



## Distância de Mahalanobis modificada: proposta para aumentar a consistência do padrão de agrupamento de cultivares de milho

### Modified Mahalanobis distance: a proposal to increase the consistency of the clustering pattern in maize cultivar

Alberto Cargnelutti Filho<sup>a\*</sup>, Murilo Vieira Loro<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Universidade Federal de Santa Maria-UFSM, Centro de Ciências Rurais, Departamento de Fitotecnia. Avenida Roraima, n. 1000, Camobi, Santa Maria, Rio Grande do Sul, Brasil. CEP: 97105-900. E-mail: [alberto.cargnelutti.filho@gmail.com](mailto:alberto.cargnelutti.filho@gmail.com), [muriloloro@gmail.com](mailto:muriloloro@gmail.com) \* autor correspondente.

---

#### ARTICLE INFO

Recebido 07 Jan 2026

Aceito 28 Jan 2026

Publicado 03 Fev 2026

---

#### ABSTRACT

Distinct clustering patterns can be obtained by combining dissimilarity measures and clustering methods. It is important to use measures that generate consistent clusters. The study aimed to propose a modification to the Mahalanobis distance and verify whether it improves the consistency of the clustering pattern of maize cultivars. Data on the number of days from sowing to female flowering, plant height, ear height, and grain yield, evaluated in 22 trials, were used. The number of cultivars ranged from 8 to 36. For each trial, analyses of variance, correlation analyses, multicollinearity diagnostics, and clustering were performed. The Mahalanobis distance (D2) and modified Mahalanobis distance (D) matrices between cultivars were determined. Cultivar clustering was performed using the following hierarchical methods: single linkage (nearest neighbor), complete linkage (farthest neighbor), and average linkage between groups (UPGMA - unweighted pair group method with arithmetic mean). The consistency of the clustering pattern was evaluated using the cophenetic correlation coefficient (CCC) and stress coefficient (SC). Across these three clustering methods, the CCC was higher and the SC lower with D than with D2. Among the methods, the greatest consistency in the clustering pattern of maize cultivars (highest CCC and lowest SC) was observed with average linkage (UPGMA). The modified Mahalanobis distance (D) proposed in this study provided greater consistency in the clustering pattern of maize cultivars than the Mahalanobis distance (D2).

**Keywords:** *Zea mays* L., genetic divergence, cophenetic correlation coefficient, stress coefficient.

---

#### RESUMO

Distintos padrões de agrupamento podem ser obtidos a partir da combinação de medidas de dissimilaridade e de métodos de agrupamento. É importante utilizar medidas que gerem agrupamentos consistentes. O estudo objetivou propor uma modificação na distância de Mahalanobis e verificar se isso aumentaria a consistência do padrão de agrupamento de cultivares de milho. Foram usados dados sobre o número de dias da semeadura até o florescimento feminino, altura da planta, altura da espiga e produtividade de grãos, obtidos em 22 ensaios. O número de cultivares oscilou entre 8 e 36. Para cada ensaio, foram realizadas análises de variância, de correlação, de diagnóstico de multicolinearidade e de agrupamento. Determinaram-se as matrizes de distância de Mahalanobis (D2) e de Mahalanobis modificada (D) entre as cultivares. Foram realizados agrupamentos das cultivares por meio dos seguintes métodos hierárquicos: ligação simples (vizinho mais próximo), ligação completa (vizinho mais distante) e ligação média entre grupos (UPGMA). A consistência do padrão de agrupamento foi avaliada por meio dos coeficientes de correlação covenética (CCC) e de estresse (CE). Nesses três métodos de agrupamento, o CCC foi maior e o CE menor com o uso de D em relação a D2. Entre os métodos, a maior



Journal of Environmental Analysis and Progress © 2016  
is licensed under CC BY 4.0.

consistência do padrão de agrupamento das cultivares de milho (maior CCC e menor CE) foi observada na ligação média (UPGMA). A distância de Mahalanobis modificada (D), proposta neste estudo, apresentou maior consistência no padrão de agrupamento de cultivares de milho do que a distância de Mahalanobis (D2).

**Palavras-Chave:** *Zea mays* L., divergência genética, coeficiente de correlação cofenética, coeficiente de estresse.

## Introdução

A divergência genética em milho (*Zea mays* L.) tem sido estudada com base em análise de agrupamento (Cargnelutti Filho & Guadagnin, 2011; Rotili et al., 2012; Simon, Kamada & Monteiro, 2012; Alves et al., 2015; Nardino et al., 2017; Cordeiro et al., 2021; Silveira et al., 2021; Rocha et al., 2025). Na análise de agrupamento, a finalidade é reunir as cultivares, com homogeneidade dentro do grupo e heterogeneidade entre os grupos (Cruz, Regazzi & Carneiro, 2012; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014).

O processo de agrupamento envolve a estimativa de uma medida de dissimilaridade (ou similaridade) entre as cultivares e a utilização de um método de agrupamento para formar os grupos. As combinações entre as diversas medidas e métodos originam distintos padrões de agrupamento (Mingoti, 2005; Manly, 2008; Cargnelutti Filho, Ribeiro & Burin, 2010; Cargnelutti Filho & Guadagnin, 2011; Cruz, Regazzi & Carneiro, 2012; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014).

Entre as diversas medidas, a distância de Mahalanobis (D2), possível de ser estimada quando se dispõe da matriz de variâncias e covariâncias residuais (matriz de dispersão) entre os caracteres avaliados em ensaios com repetições, tem sido a preferida em estudos de divergência genética (Cruz, Regazzi & Carneiro, 2012; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014). Essa distância tem sido utilizada na cultura do milho (Rotili et al., 2012; Simon, Kamada & Monteiro, 2012; Alves et al., 2015; Nardino et al., 2017; Cordeiro et al., 2021; Silveira et al., 2021; Rocha et al., 2025).

A distância de Mahalanobis (D2) contorna a influência das diferentes escalas de medição dos caracteres, pois, padronizada ou não, produz o mesmo padrão de agrupamento (Cargnelutti Filho, Ribeiro & Burin, 2010) e, além disso, tem a vantagem de considerar as correlações residuais entre os caracteres (Cruz, Regazzi & Carneiro, 2012; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014). Uma discussão não encontrada na literatura foi o fato de que a expressão utilizada no cálculo de D2 resulta em um valor que representa uma medida quadrática. Assim, nesse estudo, propõe-se a distância de Mahalanobis modificada (D), correspondente à raiz quadrada da distância de

Mahalanobis (D2), e que representaria uma medida linear.

Nos métodos de agrupamento hierárquicos da ligação simples (vizinho mais próximo), da ligação completa (vizinho mais distante) e da ligação média entre grupos (UPGMA), a consistência do padrão de agrupamento pode ser avaliada pelos coeficientes de correlação cofenética (CCC) e de estresse (CE, em %) (Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014). Esses coeficientes são calculados a partir dos elementos da matriz de dissimilaridade (matriz de distâncias entre as cultivares, obtida a partir dos dados originais) e da matriz cofenética (matriz de distâncias entre as cultivares, obtida a partir do dendrograma). Valores de CCC próximos à unidade e de CE próximos a zero indicam uma melhor representação no dendrograma (Barroso & Artes, 2003; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014).

Definir novas medidas de dissimilaridade capazes de gerar padrões de agrupamento mais consistentes é importante em estudos de divergência genética. Assim, objetivou-se propor uma modificação na distância de Mahalanobis e verificar se aumentaria a consistência do padrão de agrupamento de cultivares de milho (*Zea mays* L.).

## Material e Métodos

Foram utilizados os dados obtidos em 22 ensaios de competição entre cultivares de milho (*Zea mays* L.). Os ensaios foram realizados em Santa Maria, estado do Rio Grande do Sul (latitude 29°43'28"S, longitude 53°43'12"W e altitude de 95 m), entre os anos agrícolas de 2009/2010 a 2020/2021. Todos os ensaios foram conduzidos em delineamento de blocos completos ao acaso com três repetições. As parcelas foram constituídas por duas fileiras de milho, com 5 m de comprimento, espaçadas em 0,80 m entre fileiras e em 0,20 m entre plantas na fileira, totalizando 8 m<sup>2</sup>. O número de cultivares avaliadas nos ensaios variou entre 8 e 36.

De cada ensaio foram obtidos os dados dos seguintes caracteres: número de dias da semeadura até o florescimento feminino (FF, em dias), altura de planta (AP, em cm; distância entre a superfície do solo e a inserção da folha bandeira), altura de espiga (AE, em cm; distância entre a superfície do solo e a inserção da espiga) e

produtividade de grãos (PROD, em Mg ha<sup>-1</sup>), a 13% de umidade.

Em cada ensaio, foram realizados a análise de variância e o teste F a 5% de significância para os caracteres FF, AP, AE e PROD. Foi determinada a matriz de coeficientes de correlação linear de Pearson ( $r$ ) entre os caracteres (matriz fenotípica). Foi realizado o diagnóstico de multicolinearidade, e o número de condições (NC) foi utilizado para classificar a matriz de correlação em multicolinearidade fraca (NC  $\leq$  100), moderada a forte (100 < NC < 1.000) e severa (NC  $\geq$  1.000) (Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014; Cruz, 2016). O NC representa a razão entre o maior e o menor autovalor da matriz de correlação (Cruz, 2006; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014; Cruz, 2016).

A distância de Mahalanobis (D2) foi calculada pela expressão:  $D_{ii'}^2 = \delta' \Psi^{-1} \delta$ , onde  $D_{ii'}^2$ : distância de Mahalanobis (D2) entre as cultivares  $i$  e  $i'$ .  $\Psi$ : matriz de variâncias e covariâncias residuais.  $\delta' = [d_1 \ d_2 \ \dots \ d_v]$ , sendo  $d_j = Y_{ij} - Y_{i'j}$ ; e  $Y_{ij}$ : média da  $i$ -ésima cultivar em relação ao  $j$ -ésimo caractere (Cruz, Regazzi & Carneiro, 2012; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014).

Pela expressão acima, a distância de Mahalanobis (D2) é uma medida quadrática. Assim, a distância de Mahalanobis modificada (D), proposta nesse estudo, refere-se à raiz

quadrada de D2, ou seja,  $D_{ii'} = \sqrt{D_{ii'}^2}$ , onde  $D_{ii'}$  é a distância de Mahalanobis modificada (D) entre as cultivares  $i$  e  $i'$ . Assim, para cada ensaio, determinaram-se as matrizes de distâncias de Mahalanobis (D2) e de Mahalanobis modificada (D) entre as cultivares.

Na análise de agrupamento das cultivares, as matrizes de distâncias (D2 e D), em escala relativa, foram utilizadas como medida de dissimilaridade nos seguintes métodos hierárquicos: ligação simples (vizinho mais próximo), ligação completa (vizinho mais distante) e ligação média entre grupos (UPGMA - *unweighted pair group method with arithmetic average*) (Cruz, 2006; Cruz, Regazzi & Carneiro, 2012; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014; Cruz, 2016). Foram gerados 132 dendrogramas a partir da combinação de 22 ensaios, duas distâncias e três métodos de agrupamento.

De acordo com Cruz, Carneiro & Regazzi (2014), o dendrograma é estabelecido pelas cultivares com maior similaridade, sendo a distância entre uma cultivar  $k$  e um grupo formado pelas cultivares  $i$  e  $j$  definida da seguinte forma: no método da ligação simples (vizinho mais próximo) por:  $d_{(ij)k} = \min\{d_{ik}; d_{jk}\}$ , sendo que

$d_{(ij)k}$  é o menor elemento do conjunto das distâncias dos pares de cultivares ( $i$  e  $k$ ) e ( $j$  e  $k$ ); no método da ligação completa (vizinho mais distante) por:  $d_{(ij)k} = \max\{d_{ik}; d_{jk}\}$ , onde,  $d_{(ij)k}$  é o maior elemento do conjunto das distâncias dos pares de cultivares ( $i$  e  $k$ ) e ( $j$  e  $k$ ); e no método da ligação média entre grupos (UPGMA) por:  $d_{(ij)k} = \text{média}\{d_{ik}; d_{jk}\} = \frac{d_{ik} + d_{jk}}{2}$  onde,  $d_{(ij)k}$  é a média das distâncias dos pares de cultivares ( $i$  e  $k$ ) e ( $j$  e  $k$ ).

A capacidade do dendrograma de reproduzir as matrizes de dissimilaridade (D2 e D), ou seja, a consistência dos 132 agrupamentos, foi avaliada pelos coeficientes de correlação cofenética (CCC) (Barroso & Artes, 2003; Cruz; Carneiro & Regazzi, 2014) e de estresse (CE, em %) (Cruz, 2006; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014; Cruz, 2016). A significância do coeficiente de correlação cofenética foi avaliada por meio do teste t de *Student* a 5%, com  $n-2$  graus de liberdade, onde  $n$  é o número de distâncias resultantes da combinação das cultivares, duas a duas. As médias dos coeficientes de correlação cofenética e de estresse (média dos 22 ensaios) das duas matrizes de distância (D2 e D), dentro de cada método de agrupamento, foram comparadas por meio do teste t de *Student* para amostras dependentes, a 5% de significância, com 21 graus de liberdade.

As análises estatísticas foram realizadas com auxílio dos aplicativos Microsoft Office Excel® e Genes (Cruz, 2016).

## Resultados e Discussão

Considerando o número de dias da semeadura até o florescimento feminino (FF), altura de planta (AP), altura de espiga (AE) e produtividade de grãos (PROD), o teste F da análise de variância revelou efeito de cultivar significativo ( $p \leq 0,05$ ) em 85 (96,59%) dos 88 casos analisados (4 caracteres  $\times$  22 ensaios). Apenas o FF do ensaio 20 ( $F_c=2,00$ ), AP do ensaio 18 ( $F_c=1,44$ ) e PROD do ensaio 10 ( $F_c=2,22$ ) foram não significativos. Assim, pode-se inferir a possibilidade de utilizar a análise de agrupamento devido às diferenças observadas entre as cultivares (Tabela 1).

Tabela 1. Número de cultivares (C) de milho de cada ensaio, valor do teste F para cultivar ( $F_c$ =quadrado médio de cultivar/quadrado médio do erro) do número de dias da semeadura até o florescimento feminino (FF), altura de planta (AP), altura de espiga (AE) e produtividade de grãos (PROD) e número de condições (NC) da

matriz de correlação. Fonte: Cargnelutti Filho & Loro (2025).

| Ensaio | C  | FF    | AP    | AE    | PROD  | NC    |
|--------|----|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1      | 36 | 16,11 | 2,84  | 5,29  | 8,15  | 6,6   |
| 2      | 22 | 24,52 | 5,82  | 13,33 | 8,98  | 18,6  |
| 3      | 18 | 17,77 | 14,24 | 49,47 | 2,74  | 46,8  |
| 4      | 23 | 6,44  | 33,65 | 57,85 | 13,64 | 20,1  |
| 5      | 9  | 24,41 | 11,86 | 10,64 | 10,10 | 124,0 |
| 6      | 27 | 15,12 | 8,83  | 17,39 | 12,64 | 35,4  |
| 7      | 11 | 5,52  | 11,70 | 10,50 | 3,51  | 14,3  |
| 8      | 19 | 2,82  | 3,82  | 4,34  | 2,13  | 19,7  |
| 9      | 12 | 10,39 | 12,37 | 9,45  | 3,73  | 55,5  |
| 10     | 8  | 8,13  | 9,83  | 9,03  | 2,22  | 82,5  |
| 11     | 15 | 12,14 | 19,96 | 32,90 | 18,63 | 14,0  |
| 12     | 15 | 11,49 | 21,01 | 23,01 | 9,06  | 9,8   |
| 13     | 15 | 15,78 | 28,90 | 23,66 | 10,85 | 17,0  |
| 14     | 30 | 18,82 | 6,08  | 6,17  | 4,67  | 10,2  |
| 15     | 26 | 11,13 | 5,85  | 13,51 | 5,78  | 29,0  |
| 16     | 26 | 9,10  | 2,80  | 3,66  | 8,25  | 9,9   |
| 17     | 26 | 23,29 | 2,84  | 8,76  | 9,01  | 14,8  |
| 18     | 26 | 14,99 | 1,44  | 3,57  | 8,13  | 10,7  |
| 19     | 16 | 12,20 | 14,52 | 24,46 | 2,87  | 15,5  |
| 20     | 16 | 2,00  | 3,01  | 4,30  | 2,83  | 15,3  |
| 21     | 16 | 10,52 | 6,24  | 7,93  | 12,98 | 15,0  |
| 22     | 16 | 13,23 | 10,80 | 9,95  | 35,85 | 45,8  |

A acurácia seletiva ( $AS = \sqrt{1 - 1/Fc}$ ) variou de 0,55 a 0,99, com média de 0,92 entre 88 casos analisados (4 caracteres  $\times$  22 ensaios). Conforme os limites de classe, definidos por Resende & Duarte (2007), a precisão experimental foi muito alta ( $AS \geq 0,90$ ) em 68 casos, alta ( $0,70 \leq AS < 0,90$ ) em 19 casos e moderada ( $0,50 \leq AS < 0,70$ ) em apenas um caso. Essa elevada precisão experimental confere confiabilidade às inferências a partir desse banco de dados.

Na análise de agrupamento, os caracteres multicolineares são ponderados com maior peso (Barroso & Artes, 2003; Corrar et al., 2007; Hair et al., 2009; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014). Com base no número de condição (NC) da matriz de correlação entre os caracteres FF, AP, AE e PROD, 21 ensaios foram classificados como multicolineares fracos ( $NC \leq 100$ ) (Tabela 1). Apenas o ensaio 5 apresentou multicolinearidade moderada a forte ( $100 < NC < 1.000$ ), porém, com NC próximo (124,0) da condição de multicolinearidade fraca (Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014; Cruz, 2016). Portanto, o efeito da multicolinearidade, nesse conjunto de dados, foi contornado, o que possibilita a obtenção de padrões de agrupamento adequados (Cargnelutti Filho, Storck & Ribeiro, 2009).

No método de agrupamento da ligação simples (vizinho mais próximo), o coeficiente de

correlação cofenética (CCC), obtido a partir da matriz de distância de Mahalanobis (D2) oscilou entre 0,346 (ensaio 2) a 0,829 (ensaio 9) e a partir da matriz de distância de Mahalanobis modificada (D) entre 0,488 (ensaio 15) a 0,871 (ensaio 9). A média do CCC dos 22 ensaios, obtida a partir de D (0,711), foi superior ( $p \leq 0,05$ ) à da média obtida com D2 (0,640). Somente no ensaio 16, o CCC foi numericamente inferior a partir de D, enquanto nos demais 21 ensaios, foi sempre superior. Adicionalmente, nas duas distâncias (D2 e D), o CCC foi significativo ( $p \leq 0,05$ ) em todos os ensaios (Tabela 2). Além da significância estatística do CCC, é importante avaliar sua magnitude, pois quanto mais próximo da unidade, maior a consistência do padrão de agrupamento (Barroso & Artes, 2003; Cruz, Carneiro & Regazzi, 2014).

Tabela 2. Coeficientes de correlação cofenética (CCC) e de estresse (CE, em %) entre as matrizes de distância de Mahalanobis (D2) e Mahalanobis modificada (D) e a matriz cofenética do método de agrupamento da ligação simples (vizinho mais próximo), calculados com base nos caracteres número de dias da semeadura até o florescimento feminino, altura de planta, altura de espiga e produtividade de grãos, avaliados em 22 ensaios de competição de cultivares de milho. Fonte: Cargnelutti Filho & Loro (2025).

| Ensaio        | CCC          |              | CE (%)       |              |
|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
|               | D2           | D            | D2           | D            |
| 1             | 0,465        | 0,546        | 88,62        | 62,50        |
| 2             | 0,346        | 0,498        | 83,85        | 55,48        |
| 3             | 0,517        | 0,627        | 84,32        | 56,31        |
| 4             | 0,814        | 0,825        | 82,50        | 54,43        |
| 5             | 0,556        | 0,650        | 71,82        | 42,61        |
| 6             | 0,437        | 0,512        | 89,77        | 62,92        |
| 7             | 0,723        | 0,750        | 69,51        | 42,15        |
| 8             | 0,726        | 0,776        | 85,21        | 56,49        |
| 9             | 0,829        | 0,871        | 73,01        | 43,22        |
| 10            | 0,769        | 0,870        | 53,42        | 29,60        |
| 11            | 0,790        | 0,821        | 69,86        | 43,07        |
| 12            | 0,804        | 0,863        | 61,65        | 34,63        |
| 13            | 0,701        | 0,775        | 70,15        | 41,61        |
| 14            | 0,572        | 0,658        | 83,59        | 56,08        |
| 15            | 0,414        | 0,488        | 86,59        | 59,52        |
| 16            | 0,756        | 0,754        | 77,15        | 54,26        |
| 17            | 0,664        | 0,773        | 84,00        | 54,89        |
| 18            | 0,749        | 0,842        | 82,13        | 53,47        |
| 19            | 0,725        | 0,795        | 76,50        | 47,86        |
| 20            | 0,634        | 0,702        | 73,07        | 43,53        |
| 21            | 0,535        | 0,604        | 83,00        | 54,37        |
| 22            | 0,545        | 0,654        | 85,93        | 57,60        |
| <b>Mínimo</b> | <b>0,346</b> | <b>0,488</b> | <b>53,42</b> | <b>29,60</b> |
| <b>Máximo</b> | <b>0,829</b> | <b>0,871</b> | <b>89,77</b> | <b>62,92</b> |
| <b>Média</b>  | <b>0,640</b> | <b>0,711</b> | <b>77,98</b> | <b>50,30</b> |

Entre os 22 ensaios, o coeficiente de estresse (CE) oscilou de 53,42% a 89,77%, com média de 77,98% quando utilizada a matriz D2 e, entre 29,60% e 62,92%, com média de 50,30% quando utilizada a matriz D. A média do CE a partir da D (50,30%) foi inferior ( $p \leq 0,05$ ) à média obtida com D2 (77,98%). Os maiores valores do CCC e os menores do CE, com o uso da distância de Mahalanobis modificada (D), evidenciam maior consistência do padrão de agrupamento do que a distância de Mahalanobis (D2) no método de agrupamento por ligação simples (vizinho mais próximo).

Em relação aos métodos de agrupamento da ligação completa (vizinho mais distante) e da ligação média entre grupos (UPGMA - *unweighted pair group method with arithmetic average*), o CCC foi significativo ( $p \leq 0,05$ ) em 22 ensaios (Tabelas 3 e 4). Adicionalmente, o CCC foi sempre maior e o CE sempre menor com o uso da distância de Mahalanobis modificada (D).

Tabela 3. Coeficientes de correlação cofenética (CCC) e de estresse (CE, em %) entre as matrizes de distância de Mahalanobis (D2) e Mahalanobis modificada (D) e a matriz cofenética do método de agrupamento da ligação completa (vizinho mais distante), calculados com base nos caracteres número de dias da semeadura até o florescimento feminino, altura de planta, altura de espiga e produtividade de grãos, avaliados em 22 ensaios de competição de cultivares de milho. Fonte: Cargnelutti Filho & Loro (2025).

| Ensaios | CCC   |       | CE (%) |       |
|---------|-------|-------|--------|-------|
|         | D2    | D     | D2     | D     |
| 1       | 0,470 | 0,584 | 212,70 | 91,61 |
| 2       | 0,525 | 0,645 | 211,75 | 89,82 |
| 3       | 0,592 | 0,678 | 134,77 | 65,25 |
| 4       | 0,638 | 0,702 | 185,61 | 85,39 |
| 5       | 0,570 | 0,640 | 123,64 | 59,08 |
| 6       | 0,587 | 0,658 | 175,10 | 79,47 |
| 7       | 0,597 | 0,685 | 132,45 | 59,95 |
| 8       | 0,496 | 0,575 | 214,93 | 97,80 |
| 9       | 0,663 | 0,760 | 136,08 | 66,36 |
| 10      | 0,721 | 0,845 | 91,47  | 43,58 |
| 11      | 0,784 | 0,806 | 122,68 | 61,22 |
| 12      | 0,797 | 0,855 | 110,50 | 49,17 |
| 13      | 0,390 | 0,543 | 237,53 | 96,84 |
| 14      | 0,671 | 0,759 | 162,74 | 70,79 |
| 15      | 0,677 | 0,723 | 134,30 | 63,40 |
| 16      | 0,637 | 0,724 | 199,75 | 89,07 |
| 17      | 0,711 | 0,808 | 195,31 | 82,22 |
| 18      | 0,714 | 0,819 | 195,29 | 83,69 |
| 19      | 0,751 | 0,798 | 101,44 | 49,90 |
| 20      | 0,460 | 0,512 | 159,25 | 72,19 |
| 21      | 0,560 | 0,658 | 181,53 | 79,63 |

| Ensaios       | CCC          |              | CE (%)        |              |
|---------------|--------------|--------------|---------------|--------------|
|               | D2           | D            | D2            | D            |
| 22            | 0,640        | 0,702        | 131,67        | 63,70        |
| <b>Mínimo</b> | <b>0,390</b> | <b>0,512</b> | <b>91,47</b>  | <b>43,58</b> |
| <b>Máximo</b> | <b>0,797</b> | <b>0,855</b> | <b>237,53</b> | <b>97,80</b> |
| <b>Média</b>  | <b>0,620</b> | <b>0,704</b> | <b>161,39</b> | <b>72,73</b> |

Tabela 4. Coeficientes de correlação cofenética (CCC) e de estresse (CE, em %) entre as matrizes de distância de Mahalanobis (D2) e Mahalanobis modificada (D) e a matriz cofenética do método de agrupamento da ligação média entre grupos (UPGMA - *unweighted pair group method with arithmetic average*), calculados com base nos caracteres número de dias da semeadura até o florescimento feminino, altura de planta, altura de espiga e produtividade de grãos, avaliados em 22 ensaios de competição de cultivares de milho. Fonte: Cargnelutti Filho & Loro (2025).

| Ensaios       | CCC          |              | CE (%)       |              |
|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
|               | D2           | D            | D2           | D            |
| 1             | 0,612        | 0,685        | 49,81        | 28,40        |
| 2             | 0,645        | 0,749        | 49,11        | 26,72        |
| 3             | 0,672        | 0,761        | 48,04        | 26,90        |
| 4             | 0,820        | 0,839        | 41,93        | 24,82        |
| 5             | 0,587        | 0,672        | 48,27        | 26,70        |
| 6             | 0,677        | 0,729        | 49,77        | 28,64        |
| 7             | 0,730        | 0,773        | 40,36        | 22,46        |
| 8             | 0,717        | 0,814        | 49,57        | 26,26        |
| 9             | 0,670        | 0,776        | 55,53        | 30,25        |
| 10            | 0,797        | 0,888        | 35,18        | 18,10        |
| 11            | 0,805        | 0,847        | 43,54        | 24,60        |
| 12            | 0,803        | 0,867        | 40,97        | 20,54        |
| 13            | 0,719        | 0,802        | 44,61        | 23,35        |
| 14            | 0,675        | 0,766        | 45,68        | 25,05        |
| 15            | 0,685        | 0,738        | 44,28        | 25,16        |
| 16            | 0,782        | 0,828        | 45,13        | 25,68        |
| 17            | 0,715        | 0,820        | 47,64        | 25,29        |
| 18            | 0,754        | 0,851        | 48,02        | 26,18        |
| 19            | 0,774        | 0,834        | 38,18        | 21,51        |
| 20            | 0,606        | 0,688        | 47,35        | 25,36        |
| 21            | 0,574        | 0,677        | 52,29        | 28,66        |
| 22            | 0,645        | 0,711        | 50,75        | 29,90        |
| <b>Mínimo</b> | <b>0,574</b> | <b>0,672</b> | <b>35,18</b> | <b>18,10</b> |
| <b>Máximo</b> | <b>0,820</b> | <b>0,888</b> | <b>55,53</b> | <b>30,25</b> |
| <b>Média</b>  | <b>0,703</b> | <b>0,778</b> | <b>46,18</b> | <b>25,48</b> |

Nos três métodos de agrupamento, as médias dos coeficientes de correlação cofenética e de estresse (média dos 22 ensaios) diferiram entre as matrizes de distância D2 e D, podendo-se inferir superioridade na consistência do padrão de agrupamento obtido com a distância de Mahalanobis modificada (D) (Tabelas 2, 3 e 4).

Entre os métodos de agrupamento, realizados a partir de D2 e D, observou-se aumento da consistência do padrão de

agrupamento, ou seja, aumento do CCC e diminuição do CE, na seguinte ordem: ligação completa (vizinho mais distante), ligação simples (vizinho mais próximo) e ligação média entre grupos (UPGMA). Essa mesma ordem foi observada por Cargnelutti Filho & Guadagnin (2011), nos agrupamentos de cultivares de milho, com base nas matrizes de distância euclidiana e Manhattan.

Os resultados de CCC e CE revelaram variação na consistência do padrão de agrupamento entre os ensaios, as matrizes de distância e os métodos de agrupamento. Nos métodos utilizados, a maior consistência foi obtida a partir de D e, entre eles, a maior foi observada com UPGMA. Assim, a distância de Mahalanobis modificada (D), proposta nesse estudo, seria uma alternativa viável para aumentar a consistência dos agrupamentos desses métodos.

Antes da generalização desses resultados, sugerem-se novos estudos para avaliar o desempenho da distância de Mahalanobis modificada (D) em cenários formados por experimentos com distintas culturas agrícolas, caracteres, matrizes de distância e métodos de agrupamento. Dados dos experimentos de Rotili et al. (2012), Simon, Kamada & Monteiro (2012), Alves et al. (2015), Nardino et al. (2017), Cordeiro et al. (2021), Silveira et al. (2021) e Rocha et al. (2025), que utilizaram a distância de Mahalanobis (D2), poderiam servir de base para novas avaliações do uso de D.

## Conclusão

Nos métodos da ligação simples (vizinho mais próximo), da ligação completa (vizinho mais distante) e da ligação média entre grupos (UPGMA), a distância de Mahalanobis modificada (D), proposta nesse estudo, apresenta maior consistência no padrão de agrupamento de cultivares de milho em relação à distância de Mahalanobis (D2).

## Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq - Processos 304652/2017-2 e 304878/2022-7) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES - Finance Code 001).

## Referências

- Alves, B. M.; Cargnelutti Filho, A.; Burin, C.; Toebe, M.; Silva, L. P. 2015. Divergência genética de milho transgênico em relação à produtividade de grãos e à qualidade nutricional. Ciência Rural, 45, 884-891.
- <http://dx.doi.org/10.1590/0103-8478cr20140471>
- Barroso, L. P.; Artes, R. 2003. Análise multivariada. Lavras: UFLA, 151p.
- Cargnelutti Filho, A.; Guadagnin, J. P. 2011. Consistência do padrão de agrupamento de cultivares de milho. Ciência Rural, 41, 1503-1508. <https://doi.org/10.1590/S0103-84782011005000116>
- Cargnelutti Filho, A.; Ribeiro, N. D.; Burin, C. 2010. Consistência do padrão de agrupamento de cultivares de feijão conforme medidas de dissimilaridade e métodos de agrupamento. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 45, 236-243. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X201000300002>
- Cargnelutti Filho, A.; Storck, L.; Ribeiro, N. D. 2009. Agrupamento de cultivares de feijão em presença e em ausência de multicolinearidade. Ciência Rural, 39, 2409-2418. <https://doi.org/10.1590/S0103-84782009000900005>
- Cordeiro, A. G. M.; Lima, J. A.; Pena, G. F.; Rossi, A. A. B.; Godinho, V. P. C.; Guimarães, P. E. O. 2021. Diversidade genética entre genótipos de milho (*Zea mays* L.) a partir de caracteres morfoagronômicos. Revista de Ciências Agroambientais, 19, 126-131. <https://doi.org/10.30681/rcaa.v19i2.5988>
- Corrar, L. J.; Paulo, E.; Dias Filho, J. M. 2007. Análise multivariada para os cursos de administração, ciências contábeis e economia. São Paulo: Atlas, 542p.
- Cruz, C. D. 2006. Programa Genes: Análise Multivariada e Simulação. Viçosa: UFV, 175p.
- Cruz, C. D. 2016. Genes Software - extended and integrated with the R, Matlab and Selegen. Acta Scientiarum Agronomy, 38, 547-552. <https://doi.org/10.4025/actasciagron.v38i4.32629>
- Cruz, C. D.; Carneiro, P. C. S.; Regazzi, A. J. 2014. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético: v.2. 3. ed. Viçosa: UFV, 668p.
- Cruz, C. D.; Regazzi, A. J.; Carneiro, P. C. S. 2012. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético. v.1. 4. ed. Viçosa: UFV, 514p.
- Hair, J. F.; Black, W. C.; Babin, B. J.; Anderson, R. E.; Tatham, R. L. 2009. Análise multivariada de dados. 6 ed. Porto Alegre: Bookman, 688p.

- Manly, B. J. F. 2008. Métodos estatísticos multivariados: uma introdução. 3.ed. Porto Alegre: Bookman, 229p.
- Mingoti, S. A. 2005. Análise de dados através de métodos de estatística multivariada. Belo Horizonte: UFMG, 297p.
- Nardino, M.; Baretta, D.; Carvalho, I. R.; Follmann, D. N.; Ferrari, M.; Pelegrini, A. J.; Szareski, V. J.; Konflanz, V. A.; Souza, V. Q. 2017. Divergência genética entre genótipos de milho (*Zea mays* L.) em ambientes distintos. Revista de Ciências Agrárias, 40, 164-174. <https://doi.org/10.19084/RCA16013>
- Resende, M. D. V.; Duarte, J. B. 2007. Precisão e controle de qualidade em experimentos de avaliação de cultivares. Pesquisa Agropecuária Tropical, 37, 182-194. Disponível em: <https://revistas.ufg.br/pat/article/view/1867>. Acesso em: 5 jan. 2026.
- Rocha, F. L. M.; Zeni Neto, H.; Alves, A. V.; Maioli, M. F. S. D.; Churata, B. G. M.; Faria, M. V.; Amaral Júnior, A. T.; Scapim, C. A. 2025. Genetic diversity of corn cultivars through agronomic, physical, and chemical traits employing multivariate analysis, Bayesian approach, and artificial neural networks. Bragantia, 84, e20240247. <https://doi.org/10.1590/1678-4499.20240247>
- Rotili, E. A.; Cancellier, L. L.; Dotto, M. A.; Peluzio, J. M.; Carvalho, E. V. 2012. Divergência genética em genótipos de milho no Estado do Tocantins. Revista Ciência Agronômica, 43, 516-521. <https://doi.org/10.1590/s1806-66902012000300014>
- Silveira, D. L.; Cargnelutti Filho, A.; Neu, I. M. M.; Souza, J. M.; Kleinpaul, J. A.; Dumke, G. E. 2021. Genetic divergence in maize regarding grain yield and tassel traits. Revista Ciência Agronômica, 52, e20207509. <https://doi.org/10.5935/1806-6690.20210060>
- Simon, G. A.; Kamada, T.; Monteiro, M. 2012. Divergência genética em milho de primeira e segunda safra. Semina: Ciências Agrárias, 33, 449-458. <https://doi.org/10.5433/1679-0359.2012v33n2p449>