

WIESŁAW MĄDRY ¹
DARIUSZ GOZDOWSKI ¹
JAN ROZBICKI ²
MIROŚLAW POJMAJ ³
STANISŁAW SAMBORSKI ²

¹ Katedra Biometrii, SGGW, Warszawa

² Katedra Agronomii, SGGW, Warszawa

³ Hodowla Roślin Danko Sp. z o.o., z/s w Choryni, Oddział Laski

Związki między plonem ziarna a jego składowymi w populacji rodów hodowlanych pszenżyta ozimego w trzech stacjach doświadczalnych

Relationships between grain yield and its components in winter triticale advanced lines across three locations

Badania oparto na wynikach doświadczeń przedrejestranych przeprowadzonych w sezonie 2004–2005 w trzech miejscowościach z 40 rodami hodowlanymi pszenżyta ozimego pochodzącymi z Hodowli Danko. Celem badań była ocena zmienności plonu ziarna i jego trzech podstawowych składowych w badanej populacji rodów hodowlanych oraz ocena zależności między składowymi plonu i plonem, jak również określenie znaczenia składowych plonu w uwarunkowaniu zmienności genotypowej plonu ziarna. Współczynniki zmienności genotypowej dla składowych plonu były wyższe, niż dla plonu ziarna w każdym środowisku, największe z nich stwierdzono dla liczby kłosów na m². Efekty bezpośrednie każdej składowej plonu na plon ziarna były dodatnie i porównywalne, zaś efekty pośrednie tych składowych były ujemne (świadczące o znacznej kompensacji składowych plonu). Wszystkie wymienione efekty były bardzo podobne w każdej miejscowości.

Słowa kluczowe: analiza ścieżek, interakcja genotypowo-środowiskowa, plon ziarna, pszenżyto ozime, rody hodowlane, składowe plonu, zmienność

The investigations were performed based on the data derived from the pre-registered trials including 40 advanced lines of winter triticale developed in Danko plant breeding company. The trials were conducted in the season 2004–2005 at three locations. Variance components of genotypic effects, G×E interaction, error effects on grain yield and its three basic components as well as coefficients of correlation between these traits were estimated. The coefficients of genotypic variability for yield components were higher than those for grain yield in each environment; the highest coefficients were found for a number of spikes per m². The direct effects of each yield component upon grain yield were positive and comparable, whereas, the indirect effects of the yield components were negative, thereby

implicating a substantial compensation within the components. All the considered effects were consistent across locations.

Key words: advanced lines, G×E interaction, grain yield, path analysis, variability, winter triticale, yield components

WSTĘP I PRZEGLĄD LITERATURY

Selekcja genotypów (rodów) zbóż o dużym stopniu szerokiej adaptacji, czyli o średnio wysokim i stabilnym plonowaniu w danym rejonie uprawy, jest prowadzona na podstawie obserwacji plonu ziarna na poletkach w serii doświadczeń przedrejestrów i rejestrów (Cooper i Dalecy, 1994; Annicchiarico, 2002; Mądry, 2004). We wczesnych etapach hodowli, kiedy jeszcze niemożliwa jest ocena plonu ziarna na jednostce powierzchni, stosuje się selekcję pojedynków lub linii wsobnych o wysokim plonie w warunkach stacji hodowlanej i pożądanym poziomach tych plonotwórczych cech roślin (morfologicznych, fizjologicznych i fenologicznych), które kształtują szeroką adaptację genotypów (Slafer i in., 1996; Annicchiarico i Pecetti, 1998; Board i in., 2003).

Aby cechy plonotwórcze były skutecznym kryterium pośredniej selekcji genotypów o szerokiej adaptacji, muszą spełniać kilka warunków. Powinny one (1) posiadać dużą zmienność genotypową i powtarzalność (odziedziczalność w szerokim sensie) w różnych środowiskach rejonu uprawy oraz średnio poprzez środowiska w rejonie, (2) podlegać możliwie małej zmienności błędu doświadczalnego i efektów interakcji genotypowo-środowiskowej w stosunku do zmienności efektów genotypowych, (3) być dość silnie związane genotypowo z plonem (znacząco warunkować plon) w różnych środowiskach rejonu uprawy i średnio poprzez te środowiska, (4) być stosunkowo łatwe i tanie do obserwowania (Adams, 1967; Rasmusson, 1987; Ceccarelli i in., 1991; Annicchiarico i Pecetti, 1998; Talbert i in., 2001; Adugna i Labuschagne, 2003; Board i in., 2003; Shenkut i Trick, 2003; Kenga i in., 2006; Moragues i in., 2006).

Przy relatywnie małej zmienności efektów interakcji genotypowo-środowiskowej dla cech plonotwórczych, związki pomiędzy plonem, a cechami plonotwórczymi są zwykle zgodne (podobne) w różnych środowiskach rejonu docelowego (El Madidi i in., 2005; Garcia del Moral i in., 2005; van Oosterom i in., 2006). Jeśli genotypowa zależność plonu od cech plonotwórczych jest podobna w różnych środowiskach oraz cechy te są wyżej odziedziczalne, niż plon, wówczas te same pośrednie kryteria selekcyjne pozwalają na wybór genotypów o relatywnie wysokim plonie w każdym środowisku selekcji.

Spośród cech plonotwórczych zbóż, decydujących o plonie ziarna i stanowiących dobre kryteria do pośredniej selekcji genotypów o szerokiej adaptacji, rozpatruje się często składowe plonu (Adams, 1967; Rasmusson, 1987; Gravois i McNew, 1993; Simane i in., 1993; Collaku, 1994; Yan i Wallace, 1995; Slafer i in., 1996; Annicchiarico i Pecetti, 1998; Gravois, 1998; Samonte i in., 1998, 2006; Khanna-Chopra i Viswanathan 1999; Ball i in., 2001; de la Vega i in., 2001; Motzo i in., 2001; Talbert i in., 2001; Yan i Hunt, 2001; Richards i in., 2002; Sinego, 2002; Adugna i Labuschagne, 2003; Board i in., 2003; Garcia del Moral i in., 2003; Mohammadi i in., 2003; Moragues i in., 2006; Villegas i in., 2007). Wielu badaczy bierze pod uwagę trzy składowe plonu, tj. liczbę kłosów na jednostce

powierzchni, średnią liczbę ziarniaków w kłosie oraz średnią masę ziarniaka lub masę tysiąca ziarniaków (Ud-Din i in., 1992; Simane i in., 1993; Mądry i in., 1995; Rozbicki, 1997; Samonte i in., 1998; Rozbicki i Mądry, 1999; Duggan i in., 2000; Sinego, 2002; Garcia del Moral i in., 2003, 2005; Kozak i Mądry, 2005; Leilah i Al-Khateeb, 2005; Kozak i in., 2007; Moragues i in., 2006; van Oosterom i in., 2006). Składowe plonu nie wpływają na plon w sposób niezależny. Często obserwowanym zjawiskiem jest ich kompensacja (Adams, 1967; Rasmusson, 1987; Yan i Wallace, 1995; Agrama, 1996; Slafer i in., 1996; Ball i in., 2001; Donaldson i in., 2001; Board i in., 2003; García del Moral i in., 2003, 2005; Mahmood i in., 2005; Moragues i in., 2006; Peltonen-Sainio i in., 2007; Reynolds i in., 2007). Kompensacja składowych plonu może być powodowana plejotropią i/lub sprzężeniami genów, a także może być wywołana sekwencyjnym kształtowaniem się składowych w trakcie ontogenezy i współzawodnictwa o zasoby pokarmowe roślin w danych warunkach środowiskowych (Simane i in., 1993; Yan i Wallace, 1995; Mahmood i in., 2005; Moragues i in., 2006; Peltonen-Sainio i in., 2007). Jej oznaką są ujemne korelacje między składowymi plonu. Znajomość kompensacji składowych plonu jest szczególnie ważna w operowaniu nimi jako kryteriami pośredniej selekcji wysokoplennych genotypów (Annicchiarico i Pecetti, 1993, 1995; Yan i Wallace, 1995; Slafer i in., 1996).

Podjęcie badawcze, w którym określa się złożone zależności, wyjaśniające genotypowe lub środowiskowe uwarunkowanie plonu przez jego składowe, za pomocą różnych metod statystycznych, nazywane jest analizą składowych plonu. Pozwala ona określić względne znaczenie ilościowe każdej składowej w kształtowaniu się plonu oraz zidentyfikować najważniejsze składowe plonu, jako kryteria efektywnej selekcji pośredniej na plon. Najczęściej stosowaną metodą w analizie składowych plonu jest analiza ścieżek (Dofing i Knight, 1992; Ud-Din i in., 1992; Gravois i McNew, 1993; Simane i in., 1993; Mądry i in., 1995; Agrama, 1996; Rozbicki, 1997; Gravois, 1998; Samonte i in., 1998, 2006; Rozbicki i Mądry, 1999; Ball i in., 2001; Sinebo, 2002; Board i in. 2003; García del Moral i in., 2003, 2005; Mohammadi i in., 2003; Rabiei i in., 2004; Leilah i Al-Khateeb, 2005; Kozak i Kang, 2006; Kozak i Mądry, 2005, 2006; Wu i in., 2006; Reynolds i in., 2007). Dostarcza ona informacji do opracowania wielocechowego ideotypu rośliny, warunkowanego genetycznie, który jest szeroko przystosowany w danym rejonie uprawy (Rasmusson, 1987; Gravois i McNew, 1993; Simane i in., 1993; Gravois, 1998; Samonte i in., 1998, 2006; Noffsinger i in., 2000; Adugna i Labuschagne, 2003; Villegas i in., 2007; Peltonen-Sainio i in., 2007). Współczynniki ścieżek mogą być także przydatne do tworzenia efektywnego indeksu selekcyjnego w hodowli genotypów o szerokiej adaptacji (Gravois i McNew, 1993; Gravois, 1998; Rabiei i in., 2004; van Oosterom i in., 2006).

Z badań nad zbożami wynika, że zmienność genotypowa plonu ziarna na jednostce powierzchni w obrębie określonych zasobów genowych (linii wsobnych, rodów hodowlanych, odmian uprawnych i lokalnych) jest zwykle uwarunkowana przede wszystkim zmiennością pierwszej i drugiej składowej plonu, mniejsze znaczenie ma trzecia składowa plonu (Dofing i Knight, 1992; Ud-Din i in., 1992; Yan i Wallace, 1995; Agrama, 1996; Samonte i in., 1998; Giunta i in., 1999; Sinebo, 2002; Garcia del Moral i in., 2003, 2005; Moragues i in., 2006; Peltonen-Sainio i in., 2007; Villegas i in., 2007).

Podobne uwarunkowanie plonu zbóż przez jego składowe stwierdzono w obrębie zmienności środowiskowej dla różnych odmian (Mądry i in., 1995; Rozbicki, 1997; Rozbicki i Mądry, 1999; Duggan i in., 2000; Donaldson i in., 2001; Budzyński i in., 2003; Kozak i in., 2007). Charakter genotypowych związków tych cech z plonem jest często różny, zależnie od zbiorowości badanych genotypów i warunków środowiskowych, zwłaszcza dostępności wody i azotu w glebie dla roślin (Ceccarelli i in., 1991; Ud-Din i in., 1992; Yan i Wallace, 1995; Ceccarelli, 1996; Annicchiarico i Pecetti, 1993, 1995; Giunta i in., 1999; Razi i Assad, 1999; Noffsinger i in., 2000; Talbert i in., 2001; Sinebo i in., 2002; Adugna i Labuschagne, 2003; Garcia del Moral i in., 2003; 2005; Al-Yassin i in., 2005; Moragues i in., 2006). Natężenie zmienności genotypowej dla składowych plonu zbóż i innych roślin oraz ich odziedziczalność są większe w sprzyjających środowiskach, niż w środowiskach ograniczających plonowanie, np. narażonych na niedobory wody dla roślin, czy o niekorzystnych warunkach glebowych (Ud-Din i in., 1992; Ceccarelli, 1996; Bänziger i in., 1997; Sinebo i in., 2002; Ober i in., 2004; Padi, 2004; Al-Yassin i in., 2005; Brancourt-Hulmel i in., 2005; El Madidi, 2005; Laperche i in., 2006). Dlatego więc, konieczne są systematyczne badania nad spełnieniem trzech wyżej wymienionych wymogów dla składowych plonu, jako efektywnych kryteriów pośredniej selekcji genotypów o szerokiej adaptacji w określonym programie hodowlanym (Ceccarelli i in., 1991; Annicchiarico i Pecetti, 1993, 1995; Yan i Wallace, 1995; Ceccarelli, 1996; Talbert i in., 2001; Garcia del Moral i in., 2003, 2005).

Celem pracy były:

- ocena genotypowej, środowiskowej i interakcyjnej zmienności oraz powtarzalności dla plonu ziarna i jego trzech składowych w populacji rodów hodowlanych pszenżyta ozimego w trzech miejscowościach w jednym roku,
- ocena korelacji fenotypowych między składowymi plonu, a plonem ziarna,
- określenie względnego znaczenia składowych plonu w uwarunkowaniu zmienności genotypowej plonu ziarna w trzech środowiskach.

MATERIAŁ I METODY

Material badawczy i doświadczenia polowe

Badano 40 rodów hodowlanych pszenżyta ozimego (17 krótkosłomych i 23 długosłome). Wszystkie rody pochodziły z Hodowli Danko (tab. 1). Założono, że badane rody stanowią próbę reprezentatywną z puli genotypów (populacji hodowlanej) pszenżyta ozimego w polskiej hodowli. Doświadczenia przedrejestrów z rodami przeprowadzono w sezonie 2004/5 w trzech miejscowościach (środowiskach): Laskach (Mazowsze, powiat grójecki), Dębinie (Żuławy, powiat malborski) i Sobiejuchach (Kujawy, powiat żniński). Warunki glebowo-pogodowe tych miejscowości były znacznie zróżnicowane (tab. 2, rys. 1). Najkorzystniejsze warunki glebowe były w Dębinie, nieco gorsze w Sobiejuchach, a najgorsze w Laskach. Rozkład opadów w okresie wegetacji 2004/5 był zróżnicowany. Suma opadów była najwyższa w Laskach, nieco niższa w Sobiejuchach, a najniższa w Dębinie. Średnie plony badanych rodów były wyraźnie największe w Dębinie (tab. 3).

Tabela 1

**Nazwy badanych rodów krótkosłomych (K) i długosłomych (D) pszenżyta ozimego
Names of semi-dwarf (K) and tall advanced lines (D) of winter triticale**

Rody Advanced lines	Forma Form	Nr No.	Rody Advanced lines	Forma Form	Nr No.
LAD267/01	K	1	LAD504/02	D	21
LAD389/01	K	2	LAD505/02	D	22
LAD597/01	K	3	LAD872/02	D	23
LAD662/01	K	4	LAD913/02	D	24
DAD282/00-179/01	K	5	DAD118/02	D	25
CHD224/00-25	K	6	DAD135/02	D	26
DED130/01	K	7	DAD161/02	D	27
DED396/01	K	8	DAD230/02	D	28
DED650/01	K	9	DAD323/02	D	29
DED1115/01	K	10	DAD262/02	D	30
DED4188/01	K	11	DAD310/02	D	31
DED5372/01	K	12	CHD7/02	D	32
DED5685/01	K	13	CHD15/02	D	33
DED6127/01	K	14	CHD16/02	D	34
DED6128/01	K	15	CHD38/02	D	35
DED6232/01	K	16	CHD83/02	D	36
DED2175/00	K	17	CHD88/02	D	37
LAD10/02	D	18	CHD112/02	D	38
LAD297/02	D	19	CHD157/02	D	39
LAD471/02	D	20	DAD151/02	D	40

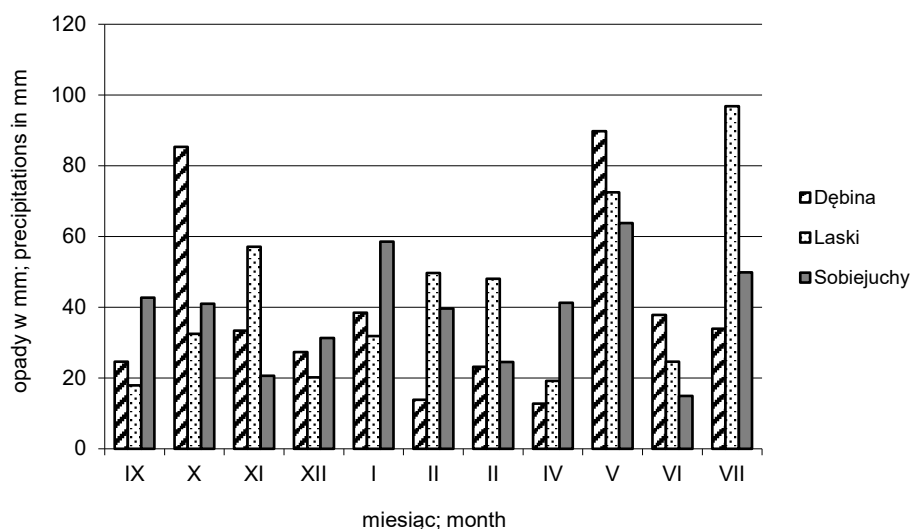
Tabela 2

**Właściwości gleb i przedplony na polach doświadczalnych w poszczególnych miejscowościach
Soil properties and forecrops in experimental fields at three test locations**

	Dębina (Żuławy region)	Laski (Mazowsze region)	Sobiejuchy (Kujawy region)
Klasa gleby Soil class	IIIa	IVa	IIIb
Kompleks glebowy Soil complex	pszenny dobry good wheat complex	żytni bardzo dobry very good rye complex	pszenny dobry wheat complex
pH	6,2	5,7	6,2
Przedplon Forecrop	rzepak ozimy winter rapeseed	groch pea	rzepak ozimy winter rapeseed

Miejscowości traktujemy jako próbę reprezentatywną z populacji środowisk, stanowiących rejon uprawy zbóż, określony jako obszar rolniczy Polski od Wisły na zachód.

W każdej miejscowości założono po dwa doświadczenia (obok siebie) w układzie bloków niekompletnych z trzema powtórzeniami. W pierwszym doświadczeniu badano rody krótkosłome, a drugim długosłome. Na wszystkich poletkach doświadczeń wyznaczono powierzchnie o wielkości m^2 , na których określono plon ziarna na m^2 i jego składowe, tj. liczbę kłosów na m^2 , średnią liczbę ziaren w kłosie i masę tysiąca ziaren (MTZ). Plon ziarna wyrażono w gm^{-2} przy wilgotności 15%. Liczbę kłosów na m^2 określano bezpośrednio po zbiorze, masę tysiąca ziaren (MTZ) oceniono wg Polskiej Normy PN-68/R-74017, natomiast średnią liczbę ziaren w kłosie obliczono pośrednio na podstawie obserwacji plonu ziarna i pozostałych dwóch składowych.



Rys. 1. Miesięczne sumy opadów (mm) w badanych miejscowościach w sezonie 2004–2005
 Fig. 1. Monthly precipitations (mm) in the three locations in the season 2004–2005

Analiza statystyczna danych

Analizy wariancji dla plonu ziarna na m² i jego składowych wykonano za pomocą programu Eksplan wersja 2 (Krajewski, i in., 2006). Obliczono średnie poprawione badanych cech dla rodów oraz średnie kwadraty odchyłeń dla błędu. Zakładając, że badane rody (genotypy) są próbą reprezentatywną z krajowej populacji hodowlanej pszenżyta ozimego, potraktowano je czynnikiem losowy, zaś ich efekty jako losowe o rozkładzie normalnym. Na podstawie średnich poprawionych każdej cechy dla rodów krótko- i długosłomych oraz średnich kwadratów odchyłeń dla błędu z wszystkich doświadczeń, oszacowano wariancje genotypowe, oddzielnie w każdej (*j*-tej) miejscowości (Annicchiarico i Pecetti, 1998). Oszacowano współczynniki zmienności genotypowej, *CVG* i fenotypowej, *CVP* (tab. 3). Obliczono współczynniki powtarzalności średnich cech z *n* powtórzeń dla rodów w *j*-tych miejscowościach, korzystając ze wzoru (Cooper i DeLacy, 1994; Annicchiarico i Pecetti, 1998; Annicchiarico i in., 2000; Sinebo i in., 2002; Padi, 2004):

$$h_{(j)}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{g(j)}^2}{\hat{\sigma}_{g(j)}^2 + \frac{\hat{\sigma}_{e(j)}^2}{n}}$$

gdzie: $\hat{\sigma}_{g(j)}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{I=40} (\bar{y}_{i(j)} - \bar{y}_{(j)})^2}{I-1} - \frac{\hat{\sigma}_{e(j)}^2}{n}$ jest oceną wariancji genotypowej cechy

w j -tej miejscowości, $\hat{\sigma}_{e(j)}^2$ jest oceną wariancji błędu (średnim kwadratem dla błędu, obliczonym jako wartość przeciętna z dwóch doświadczeń dla rodów krótko- i długosłomych) danej cechy w j -tej miejscowości, $\bar{y}_{i(j)}$ ($\bar{y}_{(j)}$) są średnimi poprawionymi dla danej cechy i -tych ($i=1, 2, \dots, I=40$) rodów (średnimi ogólnymi) w j -tej miejscowości, n jest liczbą powtórzeń.

Wykonano także dwustopniową, łączną analizę wariancji według modelu losowego (efekty genotypowe, środowiskowe i interakcyjne traktowano jako losowe) dla każdej cechy, wykorzystując średnie poprawione dla wszystkich rodów w doświadczeniach z badanych miejscowości i średnie kwadraty błędu. Za pomocą analizy wariancji oszacowano komponenty wariancyjne dla efektów losowych, genotypowych ($\hat{\sigma}_g^2$), interakcyjnych ($\hat{\sigma}_{ge}^2$) oraz błędu ($\hat{\sigma}_e^2$) — (Annicchiarico, 2002). Ocenę współczynników powtarzalności średnich cech z n powtórzeń oraz J miejscowości dla rodów obliczono na podstawie wzoru (Cooper i DeLacy, 1994; Cooper i in., 1997; Annicchiarico i Pecetti, 1998; Annicchiarico, 2002; Sinebo i in., 2002; Reynolds i in., 2007):

$$h^2 = \frac{\hat{\sigma}_g^2}{\hat{\sigma}_g^2 + \frac{\hat{\sigma}_{ge}^2}{J} + \frac{\hat{\sigma}_e^2}{nJ}}.$$

Uwzględnianie danych dla rodów krótko- i długosłomych z dwóch oddzielnych doświadczeń w jednej analizie wariancji, jest wzorowane na podejściu Oettlera i wsp. (2005), którzy opracowywali dane z obserwacji plonu ziarna i jego składowych oraz innych cech agronomicznych dla genotypów pszenżyta ozimego z oddzielnych doświadczeń (na tym samym polu) za pomocą jednej, łącznej, analizy porównawczej.

Wszystkie analizy wariancji i oceny komponentów wariancyjnych wykonano za pomocą procedur GLM oraz MIXED w pakiecie SAS (SAS/STAT SAS Institute. 2001) oraz arkusza kalkulacyjnego Excel.

Zastosowano analizę korelacji fenotypowej wszystkich cech na podstawie średnich poprawionych dla rodów, oddzielnie w miejscowościach oraz na podstawie średnich dla rodów, obliczonych z miejscowości (Wu i in., 2006). Wykonano także analizę ścieżek dla plonu i jego składowych na takich samych danych, jak przy analizie korelacji (Mądry i in., 1995). Posługiwano się procedurami CORR i REG w pakiecie SAS (SAS/STAT User's Guide, Version 8.2. 2002) oraz arkuszem kalkulacyjnym Excel.

Tabela 3

Oceny komponentów wariacyjnych, współczynników zmienności oraz powtarzalności dla badanych cech pszenżyta ozimego
Estimators of variance components, coefficients of variability and heritability for examined traits of winter triticale advanced lines

Parametry Parameters	Miejscowości Locality	Plon ziarna Grain yield (g/m ²)	Liczba kłosów na m ² No. of spikes per m ²	Średnia liczba ziaren w kłosie Average number of grains per spike	MTZ Weight of thousand grains (g)
Średnie — Means $\bar{y}_{(j)}$	Dębina	1225 a ⁺	683 b	38,7 a	46,8 a
	Laski	940 b	762 a	33,5 b	37,4 c
	Sobiejuchy	964 b	758 a	31,8 c	40,6 b
Ocena wariancji błędu Estimator of error variance $\hat{\sigma}_{e(j)}^2$	Dębina	8289	850	10,36	2,064
	Laski	9727	2701	12,95	3,304
Ocena wariancji genotypowej Estimator of genotypic ariance $\hat{\sigma}_{g(j)}^2$	Sobiejuchy	5316	1782	8,40	0,266
	Dębina	6799*	5376*	9,91*	10,77*
	Laski	3529*	5100*	9,78*	4,85*
Współczynnik powtarzalności Coefficient of heritability $h_{(j)}^2$	Sobiejuchy	6920*	7643*	17,63*	17,45*
	Dębina	71,1%	95,0%	74,1%	94,0%
	Laski	52,1%	85,0%	69,4%	81,5%
Współczynnik zmienności fenotypowej Coefficient of phenotypic variability $CVP_{(j)}$	Sobiejuchy	79,6%	92,8%	86,3%	99,5%
	Dębina	8,0%	11,0%	*9,4%	7,2%
	Laski	8,8%	10,2%	11,2%	6,5%
Współczynnik zmienności genotypowej Coefficient of genotypic variability $CVG_{(j)}$	Sobiejuchy	9,7%	12,0%	14,2%	10,3%
	Dębina	6,7%	10,7%	8,1%	7,0%
	Laski	6,3%	9,4%	9,3%	5,9%
Sobiejuchy	8,6%	11,5%	13,2%	10,3%	

$$CVP = \frac{\hat{\sigma}_{P(j)}^2}{\bar{y}_{(j)}} \times 100\%$$

$$CVG = \frac{\hat{\sigma}_{g(j)}^2}{\bar{y}_{(j)}} \times 100\%$$

$$\hat{\sigma}_{P(j)}^2 = \hat{\sigma}_{g(j)}^2 + \frac{\hat{\sigma}_{e(j)}^2}{n}$$

+ - Te same litery przy średnich dla miejscowości oznaczają ich przynależności do grup jednorodnych, stwierdzoną za pomocą metody Newman-Keulsa przy poziomie $\alpha = 0,05$

+ - The same letters by the means for locations denote their including to homogenous groups which was determined by Newman-Keuls procedure at $\alpha = 0.05$.

* Istotna zmienność efektów genotypowych (wariancja genotypowa) przy poziomie $\alpha = 0,05$

*Significant variability of genotypic effects (genotypic variance) at $\alpha = 0.05$

WYNIKI I DYSKUSJA

Zmienność i powtarzalność w pojedynczych środowiskach oraz w serii środowisk. Stwierdzono istotną wariancję genotypową dla plonu ziarna i jego składowych w każdym środowisku (tab. 3). Oceny wariancji genotypowej oraz współczynniki zmienności genotypowej, CVG i fenotypowej, CVP dla badanych cech były zależne od środowiska,

największe zaś były one w Sobiejuchach. W tym samym środowisku stwierdzono też największe wartości współczynników powtarzalności dla każdej cechy. Współczynniki zmienności genotypowej dla składowych plonu były wyższe, niż dla plonu ziarna w każdym środowisku, największe z nich stwierdzono dla liczby kłosów na m². Współczynniki powtarzalności były na ogół duże dla wszystkich cech w każdym środowisku, jednak dużo większe dla składowych plonu, niż dla plonu ziarna.

Uzyskane wyniki nie wskazują na dodatnią zależność liniową wariancji genotypowej i współczynników powtarzalności dla plonu od urodzajności środowiska, mierzonej za pomocą średniego plonu w środowisku, którą stwierdzono u innych roślin uprawnych (Ceccarelli i in., 1991; Ud-Din i in., 1992; Ceccarelli, 1996; Sinebo i in., 2002; Ober i in., 2004; Padi, 2004; El Madidi, 2005), zaś nie stwierdzono dla jęczmienia (Al-Yassin i in., 2005). Jednakże, zróżnicowanie warunków środowiskowych (glebowo-pogodowych) w badanych miejscowościach było stosunkowo małe, w przeciwieństwie do bardzo zróżnicowanych warunków badań wymienionych autorów.

Na podstawie wykonanej łącznej analizy wariancji (tab. 4) stwierdzono istotny przeciętny wpływ genotypów i środowisk na plon i wszystkie jego składowe. Cechy te podlegały także istotnym efektom interakcji GE. Oceny komponentów wariancyjnych obrazują relatywnie większą przewagę wariancji genotypowej nad wariacją efektów interakcyjnych dla dwóch składowych plonu (liczby kłosów na m² i MTZ), niż dla plonu ziarna (tab. 5).

Tabela 4

Średnie kwadraty odchyłeń w łącznej analizie wariancji dla badanych cech rodów pszenżyta ozimego w serii doświadczeń

Mean squares in combined analysis of variance for the examined traits of the winter triticale advanced lines in a series of variety trials

Źródła zmienności Sources of variability	Stopnie. Swobody Degree of freedom	Plon ziarna Grain yield (g/m ²)	Liczba kłosów na m ² No. of spikes per m ²	Średnia liczba ziaren w kłosie Average number of grains per spike	MTZ Weight of thousand grains (g)
Rody (G) Lines	39	13561**	15547**	25,46**	24,02**
Miejscowości (E) Localities	2	999336**	78422**	529,6**	910,50**
Interakcja G×E G×E interaction	78	5732**	2174**	11,22**	5,46**
Błąd doświadczalny Error	186	2592	592,5	3,52	0,63

** Istotne przy poziomie $\alpha = 0,01$; Significant at $\alpha = 0.01$

Także, oceny współczynników powtarzalności średnich fenotypowych liczby kłosów na m² i MTZ dla 3 powtórzeń i 3 miejscowości dla rodów były wyraźnie wyższe, niż dla plonu ziarna. Wymienione dwie charakterystyki ($\hat{\sigma}_g^2 / \hat{\sigma}_{ge}^2$ oraz h^2) dla średniej liczby ziaren w kłosie były na podobnym poziomie, jak te dla plonu ziarna. Te wyniki wskazują, że plon ziarna i jego składowych w populacji hodowlanej pszenżyta ozimego w badanym rejonie uprawy (w jednym sezonie wegetacyjnym) były uwarunkowane genetycznie i przez

zmienne warunki środowiskowe oraz interakcję GE. Różne relatywne znaczenie efektów interakcji GE dla badanych czterech cech wskazuje, że zróżnicowanie (porządek) wartości genotypowych rodów pszenżyta ozimego dla liczby kłosów na m² i MTZ jest bardziej podobne w różnych środowiskach, niż dla plonu ziarna i średniej liczby ziaren w kłosie.

Tabela 5

Oceny komponentów wariacyjnych dla efektów genotypowych, interakcji GE i błędu doświadczalnego oraz współczynników powtarzalności cech pszenżyta ozimego
Estimators of variance components for genotypic effects, GE interactions, experimental error and coefficients of repeatability of winter triticale traits

	Plon ziarna Grain yield (g/m ²)	Liczba kłosów na m ² No. of spikes per m ²	Średnia liczba ziaren w kłosie Average number of grains per spike	MTZ Weight of thousand grains (g)
$\hat{\sigma}_g^2$	2610	4458	4,75	6,19
$\hat{\sigma}_{ge}^2$	3140	1582	7,69	4,84
$\hat{\sigma}_e^2$	7777	1778	10,57	1,88
$\hat{\sigma}_g^2 / \hat{\sigma}_{ge}^2$	0,82	2,82	0,62	1,28
h^2	0,58	0,86	0,56	0,77

h^2 — Współczynnik powtarzalności; Coefficient of repeatability

$\hat{\sigma}_g^2$ — Wariancja genotypowa; Genotypic variance

$\hat{\sigma}_{ge}^2$ — Wariancja interakcji GE; GE interaction variance

$\hat{\sigma}_e^2$ — Wariancja błędu doświadczalnego; Error variance

Podane wyniki wskazują, że w rozpatrywanym programie hodowli pszenżyta ozimego został spełniony ważny warunek przydatności składowych plonu (ich duża zmienność genotypowa i odziedziczalność w różnych środowiskach oraz relatywnie małe znaczenie ich uwarunkowania, zwłaszcza dwóch składowych, przez efekty interakcji GE) do pośredniej selekcji wysokoplonujących i stabilnych genotypów, dokonywanej w jednym środowisku.

Korelacje fenotypowe

Współczynniki korelacji fenotypowej w każdej miejscowości obliczono jako współczynniki korelacji prostej dla średnich rodów z 3 powtórzeń. Z racji na dużą powtarzalność badanych cech w środowiskach (tab. 3), wartości współczynników korelacji fenotypowej w każdej miejscowości (tab. 6) są bliskie wartościom współczynników korelacji genotypowej (El Madidi i in., 2005; Kenga i in., 2006). Niektóre współczynniki korelacji fenotypowej (tab. 6) między poszczególnymi składowymi oraz nimi a plonem były podobne, inne zaś nie podobne w środowiskach, co nie pozostaje w związku ze stopniem przewagi wariacji efektów interakcji GE nad wariacją genotypową dla korelowanych cech (tab. 5). Zaledwie umiarkowana zgodność współczynników korelacji w różnych środowiskach jest rezultatem stwierdzonej interakcji GE dla wszystkich badanych cech.

Uzyskane wyniki badań potwierdzają rozbieżne w różnych środowiskach, korelacje między cechami plonotwórczymi u wielu gatunków roślin uprawnych (Ceccarelli i in., 1991; Ud-Din i in., 1992; Yan i Wallace, 1995; Ceccarelli, 1996; Annicchiarico i Pecetti, 1993, 1995; Razi i Assad, 1999; Talbert i in., 2001; Sinebo i in., 2002; Adugna i Labuschagne, 2003; Garcia del Moral i in., 2003, 2005; Shenkut i Trick, 2003; Moragues i in., 2006).

Tabela 6

Macierze współczynników korelacji fenotypowej plonu ziarna i jego składowych pszenżyta ozimego w trzech miejscowościach i dla średnich z miejscowości
Matrices of phenotypic correlation coefficients of grain yield and its components in winter triticale advanced lines at three localities and for means across the locations

	Plon ziarna Grain yield (t/ha) Y	Liczba kłosów na m ² No. of spikes per m ² X ₁	Średnia liczba ziaren w kłosie Average number of grains per spike X ₂	MTZ Weight of thousand grains (g) X ₃
Dębina				
X ₁	0,43**	1,00		
X ₂	0,22	-0,53**	1,00	
X ₃	0,23	-0,31*	-0,22	1,00
Laski				
X ₁	0,08	1,00		
X ₂	0,59**	-0,57**	1,00	
X ₃	0,23	-0,43*	-0,04	1,00
Sobiejuchy				
X ₁	0,36*	1,00		
X ₂	0,27	-0,50**	1,00	
X ₃	0,15	-0,16	-0,49*	1,00
Dla średnich rodów z 3 miejscowości — For means across 3 locations				
X ₁	0,41**	1,00		
X ₂	0,18	-0,53**	1,00	
X ₃	0,16	-0,36*	-0,28	1,00

*(**) Korelacja istotna przy poziomie $\alpha = 0,05$ ($\alpha = 0,01$); Correlation significant at $\alpha = 0.05$ ($\alpha = 0.01$)

Korelacje fenotypowe każdej składowej plonu z plonem były zróżnicowane w miejscowościach i co najwyżej umiarkowane lub nieistotne. Stwierdzono korelację dodatnią plonu tylko z jedną składową, przeważnie inną w miejscowościach. Oznacza to, że żadna składowa plonu nie była sama jedna odpowiedzialna za wysoki plon ziarna rodów w różnych środowiskach i średnio w środowiskach, czyli rejonie uprawy (Yan i Wallace, 1995; Moragues i in., 2006). Niektóre składowe plonu były skorelowane ujemnie, nie we wszystkich środowiskach korelacja ta była istotna. Jedynie ujemne, istotne, choć umiarkowane wysokie korelacje między liczbą kłosów na m², a średnią liczbą ziaren w kłosie były zgodne we wszystkich miejscowościach i dla średnich rodów z miejscowości. Świadczy to wyraźnie o zjawisku kompensacji między tymi dwiema składowymi, które kształtują się bezpośrednio po sobie w ontogenezie (Yan i Wallace, 1995). Kompensacja (ujemna korelacja) pierwszej i trzeciej składowej plonu była znacznie mniej nasiloną i niezgodną w miejscowościach. Natomiast ujemna korelacja między drugą

i trzecią składową plonu była przeważnie nieistotna w miejscowościach i dla średnich rodów z miejscowości.

Uzyskane wyniki analizy korelacji są zgodne z poglądami Yana i Wallace'a (1995), którzy uważają, że największą szansę uzyskania wysokiego plonu w różnych warunkach środowiskowych mają genotypy zbóż o umiarkowanie wysokich wartościach wszystkich składowych plonu (o zrównoważonym układzie kombinacji poziomów składowych plonu), nie zaś takie, które wytwarzają ekstremalnie wysokie wartości jednej składowej, co w wyniku kompensacji współlistnieje z bardzo niskimi wartościami pozostałych składowych i obniżeniem plonu z jednostki powierzchni.

Analiza ścieżek

Podobnie jak w analizie korelacji genotypowej, również wartości parametrów analizy ścieżek, charakteryzujące zależność fenotypowych średnich plonu dla rodów w poszczególnych miejscowościach od takich samych średnich dla jego składowych, są w dużej mierze podobne do odpowiadających im parametrów dla zależności genotypowych (wartości genotypowych cech w populacji hodowlanej). Ta okoliczność jest bardzo cenna dla hodowców, ponieważ zależności cech, stwierdzone na wartościach obserwowalnych dla genotypów (średnich fenotypowych), są także zależnościami genotypowymi. Źródłem takich założeń jest duża powtarzalność badanych cech w środowiskach (tab. 3).

Efekty bezpośrednie każdej składowej plonu na plon ziarna były dodatnie i bardzo podobne w każdej miejscowości oraz dla średnich rodów z miejscowości (tab. 7). Największe wartości tych efektów stwierdzono dla liczby kłosów na m², niewiele mniejsze były one dla średniej liczby ziaren w kłosie, zaś tylko nieco mniejsze dla MTZ. Wartości efektów pośrednich na plon dla liczby kłosów na m² przez średnią liczbę ziaren w kłosie są w zakresie od -0,71 do -0,58, podobne są wartości efektów pośrednich dla średniej liczby ziaren w kłosie przez liczbę kłosów na m² (od -0,68 do -0,61). Wartości efektów pośrednich dla MTZ są również ujemne, ale wskazują na słabszy wpływ pośredni tej składowej (mniejsze wartości bezwzględne). Powyższe wyniki wskazują na podobnie duże znaczenie wszystkich składowych plonu, a zwłaszcza liczby kłosów na m² i średniej liczby ziaren w kłosie, w kształtowaniu zmienności genotypowej plonu ziarna w populacji hodowlanej pszenżyta ozimego w warunkach przyrodniczych Polski. Są one w dużym stopniu zgodne z tymi, które uzyskali inni autorzy w badaniach genetyczno-hodowlanych zbóż w różnych warunkach.

Peltonen-Sainio i wsp. (2007) stwierdzili, że w warunkach chłodnego klimatu Finlandii, liczba ziarniaków na jednostce powierzchni jest ważniejszą składową plonu ziarna żyta i pszenicy ozimej, niż średnia masa ziarniaka. Pierwsza z tych składowych plonu głównie decyduje o wysokim plonowaniu odmian obu zbóż w bardziej żyznych środowiskach.

García del Moral i wsp. 2005 stwierdzili, że genotypowa zmienność plonu ziarna pszenicy twardej, w warunkach niedoboru wody w czasie wegetacji, była uwarunkowana głównie przez dwie pierwsze składowe plonu, które wykazywały kompensację (znacząca negatywna korelacja między tymi składowymi). Natomiast w warunkach nawadnianych genotypowa zmienność plonu ziarna była uwarunkowana w podobnym stopniu przez wszystkie trzy składowe plonu, które nie wykazywały prawie wcale kompensacji.

Efekty bezpośrednie i pośrednie składowych plonu na plon ziarna pszenżyta ozimego, otrzymane w analizie ścieżek w trzech miejscowościach
Direct and indirect effects of yield components on grain yield in winter triticale advanced lines; estimated in path analysis for three locations

Zmienna przyczynowa Causal variable	Efekt bezpośredni Direct effect	Efekt pośredni Indirect effect	Współczynnik korelacji Correlation coefficient
Dębina ($R^2 = 98,9\%$)			
Liczba kłosów na m ² — No. of spikes per m ² (X ₁)	1,28	-0,85	0,43
wpływ pośredni poprzez X ₂ indirect effect via X ₂		-0,58	
wpływ pośredni poprzez X ₃ indirect effect via X ₃		-0,27	
Średnia liczba ziaren w kłosie Average number of grains per spike (X ₂)	1,10	-0,87	0,23
wpływ pośredni poprzez X ₁ indirect effect via X ₁		-0,68	
wpływ pośredni poprzez X ₃ indirect effect via X ₃		-0,19	
Masa 1000 ziaren — Weight of thousand grains (X ₃)	0,87	-0,64	0,23
wpływ pośredni poprzez X ₁ indirect effect via X ₁		-0,40	
wpływ pośredni poprzez X ₂ indirect effect via X ₂		-0,24	
Laski ($R^2 = 98,5\%$)			
Liczba kłosów na m ² — No. of spikes per m ² (X ₁)	1,11	-1,03	0,08
wpływ pośredni poprzez X ₂ indirect effect via X ₂		-0,71	
wpływ pośredni poprzez X ₃ indirect effect via X ₃		-0,32	
Średnia liczba ziaren w kłosie Average number of grains per spike (X ₂)	1,24	-0,66	0,58
wpływ pośredni poprzez X ₁ indirect effect via X ₁		-0,63	
wpływ pośredni poprzez X ₃ indirect effect via X ₃		-0,03	
Masa 1000 ziaren — Weight of thousand grains (X ₃)	0,75	-0,53	0,22
wpływ pośredni poprzez X ₁ indirect effect via X ₁		-0,48	
wpływ pośredni poprzez X ₂ indirect effect via X ₂		-0,05	
Sobiejuchy ($R^2 = 97,2\%$)			
Liczba kłosów na m ² — No. of spikes per m ² (X ₁)	1,22	-0,86	0,36
wpływ pośredni poprzez X ₂ indirect effect via X ₂		-0,70	
wpływ pośredni poprzez X ₃ indirect effect via X ₃		-0,17	
Średnia liczba ziaren w kłosie Average number of grains per spike (X ₂)	1,39	-1,12	0,27
wpływ pośredni poprzez X ₁ indirect effect via X ₁		-0,61	
wpływ pośredni poprzez X ₃ indirect effect via X ₃		-0,51	
Masa 1000 ziaren — Weight of thousand grains (X ₃)	1,04	-0,88	0,42
wpływ pośredni poprzez X ₁ indirect effect via X ₁		-0,20	
wpływ pośredni poprzez X ₂ indirect effect via X ₂		-0,68	
Dla średnich rodów z 3 miejscowości — For means for 3 locations ($R^2 = 97,9\%$)			
Liczba kłosów na m ² — No. of spikes per m ² (X ₁)	1,44	-1,02	0,42
wpływ pośredni poprzez X ₂ indirect effect via X ₂		-0,66	
wpływ pośredni poprzez X ₃ indirect effect via X ₃		-0,37	
Średnia liczba ziaren w kłosie Average number of grains per spike (X ₂)	1,24	-1,05	0,19
wpływ pośredni poprzez X ₁ indirect effect via X ₁		-0,76	
wpływ pośredni poprzez X ₃ indirect effect via X ₃		-0,29	
Masa 1000 ziaren — weight of thousand grains (X ₃)	1,02	-0,87	0,15
wpływ pośredni poprzez X ₁ indirect effect via X ₁		-0,52	
wpływ pośredni poprzez X ₂ indirect effect via X ₂		-0,35	

Analiza ścieżek generalnie nie potwierdziła wyników uzyskanych w analizie korelacji cech. Uwidoczniła ona dość podobne znaczenie ilościowe każdej składowej (najmniejszy wpływ bezpośredni na plon miała MTZ) w kształtowaniu plonu ziarna w populacji hodowlanej pszenżyta ozimego. Efekty bezpośrednie składowych były dobrze powtarzalne (zgodne) w różnych warunkach środowiskowych miejscowości, stwierdzono też nieco mniejszą zgodność efektów pośrednich w środowiskach. W ten sposób, analiza ścieżek dostarczyła ważnych informacji dla hodowców, stanowiących podstawę do doskonalenia kryteriów pośredniej selekcji we wcześniejszych etapach hodowli, która pozwoli trafniej znaleźć takie genotypy pszenżyta ozimego, które relatywnie (w stosunku do innych) wysoko plonują średnio w rejonie, zaś ich plonowanie jest w dużym stopniu stabilne. Na podstawie wyników analizy ścieżek można uznać, że genotypy o takich własnościach produktywności powinny odznaczać się relatywnie wysokimi (nie ekstremalnymi) poziomami, co najmniej dwóch dowolnych (spośród trzech) składowych plonu, z wykluczeniem bardzo niskiej wartości trzeciej składowej. Podobne poglądy w tej kwestii prezentują Rasmusson (1987), Yan i Wallace (1995), Gravois (1998) oraz Motzo i wsp. (2001).

WNIOSKI

1. Składowe plonu podlegały znacznej zmienności genotypowej w badanej populacji rodów hodowlanych, zaś ich powtarzalność była większa, niż dla plonu ziarna i zgodna w różnych środowiskach.
2. Składowe plonu w mniejszym stopniu, niż plon ziarna, były uwarunkowane przez efekty interakcji genotypowo-środowiskowej oraz dodatnio i ilościowo podobnie, w różnych środowiskach, wpływały bezpośrednio i pośrednio na plon ziarna.
3. Ideotyp wysokoplonej i stabilnej odmiany pszenżyta ozimego w warunkach Polski powinien odznaczać się umiarkowanie dużymi wartościami co najmniej dwóch dowolnych (spośród trzech) składowych plonu, z wykluczeniem bardzo niskiej wartości trzeciej składowej.
4. W późniejszych etapach hodowli pszenżyta ozimego należałoby uwzględnić jednocześnie trzy składowe plonu jako kryterium selekcji genotypów produktywnych.
5. W pokoleniach segregujących, kiedy jeszcze niemożliwa jest ocena plonu ziarna na jednostce powierzchni; efektywnym kryterium pośredniej selekcji genotypów mogą być średnia liczba ziarniaków w kłosie i MTZ.
6. Dla zwiększenia wiarygodności wniosków przedstawiane badania powinny być wykonane w większej liczbie reprezentatywnych miejscowości i kilku latach.

LITERATURA

- Adams M. W. 1967. Basis of yield component compensation in crop plants with special reference to field bean. *Crop Sci.* 7: 505 — 510.
- Aduana W., Labuschagne M. T. 2003. Association of linseed characters and its variability in different environments. *Journal of Agricultural Science Cambridge* 140: 285 — 296.

- Agrama H.A.S. 1996. Sequential path analysis of grain yield and its components in maize. *Plant Breeding* 115: 343 — 346.
- Al-Yassin A., Grando S., Kafawin O., Tell A., Ceccarelli S. 2005. Heritability estimates in contrasting environments as influenced by the adaptation level of barley germ plasm. *Annals of Applied Biology* 147: 235 — 244.
- Annicchiarico P. 2002. Genotype-environment interactions: challenges and opportunity for plant breeding and cultivar recommendations. FAO Plant Production and Protection Paper No. 174. Food and Agriculture Organization, Rome.
- Annicchiarico P., Pecetti L. 1998. Yield vs. morphophysiological trait-based criteria for selection of durum wheat in a semi-arid Mediterranean region (northern Syria). *Field Crops Research* 59: 163 — 173.
- Annicchiarico P., Pecetti L. 1993. Contribution of some agronomic traits to durum wheat performance in a dry Mediterranean region of Northern Syria. *Agronomie* 13: 25 — 34.
- Annicchiarico P., Pecetti L., Boggini G., Doust M.A. 2000. Repeatability of large-scale germplasm evaluation results in durum wheat. *Crop Sci.* 40: 1810 — 1814.
- Annicchiarico P., Pecetti P. 1995. Morpho-physiological traits to complement grain yield selection under semi-arid Mediterranean conditions in each of the durum wheat types Mediterranean typicum and syriacum. *Euphytica* 86: 191 — 198.
- Ball R. A., McNew R. W., Vories E. D., Keisling T. C., Purcell L. C. 2001. Path analyses of population density effects on short-season soybean yield. *Agron. J.* 93: 187 — 195.
- Bänziger M., Bertran F. J., Lafitte H. R. 1997. Efficiency of high nitrogen selection environments for improving maize for low-nitrogen target environments. *Crop Sci.* 37: 1103 — 1109.
- Board J. E., Kang M. S., Bodrero M. L. 2003. Yield components as indirect selection criteria for late-planted soybean cultivars. *Agron. J.* 95:420 — 429.
- Brancourt-Hulmel M., Heumez E., Pluchard P., Beghin D., Depatureaux C., Giraud A., Le Gouis J. 2005. Indirect versus direct selection of winter wheat for low input or high input levels. *Crop Sci.* 45: 1427 — 1431.
- Budzyński W., Jankowski K., Szempliński W. 2003. Cultivar-related and agronomic conditions of rye yielding on good rye soil suitability complex part I. Yield and its relationship with the yield components. Vol. 6, issue 1, *Electronic Journal of Polish Agricultural Universities, ser. Agronomy*.
- Ceccarelli S. 1996. Adaptation to low/high input cultivation. *Euphytica* 92: 203 — 214.
- Ceccarelli S., Acevedo E., Grando S. 1991. Breeding for yield stability in unpredictable environments: single traits, interaction between traits, and architecture of genotypes. *Euphytica* 56: 169 — 185.
- Collaku A. 1994. Selection for yield and its components in a winter wheat population under different environmental conditions in Albania. *Plant Breeding* 112: 40 — 46.
- Cooper M., DeLacy L. H. 1994. Relationships among analytical methods used to study genotypic variation genotype by environment interaction in plant breeding multi-environment experiments. *Theoretical and Applied Genetics* 88:561 — 572.
- Cooper M., Stucker R. E., DeLacy I. H., Harch B. D. 1997. Wheat breeding nurseries, target environments, and indirect selection for grain yield. *Crop Sci.* 37:1168 — 1176.
- de la Vega A. J., Chapman S. C., Hall A. J. 2001. Genotype by environment interaction and indirect selection for yield in sunflower. I. Two-mode pattern analysis of oil and biomass yield across environments in Argentina. *Field Crops Res.* 72:17 — 38.
- Dofing M., Knight W. 1992. Alternative model for path analysis of small-grain yield. *Crop Sci.* 32 487 — 489.
- Donaldson E., Schillinger W. F., Dofing S. M. 2001. Straw production and grain yield relationships in winter wheat. *Crop Sci.* 41: 100 — 106.
- Duggan B. L., Domitruk D. R., Fowler D. B. 2000. Yield component variation in winter wheat grown under drought stress. *Can. J. Plant Sci.* 80: 739 — 745.
- El Madidi S., Diani Z., Aameur F.B. 2005. Variation of agro-morphological characters in Moroccan barley landraces under near optimal and drought conditions. *Genetic Resources and Crop Evolution* 52:831 — 838.

- García del Moral L. F., Rharrabti Y., Elhani S., Martos V., Royo C. 2005. Yield formation in Mediterranean durum wheats under two contrasting water regimes based on path-coefficient analysis. *Euphytica* 146: 203 — 212.
- García del Moral L.F., Rharrabti Y., Villegas D., Royo C. 2003. Evaluation of grain yield and its components in durum wheat under Mediterranean conditions: an ontogenic approach. *Agron. J.* 95: 266 — 274.
- Giunta F., Motzo R., Deidda M. 1999. Grain yield analysis of a triticale (*X_Triticosecale* Wittmack) collection grown in a Mediterranean environment. *Field Crops Research* 63: 199 — 210.
- Gravois K. A. 1998. Optimizing selection for rough rice yield, head rice, and total milled rice. *Euphytica* 101: 151 — 156.
- Gravois K. A., McNew R. W. 1993. Genetic relationships among and selection for rice yield and yield components. *Crop Sci.* 33: 249 — 252.
- Hamblin J., Fisher H.M., Ridings H.I. 1980. The choice of locality for plant breeding when selecting for high yield and general adaptation. *Euphytica* 29: 161 — 168.
- Kenga R., Tenkouano A., Gupta S. C., Alabi S. O. 2006. Genetic and phenotypic association between yield components in hybrid sorghum (*Sorghum bicolor* (L.) Moench) populations. *Euphytica* 150: 319 — 326.
- Khanna-Chopra R., Viswanathan C. 1999. Evaluation of heat stress tolerance in irrigated environment of *T. aestivum* and related species. I. Stability in yield and yield components. *Euphytica* 106: 169 — 180.
- Kozak M., Kang M. S. 2006. Note on modern path analysis in application to crop science. *Commun. Biom. Crop Sci.* 1: 32 — 34.
- Kozak M., Mądry W. 2005. Metody statystyczne analizy składowych plonu. *Postępy Nauk Rolniczych* 1/313: 33 — 45.
- Kozak M., Mądry W. 2006 Note on yield component analysis. *Cereal Research Communications* 34: 933 — 940.
- Kozak M., Samborski S., Rozbicki J., Mądry W. 2007. Winter triticale grain yield, a comparative study of 15 genotypes. *Acta Agriculturae Scandinavica Section B- Soil and Plant Science* 57: 263 — 270.
- Krajewski P., Kaczmarek Z., Czajka S. 2006. EKSPLAN wersja 2. Planowanie i analiza statystyczna doświadczeń hodowlanych. Instytut Genetyki Roślin PAN, Poznań.
- Laperche A., Brancourt-Hulmel M., Heumez E., Gardet O., Le Gouis J, 2006. Estimation of genetic parameters of a DH wheat population grown at different N stress levels characterized by probe genotypes. *Theor. Appl. Genet.* 112: 797 — 807.
- Leilah A. A., Al-Khateeb S. A. 2005. Statistical analysis of wheat yield under drought conditions. *J. Arid Environ.* 61: 483 — 496.
- Mahmood T., Rahman M. H., Stringam G. R., Yeh F., Good A. 2005. Molecular markers for yield components in *Brassica juncea* — do these assist in breeding for high seed yield? *Euphytica* 144: 157 — 167.
- Mądry W. 2004. Modele i metody statystyczne analizy interakcji genotypowo-środowiskowej, stabilności i adaptacji genotypów. *Post. Nauk Roln.* 2/308: 29 — 43.
- Mądry W., Pietrzykowski R., Rozbicki J. 1995. Analiza współczynników ścieżek dla cech rozwijających się w trakcie ontogenezy oraz plonu ziarna pszenżyta ozimego. *Roczn. Nauk Roln. Seria A*, 111: 9 — 21.
- Mohammadi S. A., Prasanna B. M., Singh N. N. 2003. Sequential path model for determining interrelationships among grain yield and related characters in maize. *Crop Sci.* 43: 1690 — 1697.
- Moragues M., García del Moral L. F., Moralejo M., Royo C. 2006. Yield formation strategies of durum wheat landraces with distinct pattern of dispersal within the Mediterranean basin. I. Yield components. *Field Crops Res.* 95:194 — 205.
- Motzo R., Giunta F., Deidda M. 2001. Factors affecting the genotype × environment interaction in spring triticale grown in a Mediterranean environment. *Euphytica* 121:317 — 324.
- Noffsinger S.L., Huyghe C., van Santen E. 2000. Analysis of grain-yield components and inflorescence levels in winter-type white lupin. *Agron. J.* 92:1195 — 1202.
- Ober E. S., Clark C. J. A., Le Bloa M., Royal A., Jaggard K. W., Pidgeon J. D. 2004. Assessing the genetic resources to improve drought tolerance in sugar beet: agronomic traits of diverse genotypes under droughted and irrigated conditions. *Field Crops Research* 90:213–234.

- Oettler G., Tams S. H., Utz H. F., Bauer E., Melchinger A. E. 2005. Prospects for hybrid breeding in winter triticale: I. Heterosis and combining ability for agronomic traits in European elite germplasm. *Crop Sci.* 45:1476 — 1482.
- Padi F. K. 2004. Relationship between stress tolerance and grain yield stability in cowpea. *Journal of Agricultural Science Cambridge* 142: 431 — 443.
- Peltonen-Sainio P., Kangas A., Salo Y., Jauhiainen L. 2007. Grain number dominates grain weight in temperate cereal yield determination: Evidence based on 30 years of multi-location trials. *Field Crops Res.* 100: 179 — 188.
- PN-68/R-74017. 1968. Oznaczenie masy 1000 ziarn. Ziarno zbóż i nasiona strączkowe jadalne.
- Rabiei B., Valizadeh M., Ghareyazie B., Moghaddam M. 2004. Evaluation of selection indices for improving rice grain shape. *Field Crops Research* 89: 359 — 367.
- Rasmusson D. C. 1987: An evaluation of ideotype breeding. *Crop Sci.* 27: 1140 — 1146.
- Razi H., Assad M.T.1999. Comparison of selection criteria in normal and limited irrigation in sunflower. *Euphytica* 105: 83 — 90.
- Reynolds M. P., Condon A. G., Vargas M., Calderini D. 2007. Effects of source/sink traits on yield, biomass and radiation use efficiency of random sister lines from three wheat crosses in a high yield environment. *Journal of Agricultural Science* 145: 3 — 16.
- Richards R. A., Rebetzke G. J., Condon A. G., van Herwaarden A. F. 2002. Breeding opportunities for increasing the efficiency of water use and crop yield in temperate cereals. *Crop Sci.* 42:111 — 121.
- Rozbicki J. 1997. Agrotechniczne uwarunkowania wzrostu, rozwoju i plonowania pszenżyta ozimego. Fundacja "Rozwój SGGW".
- Rozbicki J., Mądry W. 1999. Zależność plonu ziarna pszenżyta ozimego od jego składowych na plantacjach produkcyjnych. *Roczniki Nauk Rolniczych Seria A* 114: 109 — 115.
- Samonte P. B., Wilson L.T., McClung A.M. 1998. Path analyses of yield and yield-related traits of fifteen diverse rice genotypes. *Crop Sci.* 38: 1130 — 1136.
- Samonte P.B., Wilson L.T., Tabien R.E. 2006. Maximum node production rate and main culm node number contributions to yield and yield-related traits in rice. *Field Crops Research* 96: 313 — 19.
- SAS Institute. 2001. SAS system for Windows. v. 8.2. SAS Inst., Cary, NC.
- Shenkut A. A., Brick M. A. 2003. Traits associated with dry edible bean (*Phaseolus vulgaris* L.) productivity under diverse soil moisture environments. *Euphytica* 133: 339 — 347.
- Simane B., Struik P. C., Nachit M. M., Peacock P. M. 1993. Ontogenetic analysis of yield components and yield stability of durum wheat in water-limited environments. *Euphytica* 71: 211 — 219.
- Sinebo W. 2002. Yield relationships of barleys grown in a tropical highland environment. *Crop Sci.*42: 428 — 437.
- Sinebo W., Gretzmacher R., Edelbauer A. 2002. Environment of selection for grain yield in low fertilizer input barley. *Field Crops Res.* 74: 151 — 162.
- Slafer G. A., Calderini D. F., Miralles D. J. 1996. Yield components and compensation in wheat: opportunities for further increasing yield potential. In: *Increasing yield potential in wheat: Breaking the barriers.* CIMMYT: Mexico D.F. (Eds Reynolds M.P., Rajaram S., McNab A.): 101 — 133.
- Talbert L. E., Lanning S. P., Murphy R. L., Martin J. M. 2001. Grain fill duration in twelve hard red spring wheat crosses: Genetic variation and association with other agronomic traits. *Crop Sci.* 41: 1390 — 1395.
- Ud-Din N., Carver B. F., Clutter A. C. 1992. Genetic analysis and selection for wheat yield in drought-stressed and irrigated environments. *Euphytica* 62: 89 — 96.
- van Oosterom E. J., Weltzien E., Yadav O. P., Bidinger F. R. 2006. Grain yield components of pearl millet under optimum conditions can be used to identify germplasm with adaptation to arid zones. *Field Crops Research* 96:407 — 421.
- Villegas D., Garcia del Moral L. F., Rharrabti Y., Martos V., Royo C. 2007. Morphological traits above the flag leaf node as indicators of drought susceptibility index in durum wheat. *J. Agron. Crop Sci.* 193: 103 — 116.
- Wu Y. Q., Taliaferro C. M., Martin D. L., Goad C. L., Andersen J. A. 2006. Genetic variability and relationships for seed yield and its components in Chinese *Cynodon* accessions *Field Crops Research* 98: 245 — 252.

- Yan W., Hunt L. A. 2001. Interpretation of genotype \times environment interaction for winter wheat yield in Ontario. *Crop Sci.* 41: 19 — 25.
- Yan W., Wallace D. H. 1995. Breeding for negatively associated traits. *Plant Breeding Reviews* 13: 141 — 177.

PODZIĘKOWANIE

Serdecznie dziękujemy studentom V roku kierunku rolnictwo Wydziału Rolnictwa i Biologii SGGW, Dariuszowi Nowastowskiemu, Krzysztofowi Królowi oraz Przemysławowi Piątkowskiemu za zebranie wyników badań w stacjach doświadczalnych i pomoc w ich opracowaniu.