

Estratificação ambiental pela análise da interação genótipo x ambiente em milho

Juliana Zanetti Ribeiro⁽¹⁾ e Marina Isabel Mateus de Almeida⁽¹⁾

⁽¹⁾Universidade Federal do Paraná, Centro Politécnico, Setor de Ciências Biológicas, Bairro Jardim das Américas, Caixa Postal 19.071, CEP 81531-980 Curitiba, PR. E-mail: julyzanetti@gmail.com, mima@ufpr.br

Resumo – O objetivo deste trabalho foi realizar a estratificação de ambientes de cultivo de milho nos Estados do Paraná, Minas Gerais e Bahia, por diferentes métodos, bem como determinar o grau de associação e divergência entre os métodos de estratificação. Foram avaliados quatro métodos: o tradicional de Lin; o de dissimilaridade ambiental; o de decomposição da interação genótipo x ambiente (GxA) em partes simples e complexa; e o de análise de fatores. Esses métodos foram aplicados a 48 híbridos experimentais de milho, avaliados em 11 ambientes de cultivo nos três Estados, divididos em dois conjuntos de experimentos. Além dos híbridos, foram avaliadas seis cultivares comerciais, utilizadas como testemunhas, comuns aos dois conjuntos. Verificou-se a predominância de interação GxA do tipo complexa. A decomposição da interação GxA em partes simples e complexa e a análise de fatores são métodos fortemente associados entre si, mas moderadamente associados aos demais. Além disso, esses métodos são mais rigorosos no processo de estratificação ambiental e ponderam de maneira mais eficiente a magnitude da interação GxA.

Termos para indexação: *Zea mays*, caracterização ambiental, métodos de estratificação.

Environmental stratification by analysis of genotype x environment interaction in maize

Abstract – The objective of this work was to perform the stratification of maize cropping environments in Paraná, Minas Gerais, and Bahia States, Brazil, using different methods, and to determine association and divergence levels between the stratification methods. Four methods were evaluated: the Lin's traditional one; the one of environmental dissimilarity; the genotype x environment (GxE) interaction decomposition in simple and complex parts; and the factor analysis. These methods were applied to 48 maize experimental hybrids, evaluated in 11 cropping environments in the three Brazilian states, divided into two sets of experiments. Besides the hybrids, six commercial cultivars, common to both sets, were used as controls. Genotype x environment interaction was predominantly complex. The decomposition of GxE interaction in simple and complex parts and the stratification by factor analysis were strongly associated to each other, and moderately associated to the other methods. Furthermore, these methods are more rigorous in the stratification process, weighting more efficiently the magnitude of the GxE interaction.

Index terms: *Zea mays*, environmental characterization, stratification methods.

Introdução

A interação genótipo x ambiente (GxA) tem inúmeras implicações para os programas de melhoramento. Em milho (*Zea mays* L.), ela influencia especialmente a etapa de avaliação de híbridos superiores para a indicação de cultivares. Assim, a avaliação de híbridos precisa ser conduzida em diferentes condições climáticas, edáficas e de manejo de culturas, o que torna essa etapa uma das mais trabalhosas e onerosas.

Procedimentos de estratificação ambiental são feitos para verificar se informações geradas em

diferentes locais de avaliação são complementares ou redundantes (Pereira et al., 2010). A análise de estratificação ambiental também permite tomar decisões acerca de descartes de ambientes, quando há problemas técnicos ou escassez de recursos, e identificar grupos de ambientes onde a interação GxA pode não ser significativa para o conjunto de genótipos disponíveis (Cruz et al., 2004). A maioria dos métodos de estratificação ambiental visa à formação de grupos de ambientes que minimizem a interação GxA.

Há diversos estudos sobre estratificação ambiental realizados na cultura do milho. Oliveira et al. (2004)

utilizaram a estratificação tradicional de Lin, para híbridos de milho destinados à silagem na Região Sul do Brasil. Coimbra et al. (2006) efetuaram a estratificação ambiental, no Estado de Minas Gerais, por meio da análise de fatores. Garbuglio et al. (2007) realizaram a estratificação ambiental pelo método tradicional de Lin, pela análise de fatores, e pela determinação do percentual da parte simples da interação GxA, no Estado do Paraná. Felipe et al. (2010) realizaram a estratificação ambiental para fins de recomendação de cultivares no Estado de Goiás, por meio da abordagem de genótipos vencedores. Contudo, não foram encontrados trabalhos que comparassem os métodos de estratificação.

O objetivo deste trabalho foi realizar a estratificação de ambientes de cultivo de milho nos estados do Paraná, Minas Gerais e Bahia, por meio de diferentes métodos, bem como determinar o grau de associação e divergência entre os métodos de estratificação.

Material e Métodos

Foram avaliados 48 híbridos experimentais de linhagens de milho em endogamia parcial, divididos em dois conjuntos de experimentos. O conjunto 1 foi composto por 17 híbridos simples (HS) e sete híbridos triplos (HT), enquanto o conjunto 2 foi composto por 15 HS e nove HT, todos de ciclo precoce. Foram utilizados como testemunhas seis cultivares comerciais, comuns aos dois conjuntos, de ciclos precoce a super-precoce e tipo de grão semidentado a duro.

A avaliação ocorreu na safra 2006/2007, em dez ambientes comuns aos dois conjuntos e um ambiente específico ao conjunto 1, nos estados do Paraná, Minas Gerais e Bahia. Os locais escolhidos para a avaliação dos híbridos fazem parte dos utilizados no programa de melhoramento da empresa Semília Genética e Melhoramento. Embora estudos de estratificação ambiental sejam idealmente conduzidos por mais de uma safra, eles também têm sido realizados com avaliação durante uma safra apenas (Oliveira et al., 2004; Souza et al., 2005; Coimbra et al., 2006).

Foi utilizado o delineamento experimental de blocos ao acaso, com três repetições. As parcelas experimentais foram compostas de duas fileiras de 4 m, com espaçamento entre si de 0,70 a 0,90 m, exceto no Município de Luiz Eduardo Magalhães, onde a parcela experimental foi composta de duas fileiras de 9 m, com

espaçamento de 0,45 m. Os diferentes espaçamentos e a média do estande final resultaram em diferentes densidades populacionais, que variaram de 47 mil a 67 mil plantas ha⁻¹. A produção de grãos foi corrigida para a umidade referência (13%), e o estande foi corrigido pelo método de covariância (Vencovsky & Cruz, 1991), para determinação da produtividade (Mg ha⁻¹), a partir da produtividade nas parcelas. Londrina e Palotina, no conjunto 1, e Pitanga e Campo Mourão, no conjunto 2, mostraram diferenças estatísticas significativas entre os genótipos avaliados, pelo teste F, no que se refere ao estande final por parcela. No entanto, Vencovsky & Barriga (1992) mostraram, por simulação, que a correção pelo método de covariância é um método eficiente. Schmildt et al. (2006) também encontraram efeito significativo de híbridos quanto ao estande final e, mesmo assim, concluíram que os métodos da covariância e correção estratificada foram consistentes na correção da produtividade para indicação de cultivares de milho.

Os dados foram submetidos à análise de variância individual e conjunta, tendo-se considerado os genótipos como efeito fixo e os ambientes e a interação GxA como efeitos aleatórios. A análise de variância conjunta foi realizada com base na relação entre o maior e o menor quadrado médio do resíduo (QMR).

Os ambientes foram estratificados por quatro métodos, com uso do programa Genes (Cruz, 2009). No método de estratificação de ambientes tradicional de Lin (1982), os agrupamentos foram constituídos por genótipos cujos valores dos quadrados médios da interação GxA foram não significativos. O teste F foi aplicado para avaliar a possibilidade de formação do grupo.

No método de dissimilaridade ambiental, utilizou-se como medida de dissimilaridade o quadrado da distância euclidiana média baseada na interação GxA. Por meio dos dados das distâncias, foi realizado o agrupamento pelo método UPGMA (Sneath & Sokal, 1973), com o programa NTSYSpc (Rohlf, 1989).

Na decomposição da interação em partes simples e complexa, conforme Cruz & Castoldi (1991), quantificou-se o percentual da parte complexa da interação, que é gerado pela baixa correlação entre os locais, em razão do desempenho irregular dos genótipos (Cruz et al., 2004). Considerou-se como locais similares os que apresentaram percentagem complexa da interação abaixo de 50%.

Na estratificação de ambientes baseada na análise de fatores (Murakami & Cruz, 2004), o agrupamento foi realizado a partir das informações sobre a magnitude das cargas fatoriais finais, obtidas após rotações, de modo que: cargas fatoriais maiores ou iguais a 0,70 indicaram ambientes com alta correlação; cargas fatoriais iguais ou menores que 0,50 indicaram que o ambiente não deveria pertencer ao grupo; e cargas fatoriais com valores entre 0,50 e 0,70 não permitiram definição de agrupamento. O número de fatores finais, considerados na estratificação, foi admitido até que 80% da variabilidade total fosse atingida. Foram calculadas as comunalidades, tendo-se considerado aceitáveis valores superiores a 0,64, o que equivaleria a coeficientes de correlação superiores a 0,80 (Cruz, 2006).

A associação entre os métodos foi avaliada pelo coeficiente de correlação de Spearman (r_s), e as intensidades foram dadas como: muito forte (0,90:1,00), forte (0,75:0,90), moderada (0,50:0,75), fraca (0,25:0,50) e muito fraca (0,00:0,25) (Finney, 1980).

Resultados e Discussão

Ao se considerarem os valores de QMR (Tabela 1), pode-se constatar que a relação entre os maiores e os menores valores desse parâmetro, no conjunto 1, foi igual a 3,86. Como o valor obtido foi inferior a 7, pode-se afirmar que há homogeneidade da variância residual (Pimentel-Gomes, 1990), e que a realização da análise de variância conjunta é permitida. Para o conjunto 2, esse valor foi de 8,52, o que impediu a análise de variância conjunta e levou à exclusão de Pato Branco, para que a relação passasse a ser menor do que 7 (4,760).

O conjunto 1 apresentou média geral de produtividade de 9,94 Mg ha⁻¹, com amplitude entre 7,18 e 11,99 Mg ha⁻¹. Para o conjunto 2, a média geral de produtividade foi de 9,50 Mg ha⁻¹, com amplitude entre 7,16 e 11,05 Mg ha⁻¹. A precisão experimental foi adequada, com valores de coeficiente de variação (CV) de 11,61 e 11,23% para os conjuntos 1 e 2, respectivamente.

Os municípios de Santa Helena e Patos de Minas, conjunto 1, e Pato Branco e Santa Helena, conjunto 2,

Tabela 1. Caracterização geográfica dos ambientes estudados e resumo das análises de variância individuais dos ambientes dos conjuntos 1 e 2, quanto ao caráter produtividade de grãos de milho (Mg ha⁻¹).

Local	Altitude (m)	Latitude	Longitude	Produtividade	QMR ⁽¹⁾	QMG	CV (%)
Conjunto 1							
Campo Largo, PR	1.000	25°24'48"S	49°31'40"W	10,44	0,619	1,507**	7,53
Ponta Grossa, PR	880	25°17'00"S	50°09'43"W	10,96	0,318	1,642**	5,14
Pitanga, PR	952	24°45'25"S	51°45'39"W	10,64	1,019	3,631**	9,50
Pato Branco, PR	760	26°13'44"S	52°40'15"W	10,93	0,550	2,201**	6,78
Campo Mourão, PR	760	24°17'09"S	52°22'58"W	10,69	0,432	1,480**	6,15
Londrina, PR	576	23°21'50"S	51°09'46"W	10,11	0,272	1,363**	5,16
Andirá, PR	470	23°03'02"S	50°13'44"W	9,82	0,274	1,246**	5,33
Palotina, PR	335	24°13'53"S	53°50'24"W	9,08	0,874	2,070**	10,29
Santa Helena, PR	258	24°51'37"S	54°19'58"W	7,18	0,695	0,847 ^{ns}	11,61
Luiz Eduardo Magalhães, BA	720	12°05'31"S	45°48'18"W	7,51	0,439	1,124**	8,83
Patos de Minas, MG	832	18°34'44"S	46°31'04"W	11,99	1,049	1,168 ^{ns}	8,54
Conjunto 2							
Campo Largo, PR	1.000	25°24'48"S	49°31'40"W	10,38	0,531	1,379**	7,02
Ponta Grossa, PR	880	25°17'00"S	50°09'43"W	11,05	0,515	0,969*	6,49
Pitanga, PR	952	24°45'25"S	51°45'39"W	9,82	0,814	2,204**	9,18
Pato Branco, PR	760	26°13'44"S	52°40'15"W	10,99	1,457	1,571 ^{ns}	10,98
Campo Mourão, PR	760	24°17'09"S	52°22'58"W	10,08	0,384	2,351**	6,15
Londrina, PR	576	23°21'50"S	51°09'46"W	10,11	0,303	1,544**	5,45
Andirá, PR	470	23°03'02"S	50°13'44"W	9,76	0,171	1,285**	4,24
Palotina, PR	335	24°13'53"S	53°50'24"W	9,56	0,795	2,407**	9,33
Santa Helena, PR	258	24°51'37"S	54°19'58"W	7,62	0,732	1,096 ^{ns}	11,23
Luiz Eduardo Magalhães, BA	720	12°05'31"S	45°48'18"W	7,16	0,486	1,152**	9,74

⁽¹⁾A relação entre maior e menor quadrado médio de resíduos (QMR), para o conjunto 1, foi de 3,856 e, para o conjunto 2, foi de 8,520. ^{ns}Não significativo. * e **Significativo a 5 e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F. QMG, quadrado médio de genótipos.

não mostraram variabilidade, pelo teste F, quanto ao efeito de híbridos. A não detecção de diferenças significativas entre tratamentos pode ser atribuída à sua inexistência ou ao erro experimental muito alto, o qual pode ser avaliado por outras medidas que não o coeficiente de variação (Cargnelutti Filho & Storck, 2007; Cargnelutti Filho et al., 2010). Apesar de Santa Helena ter mostrado diferenças quanto ao efeito de híbridos, o município não foi descartado para as outras avaliações, pois se utilizou a relação entre os maiores e os menores valores de QMR como referência para descarte de ambientes.

As diferenças encontradas para a interação GxA confirmaram as expectativas de resposta diferenciada dos diferentes genótipos, nos ambientes avaliados, em ambos os conjuntos (Tabela 2). O efeito de ambiente foi maior do que a soma de todos os outros, o que mostra a grande variação ambiental presente entre os locais da rede

Tabela 2. Resumo das análises de variância conjunta dos ambientes dos conjuntos 1 e 2, quanto ao caráter produtividade de grãos de milho.

Fonte de variação	Conjunto 1			Conjunto 2		
	GL	SQ	QM	GL	SQ	QM
Blocos/ambientes	22	38,29	1,74	18	32,40	1,80
Genótipo (G)	29	197,15	6,79**	29	202,15	6,97**
Ambiente (A)	10	1.964,92	196,49**	8	1.179,40	147,43**
GxA	290	332,98	1,15**	232	215,11	0,93**
Resíduo	638	379,41	0,59	522	274,43	0,53
Total	989	2.912,76	-	809	1.903,54	-
Média		9,94			9,50	
CV(%)		7,76			7,62	

**Significativo a 1% de probabilidade pelo teste F.

experimental. As estimativas dos CV para os conjuntos 1 e 2 foram de 7,76 e 7,62%, respectivamente.

A estratificação ambiental pelo método tradicional de Lin (1982) resultou na formação de seis e cinco grupos de ambientes para os conjuntos 1 e 2, respectivamente, sem interação GxA significativa (Tabela 3). No conjunto 1, Palotina, Pato Branco e Pitanga não mostraram similaridade com outros ambientes. Pitanga, no conjunto 2, também não apresentou similaridade com outros ambientes. Palotina foi similar somente aos ambientes Londrina e Andirá. Patos de Minas e Luiz Eduardo Magalhães não apresentaram interação GxA significativa com vários outros ambientes. Essa similaridade com vários ambientes, neste caso, não estava prevista, dada a distante localização geográfica desses municípios, que se agruparam com ambientes de baixa e de alta altitudes. Uma explicação possível para esta aparente contradição seria que as condições de amplitude térmica e de disponibilidade hídrica, observadas no plantio e no florescimento naqueles municípios, seriam semelhantes a ambientes favoráveis no Estado do Paraná.

Os dados também foram submetidos à análise de dissimilaridade ambiental (Tabela 4). O Município de Luiz Eduardo Magalhães, em média, apresentou a menor estimativa de distância entre todos os pares de ambientes: 0,53 e 0,50 para os conjuntos 1 e 2, respectivamente. Para tanto, Pitanga, Palotina e Pato Branco, no conjunto 1, e Campo Largo, Pitanga e Palotina, no conjunto 2, apresentaram as maiores distâncias médias entre todos os pares de ambientes. No conjunto 1, pôde-se observar a formação de dois

Tabela 3. Agrupamento dos ambientes de avaliação de híbridos de milho, com base na interação GxA não significativa, conforme Lin (1982), em 11 e 9 ambientes, para os conjuntos 1 e 2, respectivamente.

Grupo	Ambiente	F _{cal}	F _{tab}
Conjunto 1			
1	Andirá, Londrina, Santa Helena, Luiz Eduardo Magalhães, Patos de Minas e Campo Mourão	1,19	1,22
2	Luiz Eduardo Magalhães, Campo Largo e Ponta Grossa	1,23	1,34
3	Campo Largo e Campo Mourão	1,14	1,48
4	Campo Largo e Patos de Minas	1,21	1,48
5	Campo Largo e Santa Helena	1,34	1,48
6	Ponta Grossa e Patos de Minas	1,34	1,48
Conjunto 2			
1	Luiz Eduardo Magalhães, Santa Helena, Ponta Grossa e Andirá	1,25	1,29
2	Londrina, Andirá e Palotina	1,24	1,34
3	Campo Largo e Ponta Grossa	1,19	1,48
4	Londrina e Luiz Eduardo Magalhães	1,23	1,48
5	Campo Mourão, Londrina e Santa Helena	1,31	1,34

F_{cal}, valor de F calculado, e F_{tab}, valor de F tabelado, a 5% de probabilidade.

grupos: o primeiro com Campo Largo e Campo Mourão, e o segundo com Londrina, Andirá, Luiz Eduardo Magalhães, Santa Helena e Patos de Minas. Os ambientes Ponta Grossa, Pato Branco, Palotina e Pitanga não apresentaram padrão de similaridade com os demais, ao se considerar a linha de corte em 50%, conforme Cargnelutti Filho et al. (2008) (Figura 1). Dois grupos também foram evidenciados no conjunto 2: o primeiro com Ponta Grossa e Campo Largo, e o segundo com Campo Mourão, Londrina, Andirá, Santa Helena e Luiz Eduardo Magalhães. Palotina e Pitanga foram os ambientes mais distantes e não mostraram padrão de similaridade com os demais.

Na decomposição da interação, observou-se que, no conjunto 1, o par Luiz Eduardo Magalhães e Pitanga apresentou coeficiente de correlação significativo, embora com magnitude moderada ($r = 0,53$, $p < 0,01$); porém os 49,94% de interação complexa encontrados são muito próximos ao limite de 50%, para que se possa afirmar que a interação é do tipo simples (Tabela 5). Andirá e Londrina apresentaram interação do tipo simples ($r = 0,79$, $p < 0,01$), embora o mesmo comentário anterior também possa ser feito, em razão da proximidade do valor 45,77% com o limite de 50%. O conjunto 2 não apresentou nenhum par com interações simples.

Pelo método proposto por Murakami & Cruz (2004), no conjunto 1, verificou-se que cinco autovalores explicaram 80,82% da variação total, enquanto no conjunto 2 quatro autovalores explicaram 83,16% (Tabela 6). As comunalidades apresentaram valores

altos e indicaram boa qualidade de fatoração, com o menor valor de 0,74, para o conjunto 1, e de 0,73, para o conjunto 2. No conjunto 1, Patos de Minas ficou isolado no fator 1, e Campo Largo, Ponta Grossa e Luiz Eduardo Magalhães não puderam ser incluídos ou excluídos, com segurança, nesse agrupamento. O fator 2 agrupou Campo Mourão e Palotina. O fator 3 agrupou Londrina e Andirá. Os fatores 4 e 5 mantiveram somente um ambiente: Pitanga e Santa Helena, respectivamente. Santa Helena não mostrou similaridade com nenhum outro ambiente, diferentemente do que ocorreu nos métodos anteriores, quando apresentou alta similaridade com grande número de locais. Esse resultado, de modo semelhante ao que ocorreu com Patos de Minas, pode estar relacionado ao maior erro experimental detectado nesses ambientes. Pitanga e Pato Branco continuaram não formando agrupamentos com nenhum outro ambiente. Para o conjunto 2, o fator 1 agrupou Londrina, Andirá e Palotina, e não se pôde excluir ou incluir Campo Mourão. Campo Largo e Pitanga formaram agrupamento de acordo com o fator 2. O fator 3 agrupou Santa Helena e Luiz Eduardo Magalhães, com possibilidade de participação de Campo Mourão e Pitanga. Ponta Grossa ficou isolado no fator 4.

Comparando-se os resultados obtidos por todos os métodos, pode-se verificar a associação de Londrina e Andirá no conjunto 1, de acordo com todos os métodos estudados e, no conjunto 2, em três dos quatro métodos estudados. Esse resultado aponta a possibilidade de exclusão de um desses ambientes em análises futuras.

Tabela 4. Estimativas da distância euclidiana média baseada na interação GxA (D_{ij}), para 11 ambientes do conjunto 1 (abaixo da diagonal) e 9 ambientes do conjunto 2 (acima da diagonal).

Ambiente ⁽¹⁾	CL	PG	PI	PB	CM	LD	AND	PA	SH	LEM	PM	Média de D_{ij}
CL		0,41	0,55	-(³)	0,85	0,73	0,66	<u>0,98</u>	0,81	0,78	-	0,72
PG	0,56		0,74	-	0,73	0,64	0,53	0,68	0,47	<u>0,36</u>	-	0,57
PI	1,32	1,39		-	0,69	0,70	0,81	<u>0,99</u>	0,66	0,55	-	0,71
PB	0,74	0,77	<u>2,15</u> ⁽²⁾		-	-	-	-	-	-	-	-
CM	0,44	0,57	1,15	0,89		0,42	0,52	0,72	0,48	0,52	-	0,62
LD	0,72	0,63	1,18	0,67	0,56		<u>0,33</u>	0,41	0,43	0,42	-	0,51
AND	0,60	0,57	1,21	0,68	0,57	<u>0,18</u>		0,53	<u>0,36</u>	0,52	-	0,53
PA	0,73	0,88	<u>1,41</u>	1,10	0,58	0,93	0,89		0,68	0,55	-	0,69
SH	0,51	0,68	1,32	0,62	0,44	0,41	<u>0,39</u>	0,83		<u>0,30</u>	-	0,52
LEM	0,43	0,42	0,84	0,74	0,43	0,40	<u>0,37</u>	0,73	0,48		-	0,50
PM	0,46	0,52	<u>1,41</u>	0,61	0,69	0,55	0,52	0,99	0,42	0,43		-
Média de D_{ij}	0,65	0,70	1,34	0,90	0,63	0,62	0,60	0,91	0,61	0,53	0,66	

⁽¹⁾CL, Campo Largo; PG, Ponta Grossa; PI, Pitanga; PB, Pato Branco; CM, Campo Mourão; LD, Londrina; AND, Andirá; PA, Palotina; SH, Santa Helena; LEM, Luiz Eduardo Magalhães; PM, Patos de Minas. ⁽²⁾Os valores sublinhados referem-se às maiores e às menores distâncias entre dois ambientes. ⁽³⁾Ambientes não avaliados no conjunto.

No entanto, é importante ressaltar que, para que se exclua de forma segura um ambiente, é preferível que se tenha informações de maior número de safras. No entanto, a

formação desse agrupamento era esperada, tendo-se em vista as características agroclimáticas dos ambientes, com altitudes semelhantes, mesma latitude e mesmo tipo

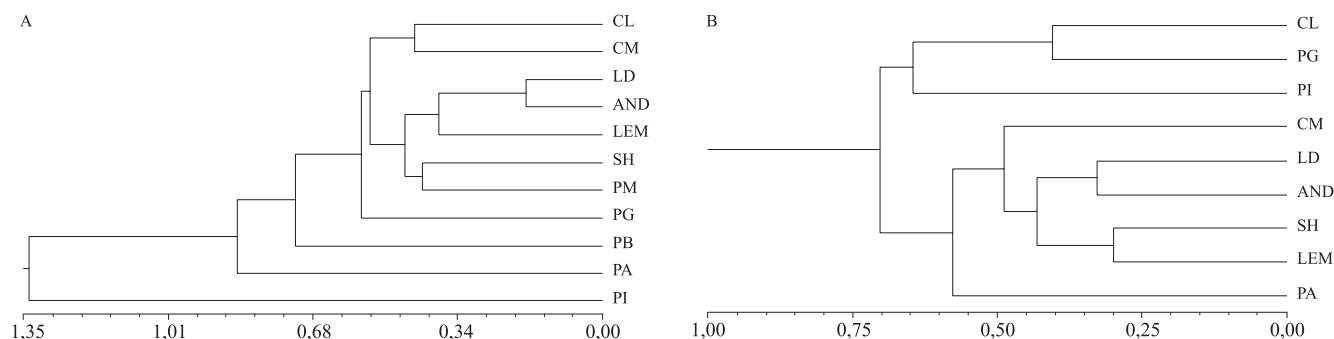


Figura 1. Dendrograma das distâncias para os 11 ambientes avaliados no conjunto 1 (A) e para os 9 ambientes avaliados no conjunto 2 (B). CL, Campo Largo; CM, Campo Mourão; PG, Ponta Grossa; PI, Pitanga; PB, Pato Branco; LD, Londrina; AND, Andirá; PA, Palotina; SH, Santa Helena; LEM, Luiz Eduardo Magalhães; PM, Patos de Minas.

Tabela 5. Estimativas dos coeficientes de correlações entre médias de genótipos (acima da diagonal), e da parte complexa, resultante da decomposição da interação GxA entre genótipos e pares de ambientes (abaixo da diagonal), para híbridos de milho dos conjuntos de ambientes 1 e 2.

Ambiente ⁽¹⁾	CL	PG	PI	PB	CM	LD	AND	PA	SH	LEM	PM
Conjunto 1											
CL		0,44	0,22	0,39	0,54	0,23	0,32	0,37	0,34	0,49	0,46
PG	74,11		0,19	0,38	0,43	0,35	0,39	0,27	0,16	0,54	0,44
PI	78,52	81,53		-0,15	0,33	0,30	0,26	0,24	0,11	<u>0,53</u>	0,09
PB	76,14	77,25	104,47		0,25	0,43	0,40	0,19	0,41	0,32	0,46
CM	67,49	75,29	70,75	84,22		0,39	0,35	0,49	0,42	0,49	0,19
LD	87,70	79,79	71,24	72,18	77,76		<u>0,79</u>	0,16	0,44	0,51	0,33
AND	81,87	76,63	71,87	72,40	80,12	<u>45,77</u>		0,17	0,44	0,52	0,34
PA	77,93	84,82	82,82	89,46	68,86	89,15	87,38		0,13	0,31	0,05
SH	76,47	85,84	71,95	64,00	71,21	70,97	72,69	83,70		0,25	0,35
LEM	69,61	65,11	<u>49,94⁽²⁾</u>	75,88	69,89	69,61	69,14	77,84	85,38		0,42
PM	72,04	73,11	80,17	67,45	89,27	81,48	81,42	93,39	78,73	76,38	
Média	76,19	77,35	76,33	78,35	75,49	74,57	73,93	83,54	76,09	70,88	79,34
Conjunto 2											
CL		0,47	0,54	- ⁽³⁾	0,30	0,22	0,23	0,20	-0,01	0,04	-
PG	70,54		0,29	-	0,34	0,27	0,27	0,41	0,29	0,47	-
PI	64,10	74,54		-	0,53	0,43	0,29	0,33	0,41	0,52	-
PB	-	-	-		-	-	-	-	-	-	-
CM	79,48	70,27	68,44	-		0,68	0,58	0,53	0,61	0,57	-
LD	87,99	85,51	73,54	-	53,18		0,64	0,69	0,50	0,53	-
AND	87,82	84,12	79,78	-	58,56	58,90		0,58	0,54	0,34	-
PA	85,17	65,14	81,45	-	68,39	51,27	57,46		0,43	0,56	-
SH	100,1	84,08	69,78	-	52,91	68,62	67,50	66,61		0,59	-
LEM	97,45	72,08	62,56	-	57,12	67,31	81,26	57,56	64,21		-
PM	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Média	84,08	75,79	71,77	-	63,54	68,29	71,93	66,63	71,73	69,94	-

⁽¹⁾CL, Campo Largo; PG, Ponta Grossa; PI, Pitanga; PB, Pato Branco; CM, Campo Mourão; LD, Londrina; AND, Andirá; PA, Palotina; SH, Santa Helena; LEM, Luiz Eduardo Magalhães; PM, Patos de Minas. ⁽²⁾ Os valores sublinhados, no conjunto 1, referem-se a pares de ambientes com interação GxA predominantemente simples. ⁽³⁾ Ambientes não avaliados no conjunto.

de clima, além de serem coincidentes com o zoneamento agroclimático estabelecido para a cultura do milho.

Outro resultado interessante está relacionado ao fato de que o Município de Luiz Eduardo Magalhães apresentou similaridade com grande número de ambientes, pelos métodos tradicional e de dissimilaridade ambiental. Assim, esse ambiente pode ser considerado adequado à seleção inicial dentro de um programa de melhoramento. Esses resultados são importantes, pois a possibilidade de que a seleção de agrupamentos de híbridos superiores, na etapa inicial do melhoramento, possa ser efetuada em apenas um ambiente, otimiza recursos financeiros e de tempo. Todavia, a não associação de alguns ambientes, conforme os métodos estudados, contribui para constatação de que esses locais foram essenciais na avaliação de híbridos finais para a recomendação de cultivares, como é o caso dos seguintes: Pato Branco com outros ambientes, por nenhum dos métodos estudados; de Pitanga, em três de quatro métodos estudados; e de Palotina, em três de quatro métodos

estudados do conjunto 1 e em dois de quatro métodos estudados do conjunto 2.

Os métodos de decomposição da interação GxA, em partes simples e complexa, e de estratificação por análise de fatores agruparam menor número de ambientes. Portanto, aparentemente, eles são mais rigorosos nos critérios de agrupamento do que os demais e, possivelmente, também ponderam de maneira mais eficiente o erro experimental, em razão da não detecção de diferenças entre os genótipos, em Patos de Minas e Santa Helena, e da associação desses municípios a poucos ambientes. Interação predominantemente complexa foi constatada em 96% dos pares, no conjunto 1, e em 100% dos pares no conjunto 2. Resultados semelhantes foram reportados por Garbuglio et al. (2007), que detectaram 87% dos pares de ambientes com predominância de interação complexa, e por Pacheco et al. (2008), que encontraram interação complexa em 100% dos pares.

Os métodos foram testados quanto à sua correlação em discriminar pares de ambientes similares e com

Tabela 6. Estimativas de autovalores e estratificação ambiental pela análise de fatores, para genótipos de milho avaliados em 11 e 9 ambientes para os conjuntos 1 e 2, respectivamente.

Ambiente	Estimativas de autovalores		Cargas fatoriais após a rotação ⁽¹⁾					Comunalidades
	Raiz	Porcentagem acumulada	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	
Conjunto 1								
Campo Largo	4,52	41,11	0,66	0,46	0,02	-0,12	0,31	0,76
Ponta Grossa	1,45	54,34	0,68	0,32	-0,33	-0,04	-0,25	0,74
Pitanga	1,18	65,09	0,09	0,17	-0,19	<u>-0,89</u>	0,04	0,86
Pato Branco	0,97	73,88	0,49	0,20	-0,43	0,51	0,21	0,78
Campo Mourão	0,76	80,82	0,22	<u>0,71</u>	-0,21	-0,23	0,33	0,76
Londrina	0,52	85,58	0,14	0,10	<u>-0,90</u>	-0,12	0,19	0,88
Andirá	0,43	89,48	0,20	0,10	<u>-0,86</u>	-0,10	0,17	0,84
Palotina	0,40	93,11	0,04	<u>0,89</u>	-0,08	-0,03	-0,04	0,81
Santa Helena	0,31	95,94	0,16	0,13	-0,33	0,03	<u>0,86</u>	0,88
Luiz Eduardo Magalhães	0,27	98,44	0,54	0,28	-0,44	-0,46	-0,02	0,78
Patos de Minas	0,17	100,00	<u>0,83</u>	-0,14	-0,16	0,00	0,26	0,80
Conjunto 2								
Campo Largo	4,48	49,83	0,16	<u>0,89</u>	-0,18	0,32	- ⁽²⁾	0,95
Ponta Grossa	1,34	64,73	0,13	0,24	0,19	<u>0,91</u>	-	0,94
Pitanga	0,87	74,45	0,13	<u>0,75</u>	0,56	0,00	-	0,90
Campo Mourão	0,78	83,16	0,58	0,33	0,54	0,05	-	0,74
Londrina	0,56	89,39	<u>0,81</u>	0,18	0,34	0,00	-	0,80
Andirá	0,35	93,28	<u>0,87</u>	0,11	0,14	0,07	-	0,79
Palotina	0,25	96,01	<u>0,74</u>	0,02	0,25	0,39	-	0,77
Santa Helena	0,22	98,48	0,41	-0,03	<u>0,75</u>	0,04	-	0,73
Luiz Eduardo Magalhães	0,14	100,00	0,24	0,03	<u>0,82</u>	0,37	-	0,87

⁽¹⁾Valores sublinhados, nas cargas fatoriais, referem-se a dados para pares de ambientes considerados similares dentro de cada fator. ⁽²⁾Somente quatro autovalores explicaram mais de 80% da variação no conjunto 2.

Tabela 7. Estimativas da percentagem de coincidências entre os métodos e do coeficiente de correlação de Spearman (r_s), aplicado à presença de similaridade ou interação GxA, entre cada par de ambientes.

Variável	Co incidência (%)	r_s	Associação
Tradicional x dissimilaridade	81,32	0,8545	Forte
Tradicional x análise de fatores	59,34	0,6183	Moderada
Tradicional x DI	59,34	0,6124	Moderada
Dissimilaridade x análise de fatores	72,53	0,7230	Moderada
Dissimilaridade x DI	74,73	0,7174	Moderada
Análise de fatores x DI	92,31	0,9376	Muito forte

DI, decomposição da interação.

interação GxA, por meio da correlação de Spearman (Tabela 7). Pode-se considerar que a associação entre os métodos avaliados variou de moderada a muito forte, o que indica bom grau de similaridade entre os resultados obtidos por qualquer um dos métodos. No entanto, correlações consideradas forte e muito forte, de acordo com Finney (1980), foram obtidas entre os métodos tradicional e de dissimilaridade, e entre os de análise de fatores e de decomposição da interação em partes simples e complexa. A partir desses resultados, pode-se obter uma melhor estratificação ambiental a partir de associação de métodos. A vantagem do método de estratificação ambiental, baseado em análise de fatores, sobre outros métodos, já foi relatada por Oliveira et al. (2005), Mendonça et al. (2007) e Garbuglio et al. (2007).

Conclusões

1. Há diferença entre os métodos de estratificação de ambientes utilizados.

2. Os métodos de decomposição da interação genótipos x ambientes (GxA) em partes simples e complexa e o de estratificação ambiental com base em análise de fatores apresentam forte associação entre si e moderada associação com os demais métodos avaliados; portanto, eles podem ser recomendados para uso simultâneo com os métodos tradicional de Lin ou dissimilaridade ambiental.

3. Os métodos de estratificação ambiental baseados em análise de fatores e de decomposição da interação GxA em partes simples e complexa são mais rigorosos no processo de estratificação ambiental do que os métodos tradicional de Lin e de dissimilaridade ambiental.

Agradecimentos

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, por concessão de bolsa; à Semília Genética e Melhoramento, pela utilização dos dados experimentais.

Referências

- CARGNELUTTI FILHO, A.; RIBEIRO, N.D.; REIS, R.C.P. dos; SOUZA, J.R. de; JOST, E. Comparação de métodos de agrupamento para o estudo da divergência genética em cultivares de feijão. *Ciência Rural*, v.38, p.2138-2145, 2008.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L. Estatísticas de avaliação da precisão experimental em ensaios de cultivares de milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.42, p.17-24, 2007.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; GUADAGNIN, J.P. Número de repetições para a comparação de cultivares de milho. *Ciência Rural*, v.40, p.1023-1030, 2010.
- COIMBRA, R.R.; MIRANDA, G.V.; TEIXEIRA, F.F.; NAOE, L.K.; DEITOS, A.; SOUZA, L.V. de; MELO, A.V. de; DE MELLO, M.P. Estratificação ambiental e análise de adaptabilidade de genótipos de milho baseada em análise de fatores. *Revista Ciência Agroambiental*, v.1, p.27-34, 2006.
- CRUZ, C.D. **Programa Genes**: aplicativo computacional em genética e estatística experimental. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2009. Disponível em: <<http://www.ufv.br/dbg/genes/genes.htm>>. Acesso em: 10 jan. 2009.
- CRUZ, C.D. **Programa Genes – Biometria**. Viçosa: UFV, 2006. 382p.
- CRUZ, C.D.; CASTOLDI, F. Decomposição da interação genótipos x ambientes em partes simples e complexas. *Revista Ceres*, v.38, p.422-430, 1991.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J.; CARNEIRO, P.C.S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 3.ed. Viçosa: UFV, 2004. 480p.
- FELIPE, C.R. de P.; DUARTE, J.B.; CAMARANO, L.F. Estratificação ambiental para avaliação e recomendação de variedades de milho no Estado de Goiás. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v.40, p.186-199, 2010.
- FINNEY, D.J. **Statistics for biologists**. London: Chapman and Hall, 1980. 165p.
- GARBUGLIO, D.D.; GERAGE, A.C.; ARAÚJO, P.M. de; FONSECA JUNIOR, N. da S.; SHIOGA, P.S. Análise de fatores e regressão bissegmentada em estudos de estratificação ambiental e adaptabilidade em milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.42, p.183-191, 2007.
- LIN, C.-S. Grouping genotypes by cluster method directly related to genotype-environment interaction mean square. **Theoretical and Applied Genetics**, v.62, p.277-280, 1982.
- MENDONÇA, O.; CARPENTIERI-PÍPOLO, V.; GARBUGLIO, D.D.; FONSECA JUNIOR, N. da S. Análise de fatores e estratificação ambiental na avaliação da adaptabilidade e estabilidade em soja. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.42, p.1567-1575, 2007.

- MURAKAMI, D.M.; CRUZ, C.D. Proposal of methodologies for environment stratification and analysis of genotype adaptability. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v.4, p.7-11, 2004.
- OLIVEIRA, J.S. e; SOUZA SOBRINHO, F. de; FERNANDES, S.B.V.; WÜNSCH, J.A.; LAJÚS, C.A.; DUFLOTH, J.H.; ZANATTA, J.C.; MOLETTA, J.L.; PEREIRA, A.V.; LEDO, F.J. da S.; BOTREL, M. de A.; AUAD, M.V. Estratificação de ambientes, adaptabilidade e estabilidade de híbridos comerciais de milho para silagem no Sul do Brasil. **Ciência Rural**, v.34, p.997-1003, 2004.
- OLIVEIRA, R.A. de; RESENDE, M.D.V. de; DAROS, E.; BESPALHOK FILHO, J.C.; ZAMBON, J.L.C.; IDO, O.T.; WEBER, H.; KOEHLE, H.S. Genotypic evaluation and selection of sugarcane clones in three environments in the state of Paraná. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v.5, p.426-434, 2005.
- PACHECO, C.A.P.; SILVA, H.D.; SANTOS, M.X. dos; GUIMARÃES, P.E. de O.; PARENTONI, S.N.; GAMA, E.E.G. e; SCAPIM, C.A.; MEIRELLES, W.F.; CARVALHO, H.W.L. de; VIEIRA JUNIOR, P.A. Environmental stratification based on a 28 x 28 diallel of open-pollinated maize varieties. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v.8, p.259-264, 2008.
- PEREIRA, H.S.; MELO, L.C.; FARIA, L.C. de; DEL PELOSO, M.J.; WENDLAND, A. Estratificação ambiental na avaliação de genótipos de feijoeiro-comum tipo Carioca em Goiás e no Distrito Federal. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.45, p.554-562, 2010.
- PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13.ed. São Paulo: Nobel, 1990. 468p.
- ROHLF, F.J. **NTSYSpc: numerical taxonomy and multivariate analysis system**. New York: Exeter Publishers, 1989. Irregular paging.
- SCHMILDT, E.R.; KRAUSE, W.; CRUZ, C.D. Melhoria na eficiência dos experimentos de indicação de cultivares de milho. **Ciência e Agrotecnologia**, v.30, p.72-80, 2006.
- SNEATH, P.H.A.; SOKAL, R.R. **Numerical taxonomy: the principles and practice of numerical classification**. São Francisco: W. H. Freeman, 1973. 573p.
- SOUZA, A.A. de; FREIRE, E.C.; BRUNO, R. de L.A.; CARVALHO, L.P. de; SANTOS, J.W. dos. Estratificação de ambientes para a cultura do algodoeiro herbáceo (*Gossypium hirsutum* L. *latifolium* HUTCH) no Cerrado. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ALGODÃO, 5., 2005, Salvador. **Anais**. Salvador: ABAPA, 2005. 6p.
- VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 486p.
- VENCOVSKY, R.; CRUZ, C.D. Comparação de métodos de correção de rendimento de parcelas com estandes variados. I. Dados simulados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.26, p.647-657, 1991.

Recebido em 14 de março de 2011 e aprovado em 8 de julho de 2011