Listy Biometryczne
Vol. XXI (1984) No.2,
Biometrical Letters

ANALIZA POTOMSTWA OTRZYMANEGO Z KRZYŻÓWEK TYPU LINIA X TESTER PORÓWNYWANEGO W DOŚWIADCZENIU JEDNOPOWTÓRZENIOWYM Z WZORCAMI*

ZYGMUNT KACZMAREK, HANNA KIEŁCZEWSKA, TADEUSZ ŁUCZKIEWICZ

Instytut Genetyki Roślin PAN, Zakład Metod Matematycznych i Statystycznych,
Katedra Genetyki i Hodowli Roślin Akademii Rolniczej
w Poznaniu

Praca wpłynęła 19 października 1983; w wersji ostatecznej 20 stycznia 1984

Kaczmarek Z., Kiełczewska H., Łuczkiewicz Z., 1984. Analysis of line x tester progenies compared in one-replication experiment with standards. Listy Biometryczne XXI, z.2 Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu (Adam Mickiewicz University Press) pp. 35-55, 13 tabl., PL ISSN 0458-0036.

The analysis of experiment for comparing progenies of line x tester mating system is given. In the design, treatments, i.e. hybrids obtained in crosses and testers or standard varieties are studied in orthogonally supplemented incomplete block design, where hybrids are replicated only once. In the paper analysis of variance for presented experiment, estimators of general and specific combining abilities as well as statistics permitting for testing of hypotheses concerning those parameters are given. The description of the method is supplemented by an illustrating example.

1. WSTĘP

W pierwszych pokoleniach mieszańcowych liczba nasion uzyskanych w wyniku krzyżowania jest na ogół niewielka. Z tego względu zakładanie tradycyjnych wielopowtórzeniowych doświadczeń porównawczych z mieszańcami napotyka na duże trudności. Jedyną możliwością porównania potomstwa (mieszańców) jest przeprowadzenie doświadczenia jednopowtórzeniowego. Dla przeprowadzenia takiego doświadczenia wymagane jest wprowadzenie dodatkowego materiału doświadczalnego - tak zwanych wzorców. Wzorcami mogą być wyjściowe formy rodzicielskie (linie, testery) lub standardowe odmiany hodowlane, nie biorące udziału w krzyżowaniu.

* Praca wykonana w ramach programu węzłowego 09.1 koordynowanego przez Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin.

Metoda wzorcowa należy do najstarszych metod stosowanych w doświadczalnictwie rolniczym. Sposoby zakładania i opracowywania doświadczeń z wzorcami można znaleźć w pracach Załęskiego (1927), Barbackiego (1935), Przyborowskiego i Wileńskiego (1937),Brykczyńskiej (1947), a także Nawrockiego (1967). Metoda wzorcowa, ogólnie rzecz ujmując, polega na wprowadzeniu do doświadczenia dodatkowych poletek (tzw. poletek wzorcowych), na których wysiewany jest wzorzec. Porównanie obiektów (mogą nimi być linie, rody, mieszańce) przeprowadza się na podstawie oceny różnic między tymi obiektami a obiektem wzorcowym. W tym celu wzorzec (wzorce) wysiewany jest systematycznie, z reguły co trzecie, czwarte, a nawet piąte poletko. Wartości cechy obserwowanej na poletkach wzorcowych służą do odtworzenia,za pomocą interpolacji liniowej, hipotetycznych wartości tej cechy dla obiektów występujących na poletkach znajdujących się między wzorcami. Na wartościach "poprawionych" przeprowadzana jest analiza zmienności, mająca na celu sprawdzenia hipotezy o braku zróżnicowania obiektów pod względem badanej cechy.

Z punktu widzenia metodyki doświadczeń wspomniany sposób "poprawiania" obserwacji nie jest właściwy,ponieważ obserwacje,na których przeprowadzane są obliczenia,nie są wartościami zmiennej losowej.Zakłada się tutaj bowiem, że zmienność glebowa między każdymi dwoma wzorcami ma charakter liniowy. I choć można zwiększyć poprawność metody poprzez zwiększenie gęstości rozmieszczenia poletek wzorcowych,to przyjęcie założenia o liniowej zmianie wartości obserwowanej cechy dla obiektów występujących na poletkach między wzorcami, w znacznym stopniu metodę tę dyskryminuje.

Inne podejście, bardziej poprawne metodycznie, oparte jest na ogólnej teorii układów blokowych (Caliński, Ceranka, 1976). Przydatne mogą być zwłaszcza doświadczenia zakładane w układach o blokach niekompletnych. Układy te umożliwiają porównanie dużej liczby obiektów z efektywnością zbliżoną do układów o blokach kompletnych. W szczególności mogą one być wykorzystywane do porównywania potomstwa uzyskanego w wyniku różnego typu krzyżowań (por. Dobek i inni, 1980, Kaczmarek i inni, 1982 oraz Ceranka, Kiełczewska, 1983).

Ponieważ liczba nasion uzyskiwanych w pierwszych pokoleniach mieszańcowych jest jak już wspomnieliśmy zwykle mała, zaistniała potrzeba opracowania takich układów doświadczalnych o blokach niekompletnych,w których część obiektów nie byłaby replikowana, a mówiąc inaczej, replikowana jeden raz (Ceranka, Chudzik, 1977, Kiełczewska, 1983). Wykorzystanie takich układów do opracowania doświadczeń hodowlanych, w których obiektami są mieszańce powstałe z krzyżówek typu linia x tester, jest przedmiotem niniejszej pracy. W opracowanym przykładzie pokazano możliwość uzyskania informacji genetycznych i hodowlanych stosując prezentowaną w pracy metodę.

2. OPIS DOŚWIADCZENIA

2.1. MATERIAŁ DOŚWIADCZALNY

W pierwszym etapie hodowli twórczej hodowca wykonuje szereg krzyżowań.

Formami rodzicielskimi mogą być z jednej strony wybrane genotypy, często o nieznanej wartości hodowlanej (linie, rody), z drugiej zaś odmiany standardowe (testery). W wyniku takiego krzyżowania, które nazywać będziemy krzyżowaniem typu linia x tester (Singh, Chandhary, 1979), otrzymujemy potomstwo porównywane następnie w doświadczeniu polowym. W doświadczeniu tym, oprócz potomstwa replikowanego jeden raz, występują testery lub inne odmiany hodowlane nie biorące udziału w krzyżowaniu, które replikowane są większą liczbę razy. Niezależnie od tego czy w doświadczeniu biorą udział testery, czy też odmiany nie będące formami rodzicielskimi, nazywać będziemy je w dalszej pracy wzorcami.

2.2. UKŁAD DOŚWIADCZALNY

Jak wspomnieliśmy wyżej, w pracy rozważamy doświadczenie blokowe jednopowtórzeniowe, w którym obiektami są mieszańce i wzorce. Liczby mieszańców i wzorców oznaczymy odpowiednio przez m i w.

Konstrukcja omawianego układu polega na rozmieszczeniu w każdym z b bloków określonej liczby mieszańców i wszystkich wzorców. Zakładamy, że wielkości bloków nie muszą być równe i wektor wielkości bloków oznaczymy symbolem $\underset{\sim}{k}$. Mieszańce rozmieszczone są w każdym z bloków na k_{1j} poletkach, a wzorce na k_{2j} poletkach $j=1,2,\ldots,b$. Wektory wielkości bloków dla mieszańców i wzorców oznaczymy więc odpowiednio przez $\underset{\sim}{k}_1$ i $\underset{\sim}{k}_2$, przy czym $\underset{\sim}{k} = \underset{\sim}{k}_1 + \underset{\sim}{k}_2$. Niejednakowe wielkości bloków mogą wynikać albo z określonego a priori planu doświadczenia, albo też spowodowane mogą być tak zwanymi wypadami. Zakładamy jednak, że macierz incydencji dla wzorców $\underset{\sim}{N}_2$ musi mieć postać $\underset{\sim}{N}_2' = \underset{\sim}{r}_2\underset{\sim}{k}'/n$, gdzie $\underset{\sim}{r}_2$ jest w-wymiarowym wektorem replikacji dla wzorców, a n jest liczbą wszystkich obserwacji z doświadczenia. W szczególności $\underset{\sim}{N}_2'$ będzie miała żądaną postać, gdy uzyskane wielkości bloków $\underset{\sim}{k}$ będą proporcjonalne do wielkości bloków z mieszańcami $\underset{\sim}{k}_1$, czyli gdy $\underset{\sim}{k} = \frac{n}{m}\underset{\sim}{k}_1$, co jest równoważne zależności $\frac{n_2}{m}\underset{\sim}{k}_1 = \underset{\sim}{k}_2$, gdzie n_2 jest liczbą obserwacji dla wzorców.

Sposób przydzielania mieszańców do bloków jest dowolny. Ponieważ jednak porównania mieszańców występujących w tych samych blokach dokonywane są z pełną efektywnością, więc we wspólnych blokach powinno znaleźć się potomstwo tych linii (półrodzeństwo), których porównanie jest najbardziej interesujące dla hodowcy.

W dalszym ciągu pracy rozpatrywać będziemy dwa przypadki tego typu doświadczenia. Mianowicie przypadek, gdy w doświadczeniu występują co najmniej 2 wzorce $(w \geqslant 2)$ oraz przypadek, gdy występuje jeden wzorzec $(w = 1)$. W tym drugim przypadku musi on występować w każdym z bloków na więcej niż jednym poletku, czyli $k_{2j} > 1$, dla $j = 1,2,\ldots,b$. Zachodzi wtedy zależność $\underset{\sim}{N}_2' = \underset{\sim}{k}_2' = \frac{n_2}{n}\underset{\sim}{k}'$.

2.3. MODEL OBSERWACJI

Model obserwacji z tak opisanego doświadczenia ma postać:

$$\underset{\sim}{y} = \underset{\sim}{1}\mu + \underset{\sim}{\Delta}'\underset{\sim}{\tau} + \underset{\sim}{D}'\underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{\eta},$$

gdzie $\underset{\sim}{y}$ jest n-wymiarowym wektorem obserwacji, μ jest parametrem wspólnym, $\underset{\sim}{\tau}$ jest v-wymiarowym wektorem parametrów obiektowych ($v = m + w$), $\underset{\sim}{\beta}$ jest b-wymiarowym wektorem parametrów blokowych, $\underset{\sim}{\eta}$ jest n-wymiarowym wektorem błędów losowych, o którym zakładamy, że ma wielowymiarowy rozkład normalny z wartością oczekiwaną $E(\underset{\sim}{\eta}) = \underline{0}$ i macierzą kowariancji $D^2(\underset{\sim}{\eta}) = \sigma^2 \underline{I}$, przy czym $\underline{I}$ jest macierzą jednostkową stopnia n. Macierze $\underset{\sim}{\Delta}'$ i $\underset{\sim}{D}'$ są znanymi macierzami układu o wymiarach odpowiednio $n \times v$ i $n \times b$, a wektor $\underset{\sim}{1}$ oznacza n-wymiarowy wektor jedynek.

Dla jednoznaczności rozwiązań zakładamy, że

$$[\underset{\sim}{1}', \underset{\sim}{r}_2']\underset{\sim}{\tau} = \underline{k}'\underset{\sim}{\beta} = 0 .$$

3. ANALIZA DOŚWIADCZENIA Z WIELOMA WZORCAMI

3.1. ANALIZA WARIANCJI

W celu przeprowadzenia analizy wariancji należy obliczyć następujące sumy kwadratów:

$$
\begin{aligned}
SSG &= \underset{\sim}{y}'\underset{\sim}{y} - G^2/n ,\\
SSR &= \underset{\sim}{B}'\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{B} - G^2/n ,\\
SSM &= \underset{\sim}{Q}_1'\underset{\sim}{Q}_1 + \frac{n}{n_2}\underset{\sim}{Q}_1'\underset{\sim}{N}_1\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{N}_1'\underset{\sim}{Q}_1 - \frac{n}{m\,n_2}\underset{\sim}{Q}_1'\underset{\sim}{1}\,\underset{\sim}{1}'\underset{\sim}{Q}_1 \qquad (3.1)\\
SSW &= \underset{\sim}{Q}_2'\underset{\sim}{r}_2^{-\delta}\underset{\sim}{Q}_2 - \frac{1}{n_2}\underset{\sim}{Q}_2'\underset{\sim}{1}\,\underset{\sim}{1}'\underset{\sim}{Q}_2 ,\\
SSK &= \frac{1}{m}\underset{\sim}{Q}_1'\underset{\sim}{1}\,\underset{\sim}{1}'\underset{\sim}{Q}_1 + \frac{1}{n_2}\underset{\sim}{Q}_2'\underset{\sim}{1}\,\underset{\sim}{1}'\underset{\sim}{Q}_2 ,\\
SSE &= SSG - SSR - SSM - SSW - SSK .
\end{aligned}
$$

Występujące w powyższych wzorach wielkości, wektory i macierze opiszemy poniżej. Macierz $\underset{\sim}{k}^{-\delta} = \mathrm{diag}\,[1/k_1, 1/k_2, \ldots, 1/k_b]$, gdzie $\underline{k}_h$ $(h=1,2,\ldots,b)$ jest wielkością h-tego bloku, $\underset{\sim}{r}_2^{-\delta} = \mathrm{diag}\,[1/r_{21}, 1/r_{22}, \ldots, 1/r_{2w}]$, gdzie r_{2j} $(j=1,2,\ldots,w)$ jest liczbą replikacji j-tego wzorca, $\underset{\sim}{N}_1$ jest $m \times b$ wymiarową macierzą incydencji dla mieszańców, $\underset{\sim}{B}$ jest b-wymiarowym wektorem sum obserwacji dla bloków, a G jest sumą wszystkich obserwacji z doświadczenia. Wektor $\underset{\sim}{Q}_2$ jest w-wymiarowym wektorem poprawionych sum dla wzorców postaci $\underset{\sim}{Q}_2 = \underset{\sim}{W} - \frac{G}{n}\underset{\sim}{r}_2$, gdzie $\underset{\sim}{W}$ jest w-wymiarowym wektorem sum obserwacji dla kolejnych wzorców. Wektor $\underset{\sim}{Q}_1$ jest natomiast m-wymiarowym wektorem poprawionych sum dla mieszańców, który obliczamy ze wzoru $\underset{\sim}{Q}_1 = \underset{\sim}{M} - \underset{\sim}{N}_1\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{B}$, gdzie $\underset{\sim}{M}$ jest m-wymiarowym wektorem obserwacji dla mieszańców. Składowe wektora $\underset{\sim}{Q}_1$ obliczamy w następujący sposób: od obserwacji dla odpowiedniego mieszańca odejmujemy sumę obserwacji z bloku, w którym ten mieszaniec występuje, podzieloną przez wielkość tego bloku. Pewnego wyjaśnienia może też wymagać składnik $\underset{\sim}{Q}_1'\underset{\sim}{N}_1\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{N}_1'\underset{\sim}{Q}_1$ występujący we wzorze na SSM. Wielkość tę obliczamy następująco: obliczamy sumy składowych wektora $\underset{\sim}{Q}_1$ odpowiadających mieszańcom występującym w kolejnych blokach. Otrzymujemy więc b sum. Każdą z nich podnosimy do kwadratu, dzielimy przez odpowiednią wielkość bloku i dodajemy tak otrzymane składniki.

Obliczone według powyższych wzorów sumy kwadratów zestawiamy w tablicy analizy wariancji

Zmienność	Suma kwadratów	Stopnie swobody	Średni kwadrat	Statystyka F
Bloki	SSR	b-1	-	-
Mieszańce	SSM	m-1	MSM	MSM/MSE
Wzorce	SSW	w-1	MSW	MSW/MSE
Kontrast mieszańce-wzorce	SSK	1	MSK	MSK/MSE
Błąd	SSE	ν_E	MSE	-
Całość	SSG	n-1	-	-

gdzie MSM = SSM/ (m-1), MSW = SSW/ (w-1), MSK = SSK , ν_E = n - b - w - - m + 1 oraz MSE = SSE/ ν_E .

3.2. ESTYMACJA PARAMETRÓW MODELU I TESTOWANIE HIPOTEZ

Oznaczmy przez $\underset{\sim}{\gamma}$ wektor wartości oczekiwanych obserwowanej cechy dla obiektów, czyli dla mieszańców i wzorców. Wektor $\underset{\sim}{\gamma} = \underset{\sim}{1}\mu + \underset{\sim}{\tau}$, przy czym możemy zapisać $\underset{\sim}{\gamma}' = [\underset{\sim}{\gamma}_1', \underset{\sim}{\gamma}_2']$, gdzie $\underset{\sim}{\gamma}_1$ jest m-wymiarowym wektorem wartości oczekiwanych dla mieszańców, a $\underset{\sim}{\gamma}_2$ wektorem o w składowych dla wzorców.

Estymatory tych wartości oczekiwanych mają postać:

$$\begin{aligned} \hat{\underset{\sim}{\gamma}}_1 &= \underset{\sim}{Q}_1 + (n/n_2)\underset{\sim}{N}_1\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{N}_1'\,\underset{\sim}{Q}_1 - (1/n_2)\underset{\sim}{1}\,\underset{\sim}{1}'\,\underset{\sim}{Q}_1 + (G/n)\underset{\sim}{1}\,, \\ \hat{\underset{\sim}{\gamma}}_2 &= \underset{\sim}{r}_2^{-\delta}\,\underset{\sim}{W}\,, \end{aligned} \tag{3.2}$$

gdzie składowe wektora $\underset{\sim}{N}_1\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{N}_1'\underset{\sim}{Q}_1$ obliczamy w następujący sposób: pierwszą składową dotyczącą 1-go mieszańca obliczamy dodając najpierw te elementy wektora $\underset{\sim}{Q}_1$, które dotyczą mieszańców występujących z 1-szym mieszańcem w jednym bloku, a następnie dzielimy otrzymaną sumę przez wielkość tego bloku . Podobnie obliczamy pozostałe m-1 składowych wektora $\underset{\sim}{N}_1\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{N}_1'\underset{\sim}{Q}_1$.

Wyniki zamieszczone w tabeli analizy wariancji umożliwiają weryfikację następujących hipotez ogólnych:

- o równości wartości oczekiwanych mieszańców;
- o równości wartości oczekiwanych wzorców;
- o równości średnich wartości oczekiwanych mieszańców i wzorców.

Powyższe hipotezy weryfikujemy porównując wartości funkcji testowej F (zamieszczonę w tabeli) z wartościami krytycznymi rozkładu F , odczytanymi na wybranym poziomie istotności α i odpowiednio dla $m-1$ i ν_E, $w-1$ i ν_E oraz 1 i ν_E stopni swobody.

Odrzucenie hipotez ogólnych pozwala przeprowadzić bardziej szczegółową analizę dotyczącą interesujących porównań pomiędzy mieszańcami, wzorcami oraz między mieszańcami i wzorcami. Ponieważ wszystkie hipotezy szczegółowe, które sformułujemy poniżej są kontrastami, więc testujemy je porównując wartość statystyki

$$F = \frac{K^2}{\mathrm{var}(K)}, \tag{3.3}$$

wyznaczoną dla poszczególnych hipotez, z wartością krytyczną rozkładu F odczytaną dla wybranego poziomu istotności α oraz 1 i ν_E stopni swobody. Występujący we wzorze (3.3) symbol K oznacza ocenę kontrastu, a $\mathrm{var}(K)$ wariancję tego kontrastu. Podamy teraz wzory na $\mathrm{var}(K)$ dla następujących interesujących porównań:

- porównanie dwóch grup mieszańców znajdujących się w tym samym bloku

$$\mathrm{var}(K) = \left(\frac{1}{m_1} + \frac{1}{m_2}\right) \mathrm{MSE}, \tag{3.4}$$

gdzie m_1 i m_2 oznaczają liczebności grup porównywanych mieszańców;

- porównanie wartości oczekiwanych mieszańców występujących w tym samym bloku $\mathrm{var}(K) = 2\mathrm{MSE}$; (3.5)

- porównanie wartości oczekiwanych mieszańców nie występujących w tym samym bloku

$$\mathrm{var}(K) = \left[2 + \frac{m}{n_2}\left(1/k_1^* + 1/k_1^{**}\right)\right] \mathrm{MSE}, \tag{3.6}$$

gdzie k_1^*, k_1^{**} oznaczają składowe wektora $\underset{\sim}{k}_1$ określające wielkości bloków, w których znajdują się porównywane mieszańce;

- porównanie wartości oczekiwanych wzorców

$$\mathrm{var}(K) = \left(1/r_2^* + 1/r_2^{**}\right)\mathrm{MSE}, \tag{3.7}$$

gdzie r_2^*, r_2^{**} oznaczają liczby replikacji porównywanych wzorców;

- porównanie mieszańca z wzorcem

$$\mathrm{var}(K) = \left[1 + m/(k_1^* n_2) - 1/n_2 + 1/r_2^*\right] \mathrm{MSE}. \tag{3.8}$$

4. ANALIZA DOŚWIADCZENIA Z JEDNYM WZORCEM

4.1. ANALIZA WARIANCJI

W przypadku, gdy doświadczenie blokowe założone zostało tak jak opisano w punkcie 2.2, ale w doświadczeniu występuje tylko jeden wzorzec, analiza wariancji przebiega w następujący sposób. Obliczamy sumy kwadratów

$$
\begin{aligned}
SSG &= \underset{\sim}{y}'\underset{\sim}{y} - G^2/n , \\
SSR &= \underset{\sim}{B}'\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{B} - G^2/n , \\
SSM &= \underset{\sim}{Q}_1'\underset{\sim}{Q}_1 + \frac{n}{n_2}\, \underset{\sim}{Q}_1'\underset{\sim}{N}_1\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{N}_1'\underset{\sim}{Q}_1 - \frac{n}{m\, n_2}\, \underset{\sim}{Q}_1'\, \underset{\sim}{1}\, \underset{\sim}{1}'\, \underset{\sim}{Q}_1 , \qquad (4.1) \\
SSK &= \frac{m\, n_2}{n} \left(\frac{1}{m}G_1 - \frac{1}{n_2}G_2\right)^2 , \\
SSE &= SSG - SSR - SSM - SSK .
\end{aligned}
$$

Symbole użyte w powyższych wzorach na sumy kwadratów mają takie same znaczenie jak w przypadku opisanym w punkcie 3.1, natomiast G_1 i G_2 oznaczają odpowiednio sumy obserwacji dla mieszańców i wzorca.

Obliczone według powyższych wzorów sumy kwadratów zestawiamy w tablicy analizy wariancji

Zmienność	Suma kwadratów	Stopnie swobody	Średni kwadrat	Statystyka F
Bloki	SSR	b-1	-	-
Mieszańce	SSM	m-1	MSM	MSM/MSE
Kontrast mieszańce-wzorzec	SSK	1	MSK	MSK/MSE
Błąd	SSE	ν_E	MSE	-
Całość	SSG	n-1	-	-

gdzie $\nu_E = n - m - b$, $MSM = SSM/(m-1)$, $MSE = SSE/\nu_E$ i $MSK = SSK$.

4.2. ESTYMACJA PARAMETRÓW MODELU I TESTOWANIE HIPOTEZ

Podobnie jak w przypadku wielu wzorców oznaczmy przez $\underset{\sim}{\gamma}$ wektor wartości oczekiwanych obserwowanej cechy dla obiektów. Wektor $\underset{\sim}{\gamma} = \underset{\sim}{1}\mu + \underset{\sim}{\tau}$, przy czym możemy zapisać $\underset{\sim}{\gamma} = [\underset{\sim}{\gamma}_1', \gamma_2]'$, gdzie $\underset{\sim}{\gamma}_1$ jest m-wymiarowym wektorem dla mieszańców, a γ_2 wartością oczekiwaną badanej cechy dla wzorca.

Estymatory tych wartości oczekiwanych mają postać

$$
\begin{aligned}
\hat{\underset{\sim}{\gamma}}_1 &= \underset{\sim}{Q}_1 + (n/n_2)\underset{\sim}{N}_1\underset{\sim}{k}^{-\delta}\underset{\sim}{N}_1'\underset{\sim}{Q}_1 - (1/n_2)\underset{\sim}{1}\, \underset{\sim}{1}'\, \underset{\sim}{Q}_1 + (G/n)\underset{\sim}{1} , \\
\hat{\gamma}_2 &= \frac{1}{n_2}G_2 ,
\end{aligned}
\qquad (4.2)
$$

gdzie G_2 jest sumą wszystkich obserwacji dla wzorca występującego w doświadczeniu. Zauważmy, że wzór (4.2) jest taki sam jak wzór na estymator $\hat{\underset{\sim}{\gamma}}_1$ w przypadku wielu wzorców, czyli jak wzór (3.2).

Wyniki zamieszczone w tabeli analizy wariancji pozwalają jedynie zweryfikować hipotezę mówiącą o równości wartości oczekiwanych wszystkich mieszańców oraz hipotezę mówiącą o równości średniej wartości oczekiwanej mieszańców i wzorca. Hipotezy te testujemy porównując wartości funkcji F (zamieszczone w tabeli analizy wariancji) z wartościami krytycznymi F odczytanymi dla wybranego poziomu istotności α, odpowiednio dla $m-1$ i ν_E oraz 1 i ν_E stopni swobody.

Hipotezy szczegółowe dotyczące porównań mieszańców testujemy tak jak w przypadku wielu wzorców, obliczając wartość funkcji testowej F ze wzoru (3.3). Interesujące tutaj hipotezy szczegółowe dotyczące:

- porównania dwóch grup mieszańców znajdujących się w tym samym bloku;
- porównania wartości oczekiwanych mieszańców występujących w tym samym bloku;
- porównania wartości oczekiwanych mieszańców nie występujących w tym samym bloku;
- porównania mieszańca z wzorcem,

testujemy korzystając odpowiednio ze wzorców (3.4), (3.5), (3.6), natomiast dla ostatniej hipotezy szczegółowej wzór (3.8) upraszcza się do postaci

$$\mathrm{var}\ (K) = [1+ m/(k_1^* n_2)]\ \mathrm{MSE}. \tag{4.3}$$

5. ANALIZA OGÓLNEJ I SPECYFICZNEJ ZDOLNOŚCI KOMBINACYJNEJ

5.1. DEFINICJE

Dla zdefiniowania efektów ogólnej zdolności kombinacyjnej (g.c.a.) i specyficznej zdolności kombinacyjnej (s.c.a.) wygodnie jest oznaczyć składowe wektora $\underline{\delta}_1$ przez δ_{ij}, przy czym δ_{ij} oznacza wartość oczekiwaną mieszańca otrzymanego ze skrzyżowania i-tej linii z j-tym testerem, $i=1,2,\ldots,l$; $j=1,2,\ldots,t$. Parametry te zestawiamy w tablicy, uwzględniając tylko to potomstwo, dla którego otrzymaliśmy z doświadczenia obserwacje.

Jeżeli na przykład ze skrzyżowania $l=5$ linii z $t=3$ testerami otrzymano $m=11$ mieszańców (1,1),(1,2),(2,2),(2,3),(3,1),(3,3),(4,1),(4,2), (4,3),(5,1) oraz (5,3) to tablica ta ma postać:

Linie \ Testery	1	2	3
1	δ_{11}	δ_{12}	-
2	-	δ_{22}	δ_{23}
3	δ_{31}	-	δ_{33}
4	δ_{41}	δ_{42}	δ_{43}
5	δ_{51}	-	δ_{53}

Przez l_j ($j=1,2,\ldots,t$) oznaczać będziemy liczbę linii skrzyżowanych z j-tym testerem, a przez t_i ($i = 1,2,\ldots,l$) oznaczać będziemy liczbę testerów skrzyżowanych z i-tą linią. Oczywiście zachodzi tutaj związek

$l_1 + l_2 + \ldots + l_t = t_1 + t_2 + \ldots + t_l = m$. W podanym przykładowo schemacie krzyżowania mamy $l_1 = 4$, $l_2 = 3$, $l_3 = 4$, a $t_1 = t_2 = t_3 = 2$, $t_4 = 3$ i $t_5 = 2$ oraz $m = 11$.

Przez $\gamma_{i.}$ oznaczać będziemy sumę efektów γ_{ij} w i-tym wierszu, przez $\gamma_{.j}$ sumę efektów γ_{ij} w j-tej kolumnie, a przez $\gamma_{..}$ sumę wszystkich efektów, przy czym $\gamma_{1.} + \gamma_{2.} + \ldots + \gamma_{l.} = \gamma_{.1} + \gamma_{.2} + \ldots + \gamma_{.t} = \gamma_{..}$.

Przy tych oznaczeniach efekty ogólnej zdolności kombinacyjnej definiujemy następująco:

- efekt g.c.a. dla i-tej linii

$$g_i^L = \gamma_{i.}/t_i - \gamma_{..}/m \quad ;$$

- efekt g.c.a. dla j-tego testera

$$g_j^T = \gamma_{.j}/l_j - \gamma_{..}/m \quad ;$$

- efekt specyficznej zdolności kombinacyjnej

$$s_{ij} = \gamma_{ij} - \gamma_{i.}/t_{i.} - \gamma_{.j}/l_j + \gamma_{..}/m \; ; \; i=1,2,\ldots,l; \quad j=1,2\ldots,t.$$

5.2. ESTYMACJA I TESTOWANIE HIPOTEZ

Estymatory efektów g.c.a. i s.c.a. uzyskujemy zestawiając z wyliczonych za pomocą wzoru (3.2) lub (4.2) ocen parametrów $\hat{\gamma}_{ij}$ tabelkę analogiczną do podanej w punkcie 5.1, poszerzoną o sumy brzegowe $\hat{\gamma}_{i.}$, $\hat{\gamma}_{.j}$ oraz $\hat{\gamma}_{..}$. Korzystając teraz z podanych definicji g.c.a. i s.c.a. otrzymujemy

$$\hat{g}_i^L = \hat{\gamma}_{i.}/t_i - \hat{\gamma}_{..}/m \quad ;$$

$$\hat{g}_j^T = \hat{\gamma}_{.j}/l_j - \hat{\gamma}_{..}/m \quad ; \tag{5.1}$$

$$\hat{s}_{ij} = \hat{\gamma}_{ij} - \hat{\gamma}_{i.}/t_i - \hat{\gamma}_{.j}/l_j + \hat{\gamma}_{..}/m \, .$$

Dla parametrów ogólnej i specyficznej zdolności kombinacyjnej interesujące są pewne hipotezy szczegółowe, które podamy poniżej. Hipotezy te testujemy korzystając ze wzoru (3.3), przy czym wzory na K i var (K) dla każdej hipotezy podamy oddzielnie.

Hipotezy dotyczące ogólnej zdolności kombinacyjnej

- badanie istotności efektów g.c.a. i-tej linii

$$H_0: \; g_i^L = 0 \quad ; \tag{5.2}$$

- badanie istotności efektów g.c.a. j-tego testera

$$H_0:\ g_j^T = 0\ ; \tag{5.3}$$

Dla tych hipotez mamy

$$K = \begin{cases} \hat{g}_i^L & \text{dla (5.2)} \\ \hat{g}_j^T & \text{dla (5.3)} \end{cases}$$

oraz

$$\mathrm{var}(K) = \begin{cases} \left(\frac{1}{t_i} - \frac{1}{m} + \frac{m}{n} \, \underset{\sim}{c}_1' \underset{\sim}{N}_1 \underset{\sim}{k}_1^{-\delta'} \underset{\sim}{N}_1' \underset{\sim}{c}_1 \right) \ \mathrm{MSE} & \text{dla (5.2)} \\ \left(\frac{1}{I_j} - \frac{1}{m} + \frac{m}{n_2} \, \underset{\sim}{c}_2' \underset{\sim}{N}_1 \underset{\sim}{k}_1^{-\delta} \underset{\sim}{N}_1' \underset{\sim}{c}_2 \right) \ \mathrm{MSE} & \text{dla (5.3)}, \end{cases}$$

gdzie $\underset{\sim}{c}_1$ ($\underset{\sim}{c}_2$) jest wektorem utworzonym ze współczynników przy kolejnych $\underline{\hat{\delta}}_{ij}$ tworzącym kontrast g_i^L (g_j^T),

- porównanie g.c.a. dwóch różnych linii ($i \neq i'$)

$$H_0:\ g_i^L - g_{i'}^L = 0\ ; \tag{5.4}$$

- porównanie g.c.a. dwóch różnych testerów ($j \neq j'$)

$$H_0:\ g_j^T - g_{j'}^T = 0\ . \tag{5.5}$$

Dla tych hipotez mamy

$$K = \begin{cases} \hat{g}_i^L - \hat{g}_{i'}^L & \text{dla (5.4)} \\ \hat{g}_j^T - \hat{g}_{j'}^T, & \text{dla (5.5)} \end{cases}$$

oraz

$$\mathrm{var}(K) = \begin{cases} \left(\frac{1}{t_i} + \frac{1}{t_{i'}} + \frac{m}{n_2} \, \underset{\sim}{c}_3' \underset{\sim}{N}_1 \underset{\sim}{k}_1^{-\delta} \underset{\sim}{N}_1' \underset{\sim}{c}_3 \right) \ \mathrm{MSE} & \text{dla (5.4.)} \\ \left(\frac{1}{I_j} + \frac{1}{I_{j'}} + \frac{m}{n_2} \, \underset{\sim}{c}_4' \underset{\sim}{N}_1 \underset{\sim}{k}_1^{-\delta} \underset{\sim}{N}_1' \underset{\sim}{c}_4 \right) \ \mathrm{MSE} & \text{dla (5.5.)} \end{cases}$$

gdzie $\underset{\sim}{c}_3$ ($\underset{\sim}{c}_4$) jest wektorem utworzonym ze współczynników przy kolejnych $\underline{\hat{\delta}}_{ij}$, tworzącym kontrast $g_i^L - g_{i'}^L$ ($g_j^T - g_{j'}^T$).

Hipotezy dotyczące specyficznej zdolności kombinacyjnej

- badanie istotności efektu s.c.a. (i,j)-tego mieszańca

$$H_0:\ \underline{s}_{ij} = 0\ . \tag{5.6}$$

Dla tej hipotezy $K = \hat{s}_{ij}$,

a

$$\mathrm{var}(K) = \left(1 - \frac{1}{t_i} - \frac{1}{l_j} + \frac{2}{t_i l_j} - \frac{1}{m} + \frac{m}{n_2}\, \underset{\sim}{c}_5' \underset{\sim}{N}_1 \underset{\sim}{k}_1^{-\delta} \underset{\sim}{N}_1' \underset{\sim}{c}_5\right) \mathrm{MSE}\,,$$

gdzie $\underset{\sim}{c}_5$ jest wektorem utworzonym ze współczynników przy kolejnych γ_{ij} tworzącym kontrast s_{ij}.

- porównanie s.c.a. dla tej samej linii i różnych testerów $(j \neq j')$

$$H_o : s_{ij} - s_{ij'} = 0\,; \tag{5.7}$$

- porównanie s.c.a. dla tych samych testerów, ale różnych linii $(i \neq i)$

$$H_o : s_{ij} - s_{i'j} = 0\,; \tag{5.8}$$

- porównanie s.c.a. różnych linii i różnych testerów $(i=i)$; $(j \neq j)$

$$H_o : s_{ij} - s_{i'j'} = 0. \tag{5.9}$$

Potrzebne do obliczenia wartości funkcji testowej wielkości obliczamy ze wzorów

$$K = \begin{cases} \hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ij'} & \text{dla } (5.7), \\ \hat{s}_{ij} - \hat{s}_{i'j} & \text{dla } (5.8), \\ \hat{s}_{ij} - \hat{s}_{i'j'} & \text{dla } (5.9) \end{cases}$$

oraz

$$\mathrm{var}(K) = \begin{cases} \left[2 - \left(\frac{1}{l_j} + \frac{1}{l_{j'}}\right) + \frac{m}{n_2}\, \underset{\sim}{c}_6' \underset{\sim}{N}_1 \underset{\sim}{k}_1^{-\delta} \underset{\sim}{N}_1' \underset{\sim}{c}_6\right] \mathrm{MSE} & \text{dla } (5.7), \\ \left[2 - \left(\frac{1}{t_i} + \frac{1}{t_{i'}}\right) + \frac{m}{n_2}\, \underset{\sim}{c}_7' \underset{\sim}{N}_1 \underset{\sim}{k}_1^{-\delta} \underset{\sim}{N}_1' \underset{\sim}{c}_7\right] \mathrm{MSE} & \text{dla } (5.8), \\ \left[2 - \left(\frac{1}{t_i} + \frac{1}{t_{i'}} + \frac{1}{l_j} + \frac{1}{l_{j'}}\right) + 2\left(\frac{1}{t_i l_j} - \frac{\delta_{ij'}}{t_i l_{j'}} - \frac{\delta_{i'j}}{t_{i'} l_j} + \frac{1}{t_{i'} l_{j'}}\right) + \right. & \\ \left. \quad + \frac{m}{n_2}\, \underset{\sim}{c}_8' \underset{\sim}{N}_1 \underset{\sim}{k}_1^{-\delta} \underset{\sim}{N}_1' \underset{\sim}{c}_8\right] \mathrm{MSE} & \text{dla } (5.9), \end{cases}$$

gdzie $\delta_{ij'}$ $(\delta_{i'j})$ przyjmuje wartość 1, gdy (i,j') (odpowiednio (i',j)) mieszaniec występuje w doświadczeniu, a 0 w przeciwnym przypadku, natomiast $\underset{\sim}{c}_6$ $(\underset{\sim}{c}_7, \underset{\sim}{c}_8)$ jest wektorem utworzonym ze współczynników przy kolejnych δ_{ij}, tworzącymi kontrast $s_{ij} - s_{ij'}$ $(s_{ij} - s_{i'j}$, $s_{ij} - s_{i'j'})$.

Podane wzory dotyczą zarówno przypadku, gdy wzorce stanowią formy rodzicielskie (testery) jak i przypadku, gdy wzorcami są odmiany nie będące formami rodzicielskimi. W pierwszym przypadku można powiedzieć, że porównanie mieszańca z formą rodzicielską (wzory (3.8) i (4.3)) informuje o zachodzeniu zjawiska heterozji.

6. PRZYKŁAD

Opisaną w pracy metodę zilustrujemy przykładem z doświadczeń nad słonecznikiem. Wykorzystamy tu dane dotyczące cechy wysokości roślin słonecznika w momencie ich I pomiaru. Są one częścią badań nad dziedziczeniem cech ilościowych u słonecznika.

W wyniku krzyżowania $l=8$ linii wsobnych z każdym z $t=3$ testerów otrzymano 20 mieszańców; nie uzyskano nasion z 4 krzyżowań, tj. dla krzyżówek $L_3 \times T_1$, $L_4 \times T_1$, $L_4 \times T_2$ i $L_7 \times T_2$.

W celu znalezienia najlepszych mieszańców, a także linii i testerów, których potomstwo odznacza się największą wysokością roślin, założono doświadczenie polowe, jednopowtórzeniowe z wzorcami w $b=3$ blokach zawierających odpowiednio 15, 15 i 20 poletek. Na poletkach poszczególnych bloków rozlosowano potomstwo kolejnych testerów (por. macierz incydencji $\underset{\sim}{N}_1$) oraz wszystkie testery replikowane 3-krotnie w 1 i 2 bloku oraz 4-krotnie w 3 bloku (por. macierz incydencji $\underset{\sim}{N}_2$).

$$\underset{\sim}{N}_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \underset{\sim}{N}_2 = \begin{bmatrix} 3 & 3 & 4 \\ 3 & 3 & 4 \\ 3 & 3 & 4 \end{bmatrix}, \quad \underset{\sim}{N} = \begin{bmatrix} \underset{\sim}{N}_1 \\ \\ \underset{\sim}{N}_2 \end{bmatrix}$$

A więc w pierwszym bloku rozlosowano 6 mieszańców stanowiących grupę półrodzeństwa 1-go testera, w drugim bloku rozlosowano 6 mieszańców stanowiących grupę półrodzeństwa 2-go testera, wreszcie w trzecim bloku rozlosowano 8 mieszańców stanowiących półrodzeństwo 3-go testera. Wektory wielkości bloków dla mieszańców i testerów są odpowiednio równe $\underset{\sim}{k}_1' = [6 \;\; 6 \;\; 6]$ i $\underset{\sim}{k}_2' = [9 \;\; 9 \;\; 12]$. Wektor replikacji dla testerów $\underset{\sim}{r}_2' = [10 \;\; 10 \;\; 10]$. Oczywiste, że wektor replikacji dla mieszańców jest wektorem jedynek. Tym samym liczba wszystkich obserwacji wynosi $n=50$, w tym $n_1=20$ to obserwacje mieszańców, a $n_2=30$ testerów.

Zgodnie z teorią przedstawioną w rozdziałach 3 i 5, w obliczeniach korzystać będziemy dodatkowo z następujących macierzy diagonalnych:

$$\underset{\sim}{k}^{-\delta} = \mathrm{diag}\left[\frac{1}{15} \quad \frac{1}{15} \quad \frac{1}{15}\right],$$

$$\underset{\sim}{k_1}^{-\delta} = \mathrm{diag}\left[\frac{1}{6} \quad \frac{1}{6} \quad \frac{1}{6}\right],$$

i $$\underset{\sim}{r_2}^{-\delta} = \mathrm{diag}\left[\frac{1}{10} \quad \frac{1}{10} \quad \frac{1}{10}\right].$$

Średnie z poletek dla mieszańców i testerów zestawiono w tablicy 1.

T a b l i c a 1. Wysokość roślin słonecznika w momencie I pomiaru (średnie z poletek)

Mieszańce $L_i \times T_j$ oraz Testery T_j	Bloki 1	2	3
$L_1 \times T_1$	8.5		
$L_2 \times T_1$	8.2		
$L_5 \times T_1$	9.9		
$L_6 \times T_1$	6.6		
$L_7 \times T_1$	5.1		
$L_8 \times T_1$	9.5		
$L_1 \times T_2$		6.2	
$L_2 \times T_2$		5.6	
$L_3 \times T_2$		7.0	
$L_5 \times T_2$		5.0	
$L_6 \times T_2$		4.4	
$L_8 \times T_2$		7.3	
$L_1 \times T_3$			9.3
$L_2 \times T_3$			9.1
$L_3 \times T_3$			6.0
$L_4 \times T_3$			8.6
$L_5 \times T_3$			8.2
$L_6 \times T_3$			6.5
$L_7 \times T_3$			10.1
$L_8 \times T_3$			9.8
	5.8	6.2	7.0
T_1	8.7	7.0	7.2
	5.5	5.0	7.1
			7.1

1	1	2	3
	7.6	6.5	6.9
T_2	6.6	5.7	7.0
	5.4	7.4	7.1
			6.7
	6.8	8.8	8.2
T_3	8.9	7.8	8.4
	7.9	7.0	8.4
			8.3

Obliczone na podstawie wzorów (3.1) sumy kwadratów dla bloków, mieszańców, testerów, kontrastu mieszańce-testery oraz dla błędu podane są w tablicy 2. W tablicy analizy wariancji przedstawione są także wyniki testowania interesujących hipotez ogólnych. Świadczą one o istnieniu różnic zarówno między mieszańcami jak i między testerami pod względem wysokości roślin w momencie ich I pomiaru. Nie została natomiast odrzucona (na poziomie $\alpha = 0.05$) hipoteza dotycząca równości średnich efektów mieszańców i testerów.

Oceny wartości oczekiwanych wysokości roślin w momencie I pomiaru dla mieszańców przedstawione są w tablicy 3, a wyniki testowania kontrastów między mieszańcami zestawione w tablicy 4 świadczą o istnieniu stosunkowo licznej grupy potomstwa charakteryzującego się największą wysokością siewek.

T a b l i c a 2. Analiza wariancji

Zmienność	Suma kwadratów	Liczba stopni swobody	Średni kwadrat	F	$F_{0.05}$	$F_{0.01}$
Bloki	16.7838	2	8.3919	12.614	3.38	5.57
Mieszańce	47.4314	19	2.4964	3.752	2.02	2.73
Testery	12.6086	2	6.3043	9.476	3.38	5.57
Kontrast mieszańce - testery	2.0336	1	2.0336	3.057	4.24	7.77
Błąd	16.7838	25	0.6653			
Całość	95.4898	49				

Oceny wartości oczekiwanych testerów wynoszą odpowiednio: 6.66, 6.69 i 8.05. Znajdujące się w tablicy 5 rezultaty testowania porównań dla każdej pary testerów pozwalają jednoznacznie wyróżnić tester o numerze 3. Średnia wysokość roślin u tego testera istotnie przewyższa wysokości roślin u każdego z pozostałych dwu testerów.

Oprócz zbadania istotności kontrastów dotyczących oddzielnie mieszańców i testerów, hodowcę interesuje porównanie potomstwa z formami rodzicielskimi. Oceny tych porównań są zestawione, wraz z odpowiadającymi im wartościami statystyki F, w tablicy 6.

T a b l i c a 3. Oceny wartości oczekiwanych potomstwa otrzymanego w wyniku skrzyżowania i-tej linii z j-tym testerem

Tester (j=) / Linia (i=)	$\hat{\gamma}_{ij}$ 1	2	3	Suma $\hat{\gamma}_{i.}$
1	8.61	6.51	8.98	24.10
2	8.31	5.91	8.78	23.00
3	-	7.31	5.68	12.99
4	-	-	8.28	8.28
5	10.01	5.31	7.88	23.20
6	6.71	4.71	6.18	17.60
7	5.21	-	9.78	14.99
8	9.61	7.61	9.48	26.70
Suma $\hat{\gamma}_{.j}$	48.46	37.36	65.04	150.86

T a b l i c a 4. Wyniki testowania wartości oczekiwanych wysokości roślin słonecznika w momencie pierwszego pomiaru dla wybranych kontrastów między potomstwami

Kontrast (ij) - (i'j')	Ocena kontrastu	Wariancja kontrastu	Wartość statystyki F
(11) - (21)	0.30	1.3306	0.068
(51) - (71)	4.80	1.3306	17.315
(12) - (22)	0.60	1.3306	0.271
(82) - (62)	2.90	1.3306	6.320
(13) - (23)	0.20	1.3306	0.030
(73) - (33)	3.90	1.3306	11.431
(11) - (12)	2.10	1.4784	2.983
(11) - (13)	-0.37	1.4599	0.094
(51) - (82)	2.30	1.4784	3.578
(51) - (73)	0.23	1.4599	0.036
(62) - (73)	-5.07	1.4599	17.607
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

T a b l i c a 5. Wyniki testowania hipotez dotyczących kontrastów między wartościami oczekiwanymi testerów

Kontrast (j) - (j')	Ocena kontrastu	Wariancja kontrastu	Wartość statystyki F
(3) - (1)	1.39	0.1331	14.516
(3) - (2)	1.36	0.1331	13.896
(2) - (1)	0.03	0.1331	0.007
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

T a b l i c a 6 Wyniki testowania hipotez dotyczących kontrastów między wartościami oczekiwanymi potomstw i ich form rodzicielskich (testerów)

Kontrast (ij) - (j)	Ocena kontrastu	Wariancja kontrastu	Wartość statystyki F
(11) - (1)	1.95	0.7836	4.853
(21) - (1)	1.65	0.7836	3.474
(51) - (1)	3.35	0.7836	14.322
(61) - (1)	0.05	0.7836	0.003
(71) - (1)	-1.45	0.7836	2.683
(81) - (1)	3.00	0.7836	11.485
(12) - (2)	-0.18	0.7836	0.040
(22) - (2)	-0.78	0.7836	0.776
(32) - (2)	0.62	0.7836	0.491
(52) - (2)	-1.38	0.7836	2.430
(62) - (2)	-1.98	0.7836	5.003
(82) - (2)	0.92	0.7836	1.080
(13) - (3)	0.93	0.7651	1.130
(23) - (3)	0.73	0.7651	0.697
(33) - (3)	-2.37	0.7651	7.341
(43) - (3)	0.23	0.7651	0.069
(53) - (3)	-0.17	0.7651	0.038
(63) - (3)	-1.87	0.7651	4.571
(73) - (3)	1.73	0.7651	3.912
(83) - (3)	1.43	0.7651	2.673
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

Analizując wyniki znajdujące się w tablicy 6 łatwo zauważyć, że 3 mieszańce, a mianowicie $L_5 \times T_1$, $L_8 \times T_1$ i $L_1 \times T_1$, posiadają istotnie wyższe (co najmniej na poziomie $\alpha = 0.05$) wartości badanej cechy od swoich rodziców.

Mając oceny wartości oczekiwanych rodziców i ich potomstwa można znaleźć oceny ogólnej i specyficznej zdolności kombinacyjnej - obrazuje je tablica 7.

T a b l i c a 7. Oceny efektów g.c.a. i s.c.a

Linia (i=) \ Tester (j=)	$\hat{s}_{ij}$ 1	$\hat{s}_{ij}$ 2	$\hat{s}_{ij}$ 3	$\hat{g}_i^L$
1	0.043	-0.207	0.360	0.490
2	0.109	-0.441	0.526	0.124
3	-	2.131	-1.402	-1.048
4	-	-	-0.587	0.737
5	1.743	-1.107	-0.440	0.190
6	0.309	0.159	-0.274	-1.676
7	-2.819	-	1.698	-0.048
8	0.176	0.026	-0.007	1.357
$\hat{g}_j^T$	0.534	-1.316	0.587	

W tablicy 8 podane są wyniki testowania hipotez o braku istotności efektów ogólnej zdolności kombinacyjnej wszystkich linii i testerów.

Z otrzymanych wyników na uwagę zasługuje linia nr 8, charakteryzująca się wysoce istotną wartością efektu ogólnej zdolności kombinacyjnej, wyrażającą się większą wysokością mieszańców. Porównanie efektu g.c.a. linii nr 8 z pozostałymi liniami dokonane jest w tablicy 9, zaś porównanie testerów pod względem ogólnej zdolności kombinacyjnej przedstawione jest w tablicy 10.

T a b l i c a 8. Wyniki testowania hipotez o braku istotności efektów g.c.a linii i testerów

Hipoteza	Ocena efektu g.c.a.	Wariancja	Wartość statystyki F
1	2	3	4
$g_1^L = 0$	0.490	0.1891	1.270
$g_2^L = 0$	0.124	0.1891	0.081

1	2	3	4
$g_3^L = 0$	-1.048	0.3096	3.547
$g_4^L = 0$	0.737	0.6653	0.816
$g_5^L = 0$	0.190	0.1891	0.191
$g_6^L = 0$	-1.676	0.1891	14.854
$g_7^L = 0$	-0.048	0.3096	0.007
$g_8^L = 0$	1.357	0.1891	9.738
$g_1^T = 0$	0.534	0.1294	2.204
$g_2^T = 0$	-1.316	0.1294	13.384
$g_3^T = 0$	0.587	0.0831	4.144
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

T a b l i c a 9. Oceny i wyniki testowania wybranych kontrastów pomiędzy efektami g.c.a. linii

Kontrast (i) - (i')	Ocena kontrastu	Wariancja kontrastu	Wartość statystyki F
(8) - (1)	0.867	0.4436	1.695
(8) - (2)	1.233	0.4436	3.427
(8) - (3)	2.405	0.5663	10.214
(8) - (4)	0.620	0.9281	0.414
(8) - (5)	1.167	0.4436	3.070
(8) - (6)	3.035	0.4436	20.737
(8) - (7)	1.405	0.5663	3.486
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

T a b l i c a 10. Oceny i wyniki testowania kontrastów pomiędzy efektami g.c.a testerów

Kontrast (j) - (j)	Ocena kontrastu	Wariancja kontrastu	Wartość statystyki F
(3) - (1)	0.053	0.3234	0.009
(3) - (2)	1.903	0.3234	11.198
(1) - (2)	1.850	0.3697	9.258
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

Testowanie hipotez o braku istotności efektów specyficznej zdolności kombinacyjnej wybranych par rodziców przeprowadzone jest w tablicy 11. Na uwagę zasługują tutaj oceny efektów specyficznej zdolności kombinacyjnej otrzymane dla krzyżówek $L_3 x T_2$ i $L_5 x T_1$ ($\hat{s}_{32} = 2.131$, $\hat{s}_{51} = 1.743$). Istotna jest także ocena s.c.a. dla krzyżówki $L_7 x T_1$ ($\hat{s}_{71} = -2.819$). Ujemna wartość s.c.a. świadczy o tym, że skrzyżowanie linii nr 7 z testerem nr 1 daje potomstwo wykazujące niższą wartość badanej cechy.

T a b l i c a 11. Wyniki testowania hipotez o braku istotności efektów s.c.a. wybranych krzyżówek

Hipoteza	Ocena efektu s.c.a.	Wariancja	Wartość statystyki F
$s_{11} = 0$	0.043	0.3737	0.005
$s_{51} = 0$	1.743	0.3737	8.130
$s_{71} = 0$	-2.819	0.3095	25.676
$s_{22} = 0$	-0.441	0.3737	0.520
$s_{32} = 0$	2.131	0.3095	14.763
$s_{13} = 0$	0.360	0.3830	0.338
$s_{43} = 0$	-0.587	0.0831	4.144
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

Wyboru najlepszych testerów oraz linii do dalszych krzyżówek można dokonać analizując kontrasty między efektami s.c.a. dla potomstw tych samych linii (tab. 12) oraz dla potomstw tych samych testerów (tab. 13).

T a b l i c a 12. Oceny i wyniki testowania wybranych kontrastów między efektami s.c.a. potomstw tych samych linii

Kontrast (ij) - (ij')	Ocena kontrastu	Wariancja kontrastu	Wartość statystyki F
(13) - (11)	0.317	1.1367	0.088
(13) - (12)	0.567	1.1367	0.283
(11) - (12)	0.250	1.1088	0.056
(32) - (33)	3.533	1.1367	10.981
(51) - (52)	2.850	1.1088	7.325
(51) - (53)	2.183	1.1367	4.192
(73) - (71)	4.517	1.1367	17.950
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

T a b l i c a 13. Oceny i wyniki testowania wybranych kontrastów między efektami s.c.a. potomstw tych samych testerów

Kontrast (ij) - (i'j)	Ocena kontrastu	Wariancja kontrastu	Wartość statystyki F
(11) - (21)	-0.066	0.8871	0.005
(51) - (61)	1.434	0.8871	2.318
(71) - (11)	-2.862	0.7880	10.395
(32) - (62)	1.972	0.7880	4.935
(32) - (82)	2.105	0.8871	4.995
(73) - (23)	1.172	0.7880	1.743
(73) - (13)	1.338	0.7880	2.272
Wartość krytyczna F na poziomie 0.05			4.24
Wartość krytyczna F na poziomie 0.01			7.77

Analizowany przykład doświadczenia ze słonecznikiem omówiony został w sposób ogólny, ponieważ naszym celem było przede wszystkim przedstawienie możliwości uzyskania rozmaitych informacji genetycznych i hodowlanych w wyniku zastosowania prezentowanej w pracy metody.

LITERATURA

Barbacki, S. (1935). Ogólna metodyka doświadczeń polowych w zarysie. Puławy.

Brykczyńska, W. (1947). Wskazówki do przeprowadzania doświadczeń polowych. Warszawa.

Caliński,T., Ceranka,B. (1976). Układy zrównoważone o blokach niekompletnych rozszerzone obiektami wzorcowymi. W zbiorze: Szóste Colloquium Metodologiczne z Agrobiometrii, PAN, Warszawa, 189-205.

Ceranka,B., Chudzik,K. (1977). Doświadczenia jednopowtórzeniowe z wzorcem. W zbiorze: Siódme Colloquium Metodologiczne z Agrobiometrii, PAN, Warszawa, 318-331.

Ceranka,B., Kiełczewska,H. (w druku). Analiza trójkatnych tablic krzyżówek diallelicznych dla doświadczeń zakładanych w dowolnych układach blokowych.

Dobek,A., Kaczmarek,Z., Kiełczewska,H., Łuczkiewicz,T., (1980). Podstawy i założenia analizy krzyżówek diallelicznych dla doświadczeń zakładanych w układach zrównoważonych o blokach niekompletnych. W zbiorze:Dziesiąte Colloquium Metodologiczne z Agrobiometrii, PAN, Warszawa, 332-348.

Kaczmarek, Z., Kiełczewska,H., Łuczkiewicz,T., (w druku). Linie x tester analysis for orthogonally supplemented balanced incomplete block designs.

Kiełczewska,H. (1983). Analiza doświadczenia jednopowtórzeniowego z wzorcami. Biblioteka ZMMiSt.

Nawrocki,Z. (1967). Teoria i praktyka doświadczenia rolniczego. PWN, Warszawa.

Przyborowski,J., Wileński,H. (1937). Metoda przeprowadzania doświadczeń z zastosowaniem poletek wzorcowych. Kraków.

Sinh,R.K., Chandhary, B.D. (1979). Biometrical methods in quantitative genetic analysis. New Delhi.

Załęski,E. (1927). Metodyka doświadczeń rolniczych. Lwów.