

TADEUSZ ŚMIAŁOWSKI**STANISŁAW WĘGRZYN**

Zakład Roślin Zbożowych

Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Oddział w Krakowie

Przydatność punktów doświadczalnych do oceny materiałów hodowlanych żyta ozimego

Usefulness of trial sites for testing winter rye breeding materials

Na podstawie wyników plonowania rodów, odmian i mieszańców żyta ozimego w zespołowych doświadczeniach wstępnych, przeprowadzonych w siedmiu miejscowościach w latach 1992–2000, wykonano analizę przydatności poszczególnych miejscowości do oceny plenności materiałów hodowlanych. W tym celu wykorzystano wskaźnik (w_j) opracowany w Zakładzie Roślin Zbożowych IHAR w Krakowie. Wskaźnik (w_j), który może przyjmować wartości od 0 do 1 wskazuje na poziom interakcji genotypowo-środowiskowej. Jeśli wartość wskaźnika zbliża się do 0 to poziom interakcji badanych genotypów ze środowiskiem jest najwyższy, a zatem miejscowość jest najkorzystniejsza dla oceny plenności. Jeśli wskaźnik (w_j) przybiera dla miejscowości wartość 1 interakcja jest najmniej korzystna, ponieważ miejscowość ta ukrywa interakcję genotypowo-środowiskową, a zatem nie ujawnia zróżnicowania plenności badanych genotypów. Na tej podstawie uszeregowano miejscowości według ich przydatności do oceny plenności rodów żyta ozimego. Najniższym wskaźnikiem (w_j) charakteryzowały się Smolice (0,72), najwyższym Dańków (0,81). Różnice pomiędzy wskaźnikiem pierwszej miejscowości a ostatniej okazały się nieduże, wyniosły 12%. Następnie obliczono współczynniki korelacji plonu pojedynczej miejscowości ze średnim plonem z wszystkich miejscowości, potem kolejno dodawano plon drugiej miejscowości i średni plon z obu korelowano ze średnim plonem z wszystkich miejscowości itd., wykorzystując korelacje zwykłe Pearsona i kolejnościami Spearmana. Na tej podstawie obliczono współczynniki determinacji według wzoru $r_j^2 = 100 \cdot r_p \cdot r_s$. Pozwoliły one uszeregować miejscowości według zróżnicowania badanych genotypów. W największym stopniu zmienność badanych genotypów wyjaśniały Smolice (47%), następnie Radzików (20%) oraz Wierzenica (16%). Pozostałe 4 miejscowości; Sobiejuchy, Laski, Choryń, Dańków dodawały przeciętnie po 5% informacji.

Słowa kluczowe: punkty doświadczalne, żyto ozime.

The analysis of usefulness of 7 trial sites for testing yields of winter rye breeding materials was carried out on the base of results of preliminary breeding experiments from the years 1992–2000. For this purpose the usefulness index (w_j) was elaborated. The w_j index may assume values from 0 to 1 and indicates the level of genotype-environment interaction. If the index value is near 0, the level of genotype-environment interaction is high and the locality is very useful for the testing of yield. If the index is close to 1, the locality is less useful because the genotype-environment interaction is suppressed, so the locality does not show differences in yield potential. The localities were ranked: according to the value of usefulness index the lowest index was for Smolice (0,72), and the highest for

Dańków (0,81). Difference between the lowest and the highest values of the index appeared to be little — about 12%. The Pearson's coefficient of correlation and Spearman's rank correlation between yield of a single locality and the total mean yield of all localities, and subsequently between yields of two, three etc. localities and the total mean yield were also calculated to designate determination coefficients $r_j^2 = 100 * r_p * r_s$. Using the coefficient r_j^2 the investigated localities were ranked to show to what extent they explain variability of tested genotypes. The most of information on variability of genotypes was contributed by Smolice (47%), then Radzików (20%) and Wierzenica (16%). The remaining 4 localities: Sobiejuchy, Laski, Choryń, and Dańków gave not more than 5 % of information.

Key words: trial sites, winter rye

WSTĘP

Hodowla nowych odmian żyta ozimego zarówno populacyjnych jak i szczególnie mieszańcowych zalicza się do bardzo kosztownych. Zatem ocena wyhodowanych materiałów zarówno pod względem plonu, jak i pozostałych cech powinna być przeprowadzana w odpowiednio dobranych miejscowościach (pod względem liczby i charakteru), w których zostanie ujawniony postęp hodowlany. Złe dobrana lokalizacja doświadczeń, która słabo ujawnia efekty interakcji genotypów ze środowiskiem, powoduje błędne decyzje w stosunku do ocenianych materiałów, przyczyniając się równocześnie do obniżenia efektów ekonomicznych prowadzonej hodowli. W ostatnich latach podjęto intensywne badania mające na celu rozwiązanie tych zagadnień. Wyniki tych prac zostały opublikowane w czasopismach zagranicznych (Campbell, 1980; Altin i in., 1989; Braun i in., 1992; Ceccarelli i in., 1998) oraz nielicznych krajowych (Drzazga i in., 1997; Krajewski i in., 1999; Węgrzyn, 1999). W tych badaniach wykorzystano różne metody sprawdzenia przydatności miejscowości w ocenie plonowania, od prostych liniowych współczynników korelacji (Campbell i in., 1980) do bardzo skomplikowanych statystyk łączących w sobie współczynniki zmienności, odziedziczalności i korelacji (Węgrzyn, 1999). Uzyskane oceny plonowania rodów i odmian różnych gatunków i form wskazują potrzebę weryfikacji miejscowości, wysuwając na pierwszy plan wielkość interakcji genotypowo-środowiskowej, a nie poziom plonowania.

Dlatego celem niniejszej pracy jest określenie przydatności krajowych miejscowości do oceny plonowania rodów i mieszańców żyta ozimego. Stosownie do założenia uznano za najlepszą lokalizację tę, która najsilniej ujawnia różnice genetyczne między genotypami oraz efektami interakcji genotypu ze środowiskiem. Miejscowości, które słabo ujawniają efekty interakcji genotypowo-środowiskowej będą mało przydatne.

MATERIAŁ I METODA

Do oceny przydatności miejscowości dla potrzeb wyboru najlepszych pod względem plonowania rodów i odmian żyta ozimego wykorzystano wyniki wstępnych doświadczeń zespołowych z lat 1992–2000. Doświadczenia wysiewano w stacjach hodowli roślin i zakładach doświadczanych IHAR początkowo w 10 miejscowościach. W następnych latach ze względu na likwidację stacji hodowli roślin liczbę miejscowości zredukowano do 7 (tab. 1). Stosowane dawki nawożenia, przedplony oraz długość okresu wegetacji były zbliżone. Natomiast zestaw badanych obiektów był odmienny w każdym roku i obejmował

od 10 do 62 rodów i mieszańców (tab. 1). Doświadczenia w latach 1992–1994 przeprowadzano metodą losowanych bloków, a następnych metodą kraty kwadratowej podwójnie powtórzonej, czyli inaczej niekompletnych bloków w 4 powtórzeniach. Wielkość poletek wynosiła 10 m². Zebrane plony przeliczano na ha i w tej postaci użyto do dalszych obliczeń.

Podstawą obliczeń stanowił ogólnie znany model matematyczno-statystyczny opisany w pracy Węgrzyna (1999), który dla dowolnej obserwacji ma postać:

$$x_{ij} = \mu + a_i + b_j + g_{ij}, \quad (1)$$

gdzie

x_{ij} = plon i -tego genotypu w j -tej miejscowości;

μ = średnia ze wszystkich obserwacji;

a_i = efekt genetyczny dla i -tego genotypu;

b_j = efekt dla j -tej miejscowości;

g_{ij} = efekt interakcji i -tego genotypu w j -tej miejscowości.

Parametry genetyczne w równaniu (1) szacuje się z równań:

$$\hat{\mu} = \bar{x}_{..};$$

$$\hat{a}_i = \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{..};$$

$$\hat{b}_j = \bar{x}_{.j} - \bar{x}_{..};$$

$$\hat{g}_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.j} + \bar{x}_{..}$$

gdzie $\bar{x}_{..}$ = średnia generalna;

$$\bar{x}_{i.} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m x_{ij} = \mu + a_i = \text{średnia dla } i\text{-tego genotypu};$$

$$\bar{x}_{.j} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k x_{ij} = \mu + b_j = \text{średnia dla } j\text{-tej miejscowości};$$

m = liczba miejscowości;

k = liczba genotypów w miejscowości.

Jeśli z równości (1) wyeliminujemy średnią miejscowość ($\bar{x}_{.j}$) to otrzymamy:

$$x'_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{.j} = a_i + g_{ij} \quad (2)$$

Wartości x'_{ij} podane wzorem (2) zawierają tylko efekt genetyczny (a_i) efekt interakcji genotypowo-środowiskowej (g_{ij})

Jeśli te wartości skorelujemy ze średnimi ($\bar{x}_{i.}$), to otrzymamy współczynnik korelacji genetycznej dla dowolnej miejscowości:

$$r(x'_{ij}, \bar{x}_{i.}) = \frac{\sum_{i=1}^k a_i^2 + \sum_{i=1}^k a_i g_{ij}}{\sqrt{\sum_{i=1}^k a_i^2 * \sum_{i=1}^k (a_i + g_{ij})^2}} \quad (3)$$

Współczynnik określony wzorem (3), jako współczynnik korelacji pomiędzy plonami danej miejscowości a średnimi ze wszystkich miejscowości będzie równy 1,0, gdy efekty interakcji genotypowo-środowiskowej są równe zero. Do oceny przydatności miejscowości wykorzystano trzy parametry. Pierwszy parametr stanowi współczynnik korelacji (r_j) oszacowany łącznie dla 9 lat według wzoru:

$$r_j = \frac{C}{\sqrt{A * B}} \quad (4)$$

gdzie

$$A = \sum_{l=1}^9 \left(\sum_{i=1}^k a_i^2 \right); B = \sum_{l=1}^9 \left(\sum_{i=1}^k (a_i + g_{ij})^2 \right); C = \sum_{l=1}^9 \left(\sum_{i=1}^k a_i^2 + \sum_{i=1}^k a_i g_{ij} \right)$$

Współczynnik korelacji (r_j) podany wzorem (4) stanowi pierwszy parametr wskaźnika przydatności miejscowości. Drugim parametrem jest współczynnik genetycznego uwarunkowania lub inaczej mówiąc współczynnik odziedziczalności (H_j), i wreszcie trzecim parametrem jest współczynnik zmienności (CV_j), obliczony z komponentu interakcji genotypowo-środowiskowej. Współczynniki (H_j) i (CV_j) oszacowano z komponentów analizy wariancji. Drugim parametrem wskaźnika przydatności jest współczynnik genetycznego uwarunkowania (odziedziczalności H_i) oszacowany według wzoru; $H_j = (m1-m2)/m1$; trzecim zaś współczynnik zmienności;

$$CV_j = 100 * \sqrt{m2 / \bar{x}_{.j}},$$

gdzie $m1$ i $m2$ są średnimi kwadratami w latach, zaś $\bar{x}$, jest średnim plonem z lat dla j -tej miejscowości.

Na tej podstawie opracowano wskaźnik przydatności miejscowości (w_j), który jest średnią geometryczną z ww. trzech parametrów i przybiera następującą postać;

$$w_j = \sqrt[3]{|r_j| * H_j * e^{-CV_j/100}} \quad (2)$$

Ocenę skuteczności wyboru najbardziej przydatnych do przeprowadzania doświadczeń miejscowości na podstawie wskaźnika (w_j) wykonano za pomocą współczynnika determinacji według wzoru

$$(r_j^2 = 100 * r_p * r_s), \quad (3)$$

w którym r_p oznacza współczynnik korelacji Pearsona, zaś r_s współczynnik korelacji Spearmana.

Tabela 1

Wybrane warunki agrotechniczne doświadczeń z żytem
Some agrotechnical conditions of the preliminary trial with winter rye

Warunki agrotechniczne Agrotechnics conditions	Lata Years									Średnia Mean
	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	
	Choryń									
NPK — kg/ha	274	148	235	183	252	265	202	234	234	225
Długość wegetacji Vegetation season	297	307	304	308	319	311	308	308	298	306
Przedplon Fore crop	Owies Oat									
	Laski									
NPK — kg/ha	165	227	244	231	279	243	267	231	254	237
Długość wegetacji vegetation season	282	322	310	305	323	319	314	313	308	310
Przedplon Fore crop	Groch Pea					Owies Oat	Groch Pea		Gorczyca Mustard	
	Wierzenica									
NPK — kg/ha	222	199	155	165	239	172	217	220	241	204
Długość wegetacji Vegetation season	—	—	307	—	323	309	312	305	314	311
Przedplon Fore crop	Mieszaniki Mixture	Łubin Lupine	Rzepak Rape	Jęczmień Barley	Rzepak Turnip	Jęczmień Barley		Rzepak Rape		
	Dańków									
NPK — kg/ha	285	241	217	219	213	276	266	223	258	244
Długość wegetacji Vegetation season	—	—	311	310	313	312	305	305	310	309
Przedplon Fore crop	Groch Pea		Mieszaniki Mixture		Groch Pea		Mieszaniki Mixture		Rzepak Rape	
	Sobiejuhy									
NPK — kg/ha	220	184	171	198	163	220	216	198	227	199
Długość wegetacji Vegetation season	302	305	310	310	314	330	311	309	299	310
Przedplon Fore crop	Łubin Lupine	Gryka Buck wheat	Groch Pea	Lucerna Lucerne	Bobik Faba bean	Owies Oat			Rzepak Rape	
	Radzików									
NPK — kg/ha	—	202	241	140	154	258	254	245	224	216
Długość wegetacji Vegetation season	—	309	306	—	317	308	304	308	303	307
Przedplon Fore crop	—	Mieszanika na zielonkę Mixture of green					Jęczmień Barley	Rzepak Rape	Jęczmień Barley	
	Smolice									
NPK — kg/ha	270	—	226	234	244	249	249	220	220	239
Długość wegetacji vegetation season	297	—	304	310	315	304	307	308	303	306
Przedplon Fore crop	Groch Pea		Owies Oat							
Metoda Methods	Losowane bloki Randomized block			Bloki niekompletne Incomplete block						
Liczba obiektów No. objects	17	10	13	20	42	49	42	56	56	

WYNIKI

W tabeli 2 przedstawiono średnie plony (dt/ha) dla siedmiu miejscowości uzyskane w latach 1992–2000. Najwyżej plonowały rody, odmiany i mieszańce żyta ozimego w Choryni, najslabiej w Wierzenicy. Pomiedzy tymi miejscowościami różnica przekraczała 10 q/ha pomimo zbliżonych warunków przyrodniczych, agrotechnicznych (nawożenia, długości okresu wegetacji i przedplonu).

Tabela 2

Średnie plony w 7 miejscowościach w okresie 9 lat
Mean yield (dt/ha) at 7 localities for 9 years of winter rye trials

Miejscowość Locality	Średnie dla miejscowości Means for locality									Średnia Mean
	lata years									
	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	
Choryń	68,0	82,7	78,4	94,5	85,6	74,3	87,1	77,9	73,7	79,6
Laski	67,1	79,1	67,8	68,3	70,7	62,5	78,8	72,3	82,1	72,7
Wierzenica	45,4	60,2	63,5	53,5	65,6	56,8	61,3	72,0	68,7	63,2
Dańków	69,9	87,9	86,2	86,8	63,9	71,0	84,2	82,2	85,1	78,7
Sobiejuhy	60,0	71,0	85,2	83,1	—	74,1	84,4	77,7	78,3	77,7
Radzików	65,8	81,0	66,7	71,7	68,0	61,8	71,0	53,8	90,5	69,4
Smolice	66,6	—	78,6	82,5	66,8	65,7	78,9	69,7	51,5	67,6
Średnia Mean	63,3	77,0	75,2	77,2	70,1	66,6	77,9	72,2	75,7	

Również różnice obserwujemy pomiędzy latami, najwyższe plony były w 1998 roku, najniższe w 1992 (tab. 3). Różnice można wytłumaczyć wpływem różnych czynników: przyrodniczych i agrotechnicznych obserwowanych między latami. Najważniejszym jednak czynnikiem była zmiana składu genetycznego badanych obiektów w okresie 1992–1994, w którym formy populacyjne zastępowano sukcesywnie plenniejszymi formami mieszańcowymi. Na podstawie trzech parametrów genetycznych obliczono wartość wskaźnika (w_j) służący do oceny przydatności miejscowości dla prowadzenia doświadczeń, który podano w tabeli 3 wraz z wartościami trzech parametrów genetycznych.

Tabela 3

Wartości współczynników korelacji (r), odziedziczalności (H), współczynników zmienności (CV) i wskaźników przydatności (w)

Coefficients of correlation (r), heritability (H), variability (CV) and suitability indices (w)

Miejscowość Locality	r	H	CV	w
SMH — Smolice	0,73	0,54	4,80	0,7217
RAH — Radzików	0,70	0,62	4,67	0,7438
WIE — Wierzenica	0,78	0,59	3,82	0,7629
SOB — Sobiejuhy	0,75	0,64	3,65	0,7742
LAD — Laski	0,70	0,71	4,32	0,7834
CHD — Choryń	0,74	0,71	3,30	0,7987
DAD — Dańków	0,77	0,71	3,24	0,8100

Współczynniki korelacji genetycznej pomiędzy plonem w poszczególnych miejscowościach a średnim plonem okazały się wysokie, co świadczy o zgodności w uszeregowaniu genotypów pod względem plenności w miejscowościach. Nieco niższe i wyraźniej zróżnicowane okazały się współczynniki genetycznego uwarunkowania (H) dla poszczególnych miejscowości (tab. 3). Różnica pomiędzy najniższym (H) = 0,54 w Smolicach a najwyższym w Dańkowie = 0,71 wynosiła 28%. Wartości te dowodzą, że duże znaczenie w plonowaniu odgrywał wpływ środowiska i jego interakcja z genotypem. Niskie i stosunkowo wyrównane wartości odnotowano dla współczynników zmienności (CV_j). Rozpiętość wartości wskaźnika (w_j) pomiędzy Smolicami (0,72) a Dańkowem (0,81) wynosiła 12%. Wielkość tego wskaźnika zależy w dużym stopniu od udziału interakcji genotypowo-środowiskowej w trzech parametrach. Im wyższy będzie udział interakcji genotypowo-środowiskowej w parametrach składnikowych wskaźnik (w_j), tym wyższą wartość osiąga ten wskaźnik i odwrotnie. Zależność poszczególnych parametrów od plonu przedstawiono w tabeli 4. Okazało się, że w znacznym stopniu współczynnik genetycznego uwarunkowania (H) zależy od średnich plonów w miejscowościach. Im wyższa wartość plonu w danej miejscowości, tym wyższa okazała się wartość współczynnika H (tab. 4).

Tabela 4

Współczynniki korelacji pomiędzy plonem a parametrami oceny przydatności miejscowości
Coefficient of correlation between yield and the site suitability evaluation parameters

Parametry The parameters	Średni plon Mean yield
r	0,04
(H)	0,77
(CV)	-0,66
(w _j)	0,74

Wyniki te znajdują potwierdzenie w pracach Pedersona i Rathjena (1981) oraz Simmondsa (1991). Również wysoką, ale ujemną wartością charakteryzowała się zależność współczynnika zmienności (CV) od średniego plonu w danej miejscowości ($r_p = -0,66$). Podobny wynik odnotował Węgrzyn w 1999 roku. Wyniki świadczą, o tym że miejscowości o niższym poziomie plonowania charakteryzują się wyższą interakcją genotypowo-środowiskową tzn. taką, której wartość wskazuje, że środowisko w znacznie silniejszym stopniu wpływa na wysokość plonowania badanych genotypów. Dużą zależność ($r_p = 0,74$) od średniego plonu w miejscowościach odnotowano dla wskaźnika przydatności (w_j) (tab. 4). W kontekście przedstawionych rezultatów oznacza to, że raczej genetyczne właściwości badanych obiektów ich uwarunkowania do plonowania, a w mniejszym stopniu zmienność środowiska miała wpływ na plonowanie odmian żyta w badanych środowiskach.

Wykorzystując obliczone współczynniki przydatności (w_j) utworzono 7 kombinacji miejscowości (tab. 5), rozpoczynając od pojedynczej miejscowości o najniższej wartości wskaźnika i dodając kolejno miejscowości według wielkości tego wskaźnika. Następnie obliczono współczynniki korelacji plonu pojedynczej miejscowości ze średnim plonem z wszystkich miejscowości, potem kolejno dodawano plon drugiej miejscowości i średni

plon z obu korelowano ze średnim plonem z wszystkich miejscowości itd., wykorzystując korelacje zwykłe Pearsona i kolejności Spearmana (tab. 5). Okazało się, że wartości obu rodzajów współczynnika korelacji są bardzo podobne. Umożliwiło to obliczenie współczynnika determinacji według wzoru:

$$r_j^2 = 100 * r_p * r_s,$$

który może służyć do oceny skutecznego wyboru miejscowości do przeprowadzania doświadczeń. Wartość tego współczynnika wskazuje, że miejscowość Smolice wyjaśnia w 47% zmienność pomiędzy badanymi genotypami w badanym zestawie środowisk. Kolejna miejscowość Radzików dodawała aż 22% informacji, a Wierzenica 19% (tab. 5). Następne środowiska już w mniejszym stopniu informują nas o zmienności między badanymi genotypami, przeciętnie o 5%, ale są to również cenne informacje. Wynika stąd wniosek, że wszystkie omawiane środowiska okazywały się przydatne do przeprowadzania doświadczeń hodowlanych. Stopień i proporcje tej przydatności zmniejszały w miarę dochodzenia kolejnej miejscowości, ale każde następne środowisko wносиło nowe elementy istotne do pełnej oceny badanych genotypów. Analizując uzyskane wyniki, a także rozmieszczenie wykorzystywanych obecnie do doświadczeń wstępnych miejscowości w kraju, celowe byłoby poszerzenie listy środowisk o miejscowości znajdujące się na wschodzie i północy kraju. Brak informacji o plonowaniu i zachowaniu się w odmiennych warunkach przyrodniczo-agrotechnicznych stanowić może duże zagrożenie dla procesu ekspansji nowych odmian i wymiany na kwalifikowany materiał siewny uprawianych odsiewów żyta ozimego.

Tabela 5

Współczynniki korelacji Pearsona (r_p), i Spearmana (r_s) oraz współczynniki determinacji (r_j^2) dla 7 kombinacji miejscowości
Coefficients of correlation: Pearson's (r_p), Spearman's (r_s) and determination coefficients (r_j^2) for the 7 sites

Kombinacje miejscowości Sites combination	r_p	r_s	(r_j^2) (%)
0+SMH=1	0,73	0,64	46,70
1+RAH=2	0,84	0,80	67,07
2+WIE=3	0,92	0,90	82,77
3+SOB=4	0,94	0,93	87,45
4+LAD=5	0,97	0,96	93,40
5+CHD=7	0,99	0,98	96,47
6+DAD=7	1,00	1,00	100,0

WNIOSKI

1. Przydatność ocenianych miejscowości dla przeprowadzania atestacji rodów i mieszańców żyta ozimego okazała się wysoka. Najwięcej informacji wносиły trzy miejscowości: Smolice, Radzików i Wierzenica. Duże jest również znaczenie pozostałych środowisk: Sobiejuchy, Laski, Dańków i Choryń.
2. Stwierdzono wysoką dodatnią korelację pomiędzy wskaźnikiem przydatności (w_j) a średnimi plonami w miejscowościach oraz wskaźnikiem genetycznego uwarunkowania

- (H) a średnimi plonami w miejscowościach, natomiast wysoką ujemną zależność pomiędzy średnimi plonami a współczynnikiem zmienności (CV). Oznacza to, że na ocenę materiałów hodowlanych żyta ozimego większy wpływ mają genetyczne właściwości obiektów, a w mniejszym stopniu środowiska.
3. Dla przeprowadzania pełnej oceny nowych genotypów żyta ozimego jest konieczne poszerzenie listy środowisk o miejscowości zlokalizowane we wschodniej i północnej części kraju.

LITERATURA

- Altin G. N., Frey K. J. 1989. Predicting the relative effectiveness of direct versus indirect selection for oats yield in tree types of stress environments. *Euphytica*, 44: 137 — 142.
- Braun H. J., Pfeiffer W. H., Pollmer W. G. 1992. Environments for selecting widely adapted spring wheat. *Crop.Sci.* 32: 1420 — 1427.
- Campbell L. G., Lafever H.N. 1980. Effects of locations and years upon relative yields in the soft red winter wheat region. *Crop Sci.* 20: 23 — 28.
- Ceccarelli S., Grando S., Impiglia A. 1998. Choise of selection strategy in breeding barley for stress environments. *Euphytica*, 103: 301 — 318.
- Drzazga T., Krajewski P., Pietrzykowski R. 1997. Stabilność i intensywność rodów pszenicy jarej w seriach doświadczeń genetycznych i hodowlanych. *Hodowla Roślin. Materiały z I Krajowej Konferencji*: 175 — 179.
- Krajewski P., Drzazga T. 1999. Interakcja rodów pszenicy jarej ze środowiskiem na podstawie doświadczeń hodowlanych przeprowadzonych w latach 1981–1998. *Biul. IHAR* 211: 23 — 29.
- Pederson D. G., Rathjen A. J. 1981. Choosing trial sites to maximize selection response for grain yield in spring wheat. *Aust. Agric. Res.* 32: 411 — 424.
- Simmonds N. W. 1991. Selection for local adaptation in plant breeding programme. *Theor. Appl. Genet.* 82: 363 — 367.
- Singh M., Cecarelli S., Hamblin J. 1993. Estimation of heritability from varieties trials data. *Theor. Appl. Genet.* 86: 437 — 441.
- Węgrzyn S. 1999. Wybór miejscowości do oceny plonowania rodów pszenicy ozimej. *Biul. IHAR*. 211: 5 — 11.