média desses dois caracteres em cultivares de milho. De acordo com Modolo et al. (2013), a mensuração de seis plantas por parcela (24 plantas no total) foi suficiente para a estimação de AP e AIE com semiamplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 10% da

média e a mensuração de cinco plantas por parcela (20 plantas no total) foi suficiente para a estimação da média de CE, DE e NF, no mesmo nível de precisão. Esses resultados foram similares aos obtidos no presente estudo para AP, AIE, CE, DE e NF, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20% da média. Ainda de acordo com Modolo et al. (2013), o tipo de manejo da palhada e o método de semeadura não interferiram no tamanho de amostra, mas o tamanho de amostra diferiu entre caracteres de plantas e de espigas de milho.

Considerando a amostragem aleatória e não-aleatória, em experimentos de milho com cinco repetições, Silva et al. (1998) constataram a necessidade de mensuração de ao menos 11 plantas por parcela (55 plantas no total), para a estimação da média do número de grãos por espiga (NGR), do peso de sabugo (PS) e do comprimento do sabugo. Os valores recomendados por Silva et al. (1998) foram similares aos obtidos no presente estudo para a estimação da média de NGR (35 plantas  $\leq n \leq 75$  plantas) e de PS (35 plantas  $\leq n \leq 70$  plantas) entre híbridos e safras, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20% da média (Tabela 3). Avaliando progênies oriundas de populações sintéticas de milho, Vasić et al. (2003) verificaram que amostras de 100 progênies avaliadas em mais de um ambiente, foram suficientes para a estimação precisa da média e da variabilidade de PROD e de umidade de grãos. Para a estimação da umidade de grãos em parcelas de milho, Henry et al. (1942) recomendaram a mensuração de 3 a 20 espigas por parcela, dependendo do número de repetições e de variedades consideradas. Já para o acompanhamento da redução da taxa de umidade em espigas de milho, Magari et al. (1996) recomendaram a mensuração de 20 a 24 plantas de milho, provenientes de quatro repetições.

Segundo Wolkowski et al. (1988), a mensuração de 10 a 15 plantas por parcela contribuiu para a redução do coeficiente de variação associado à mensuração da massa seca de milho. Na seleção de progênies de milho, Resende e Souza Júnior (1997) recomendaram a mensuração de 60 plantas em solos de cerrado e 45 plantas em solos férteis, para a avaliação do aumento do progresso esperado com a seleção do caractere PE. Esses tamanhos de amostra foram similares aos verificados no presente estudo, para a estimação da média de PE entre híbridos e safras, com  $AIC_{95\%}$  de 20% (40 plantas  $\leq n \leq 80$  plantas) e de 25% (25 plantas  $\leq n \leq 55$  plantas) da média (Tabela 3). Já para os caracteres AP e AIE, Resende e Souza Júnior (1997) recomendaram a mensuração de nove plantas em solos de cerrado e de 15 plantas em solos férteis.

Para estimar a concentração média de aflotoxinas B<sub>1</sub> em espigas de milho, Brera et al. (2010) recomendaram a mensuração de 248 e 674 espigas, para estimação da média com semiamplitude do intervalo de confiança de 95% de, no máximo, 50% e 30% da média,

respectivamente. Já para a estimação do teor de clorofila em folhas de milho por meio do índice SPAD, Costa et al. (2003) recomendaram a mensuração de 15 a 20 plantas, com uma única leitura por folha, independentemente do híbrido avaliado, sendo necessário maior tamanho de amostra em tratamentos com baixa aplicação de nitrogênio. Segundo Lang (2004), para o monitoramento do impacto do milho transgênico Bt sobre espécies e abundância de borboletas, foi necessária a avaliação de 75 a 150 pontos nas margens dos campos de produção, para monitoramento em lavouras com milho transgênico e em lavouras com cultivares convencionais. Para a avaliação do dano causado pelo caruncho em espigas de milho, Nagai et al. (1986) verificaram variabilidade do tamanho de amostra entre híbridos resistentes e suscetíveis. Os autores destacaram que para a estimação da média de dano, com erro padrão de 10% da média, o tamanho de amostra variou de 70 a 450 espigas, dependendo da cultivar e do método de dimensionamento amostral. Por outro lado, Rosa et al. (2002) verificaram que o tamanho de amostra não interferiu nas estimativas de PE, PS, PROD, germinação e vigor de um híbrido simples de milho.

#### Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de variação

Segundo Banik et al. (2012), o estabelecimento da distribuição do coeficiente de variação amostral é dificultada quando a distribuição populacional é não-normal. Os autores destacaram que vários métodos de construção de intervalos de confiança para CV foram descritos recentemente na literatura. Ainda de acordo com os autores, o método de reamostragem *bootstrap* não requer o conhecimento sobre suposições da população, podendo ser aplicado numa variedade de situações, com o uso de 1.000 a 2.000 reamostras. Os autores compararam diversos testes para o coeficiente de variação populacional em condições de normalidade e de não-normalidade, para tamanhos de amostra de  $n = 10, 20, 30, 50, 100$  e  $200$  observações e, verificaram que os testes são distorcidos devido ao tamanho de amostra utilizado, especialmente quando  $n \leq 50$  observações. Métodos de estimação de intervalos de confiança para o coeficiente de variação populacional também foram comparados entre si por Banik e Kibria (2011). A utilização de intervalos de confiança para o coeficiente de variação também foi discutida por Panichkitkosolkul (2009), comparando métodos em cenários para diferentes níveis de CV e tamanhos de amostra.

No presente estudo, verificou-se que para uma mesma precisão (por exemplo,  $AIC_{95\%}$  de 10%), maiores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação do CV de caracteres com maiores escores de CV (PS, PE, PROD e NGR - Tabela 4) e menores

tamanhos de amostra foram necessários para a construção de intervalos de confiança de caracteres com menores escores de CV. Em estudo desenvolvido por Kelley (2007), foram descritos os tamanhos de amostra necessários para a estimação de intervalos de confiança do CV para cenários de CV variando de 5% a 50% e para  $AIC_{90\%}$ ,  $AIC_{95\%}$  e  $AIC_{99\%}$ , máximas de 1% a 25%. O autor verificou que maiores tamanhos de amostra foram requeridos para a estimação do CV, nos casos de elevados escores de CV e de reduzidas AIC. Assim, de acordo com o autor, para a estimação do CV com  $AIC_{95\%}$  máxima de 5%, foram necessários tamanhos de amostra de 37 e 656 observações, respectivamente, para escores de CV de 10% e 40%. Já para  $AIC_{95\%}$  máxima de 20%, o tamanho de amostra reduziu para 6 e 47 observações, respectivamente, para escores de CV de 10% e 40%. No presente estudo, por exemplo, o caractere PROD apresentou  $CV = 38,18\%$  no híbrido simples da safra 2009/10 (Tabela 1) e os tamanhos de amostra necessários para a estimação do CV com  $AIC_{95\%}$  máximas de 5% e 20% foram de, respectivamente, 540 e 40 plantas (Tabela 4). Para escore de CV de 40%, Kelley (2007) indicou tamanhos de amostra de 656 e 47 observações, para a estimação do CV com  $AIC_{95\%}$  máximas de 5% e 20%. Assim, constatou-se que de modo geral, os tamanhos de amostra obtidos neste trabalho para a estimação do CV foram concordantes com os descritos por Kelley (2007), considerando as magnitudes do CV e as amplitudes máximas estabelecidas.

Destaca-se que a média do coeficiente de variação entre as 1.000 reamostras realizadas não reduziu, com o aumento do tamanho de amostra planejado (Figuras 2A e 2B), sendo que apenas a variabilidade em torno do valor médio de CV reduziu com o aumento do tamanho de amostra. Dessa forma, o aumento do tamanho de amostra não reduziu os valores médios de CV entre plantas, estando de acordo com o estudo desenvolvido por Rosa et al. (2002), que verificaram que os coeficientes de variação permaneceram uniformes, independentemente do tamanho de amostra planejado ( $n = 4$  a 20 espigas). No entanto, esses resultados foram distintos dos verificados por Palomino et al. (2000), que constataram redução do coeficiente de variação experimental da produção de espigas, de 22,20% para 8,80%, respectivamente, para tamanhos de amostra de 5 e 135 plantas por parcela. Redução de escores de CV com o aumento do tamanho de amostra também foram verificados por Conceição et al. (1993) e por Silva et al. (1993), para a mensuração de AP, AIE e número de ramificações por pendão e, por Silva et al. (1998) para os caracteres NGR, PS e comprimento de sabugo, em cultivares de milho. Em experimento conduzido por Silva et al. (1997), também foram constatadas reduções do CV dos caracteres AP e AIE com o aumento do tamanho de amostra. No entanto, os autores destacaram que as diferenças de CV entre os tamanhos de amostra planejados

foram pequenas e que em alguns casos, o aumento do tamanho de amostra resultou em acréscimos de CV. Em caracteres de milho pipoca, Catapatti et al. (2008) verificaram que a utilização de tamanhos de amostra entre 5 e 25 plantas por parcela não alterou a precisão experimental. Destaca-se que para cada tamanho de amostra planejado no presente estudo, foi obtido o coeficiente de variação amostral entre plantas, sem considerar qualquer delineamento experimental, enquanto que em diversos dos estudos acima mencionados foi obtido o coeficiente de variação experimental entre parcelas, considerando efeitos de tratamentos e de repetições na estimação do CV para um determinado delineamento experimental. Essas diferenças metodológicas podem explicar os diferentes padrões de resposta do CV de acordo com o aumento ou a redução do tamanho de amostra.

#### Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson

Verificou-se elevada variabilidade entre os 66 pares de caracteres, quanto ao tamanho de amostra necessário para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson. Além disso, foi constatado que maiores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação dos coeficientes de correlação entre caracteres fracamente correlacionados e menores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação de coeficientes de correlação entre caracteres altamente correlacionados. Em estudo desenvolvido por Cargnelutti Filho et al. (2010), com base em 91 pares de caracteres, dos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2008/09, também foi constatado que o tamanho de amostra (número de plantas) aumentou na direção de pares de caracteres com menor intensidade de relação linear, independentemente do tipo de híbrido. Ainda de acordo com os autores, houve elevada variabilidade de intensidade de correlação entre os pares de caracteres ( $0,06 \leq r \leq 1,00$ ) e, para a estimação de 91 pares de caracteres, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,30, foram necessárias 252 plantas. No presente estudo, independentemente do híbrido, da safra e do par de caracteres, foram necessárias 375 e 195 plantas, respectivamente, para a estimação dos 66 pares de caracteres com  $AIC_{95\%}$  máximas de 0,25 e 0,35 (Tabelas 6 e 7). Logo, verificou-se que o tamanho de amostra obtido por Cargnelutti Filho et al. (2010) para  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,30 é intermediário ao obtido no presente estudo para  $AIC_{95\%}$  máximas de 0,25 e 0,35.

Na cultura de crambe, Cargnelutti Filho et al. (2011a) dimensionaram o tamanho de amostra necessário para a estimação de coeficientes de correlação lineares de Pearson para 210 pares de caracteres, com  $AIC_{95\%}$  máximas de 0,15, 0,20, 0,25, 0,30, 0,35 e 0,40. Os autores constataram elevada variabilidade da intensidade de correlação entre os 210 pares de

caracteres ( $0,116 \leq r \leq 0,974$ ). Ainda, para a estimação de coeficientes de correlação, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,15, o tamanho de amostra (número de plantas) oscilou entre 8 e 665 plantas, de acordo com o par de caracteres considerado. Segundo os autores, para um mesmo nível de precisão, houve aumento do tamanho de amostra (número de plantas) com o decréscimo da magnitude da associação linear entre caracteres. Os autores também destacaram que possíveis divergências em publicações científicas, em relação à magnitude e ao sentido das correlações, poderiam ser resultado da insuficiência amostral, especialmente em caracteres fracamente correlacionados. Já em 210 pares de caracteres de dois híbridos de mamoneira, Cargnelutti Filho et al. (2012a) constaram que 96 plantas foram suficientes para a estimação dos coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,52. Os autores também verificaram que para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson com  $AIC_{95\%}$  de 0,20, o tamanho de amostra (número de plantas) oscilou entre 10 e 661 plantas, dependendo do par de caracteres mensurados, sendo que maiores tamanhos de amostra foram necessários para a estimação de coeficientes de correlação entre caracteres fracamente correlacionados.

Estudos sobre o dimensionamento amostral para coeficientes de correlação de Pearson, de Kendall e de Spearman foram desenvolvidos por Bonett e Wright (2000), que também verificaram redução do tamanho de amostra com o aumento da intensidade da correlação e com o aumento da amplitude do intervalo de confiança, concordando com os resultados do presente estudo. Segundo os autores, para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, por meio do intervalo de confiança de Fischer, com  $AIC_{95\%}$  de 0,10, foi necessário tamanho de amostra de  $n = 1.507$  e  $n = 63$  observações, respectivamente, para coeficientes de correlação de baixa ( $r = 0,10$ ) e de elevada magnitude ( $r = 0,90$ ). Os tamanhos de amostra de  $n = 168$  e  $n = 13$  observações seriam suficientes para a estimação desses mesmos coeficientes com  $AIC_{95\%}$  igual a 0,30. A redução do tamanho de amostra necessário para a estimação de intervalos de confiança do coeficiente de correlação linear de Pearson, com o aumento da magnitude de correlação e com o aumento da amplitude do intervalo de confiança também foi descrita por Shieh (2006). Ainda, a utilização de tamanhos de amostra maiores reduziu o viés e a raiz do quadrado médio do erro associado ao coeficiente de correlação linear de Pearson (Shieh, 2010). O autor constatou que maiores escores da raiz do quadrado médio do erro estão associados a coeficientes de correlação de pequena magnitude e pequenos escores de raiz do quadrado médio do erro estão associados a coeficientes de correlação de elevada magnitude, tanto positivos como negativos.

## Conclusões

Para a estimação da média, do coeficiente de variação e do coeficiente de correlação, o tamanho de amostra varia entre híbridos, safras e entre caracteres ou pares de caracteres avaliados.

Maior tamanho de amostra é necessário para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres fracamente correlacionados e, menor tamanho de amostra é necessário para a estimação do coeficiente de correlação entre caracteres altamente correlacionados.

Independentemente do híbrido, da safra e do caractere avaliado, 375 plantas são suficientes para a estimação da média e do coeficiente de variação com amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) máxima de 10% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25.

A mensuração de 120 plantas é suficiente para a estimação da média com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20% da média, para a estimação do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45, independentemente do híbrido, da safra e do caractere avaliado.

## Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelas bolsas concedidas. Aos bolsistas e voluntários pelo auxílio na condução experimental e coleta dos dados.

## Referências

- Alves, S.M. de F., Seraphin, J.C., Zimmermann, F.J.P., Silva, A.E. da., 2000. Tamanho de parcela para ensaios de milho verde. *Rev. Agric.* 75, 235–246.
- Assis, J.P. de, Silva, P.S.L., 1999. Tamanho e forma ideais da unidade experimental em ensaio com milho. *Agropecuária Técnica* 20, 42–50.
- Banik, S., Kibria, B.M.G., 2011. Estimating the population coefficient of variation by confidence intervals. *Commun. Stat. - Simul. Comput.* 40, 1236–1261. doi:10.1080/03610918.2011.568151

- Banik, S., Kibria, B.M.G., Sharma, D., 2012. Testing the population coefficient of variation. *J. Mod. Appl. Stat. Methods* 11, 325–335.
- Bonett, D.G., Wright, T.A., 2000. Sample size requirements for estimating Pearson, Kendall and Spearman correlations. *Psychometrika* 65, 23–28.
- Brera, C., De Santis, B., Prantera, E., Debegnach, F., Pannunzi, E., Fasano, F., Berdini, C., Slate, A.B., Miraglia, M., Whitaker, T.B., 2010. Effect of sample size in the evaluation of “in-field” sampling plans for aflatoxin B<sub>1</sub> determination in corn. *J. Agric. Food Chem.* 58, 8481–8489. doi:10.1021/jf1018356
- Cargnelutti Filho, A., Guadagnin, J.P., 2011. Planejamento experimental em milho. *Rev. Ciência Agronômica* 42, 1009–1016. doi:10.1590/S1806-66902011000400025
- Cargnelutti Filho, A., Lopes, S.J., Brum, B., Toebe, M., Silveira, T.R. da, Casarotto, G., 2012a. Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de mamoneira. *Semin. Ciências Agrárias* 33, 953–962. doi:10.5433/1679-0359.2012v33n3p953
- Cargnelutti Filho, A., Lopes, S.J., Toebe, M., Silveira, T.R. da, Schwantes, I.A., 2011a. Tamanho de amostra para estimação do coeficiente de correlação de Pearson entre caracteres de *Crambe abyssinica*. *Rev. Ciência Agronômica* 42, 149–158. doi:10.1590/S1806-66902011000100019
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Burin, C., Casarotto, G., Fick, A.L., 2011b. Tamanho ótimo de parcela em milho com comparação de dois métodos. *Ciência Rural* 41, 1890–1898. doi:10.1590/S0103-84782011001100007
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Burin, C., Casarotto, G., Lúcio, A.D., 2011c. Métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de híbridos de milho simples, triplo e duplo. *Ciência Rural* 41, 1509–1516. doi:10.1590/S0103-84782011000900004
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Burin, C., Fick, A.L., Alves, B.M., Facco, G., 2012b. Tamanho de amostra para a estimação da média do comprimento, diâmetro e massa de sementes de feijão de porco e mucuna cinza. *Ciência Rural* 42, 1541–1544. doi:10.1590/S0103-84782012005000057
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Burin, C., Silveira, T.R. da, Casarotto, G., 2010. Tamanho de amostra para estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de milho. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 45, 1363–1371. doi:10.1590/S0100-204X2010001200005

- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Facco, G., Santos, G.O. dos, Alves, B.M., Bolzan, A., 2013a. Sample size for estimation of the plastochron in pigeonpea. *Eur. J. Agron.* 48, 12–18. doi:10.1016/j.eja.2013.02.003
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Lopes, S.J., 2013b. Número de folhas e de plantas para estimação da média do índice SPAD em crambe. *Biosci. J.* 29, 1084–1091.
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Sturza, V.S., Bolzan, A., Silveira, T.R. da, Dequech, S.T.B., 2012c. Tamanho de amostra para a estimação da média de duração dos períodos larval, pupal e larval mais pupal de *Microtheca* spp. por bootstrap. *Ciência Rural* 42, 13–16. doi:10.1590/S0103-84782012000100003
- Catapatti, T.R., Gonçalves, M.C., Silva Neto, M.R., Sobroza, R., 2008. Tamanho de amostra e número de repetições para avaliação de caracteres agronômicos em milho-pipoca. *Ciência e Agrotecnologia* 32, 855–862. doi:10.1590/S1413-70542008000300023
- Chaves, L.J., Miranda Filho, J.B. de, 1992. Plot size for progeny selection in maize (*Zea mays* L.). *Theor. Appl. Genet.* 84, 963–970.
- Conceição, M.M. da, Silva, P.S.L. e, Machado, A. de A., 1993. Efeitos de bordadura e amostragem em experimento de híbrido de milho. *Rev. Ciência Agronômica* 24, 63–69.
- Costa, C., Frigon, D., Dutilleul, P., Dwyer, L.M., Pillar, V.D., Stewart, D.W., Smith, D.L., 2003. Sample size determination for chlorophyll meter readings on maize hybrids with a broad range of canopy types. *J. Plant Nutr.* 26, 1117–1130. doi:10.1081/PLN-120020079
- Duvick, D.N., 2005. The contribution of breeding to yield advances in maize (*Zea mays* L.). *Adv. Agron.* 86, 83–145. doi:10.1016/S0065-2113(05)86002-X
- Fancelli, A.L., Dourado Neto, D., 2004. *Produção de milho*, 2nd ed. Agropecuária, Guaíba.
- FAO, 2014. *FAO - Food and Agriculture Organization of the United Nations*. <http://statistics.amis-outlook.org/data/index.html> (accessed 4.9.14).
- Ferreira, D.F., 2009. *Estatística básica*, 2nd ed. UFLA, Lavras.
- Henry, G.F., Down, E.E., Baten, W.D., 1942. An adequate sample of corn plots with reference to moisture and shelling percentages. *Agron. J.* 34, 777–781. doi:10.2134/agronj1942.00021962003400090001x
- Kelley, K., 2007. Sample size planning for the coefficient of variation from the accuracy in parameter estimation approach. *Behav. Res. Methods* 39, 755–766.
- Lang, A., 2004. Monitoring the impact of Bt maize on butterflies in the field: estimation of required sample sizes. *Environ. Biosafety Res.* 3, 55–66. doi:10.1051/ebr:2003018

- Leite, M.S. de O., Peternelli, L.A., Barbosa, M.H.P., Cecon, P.R., Cruz, C.D., 2009. Sample size for full-sib family evaluation in sugarcane. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 44, 1562–1574. doi:10.1590/S0100-204X2009001200002
- Liu, Z., Li, S., Zhang, X., Li, L., Ma, Q., An, D., Zhu, D., 2013. Environmental sample size estimation based on variety means estimation and means comparison for multi-environment trial, in: 2013 Second International Conference on Agro-Geoinformatics (Agro-Geoinformatics). IEEE, pp. 460–465. doi:10.1109/Argo-Geoinformatics.2013.6621963
- Magari, R., Kang, M.S., Zhang, Y., 1996. Sample size for evaluating field ear moisture loss rate in maize. *Maydica* 41, 19–24.
- Martin, T.N., Storck, L., Lúcio, A.D., Carvalho, M.P. de, Santos, P.M. dos, 2005a. Bases genéticas de milho e alterações no plano experimental. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 40, 35–40. doi:10.1590/S0100-204X2005000100005
- Martin, T.N., Storck, L., Lúcio, A.D., Lorentz, L.H., 2005b. Plano amostral em parcelas de milho para avaliação de atributos de espigas. *Ciência Rural* 35, 1257–1262. doi:10.1590/S0103-84782005000600005
- Modolo, A.J., Storck, L., Trogello, E., Cassol, L.C., 2013. Sample size determination for maize plants and cob traits under straw management at sowing. *Maydica* 58, 151–155.
- Nagai, V., Gomes, F.P., Rossetto, C.J., Lourenção, A.L., 1986. Amostragem para estudos de resistência de milho a *Sitophilus zeamais* motschulsky. *Bragantia* 45, 75–94. doi:10.1590/S0006-87051986000100008
- Nunes, G.H. de S., Torquato, J.E., Sales Júnior, R., Ferreira, H.A., Bezerra Neto, F., 2006. Tamanho amostral para estimar o teor de sólidos solúveis totais em talhões de melão amarelo. *Rev. Caatinga* 19, 117–122.
- Oyejola, B.A., Riley, J., Bolton, S., 1998. A study of alley-cropping data from Northern Brazil - II. A comparison of methods to estimate sample size. *Agrofor. Syst.* 41, 167–179.
- Palomino, E.C., Ramalho, M.A.P., Ferreira, D.F., 2000. Tamanho da amostra para avaliação de famílias de meios-irmãos de milho. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 35, 1433–1439. doi:10.1590/S0100-204X2000000700018
- Panichkitkosolkul, W., 2009. Improved confidence intervals for a coefficient of variation of a normal distribution. *Thail. Stat.* 7, 193–199.
- Pimentel-Gomes, F., 2009. Curso de estatística experimental, 15th ed. FEALQ, Piracicaba.

- Poultney, R., Riley, J., Webster, R., 1997. Optimizing plot size and shape for field experiments on terraces. *Exp. Agric.* 33, 51–64.
- R Development Core Team, 2014. R: a language and environment for statistical computing.
- Resende, M.D.V. de, Souza Júnior, C.L. de, 1997. Número de repetições e tamanho da parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 32, 781–788.
- Rosa, S.D.V. da, Pinho, E.V.R.V., Vieira, M. da. G.G.C., Veiga, R.D., 2002. Efeito do tamanho da amostra sobre alguns parâmetros físicos de espiga de milho e da qualidade fisiológica das sementes. *Ciência e agrotecnologia* 26, 57–65.
- Shieh, G., 2006. Exact interval estimation, power calculation, and sample size determination in normal correlation analysis. *Psychometrika* 71, 529–540. doi:10.1007/s11336-04-1221-6
- Shieh, G., 2010. Estimation of the simple correlation coefficient. *Behav. Res. Methods* 42, 906–17. doi:10.3758/BRM.42.4.906
- Silva, A.R. da, Rêgo, E.R. do, Cecon, P.R., 2011. Tamanho de amostra para caracterização morfológica de frutos de pimenteira. *Hortic. Bras.* 29, 125–129. doi:10.1590/S0102-05362011000100022
- Silva, J. da, Silva, P.S.L. e, Nunes, R. de P., 1998. Amostragem e tamanho da amostra na estimação de caracteres da espiga do milho. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 33, 1983–1988.
- Silva, P.S.L. e, Bezerra, A.R., Oliveira, F.H.T. de, Silva, K.M.B. e, 1997. Efeitos da amostragem não-aleatória e do tamanho da amostra na estimação de dois caracteres de milho. *Rev. Ceres* 44, 72–82.
- Silva, P.S.L. e, Silva, G.S., Rodrigues, M.V., Machado, A. de A., 1993. Métodos de amostragem e tamanho da amostra para alguns caracteres do milho. *Rev. Ciência Agrônômica* 24, 5–10.
- Sobrinho, F.D.S., Oliveira, J.S.E., Lopes, F.C.F., Auad, M.V., 2004. Tamanho de parcela e necessidade de bordadura em avaliações de cultivares de milho para silagem. *Rev. Bras. Milho e Sorgo* 3, 45–51.
- Storck, L., 1979. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- Storck, L., Cargnelutti Filho, A., Lopes, S.J., Toebe, M., Silveira, T.R. da, 2010. Experimental plan for single, double and triple hybrid corn. *Maydica* 55, 27–32.

- Storck, L., Lopes, S.J., Cargnelutti Filho, A., Martini, L.F.D., Carvalho, M.P. de, 2007. Sample size for single, double and three-way hybrid corn ear traits. *Sci. Agric.* 64, 30–35. doi:10.1590/S0103-90162007000100005
- Storck, L., Martin, T.N., Lúcio, A.D., Lopes, S.J., Santos, P.M. dos, Carvalho, M.P. de, 2006. Tamanho ótimo de parcela em experimentos com milho relacionado a metodologias. *Rev. Bras. Milho e Sorgo* 5, 48–57.
- Storck, L., Uitdewilligen, W.P., 1980. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L). *Agron. Sulriograndense* 16, 269–282.
- Vasić, N., Ivanović, M., Jocković, D., Peternelli, L.A., Bekavac, G., Nastasić, A., 2003. Influence of sample size on the estimate of mean value and variability for grain yield and grain moisture in synthetic populations of maize (*Zea mays* L.). *Cereal Res. Commun.* 31, 213–220.
- Wolkowski, R.P., Reisdorf, T.A., Bundy, L.G., 1988. Field plot technique comparison for estimating corn grain and dry matter yield. *Agron. J.* 80, 278–280. doi:10.2134/agronj1988.00021962008000020026x
- Xie, C., Mosjidis, J.A., 1997. Influence of sample size on precision of heritability and expected selection response in red clover. *Plant Breed.* 116, 83–88. doi:10.1111/j.1439-0523.1997.tb00980.x
- Xie, C., Mosjidis, J.A., 1999. Influence of sample size on precision of genetic correlations in red clover. *Crop Sci.* 39, 863–867. doi:10.2135/cropsci1999.0011183X003900030041x

Tabela 1 - Mínimo, média, mediana, máximo, desvio-padrão (DP), coeficiente de variação (CV, em %) e assimetria para 12 caracteres mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 de milho na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 de milho na safra 2009/10, em Santa Maria - RS - Brasil.

Estatística	Caracteres mensurados <sup>(1)</sup>											
	AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR	PROD
Híbrido simples P32R21 (n = 361 plantas) - safra 2008/09												
Mínimo	141,00	54,00	14,00	8,00	5,60	31,00	5,00	18,00	14,90	5,00	3,00	2,00
Média <sup>(2)</sup>	212,45b	96,45d	149,26b	16,39a	14,67d	48,10a	17,81d	25,99b	34,28a	377,39d	11,05a	131,44c
Mediana	215,00	98,00	152,00	16,00	14,80	49,00	17,00	26,00	34,91	394,55	11,50	135,00
Máximo	245,00	132,00	306,00	20,00	21,10	56,00	36,00	32,00	45,49	673,00	14,00	276,00
DP	15,93	12,56	59,26	2,11	2,98	4,14	5,30	2,22	4,84	144,11	1,73	55,84
CV(%)	7,50	13,02	39,70	12,87	20,31	8,60	29,74	8,54	14,13	38,19	15,63	42,48
Assimetria <sup>(3)</sup>	-0,89*	-0,47*	-0,03 <sup>ns</sup>	-0,71*	-0,42*	-1,18*	0,51*	-0,24 <sup>ns</sup>	-0,61*	-0,29*	-1,19*	-0,08 <sup>ns</sup>
Híbrido triplo DKB566 (n = 373 plantas) - safra 2008/09												
Mínimo	150,00	68,00	15,00	8,00	5,00	30,00	4,00	18,00	16,57	6,00	3,50	2,00
Média	212,60b	109,57b	168,49a	14,43c	15,78b	46,44b	15,24e	23,95d	32,73b	466,34a	11,25a	153,25a
Mediana	215,00	110,00	170,00	14,00	16,20	47,00	15,00	24,00	32,80	484,29	11,50	155,00
Máximo	255,00	144,00	298,00	18,00	22,60	55,00	29,00	31,00	44,65	768,00	14,00	273,00
DP	17,37	14,14	57,86	1,80	2,63	4,02	4,48	2,12	5,22	144,00	1,50	54,45
CV(%)	8,17	12,91	34,34	12,51	16,70	8,67	29,39	8,87	15,96	30,88	13,34	35,53
Assimetria	-0,65*	-0,38*	-0,34*	-0,22 <sup>ns</sup>	-0,84*	-1,03*	0,20 <sup>ns</sup>	0,05 <sup>ns</sup>	-0,23 <sup>ns</sup>	-0,85*	-1,48*	-0,42*
Híbrido duplo DKB747 (n = 416 plantas) - safra 2008/09												
Mínimo	135,00	45,00	23,00	10,00	5,50	31,00	6,00	18,00	16,99	30,00	3,50	10,00
Média	209,27c	110,49b	173,08a	13,99de	16,56a	45,56c	28,23a	27,50a	34,02a	422,23bc	9,03d	144,85b
Mediana	210,00	110,50	177,50	14,00	17,10	46,00	28,00	28,00	34,13	440,60	9,00	149,00
Máximo	256,00	144,00	308,00	20,00	22,60	54,00	55,00	34,00	45,87	722,00	12,50	259,00
DP	17,89	13,57	54,21	1,87	3,13	3,52	9,65	2,56	4,41	117,96	1,29	46,15
CV(%)	8,55	12,29	31,32	13,37	18,87	7,73	34,17	9,29	12,95	27,94	14,26	31,86
Assimetria	-0,67*	-0,69*	-0,36*	0,10 <sup>ns</sup>	-0,68*	-0,72*	0,13 <sup>ns</sup>	0,01 <sup>ns</sup>	-0,40*	-0,55*	-0,61*	-0,42*
Híbrido simples 30F53 (n = 1.777 plantas) - safra 2009/10												
Mínimo	160,00	80,00	8,00	6,00	4,00	17,00	4,00	11,00	15,70	7,00	1,50	2,00
Média	220,35a	121,72a	134,95c	15,29b	14,79d	42,74d	19,27c	22,28e	27,50c	417,33c	10,23b	115,68d
Mediana	221,00	121,00	137,00	16,00	15,20	43,00	19,00	22,00	27,25	442,09	10,50	117,00
Máximo	255,00	162,00	287,00	20,00	22,10	53,00	41,00	34,00	44,66	809,00	14,50	249,00
DP	14,98	13,95	50,27	1,79	3,18	4,28	6,58	2,18	3,33	141,80	1,54	44,16
CV(%)	6,80	11,46	37,25	11,68	21,49	10,02	34,17	9,77	12,12	33,98	15,02	38,18
Assimetria	-0,51*	0,17*	-0,13*	-0,73*	-0,48*	-1,13*	0,18*	-0,34*	0,48*	-0,54*	-1,35*	-0,15*
Híbrido triplo DKB566 (n = 1.693 plantas) - safra 2009/10												
Mínimo	136,00	63,00	8,00	4,00	4,00	18,00	2,00	12,00	11,26	12,00	1,00	2,00
Média	212,56b	102,17c	132,22c	13,81e	15,46c	41,24e	15,60e	21,89f	26,67d	431,77b	9,67c	116,62d
Mediana	213,00	101,00	136,00	14,00	15,70	42,00	16,00	22,00	26,70	460,67	10,00	121,00
Máximo	262,00	168,00	275,00	18,00	25,00	52,00	42,00	31,00	42,32	838,00	14,00	245,00
DP	16,53	15,82	52,79	1,70	2,79	4,90	5,17	2,32	4,57	155,51	1,88	48,49
CV(%)	7,78	15,48	39,93	12,28	18,03	11,89	33,16	10,58	17,11	36,02	19,45	41,58
Assimetria	-0,51*	0,46*	-0,20*	-0,47*	-0,71*	-1,24*	0,29*	-0,38*	-0,05 <sup>ns</sup>	-0,62*	-1,20*	-0,24*
Híbrido duplo DKB747 (n = 1.720 plantas) - safra 2009/10												
Mínimo	135,00	51,00	4,00	4,00	2,80	15,00	1,00	11,00	10,96	7,00	1,00	2,00
Média	204,29d	109,21b	110,08d	14,17d	15,87b	39,05f	23,71b	25,18c	25,51e	336,22e	6,94e	86,37e
Mediana	206,00	109,00	113,00	14,00	16,30	40,00	23,00	25,00	25,32	356,07	7,00	87,00
Máximo	258,00	164,00	275,00	22,00	28,10	51,00	67,00	35,00	43,52	825,00	12,00	219,00
DP	19,46	16,70	49,14	2,07	4,18	4,78	10,40	3,13	4,35	142,40	1,54	40,52
CV(%)	9,53	15,29	44,64	14,61	26,35	12,23	43,88	12,44	17,06	42,35	22,22	46,91
Assimetria	-0,28*	0,05 <sup>ns</sup>	0,05 <sup>ns</sup>	-0,35*	-0,34*	-0,98*	0,42*	-0,51*	0,12*	-0,32*	-0,79*	0,02 <sup>ns</sup>

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita, em cm; AIE: altura de inserção de espiga, em cm; PE: peso de espiga, em g; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga, em cm; DE: diâmetro de espiga, em mm; PS: peso de sabugo, em g; DS: diâmetro de sabugo, em mm; MCG: massa de cem grãos, em g; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos, em mm; PROD: produtividade de grãos, em g planta<sup>-1</sup>. <sup>(2)</sup> Médias não seguidas pela mesma letra na coluna, diferem por meio do teste t para amostras independentes, em nível de 5% de probabilidade. <sup>(3)</sup> \*Assimetria difere de zero, por meio do teste t, em nível de 5% de probabilidade. <sup>ns</sup> Não-significativo.

Tabela 2 - Estimativas dos coeficientes de correlação lineares de Pearson<sup>(1)</sup> entre os 66 pares de caracteres de milho dos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2008/09 e dos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 da safra 2009/10.

Caractere <sup>(2)</sup>	AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR	PROD
Híbrido simples P32R21 (2008/09) acima da diagonal e híbrido triplo DKB566 (2008/09) abaixo da diagonal <sup>(3)</sup>												
AP		0,61	0,40	0,21	0,38	0,35	0,40	0,29	0,29	0,33	0,24	0,38
AIE	0,74		0,26	0,09	0,24	0,24	0,20	0,14	0,22	0,23	0,20	0,26
PE	0,31	0,31		0,57	0,80	0,83	0,67	0,48	0,54	0,95	0,68	1,00
NF	0,09	0,17	0,42		0,38	0,70	0,23	0,41	0,11	0,65	0,57	0,59
CE	0,28	0,26	0,84	0,26		0,56	0,73	0,28	0,30	0,79	0,50	0,78
DE	0,26	0,31	0,83	0,57	0,66		0,47	0,55	0,53	0,79	0,84	0,83
PS	0,31	0,23	0,78	0,14	0,77	0,62		0,48	0,40	0,55	0,26	0,62
DS	0,19	0,16	0,54	0,43	0,44	0,68	0,61		0,40	0,40	0,02	0,46
MCG	0,27	0,18	0,48	-0,20	0,42	0,46	0,59	0,41		0,30	0,38	0,54
NGR	0,24	0,28	0,90	0,61	0,74	0,75	0,56	0,42	0,08		0,69	0,95
CGR	0,22	0,30	0,73	0,46	0,57	0,86	0,40	0,21	0,33	0,70		0,70
PROD	0,31	0,31	1,00	0,43	0,83	0,83	0,75	0,52	0,47	0,91	0,75	
Híbrido duplo DKB747 (2008/09) acima da diagonal e híbrido simples 30F53 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		0,73	0,48	0,15	0,44	0,43	0,44	0,29	0,35	0,42	0,30	0,47
AIE	0,58		0,37	0,04	0,30	0,35	0,26	0,15	0,29	0,34	0,32	0,38
PE	0,42	-0,12		0,33	0,86	0,81	0,86	0,56	0,59	0,91	0,56	0,99
NF	0,31	0,01	0,53		0,20	0,54	0,20	0,46	-0,16	0,49	0,28	0,35
CE	0,34	-0,20	0,92	0,43		0,61	0,80	0,45	0,47	0,79	0,39	0,84
DE	0,39	-0,02	0,86	0,67	0,76		0,69	0,68	0,50	0,75	0,69	0,81
PS	0,42	-0,08	0,94	0,46	0,88	0,80		0,65	0,57	0,69	0,29	0,80
DS	0,36	0,04	0,68	0,54	0,58	0,73	0,70		0,35	0,47	-0,06	0,52
MCG	0,16	-0,14	0,49	-0,06	0,41	0,32	0,52	0,30		0,23	0,34	0,58
NGR	0,41	-0,09	0,94	0,62	0,88	0,85	0,83	0,64	0,19		0,56	0,92
CGR	0,28	-0,05	0,72	0,55	0,65	0,88	0,62	0,31	0,23	0,73		0,60
PROD	0,42	-0,13	1,00	0,54	0,91	0,86	0,92	0,67	0,48	0,94	0,72	
Híbrido triplo DKB566 (2009/10) acima da diagonal e híbrido duplo DKB747 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		0,67	0,24	0,17	0,20	0,21	0,24	0,25	0,15	0,22	0,12	0,23
AIE	0,76		-0,01	0,02	-0,12	0,00	-0,02	0,03	-0,11	0,04	-0,02	-0,01
PE	0,29	0,15		0,42	0,79	0,86	0,85	0,64	0,55	0,91	0,72	1,00
NF	0,12	0,02	0,39		0,27	0,58	0,30	0,44	-0,03	0,54	0,48	0,43
CE	0,28	0,08	0,81	0,31		0,62	0,81	0,54	0,44	0,72	0,47	0,77
DE	0,26	0,15	0,82	0,59	0,62		0,69	0,67	0,42	0,83	0,89	0,86
PS	0,32	0,15	0,86	0,33	0,84	0,68		0,67	0,57	0,69	0,49	0,82
DS	0,31	0,15	0,70	0,50	0,61	0,77	0,74		0,36	0,59	0,26	0,63
MCG	0,23	0,11	0,47	-0,06	0,47	0,35	0,54	0,35		0,20	0,32	0,54
NGR	0,22	0,12	0,90	0,48	0,68	0,79	0,66	0,62	0,09		0,72	0,92
CGR	0,09	0,08	0,57	0,40	0,34	0,76	0,31	0,18	0,20	0,60		0,73
PROD	0,27	0,15	0,99	0,39	0,77	0,82	0,79	0,66	0,44	0,92	0,61	

<sup>(1)</sup>Valor superior a |0,10|, |0,10| e |0,09|, respectivamente, para os híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 de milho da safra 2008/09 e superior a |0,04|, |0,04| e |0,04|, respectivamente, para os híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 de milho da safra 2009/10, é significativo a 5% de probabilidade, pelo teste t, com, respectivamente, 359, 371, 414, 1.775, 1.691 e 1.718 graus de liberdade. <sup>(2)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos; PROD: produtividade de grãos. <sup>(3)</sup> Os coeficientes de correlação entre os 66 pares de caracteres avaliados nos híbridos simples, triplo e duplo do experimento conduzido na safra 2008/09 já foram publicados por Cargnelutti Filho et al. (2010).

Tabela 3 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação da média de doze caracteres de milho, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitudes do intervalo de confiança de 95% iguais a 5%, 10%, ..., 35% da média.

Caractere <sup>(1)</sup>	AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR	PROD
Híbrido simples P32R21 - safra 2008/09												
AIC <sub>95%</sub>												
5%	40	100	915	105	250	45	485	50	115	830	140	>1.000
10%	10	30	225	30	65	15	120	15	30	215	40	260
15%	10	15	105	15	30	10	70	10	15	95	20	125
20%	10	10	65	10	20	10	35	10	10	60	10	65
25%	10	10	40	10	15	10	20	10	10	30	10	50
30%	10	10	30	10	10	10	20	10	10	30	10	30
35%	10	10	25	10	10	10	15	10	10	20	10	25
Híbrido triplo DKB566 - safra 2008/09												
5%	40	105	670	100	155	50	495	55	160	520	115	720
10%	15	30	180	25	45	15	120	15	45	130	30	190
15%	10	15	80	15	20	10	65	10	20	70	15	85
20%	10	10	50	10	15	10	40	10	15	40	10	50
25%	10	10	30	10	10	10	20	10	10	30	10	30
30%	10	10	20	10	10	10	20	10	10	20	10	20
35%	10	10	15	10	10	10	15	10	10	15	10	20
Híbrido duplo DKB747 - safra 2008/09												
5%	45	90	590	110	210	40	680	55	105	445	130	590
10%	15	25	135	35	55	10	175	15	25	120	30	150
15%	10	15	70	15	25	10	90	10	15	55	15	70
20%	10	10	40	10	15	10	45	10	10	35	10	40
25%	10	10	25	10	10	10	30	10	10	20	10	25
30%	10	10	20	10	10	10	25	10	10	15	10	20
35%	10	10	15	10	10	10	20	10	10	10	10	15
Híbrido simples 30F53 - safra 2009/10												
5%	35	85	750	90	290	60	650	55	90	650	140	795
10%	10	20	195	20	70	20	170	20	20	170	35	210
15%	10	10	95	10	35	10	90	10	15	75	20	95
20%	10	10	55	10	20	10	40	10	10	45	10	55
25%	10	10	35	10	15	10	35	10	10	35	10	40
30%	10	10	25	10	10	10	20	10	10	20	10	25
35%	10	10	20	10	10	10	20	10	10	15	10	20
Híbrido triplo DKB566 - safra 2009/10												
5%	40	140	905	85	195	85	635	70	180	760	215	>1.000
10%	10	35	245	30	45	25	160	20	45	200	55	260
15%	10	20	105	10	25	15	75	10	20	95	30	115
20%	10	10	60	10	15	10	45	10	15	55	15	70
25%	10	10	45	10	10	10	30	10	10	40	10	45
30%	10	10	30	10	10	10	20	10	10	25	10	30
35%	10	10	20	10	10	10	15	10	10	20	10	25
Híbrido duplo DKB747 - safra 2009/10												
5%	55	140	>1.000	135	440	105	>1.000	95	170	990	280	>1.000
10%	15	35	295	30	105	25	265	25	45	250	80	325
15%	10	20	130	20	50	10	120	10	20	120	35	150
20%	10	10	80	10	30	10	70	10	15	75	20	80
25%	10	10	55	10	20	10	50	10	10	50	15	60
30%	10	10	35	10	15	10	30	10	10	30	10	35
35%	10	10	30	10	10	10	25	10	10	25	10	30

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos; PROD: produtividade de grãos.

Tabela 4 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de variação de doze caracteres de milho, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitudes do intervalo de confiança de 95% iguais a 5%, 10%, ..., 35%.

Caractere <sup>(1)</sup>	AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR	PROD
Híbrido simples P32R21 - safra 2008/09												
AIC <sub>95%</sub>												
5%	35	70	565	90	155	50	265	25	100	545	180	670
10%	10	20	150	25	45	15	75	10	25	140	50	165
15%	10	10	65	10	20	10	35	10	15	65	20	75
20%	10	10	40	10	15	10	20	10	10	45	10	50
25%	10	10	25	10	10	10	15	10	10	25	10	30
30%	10	10	20	10	10	10	10	10	10	20	10	20
35%	10	10	15	10	10	10	10	10	10	15	10	20
Híbrido triplo DKB566 - safra 2008/09												
5%	25	60	465	65	180	55	250	35	85	585	175	540
10%	10	20	125	20	50	15	70	10	25	150	50	130
15%	10	10	55	10	20	10	30	10	10	70	20	60
20%	10	10	30	10	15	10	20	10	10	40	10	40
25%	10	10	25	10	10	10	15	10	10	30	10	25
30%	10	10	15	10	10	10	10	10	10	20	10	20
35%	10	10	15	10	10	10	10	10	10	15	10	15
Híbrido duplo DKB747 - safra 2008/09												
5%	40	95	395	55	170	35	355	35	75	395	120	410
10%	10	25	100	15	40	10	90	10	20	100	30	115
15%	10	10	45	10	20	10	40	10	10	45	15	50
20%	10	10	30	10	10	10	30	10	10	30	10	30
25%	10	10	20	10	10	10	20	10	10	20	10	20
30%	10	10	15	10	10	10	15	10	10	15	10	15
35%	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
Híbrido simples 30F53 - safra 2009/10												
5%	20	35	495	80	180	75	355	55	60	540	220	540
10%	10	10	130	20	50	20	95	15	15	135	55	145
15%	10	10	55	10	20	10	40	10	10	65	25	60
20%	10	10	35	10	15	10	25	10	10	40	15	40
25%	10	10	20	10	10	10	15	10	10	25	10	25
30%	10	10	15	10	10	10	15	10	10	20	10	20
35%	10	10	15	10	10	10	10	10	10	15	10	15
Híbrido triplo DKB566 - safra 2009/10												
5%	35	85	560	100	190	110	470	55	95	645	315	645
10%	10	25	145	30	45	25	120	15	25	165	85	160
15%	10	10	70	15	20	15	55	10	15	75	35	85
20%	10	10	40	10	15	10	30	10	10	55	20	45
25%	10	10	30	10	10	10	20	10	10	30	15	30
30%	10	10	20	10	10	10	15	10	10	25	10	20
35%	10	10	15	10	10	10	10	10	10	15	10	20
Híbrido duplo DKB747 - safra 2009/10												
5%	35	70	665	145	235	105	680	80	105	725	305	685
10%	10	20	160	35	70	25	180	20	25	195	80	200
15%	10	10	90	15	35	15	85	10	15	90	35	95
20%	10	10	45	10	20	10	50	10	10	50	20	50
25%	10	10	30	10	15	10	30	10	10	35	15	35
30%	10	10	20	10	10	10	20	10	10	25	10	30
35%	10	10	15	10	10	10	20	10	10	20	10	20

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos; PROD: produtividade de grãos.

Tabela 5 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, de 66 pares de caracteres, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,15.

Caractere <sup>(1)</sup>	AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR	PROD
Híbrido simples P32R21 (2008/09) acima da diagonal e híbrido triplo DKB566 (2008/09) abaixo da diagonal												
AP		325	590	600	705	620	535	795	850	670	520	610
AIE	125		675	615	685	745	600	890	675	675	635	675
PE	615	600		280	105	60	290	475	370	15	180	10
NF	520	575	540		445	210	575	410	775	240	435	255
CE	660	520	70	935		290	165	790	640	125	405	135
DE	715	715	70	400	300		410	420	495	100	85	50
PS	570	605	125	565	150	250		385	565	410	670	365
DS	800	990	355	405	440	255	300		610	585	815	475
MCG	620	665	575	635	805	600	325	470		675	715	400
NGR	545	595	35	345	170	200	260	410	795		195	10
CGR	675	575	135	585	410	75	355	590	750	255		180
PROD	615	580	10	540	80	75	155	380	610	30	135	
Híbrido duplo DKB747 (2008/09) acima da diagonal e híbrido simples 30F53 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		195	525	685	525	600	480	775	620	525	640	525
AIE	235		515	680	705	555	580	765	500	590	465	510
PE	510	550		520	55	100	60	390	300	40	420	10
NF	670	585	390		715	385	615	440	575	425	615	520
CE	650	510	25	610		350	70	500	395	115	635	65
DE	595	510	40	345	160		175	260	415	190	240	100
PS	515	570	30	420	40	110		240	285	200	635	105
DS	655	635	390	370	375	235	230		575	475	800	410
MCG	745	510	635	760	715	935	580	640		675	585	360
NGR	575	545	15	290	65	70	80	485	845		465	30
CGR	595	520	145	530	305	80	250	865	>1.000	185		390
PROD	505	550	10	390	30	50	40	400	675	15	145	
Híbrido triplo DKB566 (2009/10) acima da diagonal e híbrido duplo DKB747 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		200	675	770	720	805	705	630	670	685	760	685
AIE	125		740	775	705	825	705	705	650	810	825	745
PE	585	590		520	120	45	95	300	470	25	140	10
NF	690	670	535		710	430	565	475	715	435	625	520
CE	630	640	95	655		365	85	465	565	200	495	130
DE	665	540	70	410	300		180	245	585	75	60	45
PS	560	590	85	580	70	175		280	490	200	360	135
DS	565	565	205	515	300	150	150		520	410	760	310
MCG	510	580	395	645	405	480	300	470		755	660	510
NGR	695	590	25	435	255	125	305	370	625		190	25
CGR	745	560	350	675	605	160	590	880	625	305		140
PROD	650	590	10	535	145	70	175	260	470	20	275	

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos; PROD: produtividade de grãos.

Tabela 6 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, de 66 pares de caracteres, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,25.

Caractere <sup>(1)</sup>	AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR	PROD
Híbrido simples P32R21 (2008/09) acima da diagonal e híbrido triplo DKB566 (2008/09) abaixo da diagonal												
AP		120	225	255	240	240	200	290	315	225	190	225
AIE	55		245	230	255	290	245	320	250	245	235	245
PE	225	235		110	40	25	120	180	135	10	70	10
NF	225	225	230		175	90	215	170	290	90	165	100
CE	230	215	35	340		125	65	290	250	50	155	55
DE	265	265	35	140	115		160	155	205	40	35	25
PS	215	215	50	205	55	95		150	210	155	240	155
DS	285	365	130	165	175	100	115		220	215	305	180
MCG	225	255	210	215	275	225	115	175		255	270	135
NGR	215	215	15	130	65	75	95	180	285		75	10
CGR	225	215	55	210	150	35	125	235	285	105		70
PROD	225	225	10	230	35	40	65	130	215	15	55	
Híbrido duplo DKB747 (2008/09) acima da diagonal e híbrido simples 30F53 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		80	200	255	200	235	185	275	220	200	260	200
AIE	95		185	250	245	205	210	290	190	205	190	185
PE	195	215		210	25	40	25	140	125	20	155	10
NF	250	220	145		250	145	225	160	205	175	230	210
CE	225	195	15	225		130	35	180	135	50	245	30
DE	215	215	20	125	60		75	95	155	70	95	40
PS	195	200	10	160	25	40		90	115	70	240	35
DS	225	240	140	160	130	75	85		225	170	295	160
MCG	270	190	230	305	275	340	205	250		245	220	130
NGR	195	210	10	120	25	30	35	175	295		165	15
CGR	225	180	65	210	120	40	100	330	375	70		150
PROD	195	215	10	145	15	25	15	160	230	10	65	
Híbrido triplo DKB566 (2009/10) acima da diagonal e híbrido duplo DKB747 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		80	235	270	300	300	250	245	240	265	275	235
AIE	50		275	300	250	315	265	265	225	275	310	275
PE	230	240		190	45	25	35	120	165	15	60	10
NF	270	250	190		275	165	205	190	250	165	230	190
CE	230	235	40	255		140	35	175	200	75	190	50
DE	250	225	25	155	115		75	90	200	35	25	25
PS	210	245	35	230	30	70		110	190	80	135	40
DS	235	220	85	185	125	55	55		195	150	275	120
MCG	210	230	150	260	150	190	120	170		280	260	195
NGR	250	240	15	155	95	45	105	125	245		70	10
CGR	255	235	125	270	210	70	220	310	230	130		55
PROD	230	240	10	190	55	35	70	100	160	15	110	

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos; PROD: produtividade de grãos.

Tabela 7 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, de 66 pares de caracteres, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,35.

Caractere <sup>(1)</sup>	AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR	PROD
Híbrido simples P32R21 (2008/09) acima da diagonal e híbrido triplo DKB566 (2008/09) abaixo da diagonal												
AP		70	120	135	130	110	105	150	160	125	105	120
AIE	30		125	125	140	140	125	165	125	140	120	125
PE	115	120		60	25	15	60	100	75	10	40	10
NF	120	125	125		85	50	120	95	135	55	90	60
CE	125	120	15	175		60	35	155	130	30	70	30
DE	140	135	25	80	60		85	90	100	25	25	15
PS	115	120	30	125	25	50		80	120	80	120	75
DS	155	195	70	85	95	50	60		125	120	160	100
MCG	125	130	110	130	155	115	65	90		120	135	80
NGR	115	115	10	75	35	45	55	90	160		40	10
CGR	120	130	35	125	75	20	70	125	165	65		35
PROD	115	120	10	125	20	25	40	70	130	10	35	
Híbrido duplo DKB747 (2008/09) acima da diagonal e híbrido simples 30F53 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		45	95	130	105	125	95	155	125	125	125	95
AIE	50		100	130	125	100	125	145	100	120	100	100
PE	105	110		105	15	25	15	70	65	10	90	10
NF	140	110	80		155	75	120	80	110	100	125	105
CE	120	100	10	120		70	20	95	85	25	125	20
DE	110	110	15	70	40		40	50	90	40	55	25
PS	100	100	10	90	10	20		55	60	40	130	25
DS	130	130	70	75	65	35	40		125	95	155	80
MCG	140	110	130	160	130	180	110	120		125	115	65
NGR	105	110	10	60	15	20	20	95	170		90	10
CGR	125	100	35	115	60	20	50	175	190	40		75
PROD	105	110	10	80	10	15	10	90	130	10	35	
Híbrido triplo DKB566 (2009/10) acima da diagonal e híbrido duplo DKB747 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		40	135	150	140	160	135	130	135	140	160	135
AIE	30		135	165	145	165	135	140	140	165	165	135
PE	110	115		95	30	15	20	65	90	10	35	10
NF	135	130	115		145	85	100	100	140	90	125	95
CE	115	115	25	125		75	20	95	110	45	100	30
DE	120	120	15	90	65		40	45	105	25	15	15
PS	110	110	20	115	20	40		55	100	40	80	25
DS	110	105	40	95	65	30	30		95	80	145	70
MCG	115	120	85	135	85	95	65	95		135	130	90
NGR	135	115	10	90	45	30	60	65	135		40	10
CGR	130	130	70	135	120	40	120	160	125	70		35
PROD	110	110	10	115	35	20	35	50	90	10	60	

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos; PROD: produtividade de grãos.

Tabela 8 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, de 66 pares de caracteres, mensurados nos híbridos simples P32R21, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2008/09 e nos híbridos simples 30F53, triplo DKB566 e duplo DKB747 na safra 2009/10, para amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,45.

Caractere <sup>(1)</sup>	AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR	PROD
Híbrido simples P32R21 (2008/09) acima da diagonal e híbrido triplo DKB566 (2008/09) abaixo da diagonal												
AP		40	75	70	80	70	65	85	95	75	70	75
AIE	20		80	80	80	85	75	95	90	85	75	80
PE	80	70		40	20	10	40	60	50	10	25	10
NF	75	70	75		60	30	75	55	90	40	60	40
CE	70	70	15	100		40	25	95	80	20	50	20
DE	90	85	15	50	35		50	50	60	20	15	10
PS	70	70	20	75	15	40		50	70	50	80	45
DS	90	110	45	55	60	30	40		75	70	100	60
MCG	75	80	75	75	90	75	40	60		80	90	50
NGR	65	65	10	45	25	30	30	55	90		30	10
CGR	80	75	25	70	50	15	50	65	90	35		25
PROD	80	75	10	75	15	15	20	45	75	10	25	
Híbrido duplo DKB747 (2008/09) acima da diagonal e híbrido simples 30F53 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		30	70	85	65	70	70	95	70	70	75	70
AIE	30		70	85	80	70	80	95	65	75	65	60
PE	65	65		70	10	15	10	50	40	10	55	10
NF	85	70	50		90	50	75	55	70	60	75	65
CE	75	65	10	70		45	15	60	50	20	80	10
DE	75	70	10	45	20		25	30	55	25	35	20
PS	65	65	10	55	10	15		30	40	25	70	15
DS	70	80	35	55	45	25	25		65	60	100	55
MCG	85	65	70	95	90	105	65	80		80	80	45
NGR	65	70	10	40	10	15	10	55	100		55	10
CGR	80	70	25	65	40	15	30	95	120	30		45
PROD	65	65	10	50	10	10	10	35	70	10	25	
Híbrido triplo DKB566 (2009/10) acima da diagonal e híbrido duplo DKB747 (2009/10) abaixo da diagonal												
AP		30	85	85	85	85	85	75	80	85	95	85
AIE	20		85	90	80	100	80	80	80	95	100	85
PE	75	75		60	15	10	10	45	60	10	25	10
NF	85	75	65		90	50	70	65	85	50	70	70
CE	75	75	15	80		50	15	60	65	30	65	20
DE	75	75	15	55	40		20	35	70	15	15	10
PS	70	75	15	80	10	20		35	55	25	45	15
DS	75	75	30	55	45	20	20		65	50	90	45
MCG	65	70	50	85	50	60	45	60		85	75	60
NGR	80	75	10	55	30	20	40	40	85		30	10
CGR	85	75	40	85	70	25	75	100	75	40		25
PROD	75	75	10	65	20	15	25	35	55	10	40	

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos; PROD: produtividade de grãos.

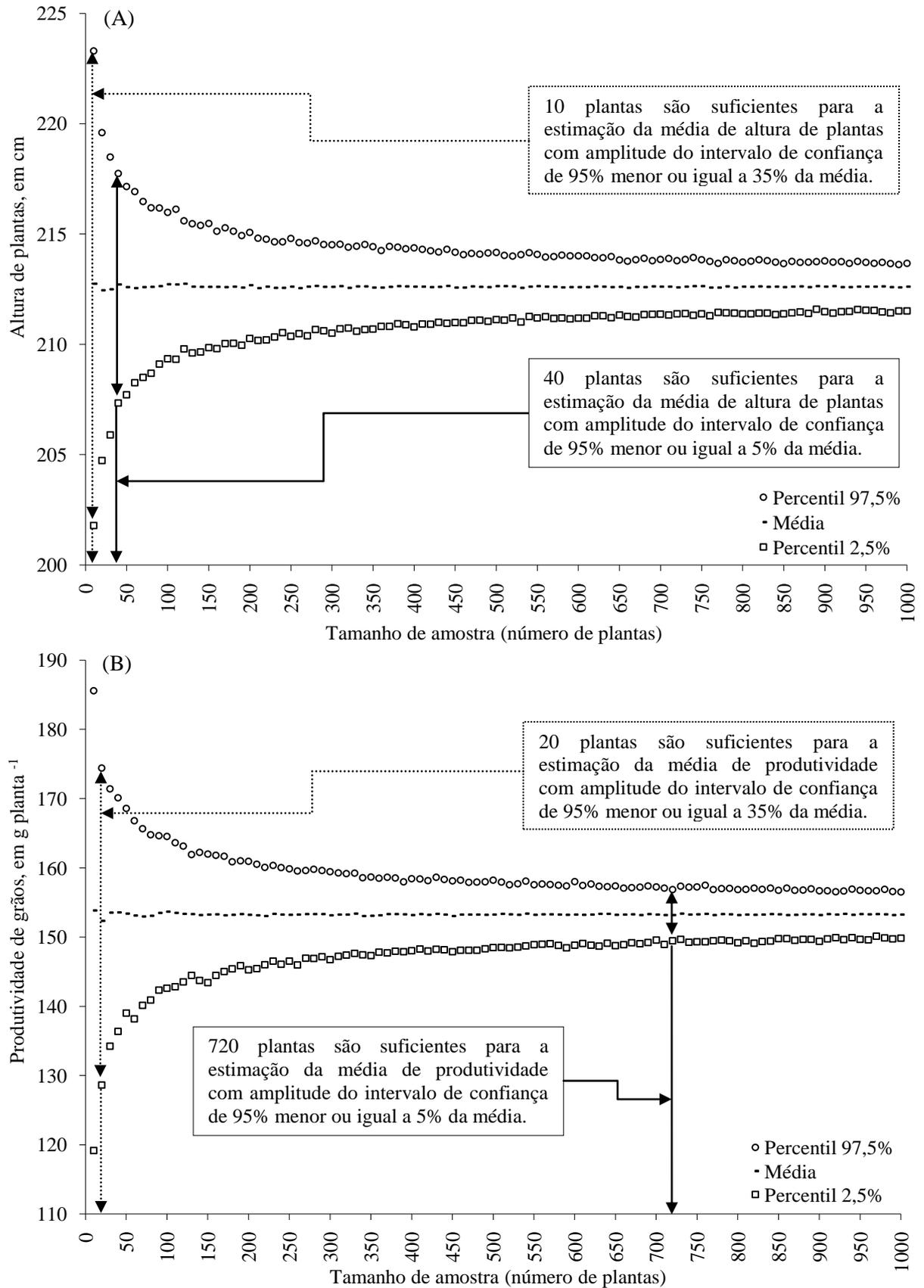


Figura 1 - Percentil 2,5%, média e percentil 97,5% das 1.000 estimativas da média de: (A) altura de plantas, em cm, e; (B) produtividade de grãos, em g planta<sup>-1</sup>, para os tamanhos de amostra n = 10, 20, ..., 1.000 plantas, no híbrido triplo DKB566 avaliado na safra 2008/09.

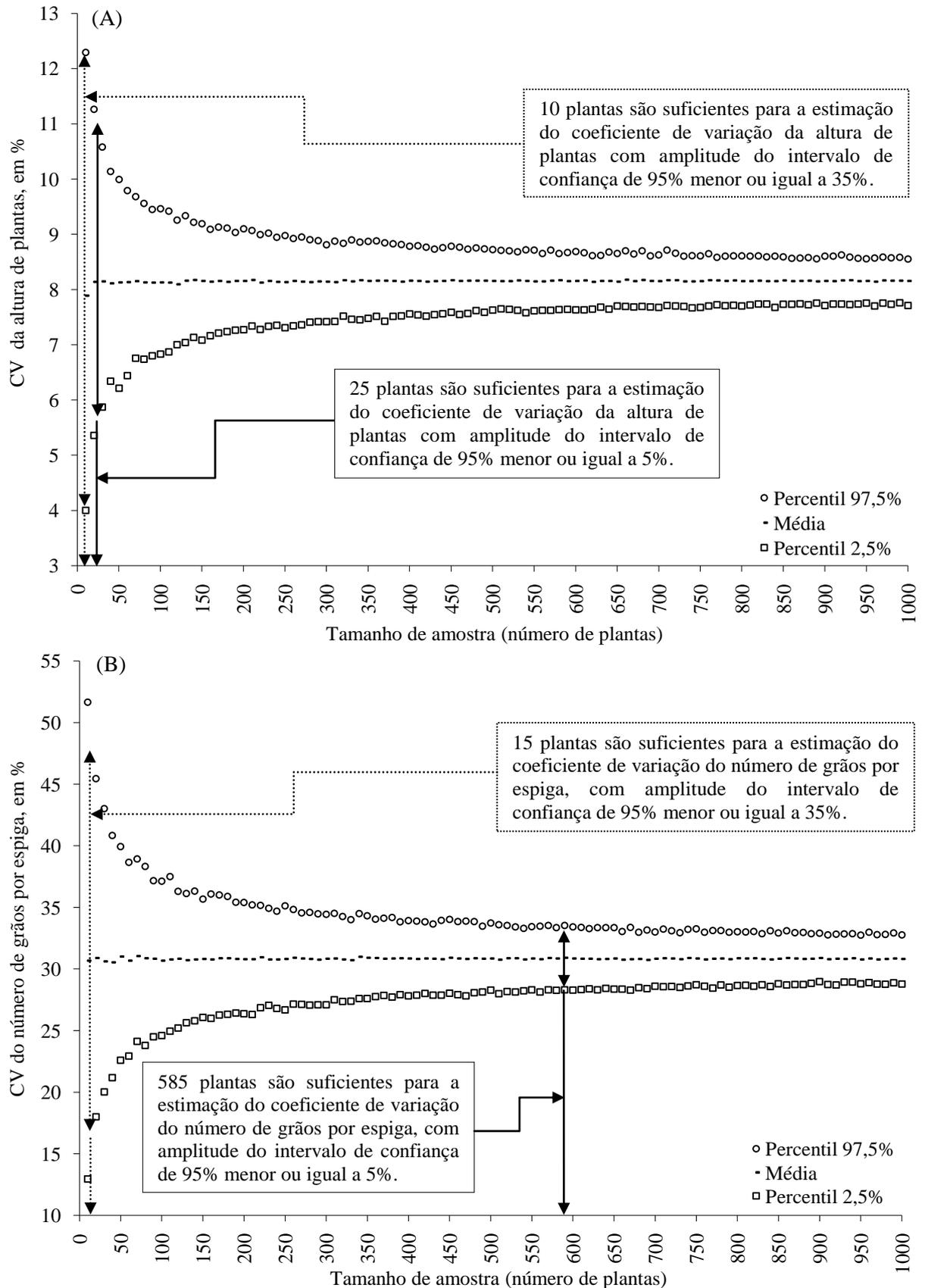


Figura 2 - Percentil 2,5%, média e percentil 97,5% das 1.000 estimativas do coeficiente de variação (CV, em %) de: (A) altura de plantas, e; (B) número de grãos por espiga, para os tamanhos de amostra  $n = 10, 20, \dots, 1.000$  plantas, no híbrido triplo DKB566 avaliado na safra 2008/09.

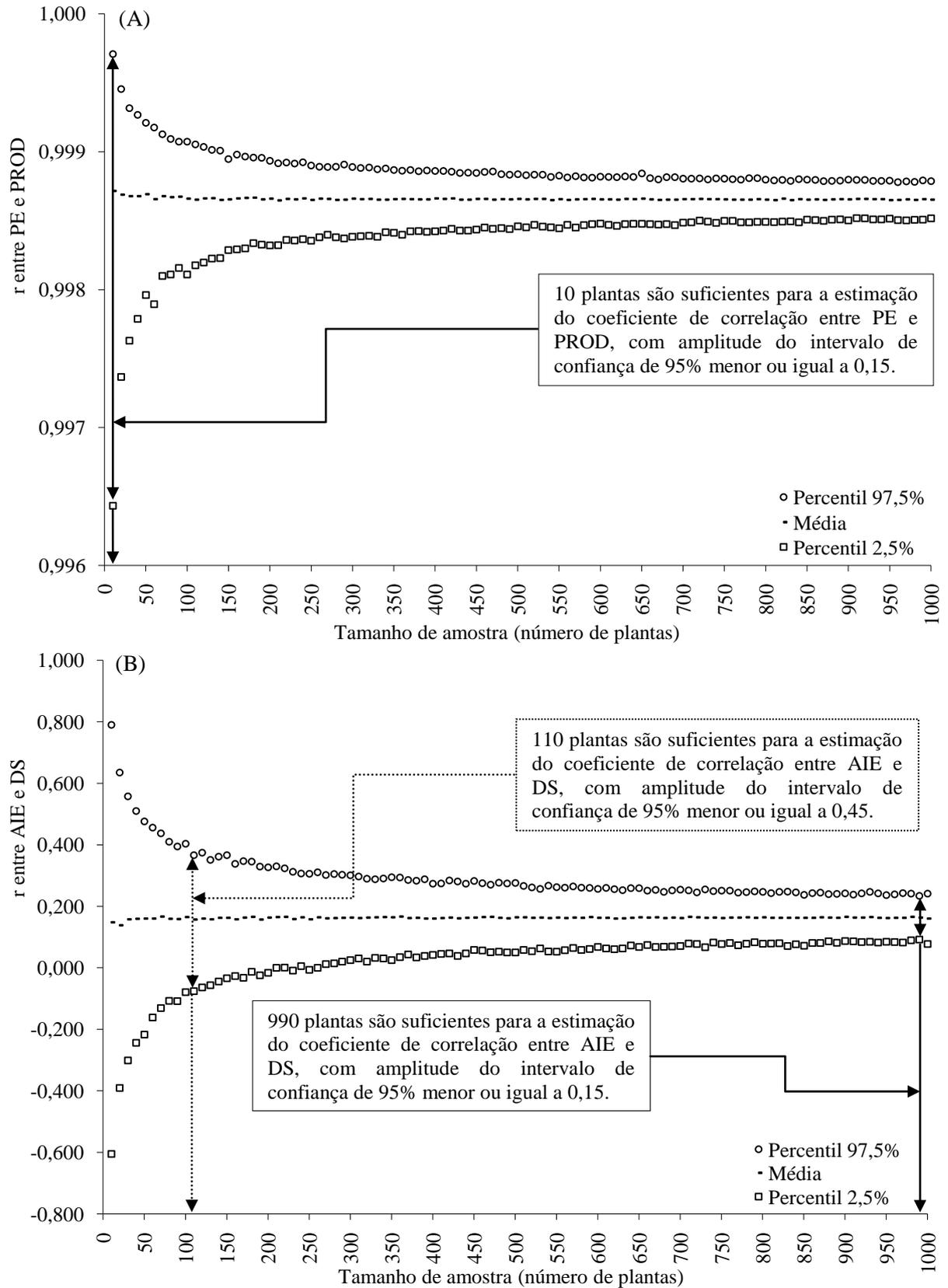


Figura 3 - Percentil 2,5%, média e percentil 97,5% das 1.000 estimativas do coeficiente de correlação linear de Pearson ( $r$ ) entre: (A) peso de espiga (PE) e produtividade de grãos (PROD), e; (B) altura de inserção de espiga (AIE) e diâmetro do sabugo (DS), para os tamanhos de amostra  $n = 10, 20, \dots, 1.000$  plantas, no híbrido triplo DKB566 avaliado na safra 2008/09.



## **ARTIGO 2 - TAMANHO DE AMOSTRA PARA A ESTIMAÇÃO DE EFEITOS DIRETOS NA ANÁLISE DE TRILHA EM MILHO**

### **Resumo**

Os objetivos deste trabalho foram estimar efeitos diretos e determinar o tamanho de amostra necessário para a estimação de efeitos diretos, de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos em milho, nas combinações formadas por três tipos de híbridos × duas safras × nove cenários de variáveis explicativas × dois tipos de análise de trilha × quatro níveis de precisão. Em 361, 373 e 416 plantas, respectivamente, dos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2008/09 e, em 1.777, 1.693 e 1.720 plantas, respectivamente, dos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2009/10, foram mensuradas onze variáveis explicativas: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e, a variável principal produtividade de grãos (PROD). Nos cenários 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 e 9, foram eliminadas, respectivamente, 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 e 8 variáveis explicativas antes da realização das análises de trilha tradicional e em crista. A seguir, em cada híbrido, safra, cenário e tipo de análise de trilha, foram estimados os efeitos diretos de variáveis explicativas sobre a PROD e determinado, por meio de reamostragem com reposição, o tamanho de amostra necessário para a estimação do efeito direto de cada variável explicativa sobre PROD, em quatro níveis de precisão [amplitudes do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) de 0,15, 0,25, 0,35 e 0,45]. As variáveis PE, NGR e MCG apresentam maiores efeitos diretos sobre PROD nos três primeiros cenários e as variáveis CE e DE apresentam maiores efeitos diretos sobre PROD nos demais cenários, independentemente do híbrido e da safra. É recomendada a utilização do nono cenário de análise de trilha, independentemente do híbrido e da safra, considerando a facilidade de mensuração das variáveis explicativas (AIE, CE e DE), o reduzido grau de multicolinearidade, a boa predição da análise de trilha ( $R^2 \geq 0,78$ ) e o menor tamanho de amostra em relação ao necessário nos cinco cenários anteriores. Para a estimação de efeitos diretos, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, são necessárias de 10 a 530 plantas, dependendo do tipo de híbrido, da safra, do cenário, do tipo de análise de trilha e da variável explicativa. Para o nono cenário, 120 plantas são suficientes para a estimação dos efeitos diretos de AIE, CE e

DE sobre a PROD, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, independentemente do tipo de híbrido, da safra e do tipo de análise de trilha.

Palavras-chave: *Zea mays* L., reamostragem, dimensionamento amostral, relações lineares, seleção indireta.

## **Introdução**

O milho é o cereal com maior volume de produção mundial, sendo que o Brasil ocupa a terceira posição em volume de produção (FAO, 2014). O aumento na produtividade de grãos de milho, verificado nas últimas décadas a nível mundial, é atribuído igualmente às melhorias de manejo e ao melhoramento genético (Borém e Miranda, 2009; Duvick, 2005). Nesse sentido, a seleção de plantas no melhoramento genético, visando aumento de produtividade de grãos, pode ser realizada de modo direto pela seleção de plantas com maiores potenciais produtivos ou, de modo indireto via estudo de relações lineares entre caracteres (variáveis). O estudo de relações lineares entre caracteres é recomendado quando a variável de interesse apresenta baixa herdabilidade, dificuldade de mensuração ou quando se deseja a seleção precoce ou simultânea para mais de uma variável (Cruz e Carneiro, 2006; Cruz e Regazzi, 1997).

Para o estudo de relações lineares entre caracteres, pode-se utilizar o coeficiente de correlação linear de Pearson ( $r$ ), que mede o sentido e a intensidade da relação linear entre duas variáveis aleatórias (Cruz, 2005; Ferreira, 2009). O sentido da correlação pode ser positivo ou negativo, no intervalo de  $-1 \leq r \leq 1$ , sendo que a intensidade da correlação linear será maior, quanto mais próximo a  $|1|$  for o  $r$ . Quando um conjunto de variáveis é estudado simultaneamente, recomenda-se a utilização de técnicas complementares às correlações lineares (Cruz e Carneiro, 2006; Cruz e Regazzi, 1997). A análise de trilha é recomendada para esse fim, por permitir o desdobramento dos coeficientes de correlação em efeitos diretos e indiretos sobre a variável principal (Cruz e Carneiro, 2006; Cruz e Regazzi, 1997; Wright, 1921, 1923, 1934). Variáveis com alta associação medida por meio do coeficiente de correlação linear e, com efeitos diretos de mesma intensidade e direção, são consideradas variáveis de causa e efeito, sendo indicadas para a seleção indireta de plantas (Cruz e Carneiro, 2006; Cruz e Regazzi, 1997).

A análise de trilha tem sido amplamente utilizada em estudos de relações lineares entre caracteres e para a seleção indireta de plantas de milho (Agrama, 1996; Ahmad e

Saleem, 2003; Ahsan et al., 2008; Alhadi et al., 2012; Alvi et al., 2003; Arias et al., 1999; Awasthi et al., 2009; Badu-Apraku et al., 2014, 2012; Balbinot Jr. et al., 2005; Bekavac et al., 2007, 1998; Bello et al., 2010; Bharathiveeramani et al., 2012; Carpici e Celik, 2010; Carvalho et al., 2001; Churata e Ayala-Osuna, 1996; Djordjevic e Ivanovic, 1996; El-Badawy e Mehasen, 2011; El-Shouny et al., 2005; Geetha e Jayaraman, 2000; Grebenščíkov, 1978; Hefny, 2011; Ilker, 2011; Jamshidian et al., 2013; Jayakumar et al., 2007); Kabdal et al., 2003; Khalily et al., 2010; Khayatnezhad et al., 2010a, 2010b; Khazaei et al., 2010; Kumar et al., 2014, 2011; Kumar e Kumar, 2000; Langade et al., 2013; Lopes et al., 2007; Mohammadi et al., 2003; Moradi e Azarpour, 2011; Munawar et al., 2013; Najeeb et al., 2009; Nastasic et al., 2010; Nataraj et al., 2014; Nemati et al., 2009; Ojo et al., 2006; Oktem, 2008; Pakniyat et al., 2013; Parimala et al., 2011; Pavan et al., 2011; Pudjiwati et al., 2013; Rafiq et al., 2010; Raghu et al., 2011; Rigon et al., 2014; Rios et al., 2012; Saidaiah et al., 2008; Samonte et al., 2005; Selvaraj e Nagarajan, 2011; Shiri et al., 2013; Shukla e Mishra, 2013; Singhal et al., 2006; Sofi e Rather, 2007; Sreckov et al., 2011; Teodoro et al., 2014; Toebe e Cargnelutti Filho, 2013a, 2013b; Toebe, 2012; Torun e Köycü, 1999; Vaezi et al., 2000; Valizadeh e Bahrampour, 2013; Vassilevska-Ivanov et al., 2007; Vianna et al., 1980; Wang et al., 1999; Wannows et al., 2010; Wu et al., 2011; Zarei et al., 2012; Zdunić et al., 2012; Zirehzadeh et al., 2011).

Para que os resultados gerados em estudos de análise de trilha apresentem confiabilidade é necessário o uso de adequado tamanho de amostra. Nesse sentido, na cultura do milho, foram realizados estudos de dimensionamento amostral para a estimação da média (Brera et al., 2010; Conceição et al., 1993; Costa et al., 2003; Henry et al., 1942; Liu et al., 2013; Magari et al., 1996; Martin et al., 2005; Modolo et al., 2013; Nagai et al., 1986; Resende e Souza Júnior, 1997; Rosa et al., 2002; Silva et al., 1998, 1997, 1993; Storck et al., 2007; Vasić et al., 2003; Wolkowski et al., 1988) e de coeficientes de correlação de Pearson entre caracteres (Cargnelutti Filho et al., 2010), sendo recomendados tamanhos de amostra entre três e 674 plantas, dependendo do tipo de híbrido ou linhagem, da safra, da variável, do local, do manejo e do nível de precisão considerado. A reamostragem com reposição tem sido utilizada para a determinação do tamanho de amostra em culturas agrícolas (Cargnelutti Filho et al., 2013, 2012a, 2012b, 2012c, 2010; Nunes et al., 2006; Silva et al., 2011), especialmente nos casos em que se desconhece a distribuição de probabilidade dos dados (Ferreira, 2009).

Conforme destacado acima, verifica-se crescente uso da análise de trilha na cultura de milho, sendo verificada também variabilidade de magnitude e sinal dos efeitos diretos obtidos entre os estudos realizados, resultando em interpretações distintas entre os trabalhos

apresentados. Destaca-se que, entre outros fatores, a insuficiência amostral pode ser uma das causas das distintas estimações de efeitos diretos apresentados na literatura. Nesse sentido, embora Petraitis et al. (1996) e Streiner (2005) fizeram apontamentos gerais quanto ao dimensionamento amostral para a realização da análise de trilha, não foram encontradas referências a cerca do tamanho de amostra necessário para a estimação precisa dos efeitos diretos na análise de trilha em milho. Assim, os objetivos deste trabalho foram estimar efeitos diretos e determinar o tamanho de amostra necessário para a estimação de efeitos diretos, de variáveis explicativas sobre a produtividade de grãos em milho, nas combinações formadas por três tipos de híbridos  $\times$  duas safras  $\times$  nove cenários de variáveis explicativas  $\times$  dois tipos de análise de trilha  $\times$  quatro níveis de precisão.

## Material e métodos

### Experimentos de campo

Foram conduzidos dois experimentos com a cultura de milho (*Zea mays* L.), nas safras agrícolas de 2008/09 (primeiro experimento) e de 2009/10 (segundo experimento), na área experimental do Departamento de Fitotecnia, da Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, Estado do Rio Grande do Sul (29°42'S, 53°49'W, a 95 m de altitude). No primeiro experimento (safra 2008/09), semeado em 26/12/2008, foram conduzidas quatro parcelas com o híbrido simples P32R21, quatro com o híbrido triplo DKB566 e quatro com o híbrido duplo DKB747. No segundo experimento (safra 2009/10), semeado em 26/10/2009, foram conduzidas dezesseis parcelas com o híbrido simples 30F53, dezesseis com o híbrido triplo DKB566 e dezesseis com o híbrido duplo DKB747.

Cada parcela foi composta de quatro fileiras de 6 m de comprimento, espaçadas em 0,80 m, sendo a densidade ajustada para cinco plantas por metro linear, totalizando 62.500 plantas ha<sup>-1</sup>. Dessa forma, cada parcela foi composta por 120 plantas, totalizando 1.440 plantas no primeiro experimento (3 híbridos  $\times$  4 parcelas/híbrido  $\times$  120 plantas/parcela) e 5.760 plantas no segundo experimento (3 híbridos  $\times$  16 parcelas/híbrido  $\times$  120 plantas/parcela). Em cada safra, as parcelas dos híbridos simples, triplo e duplo foram casualizados na área experimental. Ainda, nos dois experimentos, a adubação de base foi de 750 kg ha<sup>-1</sup> da fórmula 3-24-18 (NPK) e a adubação de cobertura foi de 300 kg ha<sup>-1</sup> de ureia com 45% de N, sendo os demais tratamentos culturais realizados de acordo com as recomendações para a cultura do milho (Fancelli e Dourado Neto, 2004).

## Variáveis mensuradas e análise de trilha

No primeiro experimento, conduzido na safra 2008/09, foram avaliadas 361, 373 e 416 plantas, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo. No segundo experimento, conduzido na safra 2009/10, foram avaliadas 1.777, 1.693 e 1.720 plantas, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo. Dessa forma, foi avaliado um total de 6.340 plantas. Em cada uma das 6.340 plantas avaliadas, foram mensuradas as seguintes variáveis explicativas: altura de planta na colheita (AP, em cm), altura de inserção de espiga (AIE, em cm), peso de espiga (PE, em g), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE, em cm), diâmetro de espiga (DE, em mm), peso de sabugo (PS, em g), diâmetro de sabugo (DS, em mm), massa de cem grãos (MCG, em g), número de grãos por espiga (NGR) e, comprimento de grãos (CGR, em mm). Em cada planta, foi mensurada também a variável principal produtividade de grãos (PROD, em g planta<sup>-1</sup>). Foram avaliadas apenas plantas que continham todos os caracteres descritos acima. Em função disso, o número final de plantas avaliadas em cada safra, diferiu entre os híbridos simples, triplo e duplo.

Com base no total de plantas avaliadas em cada híbrido e safra, foram construídos histogramas de frequência e diagramas de dispersão entre as 12 variáveis mensuradas. A seguir, foram planejados nove cenários para a realização das análises de trilha tradicional e em crista, sendo que os cenários diferiram entre si quanto ao número de variáveis que foram eliminadas antes da realização da análise de trilha. Assim, nos cenários 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 e 9, foram eliminadas, respectivamente, 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 e 8 variáveis explicativas antes da realização da análise de trilha. Variáveis explicativas com maior fator de inflação da variância (FIV) (Carvalho e Cruz, 1996; Fávero et al., 2009; Hair et al., 2009) e de difícil mensuração foram prioritariamente excluídas. Dessa forma, para a realização da análise de trilha, foram consideradas 11 variáveis explicativas no cenário 1 (AP, AIE, PE, NF, CE, DE, PS, DS, MCG, NGR e CGR), 10 variáveis explicativas no cenário 2 (AP, AIE, NF, CE, DE, PS, DS, MCG, NGR e CGR), nove variáveis explicativas no cenário 3 (AP, AIE, NF, CE, DE, PS, DS, MCG e NGR), oito variáveis explicativas no cenário 4 (AP, AIE, NF, CE, DE, PS, DS e MCG), sete variáveis explicativas no cenário 5 (AP, AIE, NF, CE, DE, DS e MCG), seis variáveis explicativas no cenário 6 (AP, AIE, NF, CE, DE e MCG), cinco variáveis explicativas no cenário 7 (AP, AIE, NF, CE e DE), quatro variáveis explicativas no cenário 8 (AP, AIE, CE e DE) e três variáveis explicativas no cenário 9 (AIE, CE e DE) (Figura 1). Após, para cada híbrido, safra e cenário, foram calculados os coeficientes de correlação

lineares de Pearson ( $r$ ) entre variáveis explicativas (matriz de correlação  $X'X$ ) e, os coeficientes de correlação lineares de Pearson de cada variável explicativa com a variável principal PROD (matriz de correlação  $X'Y$ ).

A seguir, para cada híbrido, safra e cenário, realizou-se a análise trilha tradicional com um único diagrama causal, sendo a estimação dos efeitos diretos e indiretos (não apresentados) realizada utilizando o sistema de equações normais  $X'X \hat{\beta} = X'Y$  (Cruz e Carneiro, 2006; Cruz e Regazzi, 1997; Wright, 1921, 1923, 1934). Em cada híbrido, safra e cenário, foi calculado também o coeficiente de determinação da análise de trilha tradicional ( $R^2$ ) e realizado o diagnóstico de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Para isso, utilizou-se como método de diagnóstico, o número de condição (NC), que é a divisão do maior pelo menor autovalor da matriz de correlação  $X'X$  (Cruz e Carneiro, 2006; Gujarati, 2006). Considerou-se multicolinearidade fraca quando  $NC < 100$ , multicolinearidade moderada a severa quando  $100 \leq NC \leq 1.000$  e, multicolinearidade severa quando  $NC > 1.000$  (Montgomery e Peck, 1982).

Em cada híbrido, safra e cenário, foi realizada também a análise de trilha em crista com um único diagrama causal, após a adição de um valor  $k$  na diagonal da matriz de correlação  $X'X$  (Carvalho et al., 2001; Carvalho, 1995; Cruz e Carneiro, 2006). Para isso, iniciou-se a escolha do valor  $k$  pela adição de  $k = 0$  na diagonal da matriz  $X'X$ , com posterior diagnóstico de multicolinearidade. A seguir, para os casos de multicolinearidade moderada a severa ou severa ( $NC \geq 100$ ), foram testados novos valores de  $k$ , em ordem crescente, sendo que a cada passo foi acrescido um valor igual a 0,0001 e verificado o grau de multicolinearidade. Assim, para a realização da análise de trilha em crista em cada híbrido, safra e cenário, foi utilizado o menor valor de  $k$ , no intervalo de  $0 \leq k \leq 1$ , suficiente para reduzir o NC para valor inferior a 100, contribuindo para a estabilização dos efeitos diretos e indiretos da análise de trilha (Carvalho et al., 2001; Cruz e Carneiro, 2006). A seguir, adicionou-se o valor  $k$  na diagonal da matriz de correlação  $X'X$  e realizou-se a estimação de efeitos diretos e indiretos (não apresentados) da análise de trilha em crista, por meio do sistema  $(X'X + k) \hat{\beta} = X'Y$  (Carvalho et al., 2001; Cruz e Carneiro, 2006). Foi calculado também o coeficiente de determinação da análise de trilha em crista ( $R^2$ ) e apresentado o valor de  $k$  e o número de condição obtido após a adição do valor  $k$ , em cada híbrido, safra e cenário. Para os casos em que foi utilizado o valor de  $k = 0$  na análise de trilha em crista, os efeitos diretos e indiretos e o  $R^2$  obtidos nesse tipo de análise de trilha foram iguais aos obtidos na análise de trilha tradicional para a mesma combinação (híbrido, safra e cenário).

## Determinação do tamanho de amostra

Para cada híbrido e safra, foram planejados 199 tamanhos de amostra, sendo o tamanho de amostra inicial de 10 plantas e os demais tamanhos de amostras obtidos com o incremento de cinco plantas. Dessa forma, os tamanhos de amostra planejados foram de  $n = 10, 15, 20, \dots, 1.000$  plantas. Para cada tamanho de amostra planejado, foram obtidas 1.000 reamostras com reposição e, em cada reamostra foram estimadas, para cada um dos nove cenários (Figura 1), as matrizes de correlação lineares de Pearson  $X'X$  (entre variáveis explicativas) e  $X'Y$  (de cada variável explicativa com PROD). A seguir, em cada reamostra, para cada cenário, foram estimados os efeitos diretos e indiretos (não apresentados) da análise de trilha tradicional. Em cada reamostra, para cada cenário, foi realizada também a análise de trilha em crista, sendo que para isso, inicialmente, foi escolhido o valor adequado de  $k$ , no intervalo de  $0 \leq k \leq 1$ , conforme descrito no item anterior para a análise de trilha em crista. A seguir, adicionou-se esse valor  $k$  na diagonal da matriz de correlação  $X'X$ , sendo estimados os efeitos diretos e indiretos (não apresentados) da análise de trilha em crista, para cada cenário, em cada reamostra. Dessa forma, para cada híbrido, safra e tamanho de amostra planejado, foram obtidas 1.000 reamostras, sendo que em cada reamostra, obtiveram-se estimativas de efeitos diretos e indiretos (não apresentados) em análises de trilha tradicional e em crista para nove cenários. Assim, para cada híbrido, safra e tamanho de amostra planejado, foram obtidas 1.000 estimativas de cada estatística (efeitos diretos e indiretos nas análises de trilha tradicional e em crista para cada um dos nove cenários) e com base nessas 1.000 estimativas, foram determinados o percentil 2,5%, a média, o percentil 97,5% e calculada a amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ), pela diferença entre o percentil 97,5% e o percentil 2,5%.

Para a determinação do tamanho de amostra (número de plantas) necessário para a estimação dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre PROD, foram fixados inicialmente, limites máximos de  $AIC_{95\%}$  do efeito direto iguais a 0,15 (maior precisão), 0,25, 0,35 e 0,45 (menor precisão). A seguir, para cada híbrido, safra, cenário, tipo de análise de trilha e variável explicativa, partiu-se do tamanho de amostra inicial ( $n = 10$  plantas) e, considerou-se como tamanho de amostra adequado ( $n$ ), o número de plantas a partir do qual a amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) do efeito direto foi menor ou igual ao limite máximo estabelecido em cada nível de precisão (0,15, 0,25, 0,35 ou 0,45).

Por fim, escolheu-se o cenário 4 da análise de trilha tradicional realizada no híbrido simples 30F53 da safra 2009/10 e, representou-se graficamente o percentil 2,5%, a média e o

percentil 97,5% das 1.000 estimativas de efeitos diretos de AIE e de PS sobre PROD, para alguns dos tamanhos de amostra planejados ( $n = 20, 30, \dots, 1.000$  plantas). Os efeitos diretos das demais variáveis explicativas, cenários, tipos de análise de trilha, híbridos e safras não foram representadas graficamente, considerando o volume de gráficos resultantes e a repetição parcial de dados já apresentados em tabelas. Todas as análises estatísticas foram realizadas com o auxílio dos programas R (R Development Core Team, 2014) e Statistica (STATSOFT, 2005) e do aplicativo Microsoft Office Excel<sup>®</sup>.

## Resultados

### Análise de trilha

Verificou-se, com base nos diagramas de dispersão, que as variáveis peso de espiga (PE) e número de grãos por espiga (NGR) foram as duas variáveis que apresentaram maiores correlações lineares com a variável principal produtividade de grãos (PROD), para os híbridos simples, triplo e duplo nas duas safras avaliadas (Figuras 2 a 7). De maneira geral, verificaram-se visualmente associações lineares positivas na maioria dos 66 pares de caracteres mensurados.

A análise de trilha tradicional, realizada com base em 11 variáveis explicativas (cenário 1), revelou que apenas a variável PE apresentou efeitos diretos de alta magnitude sobre PROD ( $1,06 \leq \text{efeito direto} \leq 1,21$ ), independentemente do híbrido e da safra (Tabelas 1 a 3). Nesse cenário e tipo de análise de trilha, as demais variáveis explicativas apresentaram efeitos diretos de baixa intensidade sobre PROD ( $-0,26 \leq \text{efeito direto} \leq 0,00$ ), em todos os híbridos, nas duas safras. Conforme verificado nos diagramas de dispersão (Figuras 2 a 7), PE esteve altamente correlacionada com PROD, sendo esperado efeito direto de alta magnitude de PE sobre PROD, com relação de causa e efeito (Cruz e Carneiro, 2006; Cruz e Regazzi, 1997). No entanto, nesse primeiro cenário, a análise de trilha tradicional foi realizada com severo grau de multicolinearidade entre as variáveis explicativas, em todos os híbridos e safras ( $566.987.793 \leq NC \leq 636.038.367$ ), podendo resultar na estimação imprecisa dos efeitos diretos e indiretos (não apresentados). Além disso, valores de efeitos diretos acima de  $|1|$  também foram indicativos de problemas ocasionados pela multicolinearidade entre variáveis explicativas.

Verificou-se que a adição de um valor  $k$  ( $0,0573 \leq k \leq 0,0643$ ) na diagonal da matriz de correlação  $X'X$ , foi eficiente para a redução do grau de multicolinearidade ( $99,89 \leq NC \leq$

99,99) entre as onze variáveis explicativas do primeiro cenário, para todos os híbridos e safras (Tabelas 1 a 3). Nesse cenário, a análise de trilha em crista indicou que PE foi a variável com maior efeito direto sobre PROD ( $0,39 \leq \text{efeito direto} \leq 0,50$ ). No entanto, diferentemente da análise de trilha tradicional, verificou-se que as magnitudes de efeitos diretos foram inferiores a  $|1|$ , indicando que possíveis erros de estimação causados pela multicolinearidade foram contornados. Além disso, outras variáveis explicativas como NGR ( $0,33 \leq \text{efeito direto} \leq 0,40$ ) e MCG ( $0,12 \leq \text{efeito direto} \leq 0,18$ ), passaram a apresentar efeitos diretos positivos sobre PROD, estando de acordo com a magnitude de associação verificada nos diagramas de dispersão (Figuras 2 a 7). Assim, com base na análise de trilha em crista realizada no primeiro cenário, constatou-se que as variáveis PE, NGR e MCG foram as variáveis com maiores efeitos diretos sobre PROD, sendo esse comportamento mantido entre os híbridos simples, triplo e duplo, avaliados nas safras 2008/09 e 2009/10 (Tabelas 1 a 3).

No segundo cenário, foi realizada a exclusão da variável PE, devido ao elevado fator de inflação da variância (FIV), indicando alto grau de colinearidade com outras variáveis explicativas. Além disso, PE foi excluído da análise de trilha nesse e nos demais cenários, para possibilitar a identificação de outras variáveis explicativas que poderiam ser utilizadas na análise de trilha em milho, nos casos em que PE não é mensurada. A exclusão de PE resultou em pequenos decréscimos na capacidade preditiva da análise de trilha tradicional ( $0,98 \leq R^2 \leq 0,99$ ) em relação ao primeiro cenário ( $R^2 = 1,00$ ) e, contribuiu para a redução do grau de multicolinearidade em todos os híbridos e safras ( $477.473.242 \leq NC \leq 543.133.582$ ) (Tabelas 1 a 3). Contudo, o grau de multicolinearidade continuou elevado nesse segundo cenário, de acordo com os critérios estabelecidos por Montgomery e Peck (1982). As variáveis explicativas que apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD foram NGR ( $0,77 \leq \text{efeito direto} \leq 0,88$ ) e MCG ( $0,27 \leq \text{efeito direto} \leq 0,38$ ). Já a variável PS ( $0,05 \leq \text{efeito direto} \leq 0,10$ ), bem como as demais variáveis explicativas ( $-0,04 \leq \text{efeito direto} \leq 0,03$ ) apresentaram reduzidos efeitos diretos, para todos os híbridos e safras, nesse cenário e tipo de análise de trilha.

Pequena redução na capacidade preditiva também foi constatada para a análise de trilha em crista realizada no segundo cenário ( $0,94 \leq R^2 \leq 0,96$ ) em relação à realizada no primeiro cenário ( $0,96 \leq R^2 \leq 0,97$ ) (Tabelas 1 a 3). No segundo cenário, a adição de um valor  $k$  ( $0,0484 \leq k \leq 0,0549$ ) na diagonal da matriz de correlação  $X'X$ , foi eficiente para a redução do grau de multicolinearidade entre as dez variáveis explicativas ( $99,83 \leq NC \leq 99,97$ ), para todos os híbridos e safras (Tabelas 1 a 3). Nesse cenário, as variáveis explicativas NGR ( $0,52 \leq \text{efeito direto} \leq 0,72$ ) e MCG ( $0,20 \leq \text{efeito direto} \leq 0,29$ ) apresentaram maiores efeitos

diretos sobre PROD. Já as variáveis PS ( $0,04 \leq \text{efeito direto} \leq 0,14$ ) e CE ( $0,03 \leq \text{efeito direto} \leq 0,13$ ), bem como as demais variáveis explicativas (AP, AIE, NF, DE, DS e CGR) apresentaram reduzidos efeitos diretos sobre PROD. Dessa forma, constatou-se que para o segundo cenário, independentemente do híbrido, da safra e do tipo de análise de trilha utilizada (tradicional ou em crista), as variáveis NGR e MCG apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD e, portanto, devem ser preferencialmente utilizadas para seleção indireta de plantas mais produtivas nesse cenário.

Para o terceiro cenário, além de PE já excluída no segundo cenário, foi excluída a variável CGR, considerando a dificuldade de mensuração dessa variável e os elevados valores de FIV, indicando colinearidade com outras variáveis explicativas como DE e DS. Após a exclusão de PE e CGR no terceiro cenário, ocorreu uma drástica redução da multicolinearidade, sendo que o número de condição entre as nove variáveis explicativas restantes (AP, AIE, NF, CE, DE, PS, DS, MCG e NGR) reduziu para valores abaixo de 100 em todos os híbridos, nas duas safras ( $45,86 \leq NC \leq 71,88$ ). Nesse cenário, bem como nos cenários subsequentes, adicionou-se  $k = 0$  para a realização da análise de trilha em crista. Dessa forma, para um mesmo híbrido, safra e cenário (do terceiro ao nono cenário), os valores de efeitos diretos e de  $R^2$  da análise de trilha em crista foram iguais aos apresentados para a análise de trilha tradicional (Tabelas 1 a 3). No terceiro cenário, verificou-se que a perda de predição após a exclusão de PE e CGR foi mínima para todos os híbridos nas duas safras ( $0,98 \leq R^2 \leq 0,99$ ). Nesse cenário, novamente foi constatado que as variáveis NGR ( $0,77 \leq \text{efeito direto} \leq 0,88$ ) e MCG ( $0,27 \leq \text{efeito direto} \leq 0,38$ ) apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD, sendo os efeitos diretos das demais variáveis de pequena magnitude. Assim, com base nos três primeiros cenários, pode-se destacar que as variáveis NGR e MCG, nessa ordem, além de PE no primeiro cenário, foram as variáveis com relação de causa e efeito sobre PROD, devendo ser consideradas para a seleção indireta de plantas mais produtivas nesses cenários.

No quarto cenário, foi excluída a variável explicativa NGR, além de PE e CGR já excluídas nos cenários anteriores, principalmente devido à dificuldade de mensuração dessa variável visando a seleção indireta e precoce de plantas mais produtivas e, devido ao maior valor de FIV. Além disso, essa variável foi excluída nesse e nos cenários posteriores, visando a identificação de outras variáveis explicativas que poderiam ser utilizadas na seleção indireta, nos casos em que NGR não é mensurada. No quarto cenário, a multicolinearidade reduziu em relação ao cenário anterior, para todos os híbridos e safras ( $23,02 \leq NC \leq 45,92$ ) (Tabelas 1 a 3). No entanto, como NGR apresentou elevados efeitos diretos sobre PROD nos três

primeiros cenários, sua exclusão no quarto cenário, reduziu consideravelmente a capacidade preditiva da análise de trilha ( $0,81 \leq R^2 \leq 0,93$ ) em relação ao cenário anterior ( $0,98 \leq R^2 \leq 0,99$ ), em todos os híbridos e safras. Nesse cenário, as variáveis explicativas DE ( $0,27 \leq$  efeito direto  $\leq 0,65$ ) e CE ( $0,26 \leq$  efeito direto  $\leq 0,48$ ) apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD, seguidos das variáveis PS ( $-0,01 \leq$  efeito direto  $\leq 0,29$ ) e MCG ( $-0,01 \leq$  efeito direto  $\leq 0,18$ ). Já as variáveis NF ( $-0,08 \leq$  efeito direto  $\leq 0,12$ ), AP ( $-0,06 \leq$  efeito direto  $\leq 0,07$ ), AIE ( $-0,05 \leq$  efeito direto  $\leq 0,09$ ) e DS ( $-0,17 \leq$  efeito direto  $\leq 0,00$ ) apresentaram reduzidos efeitos diretos, não sendo variáveis com relação de causa e efeito sobre PROD (Cruz e Carneiro, 2006; Cruz e Regazzi, 1997; Cruz et al., 2004).

No quinto cenário, além das variáveis já excluídas nos cenários anteriores, foi excluída a variável PS, sendo a exclusão desta realizada, considerando a dificuldade de mensuração e o grau de associação com as demais variáveis explicativas. Nesse cenário, ocorreu redução do grau de multicolinearidade em todos os híbridos nas duas safras ( $14,83 \leq NC \leq 24,06$ ) e pequena redução dos coeficientes de determinação das análises de trilha ( $0,79 \leq R^2 \leq 0,92$ ) (Tabelas 1 a 3). As variáveis explicativas DE ( $0,31 \leq$  efeito direto  $\leq 0,66$ ) e CE ( $0,37 \leq$  efeito direto  $\leq 0,54$ ) apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD, seguidas da variável MCG ( $0,03 \leq$  efeito direto  $\leq 0,18$ ), sendo que as demais variáveis explicativas apresentaram reduzidos efeitos diretos ( $-0,10 \leq$  efeito direto  $\leq 0,12$ ). Dessa forma, assim como para o quarto cenário, recomenda-se a utilização das variáveis DE e CE para a seleção indireta de plantas mais produtivas.

Para o sexto cenário, foram eliminadas todas as variáveis já eliminadas no cenário anterior, além da variável DS. Nesse cenário, o número de condição reduziu em todos os híbridos e safras ( $11,71 \leq NC \leq 18,82$ ), não sendo reduzida a capacidade de predição da análise de trilha em relação ao cenário anterior ( $0,79 \leq R^2 \leq 0,92$ ) (Tabelas 1 a 3). Assim como já constatado no quarto e quinto cenário, as variáveis explicativas DE ( $0,32 \leq$  efeito direto  $\leq 0,62$ ) e CE ( $0,37 \leq$  efeito direto  $\leq 0,54$ ) apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD, indicando relação de causa e efeito (Cruz e Carneiro, 2006; Cruz e Regazzi, 1997; Cruz et al., 2004). No sétimo cenário, foi excluída adicionalmente a variável MCG, considerando a dificuldade de mensuração dessa variável em relação às demais variáveis restantes no cenário (AP, AIE, NF, CE e DE). Com isso, houve redução do grau de multicolinearidade ( $9,18 \leq NC \leq 17,18$ ) e pequena redução do coeficiente de determinação da análise de trilha em relação ao sexto cenário ( $0,79 \leq R^2 \leq 0,90$ ) (Tabelas 1 a 3). Assim como nos três cenários anteriores, foram verificados maiores efeitos diretos de DE ( $0,38 \leq$  efeito direto  $\leq 0,65$ ) e CE ( $0,39 \leq$  efeito direto  $\leq 0,57$ ) sobre PROD, para todos os híbridos nas duas

safras. As demais variáveis explicativas (AP, AIE e NF) apresentaram reduzidos efeitos diretos ( $-0,11 \leq \text{efeito direto} \leq 0,12$ ) sobre PROD.

A exclusão da variável NF no oitavo cenário, contribuiu para pequena redução do grau de multicolinearidade entre as variáveis explicativas restantes ( $6,00 \leq \text{NC} \leq 11,26$ ) e do coeficiente de determinação da análise de trilha ( $0,78 \leq R^2 \leq 0,90$ ) (Tabelas 1 a 3). Nesse cenário, DE ( $0,38 \leq \text{efeito direto} \leq 0,61$ ) e CE ( $0,40 \leq \text{efeito direto} \leq 0,57$ ) novamente apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD, para todos os híbridos nas duas safras. Por fim, no nono cenário, foram mantidas apenas as variáveis de fácil mensuração a campo (AIE, CE e DE). Nesse cenário, verificou-se que a predição da análise de trilha, para os híbridos simples, triplo e duplo das safras 2008/09 e 2009/10 foi boa ( $0,78 \leq R^2 \leq 0,90$ ) e que o grau de multicolinearidade foi reduzido ( $3,96 \leq \text{NC} \leq 8,33$ ). Nesse cenário, assim como para os cenários 4 ao 8, maiores efeitos diretos foram constatados de DE ( $0,39 \leq \text{efeito direto} \leq 0,61$ ) e CE ( $0,40 \leq \text{efeito direto} \leq 0,62$ ) sobre PROD, indicando relação de causa e efeito dessas duas variáveis sobre PROD.

Assim, verificou-se que quando foram mantidas as onze variáveis explicativas na análise de trilha, PE, NGR e MCG foram as variáveis mais importantes para a seleção indireta de plantas produtivas (Tabelas 1 a 3). Já para o segundo e terceiro cenário, NGR e MCG foram as variáveis mais importantes para a seleção indireta de plantas produtivas. A exclusão das variáveis PE e CGR foi suficiente para reduzir o grau de multicolinearidade em todos os híbridos e safras para níveis aceitáveis ( $\text{NC} \leq 71,88$ ), sendo que do terceiro ao nono cenário não foram verificadas diferenças entre os efeitos diretos das análises de trilha tradicional e em crista. Após a eliminação da variável NGR devido a dificuldade de mensuração dessa variável, do quarto ao nono cenário, ocorreu redução do coeficiente de determinação da análise de trilha. Nesses cenários, maiores efeitos diretos foram verificados de DE e CE sobre PROD, independentemente do tipo de híbrido e safra. Assim, a mensuração de três a oito variáveis explicativas, respectivamente, para o nono e para o quarto cenário, não aumentou ou reduziu de modo expressivo a capacidade de predição da análise de trilha. Nesses cenários, DE e CE deveriam ser, preferencialmente, utilizadas para a seleção indireta de plantas mais produtivas de milho, independentemente do híbrido e da safra.

É necessário destacar que as análises de trilha (Tabelas 1 a 3), foram realizadas considerando todo o conjunto de dados de cada híbrido e safra, ou seja, as 361, 373 e 416 plantas, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2008/09 e, as 1.777, 1.693 e 1.720 plantas, respectivamente, nos híbridos simples, triplo e duplo da safra 2009/10. Nesses casos, a eliminação de PE e CGR foi suficiente para reduzir o grau de

multicolinearidade para níveis aceitáveis ( $NC \leq 71,88$ ) e, por isso, os escores de efeitos diretos e de  $R^2$  estimados a partir do terceiro cenário (após exclusão de PE e CGR), foram iguais para as análises de trilha tradicional e em crista, para a qual foi adicionado um valor  $k = 0$  na matriz  $X'X$ . A seguir, quando serão apresentados os resultados referentes ao dimensionamento amostral para a estimação dos efeitos diretos de análises de trilha tradicional e em crista, é necessário atentar ao fato de que para cada uma das 1.000 reamostras obtidas, em cada tamanho de amostra planejado, foi realizado o diagnóstico de multicolinearidade para cada cenário. Com isso, dentro de um mesmo cenário, podem ocorrer reamostras com  $NC \geq 100$ , para as quais foi atribuído um valor de  $k > 0$  e, reamostras com  $NC < 100$ , para as quais atribuiu-se  $k = 0$  na análise de trilha em crista, gerando resultados iguais aos gerados na análise de trilha tradicional. Assim, é esperado que do terceiro ao nono cenário ocorra uma aproximação dos tamanhos de amostra requeridos para as análises de trilha tradicional e em crista em cada cenário, considerando pequeno efeito da multicolinearidade e pequena necessidade de adição de  $k$  para a análise de trilha em crista. No entanto, diferenças de tamanho de amostra podem ocorrer, nos casos em que reamostras necessitem adição de  $k > 0$ , resultando em estimativas de efeitos diretos distintas entre as análises de trilha tradicional e em crista.

#### Tamanho de amostra para a estimação de efeitos diretos da análise de trilha

Verificou-se que o tamanho de amostra (número de plantas) necessário para a estimação de efeitos diretos de onze variáveis explicativas sobre PROD, na análise de trilha tradicional do primeiro cenário, com amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) igual a 0,15, foi reduzido ( $15 \text{ plantas} \leq n \leq 25 \text{ plantas}$ ), independentemente do híbrido e da safra (Tabelas 4 a 6). No entanto, destaca-se que nesse cenário existiam sérios problemas de multicolinearidade, sendo recomendada a análise de trilha em crista e/ou a eliminação de variáveis (cenários 2 ao 9). Para a estimação dos efeitos diretos da análise de trilha em crista, no mesmo cenário e nível de precisão, o tamanho de amostra oscilou entre 15 e 70 plantas, dependendo do híbrido, da safra e da variável explicativa. Ainda, de maneira geral, foi necessário maior tamanho de amostra para a estimação do efeito direto de PE sobre PROD, sendo que outras variáveis como PS, MCG e NGR também apresentaram necessidade de maiores tamanhos de amostra nesse cenário.

Após a eliminação de PE no segundo cenário, houve aumento do tamanho de amostra necessário para a estimação dos efeitos diretos da análise de trilha tradicional ( $20 \text{ plantas} \leq n$

$\leq 380$  plantas) e em crista ( $25 \text{ plantas} \leq n \leq 295 \text{ plantas}$ ), com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,15, para todos híbridos e safras em relação ao primeiro cenário (Tabelas 4 a 6). Nesse segundo cenário, verificou-se aumento da variabilidade do tamanho de amostra entre variáveis explicativas, híbridos e safras, com destaque aos híbridos simples e triplo da safra 2009/10, que apresentaram maiores oscilações de tamanhos de amostra necessários para a estimação dos efeitos diretos das dez variáveis explicativas utilizadas. Considerando o mesmo nível de precisão, verificou-se que o tamanho de amostra necessário para a estimação dos efeitos diretos no terceiro cenário, oscilou entre 30 e 380 plantas nas análises de trilha tradicional e em crista, dependendo do híbrido, da safra e da variável explicativa (Tabelas 4 a 6).

A eliminação da variável NGR no quarto cenário resultou em perda de predição nas análises de trilha tradicional e em crista, em todos os híbridos e safras, visto que NGR exercia elevado efeito direto positivo sobre PROD (Tabelas 1 a 3). Em geral, esse foi o cenário com requerimento de maior tamanho de amostra para a estimação de efeitos diretos em análise de trilha em milho, em relação aos demais oito cenários apresentados. Desse cenário em diante, os tamanhos de amostra requeridos para a estimação de efeitos diretos, com  $AIC_{95\%}$  de 0,15, foram iguais nas análises de trilha tradicional e em crista (Tabelas 4 a 6). Para a estimação de efeitos diretos de AP, AIE, NF, CE, DE, PS, DS e MCG sobre PROD (cenário 4), com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,15, foi necessária a mensuração de 165 a 420 plantas no híbrido simples da safra 2008/09 e, de 150 a 900 plantas no híbrido simples da safra 2009/10, dependendo da variável explicativa (Tabela 4). Já no híbrido triplo, foi necessária a mensuração de 200 a 485 plantas na safra 2008/09 e de 215 a 825 plantas na safra 2009/10 (Tabela 5) e, para o híbrido duplo, foi necessária a mensuração de 225 a 580 plantas na safra 2008/09 e de 240 a mais de 1.000 plantas na safra de 2009/10 (Tabela 6), dependendo da variável explicativa. Verificou-se nesse cenário, para um mesmo híbrido, safra e nível de precisão, a existência de elevada variabilidade entre as variáveis explicativas, em relação ao tamanho de amostra necessário para a estimação dos efeitos diretos sobre PROD (Figuras 8A e 8B).

Do quarto cenário em diante, verificou-se que a eliminação de variáveis não reduziu de modo expressivo os coeficientes de determinação das análises de trilha tradicional e em crista, visto que as variáveis que apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD no quarto cenário (DE e CE) foram mantidas nos cenários posteriores (cenários 5, 6, 7, 8, e 9) (Tabelas 1 a 3). De maneira geral, verificou-se que na medida em que foram eliminadas variáveis, ocorreu redução do tamanho de amostra necessário para a estimação dos efeitos diretos, em relação ao tamanho de amostra observado no quarto cenário. Assim, para o híbrido simples P32R21 da safra 2008/09, foi necessária a mensuração de 465, 465, 260, 215 e 205 plantas,

respectivamente, nos cenários 5, 6, 7, 8 e 9, para a estimação dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre PROD, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,15, independentemente do tipo de análise de trilha utilizado (tradicional ou em crista) e da variável explicativa (Tabela 4). Nesse mesmo nível de precisão, foi necessária a mensuração de 565, 455, 415, 330 e 305 plantas, para a estimação dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre PROD, nos cenários 5, 6, 7, 8 e 9, respectivamente, para o híbrido simples 30F53 avaliado na safra 2009/10, independentemente do tipo de análise de trilha e da variável explicativa.

Para o híbrido triplo DKB566 avaliado na safra 2008/09, a mensuração de 585, 640, 455, 305 e 275 plantas, respectivamente, nos cenários 5, 6, 7, 8 e 9, permitiu a estimação dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre PROD, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,15, independentemente do tipo de análise de trilha e da variável explicativa (Tabela 5). Já a mensuração de 385, 370, 305, 305 e 220 plantas, respectivamente, nos cenários 5, 6, 7, 8 e 9, permitiu a estimação dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre PROD nesse mesmo híbrido e nível de precisão, na safra 2009/10. No híbrido duplo DKB747 avaliado na safra 2008/09, a mensuração de 500, 485, 350, 285 e 195 plantas, respectivamente, nos cenários 5, 6, 7, 8 e 9, permitiu a estimação dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre PROD, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,15, independentemente do tipo de análise de trilha e da variável explicativa (Tabela 6). Já a mensuração de 580, 475, 440, 390 e 285 plantas, respectivamente, nos cenários 5, 6, 7, 8 e 9, permitiu a estimação dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre PROD nesse mesmo híbrido e nível de precisão, na safra 2009/10.

Caso o pesquisador opte por utilizar um dos três primeiros cenários, que de modo geral, apresentaram os maiores coeficientes de determinação da análise de trilha e menores tamanhos de amostra, deve utilizar a análise de trilha em crista, devido aos elevados problemas de multicolinearidade verificados, principalmente, nos dois primeiros cenários. Já o quarto cenário, apresentou maior redução do coeficiente de determinação da análise de trilha, devido à eliminação de NGR e, em geral, necessitou maior tamanho de amostra para estimação de efeitos diretos em relação aos demais oito cenários (Tabelas 4 a 6). Do quinto ao nono cenário, a eliminação de variáveis não reduziu expressivamente o coeficiente de determinação nas análises de trilha e permitiu a redução do tamanho de amostra. Assim, independentemente do híbrido e da safra, a utilização do nono cenário de análise de trilha foi adequado, considerando a facilidade de mensuração das variáveis a campo (AIE, CE e DE), o reduzido grau de multicolinearidade entre variáveis explicativas ( $3,96 \leq NC \leq 8,33$ ), a boa predição da análise de trilha ( $0,78 \leq R^2 \leq 0,90$ ) e o menor tamanho de amostra necessário em relação aos cenários quatro a oito. Assim, pode-se concluir que os cenários extremos (cenários

1, 2, 3 e 9) foram os mais recomendados. Destes, os três primeiros cenários requerem menores tamanhos de amostra (Tabelas 4 a 6) e possuem maior capacidade preditiva em relação ao nono cenário, mas em geral, necessitam medidas de contorno para a redução da multicolinearidade. Por outro lado, o nono cenário apresentou como vantagens, o fato de possuir baixo grau de multicolinearidade entre variáveis explicativas e a facilidade de mensuração de poucas variáveis explicativas a campo (AIE, CE e DE), o que poderia contribuir para a seleção indireta de plantas mais produtivas, com maior precocidade. Já os cenários intermediários (cenários 4 ao 8), requerem a mensuração de maior número de variáveis, não aumentam expressivamente a predição da análise de trilha, possuem maior grau de multicolinearidade e requerem maior tamanho de amostra em relação ao nono cenário (Tabelas 1 a 6) e, por isso, não são recomendados.

Os tamanhos de amostra necessários para a estimação dos efeitos diretos de variáveis explicativas sobre PROD, com  $AIC_{95\%}$  máximas de 0,25 (Tabelas 7 a 9), 0,35 (Tabelas 10 a 12) e 0,45 (Tabelas 13 a 15), indicaram que o comportamento para híbridos, safras, cenários, tipos de análises de trilha e variáveis foi similar ao discutido para  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,15 (Tabelas 4 a 6). No entanto, menor tamanho de amostra é requerido para essas  $AIC_{95\%}$ , devido à menor precisão na estimativa dos efeitos diretos nesses níveis de precisão.

O tamanho de amostra necessário para a estimação de efeitos diretos nos diferentes híbridos, safras, cenários, tipos de análise de trilha e variáveis explicativas, oscilou entre 10 e 530 plantas, considerando  $AIC_{95\%}$  de 0,25 (Tabelas 7 a 9). Para o nono cenário (recomendado anteriormente), a mensuração de 80 e 120 plantas, respectivamente, nos híbridos simples das safras 2008/09 e 2009/10, foi suficiente para a estimação dos efeitos diretos com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25 (Tabela 7), independentemente do tipo de análise de trilha (tradicional ou de crista) e da variável explicativa (AIE, CE ou DE). Nesse mesmo cenário e nível de precisão, a mensuração de 100 e 90 plantas, respectivamente, foi suficiente para a estimação de efeitos diretos no híbrido triplo avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10 (Tabela 8). Já no híbrido duplo, a mensuração de 70 e 115 plantas, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10, garantiu a estimação dos efeitos diretos de AIE, CE e DE nesse mesmo cenário e nível de precisão (Tabela 9). Assim, 120 plantas foram suficientes para a estimação dos efeitos diretos de AIE, CE e DE sobre a PROD, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, independentemente do tipo de híbrido, da safra e do tipo de análise de trilha. Dessa forma, se for conduzido um experimento com cinco tratamentos e quatro repetições (20 parcelas no total) e forem avaliadas seis plantas por parcela (120 plantas no total), pode-se estimar os efeitos diretos de AIE, CE e DE sobre a PROD com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, desde que os efeitos de tratamentos e de controle local

sejam suprimidos na estimação dos coeficientes de correlação lineares de Pearson e dos efeitos diretos da análise de trilha.

O tamanho de amostra necessário para a estimação de efeitos diretos nos diferentes híbridos, safras, cenários, tipos de análise de trilha e variáveis explicativas, oscilou entre 10 e 265 plantas, para  $AIC_{95\%}$  de 0,35 (Tabelas 10 a 12). A mensuração de 45 e 60 plantas, respectivamente, nos híbridos simples das safras 2008/09 e 2009/10 (Tabela 10), de 60 e 50 plantas, respectivamente, no híbrido triplo avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10 (Tabela 11) e a mensuração de 40 e 65 plantas, respectivamente, no híbrido duplo avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10 (Tabela 12), garantiu a estimação dos efeitos diretos das variáveis explicativas AIE, CE e DE sobre PROD no nono cenário, com  $AIC_{95\%}$  do efeito direto de, no máximo, 0,35.

Para  $AIC_{95\%}$  de 0,45, o tamanho de amostra necessário para a estimação de efeitos diretos nos diferentes híbridos, safras, cenários, tipos de análise de trilha e variáveis explicativas, oscilou entre 10 e 160 plantas (Tabelas 13 a 15). A mensuração de 30 e 35 plantas, respectivamente, nos híbridos simples das safras 2008/09 e 2009/10 (Tabela 13), de 35 e 30 plantas, respectivamente, no híbrido triplo avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10 (Tabela 14) e a mensuração de 25 e 40 plantas, respectivamente, no híbrido duplo avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10 (Tabela 15), garantiu a estimação dos efeitos diretos das variáveis explicativas AIE, CE e DE sobre PROD no nono cenário, com  $AIC_{95\%}$  do efeito direto de, no máximo, 0,45.

## **Discussão**

### Análise de trilha

Nos dois primeiros cenários, foi constatado elevado grau de multicolinearidade entre variáveis explicativas (Tabelas 1 a 3). Nesse sentido, os elevados efeitos diretos de PE sobre PROD, obtidos na análise de tradicional do primeiro cenário, podem estar relacionados a erros de estimação ocasionados pelo alto grau de multicolinearidade. Com base no fator de inflação da variância (FIV) e na tolerância, Pakniyat et al. (2013) também identificaram elevado grau de multicolinearidade entre variáveis de milho em estudos de regressão múltipla e de análise de trilha. Em estudo desenvolvido por Ahmad e Saleem (2003), verificou-se que a razão entre graus-dia das fases reprodutiva e vegetativa apresentou maior efeito direto sobre PROD. Ainda segundo os autores, AP e AIE apresentaram reduzido efeito direto sobre PROD,

estando de acordo com os resultados obtidos no presente estudo. Contudo, os elevados efeitos diretos ( $-6,005 \leq \text{efeitos diretos} \leq 6,527$ ) apresentados pelos autores devem ser interpretados com cautela, visto que provavelmente foram estimados sob elevado grau de multicolinearidade entre variáveis explicativas.

Possíveis problemas de multicolinearidade podem ter contribuído para elevadas estimativas de efeitos diretos ( $-81,378 \leq \text{efeitos diretos} \leq 86,706$ ) apresentadas no estudo realizado por Langade et al. (2013), bem como na estimação de efeitos diretos em trabalhos desenvolvidos por Khayatnezhad et al. (2010b) e Saidaiah et al. (2008). Em estudo desenvolvido por Pavan et al. (2011), também foram verificados elevados efeitos diretos na análise de trilha realizada com base na matriz genotípica, provavelmente devido à elevada correlação entre as variáveis dias para pendramento e para espigamento e, entre a produtividade de grãos por planta e por hectare. De acordo com Selvaraj e Nagarajan (2011), a variável CE apresentou maior correlação e efeito direto sobre PROD, podendo ser utilizada, juntamente com AIE e NF na seleção de plantas mais produtivas. No entanto, os valores de efeitos diretos ( $-4,968 \leq \text{efeito direto} \leq 12,038$ ) sugerem que a estimação dos mesmos foi realizada sob elevado grau de multicolinearidade entre variáveis explicativas.

A realização da análise de trilha tradicional sob alto grau de multicolinearidade resultou em estimações de efeitos diretos e indiretos pouco coerentes em milho (Carvalho et al., 2001). Segundo estes autores, tanto a análise de trilha em crista quanto a eliminação de variáveis foram eficientes para a redução do grau de multicolinearidade, sendo que nesses cenários, os maiores efeitos diretos foram de número de espigas e peso de 50 grãos sobre PROD. Elevados e imprecisos valores de efeitos diretos, estimados em condições de alto grau de multicolinearidade também foram constatados em estudos desenvolvidos por Toebe (2012) e por Toebe e Cargnelutti Filho (2013a, 2013b). Segundo os autores, a eliminação de variáveis e a análise de trilha em crista foram eficientes na redução do grau de multicolinearidade em todos os experimentos avaliados, sendo verificados maiores efeitos diretos do número de plantas e da prolificidade sobre PROD em milho.

Para a realização da análise de trilha em única cadeia, Mohammadi et al. (2003) verificaram escores de FIV superiores a 10 para diversas variáveis explicativas, entre elas NGR, DE, NF, DS, CGR e CE, indicando maior contribuição dessas variáveis para a multicolinearidade, de modo semelhante ao verificado para os dois primeiros cenários do presente estudo. Ainda segundo Mohammadi et al. (2003), a realização da análise de trilha sequencial considerando três diagramas em cadeia ao invés do diagrama único, reduziu o FIV de todas as variáveis explicativas. Dessa forma, a análise de trilha em diagramas sequenciais

pode reduzir a interferência da multicolinearidade na estimação de efeitos diretos e indiretos em análise de trilha.

No presente estudo, verificaram-se menores coeficientes de determinação nas análises de trilha em crista, em relação aos estimados nas análises de trilha tradicional, nos dois primeiros cenários (Tabelas 1 a 3). Redução na predição da análise de trilha em crista em relação à análise de trilha tradicional também foi observada em outros estudos com a cultura do milho (Cruz e Carneiro, 2006; Toebe e Cargnelutti Filho, 2013a, 2013b; Toebe, 2012).

Nos três primeiros cenários planejados nesse estudo, foram verificados maiores efeitos diretos de NGR e MCG, além de PE no primeiro cenário, sobre PROD, tanto para a análise de trilha tradicional quanto para a análise de trilha em crista (Tabelas 1 a 3). Nos demais cenários, maiores efeitos diretos de DE e CE sobre PROD foram observados, independentemente do híbrido e da safra. Maiores efeitos diretos de NGR e MCG sobre PROD também foram verificados por Zarei et al. (2012) e por Lopes et al. (2007), em híbridos simples e triplo de milho. Ainda de acordo com Lopes et al. (2007), apenas a variável NGR apresentou efeito direto de alta magnitude sobre PROD em híbridos duplos de milho. Em estudo realizado por Mohammadi et al. (2003), foi constatado que as variáveis MCG e NGR apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD, sendo que as variáveis CE, DE, NF e número de grãos por fileira apresentaram efeitos diretos de menor magnitude. Já segundo Agrama (1996), as variáveis NGR, prolificidade e tamanho de grãos podem ser utilizados para a seleção indireta de linhagens mais produtivas de milho. Maiores efeitos diretos de NGR e CE, além de outras variáveis explicativas, sobre PROD também foram obtidos em milho por Zirehzadeh et al. (2011). Ainda, Wu et al. (2011) verificaram que NGR apresentou elevado efeito direto sobre a eficiência agrônômica de milho em condições de baixa disponibilidade de nitrogênio e Ojo et al. (2006) indicaram que a mensuração de NGR é eficiente para a seleção de plantas mais produtivas de milho.

Efeitos diretos positivos de MCG sobre PROD, semelhantes aos obtidos nos primeiros cenários desse estudo também foram observados em outros trabalhos. Nesse sentido, segundo Singhal et al. (2006), MCG, AP e AIE apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD em milho de alta qualidade protéica. Em estudo realizado por Teodoro et al. (2014), verificou-se que as relações entre variáveis dependem do tipo de híbrido (simples ou triplo). Segundo os autores, o número de grãos por fileira e a MCG apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD, sendo influenciadas indiretamente pelas variáveis CE e DE. Resultados similares aos obtidos no presente estudo e aos apresentados por Teodoro et al. (2014), também foram observados por Rafiq et al. (2010), que verificaram maiores efeitos diretos de MCG, número

de grãos por fileira, NF, CE e DE sobre PROD. Ainda, segundo Bharathiveeramani et al. (2012), as variáveis número de grãos por fileira, MCG e número de folhas podem ser utilizadas para a seleção indireta de plantas mais produtivas de milho. Os resultados descritos acima são concordantes também aos apresentados por Vaezi et al. (2000), que verificaram que a massa de 300 grãos apresentou maior efeito direto sobre PROD.

De acordo com Saidaiah et al. (2008), a MCG, seguida de AP e do número de folhas acima da espiga, apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD. Segundo Sofi e Rather (2007), as variáveis MCG, número de grãos por fileira, NF, CE e DE tiveram os maiores efeitos sobre PROD. Alvi et al. (2003) constataram maiores efeitos diretos de número de grãos por fileira, massa de 1.000 grãos, CE e NF sobre a produtividade de grãos, sendo considerados de acordo com os autores, como os principais componentes de rendimento de milho. Ainda, Valizadeh e Bahrampour (2013) constataram que a massa de mil grãos apresentou maior efeito direto sobre PROD e Vianna et al. (1980) verificaram que a prolificidade e a massa de cinquenta grãos foram variáveis com maior efeito direto sobre PROD.

Diversos estudos acima mencionados indicaram elevados efeitos diretos do número de grãos por fileira sobre PROD, em concordância com os efeitos diretos do número de grãos por espiga (NGR) sobre PROD, observados nos três primeiros cenários desse estudo. Nesse sentido Najeeb et al. (2009), verificaram que as variáveis número de grãos por fileira, CE, circunferência de espiga e NF apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD e segundo Raghu et al. (2011), as variáveis circunferência da espiga, MCG, número de grãos por fileira, AP e NF, apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD. Ainda, de acordo com Geetha e Jayaraman (2000) e Balbinot Jr. et al. (2005), o número de grãos por fileira é a variável com maior efeito direto sobre PROD. Segundo Bello et al. (2010), as variáveis PE e NGR apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD em variedades de milho de polinização aberta, estando de acordo com os resultados do presente estudo, para o primeiro cenário de análise de trilha em crista. No estudo realizado por Hefny (2011), verificou-se que PE teve o maior efeito direto sobre PROD na época adequada de semeadura. O autor constatou também que em semeaduras tardias de milho, PE e DE foram as variáveis com maiores efeitos diretos sobre PROD.

Do quarto ao nono cenário, foram constatados maiores efeitos diretos de CE e DE sobre PROD (Tabelas 1 a 3). Nesse sentido, Rigon et al. (2014) verificaram que MCG e CE são as variáveis com maior potencial para a seleção indireta de plantas de milho mais produtivas e El-Badawy e Mehasen (2011) constataram que PE, DE, AIE e CE apresentam os

maiores efeitos diretos sobre PROD, em milho conduzido em níveis de zinco e de nitrogênio. Segundo El-Shouny et al. (2005), DE e CE são as variáveis mais importantes associadas a PROD, sendo que Langade et al. (2013) obtiveram altos efeitos diretos de CE, DE e MCG sobre PROD e Alhadi et al. (2012) obtiveram elevados efeitos diretos de CE, DE, número de grãos por fileira e AIE sobre PROD.

Outros estudos utilizando análise de trilha em milho também indicaram elevados efeitos diretos de PE, NGR, MCG, CE ou DE sobre PROD. Nesse sentido, segundo Parimala et al. (2011), a seleção de plantas mais produtivas pode ser realizada com base na avaliação indireta de PS e CE. Já Nastasic et al. (2010) verificaram que as variáveis massa de mil grãos, NF e CE apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD e Nataraj et al. (2014) identificaram maiores efeitos diretos de PE, NF, número de grãos por fileira e MCG sobre PROD. A variável PE também foi uma das variáveis com maior efeito direto sobre PROD em linhagens crioulas de milho (Shukla e Mishra, 2013) e segundo Wannows et al. (2010), DE juntamente com índice de área foliar e dias até a maturidade fisiológica, exercem elevados efeitos diretos sobre PROD. Ainda, Pavan et al. (2011) constataram que oito variáveis, entre as quais AP, NF e MCG apresentaram elevados efeitos diretos sobre PROD, Samonte et al. (2005) verificaram maiores efeitos diretos de PE e CE sobre PROD e Munawar et al. (2013) indicaram que AIE, NF e NGR podem ser utilizadas para a seleção de plantas mais produtivas.

A variável AIE, mantida em todos os nove cenários, apresentou elevados efeitos diretos sobre PROD em estudos conduzidos por Sreckov et al. (2011) e por Churata e Ayala-Osuna (1996). Já segundo Jayakumar et al. (2007), o número de grãos por fileira, seguido de CE e da circunferência de espiga, apresentaram os maiores efeitos diretos sobre PROD e Wang et al. (1999) verificaram que a taxa e a duração do enchimento de grãos e o NGR exerceram maiores efeitos diretos sobre PROD. Por outro lado, Kumar et al. (2011) verificaram que oito caracteres apresentaram efeitos diretos positivos sobre PROD, com maiores valores de CE, sendo que o número de grãos por fileira, a circunferência da espiga e a MCG também poderiam ser utilizadas para a seleção indireta de plantas mais produtivas.

Em níveis de adubação e espaçamento, Moradi e Azarpour (2011) verificaram que CE foi o caractere com maior efeito direto sobre PROD e Nemati et al. (2009) verificaram que a variável NGR, seguido do número de grãos por fileira e do CGR, foram as variáveis com maiores efeitos diretos sobre PROD, em cenários de datas de semeadura e níveis de fertilização nitrogenada. Já segundo Torun e Köycü (1999), em experimentos de milho conduzidos com variedades e níveis de fertilizantes nitrogenados, NGR, NF e CE foram as

variáveis que exerceram maiores efeitos diretos sobre PROD. Em condições de estresse hídrico no período vegetativo, Khalily et al. (2010) indicaram que as variáveis número de grãos por fileira, CE, circunferência da espiga e NF apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD, podendo ser utilizadas para a seleção indireta em condições de estresse hídrico no período vegetativo. Por outro lado, Shiri et al. (2013) constataram que a taxa e a duração do enchimento de grãos são as duas variáveis com maiores efeitos diretos sobre PROD em condições de estresse hídrico. Ainda, na avaliação do desempenho de genótipos de milho em condições de alta e baixa disponibilidade hídrica, Khayatnezhad et al. (2010a) verificaram que a massa de quinhentos grãos e CE foram as variáveis com maiores efeitos diretos sobre PROD.

Segundo Badu-Apraku et al. (2012), a produtividade de grãos de milho apresenta reduzida herdabilidade em cenários de baixa disponibilidade de nitrogênio e restrição hídrica, requerendo a seleção indireta via estudo da associação entre caracteres. Ainda de acordo com os autores, AP, AIE, variáveis de espigas e período entre antese e espigamento, são variáveis que podem ser utilizados para a seleção indireta em cenários de baixo N e restrição hídrica. De acordo com Badu-Apraku et al. (2014), apenas aspectos de espigas (nível de dano causado por insetos e doenças, tamanho de espiga, uniformidade de espigas e enchimento de grãos) apresentam efeitos diretos sobre PROD de milho, sob condições de infestação de *Striga hermonthica*, podendo serem utilizados para a seleção indireta de plantas. Na avaliação de resistência de cultivares de milho ao míldio, Pudjiwati et al. (2013) verificaram que a densidade de tricomas e estômatos nas faces inferior e superior da folha possuem efeito direto sobre a incidência do míldio, sendo que plantas com menores densidades de tricomas e estômatos deveriam ser selecionadas visando a resistência à doença.

Na avaliação da influência de variáveis morfo-fisiológicas de folhas de milho sobre a produtividade de grãos, foi constatado que a maioria das variáveis mensuradas apresentou efeitos diretos negativos sobre PROD (Ahsan et al., 2008), sendo que de acordo com os autores, a área foliar poderia ser utilizada para a seleção indireta de plantas mais produtivas. Segundo Pakniyat et al. (2013), a área foliar e a massa de mil grãos possuem maiores efeitos diretos sobre PROD. Já em estudos conduzidos por Bekavac et al. (1998) e por Bekavac et al. (2007), verificou-se que o teor de água na folha apresentou maior efeito direto sobre o *stay-green*. Complementarmente, Bekavac et al. (2007) verificaram que o *stay-green* apresentou efeito direto sobre PROD, podendo ser utilizado para a seleção indireta de plantas mais produtivas. Já de acordo com Carpici e Celik (2010), para a seleção indireta de plantas de

milho com maior produção de forragem, deveria-se mensurar a altura da primeira espiga, a proporção de folhas e a interceptação luminosa.

Em estudo desenvolvido por Kumar e Kumar (2000), verificou-se que os critérios para a seleção indireta de plantas mais produtivas (maiores efeitos diretos positivos de AP, PE, NF e NGR) foram contrastantes com os critérios para seleção de plantas com maior teor de óleo (maiores efeitos diretos do ciclo e menores efeitos de NF, NGR e MCG), com resultados semelhantes aos apresentados por Zdunić et al. (2012), que verificaram que a variável PROD apresentou efeito direto negativo sobre o teor de óleo em grãos de milho. Já de acordo com Jamshidian et al. (2013), a percentagem e a produção de proteínas, podem ser utilizadas para a seleção de plantas de milho com maiores valores de PE.

Em milho doce, Ilker (2011) constatou que a massa fresca da espiga apresentou maior efeito direto sobre a massa fresca de grãos. Ainda de acordo com o autor, NF e CE também poderiam ser utilizadas para a seleção indireta. Também em milho doce, avaliado em densidades e doses de nitrogênio, Khazaei et al. (2010) verificaram que a produtividade de grãos pode ser incrementada avaliando-se indiretamente o número de grãos por  $m^2$  e a massa de mil grãos. Já Oktem (2008) verificou que CE e PE apresentaram maiores efeitos diretos sobre a produtividade de massa fresca, sendo que efeitos diretos secundários de DE, NGR e número de folhas também poderiam ser utilizados na seleção indireta de milho doce.

Verificou-se no presente estudo, que os maiores efeitos diretos sobre PROD foram obtidos mediante a avaliação de PE, NGR, MCG, DE e CE, dependendo do cenário considerado. Nesse sentido, destaca-se que a quase totalidade dos estudos utilizados na discussão desse tópico, apontam ao menos uma dessas cinco variáveis (PE, NGR, MCG, DE e CE), como sendo de causa e efeito sobre PROD. Dessa forma, destaca-se que a seleção indireta de plantas mais produtivas pode ser realizada com base em uma ou mais das variáveis acima mencionadas. Já a comparação dos valores numéricos de efeitos diretos obtidos entre os estudos deve ser evitada, uma vez que o conjunto de variáveis que compõe cada estudo interfere no desdobramento dos coeficientes de correlação em efeitos diretos e indiretos sobre a variável principal. Além disso, salienta-se que muitos dos trabalhos consultados realizaram as estimativas de efeitos diretos sob elevado grau de multicolinearidade, resultando em estimativas imprecisas e sem sentido biológico. É necessário destacar ainda, que poucos autores citados, indicaram o número de observações utilizadas para a realização da análise de trilha e, em alguns casos, foram recomendadas mensurações de variáveis complexas e que são determinadas após a mensuração da variável principal, o que pode não resultar em ganhos mediante a seleção indireta e precoce, por meio de análise de trilha.

## Tamanho de amostra para a estimação de efeitos diretos da análise de trilha

O tamanho de amostra necessário para a estimação dos efeitos diretos variou entre híbridos, safras, cenários, tipos de análises de trilha, variáveis explicativas e níveis de precisão. Nesse mesmo sentido, para a estimação da média e da correlação entre caracteres de milho, foi constatada variabilidade entre híbridos, safras e caracteres ou pares de caracteres mensurados (Cargnelutti Filho et al., 2010; Martin et al., 2005; Storck et al., 2007). Dessa forma, o tamanho de amostra recomendado para a estimação da média de caracteres de milho oscilou entre três e 674 plantas nos estudos realizados (Brera et al., 2010; Conceição et al., 1993; Costa et al., 2003; Henry et al., 1942; Magari et al., 1996; Martin et al., 2005; Modolo et al., 2013; Nagai et al., 1986; Rosa et al., 2002; Silva et al., 1997, 1993, 1998; Storck et al., 2007; Vasić et al., 2003; Wolkowski et al., 1988), dependendo do caractere avaliado, do nível de precisão estabelecido, do híbrido, linhagem ou variedade, do local e do manejo empregado. Já para a estimação de coeficientes de correlação lineares de Pearson entre caracteres de milho, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,30, foi verificada a necessidade de mensuração de até 252 plantas, dependendo do par de caracteres considerado (Cargnelutti Filho et al., 2010).

Segundo Streiner (2005), o uso de um tamanho de amostra adequado é importante para a estimação precisa dos coeficientes da análise de trilha. De acordo com o autor, o uso de um tamanho de amostra pequeno pode resultar em estimativas de efeitos diretos e indiretos com elevados valores de erros-padrão associados a essas estimativas. Ainda de acordo com Streiner (2005), a análise de trilha requer maior tamanho de amostra em relação à outras técnicas multivariadas, como regressão múltipla ou análise fatorial, sendo que fatores como número de cadeias, de coeficientes, de variáveis e de possíveis fontes de perturbação interferem no tamanho de amostra necessário. Petraitis et al. (1996) destacaram que a análise de trilha é muitas vezes empregada erroneamente e sob condições de moderado a elevado grau de multicolinearidade. Ainda de acordo com os autores, a maioria dos estudos publicados não possui tamanho de amostra suficiente para justificar o uso da análise de trilha. Segundo Petraitis et al. (1996), para a estimação precisa de coeficientes de trilha, deve se utilizar um tamanho de amostra de, no mínimo, 5 a 20 vezes superior ao número de coeficientes que se deseja estimar. De acordo com os mesmos autores, essa relação variou entre 2 a 90 vezes, nos trabalhos previamente publicados. No presente estudo, verificou-se que a redução do número de variáveis explicativas, do quarto ao nono cenário, resultou em redução do dimensionamento amostral, estando de acordo com Petraitis et al. (1996). Ainda, verificou-se

variabilidade do tamanho de amostra necessário para a estimação de efeitos diretos, dependo da variável explicativa para a qual se deseja estimar o efeito direto. No entanto, como a análise de trilha de cada cenário é realizada com o desdobramento dos coeficientes de correlação em efeitos diretos e indiretos considerando todas as variáveis explicativas conjuntamente, deve-se optar por utilizar o maior tamanho de amostra verificado entre as variáveis explicativas de um mesmo cenário.

Para a estimação de efeitos diretos e indiretos de variáveis explicativas sobre PROD em milho, Alvi et al. (2003) mensuraram 10 plantas por parcela, com duas repetições. Assim, com base em 20 plantas, em cada híbrido ou linhagem, foram estimados os efeitos diretos de AP, AIE, CE, DE, NF, número de grãos por fileira e peso de mil grãos sobre PROD. Em dez linhagens de milho, conduzidas no delineamento de blocos ao acaso com três repetições, Langade et al. (2013) avaliaram 10 plantas por parcela para a mensuração das variáveis, sendo utilizadas as médias de parcelas, ou seja, 30 observações (10 linhagens  $\times$  3 repetições) para a estimação de efeitos diretos e indiretos na análise de trilha. Em linhagens e testemunhas de milho, Jayakumar et al. (2007) avaliaram cinco plantas por tratamento em três repetições para a mensuração de 14 caracteres utilizados na análise de trilha. Em experimento conduzido com seis híbridos de milho, Lopes et al. (2007) avaliaram 15 plantas por híbrido (cinco plantas por parcela  $\times$  três repetições) e realizaram a análise de trilha geral com  $n = 90$  plantas (15 plantas por híbrido  $\times$  seis híbridos). Já as análises de trilha para cada tipo de híbrido (simples, triplo ou duplo) foram realizadas com base em  $n = 30$  plantas (15 plantas por híbrido  $\times$  dois híbridos de cada tipo).

Segundo Petraitis et al. (1996), em muitas publicações de análise de trilha não ocorre indicação explícita do tamanho de amostra utilizado. Essa afirmação realizada por Petraitis et al. (1996) esta de acordo com as constatações do presente trabalho, no qual verificou-se com base na revisão de literatura, que em muitos trabalhos utilizando a análise de trilha em milho, não foi mencionado o tamanho de amostra utilizado. Isso dificultou a comparação e a discussão dos resultados obtidos nesse estudo de dimensionamento amostral, com resultados publicados em outros trabalhos. Verificou-se ainda, a utilização de número desigual de observações na mensuração de variáveis explicativas e principais. Além disso, entre os estudos de análise de trilha realizados, foram utilizados distintos delineamentos, avaliações realizadas por plantas, médias de parcelas, médias de tratamentos, ou análise de trilha com base em todos os dados de um experimento ou conjunto de experimentos. Com isso, torna-se difícil identificar claramente qual o tamanho de amostra utilizado, bem como a quantificação da precisão associada a cada estimativa de efeito direto.

Dessa forma, estudos de dimensionamento amostral em análise de trilha devem ser encorajados nas mais diversas combinações de cenários de variáveis explicativas, tipos de híbridos, variedades e linhagens, safras, locais, manejos, culturas agrícolas e níveis de precisão. Além disso, sugere-se que os pesquisadores divulguem claramente o tamanho de amostra utilizado para a realização da análise de trilha em cada publicação, o que permitirá ao leitor, ter uma ideia da consistência do banco de dados utilizado e da confiabilidade dos coeficientes apresentados.

## **Conclusões**

As variáveis peso de espiga, número de grãos por espiga e massa de cem grãos apresentam maiores efeitos diretos sobre a produtividade de grãos nos três primeiros cenários e as variáveis comprimento de espiga e diâmetro de espiga apresentam maiores efeitos diretos sobre a produtividade de grãos nos demais cenários, independentemente do híbrido e da safra.

É recomendada a utilização do nono cenário de análise de trilha, independentemente do híbrido e da safra, considerando a facilidade de mensuração das variáveis explicativas (altura de inserção de espiga, comprimento de espiga e diâmetro de espiga), o reduzido grau de multicolinearidade, a boa predição da análise de trilha ( $R^2 \geq 0,78$ ) e o menor tamanho de amostra em relação ao necessário nos cinco cenários anteriores.

Para a estimação de efeitos diretos, com amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) máxima de 0,25, são necessárias de 10 a 530 plantas, dependendo do tipo de híbrido, da safra, do cenário, do tipo de análise de trilha e da variável explicativa.

Para o nono cenário, 120 plantas são suficientes para a estimação dos efeitos diretos de altura de inserção de espiga, comprimento de espiga e diâmetro de espiga sobre a produtividade de grãos, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, independentemente do tipo de híbrido, da safra e do tipo de análise de trilha.

## **Agradecimentos**

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelas bolsas concedidas. Aos bolsistas e voluntários pelo auxílio na condução experimental e coleta dos dados.

## Referências

- Agrama, H.A.S., 1996. Sequential path analysis of grain yield and its components in maize. *Plant Breed.* 115, 343–346. doi:10.1111/j.1439-0523.1996.tb00931.x
- Ahmad, A., Saleem, M., 2003. Path coefficient analysis in *Zea mays* L. *Int. J. Agri. Biol.* 5, 245–248.
- Ahsan, M., Hader, M.Z., Saleem, M., Aslam, M., 2008. Contribution of various leaf morpho-physiological parameters towards grain yield in maize. *Int. J. Agric. Biol.* 10, 546–550.
- Alhadi, R.A.A., Hadid, M.L., Al Ahmad, S.A., 2012. Estimation of potence ratio and path analysis coefficient in single crosses of maize (*Zea mays* L.). *Sci. J. King Faisal Univ.* 13, 1–18.
- Alvi, M.B., Rafique, M., Tariq, M.S., Hussain, A., Mahmood, T., Sarwar, M., 2003. Character association and path coefficient analysis of grain yield and yield components maize (*Zea mays* L.). *Pak. J. Biol. Sci.* 6, 136–138.
- Arias, C.A.A., Souza Júnior, C.L.de, Takeda, C., 1999. Path coefficient analyses of ear weight in different types of progeny in maize. *Maydica* 44, 251–262.
- Awasthi, P.N., Singh, H.C., Tripathi, D.K., Mishra, M., Shukla, N.S., 2009. Genetic variability and selection parameters in fodder maize (*Zea mays* L.). *Range Manag. Agrofor.* 30, 59–61.
- Badu-Apraku, B., Akinwale, R.O., Franco, J., Oyekunle, M., 2012. Assessment of reliability of secondary traits in selecting for improved grain yield in drought and low-nitrogen environments. *Crop Sci.* 52, 2050–2062. doi:10.2135/cropsci2011.12.0629
- Badu-Apraku, B., Akinwale, R.O., Oyekunle, M., 2014. Efficiency of secondary traits in selecting for improved grain yield in extra-early maize under *Striga* -infested and *Striga* -free environments. *Plant Breed.* n/a–n/a. doi:10.1111/pbr.12163
- Balbinot Jr., A.A., Backes, R.L., Alves, A.C., Ogliari, J.B., Fonseca, J.A., 2005. Contribuição de componentes de rendimento na produtividade de grãos em variedades de polinização aberta de milho. *Rev. Bras. Agrociência* 11, 161–166.
- Bekavac, G., Purar, B., Stojaković, M., Jocković, D., Ivanović, M., Nastasić, A., 2007. Genetic analysis of stay-green trait in broad-based maize populations. *Cereal Res. Commun.* 35, 31–41. doi:10.1556/CRC.35.2007.1.5
- Bekavac, G., Stojaković, M., Jocković, D., Boćanski, J., Purar, B., 1998. Path analysis of stay-green trait in maize. *Cereal Res. Commun.* 26, 161–167.

- Bello, O.B., Abdulmalik, S.Y., Afolabi, M.S., Ige, S.A., 2010. Correlation and path coefficient analysis of yield and agronomic characters among open pollinated maize varieties and their F<sub>1</sub> hybrids in a diallel cross. *African J. Biotechnol.* 9, 2633–2639.
- Bharathiveeramani, B., Prakash, M., Seetharam, A., 2012. Correlation and path coefficient studies in tropical maize (*Zea mays* L.) inbreds. *Res. Crop.* 13, 1090–1093.
- Borém, A., Miranda, G.V., 2009. *Melhoramento de plantas*, 5th ed. UFV, Viçosa.
- Brera, C., De Santis, B., Prantera, E., Debegnach, F., Pannunzi, E., Fasano, F., Berdini, C., Slate, A.B., Miraglia, M., Whitaker, T.B., 2010. Effect of sample size in the evaluation of “in-field” sampling plans for aflatoxin B<sub>1</sub> determination in corn. *J. Agric. Food Chem.* 58, 8481–8489. doi:10.1021/jf1018356
- Cargnelutti Filho, A., Lopes, S.J., Brum, B., Toebe, M., Silveira, T.R. da, Casarotto, G., 2012a. Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de mamoneira. *Semin. Ciências Agrárias* 33, 953–962. doi:10.5433/1679-0359.2012v33n3p953
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Burin, C., Fick, A.L., Alves, B.M., Facco, G., 2012b. Tamanho de amostra para a estimação da média do comprimento, diâmetro e massa de sementes de feijão de porco e mucuna cinza. *Ciência Rural* 42, 1541–1544. doi:10.1590/S0103-84782012005000057
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Burin, C., Silveira, T.R. da, Casarotto, G., 2010. Tamanho de amostra para estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de milho. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 45, 1363–1371. doi:10.1590/S0100-204X2010001200005
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Lopes, S.J., 2013. Número de folhas e de plantas para estimação da média do índice SPAD em crambe. *Biosci. J.* 29, 1084–1091.
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Sturza, V.S., Bolzan, A., Silveira, T.R. da, Dequech, S.T.B., 2012c. Tamanho de amostra para a estimação da média de duração dos períodos larval, pupal e larval mais pupal de *Microtheca* spp. por bootstrap. *Ciência Rural* 42, 13–16. doi:10.1590/S0103-84782012000100003
- Carpici, E.B., Celik, N., 2010. Determining possible relationships between yield and yield-related components in forage maize (*Zea mays* L.) using correlation and path analyses. *Not. Bot. Horti Agrobot. Cluj-Napoca* 38, 280–285.
- Carvalho, C.G.P. de, Borsato, R., Cruz, C.D., Viana, J.M.S., 2001. Path analysis under multicollinearity in S<sub>0</sub> x S<sub>0</sub> maize hybrids. *Crop Breed. Appl. Biotechnol.* 1, 263–270.

- Carvalho, S.P. de, Cruz, C.D., 1996. Diagnosis of multicollinearity: Assessment of the condition of correlation matrices used in genetic studies. *Brazilian J. Genet.* 19, 479–484.
- Carvalho, S.P., 1995. Métodos alternativos de estimação de coeficientes de trilha e índices de seleção, sob multicolinearidade. UFV, Viçosa.
- Churata, B.G.M., Ayala-Osuna, J.T., 1996. Correlações genotípicas, fenotípicas e de ambiente e análise de trilha em caracteres avaliados no composto de milho (*Zea mays*) arquitetura. *Rev. Ceres* 43, 628–636.
- Conceição, M.M. da, Silva, P.S.L. e, Machado, A. de A., 1993. Efeitos de bordadura e amostragem em experimento de híbrido de milho. *Rev. Ciência Agronômica* 24, 63–69.
- Costa, C., Frigon, D., Dutilleul, P., Dwyer, L.M., Pillar, V.D., Stewart, D.W., Smith, D.L., 2003. Sample size determination for chlorophyll meter readings on maize hybrids with a broad range of canopy types. *J. Plant Nutr.* 26, 1117–1130. doi:10.1081/PLN-120020079
- Cruz, C.D., 2005. Princípios de genética quantitativa. UFV, Viçosa.
- Cruz, C.D., Carneiro, P.C.S., 2006. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético, 2nd ed. v.2, UFV, Viçosa.
- Cruz, C.D., Regazzi, A.J., 1997. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético, 2nd ed. UFV, Viçosa.
- Cruz, C.D., Regazzi, A.J., Carneiro, P.C.S., 2004. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético, 3rd ed. UFV, Viçosa.
- Djordjevic, J.S., Ivanovic, M.R., 1996. Genetic analysis for stalk lodging resistance in narrow-base maize synthetic population ZPS14. *Crop Sci.* 36, 909–913. doi:10.2135/cropsci1996.0011183X0036000400016x
- Duvick, D.N., 2005. The contribution of breeding to yield advances in maize (*Zea mays* L.). *Adv. Agron.* 86, 83–145. doi:10.1016/S0065-2113(05)86002-X
- El-Badawy, M.E.M., Mehasen, S.A.S., 2011. Multivariate analysis for yield and its components in maize under zinc and nitrogen fertilization levels. *Aust. J. Basic Appl. Sci.* 5, 3008–3015.
- El-Shouny, K.A., El-Bagoury, O.H., Ibrahim, K.I.M., Al-Ahmad, S.A., 2005. Correlation and path coefficient analysis in four yellow maize crosses under two planting dates. *Arab Univ. J. Agric. Sci.* 13, 327–339.
- Fancelli, A.L., Dourado Neto, D., 2004. Produção de milho, 2nd ed. Agropecuária, Guaíba.

- FAO, 2014. FAO - Food and Agriculture Organization of the United Nations. <http://statistics.amis-outlook.org/data/index.html> (accessed 4.9.14).
- Fávero, L.P., Belfiore, P., Silva, F.L. da, Chan, B.L., 2009. Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões. Elsevier, Rio de Janeiro.
- Ferreira, D.F., 2009. Estatística básica, 2nd ed. UFLA, Lavras.
- Geetha, K., Jayaraman, N., 2000. Path analysis in maize (*Zea mays* L.). Agric. Sci. Dig. 20, 60–61.
- Grebenščíkov, I., 1978. Über die schätzung der heritabilität im weiteren sinne mit der anschaulichen methode der pfadanalyse. Die Kult. 26, 293–302. doi:10.1007/BF02146165
- Gujarati, D.N., 2006. Econometria Básica, 4th ed. Campus Elsevier, Rio de Janeiro.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E., Tatham, R.L., 2009. Análise multivariada de dados, 6th ed. Bookman, Porto Alegre.
- Hefny, M., 2011. Genetic parameters and path analysis of yield and its components in corn inbred lines (*Zea mays* L.) at different sowing dates. Asian J. Crop Sci. 3, 106–117. doi:10.3923/ajcs.2011.106.117
- Henry, G.F., Down, E.E., Baten, W.D., 1942. An adequate sample of corn plots with reference to moisture and shelling percentages. Agron. J. 34, 777–781. doi:10.2134/agronj1942.00021962003400090001x
- Ilker, E., 2011. Correlation and path coefficient analyses in sweet corn. Turkish J. F. Crop. 16, 105–107.
- Jamshidian, P., Golparvar, A.R., Naderi, M.R., Darkhal, H., 2013. Phenotypic correlations and path analysis between ear yield and other associated characters in corn hybrids (*Zea mays* L.). Int. J. Farming Allied Sci. 2, 1273–1276.
- Jayakumar, J., Sundaram, T., Raguramarajan, A., Kannan, S., 2007. Studies on path analysis in maize (*Zea mays* L.) for grain yield and other yield attributes. Plant Arch. 7, 279–282.
- Kabdal, M.K., Verma, S.S., Ahmad, N., Panwar, U.B.S., 2003. Genetic variability and correlation studies of yield and its attributing characters in maize (*Zea mays* L.). Agric. Sci. Dig. 23, 137–139.
- Khalily, M., Moghaddam, M., Kanouni, H., Asheri, E., 2010. Dissection of drought stress as a grain production constraint of maize in Iran. Asian J. Crop Sci. 2, 60–69. doi:10.3923/ajcs.2010.60.69

- Khayatnezhad, M., Gholamin, R., Jamaati-e-Somarin, S., Zabihi-e-Mahmodabad, R., 2010a. Study of genetic diversity and path analysis for yield in corn (*Zea mays* L.) genotypes under water and dry conditions. *World Appl. Sci. J.* 11, 96–99.
- Khayatnezhad, M., Gholamin, R., Jomaati-e-Somarin, S., Zabihi-e-Mahmoodabad, R., 2010b. Correlation coefficient analysis between grain yield and its components in corn (*Zea mays* L.) hybrids. *Am. J. Agric. Environ. Sci.* 9, 105–108.
- Khazaei, F., Agha Alikhani, M., Yari, L., Khandan, A., 2010. Study the correlation, regression and path coefficient analysis in sweet corn (*Zea mays* var. *Saccharata*) under different levels of plant density and nitrogen rate. *J. Agri. Bio. Sci* 5, 14–19.
- Kumar, G.P., Prashanth, Y., Reddy, V.N., Kumar, S.S., Rao, P.V., 2014. Character association and path coefficient analysis in maize (*Zea mays* L.). *Int. J. Appl. Biol. Pharm. Technol.* 5, 257–260.
- Kumar, M.V.N., Kumar, S.S., 2000. Studies on character association and path coefficient for grain yield and oil content in maize (*Zea mays* L.). *Ann. Agric. Res.* 21, 73–78.
- Kumar, T.S., Reddy, D.M., Reddy, K.H., Sudhakar, P., 2011. Targeting of traits through assessment of interrelationship and path analysis between yield and yield components for grain yield improvement in single cross hybrids of maize (*Zea mays* L.). *Int. J. Appl. Biol. Pharm. Technol.* 2, 123–129.
- Langade, D.M., Shahi, J.P., Srivastava, K., Singh, A., Agarwal, V.K., Sharma, A., 2013. Appraisal of genetic variability and seasonal interaction for yield and quality traits in maize (*Zea mays* L.). *Plant Gene Trait* 4, 95–103. doi:10.5376/pgt.2013.04.0018
- Liu, Z., Li, S., Zhang, X., Li, L., Ma, Q., An, D., Zhu, D., 2013. Environmental sample size estimation based on variety means estimation and means comparison for multi-environment trial, in: 2013 Second International Conference on Agro-Geoinformatics (Agro-Geoinformatics). IEEE, pp. 460–465. doi:10.1109/Argo-Geoinformatics.2013.6621963
- Lopes, S.J., Lúcio, A.D., Storck, L., Damo, H.P., Brum, B., Santos, V.J. dos, 2007. Relações de causa e efeito em espigas de milho relacionadas aos tipos de híbridos. *Ciência Rural* 37, 1536–1542. doi:10.1590/S0103-84782007000600005
- Magari, R., Kang, M.S., Zhang, Y., 1996. Sample size for evaluating field ear moisture loss rate in maize. *Maydica* 41, 19–24.
- Martin, T.N., Storck, L., Lúcio, A.D., Lorentz, L.H., 2005. Plano amostral em parcelas de milho para avaliação de atributos de espigas. *Ciência Rural* 35, 1257–1262. doi:10.1590/S0103-84782005000600005

- Modolo, A.J., Storck, L., Trogello, E., Cassol, L.C., 2013. Sample size determination for maize plants and cob traits under straw management at sowing. *Maydica* 58, 151–155.
- Mohammadi, S.A., Prasanna, B.M., Singh, N.N., 2003. Sequential path model for determining interrelationships among grain yield and related characters in maize. *Crop Sci.* 43, 1690–1697.
- Montgomery, D.C., Peck, E.A., 1982. *Introduction to linear regression analysis*. John Wiley e Sons, New York.
- Moradi, M., Azarpour, E., 2011. Determination of most important part of yield components by path analysis in corn. *J. Am. Sci.* 7, 646–650.
- Munawar, M., Shahbaz, M., Hammad, G., Yasir, M., 2013. Correlation and path analysis of grain yield components in exotic maize (*Zea mays* L.) hybrids. *Int. J. Sci. Basic Appl. Res.* 12, 22–27.
- Nagai, V., Gomes, F.P., Rossetto, C.J., Lourenção, A.L., 1986. Amostragem para estudos de resistência de milho a *Sitophilus zeamais* motschulsky. *Bragantia* 45, 75–94. doi:10.1590/S0006-87051986000100008
- Najeeb, S., Rather, A.G., Parray, G.A., Sheikh, F.A., Razvi, S.M., 2009. Studies on genetic variability, genotypic correlation and path coefficient analysis in maize under the high altitude temperate conditions of Kashmir. *Maize Genet. Coop. Newslett.* 83, 46.
- Nastasic, A., Jockovic, D., Ivanovic, M., Stojakovic, M., Bocanski, J., Djalovic, I., Sreckov, Z., 2010. Genetic relationship between yield and yield components of maize. *Genetika* 42, 529–534. doi:10.2298/GENSR1003529N
- Nataraj, V., Shahi, J.P., Agarwal, V., 2014. Correlation and path analysis in certain inbred genotypes of maize (*Zea mays* L.) at Varanasi. *Int. J. Innov. Res. Dev.* 3, 14–17.
- Nemati, A., Sedghi, M., Sharifi, R.S., Seiedi, M.N., 2009. Investigation of correlation between traits and path analysis of corn (*Zea mays* L.) grain yield at the climate of ardebil region (Northwest Iran). *Not. Bot. Horti Agrobot. Cluj-Napoca* 37, 194–198.
- Nunes, G.H. de S., Torquato, J.E., Sales Júnior, R., Ferreira, H.A., Bezerra Neto, F., 2006. Tamanho amostral para estimar o teor de sólidos solúveis totais em talhões de melão amarelo. *Rev. Caatinga* 19, 117–122.
- Ojo, D.K., Omikunle, O.A., Oduwaye, O.A., Ajala, M.O., Ogunbayo, S.S., 2006. Heritability, character correlation and path coefficient analysis among six inbred-lines of maize (*Zea mays* L.). *World J. Agri. Sci.* 2, 352–358.
- Oktem, A., 2008. Determination of selection criterions for sweet corn using path coefficient analyses. *Cereal Res. Commun.* 36, 561–570. doi:10.1556/CRC.36.2008.4.5

- Pakniyat, H., Saed-Moucheshi, A., Haddadi, M.H., 2013. Modeling and determination of relationship between kernel yield and its related traits in maize inbred lines and their hybrids using multiple regression and path coefficient analysis. *Int. J. Agric. Crop Sci.* 5, 522–528.
- Parimala, K., Raghu, B., Reddy, A.V., 2011. Correlation and path analysis for yield and quality traits in maize (*Zea mays* L.). *Plant Arch.* 11, 1045–1047.
- Pavan, R., Lohithaswa, H.C., Wali, M.C., Prakash, G., Shekara, B.G., 2011. Correlation and path coefficient analysis of grain yield and yield contributing traits in single cross hybrids of maize (*Zea mays* L.). *Electron. J. Plant Breed.* 2, 253–257.
- Petraitis, P.S., Dunham, A.E., Niewiarowski, P.H., 1996. Inferring multiple causality: The limitations of path analysis. *Funct. Ecol.* 10, 421–431.
- Pudjiwati, E.H., Kuswanto, Basuki, N., Sugiharto, A.N., 2013. Path analysis of some leaf characters related to downy mildew resistance in maize. *Agrivita* 35, 167–173.
- R Development Core Team, 2014. R: a language and environment for statistical computing.
- Rafiq, M., Rafique, M., Hussain, A., Altaf, M., 2010. Studies on heritability, correlation and path analysis in maize (*Zea mays* L.). *J. Agric. Res.* 48, 35–38.
- Raghu, B., Suresh, J., Kumar, S.S., Saidaiah, P., 2011. Character association and path analysis in maize (*Zea mays* L.). *Madras Agric. J.* 98, 7–9.
- Resende, M.D.V. de, Souza Júnior, C.L. de, 1997. Número de repetições e tamanho da parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 32, 781–788.
- Rigon, J.P.G., Rigon, C.A.G., Capuani, S., 2014. Quantitative descriptors and their direct and indirect effects on corn yield. *Biosci. J.* 30, 356–362.
- Rios, S. de A., Borém, A., Guimarães, P.E. de O., Paes, M.C.D., 2012. Análise de trilha para carotenoides em milho. *Rev. Ceres* 59, 368–373. doi:10.1590/S0034-737X2012000300011
- Rosa, S.D.V. da, Pinho, E.V.R.V., Vieira, M. da. G.G.C., Veiga, R.D., 2002. Efeito do tamanho da amostra sobre alguns parâmetros físicos de espiga de milho e da qualidade fisiológica das sementes. *Ciência e agrotecnologia* 26, 57–65.
- Saidaiah, P., Satyanarayana, E., Kumar, S.S., 2008. Association and path coefficient analysis in maize (*Zea mays* L.). *Agric. Sci. Dig.* 28, 79–83.
- Samonte, S.O.P.B., Tagle, S.A.L., Lales, J.S., Villegas, G.M., Ramos, E.A., 2005. Path analysis of traits affecting grain yield and its components in corn. *Philipp. Agric. Sci.* 88, 400–407.

- Selvaraj, C.I., Nagarajan, P., 2011. Interrelationship and path-coefficient studies for qualitative traits, grain yield and other yield attributes among maize (*Zea mays* L.). *Int. J. Plant Breed. Genet.* 5, 209–223. doi:10.3923/ijpbg.2011.209.223
- Shiri, M., Momeni, H., Geranmayeh, B., 2013. The survey of the morphological and physiological basis of maize grain yield under drought stress condition through path analysis. *Tech. J. Eng. Appl. Sci.* 3, 3647–3651.
- Shukla, A.N., Mishra, D.K., 2013. Path coefficient and correlation assessment of yield and yield associated traits in elite landraces of maize (*Zea mays*). *Sch. J. Agric. Sci.* 3, 410–415.
- Silva, A.R. da, Rêgo, E.R. do, Cecon, P.R., 2011. Tamanho de amostra para caracterização morfológica de frutos de pimenteira. *Hortic. Bras.* 29, 125–129. doi:10.1590/S0102-05362011000100022
- Silva, J. da, Silva, P.S.L. e, Nunes, R. de P., 1998. Amostragem e tamanho da amostra na estimação de caracteres da espiga do milho. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 33, 1983–1988.
- Silva, P.S.L. e, Bezerra, A.R., Oliveira, F.H.T. de, Silva, K.M.B. e, 1997. Efeitos da amostragem não-aleatória e do tamanho da amostra na estimação de dois caracteres de milho. *Rev. Ceres* 44, 72–82.
- Silva, P.S.L. e, Silva, G.S., Rodrigues, M.V., Machado, A. de A., 1993. Métodos de amostragem e tamanho da amostra para alguns caracteres do milho. *Rev. Ciência Agronômica* 24, 5–10.
- Singhal, N., Verma, S.S., Baskheti, D.C., Kumar, A., 2006. Heritability, genetic advance, correlation and path-coefficient estimation in high quality protein maize (*Zea mays* L.). *Asian J. Bio Sci.* 1, 54–56.
- Sofi, P.A., Rather, A.G., 2007. Studies on genetic variability, correlation and path analysis in maize (*Zea mays* L.). *Maize Genet. Coop. Newsl.* 81, 26–27.
- Sreckov, Z., Nastasic, A., Bocanski, J., Djalovic, I., Vukosavljev, M., Jockovic, B., 2011. Correlation and path analysis of grain yield and morphological traits in test-cross populations of maize. *Pakistan J. Bot.* 43, 1729–1731.
- STATSOFT, 2005. Statistica 7.0 Software.
- Storck, L., Lopes, S.J., Cargnelutti Filho, A., Martini, L.F.D., Carvalho, M.P. de, 2007. Sample size for single, double and three-way hybrid corn ear traits. *Sci. Agric.* 64, 30–35. doi:10.1590/S0103-90162007000100005

- Streiner, D.L., 2005. Finding our way: An introduction to path analysis. *Can. J. Psychiatry* 50, 115–122.
- Teodoro, P.E., Silva Junior, C.A. da, Corrêa, C.C., Ribeiro, L.P., Oliveira, E.P. de, Lima, M.F., Torres, F.E., 2014. Path analysis and correlation of two genetic classes of maize (*Zea mays* L.). *J. Agron.* 13, 23–28. doi:10.3923/ja.2014.23.28
- Toebe, M., 2012. Não-normalidade multivariada e multicolinearidade em análise de trilha na cultura de milho. Dissertação (Mestrado em Agronomia). Universidade Federal de Santa Maria.
- Toebe, M., Cargnelutti Filho, A., 2013a. Não normalidade multivariada e multicolinearidade na análise de trilha em milho. *Pesqui. Agropecuária Bras.* 48, 466–477. doi:10.1590/S0100-204X2013000500002
- Toebe, M., Cargnelutti Filho, A., 2013b. Multicollinearity in path analysis of maize (*Zea mays* L.). *J. Cereal Sci.* 57, 453–462. doi:10.1016/j.jcs.2013.01.014
- Torun, M., Köycü, C., 1999. Misir bitkisinde tane verimi ile bazi verim unsurlari arasindaki ilişkilerin saptanmasi. *Turkish J. Agric. For.* 23, 1021–1027.
- Vaezi, S., Abd-Mishani, C., Yazdi-Samadi, B., Ghannadha, M.R., 2000. Correlation and path analysis of grain yield and its components in maize. *Iran. J. Agric. Sci.* 31, 71–83.
- Valizadeh, H., Bahrapour, T., 2013. Identify traits affecting grain yield in the middle and late maize hybrids using path analysis. *Int. J. Agric. Crop Sci.* 5, 2645–2649.
- Vasić, N., Ivanović, M., Jocković, D., Peternelli, L.A., Bekavac, G., Nastasić, A., 2003. Influence of sample size on the estimate of mean value and variability for grain yield and grain moisture in synthetic populations of maize (*Zea mays* L.). *Cereal Res. Commun.* 31, 213–220.
- Vassilevska-Ivanov, R., Kraptchev, B., Naidenova, N., Nedev, T., 2007. Genotypic correlation and path-coefficient analysis of some productivity elements in sweet corn (*Zea mays* L.). *Comptes Rendus L'Academie Bulg. des Sci.* 60, 1011–1014.
- Vianna, R.T., Gama, E.E.G., Napolini Filho, V., Móro, J.R., 1980. Correlações e análises do coeficiente-vetor (path-coefficient) em linhagens endogâmicas de milho (*Zea mays* L.). *Cienc. Cult.* 32, 1235–1242.
- Wang, G., Kang, M.S., Moreno, O., 1999. Genetic analyses of grain-filling rate and duration in maize. *F. Crop. Res.* 61, 211–222. doi:10.1016/S0378-4290(98)00163-4
- Wannows, A.A., Azzam, H.K., Al-Ahmad, S.A., 2010. Genetic variances, heritability, correlation and path coefficient analysis in yellow maize crosses (*Zea mays* L.). *Agric. Biol. J. N. Am.* 1, 630–637.

- Wolkowski, R.P., Reisdorf, T.A., Bundy, L.G., 1988. Field plot technique comparison for estimating corn grain and dry matter yield. *Agron. J.* 80, 278-280. doi:10.2134/agronj1988.00021962008000020026x
- Wright, S., 1921. Correlation and causation. *J. Agric. Res.* 20, 557–585.
- Wright, S., 1923. The theory of path coefficients: a reply to niles's criticism. *Genetics* 8, 239–255.
- Wright, S., 1934. The method of path coefficients. *Ann. Math. Stat.* 5, 161–215. doi:10.2307/2957502
- Wu, Y., Liu, W., Li, X., Li, M., Zhang, D., Hao, Z., Weng, J., Xu, Y., Bai, L., Zhang, S., Xie, C., 2011. Low-nitrogen stress tolerance and nitrogen agronomic efficiency among maize inbreds: comparison of multiple indices and evaluation of genetic variation. *Euphytica* 180, 281–290. doi:10.1007/s10681-011-0409-y
- Zarei, B., Kahrizi, D., Aboughadareh, A.P., Sadeghi, F., 2012. Correlation and path coefficient analysis for determining interrelationships among grain yield and related characters in corn hybrids (*Zea mays* L.). *Int. J. Agric. Crop Sci.* 4, 1519–1522.
- Zdunić, Z., Nastasić, A., Jocković, D., Ivanović, M., Dalović, I., Mijić, A., Jocković, M., 2012. Genetic analysis of grain yield and oil content in two maize populations. *Period. Biol.* 114, 67–72.
- Zirehzadeh, M., Shahin, M., Hedayat, N., 2011. Evaluation of correlation between morphophysiological characters in maize hybrids by kernel yield using path analysis. *World Acad. Sci. Eng. Technol.* 5, 715–719.

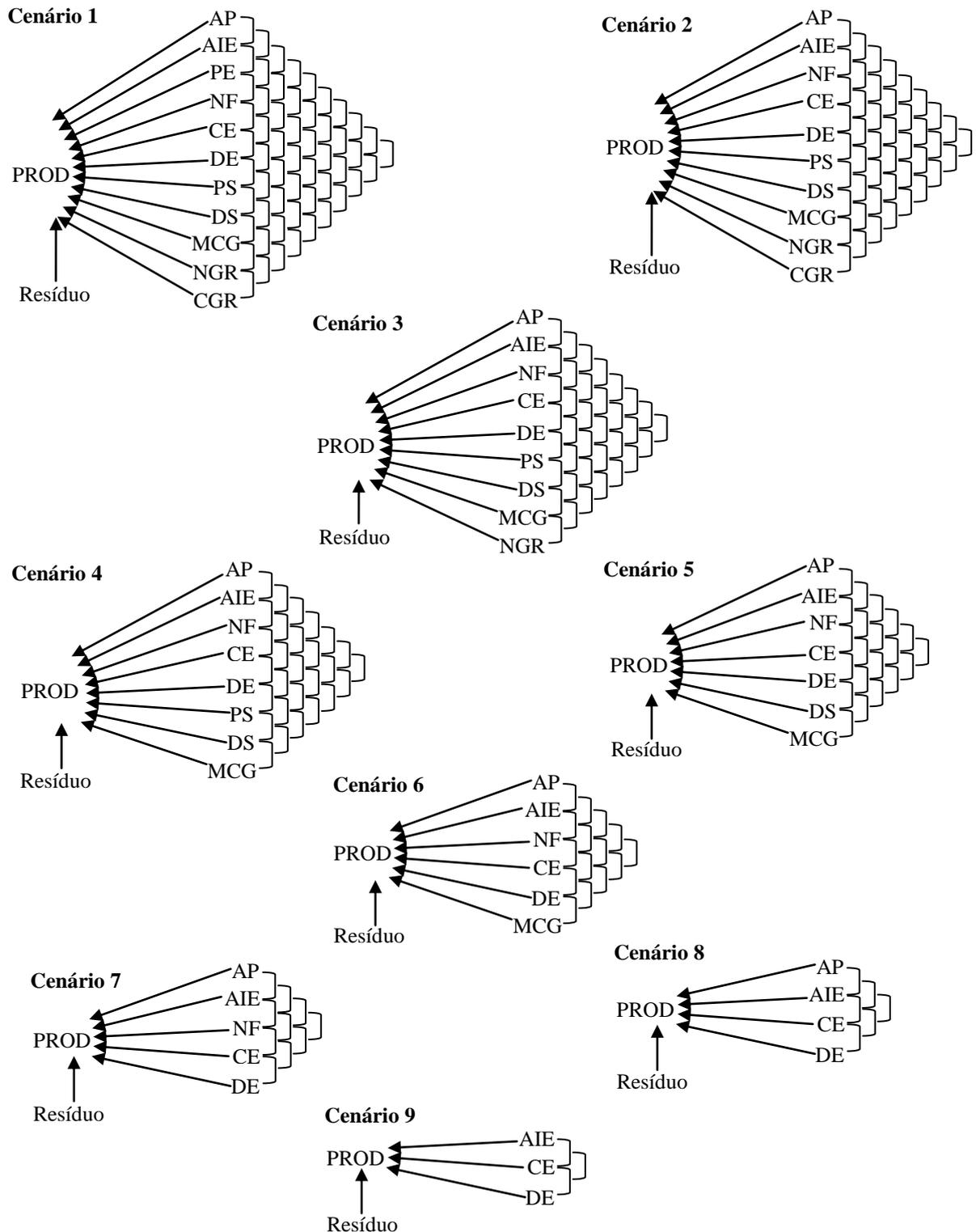


Figura 1 - Representação do diagrama causal para nove cenários de análise de trilha utilizados neste estudo, com a indicação por setas dos efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> e da variável residual (Resíduo) sobre a produtividade de grãos (PROD) em milho e indicação das inter-relações entre as variáveis explicativas em cada cenário. <sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos.

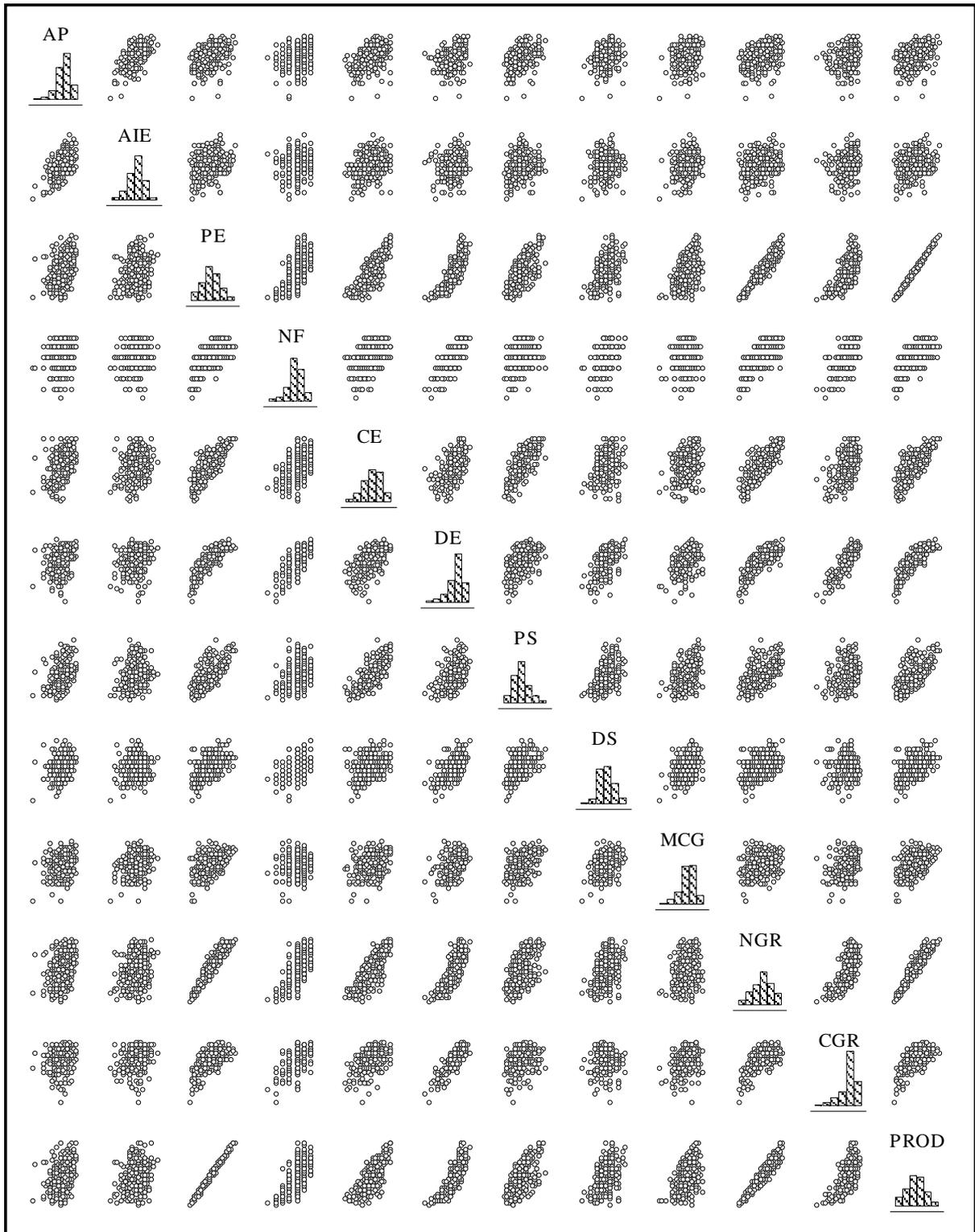


Figura 2 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 361 plantas do híbrido simples P32R21 na safra 2008/09.

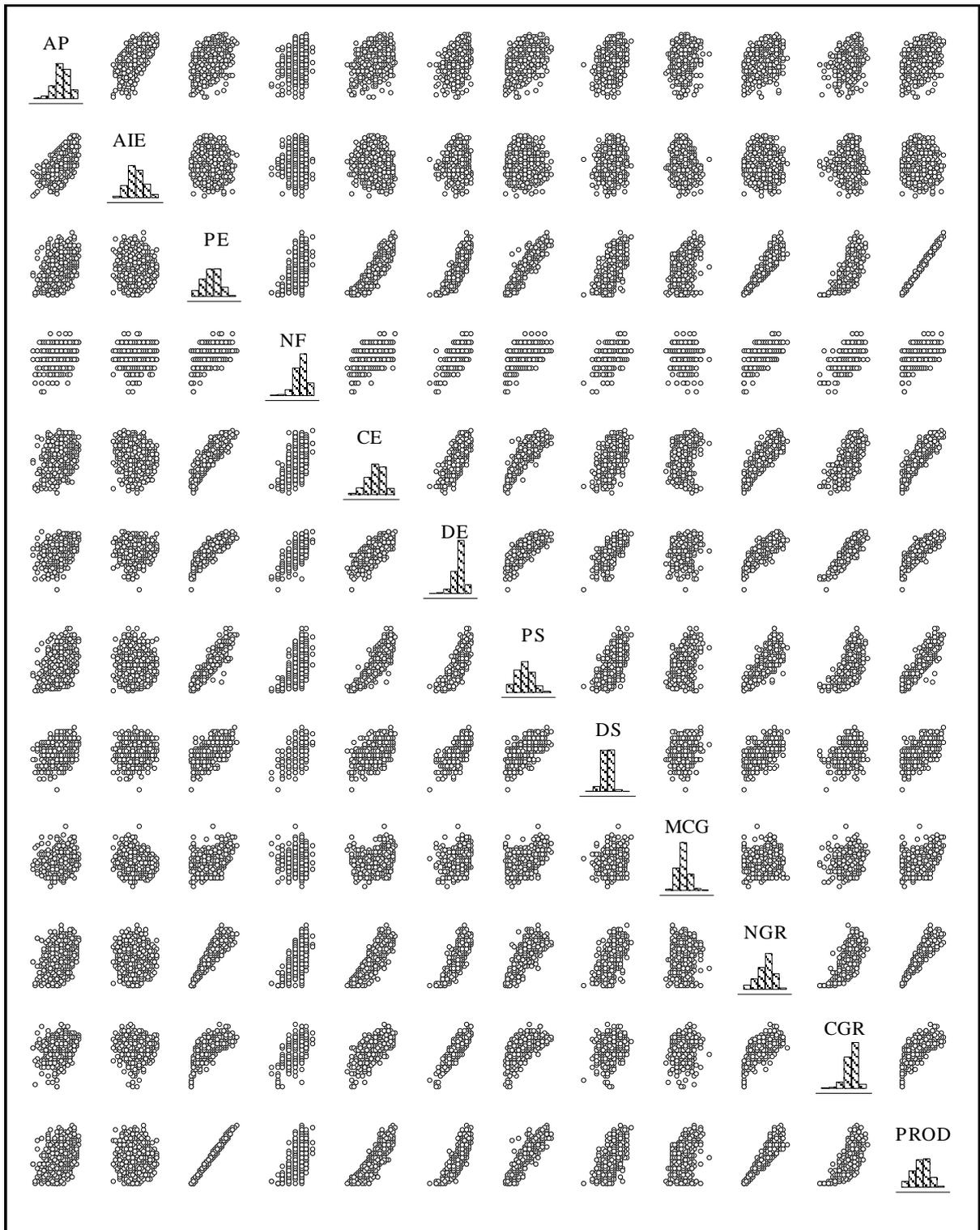


Figura 3 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 1.777 plantas do híbrido simples 30F53 na safra 2009/10.



Figura 4 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 373 plantas do híbrido triplo DKB566 na safra 2008/09.



Figura 5 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 1.693 plantas do híbrido triplo DKB566 na safra 2009/10.

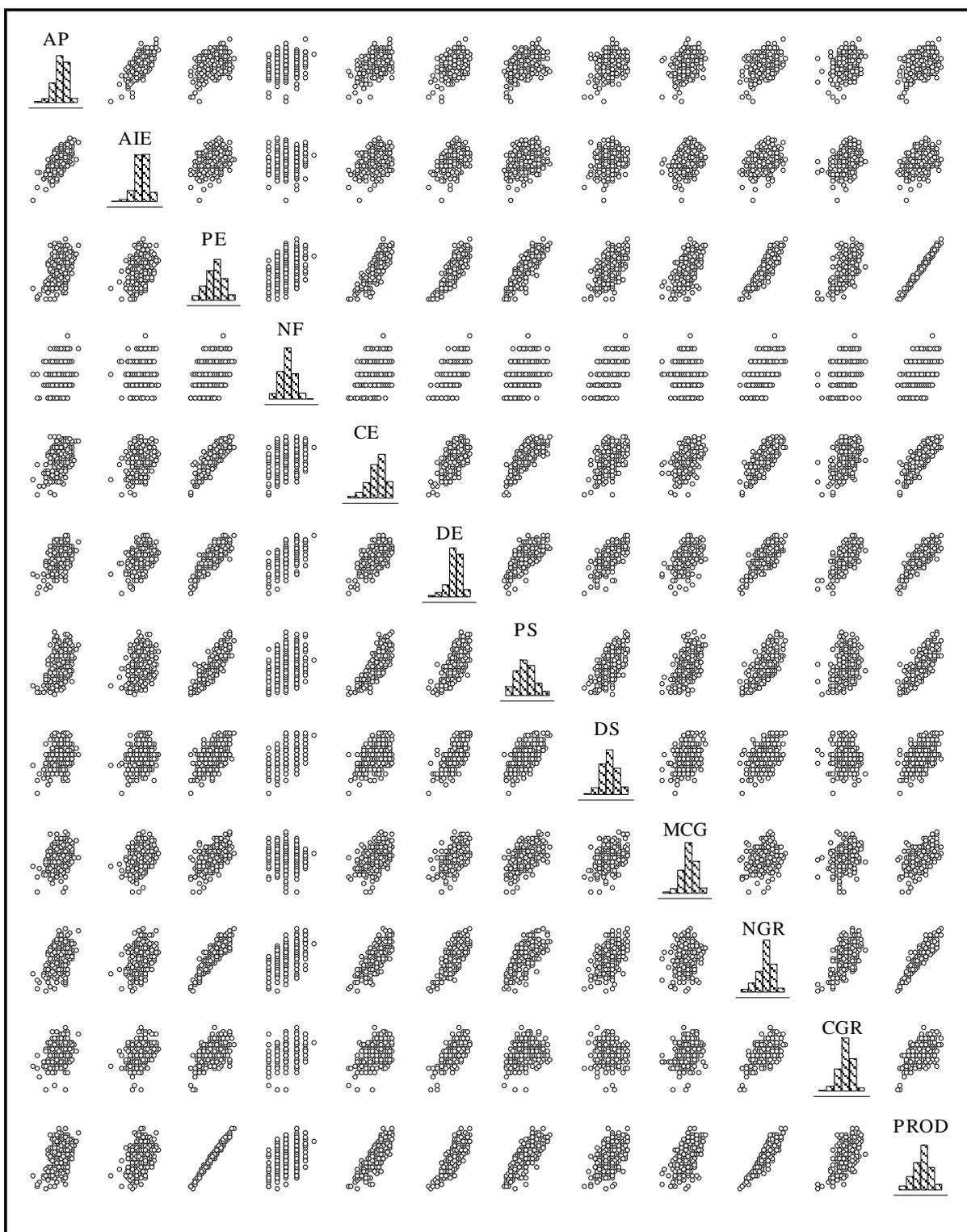


Figura 6 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 416 plantas do híbrido duplo DKB747 na safra 2008/09.



Figura 7 - Matriz com a distribuição de frequência (na diagonal) e gráficos de dispersão entre as variáveis: altura de planta na colheita (AP), altura de inserção de espiga (AIE), peso de espiga (PE), número de fileiras de grãos por espiga (NF), comprimento de espiga (CE), diâmetro de espiga (DE), peso de sabugo (PS), diâmetro de sabugo (DS), massa de cem grãos (MCG), número de grãos por espiga (NGR), comprimento de grãos (CGR) e produtividade de grãos (PROD), avaliadas em 1.720 plantas do híbrido duplo DKB747 na safra 2009/10.

Tabela 1 - Efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), número de condição (NC), valor k (k) e coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>), para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário (2)	VE	Efeitos diretos sobre PROD											NC	k	R <sup>2</sup>	
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR				
Híbrido P32R21 na safra 2008/09 (n = 361 plantas)																
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----																
1	0	0,00	0,00	1,06	0,00	0,00	0,00	-0,09	0,00	0,00	0,00	0,00	566.987.793	-	1,00	
2	1	0,01	-0,01	-	-0,01	-0,01	0,00	0,05	-0,01	0,27	0,87	0,00	477.473.242	-	0,98	
3	2	0,01	-0,01	-	-0,01	-0,01	-0,01	0,05	0,00	0,27	0,87	-	45,97	-	0,98	
4	3	-0,02	0,01	-	0,12	0,48	0,40	-0,01	0,00	0,18	-	-	23,02	-	0,86	
5	4	-0,02	0,01	-	0,12	0,47	0,40	-	0,00	0,18	-	-	19,40	-	0,86	
6	5	-0,02	0,01	-	0,12	0,47	0,40	-	-	0,18	-	-	17,10	-	0,86	
7	6	0,00	0,01	-	0,03	0,46	0,55	-	-	-	-	-	9,87	-	0,84	
8	7	0,00	0,01	-	-	0,46	0,57	-	-	-	-	-	6,00	-	0,84	
9	8	-	0,01	-	-	0,46	0,57	-	-	-	-	-	3,96	-	0,84	
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----																
1	0	0,00	0,00	0,48	0,01	0,05	0,03	-0,02	0,01	0,12	0,36	0,02	99,95	0,0573	0,97	
2	1	0,01	0,00	-	0,01	0,08	0,04	0,04	0,02	0,23	0,68	0,04	99,86	0,0487	0,95	
3	2	0,01	-0,01	-	-0,01	-0,01	-0,01	0,05	0,00	0,27	0,87	-	45,97	0,0000	0,98	
4	3	-0,02	0,01	-	0,12	0,48	0,40	-0,01	0,00	0,18	-	-	23,02	0,0000	0,86	
5	4	-0,02	0,01	-	0,12	0,47	0,40	-	0,00	0,18	-	-	19,40	0,0000	0,86	
6	5	-0,02	0,01	-	0,12	0,47	0,40	-	-	0,18	-	-	17,10	0,0000	0,86	
7	6	0,00	0,01	-	0,03	0,46	0,55	-	-	-	-	-	9,87	0,0000	0,84	
8	7	0,00	0,01	-	-	0,46	0,57	-	-	-	-	-	6,00	0,0000	0,84	
9	8	-	0,01	-	-	0,46	0,57	-	-	-	-	-	3,96	0,0000	0,84	
Híbrido 30F53 na safra 2009/10 (n = 1.777 plantas)																
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----																
1	0	0,00	0,00	1,14	0,00	0,00	0,00	-0,15	0,00	0,00	0,00	0,00	636.038.367	-	1,00	
2	1	0,01	-0,01	-	0,01	0,03	0,01	0,09	0,00	0,27	0,77	0,02	543.133.582	-	0,99	
3	2	0,01	-0,01	-	0,01	0,03	0,03	0,09	-0,02	0,27	0,77	-	71,88	-	0,99	
4	3	0,07	-0,05	-	0,06	0,38	0,27	0,28	-0,03	0,09	-	-	45,92	-	0,93	
5	4	0,09	-0,04	-	0,07	0,54	0,31	-	0,02	0,14	-	-	24,06	-	0,92	
6	5	0,09	-0,04	-	0,07	0,54	0,32	-	-	0,14	-	-	18,82	-	0,92	
7	6	0,12	-0,07	-	0,00	0,57	0,38	-	-	-	-	-	17,18	-	0,90	
8	7	0,12	-0,07	-	-	0,57	0,38	-	-	-	-	-	11,26	-	0,90	
9	8	-	0,01	-	-	0,62	0,39	-	-	-	-	-	8,33	-	0,90	
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----																
1	0	0,02	-0,02	0,39	0,01	0,09	0,03	0,06	0,01	0,13	0,33	0,04	99,92	0,0643	0,97	
2	1	0,03	-0,02	-	0,02	0,13	0,05	0,14	0,02	0,20	0,52	0,05	99,93	0,0549	0,96	
3	2	0,01	-0,01	-	0,01	0,03	0,03	0,09	-0,02	0,27	0,77	-	71,88	0,0000	0,99	
4	3	0,07	-0,05	-	0,06	0,38	0,27	0,28	-0,03	0,09	-	-	45,92	0,0000	0,93	
5	4	0,09	-0,04	-	0,07	0,54	0,31	-	0,02	0,14	-	-	24,06	0,0000	0,92	
6	5	0,09	-0,04	-	0,07	0,54	0,32	-	-	0,14	-	-	18,82	0,0000	0,92	
7	6	0,12	-0,07	-	0,00	0,57	0,38	-	-	-	-	-	17,18	0,0000	0,90	
8	7	0,12	-0,07	-	-	0,57	0,38	-	-	-	-	-	11,26	0,0000	0,90	
9	8	-	0,01	-	-	0,62	0,39	-	-	-	-	-	8,33	0,0000	0,90	

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 2 - Efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), número de condição (NC), valor k (k) e coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>), para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário (2)	VE	Efeitos diretos sobre PROD											NC	k	R <sup>2</sup>	
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR				
Híbrido DKB566 na safra 2008/09 (n = 373 plantas)																
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----																
1	0	0,00	0,00	1,06	0,00	0,00	0,00	-0,08	0,00	0,00	0,00	0,00	571.578.914	-	1,00	
2	1	0,01	-0,02	-	-0,04	0,01	0,01	0,07	-0,01	0,34	0,84	0,02	482.975.307	-	0,98	
3	2	0,01	-0,02	-	-0,04	0,01	0,04	0,07	-0,03	0,34	0,84	-	47,93	-	0,98	
4	3	0,02	-0,01	-	0,11	0,37	0,48	0,22	-0,17	0,04	-	-	28,78	-	0,86	
5	4	0,04	-0,01	-	0,09	0,50	0,47	-	-0,10	0,09	-	-	21,74	-	0,84	
6	5	0,03	0,00	-	0,07	0,50	0,42	-	-	0,07	-	-	18,33	-	0,84	
7	6	0,04	-0,01	-	0,03	0,50	0,47	-	-	-	-	-	10,48	-	0,84	
8	7	0,04	-0,01	-	-	0,50	0,49	-	-	-	-	-	9,27	-	0,84	
9	8	-	0,02	-	-	0,50	0,49	-	-	-	-	-	5,45	-	0,83	
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----																
1	0	0,01	-0,01	0,48	-0,01	0,05	0,03	0,03	0,00	0,13	0,35	0,04	99,89	0,0578	0,97	
2	1	0,01	-0,02	-	-0,02	0,08	0,05	0,10	0,00	0,25	0,66	0,07	99,97	0,0488	0,95	
3	2	0,01	-0,02	-	-0,04	0,01	0,04	0,07	-0,03	0,34	0,84	-	47,93	0,0000	0,98	
4	3	0,02	-0,01	-	0,11	0,37	0,48	0,22	-0,17	0,04	-	-	28,78	0,0000	0,86	
5	4	0,04	-0,01	-	0,09	0,50	0,47	-	-0,10	0,09	-	-	21,74	0,0000	0,84	
6	5	0,03	0,00	-	0,07	0,50	0,42	-	-	0,07	-	-	18,33	0,0000	0,84	
7	6	0,04	-0,01	-	0,03	0,50	0,47	-	-	-	-	-	10,48	0,0000	0,84	
8	7	0,04	-0,01	-	-	0,50	0,49	-	-	-	-	-	9,27	0,0000	0,84	
9	8	-	0,02	-	-	0,50	0,49	-	-	-	-	-	5,45	0,0000	0,83	
Híbrido DKB566 na safra 2009/10 (n = 1.693 plantas)																
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----																
1	0	0,00	0,00	1,09	0,00	0,00	0,00	-0,11	0,00	0,00	0,00	0,00	577.104.259	-	1,00	
2	1	0,00	0,00	-	-0,03	-0,03	0,00	0,10	-0,02	0,33	0,83	0,01	486.221.550	-	0,98	
3	2	0,00	0,00	-	-0,03	-0,03	0,01	0,10	-0,02	0,33	0,83	-	45,86	-	0,98	
4	3	-0,03	0,05	-	0,01	0,26	0,54	0,21	-0,05	0,10	-	-	25,47	-	0,86	
5	4	-0,03	0,07	-	0,01	0,37	0,58	-	-0,01	0,15	-	-	14,83	-	0,85	
6	5	-0,03	0,07	-	0,01	0,37	0,57	-	-	0,15	-	-	11,71	-	0,85	
7	6	0,00	0,03	-	-0,05	0,39	0,65	-	-	-	-	-	9,18	-	0,83	
8	7	0,00	0,04	-	-	0,40	0,61	-	-	-	-	-	7,16	-	0,83	
9	8	-	0,04	-	-	0,40	0,61	-	-	-	-	-	4,37	-	0,83	
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----																
1	0	0,00	0,00	0,49	-0,01	0,02	0,03	0,03	0,01	0,14	0,34	0,04	99,99	0,0583	0,97	
2	1	0,00	0,00	-	-0,02	0,04	0,05	0,12	0,01	0,26	0,65	0,06	99,83	0,0492	0,95	
3	2	0,00	0,00	-	-0,03	-0,03	0,01	0,10	-0,02	0,33	0,83	-	45,86	0,0000	0,98	
4	3	-0,03	0,05	-	0,01	0,26	0,54	0,21	-0,05	0,10	-	-	25,47	0,0000	0,86	
5	4	-0,03	0,07	-	0,01	0,37	0,58	-	-0,01	0,15	-	-	14,83	0,0000	0,85	
6	5	-0,03	0,07	-	0,01	0,37	0,57	-	-	0,15	-	-	11,71	0,0000	0,85	
7	6	0,00	0,03	-	-0,05	0,39	0,65	-	-	-	-	-	9,18	0,0000	0,83	
8	7	0,00	0,04	-	-	0,40	0,61	-	-	-	-	-	7,16	0,0000	0,83	
9	8	-	0,04	-	-	0,40	0,61	-	-	-	-	-	4,37	0,0000	0,83	

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 3 - Efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), número de condição (NC), valor k (k) e coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>), para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário ( <sup>2</sup> )	VE	Efeitos diretos sobre PROD											NC	k	R <sup>2</sup>	
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR				
Híbrido DKB747 na safra 2008/09 (n = 416 plantas)																
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----																
1	0	0,00	0,00	1,17	0,00	0,00	0,00	-0,21	0,00	0,00	0,00	0,00	581.893.242	-	1,00	
2	1	-0,02	0,01	-	0,02	0,00	-0,02	0,07	-0,03	0,38	0,81	0,01	491.425.823	-	0,99	
3	2	-0,02	0,01	-	0,02	0,00	-0,01	0,07	-0,03	0,38	0,81	-	52,28	-	0,99	
4	3	-0,06	0,09	-	0,12	0,42	0,39	0,22	-0,17	0,14	-	-	29,22	-	0,88	
5	4	-0,03	0,07	-	0,09	0,53	0,42	-	-0,10	0,16	-	-	21,05	-	0,87	
6	5	-0,04	0,08	-	0,07	0,52	0,37	-	-	0,15	-	-	17,79	-	0,86	
7	6	-0,02	0,07	-	-0,02	0,54	0,48	-	-	-	-	-	11,36	-	0,85	
8	7	-0,02	0,08	-	-	0,54	0,46	-	-	-	-	-	9,61	-	0,85	
9	8	-	0,06	-	-	0,54	0,46	-	-	-	-	-	4,83	-	0,85	
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----																
1	0	-0,01	0,02	0,43	0,02	0,06	0,02	0,00	-0,01	0,18	0,38	0,04	99,96	0,0588	0,97	
2	1	-0,02	0,02	-	0,02	0,09	0,03	0,10	-0,01	0,29	0,62	0,05	99,88	0,0497	0,96	
3	2	-0,02	0,01	-	0,02	0,00	-0,01	0,07	-0,03	0,38	0,81	-	52,28	0,0000	0,99	
4	3	-0,06	0,09	-	0,12	0,42	0,39	0,22	-0,17	0,14	-	-	29,22	0,0000	0,88	
5	4	-0,03	0,07	-	0,09	0,53	0,42	-	-0,10	0,16	-	-	21,05	0,0000	0,87	
6	5	-0,04	0,08	-	0,07	0,52	0,37	-	-	0,15	-	-	17,79	0,0000	0,86	
7	6	-0,02	0,07	-	-0,02	0,54	0,48	-	-	-	-	-	11,36	0,0000	0,85	
8	7	-0,02	0,08	-	-	0,54	0,46	-	-	-	-	-	9,61	0,0000	0,85	
9	8	-	0,06	-	-	0,54	0,46	-	-	-	-	-	4,83	0,0000	0,85	
Híbrido DKB747 na safra 2009/10 (n = 1.720 plantas)																
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----																
1	0	0,00	0,00	1,21	0,00	0,00	0,00	-0,26	0,00	0,00	0,00	0,00	566.995.693	-	1,00	
2	1	-0,02	0,01	-	-0,02	-0,03	-0,01	0,08	-0,03	0,33	0,88	0,02	478.683.319	-	0,98	
3	2	-0,02	0,01	-	-0,02	-0,03	0,03	0,08	-0,05	0,33	0,88	-	47,74	-	0,98	
4	3	-0,04	0,04	-	-0,08	0,26	0,65	0,29	-0,16	-0,01	-	-	32,30	-	0,81	
5	4	-0,04	0,05	-	-0,09	0,42	0,66	-	-0,07	0,03	-	-	17,42	-	0,79	
6	5	-0,05	0,05	-	-0,10	0,41	0,62	-	-	0,03	-	-	12,59	-	0,79	
7	6	-0,04	0,05	-	-0,11	0,42	0,63	-	-	-	-	-	11,44	-	0,79	
8	7	-0,05	0,06	-	-	0,43	0,56	-	-	-	-	-	10,04	-	0,78	
9	8	-	0,03	-	-	0,42	0,56	-	-	-	-	-	4,45	-	0,78	
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----																
1	0	-0,01	0,01	0,50	-0,02	0,01	0,03	-0,02	0,00	0,14	0,40	0,04	99,95	0,0573	0,96	
2	1	-0,01	0,01	-	-0,04	0,03	0,04	0,11	0,00	0,25	0,72	0,06	99,90	0,0484	0,94	
3	2	-0,02	0,01	-	-0,02	-0,03	0,03	0,08	-0,05	0,33	0,88	-	47,74	0,0000	0,98	
4	3	-0,04	0,04	-	-0,08	0,26	0,65	0,29	-0,16	-0,01	-	-	32,30	0,0000	0,81	
5	4	-0,04	0,05	-	-0,09	0,42	0,66	-	-0,07	0,03	-	-	17,42	0,0000	0,79	
6	5	-0,05	0,05	-	-0,10	0,41	0,62	-	-	0,03	-	-	12,59	0,0000	0,79	
7	6	-0,04	0,05	-	-0,11	0,42	0,63	-	-	-	-	-	11,44	0,0000	0,79	
8	7	-0,05	0,06	-	-	0,43	0,56	-	-	-	-	-	10,04	0,0000	0,78	
9	8	-	0,03	-	-	0,42	0,56	-	-	-	-	-	4,45	0,0000	0,78	

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 4 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,15, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido P32R21 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
2	1	35	30	-	45	85	30	70	30	75	85	30
3	2	35	30	-	45	85	100	70	40	75	85	-
4	3	170	165	-	265	330	420	375	190	245	-	-
5	4	170	165	-	260	190	465	-	165	245	-	-
6	5	150	165	-	260	190	465	-	-	225	-	-
7	6	175	175	-	215	215	260	-	-	-	-	-
8	7	175	175	-	-	215	185	-	-	-	-	-
9	8	-	125	-	-	205	190	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	20	20	40	20	30	15	30	15	25	25	15
2	1	35	30	-	40	65	25	65	30	70	105	25
3	2	35	30	-	45	85	100	70	40	75	85	-
4	3	170	165	-	265	330	420	375	190	245	-	-
5	4	170	165	-	260	190	465	-	165	245	-	-
6	5	150	165	-	260	190	465	-	-	225	-	-
7	6	175	175	-	215	215	260	-	-	-	-	-
8	7	175	175	-	-	215	185	-	-	-	-	-
9	8	-	125	-	-	205	190	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
Híbrido 30F53 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
2	1	35	30	-	35	170	25	130	30	140	380	25
3	2	35	30	-	35	170	130	130	35	140	380	-
4	3	150	130	-	130	585	575	900	365	150	-	-
5	4	150	150	-	160	275	565	-	370	140	-	-
6	5	150	145	-	145	275	455	-	-	135	-	-
7	6	180	145	-	130	305	415	-	-	-	-	-
8	7	175	140	-	-	280	330	-	-	-	-	-
9	8	-	80	-	-	275	305	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	20	20	65	20	40	15	55	20	30	50	15
2	1	30	30	-	30	80	20	110	30	70	295	25
3	2	35	30	-	30	170	140	160	35	155	380	-
4	3	150	130	-	130	585	575	900	365	150	-	-
5	4	150	150	-	160	275	565	-	370	140	-	-
6	5	150	145	-	145	275	455	-	-	135	-	-
7	6	180	145	-	130	305	415	-	-	-	-	-
8	7	175	140	-	-	280	330	-	-	-	-	-
9	8	-	80	-	-	275	305	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 5 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,15, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido DKB566 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
2	1	35	35	-	55	130	35	75	35	185	155	40
3	2	35	35	-	55	130	175	75	50	185	155	-
4	3	200	220	-	370	395	485	475	295	405	-	-
5	4	230	220	-	370	290	585	-	255	405	-	-
6	5	235	220	-	375	320	640	-	-	395	-	-
7	6	230	220	-	225	320	455	-	-	-	-	-
8	7	225	220	-	-	305	275	-	-	-	-	-
9	8	-	140	-	-	260	275	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	20	20	65	25	35	15	30	20	45	30	20
2	1	35	35	-	50	85	30	70	30	130	150	35
3	2	35	35	-	55	130	175	75	50	185	145	-
4	3	200	220	-	370	395	485	475	295	405	-	-
5	4	230	220	-	370	290	585	-	255	405	-	-
6	5	235	220	-	375	320	640	-	-	395	-	-
7	6	230	220	-	225	320	455	-	-	-	-	-
8	7	225	220	-	-	305	275	-	-	-	-	-
9	8	-	140	-	-	260	275	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
Híbrido DKB566 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
2	1	50	50	-	40	130	35	310	40	160	185	35
3	2	50	50	-	40	130	160	310	45	160	185	-
4	3	285	295	-	215	455	370	825	305	275	-	-
5	4	295	320	-	215	285	385	-	295	225	-	-
6	5	295	320	-	215	250	370	-	-	225	-	-
7	6	305	305	-	210	230	295	-	-	-	-	-
8	7	300	305	-	-	250	200	-	-	-	-	-
9	8	-	135	-	-	220	200	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	20	20	60	20	30	15	40	20	35	30	20
2	1	40	40	-	35	75	25	205	35	115	145	30
3	2	50	50	-	35	130	160	310	45	160	185	-
4	3	285	295	-	215	455	370	825	305	275	-	-
5	4	295	320	-	215	285	385	-	295	225	-	-
6	5	295	320	-	215	250	370	-	-	225	-	-
7	6	305	305	-	210	230	295	-	-	-	-	-
8	7	300	305	-	-	250	200	-	-	-	-	-
9	8	-	135	-	-	220	200	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 6 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,15, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido DKB747 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	20	15	15	15	20	15	15	15	15
2	1	40	35	-	35	100	25	65	25	160	235	20
3	2	40	35	-	35	100	90	65	35	160	235	-
4	3	225	230	-	280	300	580	445	260	285	-	-
5	4	225	245	-	285	215	500	-	215	300	-	-
6	5	235	245	-	295	205	485	-	-	300	-	-
7	6	285	260	-	185	215	350	-	-	-	-	-
8	7	285	215	-	-	195	200	-	-	-	-	-
9	8	-	145	-	-	185	195	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	20	20	50	20	30	15	40	15	45	35	20
2	1	35	35	-	30	50	25	50	25	130	155	25
3	2	40	35	-	30	100	90	65	40	160	235	-
4	3	225	230	-	280	300	580	445	260	285	-	-
5	4	225	245	-	285	215	500	-	215	300	-	-
6	5	235	245	-	295	205	485	-	-	300	-	-
7	6	285	260	-	185	215	350	-	-	-	-	-
8	7	285	215	-	-	195	200	-	-	-	-	-
9	8	-	145	-	-	185	195	-	-	-	-	-
Híbrido DKB747 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	25	15	15	15	25	15	15	15	15
2	1	50	45	-	40	85	30	150	40	125	140	30
3	2	50	45	-	40	85	110	150	75	125	140	-
4	3	390	350	-	300	795	555	>1000	560	240	-	-
5	4	390	365	-	325	340	580	-	415	240	-	-
6	5	390	365	-	320	290	475	-	-	240	-	-
7	6	400	365	-	270	285	440	-	-	-	-	-
8	7	390	365	-	-	285	285	-	-	-	-	-
9	8	-	150	-	-	280	285	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	25	25	60	20	30	20	70	20	35	40	20
2	1	45	40	-	40	75	25	125	35	105	175	30
3	2	50	45	-	40	85	110	150	75	125	140	-
4	3	390	350	-	300	795	555	>1000	560	240	-	-
5	4	390	365	-	325	340	580	-	415	240	-	-
6	5	390	365	-	320	290	475	-	-	240	-	-
7	6	400	365	-	270	285	440	-	-	-	-	-
8	7	390	365	-	-	285	285	-	-	-	-	-
9	8	-	150	-	-	280	285	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 7 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,25, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido P32R21 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
2	1	20	20	-	20	35	20	30	20	35	40	20
3	2	20	20	-	20	35	40	30	20	35	40	-
4	3	70	65	-	105	130	175	135	75	90	-	-
5	4	70	65	-	105	85	175	-	75	90	-	-
6	5	70	65	-	100	85	175	-	-	90	-	-
7	6	70	80	-	85	90	105	-	-	-	-	-
8	7	70	75	-	-	90	70	-	-	-	-	-
9	8	-	50	-	-	80	70	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	15	10	15	15	15	10	15	10	15	10	10
2	1	20	15	-	20	30	10	25	15	30	40	15
3	2	20	15	-	20	45	45	25	20	35	45	-
4	3	70	65	-	105	130	175	135	75	90	-	-
5	4	70	65	-	105	85	175	-	75	90	-	-
6	5	70	65	-	100	85	175	-	-	90	-	-
7	6	70	80	-	85	90	105	-	-	-	-	-
8	7	70	75	-	-	90	70	-	-	-	-	-
9	8	-	50	-	-	80	70	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
Híbrido 30F53 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	10	15	15	15	15	15
2	1	20	20	-	20	50	15	45	20	50	130	15
3	2	20	20	-	20	50	45	45	20	50	130	-
4	3	55	55	-	55	200	205	285	140	60	-	-
5	4	65	60	-	65	100	195	-	160	60	-	-
6	5	75	55	-	60	100	160	-	-	60	-	-
7	6	75	60	-	60	120	160	-	-	-	-	-
8	7	75	60	-	-	110	120	-	-	-	-	-
9	8	-	35	-	-	95	120	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	15	10	15	15	10
2	1	15	15	-	15	20	10	30	15	25	85	10
3	2	15	15	-	15	65	45	50	15	40	170	-
4	3	55	55	-	55	200	205	285	140	60	-	-
5	4	65	60	-	65	100	195	-	160	60	-	-
6	5	75	55	-	60	100	160	-	-	60	-	-
7	6	75	60	-	60	120	160	-	-	-	-	-
8	7	75	60	-	-	110	120	-	-	-	-	-
9	8	-	35	-	-	95	120	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 8 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,25, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido DKB566 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	10	15	15	15	15	15
2	1	20	20	-	25	45	20	35	20	75	65	20
3	2	20	20	-	25	45	65	35	25	75	65	-
4	3	90	90	-	130	135	205	180	125	145	-	-
5	4	90	95	-	145	115	245	-	110	155	-	-
6	5	90	95	-	130	125	250	-	-	155	-	-
7	6	90	90	-	90	130	185	-	-	-	-	-
8	7	90	90	-	-	110	115	-	-	-	-	-
9	8	-	55	-	-	100	100	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	15	10	20	15	15	10	15	10	15	15	10
2	1	20	20	-	20	30	15	25	15	50	70	15
3	2	20	20	-	25	45	60	35	20	75	75	-
4	3	90	90	-	130	135	205	180	125	145	-	-
5	4	90	95	-	145	115	245	-	110	155	-	-
6	5	90	95	-	130	125	250	-	-	155	-	-
7	6	90	90	-	90	130	185	-	-	-	-	-
8	7	90	90	-	-	110	115	-	-	-	-	-
9	8	-	55	-	-	100	100	-	-	-	-	-
Híbrido DKB566 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
2	1	25	25	-	20	40	20	95	20	55	70	20
3	2	25	25	-	20	40	55	95	20	55	70	-
4	3	105	110	-	80	165	155	300	120	95	-	-
5	4	120	110	-	80	110	145	-	120	90	-	-
6	5	120	125	-	80	95	145	-	-	90	-	-
7	6	115	105	-	80	100	115	-	-	-	-	-
8	7	120	105	-	-	95	80	-	-	-	-	-
9	8	-	50	-	-	90	80	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	20	15	15	10	15	10	15	15	10
2	1	20	20	-	20	30	15	35	20	40	55	15
3	2	20	20	-	20	40	55	95	20	55	70	-
4	3	105	110	-	80	165	155	300	120	95	-	-
5	4	120	110	-	80	110	145	-	120	90	-	-
6	5	120	125	-	80	95	145	-	-	90	-	-
7	6	115	105	-	80	100	115	-	-	-	-	-
8	7	120	105	-	-	95	80	-	-	-	-	-
9	8	-	50	-	-	90	80	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 9 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,25, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido DKB747 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	10
2	1	20	20	-	20	30	15	25	15	65	75	15
3	2	20	20	-	20	30	35	25	20	65	75	-
4	3	95	100	-	105	115	215	175	95	105	-	-
5	4	95	100	-	105	80	215	-	80	105	-	-
6	5	95	100	-	120	80	195	-	-	105	-	-
7	6	110	100	-	75	80	125	-	-	-	-	-
8	7	110	85	-	-	80	70	-	-	-	-	-
9	8	-	50	-	-	70	70	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	15	20	15	15	10	15	10	20	15	10
2	1	15	20	-	20	20	10	20	15	45	60	15
3	2	15	20	-	20	35	35	25	20	65	80	-
4	3	95	100	-	105	115	215	175	95	105	-	-
5	4	95	100	-	105	80	215	-	80	105	-	-
6	5	95	100	-	120	80	195	-	-	105	-	-
7	6	110	100	-	75	80	125	-	-	-	-	-
8	7	110	85	-	-	80	70	-	-	-	-	-
9	8	-	50	-	-	70	70	-	-	-	-	-
Híbrido DKB747 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
2	1	25	25	-	25	35	20	60	20	50	65	20
3	2	25	25	-	25	35	55	60	30	50	65	-
4	3	150	145	-	110	285	215	530	205	95	-	-
5	4	155	155	-	130	130	230	-	180	95	-	-
6	5	155	155	-	130	130	185	-	-	95	-	-
7	6	155	155	-	105	115	160	-	-	-	-	-
8	7	155	155	-	-	115	105	-	-	-	-	-
9	8	-	60	-	-	105	115	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	15	15	20	15	20	10	25	10	15	15	10
2	1	20	20	-	20	25	15	45	20	40	65	15
3	2	25	20	-	20	35	55	60	25	50	70	-
4	3	150	145	-	110	285	215	530	205	95	-	-
5	4	155	155	-	130	130	230	-	180	95	-	-
6	5	155	155	-	130	130	185	-	-	95	-	-
7	6	155	155	-	105	115	160	-	-	-	-	-
8	7	155	155	-	-	115	105	-	-	-	-	-
9	8	-	60	-	-	105	115	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 10 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,35, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido P32R21 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	15	15	10	15	10	15	15	10
2	1	15	15	-	20	25	15	20	15	20	30	15
3	2	15	15	-	20	25	25	20	15	20	30	-
4	3	45	40	-	55	75	95	75	45	60	-	-
5	4	45	35	-	55	45	95	-	40	50	-	-
6	5	40	35	-	55	45	95	-	-	50	-	-
7	6	45	40	-	50	45	55	-	-	-	-	-
8	7	40	35	-	-	45	45	-	-	-	-	-
9	8	-	30	-	-	45	45	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	15	10	-	15	15	10	15	10	20	30	10
3	2	15	10	-	15	25	25	15	15	25	35	-
4	3	45	40	-	55	75	95	75	45	60	-	-
5	4	45	35	-	55	45	95	-	40	50	-	-
6	5	40	35	-	55	45	95	-	-	50	-	-
7	6	45	40	-	50	45	55	-	-	-	-	-
8	7	40	35	-	-	45	45	-	-	-	-	-
9	8	-	30	-	-	45	45	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
Híbrido 30F53 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	10	15	10	15	10	15	15	10
2	1	15	15	-	15	30	15	30	15	25	60	15
3	2	15	15	-	15	30	25	30	15	25	60	-
4	3	35	30	-	35	105	95	140	75	35	-	-
5	4	35	35	-	35	50	105	-	75	35	-	-
6	5	35	35	-	35	50	85	-	-	30	-	-
7	6	35	35	-	35	55	80	-	-	-	-	-
8	7	35	35	-	-	50	60	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	45	60	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	10	10	-	10	10	10	10	10	15	35	10
3	2	10	10	-	10	10	10	15	10	20	95	-
4	3	35	30	-	35	105	95	140	75	35	-	-
5	4	35	35	-	35	50	105	-	75	35	-	-
6	5	35	35	-	35	50	85	-	-	30	-	-
7	6	35	35	-	35	55	80	-	-	-	-	-
8	7	35	35	-	-	50	60	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	45	60	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 11 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,35, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido DKB566 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	15	15	10	15	10	15	15	10
2	1	15	15	-	20	30	15	20	15	45	40	15
3	2	15	15	-	20	30	35	20	20	45	40	-
4	3	50	50	-	85	80	120	100	70	80	-	-
5	4	50	50	-	90	65	130	-	65	85	-	-
6	5	50	55	-	75	70	120	-	-	80	-	-
7	6	50	50	-	50	70	90	-	-	-	-	-
8	7	45	50	-	-	65	65	-	-	-	-	-
9	8	-	30	-	-	60	60	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	15	15	-	15	15	10	15	10	25	35	10
3	2	15	15	-	15	25	35	15	15	45	45	-
4	3	50	50	-	85	80	120	100	70	80	-	-
5	4	50	50	-	90	65	130	-	65	85	-	-
6	5	50	55	-	75	70	120	-	-	80	-	-
7	6	50	50	-	50	70	90	-	-	-	-	-
8	7	45	50	-	-	65	65	-	-	-	-	-
9	8	-	30	-	-	60	60	-	-	-	-	-
Híbrido DKB566 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	10	15	10	15	10	15	15	10
2	1	20	20	-	15	25	15	30	15	30	45	15
3	2	20	20	-	15	25	30	30	20	30	45	-
4	3	55	60	-	55	85	90	150	60	55	-	-
5	4	55	65	-	50	55	90	-	55	50	-	-
6	5	60	65	-	50	55	75	-	-	50	-	-
7	6	60	60	-	45	60	65	-	-	-	-	-
8	7	60	60	-	-	60	45	-	-	-	-	-
9	8	-	30	-	-	50	45	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	15	15	-	15	15	10	20	10	20	30	10
3	2	10	15	-	15	20	30	25	15	30	45	-
4	3	55	60	-	55	85	90	150	60	55	-	-
5	4	55	65	-	50	55	90	-	55	50	-	-
6	5	60	65	-	50	55	75	-	-	50	-	-
7	6	60	60	-	45	60	65	-	-	-	-	-
8	7	60	60	-	-	60	45	-	-	-	-	-
9	8	-	30	-	-	50	45	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 12 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,35, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido DKB747 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	10	15	10	15	15	10
2	1	15	15	-	15	20	15	20	15	35	40	15
3	2	15	15	-	15	20	20	20	15	35	40	-
4	3	55	55	-	60	60	105	100	60	60	-	-
5	4	55	55	-	65	50	105	-	50	60	-	-
6	5	55	55	-	70	45	105	-	-	60	-	-
7	6	55	55	-	45	45	65	-	-	-	-	-
8	7	55	50	-	-	40	40	-	-	-	-	-
9	8	-	25	-	-	40	40	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	10	10	-	15	10	10	15	10	25	30	10
3	2	10	10	-	15	10	15	15	10	40	50	-
4	3	55	55	-	60	60	105	100	60	60	-	-
5	4	55	55	-	65	50	105	-	50	60	-	-
6	5	55	55	-	70	45	105	-	-	60	-	-
7	6	55	55	-	45	45	65	-	-	-	-	-
8	7	55	50	-	-	40	40	-	-	-	-	-
9	8	-	25	-	-	40	40	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
Híbrido DKB747 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	15	15	15	15	15	10	15	15	15	15	10
2	1	20	20	-	15	25	15	35	15	30	35	15
3	2	20	20	-	15	25	30	35	20	30	35	-
4	3	80	80	-	65	140	110	265	105	60	-	-
5	4	80	80	-	65	75	120	-	90	50	-	-
6	5	80	80	-	65	65	100	-	-	55	-	-
7	6	80	75	-	55	65	90	-	-	-	-	-
8	7	85	75	-	-	65	65	-	-	-	-	-
9	8	-	35	-	-	65	65	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	15	15	-	15	20	10	20	10	25	40	10
3	2	15	15	-	15	20	25	30	15	30	45	-
4	3	80	80	-	65	140	110	265	105	60	-	-
5	4	80	80	-	65	75	120	-	90	50	-	-
6	5	80	80	-	65	65	100	-	-	55	-	-
7	6	80	75	-	55	65	90	-	-	-	-	-
8	7	85	75	-	-	65	65	-	-	-	-	-
9	8	-	35	-	-	65	65	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 13 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,45, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), nos híbridos de milho simples P32R21 e 30F53 avaliados, respectivamente, nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido P32R21 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	10	15	10	10	10	10	15	10
2	1	15	15	-	15	20	15	15	15	15	20	15
3	2	15	15	-	15	20	20	15	15	15	20	-
4	3	30	30	-	45	45	65	50	35	35	-	-
5	4	30	30	-	45	30	65	-	30	35	-	-
6	5	30	25	-	40	30	65	-	-	35	-	-
7	6	30	25	-	30	30	40	-	-	-	-	-
8	7	30	25	-	-	30	30	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	30	25	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	10	10	-	10	10	10	10	10	10	15	10
3	2	10	10	-	10	10	10	10	10	10	30	-
4	3	30	30	-	45	45	65	50	35	35	-	-
5	4	30	30	-	45	30	65	-	30	35	-	-
6	5	30	25	-	40	30	65	-	-	35	-	-
7	6	30	25	-	30	30	40	-	-	-	-	-
8	7	30	25	-	-	30	30	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	30	25	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
Híbrido 30F53 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	10	15	10	15	10	10	15	10
2	1	15	15	-	15	20	15	20	15	20	30	15
3	2	15	15	-	15	20	20	20	15	20	30	-
4	3	25	25	-	25	70	60	80	30	25	-	-
5	4	25	25	-	25	35	60	-	30	20	-	-
6	5	25	25	-	25	30	50	-	-	20	-	-
7	6	25	20	-	25	35	50	-	-	-	-	-
8	7	25	20	-	-	30	35	-	-	-	-	-
9	8	-	15	-	-	25	35	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	10	10	-	10	10	10	10	10	10	15	10
3	2	10	10	-	10	10	10	10	10	10	60	-
4	3	20	20	-	20	70	60	80	25	20	-	-
5	4	25	25	-	25	35	60	-	30	20	-	-
6	5	25	25	-	25	30	50	-	-	20	-	-
7	6	25	20	-	25	35	50	-	-	-	-	-
8	7	25	20	-	-	30	35	-	-	-	-	-
9	8	-	15	-	-	25	35	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 14 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,45, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho triplo DKB566, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido DKB566 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	10	15	10	15	10	15	15	10
2	1	15	15	-	15	20	15	20	15	25	30	15
3	2	15	15	-	15	20	25	20	15	25	30	-
4	3	40	40	-	55	50	80	65	50	60	-	-
5	4	40	40	-	55	45	80	-	40	60	-	-
6	5	40	35	-	50	45	90	-	-	55	-	-
7	6	35	35	-	35	45	65	-	-	-	-	-
8	7	35	35	-	-	35	35	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	35	35	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	10	10	-	10	10	10	10	10	15	25	10
3	2	10	10	-	10	10	10	10	10	30	35	-
4	3	40	40	-	55	50	80	65	50	60	-	-
5	4	40	40	-	55	45	80	-	40	60	-	-
6	5	40	35	-	50	45	90	-	-	55	-	-
7	6	35	35	-	35	45	65	-	-	-	-	-
8	7	35	35	-	-	35	35	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	35	35	-	-	-	-	-
Híbrido DKB566 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	10	15	10	15	10	10	15	10
2	1	15	15	-	15	20	15	20	15	20	30	15
3	2	15	15	-	15	20	25	20	15	20	30	-
4	3	35	40	-	35	55	60	90	40	35	-	-
5	4	45	40	-	35	40	55	-	40	35	-	-
6	5	45	45	-	35	35	50	-	-	35	-	-
7	6	45	45	-	35	35	40	-	-	-	-	-
8	7	40	40	-	-	35	30	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	30	30	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	10	10	-	10	10	10	10	10	15	20	10
3	2	10	10	-	10	10	10	10	10	20	30	-
4	3	35	40	-	35	55	60	90	40	35	-	-
5	4	45	40	-	35	40	55	-	40	35	-	-
6	5	45	45	-	35	35	50	-	-	35	-	-
7	6	45	45	-	35	35	40	-	-	-	-	-
8	7	40	40	-	-	35	30	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	30	30	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

Tabela 15 - Tamanho de amostra (número de plantas) para a estimação de efeitos diretos de variáveis explicativas<sup>(1)</sup> sobre a produtividade de grãos (PROD), com amplitude do intervalo de confiança de 95% igual a 0,45, para cada cenário de análise de trilha com o respectivo número de variáveis eliminadas (VE), no híbrido de milho duplo DKB747, avaliado nas safras 2008/09 e 2009/10.

Cenário <sup>(2)</sup>	VE	Efeitos diretos sobre PROD										
		AP	AIE	PE	NF	CE	DE	PS	DS	MCG	NGR	CGR
Híbrido DKB747 na safra 2008/09												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	10	15	10	15	10	15	15	10
2	1	15	15	-	15	15	15	15	15	20	25	15
3	2	15	15	-	15	15	20	15	15	20	25	-
4	3	35	35	-	45	45	65	60	40	40	-	-
5	4	35	40	-	45	30	70	-	35	45	-	-
6	5	35	40	-	45	30	60	-	-	45	-	-
7	6	35	40	-	30	30	40	-	-	-	-	-
8	7	35	30	-	-	25	25	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	25	25	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	10	10	-	10	10	10	10	10	15	20	10
3	2	10	10	-	10	10	10	10	10	25	35	-
4	3	35	35	-	45	45	65	60	40	40	-	-
5	4	35	40	-	45	30	70	-	35	45	-	-
6	5	35	40	-	45	30	60	-	-	45	-	-
7	6	35	40	-	30	30	40	-	-	-	-	-
8	7	35	30	-	-	25	25	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	25	25	-	-	-	-	-
Híbrido DKB747 na safra 2009/10												
----- Análise de trilha tradicional <sup>(3)</sup> -----												
1	0	10	10	15	10	15	10	15	10	15	15	10
2	1	15	15	-	15	20	15	25	15	20	25	15
3	2	15	15	-	15	20	25	25	20	20	25	-
4	3	55	50	-	45	100	75	160	70	40	-	-
5	4	50	50	-	45	45	75	-	65	40	-	-
6	5	55	50	-	45	40	65	-	-	40	-	-
7	6	55	50	-	35	40	60	-	-	-	-	-
8	7	50	45	-	-	40	35	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	40	35	-	-	-	-	-
----- Análise de trilha em crista <sup>(4)</sup> -----												
1	0	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
2	1	10	10	-	10	10	10	15	10	15	20	10
3	2	10	10	-	10	10	10	15	10	20	30	-
4	3	55	50	-	45	100	75	160	70	40	-	-
5	4	50	50	-	45	45	75	-	65	40	-	-
6	5	55	50	-	45	40	65	-	-	40	-	-
7	6	55	50	-	35	40	60	-	-	-	-	-
8	7	50	45	-	-	40	35	-	-	-	-	-
9	8	-	20	-	-	40	35	-	-	-	-	-

<sup>(1)</sup> AP: altura de planta na colheita; AIE: altura de inserção de espiga; PE: peso de espiga; NF: número de fileiras de grãos por espiga; CE: comprimento de espiga; DE: diâmetro de espiga; PS: peso de sabugo; DS: diâmetro de sabugo; MCG: massa de cem grãos; NGR: número de grãos por espiga; CGR: comprimento de grãos. <sup>(2)</sup> Cenários definidos na figura 1. <sup>(3)</sup> Sem alteração na matriz de correlação X'X entre variáveis explicativas, independentemente do número de condição (NC). <sup>(4)</sup> Análise de trilha realizada após a adição de um valor k na diagonal da matriz de correlação X'X, sendo escolhido o menor valor de k, suficiente para reduzir o NC < 100. Quando o NC inicial foi < 100, foi adicionado k = 0,0000 e a análise de trilha em crista apresentou os mesmos valores verificados na análise de trilha tradicional.

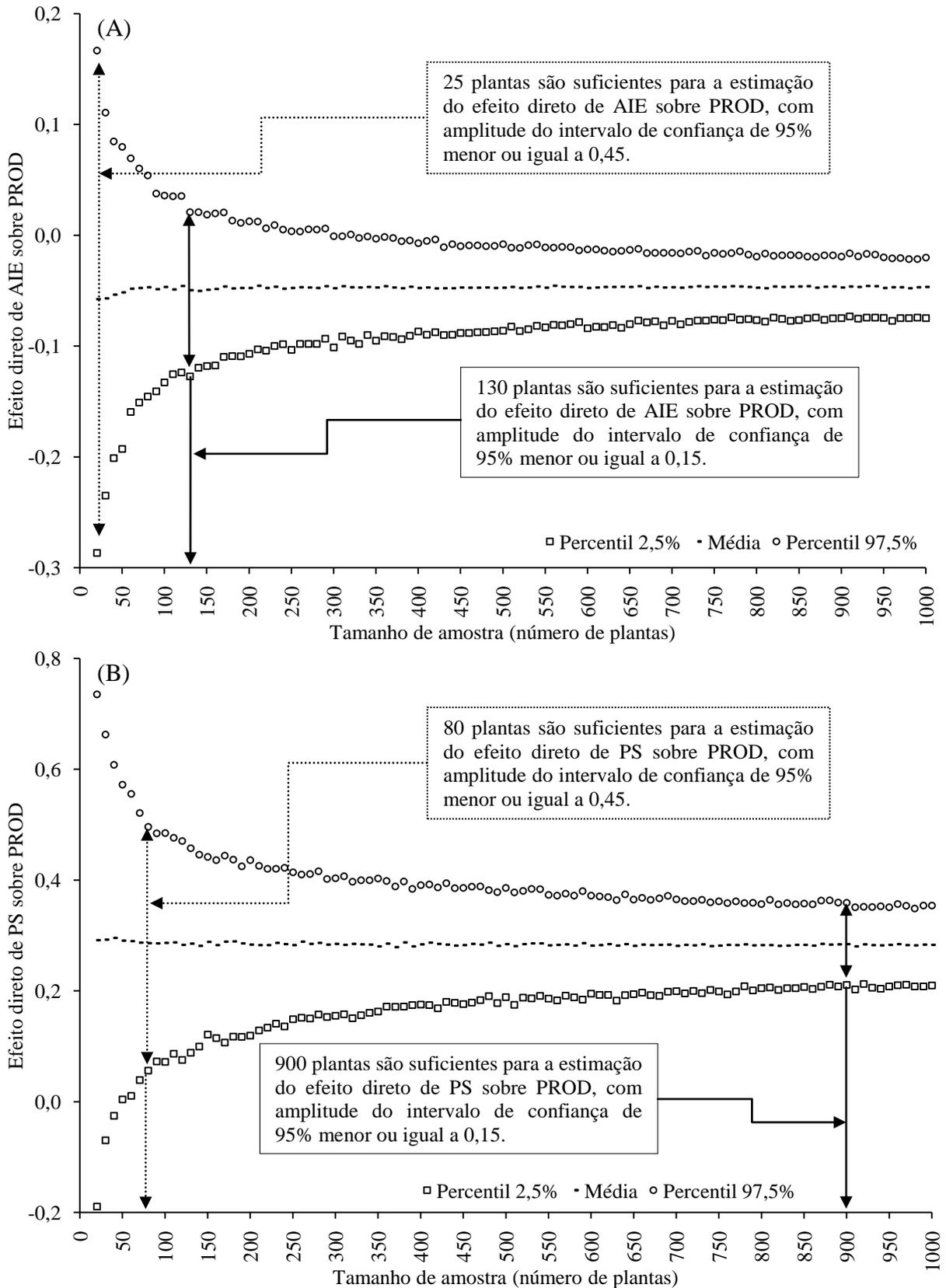


Figura 8 - Percentil 2,5%, média e percentil 97,5% das 1.000 estimativas do efeito direto de: (A) altura de inserção de espiga (AIE) sobre a produtividade de grãos (PROD) e; (B) peso de sabugo (PS) sobre a produtividade de grãos (PROD), para o cenário 4 da análise de trilha tradicional, realizada no híbrido simples 30F53 da safra 2009/10, nos tamanhos de amostra planejados de  $n = 20, 30, \dots, 1.000$  plantas.



## DISCUSSÃO

O tamanho de amostra necessário para a estimação da média, com amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) de 10%, oscilou entre 10 e 325 plantas, dependendo do tipo de híbrido, da safra e da variável. Variabilidade entre híbridos e variáveis, em relação ao tamanho de amostra necessário para a estimação da média, também foi verificada em outros estudos com a cultura do milho (MARTIN et al., 2005; STORCK et al., 2007). Nesse sentido, o tamanho de amostra recomendado para a estimação da média de caracteres de milho oscilou entre três e 674 plantas (BRERA et al., 2010; CATAPATTI et al., 2008; CONCEIÇÃO; SILVA; MACHADO, 1993; COSTA et al., 2003; HENRY; DOWN; BATEN, 1942; LANG, 2004; MAGARI; KANG; ZHANG, 1996; MARTIN et al., 2005; MODOLO et al., 2013; NAGAI et al., 1986; RESENDE; SOUZA JÚNIOR, 1997; ROSA et al., 2002; SILVA; SILVA; NUNES, 1998; SILVA et al., 1993, 1997; STORCK et al., 2007; VASIĆ et al., 2003; WOLKOWSKI; REISDORF; BUNDY, 1988), dependendo do tipo de híbrido ou linhagem, da safra, da variável, do nível de precisão, do local e do manejo utilizado.

Para a estimação do coeficiente de variação (CV, em %), também foi constatada variabilidade do tamanho de amostra entre tipos de híbridos, safras e variáveis, sendo que o tamanho de amostra para a estimação do CV, com  $AIC_{95\%}$  de 10%, oscilou entre 10 e 200 plantas. Verificou-se que variáveis com maiores valores de CV, necessitaram maiores tamanhos de amostra para a estimação do CV, no mesmo nível de precisão, em relação às variáveis com menores valores de CV, concordando com estudo conduzido por Kelley (2007). Para um mesmo híbrido, safra e variável, verificou-se que os valores médios de CV entre os tamanhos de amostra planejados ( $n = 10, 15, \dots, 1.000$  plantas) foram similares, indicando que o aumento do tamanho de amostra planejado não contribuiu para a redução do valor médio de CV, sendo verificada somente redução da variabilidade em torno do valor médio de CV. Esses resultados estão de acordo com os resultados obtidos por Rosa et al. (2002), mas são distintos dos verificados em outros estudos de dimensionamento amostral em milho (CONCEIÇÃO; SILVA; MACHADO, 1993; PALOMINO; RAMALHO; FERREIRA, 2000; SILVA; SILVA; NUNES, 1998; SILVA et al., 1993, 1997), nos quais verificou-se redução do valor médio de CV com o aumento do tamanho de amostra. De modo geral, constatou-se também que o correto dimensionamento do tamanho de amostra para a estimação da média, garantiu a estimação do CV, com níveis de precisão iguais ou superiores aos obtidos para a estimação da média.

O tamanho de amostra necessário para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson, com  $AIC_{95\%}$  igual a 0,25, oscilou entre 10 e 375 plantas, dependendo do tipo de híbrido, da safra e do par de caracteres. Já para a estimação de coeficientes de correlação lineares de Pearson entre caracteres de milho, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,30, foi verificada a necessidade de mensuração de até 252 plantas (CARGNELUTTI FILHO et al., 2010). Verificou-se que maior tamanho de amostra é necessário para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres fracamente correlacionados e, menor tamanho de amostra é necessário para a estimação do coeficiente de correlação entre caracteres altamente correlacionados, conforme já constatado em milho (CARGNELUTTI FILHO et al., 2010), em crambe (CARGNELUTTI FILHO et al., 2011) e em mamoneira (CARGNELUTTI FILHO et al., 2012b). Redução do tamanho de amostra com o aumento da magnitude da correlação entre variáveis, também foi verificado em estudo de dimensionamento amostral para estimação de coeficientes de correlação de Pearson, de Kendall e de Spearman (BONETT; WRIGHT, 2000). Segundo Shieh (2010), a utilização de tamanhos de amostra maiores reduziu o viés e a raiz do quadrado médio do erro, associados as estimativas do coeficiente de correlação de Pearson.

Independentemente do híbrido, da safra e da variável ou do par de variáveis, a mensuração de 375 plantas foi suficiente para a estimação da média e do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 10% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25. Já a mensuração de 120 plantas foi suficiente para a estimação da média com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20%, para a estimação do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45, independentemente do híbrido, da safra e da variável.

A estimação dos efeitos diretos, em combinações de tipos de híbridos, safras, cenários de variáveis explicativas e tipos de análise de trilha, indicou que as variáveis PE, NGR e MCG apresentam maiores efeitos diretos sobre PROD nos três primeiros cenários e as variáveis CE e DE apresentam maiores efeitos diretos sobre PROD nos demais cenários, independentemente do híbrido e da safra. Assim, maiores efeitos diretos sobre PROD foram obtidos mediante a avaliação de PE, NGR, MCG, DE ou CE, dependendo do cenário. Nesse sentido, diversos estudos de análise de trilha em milho identificaram ao menos uma dessas cinco variáveis explicativas como sendo de causa e efeito sobre PROD (ALHADI; HADID; AL AHMAD, 2012; ALVI et al., 2003; BELLO et al., 2010; EL-BADAWY; MEHASEN, 2011; EL-SHOUNY et al., 2005; HEFNY, 2011; LANGADE et al., 2013; MUNAWAR et al., 2013; NAJEEB et al., 2009; NASTASIC et al., 2010; NATARAJ; SHAHI; AGARWAL,

2014; OJO et al., 2006; PAVAN et al., 2011; RAFIQ et al., 2010; RAGHU et al., 2011; RIGON; RIGON; CAPUANI, 2014; SAMONTE et al., 2005; SHUKLA; MISHRA, 2013; SINGHAL et al., 2006; SOFI; RATHER, 2007; TEODORO et al., 2014; WU et al., 2011; ZAREI et al., 2012). Dessa forma, a seleção indireta de plantas mais produtivas de milho pode ser realizada com base em uma ou mais das cinco variáveis supracitadas.

A utilização da análise de trilha em publicações científicas relacionadas à cultura do milho aumentou nos últimos anos. Nesse sentido, estudos complementares foram realizados para avaliar os efeitos adversos da não-normalidade e da multicolinearidade na análise de trilha em milho (CARVALHO et al., 2001; MOHAMMADI; PRASANNA; SINGH, 2003; TOEBE; CARGNELUTTI FILHO, 2013a, 2013b; TOEBE, 2012), sendo que os elevados efeitos diretos obtidos em algumas publicações (AHMAD; SALEEM, 2003; KHAYATNEZHAD et al., 2010a; LANGADE et al., 2013; SELVARAJ; NAGARAJAN, 2011) podem estar associados ao severo grau de multicolinearidade entre variáveis explicativas. No entanto, mesmo considerando o elevado número de publicações científicas utilizando a análise de trilha em milho, não foram encontrados trabalhos indicando o correto dimensionamento amostral para a estimação dos efeitos diretos na análise de trilha. Nesse sentido, a insuficiência amostral pode ser uma das causas das distintas estimações de efeitos diretos apresentados na literatura para a cultura do milho, com variabilidade de magnitude e sinal dos efeitos diretos obtidos por meio da análise de trilha.

Verificou-se que o tamanho de amostra necessário para a estimação dos efeitos diretos variou entre híbridos, safras, cenários, tipos de análises de trilha e variáveis explicativas. Nesse sentido, para a estimação de efeitos diretos, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, foram necessárias de 10 a 530 plantas, dependendo do tipo de híbrido, da safra, do cenário, do tipo de análise de trilha e da variável explicativa. Além disso, verificou-se que a utilização do nono cenário de análise de trilha foi adequado, independentemente do híbrido e da safra, considerando a facilidade de mensuração das variáveis explicativas desse cenário (AIE, CE e DE), o reduzido grau de multicolinearidade, a boa predição da análise de trilha ( $R^2 \geq 0,78$ ) e o menor tamanho de amostra em relação ao necessário nos cinco cenários anteriores. Assim, a redução do número de variáveis explicativas, do quarto ao nono cenário, resultou em redução do dimensionamento amostral, estando de acordo com Petraitis, Dunham e Niewiarowski (1996), que indicaram redução do tamanho de amostra para análises de trilha, nos casos em que poucas variáveis explicativas são utilizadas.

No nono cenário, a mensuração de 120 plantas foi suficiente para a estimação dos efeitos diretos de AIE, CE e DE sobre PROD, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, sendo que CE e

DE apresentaram maiores efeitos diretos sobre PROD, independentemente do tipo de híbrido, da safra e do tipo de análise de trilha. A mensuração de 120 plantas também foi suficiente para a estimação da média com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20%, para a estimação do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45, independentemente do híbrido, da safra e da variável. Dessa forma, se for conduzido um experimento com cinco tratamentos e quatro repetições (20 parcelas no total) e forem avaliadas seis plantas por parcela (120 plantas no total), pode-se estimar a média de caracteres com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20%, o coeficiente de variação de caracteres com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15%, o coeficiente de correlação de cada um dos 66 pares de caracteres com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45 e os efeitos diretos de AIE, CE e DE sobre a PROD com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, desde que os efeitos de tratamentos e de controle local sejam suprimidos.

É necessário destacar que poucos estudos abordaram a importância do dimensionamento amostral para a realização da análise de trilha (PETRAITIS; DUNHAM; NIEWIAROWSKI, 1996; STREINER, 2005). Além disso, muitos trabalhos utilizando a análise de trilha em milho não mencionaram o tamanho de amostra utilizado, o que dificultou a comparação e a discussão dos resultados obtidos nesse estudo, com resultados publicados em outros trabalhos. Ainda, Streiner (2005) destacou que o uso de tamanho de amostra adequado é importante para a estimação precisa dos coeficientes da análise de trilha e, que o uso de um tamanho de amostra pequeno poderia resultar em estimativas de coeficientes imprecisos. Segundo o autor, a análise de trilha requer maior tamanho de amostra em relação à outras técnicas multivariadas, sendo que fatores como número de cadeias, de coeficientes, de variáveis exógenas e de possíveis fontes de perturbação interferem no tamanho de amostra necessário. Já de acordo com Petraitis, Dunham e Niewiarowski (1996), a análise de trilha é muitas vezes empregada erroneamente, sendo que de acordo com os autores, a maioria dos estudos publicados não possui tamanho de amostra suficiente para justificar o uso da análise de trilha.

Dessa forma, estudos de dimensionamento amostral em análise de trilha devem ser encorajados nas mais diversas combinações de cenários de variáveis explicativas, tipos de híbridos, variedades e linhagens, safras, locais, manejos, culturas agrícolas e níveis de precisão. Além disso, sugere-se que os pesquisadores divulguem claramente o tamanho de amostra utilizado para a realização da análise de trilha em cada publicação, permitindo ao leitor, ter uma ideia da consistência do banco de dados utilizado e da confiabilidade dos coeficientes apresentados.

## CONCLUSÕES

1. O tamanho de amostra necessário para a estimação da média e dos coeficientes de variação e de correlação varia entre híbridos, safras e variáveis ou pares de variáveis.
2. O tamanho de amostra necessário para a estimação dos efeitos diretos varia entre híbridos, safras, cenários, tipos de análises de trilha e variáveis explicativas.
3. Independentemente do híbrido, da safra e da variável, 375 plantas são suficientes para a estimação da média e do coeficiente de variação com amplitude do intervalo de confiança de 95% ( $AIC_{95\%}$ ) máxima de 10% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25.
4. Para a estimação de efeitos diretos, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, são necessárias de 10 a 530 plantas, dependendo do tipo de híbrido, da safra, do cenário, do tipo de análise de trilha e da variável explicativa.
5. A mensuração de 120 plantas é suficiente para a estimação da média com  $AIC_{95\%}$  máxima de 20%, para a estimação do coeficiente de variação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 15% e, para a estimação de coeficientes de correlação com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,45, independentemente do híbrido, da safra e da variável.
6. A mensuração de 120 plantas também é suficiente para a estimação dos efeitos diretos de altura de inserção de espiga, comprimento de espiga e diâmetro de espiga sobre a produtividade de grãos no nono cenário, com  $AIC_{95\%}$  máxima de 0,25, sendo que o comprimento de espiga e o diâmetro de espiga possuem maiores efeitos diretos sobre a produtividade de grãos nesse cenário, independentemente do tipo de híbrido, da safra e do tipo de análise de trilha.



## REFERÊNCIAS

AHMAD, A.; SALEEM, M. Path coefficient analysis in *Zea mays* L. **International Journal of Agriculture & Biology**, v. 5, n. 3, p. 245–248, 2003.

AHSAN, M. et al. Contribution of various leaf morpho-physiological parameters towards grain yield in maize. **International Journal of Agriculture and Biology**, v. 10, n. 5, p. 546–550, 2008.

ALHADI, R. A. A.; HADID, M. L.; AL AHMAD, S. A. Estimation of potence ratio and path analysis coefficient in single crosses of maize (*Zea mays* L.). **Scientific Journal of King Faisal University**, v. 13, n. 1, p. 1–18, 2012.

ALVI, M. B. et al. Character association and path coefficient analysis of grain yield and yield components maize (*Zea mays* L.). **Pakistan Journal of Biological Sciences**, v. 6, n. 2, p. 136–138, 2003.

AWASTHI, P. N. et al. Genetic variability and selection parameters in fodder maize (*Zea mays* L.). **Range Management and Agroforestry**, v. 30, n. 1, p. 59–61, 2009.

BEKAVAC, G. et al. Genetic analysis of stay-green trait in broad-based maize populations. **Cereal Research Communications**, v. 35, n. 1, p. 31–41, 2007.

BELLO, O. B. et al. Correlation and path coefficient analysis of yield and agronomic characters among open pollinated maize varieties and their F<sub>1</sub> hybrids in a diallel cross. **African Journal of Biotechnology**, v. 9, n. 18, p. 2633–2639, 2010.

BONETT, D. G.; WRIGHT, T. A. Sample size requirements for estimating Pearson, Kendall and Spearman correlations. **Psychometrika**, v. 65, n. 1, p. 23–28, 2000.

BORÉM, A.; MIRANDA, G. V. **Melhoramento de plantas**. 5. ed. Viçosa: UFV, 2009. p. 529

BRERA, C. et al. Effect of sample size in the evaluation of “in-field” sampling plans for aflatoxin B<sub>1</sub> determination in corn. **Journal of agricultural and food chemistry**, v. 58, n. 15, p. 8481–8489, 2010.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra para estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 45, n. 12, p. 1363–1371, 2010.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra para estimação do coeficiente de correlação de Pearson entre caracteres de *Crambe abyssinica*. **Revista Ciência Agronômica**, v. 42, n. 1, p. 149–158, 2011.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra para a estimação da média de duração dos períodos larval, pupal e larval mais pupal de *Microtheca* spp. por bootstrap. **Ciência Rural**, v. 42, n. 1, p. 13–16, 2012a.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra para a estimação do coeficiente de correlação linear de Pearson entre caracteres de mamoneira. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 33, n. 3, p. 953–962, 2012b.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra para a estimação da média do comprimento, diâmetro e massa de sementes de feijão de porco e mucuna cinza. **Ciência Rural**, v. 42, n. 9, p. 1541–1544, 2012c.

CARVALHO, C. G. P. D. et al. Path analysis under multicollinearity in  $S_0 \times S_0$  maize hybrids. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v. 1, n. 3, p. 263–270, 2001.

CATAPATTI, T. R. et al. Tamanho de amostra e número de repetições para avaliação de caracteres agrônômicos em milho-pipoca. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 32, n. 3, p. 855–862, 2008.

CONCEIÇÃO, M. M. da; SILVA, P. S. L. e; MACHADO, A. de A. Efeitos de bordadura e amostragem em experimento de híbrido de milho. **Revista Ciência Agronômica**, v. 24, n. 1/2, p. 63–69, 1993.

COSTA, C. et al. Sample size determination for chlorophyll meter readings on maize hybrids with a broad range of canopy types. **Journal of Plant Nutrition**, v. 26, n. 5, p. 1117–1130, 2003.

CRUZ, C. D. **Princípios de genética quantitativa**. Viçosa: UFV, 2005. p. 394

CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2. ed. Viçosa: UFV, 2006. v. 2. p. 585

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2. ed. Viçosa: UFV, 1997. p. 390

DUVICK, D. N. The contribution of breeding to yield advances in maize (*Zea mays* L.). **Advances in Agronomy**, v. 86, p. 83–145, 2005.

EL-BADAWY, M. E. M.; MEHASSEN, S. A. S. Multivariate analysis for yield and its components in maize under zinc and nitrogen fertilization levels. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 5, n. 12, p. 3008–3015, 2011.

EL-SHOUNY, K. A. et al. Correlation and path coefficient analysis in four yellow maize crosses under two planting dates. **Arab Univ. Journal of Agricultural Science**, v. 13, n. 2, p. 327–339, 2005.

FANCELLI, A. L.; DOURADO NETO, D. **Produção de milho**. 2. ed. Guaíba: Agropecuária, 2004. p. 360

FAO. **FAO - Food and Agriculture Organization of the United Nations**. Disponível em: <<http://statistics.amis-outlook.org/data/index.html>>. Acesso em: 9 abr. 2014.

FERREIRA, D. F. **Estatística básica**. 2. ed. Lavras: UFLA, 2009. p. 664

HEFNY, M. Genetic parameters and path analysis of yield and its components in corn inbred lines (*Zea mays* L.) at different sowing dates. **Asian Journal of Crop Science**, v. 3, n. 3, p. 106–117, 2011.

HENRY, G. F.; DOWN, E. E.; BATEN, W. D. An adequate sample of corn plots with reference to moisture and shelling percentages. **Agronomy Journal**, v. 34, n. 9, p. 777–781, 1942.

KELLEY, K. Sample size planning for the coefficient of variation from the accuracy in parameter estimation approach. **Behavior Research Methods**, v. 39, n. 4, p. 755–766, 2007.

KHALILY, M. et al. Dissection of drought stress as a grain production constraint of maize in Iran. **Asian Journal of Crop Science**, v. 2, n. 2, p. 60–69, 2010.

KHAYATNEZHAD, M. et al. Correlation coefficient analysis between grain yield and its components in corn (*Zea mays* L.) hybrids. **American-Eurasian Journal of Agricultural & Environmental Sciences**, v. 9, n. 1, p. 105–108, 2010a.

KHAYATNEZHAD, M. et al. Study of genetic diversity and path analysis for yield in corn (*Zea mays* L.) genotypes under water and dry conditions. **World Applied Sciences Journal**, v. 11, n. 1, p. 96–99, 2010b.

KHAZAEI, F. et al. Study the correlation, regression and path coefficient analysis in sweet corn (*Zea mays* var. *Saccharata*) under different levels of plant density and nitrogen rate. **Journal of Agricultural and Biological Science**, v. 5, n. 6, p. 14–19, 2010.

KUMAR, G. P. et al. Character association and path coefficient analysis in maize (*Zea mays* L.). **International Journal of Applied Biology and Pharmaceutical Technology**, v. 5, n. 1, p. 257–260, 2014.

KUMAR, T. S. et al. Targeting of traits through assessment of interrelationship and path analysis between yield and yield components for grain yield improvement in single cross hybrids of maize (*Zea mays* L.). **International Journal of Applied Biology and Pharmaceutical Technology**, v. 2, n. 3, p. 123–129, 2011.

LANG, A. Monitoring the impact of Bt maize on butterflies in the field: estimation of required sample sizes. **Environmental Biosafety Research**, v. 3, n. 1, p. 55–66, 2004.

LANGADE, D. M. et al. Appraisal of genetic variability and seasonal interaction for yield and quality traits in maize (*Zea mays* L.). **Plant Gene and Trait**, v. 4, n. 18, p. 95–103, 2013.

LIU, Z. et al. **Environmental sample size estimation based on variety means estimation and means comparison for multi-environment trial**. 2013 Second International Conference on Agro-Geoinformatics (Agro-Geoinformatics). **Anais...IEEE**, ago. 2013. Disponível em: <<http://www.scopus.com/inward/record.url?eid=2-s2.0-84888857998&partnerID=tZOtx3y1>>. Acesso em: 7 abr. 2014

LOPES, S. J. et al. Relações de causa e efeito em espigas de milho relacionadas aos tipos de híbridos. **Ciência Rural**, v. 37, n. 6, p. 1536–1542, 2007.

MAGARI, R.; KANG, M. S.; ZHANG, Y. Sample size for evaluating field ear moisture loss rate in maize. **Maydica**, v. 41, n. 1, p. 19–24, 1996.

MARTIN, T. N. et al. Plano amostral em parcelas de milho para avaliação de atributos de espigas. **Ciência Rural**, v. 35, n. 6, p. 1257–1262, 2005.

MODOLO, A. J. et al. Sample size determination for maize plants and cob traits under straw management at sowing. **Maydica**, v. 58, p. 151–155, 2013.

MOHAMMADI, S. A.; PRASANNA, B. M.; SINGH, N. N. Sequential path model for determining interrelationships among grain yield and related characters in maize. **Crop Science**, v. 43, n. 5, p. 1690–1697, 2003.

MUNAWAR, M. et al. Correlation and path analysis of grain yield components in exotic maize (*Zea mays* L.) hybrids. **International Journal of Sciences: Basic and Applied Research**, v. 12, n. 1, p. 22–27, 2013.

NAGAI, V. et al. Amostragem para estudos de resistência de milho a *Sitophilus zeamais* motschulsky. **Bragantia**, v. 45, n. 1, p. 75–94, 1986.

NAJEEB, S. et al. Studies on genetic variability, genotypic correlation and path coefficient analysis in maize under the high altitude temperate conditions of Kashmir. **Maize Genetics Cooperation Newsletter**, v. 83, p. 46, 2009.

NASTASIC, A. et al. Genetic relationship between yield and yield components of maize. **Genetika**, v. 42, n. 3, p. 529–534, 2010.

NATARAJ, V.; SHAHI, J. P.; AGARWAL, V. Correlation and path analysis in certain inbred genotypes of maize (*Zea mays* L.) at Varanasi. **International Journal of Innovative Research & Development**, v. 3, n. 1, p. 14–17, 2014.

NEMATI, A. et al. Investigation of correlation between traits and path analysis of corn (*Zea mays* L.) grain yield at the climate of ardebil region (Northwest Iran). **Notulae Botanicae Horti Agrobotanici Cluj-Napoca**, v. 37, n. 1, p. 194–198, 2009.

NUNES, G. H. de S. et al. Tamanho amostral para estimar o teor de sólidos solúveis totais em talhões de melão amarelo. **Revista Caatinga**, v. 19, n. 2, p. 117–122, 2006.

OJO, D. K. et al. Heritability, character correlation and path coefficient analysis among six inbred-lines of maize (*Zea mays* L.). **World Journal of Agricultural Sciences**, v. 2, n. 3, p. 352–358, 2006.

OKTEM, A. Determination of selection criterions for sweet corn using path coefficient analyses. **Cereal Research Communications**, v. 36, n. 4, p. 561–570, 2008.

PALOMINO, E. C.; RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F. Tamanho da amostra para avaliação de famílias de meios-irmãos de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 35, n. 7, p. 1433–1439, 2000.

PAVAN, R. et al. Correlation and path coefficient analysis of grain yield and yield contributing traits in single cross hybrids of maize (*Zea mays* L.). **Electronic Journal of Plant Breeding**, v. 2, n. 2, p. 253–257, 2011.

PETRAITIS, P. S.; DUNHAM, A. E.; NIEWIAROWSKI, P. H. Inferring multiple causality: The limitations of path analysis. **Functional Ecology**, v. 10, n. 4, p. 421–431, 1996.

PUDJIWATI, E. H. et al. Path analysis of some leaf characters related to downy mildew resistance in maize. **Agrivita**, v. 35, n. 2, p. 167–173, 2013.

RAFIQ, M. et al. Studies on heritability, correlation and path analysis in maize (*Zea mays* L.). **Journal of Agricultural Research**, v. 48, n. 1, p. 35–38, 2010.

RAGHU, B. et al. Character association and path analysis in maize (*Zea mays* L.). **Madras Agricultural Journal**, v. 98, n. 1-3, p. 7–9, 2011.

RESENDE, M. D. V. de; SOUZA JÚNIOR, C. L. de. Número de repetições e tamanho da parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 32, n. 8, p. 781–788, 1997.

RIGON, J. P. G.; RIGON, C. A. G.; CAPUANI, S. Quantitative descriptors and their direct and indirect effects on corn yield. **Bioscience Journal**, v. 30, n. 2, p. 356–362, 2014.

RIOS, S. DE A. et al. Análise de trilha para carotenoides em milho. **Revista Ceres**, v. 59, n. 3, p. 368–373, 2012.

ROSA, S. D. V. da et al. Efeito do tamanho da amostra sobre alguns parâmetros físicos de espiga de milho e da qualidade fisiológica das sementes. **Ciência e agrotecnologia**, v. 26, n. 1, p. 57–65, 2002.

SAMONTE, S. O. P. B. et al. Path analysis of traits affecting grain yield and its components in corn. **Philippine Agricultural Scientist**, v. 88, n. 4, p. 400–407, 2005.

SELVARAJ, C. I.; NAGARAJAN, P. Interrelationship and path-coefficient studies for qualitative traits, grain yield and other yield attributes among maize (*Zea mays* L.). **International Journal of Plant Breeding and Genetics**, v. 5, n. 3, p. 209–223, 2011.

SHIEH, G. Estimation of the simple correlation coefficient. **Behavior research methods**, v. 42, n. 4, p. 906–17, 2010.

SHUKLA, A. N.; MISHRA, D. K. Path coefficient and correlation assessment of yield and yield associated traits in elite landraces of maize (*Zea mays*). **Scholarly Journal of Agricultural Science**, v. 3, n. 10, p. 410–415, 2013.

SILVA, A. R. da; RÊGO, E. R. do; CECON, P. R. Tamanho de amostra para caracterização morfológica de frutos de pimenteira. **Horticultura Brasileira**, v. 29, n. 1, p. 125–129, 2011.

SILVA, J. da; SILVA, P. S. L. e; NUNES, R. de P. Amostragem e tamanho da amostra na estimação de caracteres da espiga do milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 33, n. 2, p. 1983–1988, 1998.

SILVA, P. S. L. e et al. Métodos de amostragem e tamanho da amostra para alguns caracteres do milho. **Revista Ciência Agrônômica**, v. 24, p. 5–10, 1993.

SILVA, P. S. L. e et al. Efeitos da amostragem não-aleatória e do tamanho da amostra na estimação de dois caracteres de milho. **Revista Ceres**, v. 44, n. 251, p. 72–82, 1997.

SINGHAL, N. et al. Heritability, genetic advance, correlation and path-coefficient estimation in high quality protein maize (*Zea mays* L.). **Asian Journal of Bio Science**, v. 1, n. 2, p. 54–56, 2006.

SOFI, P. A.; RATHER, A. G. Studies on genetic variability, correlation and path analysis in maize (*Zea mays* L.). **Maize Genetics Cooperation Newsletter**, v. 81, p. 26–27, 2007.

SRECKOV, Z. et al. Correlation and path analysis of grain yield and morphological traits in test-cross populations of maize. **Pakistan Journal of Botany**, v. 43, n. 3, p. 1729–1731, 2011.

STORCK, L. et al. Sample size for single, double and three-way hybrid corn ear traits. **Scientia Agricola**, v. 64, n. 1, p. 30–35, 2007.

STREINER, D. L. Finding our way: An introduction to path analysis. **Canadian Journal of Psychiatry**, v. 50, n. 2, p. 115–122, 2005.

TEODORO, P. E. et al. Path analysis and correlation of two genetic classes of maize (*Zea mays* L.). **Journal of Agronomy**, v. 13, n. 1, p. 23–28, 2014.

TOEBE, M. **Não-normalidade multivariada e multicolinearidade em análise de trilha na cultura de milho**. 2012. 107 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2012.

TOEBE, M.; CARGNELUTTI FILHO, A. Não normalidade multivariada e multicolinearidade na análise de trilha em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 48, n. 5, p. 466–477, 2013a.

TOEBE, M.; CARGNELUTTI FILHO, A. Multicollinearity in path analysis of maize (*Zea mays* L.). **Journal of Cereal Science**, v. 57, n. 3, p. 453–462, 2013b.

VASIĆ, N. et al. Influence of sample size on the estimate of mean value and variability for grain yield and grain moisture in synthetic populations of maize (*Zea mays* L.). **Cereal Research Communications**, v. 31, n. 1-2, p. 213–220, 2003.

WOLKOWSKI, R. P.; REISDORF, T. A.; BUNDY, L. G. Field plot technique comparison for estimating corn grain and dry matter yield. **Agronomy Journal**, v. 80, n. 2, p. 278-280, 1988.

WRIGHT, S. Correlation and causation. **Journal of Agricultural Research**, v. 20, p. 557–585, 1921.

WRIGHT, S. The theory of path coefficients: a reply to niles's criticism. **Genetics**, v. 8, p. 239–255, 1923.

WRIGHT, S. The method of path coefficients. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 5, n. 3, p. 161–215, 1934.

WU, Y. et al. Low-nitrogen stress tolerance and nitrogen agronomic efficiency among maize inbreds: comparison of multiple indices and evaluation of genetic variation. **Euphytica**, v. 180, n. 2, p. 281–290, 2011.

ZAREI, B. et al. Correlation and path coefficient analysis for determining interrelationships among grain yield and related characters in corn hybrids (*Zea mays* L.). **International Journal of Agriculture and Crop Sciences**, v. 4, n. 20, p. 1519–1522, 2012.

ZDUNIĆ, Z. et al. Genetic analysis of grain yield and oil content in two maize populations. **Periodicum Biologorum**, v. 114, n. 1, p. 67–72, 2012.