

KRZYSZTOF UKALSKI <sup>1</sup>  
JOANNA UKALSKA <sup>1</sup>  
TADEUSZ ŚMIAŁOWSKI <sup>3</sup>  
WIESŁAW MAŁY <sup>2</sup>

<sup>1</sup> Katedra Biometrii, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego, Warszawa

<sup>2</sup> Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego, Warszawa

<sup>3</sup> Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Zakład Roślin Zbożowych w Krakowie

## Badanie zmienności i współzależności cech użytkowych w kolekcji roboczej pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.) za pomocą metod wielowymiarowych

### Część I. Korelacje fenotypowe i genotypowe

**An examination of diversity and interrelationships among traits in a winter wheat (*Triticum aestivum* L.) germplasm collection by multivariate methods**  
**Part I. Phenotypic and genotypic correlations**

W pracy badano zmienność i współzależność 14 cech użytkowych pszenicy ozimej na podstawie obserwacji 51 obiektów w kolekcji roboczej zgromadzonej przez Zakład Oceny Jakości i Metod Hodowli Zbóż w Krakowie. Rozpatrywano zarówno cechy struktury plonu, cechy odporności na najważniejsze choroby jak i cechy charakteryzujące właściwości technologiczne badanych obiektów kolekcyjnych. Obserwacje pochodziły z lat 1999–2002 i stanowiły niekompletną, dwukierunkową klasyfikację krzyżową obiekty  $\times$  lata. Wykonano wielowymiarową analizę wariancji według modelu losowego. Oszacowano komponenty wariancyjne i kowariancyjne dotyczące efektów genotypowych i błędu. Wyznaczono współczynniki korelacji fenotypowej oraz korelacji genotypowej i zbadano ich istotność. Obliczenia wykonano za pomocą metody REML wykorzystując procedurę VARCOMP i MIXED pakietu SAS. Stwierdzono istotne wartości komponentów genotypowych i efektów lat dla badanych cech. Wartości współczynników powtarzalności były dla wszystkich cech, za wyjątkiem liczby opadania, większe od 0,7. Pary cech skorelowane na poziomie fenotypowym były również skorelowane na poziomie genotypowym. Wartości bezwzględne współczynników korelacji genotypowych były na ogół znacznie większe od wartości współczynników korelacji fenotypowych.

**Słowa kluczowe:** korelacje fenotypowe, korelacje genotypowe, pszenica ozima, wielowymiarowa analiza wariancji, zasoby genowe

A phenotypic variation and interrelationships between 51 genotypes (cultivars and clones) from the winter wheat working collection maintained at the Plant Breeding and Acclimatization Institute,

Department of Cereal Crops in Cracow, were assessed. Yield structure traits and susceptibility to the most important winter wheat diseases were evaluated during 4-year investigations carried out in the years 1999 to 2002. The input data were arranged in an incomplete two-way genotype  $\times$  year classification. Variance components were estimated separately for each trait by REML method for a random model of the two-way classification. Coefficients of heritability for the four-year phenotypic means were estimated on the basis of variance components. Genotypic and phenotypic correlation coefficients and their standard errors were estimated. The VARCOMP procedure and Multivariate REML option of MIXED procedure of the SAS package were used for all computing. The genotypic variance components and variance components of the year effects appeared to be significant for the examined traits. The repeatability coefficients were higher than 0.7 for all the traits except a falling number. The pairs of traits which were correlated at the phenotypic level were also correlated at the genotypic one. The absolute values for genotypic correlation coefficients were mostly much higher than those for the phenotypic ones.

**Key words:** genotypic correlations, germplasm, multivariate analysis of variance, phenotypic correlations, winter wheat

## WSTĘP

Badanie zmienności cech użytkowych na podstawie przeprowadzanej corocznie fenotypowej oceny obiektów kolekcyjnych (odmian, rodów, klonów, linii wsobnych itp.) jest niezwykle pomocne w zarządzaniu kolekcjami zasobów genowych oraz, szczególnie w przypadku kolekcji roboczych, w wykorzystaniu ich w hodowli. Duże znaczenie polskiej kolekcji roboczej pszenicy ozimej dla hodowli opisano w pracy Mazurkiewicz i wsp. (1997). Również hodowla jakościowa pszenicy ozimej korzystała z kolekcji roboczej do ulepszania cech technologicznych (Bichoński, 1995; Wojas i in., 2002). Znaczenie kolekcji odmian i rodów pszenic jarych, szczególnie do poprawy wartości użytkowych jarych pszenic przedstawiono w pracy Węgrzyna i wsp. (2001).

Znajomość stopnia współzależności pomiędzy poszczególnymi cechami użytkowymi jest bardzo przydatna przy doborze form rodzicielskich do krzyżowania. Pozwala przewidzieć, w jaki sposób zwiększenie wartości jednej cechy będzie współistnieć z kierunkiem równoczesnych zmian innych cech (Falconer i Mackay, 1996; Węgrzyn, 1989; Holland, 2006; Śmiałowski, 2006). Współzależność cech może być badana na podstawie macierzy współczynników korelacji fenotypowych i genotypowych wyznaczonych w oparciu o obserwacje z kilku sezonów wegetacyjnych. Obydwa rodzaje korelacji dostarczają innych, komplementarnych, informacji o współzależności między cechami w obrębie danej puli genowej. Silna korelacja genotypowa może informować o sprzężeniach genetycznych, trudnych do przełamania w procesie selekcji (Śmiałowski, 2007), natomiast brak korelacji umożliwia selekcję jednej z cech bez obawy o pogorszenie drugiej (Węgrzyn, 1989). Badanie istotności współczynników korelacji fenotypowych nie stwarza problemów numerycznych, zwłaszcza dla danych kompletnych. Natomiast wyznaczenie współczynników korelacji genotypowych oraz zbadanie ich istotności, zwłaszcza dla układów niekompletnych, jest trudne ze względów teoretycznych i numerycznych. Procedury estymacji i badania istotności współczynników korelacji genotypowych zostały ostatnio podane przez Hollanda (2006).

Celem pracy jest zbadanie zmienności 14 cech użytkowych pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.) oraz współzależności tych cech na poziomie fenotypowym i genotypowym na podstawie obserwacji 51 odmian i rodów hodowlanych w kolekcji roboczej zgromadzonej przez Zakład Roślin Zbożowych Instytutu Hodowli i Aklimatyzacji Roślin w Krakowie. Szczególny nacisk położono na przedstawienie metodyki wyznaczania i testowania współczynników korelacji fenotypowej i genotypowej.

## MATERIAŁ I METODY

### Material

Materiał badawczy stanowiła kolekcja robocza pszenicy ozimej prowadzona w latach 1999–2002. W skład kolekcji wchodziły odmiany lub rody hodowlane, które odrzucono na etapie doświadczeń przedrejestracyjnych. Obiekty te charakteryzowały się jednakże znaczącymi wartościami co najmniej jednej z cech użytkowych, mogły zatem być dalej wykorzystane w hodowli jako donory takich cech. Pozostawały w kolekcji dopóty, dopóki nie wprowadzono do niej kolejnego rodu hodowlanego charakteryzującego się wyższą wartością cechy, ze względu na którą obiekt ten został umieszczony w kolekcji. Doświadczenia polowe przeprowadzono w 5 miejscowościach wysiewając obiekty na poletkach o powierzchni 5 m<sup>2</sup>. W trakcie wegetacji wykonano obserwacje i pomiary cech polowych, a po zbiorze analizy biometryczne i technologiczne. Końcowe opracowanie w formie syntezy plonu i cech przekazywano hodowcom.

Do badania korelacji genotypowych i fenotypowych wybrano cechy, dla których stwierdzono istotną zmienność genotypową. Rozpatrywano składowe plonu, cechy fenologiczne, a także cechy podatności na choroby pszenicy: plon, liczba ziaren w kłosie LZK, masa 1000 ziaren MTZ, masa ziaren z kłosa MZK, liczba dni wschody – kłoszenie LDK, oraz wschody – dojrzałość LDD, wysokość WYS, wyleganie WYL, porastanie POR, liczba opadania LO, liczba sedymentacji LS zawartość białka BIA, podatność na rdzę brunatną RBR, podatność na mączniaka prawdziwego MAC. W analizie wykorzystano te odmiany lub rody hodowlane (dalej zwane krótko obiektami), które obserwowano co najmniej przez dwa sezony wegetacyjne. Obserwacje stanowiły dwukierunkową klasyfikację niekompletną obiekty × lata.

### Metody statystyczne

Odrębnie dla każdej z analizowanych cech przyjęto losowy model postaci:  $y_{ij} = m + g_i + r_j + e_{ij}$  (Mądry, 1993), gdzie  $y_{ij}$  jest obserwacją cechy u  $i$ -tego obiektu w  $j$ -tym roku,  $m$  jest średnią ogólną,  $g_i$  jest losowym efektem  $i$ -tego obiektu,  $r_j$  jest losowym efektem środowiskowym  $j$ -tego roku,  $e_{ij}$  jest losową resztą, złożoną z efektu interakcji genotypowo-środowiskowej oraz błędu. Komponenty wariancyjne modelu oszacowano za pomocą metody REML wykorzystując procedurę VARCOMP pakietu SAS (Searle, 1987; Littell i in., 1996; SAS Institute, 2002). Następnie wyznaczono współczynniki powtarzalności.

Wielowymiarową analizę wariancji przeprowadzono za pomocą procedury MIXED (opcja MANOVA) pakietu SAS według modelu losowego postaci:  $\mathbf{Y} = \mathbf{1}_N \mathbf{m}' + \mathbf{XG} + \mathbf{ZR} + \mathbf{E}$  (Seber, 1984; Khattree i Naik, 2000; SAS Institute, 2002)

gdzie  $\mathbf{Y}$  jest macierzą obserwacji,  $\mathbf{m}$  jest wektorem średnich ogólnych rozważanych cech,  $\mathbf{G}$  jest macierzą efektów genotypowych,  $\mathbf{R}$  jest macierzą efektów lat,  $\mathbf{E}$  jest macierzą reszt losowych, natomiast  $\mathbf{I}_N$ ,  $\mathbf{X}$  oraz  $\mathbf{Z}$  są macierzami układu kolejno dla średnich ogólnych, obiektów oraz lat.

Współczynniki korelacji fenotypowej,  $r_p$ , dla cech  $\tau$  i  $\tau'$  ( $\tau, \tau' = 1, 2, \dots, 14$ ) wyznaczono jako współczynniki korelacji prostej średnich cech dla rozpatrywanych genotypów, obliczonych z obserwacji w badanych latach według wzoru (Searle, 1961; Lacey, 1973; Falconer i Mackay, 1996; Muszyński i in., 2000):

$$r_p = \frac{\hat{\sigma}_{p(\tau\tau')}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{p(\tau)}^2 \cdot \hat{\sigma}_{p(\tau')}^2}} = \frac{\hat{\sigma}_{e(\tau\tau')} + \hat{\sigma}_{g(\tau\tau')}}{\sqrt{(\hat{\sigma}_{e(\tau)}^2 + \hat{\sigma}_{g(\tau)}^2) \cdot (\hat{\sigma}_{e(\tau')}^2 + \hat{\sigma}_{g(\tau')}^2)}}$$

gdzie  $\hat{\sigma}_{g(\tau)}^2$ ,  $\hat{\sigma}_{e(\tau)}^2$  i  $\hat{\sigma}_{p(\tau)}^2$  są ocenami komponentów wariacyjnych odpowiednio efektów genotypowych, reszt i wariacji fenotypowej średnich z  $b$  ( $b=2, 3, 4$ ) lat dla obiektów.

Współczynniki korelacji genotypowej,  $r_g$ , dla cech  $\tau$  i  $\tau'$ , są miarami korelacji prostej pomiędzy nieobserwowalnymi efektami genotypowymi obu cech wyznaczono według wzoru (Searle, 1961; Falconer i Mackay, 1996):

$$r_g = \frac{\hat{\sigma}_{g(\tau\tau')}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{g(\tau)}^2 \cdot \hat{\sigma}_{g(\tau')}^2}}$$

Istotność współczynników korelacji fenotypowej i genotypowej zbadano na podstawie błędów standardowych tych współczynników (Scheinberg, 1966; Becker, 1984), które wyznaczono za pomocą procedur estymacji zaproponowanych przez Hollanda (2006). Błędy standardowe współczynników korelacji fenotypowej i genotypowej wyznaczono na podstawie wzoru:

$$\hat{\sigma}_r = \left[ r^2 \left( \frac{\text{var}(\hat{\sigma}_{(\tau)})}{4\hat{\sigma}_{(\tau)}^2} + \frac{\text{var}(\hat{\sigma}_{(\tau')})}{4\hat{\sigma}_{(\tau')}^2} + \frac{\text{var}(\hat{\sigma}_{(\tau\tau')})}{\hat{\sigma}_{(\tau\tau')}^2} + \frac{\text{cov}(\hat{\sigma}_{(\tau)}, \hat{\sigma}_{(\tau')})}{2\hat{\sigma}_{(\tau)}\hat{\sigma}_{(\tau')}} - \frac{\text{cov}(\hat{\sigma}_{(\tau)}, \hat{\sigma}_{(\tau\tau')})}{\hat{\sigma}_{(\tau)}\hat{\sigma}_{(\tau\tau')}} - \frac{\text{cov}(\hat{\sigma}_{(\tau')}, \hat{\sigma}_{(\tau\tau')})}{\hat{\sigma}_{(\tau')}\hat{\sigma}_{(\tau\tau')}} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$$

gdzie  $\hat{\sigma}_{(\tau)}$  i  $\hat{\sigma}_{(\tau')}$  oznaczają  $\hat{\sigma}_{p(\tau)}$ ,  $\hat{\sigma}_{p(\tau')}$  lub  $\hat{\sigma}_{g(\tau)}$ ,  $\hat{\sigma}_{g(\tau')}$  odpowiednio dla efektów fenotypowych lub genotypowych. Dolną granicę przedziału ufności dla współczynników korelacji wyznaczano jako  $r_{\min} = |r| - t_{(1-\alpha/2; n-2)} \cdot \hat{\sigma}_r$ , gdzie  $r$  jest współczynnikiem korelacji,  $t_{(1-\alpha/2; n-2)}$  jest wartością krytyczną rozkładu  $t$ ,  $\hat{\sigma}_r$  jest błędem standardowym. Wartość krytyczną współczynnika korelacji wyznaczono za pomocą wzoru

$$|r_c| = \frac{t_{(\alpha; n-2)}}{\sqrt{(n-2) + t_{(\alpha; n-2)}^2}}. \text{ Jeśli } r_{\min} > |r_c| \text{ to korelacja jest istotna na ustalonym poziomie}$$

istotności (Hebert, 1994).

## WYNIKI I DYSKUSJA

W tabeli 1 przedstawiono komponenty wariancyjne, parametry zmienności i współczynniki powtarzalności badanych cech.

Tabela 1

**Komponenty wariancyjne, parametry zmienności i współczynniki powtarzalności 14 cech w kolekcji pszenicy ozimej**  
**The variance components and coefficients of heritability for each of the 14 traits studied in the winter wheat germplasm collection**

Cecha — Trait	$\hat{\mu}$	$\hat{\sigma}_g^2$	$\hat{\sigma}_r^2$	$\hat{\sigma}_e^2$	$h^2$	$CV_g$
CV Plon Grain yield (dt/ha)	76,19	15,74	99,04	15,79	0,80	5
Liczba ziaren z kłosa (LZK) No. of grains per spike	44,27	11,39	11,06	14,46	0,76	8
Masa 1000 ziaren MTZ 1000-grain weight (g)	44,59	10,51	14,40	2,88	0,94	7
Masa ziaren z kłosa (MZK) Grains weight per spike (g)	2,01	0,02	0,05	0,03	0,76	7
Liczba dni do kłoszenia (LDK) No. of days to heading	28,44	4,41	43,12	0,44	0,98	7
Liczba dni do dojrzałości (LDD) No. of days to maturity	77,09	3,21	44,99	2,79	0,78	2
Wysokość (WYS) Plant height (cm)	98,44	85,50	31,13	5,93	0,98	9
Wyleganie (WYL) Lodging score (1-9)	7,46	0,79	0,26	1,20	0,73	12
Podatność na rdzę brunatną (RBR) Brown rust score (1-9)	6,63	1,26	0,03	0,24	0,95	17
Podatność na mączniaka prawdziwego (MAC) Powdery mildew score (1-9)	6,73	0,26	0,46	0,15	0,87	8
Porastanie (POR) Preharvest sprouting score (1-9)	3,50	1,66	0,27	1,03	0,83	37
Liczba opadania (LO) Falling number	249,52	725,05	5034,80	2502,30	0,47	11
Liczba sedymentacji (LS) Sedimentation value (cm <sup>3</sup> )	30,08	34,06	61,31	16,75	0,86	19
Zawartość białka (BIA) Protein content (%)	12,15	0,32	1,24	0,38	0,72	5

$\hat{\mu}$  — Ocena średniej ogólnej; Estimator of the general mean

$\hat{\sigma}_g^2$ ,  $\hat{\sigma}_r^2$ ,  $\hat{\sigma}_e^2$  — Estymatory komponentów wariancyjnych odpowiednio dla efektów genotypowych, efektów lat i reszty; Estimators of variance components for genotypic, year and environmental effects, respectively

$h^2$  — Współczynnik powtarzalności; Coefficient of heritability

$CV_g = \sqrt{\hat{\sigma}_g^2} / \hat{\mu} \cdot 100\%$  Współczynnik zmienności; Coefficient of genotypic variation

Dla wszystkich badanych cech stwierdzono istotne komponenty wariancyjne efektów genotypowych i efektów lat. Wartości komponentów wariancyjnych efektów genotypowych są znacznie mniejsze od wartości komponentów wariancyjnych efektów lat dla większości cech. Dla porastania, wylegania i podatności na rdzę brunatną stwierdzono większe komponenty wariancyjne efektów genotypowych niż efektów lat, co oznacza, że średnie tych cech z badanych genotypów w latach są relatywnie bardziej wyrównane, niż

wartości genotypowe. Zatem podłoże genetyczne powoduje, że skłonności do większego porażenia lub wylegania ujawniają się niezależnie od warunków środowiska. Zjawisko to potwierdzono w badaniach nad odpornością na porastanie wykonanych na obiektach z kolekcji roboczej pszenicy ozimej (Wojas i in., 2001).

Współczynniki powtarzalności dla badanych cech okazały się zróżnicowane i przyjmowały wartości od 0,47 do 0,98 (tab. 1). Najwyższe wartości współczynników powtarzalności ( $> 0,9$ ) uzyskano dla MTZ, liczby dni do dojrzałości, wysokości roślin oraz podatności na rdzę brunatną, najniższą zaś dla liczby opadania. Cechy charakteryzujące się wyższymi wartościami współczynników odznaczają się zwykle silnym genetycznym uwarunkowaniem, a zatem słabo ulegały wpływowi środowiska. Wysokie wartości tych współczynników wskazują na dużą zgodność wartości fenotypowej tych cech (średniej co najmniej z 2 lat) do wartości genotypowej rodów w badanej kolekcji. Pozostałe badane cechy charakteryzowały się również relatywnie dużymi wartościami współczynników powtarzalności. Liczba opadania, dla której współczynnik powtarzalności był równy 0,47 jest najbardziej podatną na warunki środowiska cechą spośród rozważanych cech. Wcześniejsze badania innych autorów (Bichoński, 1995; Węgrzyn i in., 2001; Wojas i in., 2002; Śmiałowski, 2004) wykazały podobne wartości współczynników powtarzalności, obliczone jednak w oparciu o odmienny materiał i zestaw obiektów pszenicy ozimej. Najmniejszą zmiennością (tab. 1) charakteryzowały się LDD ( $CV_g=2\%$ ) i zawartość białka ( $CV_g=5\%$ ). Plon i jego składowe charakteryzowały się również dość małą zmiennością (5-8 %). Natomiast największe wartości współczynników zmienności uzyskano dla porastania, liczby sedymentacji i podatności na rdzę brunatną ( $CV_g$  odpowiednio 37%, 19%, 17%).

Współczynniki korelacji fenotypowych i genotypowych oraz ich istotność przedstawiono w tabeli 2.

Na poziomie genotypowym stwierdzono dodatnią, dość silną korelację pomiędzy plonem a jego składowymi, tj. masą i liczbą ziaren z kłosa. Nie stwierdzono natomiast korelacji pomiędzy plonem a MTZ. Brak korelacji pomiędzy tymi cechami wynika m. in. z ujemnej korelacji pomiędzy tą masą tysiąca ziaren jako jedną składową plonu a LZK jako drugą składową. Na poziomie fenotypowym dla plonu i jego składowych uzyskano podobne wyniki, jednakże bezwzględne wartości współczynników korelacji były mniejsze.

Ze względu na brak korelacji, na poziomie genotypowym i fenotypowym, pomiędzy plonem a zmiennymi fenologicznymi tj. LDK i LDD można wnioskować, że w selekcji form o wysokim plonie ziarna (z jednostki powierzchni) nie powinno się opierać na długości wspomnianych faz rozwojowych. Inaczej mówiąc te zmienne fenologiczne nie mogą być kryteriami pośredniej selekcji na plon.

Tabela 2

**Współczynniki korelacji fenotypowych (powyżej diagonalnej) i genotypowych dla 14 badanych cech w kolekcji 51 rodów pszenicy ozimej**

**Phenotypic (above diagonal) and genotypic correlation coefficients for 14 traits in the winter wheat germplasm collection consisting of 51 genotypes**

	Plon (dt/ha)	LZK	MTZ (g)	MZK (g)	LDK	LDD	WYS (cm)	WYL (1-9)	RBR (1-9)	MAC (1-9)	POR (1-9)	LO	LS (cm <sup>3</sup> )	BIA (%)
Plon (dt/ha)	-	0,27**	0,12	0,34**	-0,07	-0,01	0,13	0,03	0,29**	0,12	-0,08	-0,23*	-0,22*	-0,32**
LZK	0,49**	-	-0,35**	0,57**	0,09	0,15	-0,06	0,16	0,08	0,25*	-0,08	-0,14	-0,41**	-0,26*
MTZ (g)	0,08	-0,48**	-	0,31**	-0,05	-0,01	0,34**	-0,34**	0,20	-0,34**	0,08	-0,25*	0,20	0,28**
MZK (g)	0,55**	0,52**	0,49**	-	0,03	0,16	0,22*	-0,17	-0,01	0,03	-0,06	-0,27*	-0,19	-0,03
LDK	-0,1	0,09	-0,03	0,04	-	0,73**	0,05	0,08	0,13	-0,13	0,15	0,07	-0,09	0,10
LDD	0,09	0,22	0	0,17	0,94**	-	0,14	0,09	0,11	-0,15	0,14	0,12	-0,12	0,05
WYS (cm)	0,15	-0,14	0,39**	0,32*	0,04	0,23	-	-0,50**	-0,12	-0,27**	-0,04	-0,08	0,17	0,21
WYL (1-9)	-0,05	0,33*	-0,62**	-0,24	0,18	0,08	-0,79**	-	-0,07	0,16	-0,03	0,12	-0,25*	-0,22*
RBR (1-9)	0,39**	0,13	0,15	0	0,14	0,15	-0,13	-0,09	-	0,01	-0,10	-0,21	-0,24*	0,15
MAC (1-9)	0,09	0,47**	-0,47**	0,02	-0,17	-0,22	-0,36**	0,22	0,01	-	-0,15	-0,01	-0,29**	-0,18
POR (1-9)	-0,28	-0,16	0,07	-0,05	0,20	0,26	-0,09	-0,14	-0,09	-0,18	-	0,13	0,09	-0,02
LO	-0,29*	-0,12	-0,41**	-0,49**	0,07	-0,09	-0,16	0,13	-0,41**	0,05	0,82**	-	0,12	0,13
LS (cm <sup>3</sup> )	-0,36**	-0,80**	0,29*	-0,36**	-0,15	-0,14	0,20	-0,22	-0,34*	-0,34*	0,14	0,54**	-	0,54**
BIA (%)	-0,30*	-0,66**	0,55**	-0,30*	0,11	0,10	0,28	-0,43**	0,36**	-0,29*	0,09	0,25	0,63**	-

\*, \*\* istotność korelacji na poziomie odpowiednio 0,05 i 0,01; opis cech znajduje się w tabeli 1

\*, \*\* significant correlations at the level 0,05 or 0,01, respectively, see table 1 for abbreviation and description of the traits

Na poziomie genotypowym i fenotypowym uzyskano ujemne, chociaż słabe, korelacje plonu z liczbą opadania i liczbą sedymentacji, a także z zawartością białka. Świadczy to o niskich własnościach technologicznych form plenniejszych. Zbliżone wyniki odnotowano we wcześniejszych badaniach kolekcji roboczej (Wojas i in., 2002).

Cechy, dla których stwierdzono istotne korelacje fenotypowe, z wyjątkiem pary: liczba sedymentacji i wyleganie, były również istotnie skorelowane na poziomie genotypowym. 82% bezwzględnych wartości współczynników korelacji genotypowych było większych lub równych odpowiadającym im współczynnikom korelacji fenotypowych. Małe różnice pomiędzy wartościami omawianych współczynników korelacji wskazują, że wartości badanych cech są uwarunkowane genetycznie (Sardana i in., 2007). Jednakże, dla większości par cech, bezwzględne wartości współczynników korelacji genotypowych były znacznie wyższe niż fenotypowych. Podobne rezultaty otrzymali Moghaddam i wsp. (1997) analizując kolekcję pszenicy ozimej. Takie relacje pomiędzy rozważanymi współczynnikami korelacji świadczą o znaczącym wpływie innych niż genetyczne, głównie środowiskowych, czynników na wartości cech (Magorokosho, 2006). Największe różnice

między istotnymi współczynnikami korelacji fenotypowych i genotypowych, przekraczające nawet 100%, stwierdzono pomiędzy LZK a LS i LZK a zawartością białka.

Pomiędzy kilkoma parami cech, dla których nie stwierdzono korelacji fenotypowych, uzyskano istotne, silne i bardzo silne korelacje genotypowe. Takie zależności uzyskano pomiędzy MZK a zawartością białka oraz pomiędzy cechami wskaźnikowymi jakości technologicznej pszenic tj. pomiędzy liczbą opadania a porastaniem oraz liczbą opadania a liczbą sedymentacji. Jeśli selekcja ma na celu poprawę obu cech jednocześnie silna dodatnia korelacja genotypowa może być korzystna. Natomiast w przypadku prowadzenia selekcji tylko dla jednej cechy taka korelacja może stanowić silną przeszkodę (Węgrzyn, 1989). Istotne korelacje genotypowe pomiędzy parami cech świadczą o silnych sprzężeniach genetycznych pomiędzy nimi, mogą one być trudne do przełamania w trakcie selekcji. Podobne zjawiska zostały stwierdzone również dla rodów hodowlanych pszenicy ozimej, a więc form poddanych już wcześniej przez hodowców silnej presji selekcyjnej w celu przełamania niekorzystnych zależności (Śmiałowski, 2006).

#### WNIOSKI

1. Większe wartości komponentów wariacyjnych efektów genotypowych w porównaniu do efektów lat stwierdzono dla porastania, wylegania i podatności na rdzę brunatną. Odwrotne relacje wartości tych komponentów wariacyjnych dla pozostałych badanych cech świadczą o silniejszym wpływie czynników środowiskowych w latach niż genotypowych na zmienność fenotypową tych cech.
2. Zmienność masy tysiąca ziaren, liczby dni do kłoszenia, wysokości i podatności na rdzę brunatną była silnie uwarunkowana genetycznie, a zatem słabo ulegała ona wpływom środowiska. Tylko liczba opadania była uwarunkowana w podobnym stopniu przez genotypy i warunki środowiska.
3. Znacząca większość bezwzględnych wartości współczynników korelacji genotypowej była nie mniejsza niż odpowiadające im wartości bezwzględne współczynników korelacji fenotypowej, przy czym w 15% przypadków bezwzględne wartości współczynników korelacji genotypowej były większe o ponad 100%. Tak duże różnice pomiędzy wartościami współczynników korelacji wskazują na silny wpływ efektów środowiskowych na rozważane cechy. Największe różnice stwierdzono dla par cech: zawartość białka i liczba ziaren z kłosa, zawartość białka i masa ziaren z kłosa, liczba opadania i porastanie, liczba opadania i liczba sedymentacji.
4. Znacząca większość cech skorelowana fenotypowo była także istotnie skorelowana genotypowo. Jednakże stwierdzono około 25% więcej par cech istotnie skorelowanych na poziomie genotypowym niż fenotypowym.
5. Wyznaczone współczynniki korelacji genotypowej i fenotypowej pozwoliły na poznanie współzależności pomiędzy badanymi cechami w rozpatrywanej kolekcji roboczej. Stwierdzone istotne korelacje genotypowe pomiędzy niektórymi parami cech wskazują, że w kolekcji roboczej istnieją korzystne dla hodowli związki pomiędzy niektórymi cechami. Wyjątek stanowią nadal niekorzystne współzależności pomiędzy plonem a cechami technologicznymi.



## LITERATURA

- Becker W. A. 1984. Quantitative genetics. Washington State University Press, Seattle, Washington.
- Bichoński A. 1995. Ocena wybranych cech technologicznych z kolekcji pszenicy ozimej. Biul. IHAR 194: 131 — 138.
- Falconer D.S., Mackay T. F. C. 1996. Introduction to quantitative genetics. 4th. ed. Longman, Essex, England.
- Hebert D. 1994. Genetic, phenotypic, and environmental correlations in black medic, *Medicago lupulina* L., grown in three different environments. Theor. Appl. Genet. 88: 604 — 613.
- Holland J. B. 2006. Estimating genotypic correlations and their standard errors using multivariate restricted maximum likelihood estimation with SAS Proc MIXED. Crop Sci. 46: 642 — 654.
- Khattree R., Naik D.N. 2000. Multivariate data reduction and discrimination with SAS software. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Littell R. C., Milliken G.A., Stroup W. W., Wolfinger R. D. 1996. SAS system for mixed models. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Magorokosho C. 2006. Genetic diversity and performance of maize varieties from Zimbabwe, Zambia and Malawi. Rozprawa doktorska, Texas A&M University.
- Mazurkiewicz B., Struś M. 1997. Kolekcje robocze pszenicy ozimej jako czynnik postępu hodowlanego. Biul. IHAR 204: 81 — 87.
- Mądry W. 1993. Studia statystyczne nad wielowymiarową oceną zróżnicowania cech ilościowych w kolekcjach zasobów genowych zbóż. Monografie i rozprawy, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Moghaddam M., Ehdaie B., Waines J. G. 1997. Genetic variation and interrelationships of agronomic characters in landraces of bread wheat from southeastern Iran. Euphytica 95: 361 — 369.
- Muszyński S., Mądry W., Tomaszewski M., Sowa A., Zimny. J. 2000. Genetyka dla rolników. Fundacja „Rozwój SGGW”, Warszawa.
- Sardana S., Mahajan R. K., Gautam N. K., Ram B. 2007. Genetic variability in pea (*Pisum sativum* L.) germplasm for utilization. SABRAO Journal of Breeding and Genetics 39 (1): 31 — 41.
- SAS/STAT User's Guide, Version 8.2. 2002. SAS Institute, Cary, NC.
- Scheinberg E. 1966. The sampling variance of the correlation coefficients estimated in genetic experiments. Biometrics 22: 187 — 191.
- Searle S. R. 1961. Phenotypic, genotypic and environmental correlations. Biometrics 17: 474 — 480.
- Seber G. A. F. 1984. Multivariate observations. J. Wiley & Sons, New York.
- Śmiałowski T., Nita Z., Witkowski E. 2006. Ocena współzależności cech pszenicy ozimej na podstawie analizy ścieżek. Biul. IHAR 240/241: 43 — 50.
- Śmiałowski T., Stachowicz M. 2007. Ocena wartości technologicznej nowych rodów pszenicy badanych w doświadczeniach wstępnych w latach 2005–2006. Biul. IHAR 245: 57 — 66.
- Śmiałowski T. 2004. Ocena rodów pszenicy ozimej z polskiej hodowli w doświadczeniach przed rejestrowych w roku 2004. Biul. IHAR 235: 13 — 22.
- Węgrzyn S. 1989. Możliwości wykorzystania genetyki ilościowej w hodowli roślin. Biul. IHAR 171/172: 135 — 142.
- Węgrzyn S., Wojas T., Śmiałowski T. 2001. Evaluation of spring wheat (*Triticum aestivum* L.) genetic resources from the collection of the Plant Breeding and Acclimatization Institute in the years 1994–1999. Broad Variation and Precise Characterization — Limitation for the Future. EUCARPIA 2001. Poznań. 294 — 296.
- Wojas T., Gut M. 2001. Współzależność pomiędzy odpornością na porastanie a innymi cechami użytkowymi pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.). Biul. IHAR 223: 87 — 95.