

HERDABILIDADE DO CARÁTER ESTATURA DE PLANTA DE TRIGO: ESTIMATIVA ATRAVÉS DO COEFICIENTE DE REGRESSÃO¹

FERNANDO I.F. DE CARVALHO, WILHELMUS P.M. UITDEWILLIGEN², LUIZ C. FEDERIZZI
EDAR P. GOMES³, ALCENISE B. PFEIFER e MATIAS A.O. MATOS⁴

RESUMO - O estudo desenvolvido neste trabalho foi estabelecido para determinar a relação entre o desempenho do caráter estatura de planta, entre linhas F_3 ou F_4 ou RC_1F_2 , derivadas de F_2 ou F_3 ou RC_1F_1 , de diversos cruzamentos de trigo hexaplóide. Resultados superiores à unidade, para a herdabilidade, foram estimados através do método de desvio padrão, calculando-se a regressão pela codificação dos dados originais, em termos de unidades de desvio padrão. Uma comparação entre o método convencional e o de unidades de desvio padrão foi realizada para as estimativas de herdabilidade. Em programas de melhoramento fitogenético, muitas questões poderão ser respondidas através da estimativa da herdabilidade de um determinado caráter.

Termos para indexação: herdabilidade, coeficiente de regressão, estatura, trigo.

PLANT STATURE HERITABILITY IN WHEAT: ESTIMATE THROUGH THE REGRESSION COEFFICIENT

ABSTRACT - The study reported herein was designed to determine the relationship between the plant stature trait performance of F_3 or F_4 or RC_1F_2 derived lines from F_2 or F_3 or RC_1F_1 in several hexaploid wheat crosses, respectively. The heritability results greater than one were computed through the standard unit method by calculating the regression on data coded in terms of standard deviation units. A comparison was made between heritability estimated by these two methods, conventional and standard units. Heritability estimates provides useful guidelines of answering many questions which arise in a plant breeding program.

Index terms: heritability, regression coefficient, plant stature, wheat.

INTRODUÇÃO

O conhecimento do grau de herdabilidade de um caráter permite a estimativa do nível de relação existente entre o desempenho de uma planta-mãe e suas progênes em gerações subseqüentes. O método de condução das populações segregantes e a intensidade de seleção a ser utilizada estão condicionados ao modelo de herança do caráter. Além deste fato, o grau de herdabilidade permite estabelecer uma estimativa mais adequada aos objetivos principais a serem alcançados no programa de melhoramento genético de plantas.

Este trabalho de pesquisa se propõe a estimar a herdabilidade pelo método da regressão genitor-progênes, desenvolvido por Lush (1940) e codificado em unidades de desvio padrão conforme Frey & Horner (1957).

Quando a ação gênica de aditividade é a principal contribuinte para o progresso genético de qualquer caráter quantitativo, a seleção poderá ter maior sucesso dentro de um plano de cruzamento, do que entre hibridações ao acaso. Segundo Grafius et al. (1952), poucas gerações são necessárias após o cruzamento, em espécies autofecundadas, para que os efeitos não aditivos (desvios da dominância e ação epistática) tenham reduzida contribuição como causa da variabilidade entre linhas, condicionando os efeitos genéticos aditivos, que são fixos, a tomarem uma importância fundamental no melhoramento fitogenético. Devido a este fato, a herdabilidade no sentido amplo, com base na ação genética total, passou a receber especial atenção por parte dos melhoristas na estimativa da herança de caracteres quantitativos.

Entre os caracteres de importância agrícola em trigo, a estatura de plantas figura ao lado daquelas características que revelam alta herdabilidade. Valores entre 0,47 e 0,93, para a herdabilidade no sentido amplo, têm sido descritos por um grande número de pesquisadores (Merkle & Atkins 1964; Nasr et al. 1976; Reddi et al. 1969 e Dotto 1976).

Em geral, a estimativa da herdabilidade para es-

¹ Aceito para publicação em 11 de junho de 1980. Contribuição do Setor de Plantas de Lavouras do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

² Eng.^o Agr.^o, Ph.D., Universidade Federal do Rio Grande do Sul. (UFRGS) - Faculdade de Agronomia. Caixa Postal 530, CEP 90.000 - Porto Alegre, RS.

³ Eng.^o Agr.^o, M.Sc. UFRGS - Porto Alegre, RS.

⁴ Eng.^o Agr.^o, UFRGS - Porto Alegre, RS.

pécies que reproduzem por autofecundação tem sido computada através do processo que permite estabelecer valores individuais para os efeitos ambientais e genéticos sobre fenótipo e genótipo. Allard (1960), com base nas conceituações de Johannsen, indica que as diferenças obtidas dentro de cada população não segregante (P_1 , P_2 e F_1) são de exclusiva responsabilidade do ambiente, desde que os genitores sejam homozigotos e com efeitos divergentes para os mesmos locos que controlam o caráter; entretanto, dentro das gerações segregantes, como F_2 , RC_1F_1 e RC_2F_1 e outras, as diferenças poderão ser atribuídas aos efeitos genéticos e ambientais.

As estimativas determinadas pela regressão das médias das progênies sobre os valores detectados nos genitores (planta-mãe) têm sido utilizadas por diversos pesquisadores como Frey & Horner (1957), Frey (1954) e Grafius et al. (1952) e Mahmud & Kramer (1952). Contudo, estimativas superiores à unidade são freqüentes, pois a interação genótipo-ambiente pode contribuir diretamente para a obtenção destes resultados indesejáveis. Observações realizadas sobre o caráter nas plantas-mães (genitores) são obtidas em um determinado ambiente e sobre as progênies em condições de ambientes bem distintos (Frey & Horner 1957).

MATERIAL E MÉTODOS

O presente trabalho de pesquisa foi conduzido a campo, nos anos de 1976 e 1977, na Estação Experimental Agrônômica - Guaíba (EEA/UFRGS), em solo de umidade de mapeamento São Jerônimo. Em ambos os anos, foram aplicados 300 kg/ha de adubo da fórmula 10-30-10 de N-P-K, antes da semeadura. O tratamento fitossanitário constituiu-se da mistura do inseticida Vamidotion, na dosagem de 400 ml/ha do princípio ativo e mais os fungicidas Maneb, 1,6 kg/ha, e Triadimefon, 0,25 kg/ha do princípio ativo (duas aplicações espaçadas de 20 dias, a partir do estágio de pré-floração).

As cultivares de trigo incluídas neste trabalho foram em número de sete, sendo IAS 55 e Cajeme 71 de estatura baixa; PF 70553, de porte intermediário; e Nobre, CNT 1, BH 1146 e IAS 62, com longo comprimento de colmos.

O material utilizado neste estudo teve origem em três grupos distintos de cruzamentos:

1. Seleção de plantas individuais provenientes dos cruzamentos IAS 55 vs. Nobre, IAS 55 vs. CNT 1, IAS 55 vs. PF 70553, IAS 55 vs. BH 1146, Cajeme 71 vs. PF 70553, PF 70553 vs. IAS 62, e PF 70553 vs. CNT 1, cul-

tivadas nas gerações F_2 e F_3 , nos anos de 1976 e 1977, respectivamente.

2. Seleções de plantas individuais originárias de cinco retrocruzamentos envolvendo os genótipos IAS 55 vs. Nobre², IAS 55² vs. CNT 1, IAS 55² vs. BH 1146, Cajeme 71² vs. PF 70553, e PF 70553² vs. IAS 62, semeadas nas gerações F_1 e F_2 , nos respectivos anos de 1976 e 1977.

3. Seleções de plantas individuais obtidas dos cruzamentos entre os genótipos PF 70553 vs. IAS 62, Cajeme 71 vs. PF 70553, IAS 55 vs. BH 1146 e IAS 55 vs. PF 70553, cultivadas nas gerações F_3 e F_4 , nos anos de 1976 e 1977, respectivamente.

As plantas de cada geração, F_2 , F_3 , F_4 , RC_1F_1 , RC_2F_1 , RC_1F_2 e RC_2F_2 , foram estabelecidas individualmente a campo, num espaçamento equidistante de 0,30 m entre e dentro de fileiras de 3 m de comprimento. As plantas-mães, em F_2 ou F_3 ou RC_1F_1 ou RC_2F_1 , foram medidas, selecionadas e identificadas, no ano de 1976; as sementes provenientes destas proporcionaram o estabelecimento das progênies em F_3 ou F_4 ou RC_1F_2 ou RC_2F_2 , respectivamente.

A estatura foi computada pela determinação do comprimento do colmo mais longo de cada planta, em cada geração de cada cruzamento, desde a superfície do solo até o ápice da espiga, excluindo-se as aristas. A determinação de quase todas as plantas foi realizada aproximadamente 21 dias após a antese.

A herdabilidade é o grau com que uma característica pode ser repetida entre os descendentes. Portanto, com base na conceituação da herdabilidade, a estimativa deste valor pode ser feita de geração para geração. O fenótipo (P) é a expressão da constituição genética de um caráter (G) adicionado dos efeitos ambientais (E):

$$P = G + E \quad (1)$$

Por diferença entre os parâmetros e a média dos valores obtidos numa população, o valor do fenótipo pode ser assim estimado:

$$(P - \bar{P}) = (G - \bar{G}) + (E - \bar{E})$$

A variância das diferenças de cada membro permite:

$$V_P = V_G + V_E + 2GE \quad (2)$$

onde: 2 GE é igual à covariância do genótipo e do ambiente (cov. GE). Considerando que G e E são variáveis independentes, a correlação (r_{GE}) será igual a zero (Falconer 1964). Portanto:

$$r_{GE} = \text{cov. GE} / (V_G)^{1/2} \cdot (V_E)^{1/2} = 0,$$

logo:

$$\text{cov. GE} = r_{GE} \cdot (V_G)^{1/2} \cdot (V_E)^{1/2} = 0.$$

Conseqüentemente, a equação (2) passa a ser:

$$V_P = V_G + V_E + \text{cov. GE} = V_G + V_E \quad (3)$$

Pela divisão de ambos os membros da equação (3) pela variância fenotípica (V_P):

$$V_P / V_P = V_G / V_P + V_E / V_P = 1,$$

onde: $V_G/V_P = h^2(a)$ é a proporção de variação fenotípica na população, devido à variância no genótipo da população (herdabilidade no sentido amplo);

$V_E/V_P = (e)^2$ é a estimativa da determinação fenotípica.

Por outro lado, a variância genética (V_G) é formada de diferentes ações gênicas:

$V_G = V_A + V_D + V_I$, sendo que V_A é a ação gênica aditiva, V_D , o desvio da dominância, e V_I , as interações dos efeitos de aditividade por aditividade, aditividade por dominância, dominância por dominância, etc.

Então, a variância fenotípica poderá ser dividida pelo seu valor estimado:

$$V_P/V_P = V_A/V_P + V_D/V_P + V_I/V_P + V_E/V_P \quad (4).$$

Da equação 4:

$V_A/V_P = h^2(r)$ é a herdabilidade no sentido restrito, sendo a de maior importância no aspecto seleção, pois não há segregação de geração para geração. Portanto, é a proporção da variância fenotípica na população devido à variância aditiva.

Conseqüentemente, o uso da regressão, bem como da correlação, permite estimar a herdabilidade com base no genótipo e fenótipo do genitor e média das progênes.

A correlação entre genótipo e fenótipo pode ser descrita da maneira seguinte:

$$r_{GP} = \text{cov. GP} / (V_G)^{1/2} \cdot (V_P)^{1/2}$$

$$\text{como: cov. GP} = S \left| (G - \bar{G}) (P - \bar{P}) \right|$$

$$\text{e } (P - \bar{P}) = (G - \bar{G}) + (E - \bar{E})$$

$$\text{a cov. GP} = S \left| (G - \bar{G}) ((G - \bar{G}) + (E - \bar{E})) \right|,$$

$$\text{então: cov. GP} = S (G - \bar{G})^2 + (G - \bar{G}) (E - \bar{E}).$$

Como $(G - \bar{G}) (E - \bar{E}) = 0$, pois não há correlação entre genótipo e ambiente; portanto:

$$\text{cov. GP} = S \left| (\bar{G} - G)^2 \right|,$$

onde: $S \left| (G - \bar{G})^2 \right|$ é a variação genética; a covariância do genótipo e fenótipo será:

$$\text{cov. GP} = V_G;$$

$$\text{então: } r_{GP} = \text{cv. GP} / (V_G)^{1/2} \cdot (V_P)^{1/2} = V_G / (V_G)^{1/2} \cdot (V_P)^{1/2}$$

$$r_{GP} = (V_G)^{1/2} / (V_P)^{1/2} = (h^2)^{1/2}.$$

Conclusivamente, o coeficiente de correlação genótipo vs. fenótipo estima a raiz quadrada da herdabilidade:

$$r_{GP} = (h^2)^{1/2}.$$

Da mesma maneira, a regressão entre o genótipo e o fenótipo também estima a herdabilidade:

$$b_{GP} = \text{cv. GP} / V_P;$$

sendo a cov. GP = V_G , o coeficiente de regressão será:

$$b_{GP} = V_G / V_P = h^2$$

RESULTADOS

Os resultados incluídos na Tabela 1 mostram que o grau de herdabilidade para o caráter estatura de plantas de trigo hexaplóide, por qualquer um dos métodos, é bastante expressivo na maioria dos cruzamentos propostos. Os dados variavam entre 0,53 e 0,93, para o grau de herdabilidade através do coeficiente de regressão, e entre 0,64 e 0,85, através do coeficiente de correlação. Também pode ser observado que os resultados obtidos para o coeficiente de regressão e de correlação foram extremamente uniformes, exceto nos cruzamentos IAS 55 vs. BH 1146, Cajeme 71 vs. PF 70553 e IAS 62 vs. PF 70553.

Os valores estimados para a herdabilidade, com base no coeficiente de regressão, nem sempre foram adequados. Nos cruzamentos envolvendo IAS 55 vs. Nobre², Cajeme 71 vs. PF 70553 e PF 70553 vs. BH 1146, os valores computados foram 3,87; 1,53 e 3,16, respectivamente; portanto, superiores à unidade. O uso da transformação dos dados obtidos em unidades de desvio padrão permitiu a correção dos resultados detectados. Os resultados das estimativas em coeficientes de regressão corrigidos para unidades de desvio padrão estão incluídos na Tabela 2.

As estimativas de b'_1 , b'_2 e b'_3 foram obtidas conforme exemplificação desenvolvida abaixo, para a população proveniente do cruzamento entre IAS 55 e Nobre².

TABELA 1. Estimativa dos desvios padrões das populações de plantas-mães e das médias das progênie de trigo e seus respectivos valores, para os coeficientes de regressão (b_{GP}) e de correlação (r_{GP}) para os diversos cruzamentos analisados em 1976 e 1977, na EEA/UFRGS.

Designação	Gerações		Estatura (cm)		Tamanho da população (n.º de indivíduos)	s_x	s_y	$b_{GP} = h^2$	$r_{GP} = (h^2)^{1/2}$
	Planta-mãe	Progênie	Planta-mãe (x)	Média das progênie (y)					
IAS 55	P ₁			69,0	11	3,48	0,62	0,62	0,66
Nobre	P ₂			87,0	12				
1002	F ₂	F ₃	94	69,5	21				
1003	F ₂	F ₃	85	70,5	27				
1004	F ₂	F ₃	92	70,1	24				
1005	F ₂	F ₃	96	77,8	30				
1006	F ₂	F ₃	102	82,9	34				
1007	F ₂	F ₃	89	76,2	39				
1008	F ₂	F ₃	92	76,6	36				
1009	F ₂	F ₃	92	76,7	35				
IAS 55	(P ₂ x F ₁)P ₂	P ₁	-	-	-				
Nobre ²		P ₂	-	-	-				
1011	RC ₂ F ₁	RC ₂ F ₂	105	91,6	29	2,08	1,85	3,87	0,97
1012	RC ₂ F ₁	RC ₂ F ₂	101	75,1	18				
1013	RC ₂ F ₁	RC ₂ F ₂	104	84,2	33				
			103,3						83,63
IAS 55	P ₁			70,0	14	9,08	5,14	0,75	0,80
CNT 1	P ₂			100,0	13				
1023	F ₂	F ₃	92	72,1	34				
1024	F ₂	F ₃	102	71,7	25				
1025	F ₂	F ₃	113	82,5	29				
1026	F ₂	F ₃	97	71,1	33				
1027	F ₂	F ₃	113	71,6	26				
1028	F ₂	F ₃	115	86,6	27				
1029	F ₂	F ₃	113	80,3	26				
1030	F ₂	F ₃	114	82,0	27				
1031	F ₂	F ₃	117	83,2	28				
1032	F ₂	F ₃	99	72,2	28				
1033	F ₂	F ₃	117	86,4	23				
1034	F ₂	F ₃	121	98,1	39				
1035	F ₂	F ₃	115	91,5	27				

TABELA 1. Continuação.

Designação	Gerações		Estatura (cm)		Tamanho da população (nº de indiv/duos)	s _x	s _y	b _{GP} = h ²	r _{GP} = (h ²) ^{1/2}
	Planta-mãe (P ₁ x F ₁)	Progenies	Planta-mãe (x)	Média das progenies (y)					
IAS 55 ² CNT 1						7,67	3,50	0,77	0,83
1037	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	95	76,9					
1038	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	109	85,6					
1039	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	103	90,3					
1040	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	113	95,7					
1041	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	113	90,7					
IAS 55	P ₁	-		68,0	12	9,77	5,14	0,64	0,77
PF 70553	P ₂	-		78,0	16				
1053	F ₂	F ₃	77	64,5	32				
1054	F ₂	F ₃	78	64,7	33				
1055	F ₂	F ₃	90	73,0	30				
1056	F ₂	F ₃	95	74,5	35				
1057	F ₂	F ₃	108	84,2	30				
1058	F ₂	F ₃	80	63,5	28				
1059	F ₂	F ₃	101	83,9	34				
1060	F ₂	F ₃	83	64,7	30				
1061	F ₂	F ₃	84	62,7	31				
1062	F ₂	F ₃	97	75,9	33				
1063	F ₂	F ₃	105	78,7	27				
1064	F ₂	F ₃	90	66,8	34				
1065	F ₂	F ₃	74	55,9	31				
1066	F ₂	F ₃	88	65,4	28				
1067	F ₂	F ₃	89	69,0	24				
1068	F ₂	F ₃	98	71,7	24				
1069	F ₂	F ₃	90	70,1	35				
1070	F ₂	F ₃	92	73,3	28				
1071	F ₂	F ₃	-	76,9	65				
1072	F ₂	F ₃	85	79,0	21				
1073	F ₂	F ₃	96	87,2	33				
1074	F ₂	F ₃	73	70,4	27				

TABELA 1. Continuação.

Designação	Gerações		Estatura (cm)		Tamanho da população (n.º de indivíduos)	s_x	s_y	$b_{GP} = h^2$	$r_{GP} = (h^2)^{1/2}$
	Planta-mãe	Progenies	Planta-mãe (x)	Média das progenies (y)					
IAS 55	P ₁			70,0	13	7,75	5,39	0,70	0,71
PF 70553	P ₂			80,0	9				
1075	F ₃	F ₄	75	68,8	25				
1076	F ₃	F ₄	100	83,0	28				
1077	F ₃	F ₄	94	82,8	23				
1078	F ₃	F ₄	91	78,6	18				
1079	F ₃	F ₄	87	66,5	32				
1080	F ₃	F ₄	93	82,5	31				
1081	F ₃	F ₄	90	67,6	27				
1082	F ₃	F ₄	-	76,1	52				
IAS 55 ²	(P ₁ x F ₁)					7,39	3,11	0,057	0,11
BH 1146									
1085	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	84	77,3	35				
1086	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	102	77,4	30				
1087	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	94	78,3	25				
1088	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	92	71,5	31				
			93,0		76,13				
IAS 55	P ₁			71,0	17	11,72	3,98	0,56	0,85
BH 1146	P ₂			84,0	9				
1091	F ₃	F ₄	100	82,1	34				
1092	F ₃	F ₄	68	60,7	20				
1093	F ₃	F ₄	92	77,3	32				
1094	F ₃	F ₄	85	71,4	37				
1095	F ₃	F ₄	-	76,6	57				
1096	F ₃	F ₄	95	67,4	37				
1097	F ₃	F ₄	106	80,2	32				
1098	F ₃	F ₄	90	74,3	28				
1099	F ₃	F ₄	100	82,3	25				
1100	F ₃	F ₄	-	76,4	62				

TABELA 1. Continuação.

Designação	Gerações		Estatura (cm)		Tamanho da população (n.º de indivíduos)	s_x	s_y	$b_{GP} = h^2$	$r_{GP} = (h^2)^{1/2}$
	Planta-mãe	Progenies	Planta-mãe (x)	Média das progenies (y)					
Cajeme ²	$(P_1 \times F_1)$					4,03	6,45	0,38	0,71
PF 70553									
1112	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	78	62,8	33				
1113	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	76	62,2	27				
1114	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	84	65,9	30				
1115	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	75	64,4	31				
1116	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	-	53,5	57				
			78,3	63,83					
Cajeme 71	P ₁			54	12	6,55	3,74	0,93	0,85
PF 70553	P ₂			79	9				
1117	F ₃	F ₄	80	69,5	36				
1118	F ₃	F ₄	93	80,7	20				
1119	F ₃	F ₄	85	67,3	28				
1120	F ₃	F ₄	-	68,7	45				
Cajeme 71	P ₁			52	13	5,77	0,22	1,53	0,99
PF 70553	P ₂			78	10				
1121	F ₂	F ₃	74	59,1	74				
1122	F ₂	F ₃	84	72,2	24				
1123	F ₂	F ₃	84	71,7	26				
1124	F ₂	F ₃	-	66,8	21				
			80,7	67,67					
PF 70553 ²	$(P_1 \times F_1)$								
IAS 62									
1145	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	102	77,8	36				
1146	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	109	75,3	33				
1147	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	99	67,2	32				
1148	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	99	76,3	35				
1149	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	94	72,5	32				
1150	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	95	75,5	32				
1151	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	104	86,5	40				
1152	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	100	76,8	26				
1153	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	97	82,5	28				
1154	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	101	76,8	30				
1155	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	99	72,1	34				
1156	RC ₁ F ₁	RC ₁ F ₂	-	76,4	33				
			99,9	76,57		4,18	5,58	0,48	0,27

TABELA 1. Continuação.

Designação	Gerações		Estatura (cm)		Tamanho da população (n.º de indivíduos)	s_x	s_y	$b_{GP} = h^2$	$r_{GP} = (h^2)^{1/2}$
	Planta-mãe	Progenies	Planta-mãe (x)	Média das progenies (y)					
	\bar{x}	\bar{y}							
PF 70553	P1			77	9	8,35	3,42	0,72	0,87
IAS 62	P2			81	10				
1159	F3	F4	108	82,4	21				
1160	F3	F4	91	64,0	28				
1161	F3	F4	113	77,0	27				
1162	F3	F4	108	78,4	29				
1163	F3	F4	104	76,8	34				
1164	F3	F4	-	79,1	68				
PF 70553	P1			75	9	4,11	2,60	0,53	0,64
IAS 62	P2			92	14				
1165	F2	F3	114	82,5	30				
1166	F2	F3	112	77,1	27				
1167	F2	F3	110	75,7	33				
1168	F2	F3	110	79,9	31				
1169	F2	F3	108	75,9	35				
1170	F2	F3	111	72,7	25				
1171	F2	F3	100	72,7	31				
1172	F2	F3	-	80,4	54				
PF 70553	P1			79	13	3,05	0,32	3,16	0,041
BH 1146	P2			84,0	10				
1183	F2	F3	94	82,1	26				
1184	F2	F3	-	97,0	89				
1185	F2	F3	110						
1186	F2	F3	102						
1187	F2	F3	90	71,4	23				
1188	F2	F3	88	66,9	26				
1189	F2	F3	-	80,9	55				
			90,7		73,47				

TABELA 1. Continuação.

Designação	Gerações		Estatura (cm)		Tamanho da população (nº de indivíduos)	s_x	s_y	$b_{GP} = h^2$	$r_{GP} = (h^2)^{1/2}$
	Planta-mãe	Progenies	Planta-mãe	Progenies					
	(x)	(y)	\bar{x}	\bar{y}					
PF 70553	P ₁				15	8,58	6,06	0,24	0,33
CNT 1	P ₂				14				
1192	F ₂	110		82	13				
1193	F ₂	100	F ₃	71,2	25				
1194	F ₂	93	F ₃	83,9	20				
1195	F ₂	111	F ₃	81,9	29				
1196	F ₂	110	F ₃	87,2	23				
1197	F ₂	118	F ₃	88,1	21				
1198	F ₂	100	F ₃	90,2	20				
1199	F ₂	-	F ₃	80,0	51				
				79,0					

TABELA 2. Resultados das estimativas em coeficientes de regressão-correlação, médias (x, y) e desvios padrões das gerações de plantas-mães (S_x) e das médias das progênes (S_y).

Cruzamento	Geração	*b _{GP}	r _{GP}	*b' ₁	*b' ₂	*b' ₃	x	y	S _x	S _y
IAS 55 Nobre ²	RC ₂ F ₂	3,87	0,97	1,28	0,44	1,27	103,3	83,6	2,08	8,27
Cajeme 71 PF 70553	F ₃	1,53	0,99	0,95	0,58	1,00	80,67	67,7	5,77	7,39
PF 70553 BH 1146	F ₃	3,16	0,99	0,94	0,22	0,95	90,67	73,5	3,06	7,83

*b_{GP} = estimativa do coeficiente de regressão com dados originais.

*b'₁ = coeficiente de regressão estimado através do uso da média de cada parcela padronizada pelo desvio padrão (S_x e S_y).

*b'₂ = coeficiente de regressão estimado através da codificação de cada observação da parcela (x e y) pelo desvio padrão (S_x e S_y).

*b'₃ = coeficiente de regressão estimado através do uso da média de cada parcela (\bar{x} e \bar{y}) codificada pelo erro padrão da média (S_x e S_y).

A estimativa do coeficiente de regressão, através da média de cada parcela (x e y) padronizada pelo desvio padrão S_x e S_y foi obtida com base nos resultados originais, onde:

onde: $y'_1 = (91,62 - 83,63)/8,27 = 0,97$;
 $y'_2 = (75,11 - 83,63)/8,27 = 1,03$;
 $y'_3 = (84,15 - 83,63)/8,27 = 0,06$;
 $Sy'_i = \quad \quad \quad = 2,06.$

Parcela	média \bar{x} (cm)	\bar{y} (cm)
1011	105	91,62
1012	101	75,11
1013	104	84,15
médias	\bar{x}	103,33
	\bar{y}	83,63
desvio padrão	S _x	2,08
	S _y	8,27

Sendo $b'_1 = (SP x_i y_i - Sx_i S y_i / n) / (SP x_i^2 - (Sx_i)^2 / n)$
 $b'_1 = (0,78 + 1,15 + 0,02 - 1,54) / (0,64 + 1,25 + 0,10 + - 1,67) = b'_1 = 0,41 / 0,32 = 1,28.$

A estimativa do coeficiente de regressão, através da codificação de cada observação (y) das parcelas pelo desvio padrão (sy) e de x por s_x, foi obtida do seguinte modo:

A padronização das médias por unidade de desvio padrão foi computada a partir de $x'_i = (\bar{x}_i - \bar{x}) / S_x$, portanto:

$x'_1 = (105 - 103,33) / 2,08 = 0,8$
 $x'_2 = (101 - 103,33) / 2,08 = 1,12$
 $x'_3 = (104 - 103,33) / 2,08 = 0,32$
 $Sx'_i = \quad \quad \quad = 2,24$

Por outro lado, para as médias de y foi utilizada a equação

$y'_i = (\bar{y}_i - \bar{y}) / S_y$

Parcela	Dados originais (y)								\bar{y}	\bar{x}	
1011	95	83	61	102	103	98	88	86	69	91,62	105
	98	96	96	97	97	83	104	101	95		
	95	92	86	102	103	102	99	66	67		
	90	104									
1012	79	70	74	76	77	74	73	80	72	75,11	101
	64	73	77	92	76	74	68	72	81		
1013	82	80	85	82	92	83	80	65	80	84,15	104
	74	61	91	94	98	93	85	76	90		
	89	83	63	85	100	87	90	89	82		
	68	86	92	91	84	97					

Onde as médias gerais e os desvios padrões de x e y foram:

$$x = 103,33 \quad e \quad \bar{y} = 83,63$$

$$s_x = 2,08 \quad e \quad s_y = 8,27$$

Portanto, cada valor original foi transformado da seguinte modalidade:

$$y' = (y - \bar{y})/s_y \quad \text{onde: } y' = (95 - 83,63)/8,27 = 1,37$$

Conseqüentemente, teremos:

Parcela	Dados codificados (y')										\bar{y}'																		
1011	1,37	0,08	2,74	2,22	2,34	1,74	0,53	0,29	1,77	1,74	1,50	1,37	1,62	1,37	1,62	0,08	2,46	2,10	1,37	1,00	0,29	2,22	2,34	2,22	1,86	2,13	2,01	45,61/28=1,57	
1012	0,56	1,65	1,16	0,92	0,80	1,16	1,28	0,44	1,41	2,97	1,28	0,80	1,00	0,92	1,16	1,89	1,41	0,32	20,53/18=1,14										
1013	0,20	0,44	0,17	0,20	1,00	0,08	0,44	2,25	0,44	1,16	2,74	0,89	1,25	1,74	1,13	0,17	0,92	0,77	0,65	0,08	2,50	0,17	2,00	0,41	0,77	0,65	0,20	29,45/33=0,88	
	1,89	0,29	1,00	0,89	0,01	1,62																							

Os valores para

$$\bar{x}_1 = (105 - 103,33)/1,2 = 1,39$$

$$\bar{x}_2 = (101 - 103,33)/1,2 = 1,94$$

$$\bar{x}_3 = (104 - 103,33)/1,2 = 0,56$$

$$\bar{y}_1 = (91,62 - 83,63)/4,77 = 1,68$$

$$\bar{y}_2 = (75,11 - 83,63)/4,77 = 1,79$$

$$\bar{y}_3 = (84,15 - 83,63)/4,77 = 0,11$$

Portanto:

$$b'_3 = \left| \frac{SP\bar{x}\bar{y}'_i - (S\bar{x}'_i S\bar{y}'_i/n)}{SQ\bar{x}'_i - (S\bar{x}'_i)^2/n} \right| = 1,266$$

Onde o b'_2 pode ser computado pela seguinte equação:

$$b'_2 = (SP x'_i y'_i - Sx'_i \cdot Sy'_i/n) / SQx'_i - (Sx'_i)^2/n$$

e sendo:

$$x' \quad 0,8 \quad 1,12 \quad 0,32$$

$$y' \quad 1,57 \quad 1,14 \quad 0,88 \quad \text{teremos:}$$

$$b'_2 = (1,26 + 0,28 + 0,28 + - 2,68) / (0,64 + 1,25 + 1,00 - 1,67)$$

$$b'_2 = 0,14/0,32 = 0,44$$

O coeficiente de regressão (b'_3) estimado através da transformação da média de cada parcela (\bar{x} e \bar{y}) pelos seus respectivos erros padrões ($s_{\bar{x}}$ e $s_{\bar{y}}$);

Parcela	Dados originais (médias)		Médias codificadas	
	\bar{x}	\bar{y}	\bar{x}'	\bar{y}'
1011	105	91,62	1,39	4,68
1012	101	75,11	1,94	1,79
1113	104	84,15	0,56	0,11

As médias transformadas em x' e y' foram obtidas pela seguinte modalidade:

$$\bar{x}'_i = (\bar{x}_i - \bar{x})/s_{\bar{x}} \quad e \quad \bar{y}'_i = (\bar{y}_i - \bar{y})/s_{\bar{y}}$$

sendo: $\bar{x} = 103,33$; $s_{\bar{x}} = 1,20$; $\bar{y} = 83,63$ e $s_{\bar{y}} = 4,77$.

DISCUSSÃO

As estimativas para herdabilidade do caráter estatura de plantas de trigo revelam uma alta frequência (> 50%) de índices com valores entre 0,53 e 0,93, o que permite formular a hipótese de que o caráter estatura é herdado de maneira expressiva de uma geração para outra (Dotto 1976; Federizzi 1978; Gomes 1978; Ozsabuncu 1971; Ketata et al. 1976). Esta hipótese pode ser confirmada pela alta correlação existente entre o genótipo e o fenótipo estimado através do coeficiente de correlação (Tabela 1). Contudo, alguns resultados sobre o coeficiente de regressão foram extremamente baixos (0,05 a 0,37), com frequência mais acentuada nas gerações provenientes de retrocruzamentos. Talvez estes resultados estejam relacionados com a maior intensidade de segregação, pois as plantas-mães provinham da população RC₁F₁, e as progênies, das gerações RC₁F₂, onde deveria existir maior frequência de diferentes genótipos. Tal fato pode ser confirmado pelos valores significativos dos desvios padrões das populações de origem e das progênies. Também, os coeficientes de regressão estimados das gerações F₂ para F₃ foram maiores do que de F₃ para F₄, talvez devido ao decréscimo de variabilidade (redução da frequência de genótipos heterozigotos na população); fato este já detectado por Frey (1954) que o atribuiu à ausência de segregação aparente entre linhas F₃ de

rivadas de famílias F_2 . Portanto, os resultados pouco expressivos encontrados para algumas estimativas dos coeficientes de regressão poderiam ser atribuídos à redução de variabilidade dentro das linhas mais avançadas. Entretanto, os dados computados para a variância dentro de cada geração mostram que os desvios padrões nas populações de plantas-mães (s_x) e das médias das progênies (s_y) eram valores expressivos ou, pelo menos, que o primeiro era de menor expressividade do que o segundo. Conseqüentemente, a ausência de decréscimo de variabilidade na geração segregante subsequente poderia ser a causa da reduzida expressão dos valores de h^2 (coeficiente de herdabilidade).

Os altos valores detectados para as estimativas dos coeficientes de regressão, superiores à unidade (Tabela 2), poderiam ser resultantes de um número grande de fatores, contudo, uma das causas principais, e em especial neste trabalho, é a interação do genótipo com o ambiente, pois os anos de cultivo foram significativamente contrastantes, não permitindo manifestações fenotípicas mais drásticas devido à interação que poderia aumentar ou diminuir a expressão de algumas características da planta. No caso específico do caráter estatura de planta, no ano de 1977, não houve possibilidade de cada genótipo manifestar a potencialidade máxima para o referido caráter; as medidas de estatura foram sensivelmente menores, o que pode ser observado pelos dados provenientes dos genitores cultivados em 1976 (Tabela 1). Admitindo-se como nula tal interação, a diferença fenotípica entre dois indivíduos deveria ser a mesma em toda a gama de variação do ambiente. No entanto, a interação genótipo-ambiente possivelmente tenha sido incluída na variância detectada, superestimando os valores calculados para o coeficiente de regressão (Briquet Junior 1968).

Para a redução dos efeitos deste tipo de interação com o ambiente, a estimativa da herdabilidade através de unidades de desvio padrão parece ser adequada e recomendada sempre que houver resultados superiores à unidade (Frey & Horner 1957). Dos três modelos de transformação apresentados neste trabalho, possivelmente, a codificação de cada observação dos dados originais em unidades de desvio padrão seja o sistema mais adequado, tendo em vista os resultados obtidos para as estimativas de

b'_2 . Entretanto, estes valores não correspondem aos computados para os coeficientes de correlação (Tabela 2); segundo Frey & Horner (1957), tais resultados deveriam ser similares, pois a regressão estimada através de modificações em unidades de desvio padrão deverá corresponder à expressão do coeficiente de correlação dos dados originais. Na hipótese de que a afirmativa de Frey & Horner (1957) esteja correta, os modelos que codificam as médias das populações através de unidades de desvio padrão ou do erro padrão da média, respectivamente modelos b'_1 e b'_3 , parecem ser os mais adequados, pois os resultados computados revelam maior similaridade com os dados obtidos através dos coeficientes de correlação dos dados originais (Tabela 2).

Conseqüentemente, em qualquer programa de melhoramento genético de plantas, a detecção da estimativa da herdabilidade, através da regressão das médias das progênies sobre os valores das plantas genitoras, poderá ser de extrema utilidade, - mesmo quando os valores forem superiores à unidade -, desde que o ajustamento seja utilizado pela codificação em unidades de desvio padrão (Dudley & Moll 1969).

CONCLUSÕES

Detalhes sobre a relação entre a expressão do caráter estatura da planta-mãe de trigo e a média dos descendentes permitiram as seguintes conclusões:

1. O caráter estatura da planta em trigo hexaplóide é herdado de forma expressiva de uma geração para outra.
2. A drástica redução de variabilidade entre médias das progênies em gerações avançadas determina decréscimos em valores estimados para herdabilidade do caráter.
3. A estimativa de herdabilidade através de unidades de desvio padrão poderá ser recomendada sempre que a interação genótipo-ambiente caracterize valores superiores à unidade.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), ao Plano Integrado de Genética (PIG) e à

Pró-Reitoria de Pós-Graduação e Pesquisa (PROPESP-UFRGS) pelo auxílio e suporte financeiro durante a execução do trabalho.

REFERÊNCIAS

- ALLARD, R. *Principles of plant breeding*. 3. ed. New York, John Wiley, 1960. 485 p.
- BRIQUET JUNIOR, R. A propósito da heritabilidade e dos modelos teóricos quantitativos. *Rev. Brasil. Biol.* 28(4):413-22, 1968.
- DOTTO, S.R. *Estudo da herança do caráter estatura de planta envolvendo genótipos de trigo (*T. aestivum* L.) de porte alto e baixo*. Porto Alegre, UFRGS, Faculdade de Agronomia, 1976. 119 p. Tese Mestrado - Fitotecnia.
- DUDLEY, J.W. & MOLL, R.H. Interpretation and use of estimates of heritability and genetic variances in plant breeding. *Crop Sci.*, 9:257-61, 1969.
- FALCONER, D.S. *Introduction to quantitative genetics*. 3. ed. New York, The Ronald Press Co., 1964. 365 p.
- FEDERIZZI, L.C. *Variabilidade genética e herança do caráter estatura de planta envolvendo diferentes genótipos de trigo (*T. aestivum* L.)*. Porto Alegre, UFRGS, Faculdade de Agronomia, 1978. 130 p. Tese Mestrado - Agronomia.
- FREY, K.J. Inheritance and heritability of breeding date in barley. *Agron. J.*, 46:226-8, 1954.
- _____ & HORNER, T. Heritability in standard units. *Agron. J.*, 49:59-63, 1957.
- GOMES, E.P. *Análise de alguns aspectos da genética de estatura de planta relacionada com o comprimento e o número de entrenós do colmo em trigo (*T. aestivum* L.)*. Porto Alegre, UFRGS, Faculdade de Agronomia, 1978. 104 p. Tese Mestrado - Agronomia.
- GRAFIUS, J.E.; NELSON, W.L. & KIRKS, V.A. The heritability of yield in barley as measured by early germination bulk progenies. *Agron. J.*, 44:253-7, 1952.
- KETATA, H.; SMITH, E.L. & EDWARDS, L.H. Inheritance of eight agronomic characters in a winter wheat cross. *Crop Sci.*, 16:19-22, 1976.
- LUSH, J.L. Intra-sire correlations on regressions of offspring on dam as a method of estimating heritability of characteristics. *Proc. Amer. Soc. An. Prod.*, 1940. p. 293-301.
- MAHMUD, I. & KRAMER, H.H. Segregation for yield, height and maturity following a soybean cross. *Agron. J.*, 44:605-9, 1952.
- MERKCLE, O.G. & ATKINS, J.M. Inheritance of plant height and stem rust resistance in wheat, *T. aestivum* L. *Crop. Sci.*, 4:453-4, 1964.
- NASR, M.S.; HASSANEIN, S.H.; SELIN, A.K.A. & EL-HADEEDI, M. Inheritance of dwarfness in five vulgar wheat crosses. *J. Agr. Res.*, 24:77-81, 1976. Alexandria.
- OZSABUNCU, N.S. Inheritance of plant height and necrosis in wheat crosses involving the Olesen dwarf variety. Davis, University of California, 1971. 52 p. Tese Mestrado - Agronomia.
- REDDI, M.V.; HEYNE, E.G. & LIMNG, G.H.L. Heritabilities and interrelationships of shortness and other agronomic characters in F_3 and F_4 generations of two wheat crosses (*T. aestivum* L.) *Crop Sci.*, 9:222-5, 1969.