

**EWA BAKINOWSKA**  
**JAN BOCIANOWSKI**  
**ANNA BUDKA**  
**WIESŁAW PILARCZYK**  
**BOGNA ZAWIEJA**  
**KATARZYNA AMBROŹY**

Katedra Metod Matematycznych i Statystycznych  
Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

## Estymacja wariancji błędu w hodowlanych doświadczeniach jednopowtórzeniowych z replikowanymi obiektami wzorcowymi

### Estimation of error variance in unreplicated plant breeding trials with replicated standard treatments

W pracy, wykorzystując wyniki pięciu rzeczywistych doświadczeń hodowlanych, opisane są różne możliwe podejścia do analizy jednopowtórzeniowych doświadczeń stosowanych w hodowli roślin. Proponuje się różne metody analizy wyników ukierunkowane na zmniejszenie wariancji błędu. Dodatkowo, przy zastosowaniu współczynnika korelacji wewnątrzblokowej, rozważa się możliwość poprawy precyzji wnioskowania poprzez zmianę powierzchni poletek oraz pojemności bloków.

**Słowa kluczowe:** doświadczenia jednopowtórzeniowe, korelacja wewnątrzblokowa, układy blokowe, wariancja błędu

The paper describes based on the results of five breeding experiments, different approaches to the analysis of unreplicated trials. Various methods of statistical analysis aimed at the reduction of error variance are proposed. Additionally, use of the intra-block coefficient of correlation to the improve trial precision by changing the plot size and block capacity is considered.

**Key words:** block design, error variance, intrablock correlation, unreplicated trial

#### WSTĘP

Doświadczenia na wczesnym etapie hodowli prowadzone są przy użyciu dużej liczby badanych linii (często przekraczającej 1000). Ze względu na dużą liczbę badanych obiektów oraz z powodu ograniczonej ilości dostępnego materiału nasiennego doświadczenia takie zakładane są często w jednym powtórzeniu, z użyciem obiektów wzorcowych powtarzanych wielokrotnie. Po pierwszym roku badań, dysponując zazwyczaj jednym pomiarem, dokonuje się bardzo ostrej selekcji odrzucając od 70% do 80% badanych

genotypów. Wyboru „najlepszych” genotypów można dokonać za pomocą różnych metod (m.in. Ceranka i Chudzik, 1977; Cullis i Gleeson, 1989; Kempton i Fox, 1997; Ambroży i in., 2008).

Jedną z miar oceny skuteczności metody analizy wyników jest stosunek wariancji błędu doświadczenia w układzie bloków losowanych kompletnych do wariancji błędu doświadczalnego (obliczonej z obserwacji dla wzorców) w rozważanej metodzie. Metoda, która gwarantuje mniejszą wariancję jest metodą skuteczniejszą. Ma ona jednak ograniczone zastosowanie przy analizie doświadczeń jednopowtórzeniowych z jednym lub kilkoma wzorcami. Cała bowiem informacja o wielkości wariancji błędu pochodzi od obiektów replikowanych, czyli od wzorców. Zależy zatem od doboru odmian wzorcowych.

W rozważanych tu doświadczeniach jednopowtórzeniowych oblicza się m.in. wariancję błędu doświadczalnego i wariancję badanych linii (wariancję genotypową). Im większa jest wariancja genotypowa w stosunku do wariancji błędu, tym większa jest szansa na przeprowadzenie skutecznej selekcji.

W przypadku idealnego wyrównania pola doświadczalnego wariancja błędu nie powinna być obciążona żadną dodatkową zmiennością. Jednak pola doświadczalne zazwyczaj nie są jednorodne. W praktyce często obserwuje się ukierunkowaną (występowanie trendu) lub „plackowatą” zmienność glebową. Jeżeli zastosowany układ doświadczalny nie uwzględni charakteru zmienności różnicującej jednostki doświadczalne (poletka), można oczekiwać, że wariancja błędu będzie duża. W takim przypadku wybór odpowiedniej analizy wariancji pozwoli zmniejszyć wariancję błędu poprzez np. wyeliminowanie trendu (zmienności kierunkowej).

Celem pracy było przedstawienie różnych wersji analizy wariancji modyfikowanych w zależności od zaobserwowanej zmienności glebowej oraz ich porównanie. Rozważania ilustrowane są wynikami analizy rzeczywistych danych pochodzących z pięciu doświadczeń hodowlanych. Ponadto, pokazano jaki wpływ na precyzję wyników doświadczalnych ma dobór odpowiedniej wielkości poletek i liczby poletek w bloku.

## MATERIAŁ

Materiał do badań stanowiły wyniki pięciu hodowlanych doświadczeń jednopowtórzeniowych z wzorcem (wzorcami). Podstawowe parametry tych doświadczeń podano w tabeli 1. W roku 2006 spośród wszystkich linii badanych w doświadczeniach jednopowtórzeniowych, przeprowadzonych w Modzurowie, Kobierzycach i Choryni, wylosowano podzbiory składające się odpowiednio z 30, 37 i 49 obiektów. Na tych samych polach doświadczalnych, stosując wylosowane podzbiory obiektów, założono doświadczenia blokowe w dwóch lub trzech powtórzeniach. W doświadczeniach tych zastosowano tę samą metodykę, jaką stosowano w odpowiednim doświadczeniu jednopowtórzeniowym (dotyczy to w szczególności wielkości i kształtu poletka). Doświadczenia te zakładano bądź to w układzie bloków losowanych kompletnych, bądź w układzie rozkładalnym o blokach niekompletnych (czyli takim, w którym kilka bloków niekompletnych składa się na kompletny superblok równoważny powtórzeniu). W roku 2007 wylosowano odpowiednio 36 i 25 obiektów do doświadczeń wielopowtórzeniowych z Choryni i

Kobierzyc. Parametry doświadczeń przeprowadzonych w roku 2006 i 2007 zestawiono w tabeli 2. Przeprowadzenie wielopowtórzeniowych doświadczeń blokowych umożliwiło porównanie estymatorów wariancji błędu w doświadczeniu jednopowtórzeniowym, obliczonej przy użyciu pomiarów dla obiektów wzorcowych, z wariancją błędu w doświadczeniu wielopowtórzeniowym (tab. 3). Wszystkie obliczenia wykonano dla plonu ziarna wyrażonego w kilogramach z poletek.

Tabela 1

**Parametry doświadczeń jednopowtórzeniowych**  
**Parameters of unreplicated trials**

Rok Year	Miejscowość Location	Gatunek Species	Pow. poletka Plot size (m <sup>2</sup> )	Liczba linii Number of lines	Liczba wzorców Number of standards	Liczba poletek między wzorcami Number of plots between standards	Liczba wierszy Number of rows	Liczba pasów Number of columns
2006	Choryń	pszenica jara spring wheat	5	231	1	5	37	8
	Kobierzyc	pszenica jara spring wheat	7	997	2	7	97	12
	Modzurów	jęczmień jary spring barley	10	410	1	5	127	9
2007	Choryń	pszenica jara spring wheat	5	231	1	5	37	8
	Kobierzyc	pszenica ozima winter wheat	7	1092	2	7	97	13

Tabela 2

**Parametry doświadczeń wielopowtórzeniowych**  
**Parameters of replicated trials**

Rok Year	Miejscowość Location	Gatunek Species	Liczba wylosowanych linii Number of chosen lines	Liczba bloków Number of blocks	Pojemność bloku Block size	Liczba replikacji Number of replications
2006	Choryń	pszenica jara spring wheat	37	2	37	2
	Kobierzyc	pszenica jara spring wheat	49	21	7	3
	Modzurów	jęczmień jary spring barley	30	9	10	3
2007	Choryń	pszenica jara spring wheat	36	3	36	3
	Kobierzyc	pszenica ozima winter wheat	25	10	5	2

Tabela 3

**Analiza wariancji dla doświadczenia wielopowtórzeniowego**  
**Analysis of variance for replicated trial**

Źródło zmienności Source of variation	Liczba stopni swobody Degrees of freedom	Sumy kwadratów Sum of squares	Średnie kwadraty Mean squares	Statystyka Statistic
Obiekty — Treatments	$t-1$	$SST$	$MST=SST/(t-1)$	$F_0$
Bloki — Blocks	$b-1$	$SSB$	$MSB=SSB/(b-1)$	—
Błąd — Error	$(t-1)(b-1)$	$SSE$	$MSE=SSE/[(t-1)(b-1)]$	—
Ogółem — Total	$tb-1$	$SSG$	—	—

## METODY

W analizie jednopowtórzeniowych doświadczeń hodowlanych, z jednym lub wieloma wzorcami, powinno się stosować metody eliminujące trendy (jeżeli one występują) w żyzności gleby na polach doświadczalnych. W celu wykrycia zmienności kierunkowej pola doświadczalnego można na przykład przeprowadzić analizę regresji (tab. 4), sprawdzając występowanie trendów liniowych wzdłuż kolumn i wierszy. Jeśli zatem pole doświadczalne zostało podzielone na  $s$  wierszy (z których  $r$  zostało obsianych odmianami wzorcowymi) i  $c$  kolumn, to wyznacza się równanie regresji liniowej przy modelu:

$$\mathbf{y} = a_0 + a_1 \mathbf{x},$$

gdzie:  $\mathbf{y}$  jest  $r$ -wymiarowym wektorem obserwacji plonu dla wzorca, gdy sprawdzamy występowanie trendu wierszowego (lub  $c$ -wymiarowym wektorem obserwacji plonu dla wzorca, gdy sprawdzamy występowanie trendu kolumnowego),  $\mathbf{x}$  jest wektorem złożonym z numerów wierszy lub kolumn w zależności od kierunku badanego trendu,  $a_0$  stałą regresji,  $a_1$  współczynnikiem kierunkowym.

Istnienie znacznego trendu kolumnowego (lub wierszowego) sugeruje, że w celu zmniejszenia wariancji błędu można zastosować analizę wariancji z eliminacją zmienności kolumnowej lub wierszowej.

**Analiza wariancji dla wzorców (eliminacja wierszowa, kolumnowa, wierszowo-kolumnowa)**

Skuteczność analizy wierszowej lub kolumnowej zależy od właściwego rozpoznania kierunku zmienności, jakiej podlegają jednostki doświadczalne. Jeśli zmienność jednostek jest tego rodzaju, że może mieć ona wpływ na cechę obserwowaną w eksperymencie, to rozpoznanie kierunku zmienności pozwala zastosować właściwą analizę tak, aby istotnie eliminowała dużą część zmienności z wariancji błędu. Analiza wierszowa lub kolumnowa może być skuteczna, jeśli zmienność żyzności pola jest jednokierunkowa — wzdłuż wierszy lub kolumn (pasów).

Model obserwacji umożliwiający eliminację efektów wierszowych ma postać:

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \alpha_j + e_{ij} \quad (i = 1, \dots, v; j = 1, \dots, r),$$

gdzie:  $y_{ij}$  oznacza obserwację dotyczącą  $i$ -tego wzorca w  $j$ -tym wierszu,  $\mu$  jest średnią ogólną,  $\tau_i$  — efektem głównym  $i$ -tego wzorca,  $\alpha_j$  — efektem głównym  $j$ -tego wiersza,  $e_{ij}$  — błędem losowym.

Analogiczny model obserwacji dla eliminacji efektów kolumnowych ma postać:

$$y_{ik} = \mu + \tau_i + \beta_k + e_{ik} \quad (i = 1, \dots, v; k = 1, \dots, c),$$

gdzie:  $y_{ik}$  oznacza obserwację dotyczącą  $i$ -tego wzorca w  $k$ -tej kolumnie,  $\mu$  jest średnią ogólną,  $\tau_i$  — efektem głównym  $i$ -tego wzorca,  $\beta_k$  — efektem głównym  $k$ -tej kolumny,  $e_{ik}$  — błędem losowym.

Analiza wierszowo-kolumnowa pozwala wyeliminować zmienność między poletkami biegnącą w dwóch prostopadłych do siebie kierunkach, wzdłuż jednego i drugiego boku poletka. Jeśli którykolwiek z tych dwóch kierunków zmienności wywiera istotny wpływ na cechę obserwowaną w doświadczeniu, jego efekt może być wyłączony ze zmienności składającej się na błąd doświadczenia.

Model obserwacji stosowany w analizie wierszowo-kolumnowej ma postać:

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \alpha_j + \beta_k + e_{ijk} \quad (i = 1, \dots, v; j = 1, \dots, r; k = 1, \dots, c),$$

gdzie:  $y_{ijk}$  oznacza obserwację dotyczącą  $i$ -tego wzorca w  $j$ -tym wierszu i  $k$ -tej kolumnie,  $\mu$  jest średnią ogólną,  $\tau_i$  — efektem głównym  $i$ -tego wzorca,  $\alpha_j$  — efektem głównym  $j$ -tego wiersza,  $\beta_k$  — efektem głównym  $k$ -tej kolumny,  $e_{ijk}$  — błędem losowym

#### Wariancja błędu dla wzorców

Gdy wstępna analiza nie wskazuje na występowanie trendów na polu, wystarczy obliczyć wariancję błędu wykorzystując obserwacje dla wzorca:

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n y_i^2 - n\bar{y}^2 \right),$$

gdzie  $y_i$  oznacza  $i$ -tą obserwację wzorca, a  $n$  jest liczbą obserwacji wzorca w doświadczeniu. W przypadku, gdy wzorców jest więcej niż jeden w celu wyeliminowania efektów obiektowych, wartości wzorców są „poprawiane” (zestandardyzowane). Polega to na tym, że od każdej obserwacji wzorca odejmuje się średnią odpowiednią dla danego wzorca. A następnie dla uzyskanych w ten sposób „poprawionych obserwacji” oblicza się wariancję błędu doświadczalnego.

#### Wariancja błędu w doświadczeniu wielopowtórzeniowym

Na wielkość wariancji błędu składa się wiele przyczyn. Wśród nich wymienić można niedokładności pomiaru badanej cechy, niedokładności w stosowaniu zabiegów agrotechnicznych, ale także niejednorodność jednostek eksperymentalnych, np. niejednorodną żyzność poletek w doświadczeniach polowych. Każda z tych przyczyn, jeśli powoduje znaczną zmienność obserwacji, może uniemożliwić dostrzeżenie różnic między badanymi obiektami. Stąd eksperyment należy zaplanować i prowadzić tak, aby wpływy tych przyczyn ograniczyć.

Ta idea leży u podstaw tzw. układów blokowych, w których jednostki eksperymentalne grupuje się w bloki. Grupowanie to podporządkowane jest zasadzie, zgodnie z którą naturalna zmienność jednostek wewnątrz każdego bloku powinna być mała, możliwie najmniejsza, podczas gdy zmienność jednostek pochodzących z różnych bloków może być duża (Kala, 1997).

Model matematyczny doświadczenia wielopowtórzeniowego założonego w układzie blokowym ma następującą postać:

$$y_{il} = \mu + \tau_i + \gamma_l + e_{il} \quad (i = 1, \dots, t; l = 1, \dots, b),$$

gdzie:  $y_{il}$  oznacza obserwację  $i$ -tego obiektu w  $l$ -tym bloku,  $\mu$  — jest średnią ogólną,  $\tau_i$  — efektem głównym  $i$ -tego obiektu,  $\gamma_l$  — efektem głównym  $l$ -tego bloku,  $e_{il}$  — błędem losowym. Analiza wariancji takiego doświadczenia obejmuje trzy źródła zmienności. Są one uwidocznione w tabeli 3 (Kala, 1997).

#### Wpływ wielkości poletek i liczby poletek w bloku na wariancję błędu

W celu zbadania jaki jest wpływ zmiany wielkości jednostek doświadczalnych (poletek) i bloków na precyzję wyników doświadczenia zastosowano metodę opisaną między innymi przez Pilarczyka (1988). W tym celu wykorzystuje się współczynnik korelacji

wewnątrzblokowej ( $\rho_t$ ), który w doświadczeniu wielopowtórzeniowym z  $t$  obiektami oblicza się według wzoru:

$$\rho_t = \frac{(MSB - MSE) / t}{MSE + (MSB - MSE) / t}.$$

Reguły postępowania przy wykorzystaniu tego współczynnika są następujące:

(i) gdy obliczona wartość  $\rho_t > 0,5$ , to zwiększenie powierzchni poletka nie prowadzi do poprawy skuteczności doświadczenia. Jedyną możliwością jaka pozostaje w tej sytuacji, to użycie mniejszej liczby poletek w bloku lub zredukowanie wielkości poletek i zwiększenie liczby powtórzeń;

(ii) gdy  $\rho_t < 0,1$ , to zwiększenie powierzchni poletka jest skuteczne, natomiast redukcja pojemności bloku nie daje efektu;

(iii) gdy  $0,1 \leq \rho_t \leq 0,5$ , to należy połączyć obydwie postępowania, czyli należy równocześnie zmienić powierzchnię poletka i liczbę poletek w bloku (Pilarczyk, 1988).

W celu określenia, czy zmiana wielkości poletek prowadzi do poprawy precyzji wnioskowania, policzono współczynnik  $F$  według wzoru (Binns, 1982)

$$F = (w/w_a)^{-2/d},$$

gdzie:  $w$  oznacza docelowy (taki, jaki doświadczalnik chciałby uzyskać) współczynnik zmienności,  $w_a$  — aktualny (uzyskany w analizowanym doświadczeniu) współczynnik zmienności, natomiast  $d$  jest współczynnikiem jednorodności pola doświadczalnego obliczanym ze wzoru (Binns, 1982)

$$d = 1 - \log[t - (t - 1)(1 - \rho_t)] / \log t.$$

Decyzję o zmianie pojemności bloków można podjąć np. w oparciu o wartość względnej efektywności bloków ( $RE$ ) zawierających  $n$  poletek w stosunku do bloków zawierających  $t$  poletek ( $n < t$ ), gdzie  $t$  oznacza pojemność bloków zastosowaną w rozważanym doświadczeniu (Smith, 1938)

$$RE = [t(1 - t^{-d}) / (t - 1)] / [n(1 - n^{-d}) / (n - 1)].$$

Reguły postępowania przy wykorzystaniu współczynnika  $RE$  są następujące:

(j) jeżeli  $RE < 1$ , to bardziej efektywny jest układ o większej pojemności bloków (dla  $d > 1$ ),

(jj) jeżeli  $RE = 1$ , to obydwie układy są jednakowo skuteczne (dla  $d = 1$ ),

(jjj) jeżeli  $RE > 1$ , to redukcja wielkości bloku daje skuteczny efekt (dla  $d < 1$ ,  $d \neq 0$ ).

Warto jednak pamiętać, że w przypadku stosowania układów o blokach niekompletnych przy obliczaniu względnej efektywności  $RE$ , powinien być uwzględniony współczynnik efektywności układu doświadczalnego (Pilarczyk, 1988).

Doświadczenia rozważane w niniejszej pracy były zakładane zarówno w układzie bloków losowanych kompletnych, jak i w układach rozkładalnych o blokach niekompletnych. Dla obliczenia powyższych współczynników wszystkie doświadczenia zostały przeanalizowane jak doświadczenia przeprowadzone w układzie bloków losowanych kompletnych. Jednakże pominięto wyznaczanie współczynnika  $RE$  dla doświadczeń założonych w układach rozkładalnych o blokach niekompletnych.

## WYNIKI I DYSKUSJA

W roku 2006 w miejscowości Choryń stwierdzono występowanie trendu kolumnowego na poziomie istotności 0,05 (tab. 4). Zastosowanie analizy wariancji z eliminacją efektów kolumnowych powinno zatem wyeliminować ten trend i zmniejszyć wariancję błędu. Jednakże w analizowanym doświadczeniu wariancja błędu po eliminacji efektów kolumnowych nie zmieniła się w stosunku do wariancji błędu dla wzorców (tab. 5). Mogło to być spowodowane tym, że część zmienności wynikająca z uwzględnienia efektów kolumnowych, była na tyle niewielka, że nie rekompensowała liczby stopni swobody użytych do estymacji tych efektów. Natomiast zastosowanie analizy z eliminacją efektów wierszowych i kolumnowych pozwoliło uzyskać najmniejszą wariancję błędu, eliminując dużą część zmienności pola doświadczalnego. W roku 2007 stwierdzono istotny trend wierszowy (tab. 4). Analiza wierszowa i wierszowo-kolumnowa wyraźnie zmniejszyła wariancję błędu (tab. 6), co wskazuje na to, że stosowanie tego typu analiz jest uzasadnione.

Tabela 4

**Współczynniki kierunkowe regresji dla trendów wierszowych i kolumnowych**  
**Slope of regression for row and column trends**

Rok — Year	2006				2007		
Miejscowość — Location	Choryń	Kobierzyce		Modzurów	Choryń	Kobierzyce	
Wzorzec — Standard	Tybałt	Hewilla	Tybałt	Stratus	Tybałt	Clever	Tonacja
Trend wierszowy Row trend	0,0002	-0,0073	-0,0256	0,0110***	0,0120*	-0,0028	-0,0004
Trend kolumnowy Column trend	-0,0233*	0,0050*	0,0041	-0,3150***	-0,0495	0,0273	-0,0071

\*Istotność współczynnika kierunkowego regresji na poziomie 0,05; \*Significance of slope of regression at 0.05 level

\*\*\*Istotność współczynnika kierunkowego regresji na poziomie 0,001; \*\*\*Significance of slope of regression at 0.001 level

Tabela 5

**Wariancja błędu obliczona przy użyciu wzorców w roku 2006**  
**Error variance in the year 2006 estimated with the use of standard treatments**

Miejscowość — Location	Choryń	Kobierzyce			Modzurów	
Wzorzec — Standard	Tybałt	wzorce łącznie standards jointly		Hewilla	Tybałt	Stratus
Analiza wierszowo-kolumnowa — row-column Analysis	0,031	0,357	0,195	0,490	0,136	
wierszowa — row	0,037	0,351	0,209	0,474	0,173	
kolumnowa — column	0,038	0,355	0,220	0,511	0,482	
wariancja ( $s^2$ ) — variance ( $s^2$ )	0,038	0,361	0,230	0,493	0,577	

Tabela 6

**Wariancja błędu obliczona przy użyciu wzorców w roku 2007**  
**Error variance in the year 2007 estimated with the use of standard treatments**

Miejscowość — Location	Choryń	Kobierzyce		
Wzorzec — Standard	Tybałt	wzorce łącznie standards jointly	Clever	Tonacja
Analiza wierszowo-kolumnowa — row-column Analysis	0,175	0,572	0,681	0,283
wierszowa — row	0,189	0,654	0,801	0,484
kolumnowa — column	0,236	0,952	0,815	0,322
wariancja ( $s^2$ ) — variance ( $s^2$ )	0,242	1,071	0,906	0,504

W doświadczeniu wielopowtórzeniowym przeprowadzonym w roku 2006 wariancja błędu była ponad dwukrotnie większa od wariancji w doświadczeniu jednopowtórzeniowym (tab. 7). Spowodowane mogło to być tym, że pole doświadczalne dla eksperymentu jednopowtórzeniowego miało wymiary 37 m × 40 m. Z kolei pole dla eksperymentu wielopowtórzeniowego miało wymiary 37 m × 10 m (cały pas był traktowany jak jeden blok). Ponieważ blok był długi, trudno było zachować jednorodność poletek, tym bardziej, że analiza regresji wykazała istnienie trendu kolumnowego na tym polu.

Z kolei w roku 2007 pole dla eksperymentu wielopowtórzeniowego miało wymiary 36 m × 15 m. Jednak nie miało to wpływu na wartość wariancji błędu (tab. 7), gdyż w tym roku na polu doświadczalnym wykryto trend wierszowy.

Tabela 7

**Średnie kwadraty dla błędu w doświadczeniach wielopowtórzeniowych**  
**Mean squares of error in replicated trials**

Rok — Year	2006			2007	
Choryń	Kobierzyce	Modzurów	Choryń	Kobierzyce	
0,082	0,114	0,173	0,069	0,068	

W doświadczeniu wielopowtórzeniowym w roku 2006 średni kwadrat dla bloków (pasów) był mniejszy od średniego kwadratu dla błędu. A zatem bloki nie różniły się między sobą, natomiast zmienność wewnątrzblokowa była duża, co sugeruje że bloki nie zostały dobrze wybrane (Elandt, 1964). Współczynnik korelacji wewnątrzblokowej był równy zero, zatem na podstawie (ii), w celu odpowiedniego zmniejszenia współczynnika zmienności od wartości 12,67% do wielkości 10%, należałoby szukać poprawy skuteczności poprzez zwiększanie powierzchni poletka (w przybliżeniu dwukrotnie, bo  $F = 1,6$ ).

W doświadczeniu wielopowtórzeniowym w roku 2007 średni kwadrat dla bloków (pasów) był większy od średniego kwadratu dla błędu. A zatem układ doświadczalny został dobrze dopasowany do charakteru zmienności glebowej (Elandt, 1964). Współczynnik korelacji wewnątrzblokowej był równy 0,083, zatem na podstawie (ii) w celu odpowiedniego zmniejszenia współczynnika zmienności od wartości 24,84% do na przykład wielkości 20%, należałoby zwiększyć powierzchnię poletka w przybliżeniu dwukrotnie ( $F = 2,01$ ).

W roku 2006 w miejscowości Kobierzyce stwierdzono występowanie trendu kolumnowego, lecz tylko dla jednego ze wzorców — Hewilla (tab. 4). Podobnie jak w Choryni najmniejszą wariancję błędu obliczoną przy wykorzystaniu tego wzorca uzyskano w analizie wierszowo-kolumnowej (tab. 5). Dla drugiego wzorca Tybałt i dla obu wzorców łącznie najmniejszą wartość wariancji błędu otrzymano w analizie wierszowej. Podobnie jak wyżej, sugeruje to nieliniową niejednorodność pola — „plackowatą”. Widać dużą różnicę pomiędzy wariancją błędu dla wzorców Hewilla i Tybałt, co może oznaczać mniejszą przydatność drugiego wzorca do odzwierciedlania zmienności glebowej.



Natomiast w roku 2007 nie wykryto trendów liniowych (tab. 4). Duże zróżnicowanie między wariacjami dla wzorców (tab. 6) spowodowane było niekorzystnymi warunkami wegetacyjnymi.

W doświadczeniu wielopowtórzeniowym (tab. 7) wariancja błędu była mniejsza od wariancji w doświadczeniu jednopowtórzeniowym zarówno w roku 2006, jak i w roku 2007.

Współczynnik korelacji wewnątrzblokowej w roku 2006 był równy 0,336, zatem, w celu odpowiedniego zmniejszenia współczynnika zmienności od wartości 7,30% do wielkości 7%, na podstawie (iii) należałoby zwiększyć powierzchnię poletka w przybliżeniu 1,36-krotnie (tab. 8).

Tabela 8

**Współczynniki korelacji wewnątrzblokowej i stosunek proponowanej do aktualnej wielkości poletek w zależności od pożądanego współczynnika zmienności**  
**Intra-block coefficients of correlation and ratio of suggested to actual plot sizes as dependent on postulated coefficient of variation**

Rok Year	Miejscowość Location	$\rho_t$	$w_a$ (%)	$w$ (%)	F	RE
2006	Choryń	0,000	12,67	10	1,61	1,0
	Kobierzyce	0,336	7,30	7	1,36	x
	Modzurów	0,314	15,44	13	2,92	x
2007	Choryń	0,083	24,84	20	2,01	1,0
	Kobierzyce	0,000	12,11	10	1,47	x

x — W tych miejscowościach nie wyznaczano RE

x — RE was not determined in these locations

Z kolei w roku 2007 w doświadczeniu wielopowtórzeniowym współczynnik korelacji wewnątrzblokowej wynosił 0. A zatem na podstawie (ii) zwiększenie powierzchni poletka byłoby skuteczne.

Analiza regresji przeprowadzona na wynikach z miejscowości Modzurów wykazała trend dwukierunkowy (tab. 4). Analiza wierszowo-kolumnowa wyeliminowała znacznie tę zmienność (tab. 5). Ponieważ jest więcej punktów podparcia (poletek, na których występowały wzorce) dla regresji wzdłuż wierszy niż wzdłuż kolumn, to zastosowanie wierszowej analizy wariancji było bardziej skuteczne niż kolumnowej. Podobnie jak w Kobierzycach średni kwadrat dla błędu w doświadczeniu wielopowtórzeniowym był mniejszy od wariancji błędu w doświadczeniu jednopowtórzeniowym. Należy zwrócić uwagę, że zarówno analiza wierszowo-kolumnowa, jak i wierszowa pozwoliły uzyskać wariancję błędu porównywalną z wariancją błędu wielopowtórzeniowego (tab. 7).

Współczynnik korelacji wewnątrzblokowej w roku 2006 był równy 0,314, zatem na podstawie (iii), w celu np. redukcji współczynnika zmienności z 15,44% do 13% należałoby zwiększyć powierzchnię poletka w przybliżeniu 3-krotnie ( $F = 2,92$ , tab. 8).

### WNIOSKI

Przeprowadzone wielokierunkowe analizy pięciu doświadczeń jednopowtórzeniowych z wzorcami i trzech doświadczeń wielopowtórzeniowych (blokowych) z wylosowanym podzbiorem linii pozwalają na sformułowanie następujących wniosków:

1. skuteczność różnych metod analizy statystycznej wyników z doświadczeń jednopowtórzeniowych zależy od charakteru zmienności pola doświadczalnego;
2. w analizowanych w tym opracowaniu doświadczeniach zazwyczaj najskuteczniejsza była analiza, w której eliminowano zarówno efekty wierszowe jak i kolumnowe;
3. zalecaną metodą praktycznego podejścia do analizy wyników doświadczeń jednopowtórzeniowych może być wykonanie wstępnej analizy danych z użyciem pełnego modelu wierszowo-kolumnowego, a następnie ewentualne pominięcie efektów wierszowych lub kolumnowych, jeśli ich uwzględnienie nie prowadzi do poprawy skuteczności analizy.

### LITERATURA

- Ambroży K., Bakinowska E., Bocianowski J., Budka A., Pilarczyk W., Zawieja B. 2008. Statystyczne wspomaganie decyzji selekcyjnych na wczesnych etapach hodowli zbóż. I. Metody oceny efektów obiektowych. *Biul. IHAR* 250: 21 — 28.
- Binns M. R. 1982. The choice of plot size in randomized block experiments. *Journal of American Society for Horticulture Science* 107: 17 — 19.
- Ceranka B., Chudzik H. 1977. Doświadczenia jednopowtórzeniowe z wzorcami. *Siódme Colloquium Metodologiczne z Agro-Biometrii*, PAN, Warszawa: 318 — 331.
- Cullis B. R., Gleeson A. C. 1989. The efficiency of neighbour analysis for replicated variety trials in Australia. *Journal of Agricultural Science* 113: 223 — 239.
- Elandt R. 1964. *Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczalnictwa rolniczego*. PWN, Warszawa: 210 — 212.
- Kala R. 1997. *Elementy wnioskowania parametrycznego dla przyrodników*, Wydawnictwo Akademii Rolniczej w Poznaniu: 89 — 91.
- Kempton R. A., Fox P. N. 1997. *Statistical methods for plant variety evaluation*. Chapman & Hall: 86 — 99.
- Pilarczyk W. 1988. Planowanie i analiza doświadczeń. *Teoria i praktyka. Wiadomości Odmianoznawcze* 6/28, str. 3 — 58.
- Smith H. F. 1938. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *Jour. Agric. Sci., Camb.* 28: 1 — 23.