

METODY STATYSTYCZNEJ ANALIZY WYNIKÓW DOŚWIADCZEŃ PŁODOZMIANOWYCH

Tadeusz Przybysz

Zakład Doświadczalnictwa Instytutu Zastosowań Matematyki AR w Lublinie

Przydatność rolnicza poszczególnych płodozmianów powinna być sprawdzona doświadczalnie. Opracowanie statystyczne wyników tego typu doświadczeń napotyka istotne trudności. Główna przeszkoda pochodzi stąd, że wszystkie rośliny wchodzące w skład rotacji występują w kolejnych latach na tym samym polu, natomiast w jednym roku na różnych polach występują różne ziemiopłody. Tak więc w każdym roku na poszczególnych polach płodozmianowych mamy plony różnych gatunków roślin, które na ogół są nieporównywalne ze względu na znaczne różnice jakościowe. Ponadto z uwagi na zmienność warunków atmosferycznych może powstać zjawisko interakcji pomiędzy polami płodozmianowymi i latami, a także między powtórzeniami (blokami) i latami.

Z tego względu powszechnie znane w doświadczalnictwie modele matematyczne nie mogą być wprost wykorzystane do doświadczeń płodozmianowych.

Literatura dotycząca statystycznej analizy wyników doświadczeń płodozmianowych jest skromna. Do podstawowych pozycji należy zaliczyć prace Yatesa [11, 12] oraz Pattersona [6]. W piśmiennictwie polskim można wymienić prace Przybysza [7, 8, 9]. W cytowanych pracach za podstawę do porównań bierze się pojedyncze plony tzw. „rośliny testowej”. Zaprezentowane przez wspomnianych autorów metody odnoszą się do porównań szczególnych typów płodozmianów i wymagają korzystania z programów obliczeniowych na maszyny cyfrowe. Z tego względu metody te są trudno dostępne i mało wśród praktyków rozpowszechnione.

SCHEMATY EKSPERYMENTALNE

W niniejszej pracy przedstawiamy metody statystyczne porównania płodozmianów za pomocą wybranej rośliny testowej. Schematy eksperymentalne służące porównaniu płodozmianów powinny spełniać następujące warunki:

1. Płodozmiany powinny zawierać, w pełnym cyklu zmianowania, te same rośliny testowe. Winne one występować we wszystkich latach doświadczenia. Warunek ten spełnia rozpoczęcie eksperymentu jednocześnie wszystkimi polami zmianowania.

2. Przed rozpoczęciem właściwego doświadczenia należy przez co najmniej dwa lata prowadzić doświadczenie wyrównawcze, przygotowujące odpowiednie stanowiska dla roślin wychodzących na pola płodozmianowe w roku rozpoczęcia doświadczenia właściwego.

3. Liczba pól w jednym bloku (powtórzeniu) jest równa sumie pól porównywanych płodozmianów.

Celem zilustrowania metod statystycznych posłużymy się dwoma doświadczeniami. Pierwsze dotyczy porównania dwóch płodozmianów czteropolowych:

płodozmian I:	płodozmian II:
buraki cukrowe	buraki cukrowe
strączkowe na nasiona	jęczmień jary
owies	rzepak ozimy
pszenica ozima	pszenica ozima

W jednym bloku jest osiem pól; doświadczenie prowadzono w czterech blokach przez 10 lat (dwa lata przejść siewnych i osiem lat doświadczenia właściwego). Poszczególne ziemiopłody umieszczono na polach płodozmianowych losowo. Rolę rośliny testowej spełniają pszenica ozima i buraki cukrowe.

W drugim doświadczeniu porównywano płodozmian sześciopolowy (A) z czteropolowym (B):

płodozmian (A)	płodozmian (B)
buraki cukrowe	buraki cukrowe
groch	groch
pszenica ozima	rzepach ozimy
strączkowe na nasiona	pszenica ozima
owies	
pszenica ozima	

W jednym bloku było tu 10 pól. Doświadczenie prowadzono w trzech blokach przez 14 lat. Schemat eksperymentalny jednego bloku tego doświadczenia zamieszczono w tabeli 1. Funkcję rośliny testowej mogą tu spełniać: pszenica ozima, burak cukrowy i groch. Im więcej jest roślin testowych, tym porównanie płodozmianów może być dokładniejsze.

Należy zauważyć, że w płodozmianie sześciopolowym występują dwa człony zmianowania, a mianowicie: strączkowe - owies - pszenica ozima oraz burak cukrowy - groch - pszenica ozima.

W omawianych metodach będziemy głównie korzystali z wartości średnich roślin testowych, obliczonych w kolejnych latach dla poszczególnych płodozmianów lub członów

T a b e l a 1

Zmianowanie roślin

Nr kolejny roku k	Nr pola j										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
doświadczenie	1	P	G	P	O	B	S	B	P	G	R
wyrównawcze	2	S	P	B	P	G	O	G	B	R	P
1		O	S	G	B	P	P	R	G	P	B
2		P	O	P	G	S	B	P	R	B	G
3		B	P	S	P	O	G	B	P	G	R
4		G	B	O	S	P	P	G	B	R	P
5		P	G	P	O	B	S	R	G	P	B
6		S	P	B	P	G	O	P	R	B	G
7		O	S	G	B	P	P	B	P	G	R
8		P	O	P	G	S	B	G	B	R	P
9		B	P	S	P	O	G	R	G	P	B
10		G	B	O	S	P	P	P	R	B	G
11		P	G	P	O	B	S	B	P	G	R
12		S	P	B	P	G	O	G	B	R	P

Wielkimi literami oznaczono odpowiednie gatunki roślin wchodzące w skład płodozmianów: B - burak cukrowy, G - groch, O - owies, P - pszenica ozima, R - rzepak ozimy, S - strączkowe na nasiona.

zmianowania. Obliczenie wartości średnich eliminuje ewentualne interakcje pomiędzy blokami i latami; ponadto zmniejsza błąd doświadczenia.

PORÓWNYWANIE PŁODOZMIANÓW

Porównanie dwóch płodozmianów za pomocą testudla zmiennych połączonych

Metodę porównania dwóch płodozmianów za pomocą testu t-Studenta dla zmiennych połączonych zilustrujemy na przykładzie pierwszego doświadczenia omówionego w poprzednim rozdziale. Dla wybranej rośliny testowej w każdym roku, w obrębie obu płodozmianów obliczamy wartość średnią \bar{y}_{jk} ; przez j - oznaczono numer płodozmianu, k - numer roku prowadzenia doświadczenia. W naszym przykładzie j = 1,2, natomiast k = 1,2,...,8. Ogólnie przyjmujemy k = 1,2,...,n. Dla każdego roku obliczamy róż-

nicę pomiędzy wartościami średnimi porównywanych płodozmiarów $d_k = \bar{y}_{1k} - \bar{y}_{2k}$. Obliczone średnie \bar{y}_{1k} , \bar{y}_{2k} oraz różnice d_k zestawiono w tabeli 2. Porównanie obu płodozmiarów będzie polegało na sprawdzeniu hipotezy zerowej $H_0 : \mu_d = 0$ przy hipotezie alternatywnej $H_1 : \mu_d \neq 0$, gdzie przez μ_d oznaczono wartość oczekiwaną różnic d_k .

T a b e l a 2

Wartości średnie dwóch płodozmiarów czteropolowych

Nr kolejny roku k	\bar{y}_{1k}	\bar{y}_{2k}	Różnica d_k
1	\bar{y}_{11}	\bar{y}_{21}	d_1
2	\bar{y}_{12}	\bar{y}_{22}	d_2
3	\bar{y}_{23}	\bar{y}_{23}	d_3
⋮	⋮	⋮	⋮
n	\bar{y}_{1n}	\bar{y}_{2n}	d_n

Postawioną hipotezę sprawdzamy za pomocą znanej funkcji testowej dla zmiennych połączonych [4]. Wybór testu dla zmiennych połączonych wynika stąd, że średnie \bar{Y}_{1k} oraz \bar{Y}_{2k} są zależne, mianowicie od warunków atmosferycznych w danym roku. Biorąc różnicę średnich eliminujemy wspomnianą zależność, dzięki czemu zmienne d_k stają się niezależne. Teoretycznie - w przypadku wystąpienia istotnej różnicy pomiędzy płodozmiarami - wartości d_k powinny być tego samego znaku; przy braku istotnych różnic zmienne d_k przyjmują różne znaki i nieznacznie odchylają się od zera.

Pozostaje do wyjaśnienia sprawa interakcji pól płodozmiarowych z latami. Gdyby wystąpiła interakcja, zaproponowany test nie mógłby być zastosowany. Informacje o ewentualnym wystąpieniu interakcji uzyskamy na podstawie znaku współczynnika korelacji pomiędzy zmiennymi \bar{Y}_{1k} i \bar{Y}_{2k} ; ujemny współczynnik korelacji wskazuje na wystąpienie interakcji.

Zaproponowany test można zastosować oddzielnie dla każdej rośliny testowej, w omawianym przykładzie dla pszenicy ozimej i buraka cukrowego.

Porównanie płodozmiarów za pomocą analizy wariancji

Rozważamy doświadczenie założone zgodnie ze schematem zamieszczonym w tabeli 1. Dla wybranej rośliny testowej obliczymy wartości średnie \bar{y}_{jk} . Przez j (j = 1, 2, ..., a) oznaczono numer obiektu, natomiast k (k = 1, 2, ..., n) oznacza liczbę porządkową kolejnych lat prowadzenia właściwego doświadczenia.

Przy wyborze pszenicy ozimej jako rośliny testowej w obrębie płodozmianu sześciopolowego obliczamy średnią \bar{y}_{1k} dla członu zmianowania: burak cukrowy - groch - pszenica ozima oraz \bar{y}_{2k} dla członu drugiego: strączkowe - owies - pszenica ozima. Średnią obliczoną dla płodozmianu czteropolowego oznaczamy przez \bar{y}_{3k} . Gdybyśmy uznali za roślinę testową burak cukrowy lub groch, każdy płodozmian byłby reprezentowany tylko przez jedną średnią. Obliczone średnie zestawiono w tabeli 3. Do

T a b e l a 3

Wartości średnie i sumy brzegowe porównywanych płodozmianów

Nr kolejny roku k	\bar{y}_{1k}	\bar{y}_{2k}	\bar{y}_{3k}	Suma $y_{\cdot k}$
1	\bar{y}_{11}	\bar{y}_{21}	\bar{y}_{31}	$y_{\cdot 1}$
2	\bar{y}_{12}	\bar{y}_{22}	\bar{y}_{32}	$y_{\cdot 2}$
3	\bar{y}_{13}	\bar{y}_{23}	\bar{y}_{33}	$y_{\cdot 3}$
⋮				
n	\bar{y}_{1n}	\bar{y}_{2n}	\bar{y}_{3n}	$y_{\cdot n}$
Suma $y_{j\cdot}$	$y_{1\cdot}$	$y_{2\cdot}$	$y_{3\cdot}$	$y_{\cdot\cdot}$

analizy nie bierzemy średnich z doświadczenia wyrównawczego. Dane zawarte w tabeli 3 podlegają układowi eksperymentalnemu klasyfikacji krzyżowej z jedną obserwacją w podklasie. Występowanie interakcji pomiędzy obiektami i latami (tab. 3) można ocenić bądź badając znaki i wartości odpowiednich różnic d_k (por. tabela 2), bądź stosując metodę zaproponowaną przez Graybilla [3].

Schemat analizy wariancji takiego układu przedstawiono w tabeli 4. Sumy kwadratów odchyłeń nS_L^2 , nS_{Ob}^2 i nS_e^2 liczymy w znany sposób.

W pierwszym etapie analizy wariancji sprawdzamy hipotezę o braku różnic między obiektami: $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$. W przypadku odrzucenia tej hipotezy dalszy tok analizy polega na porównaniu:

a) obu członów zmianowania w płodozmianie sześciopolowym,

b) płodozmianu sześciopolowego z płodozmianem czteropolowym.

Porównania a) można dokonać za pomocą testu dla zmiennych połączonych lub przy użyciu przedziału ufności Tukeya. Przedział ten dla oceny istotności różnicy $z_1 = \mu_1 - \mu_2$ przyjmuje postać

Analiza wariancji średnich plonów rośliny testowej

Źródła zmienności	Liczba stopni swobody	nS^2	Średni kwadrat	Funkcja testowa
lata	$n-1$	nS_L^2	V_L	$V_L : V_e$
Obiekty	$a-1$	nS_{ob}^2	V_{ob}	$V_{ob} : V_e$
w tym:				
płodozmia- ny (pł)	$p-1$	$nS_{pł}^2$	$V_{pł}$	$V_{pł} : V_e$
reszta Re	$a-p$	nS_{Re}^2	V_{Re}	$V_{Re} : V_e$
błąd ekspe- rymentu	$(n-1)(a-1)$	nS_e^2	V_e	

$$\bar{y}_{1\cdot} - \bar{y}_{2\cdot} - q_{\alpha} \sqrt{\frac{V_e}{n}} < \mu_1 - \mu_2 < \bar{y}_{1\cdot} - \bar{y}_{2\cdot} + q_{\alpha} \sqrt{\frac{V_e}{n}} .$$

Wartość q_{α} odczytujemy z tablic studentyzowanego rozstępu. Jeżeli przedział ufności nie pokrywa zera, wtedy stwierdzamy istotną różnicę pomiędzy μ_1 i μ_2 .

Celem przeprowadzenia porównania b) obliczamy sumę kwadratów odchyłań dla płodozmianów $nS_{pł}^2$ według wzoru

$$nS_{pł}^2 = \frac{(y_{1\cdot} + y_{2\cdot})^2}{2n} + \frac{y_{3\cdot}^2}{n} - \frac{y_{\cdot\cdot}^2}{3n} .$$

Suma kwadratów $nS_{Re}^2 = nS_{ob}^2 - nS_{pł}^2$.

Suma kwadratów $nS_{pł}^2$ jest oparta na $p-1$ stopniach swobody, gdzie p oznacza liczbę porównywanych płodozmianów, liczba stopni swobody dla nS_{Re}^2 wynosi odpowiednio $a-1-(p-1) = a-p$.

Hipotezę dotyczącą braku różnic między płodozmianami sprawdzamy przy użyciu testu postaci $F = V_{pł} : V_e$. Do porównania obu płodozmianów można także zastosować przedział ufności Scheffego. W tym celu za pomocą tego przedziału oceniamy istotność różnicy

$$z_2 = \frac{1}{2} \mu_1 + \frac{1}{2} \mu_2 - \mu_3 ,$$

będącej porównaniem płodozmiannu sześciopolowego obejmującego dwa człony zmienowania ($\frac{1}{2}\mu_1 + \frac{1}{2}\mu_2$) z płodozmiannem czteropolowym (μ_3). Przedział ufności Scheffego dla porównania z_2 przyjmuje postać:

$$\hat{z}_2 - \sqrt{(a-1) F_{\alpha} \frac{V_e}{n} \sum 1_j^2} < z_2 < \hat{z}_2 + \sqrt{(a-1) F_{\alpha} \frac{V_e}{n} \sum 1_j^2}$$

F_{α} odczytujemy z tablic przy $a-1$ i $(n-1)$ ($a-1$) stopniach swobody, $\sum 1_j^2 = (\frac{1}{2})^2 + (\frac{1}{2})^2 + (-1)^2 = 1,5$ jest sumą kwadratów współczynników występujących w kombinacji liniowej $\hat{z}_2 = \frac{1}{2} \bar{y}_{\cdot 1} + \frac{1}{2} \bar{y}_{\cdot 2} - \bar{y}_{\cdot 3}$.

Omówienie stosowanych przedziałów ufności można znaleźć w podręcznikach [5,10].

Porównanie płodozmianów za pomocą dodatkowej rośliny testowej

Chcemy porównać $p=3$ płodozmiany: pięciopolowy, czteropolowy i trójpolowy. Zakładamy doświadczenia w $r=4$ blokach. Każdy blok zawiera $a=12$ pól. Doświadczenie rozpoczynamy wszystkimi polami każdego płodozmianu i prowadzimy przez osiem lat. Po zakończeniu doświadczenia na wiosnę w kolejnym roku wszystkie pola obsiewamy specjalnie wybraną rośliną testową. Analizę wariancji przeprowadzamy na pojedynczych plonach y_{ij} rośliny testowej otrzymanych w i -tym bloku ($i=1,2,3,4$) oraz na j -tym polu płodozmianowym ($j=1,2,\dots,12$) według schematu zamieszczonego w tabeli 5.

T a b e l a 5

Analiza wariancji plonów rośliny testowej trzech płodozmianów

Źródła zmienności	Liczba stopni swobody	nS^2	Średni kwadrat	Funkcja testowa F	$F_{0,05}$
Bloki R	$r-1=3$	nS_R^2	V_R	$V_R:V_e$	2,89
Pola P	$a-1=11$	nS_P^2	V_P	$V_P:V_e$	2,09
w tym:					
płodozmiany (pł)	$p-1=2$	$nS_{pł}^2$	$V_{pł}$	$V_{pł}:V_e$	3,29
reszta Re	$a-p=9$	nS_{Re}^2	V_{Re}	$V_{Re}:V_e$	2,18
błąd eksperymentu	$(r-1)(a-1)$	nS_e^2	V_e		

Sumy kwadratów odchyłeń nS_R^2 , nS_{ob}^2 i nS_e^2 obliczamy na podstawie znanych wzorów, $nS_{pł}^2$ zaś przyjmuje postać:

$$nS_{pł}^2 = \frac{(y_{\cdot 1} + y_{\cdot 2} + y_{\cdot 3} + y_{\cdot 4} + y_{\cdot 5})^2}{5_r} + \frac{(y_{\cdot 6} + y_{\cdot 7} + y_{\cdot 8} + y_{\cdot 9})^2}{4_r} +$$

$$+ \frac{(y_{.10} + y_{.11} + y_{.12})^2}{3r} - \frac{y_{..}^2}{ar}$$

Sumy $Y_{.j} = \sum_{i=1}^r Y_{ij}$ odnoszą się do łącznych plonów we wszystkich blokach tych samych pól płodozmianowych (obiektów).

Analizę wariancji przeprowadzamy analogicznie jak w tabeli 4. Test $F = V_{Re} : V_e$ może dostarczyć dodatkowej informacji o ewentualnym zróżnicowaniu pól płodozmianowych po wyeliminowaniu różnic między płodozmianami.

Porównania dowolnie wybranych płodozmianów lub członów zmianowania można przeprowadzić za pomocą omówionych poprzednio przedziałów ufności.

Główną wadą przedstawionej w niniejszym rozdziale metody jest występująca z reguły w późniejszych latach znaczna zmienność plonów; tak więc plony uzyskane z dodatkowej rośliny testowej w jednym roku mogą nie być reprezentatywne. Metodę tę trzeba traktować jako uzupełniającą.

Porównanie płodozmianów za pomocą współczynników regresji

W wieloletnich doświadczeniach płodozmianowych powinien wystąpić wzrost żyzności gleby wyrażający się zwykłą plonów rośliny testowej. Efekty uzyskane dzięki płodozmianom mogą być oceniane za pomocą współczynników regresji. Wartość współczynnika regresji określi średni przyrost plonu rośliny testowej przypadający na jeden rok rotacji danego płodozmianu. Oceny współczynników regresji dwóch płodozmianów o tej samej długości rotacji można wyrazić wzorami

$$b_1 = \frac{\sum \bar{y}_{1k} t_k}{\sum t_k^2}, \quad b_2 = \frac{\sum \bar{y}_{2k} t_k}{\sum t_k^2}$$

Zmienna czasowa t_k została tak dobrana, że $\sum t_k = 0$. Sposób obliczenia tych współczynników na przykładach płodozmianów: pięcioletniego i sześcioletniego zamieszczono w tabeli 6.

Porównując współczynniki regresji można uzyskać dodatkowe kryterium oceny efektywności płodozmianów. Do sprawdzenia hipotezy o równości współczynników regresji można użyć testu t w następującej postaci:

T a b e l a 6

Obliczenie współczynników regresji

Nr kolejny roku k	\bar{y}_k	t_k	$\bar{y}_k t_k$	t_k^2	Nr kolejny roku k	\bar{y}_k	t_k	
1	\bar{y}_1	-2,5	$-2,5\bar{y}_1$	6,25	1	\bar{y}_1	-3	
2	\bar{y}_2	-1,5	$-1,5\bar{y}_2$	2,25	2	\bar{y}_2	-2	
3	\bar{y}_3	-0,5	$-0,5\bar{y}_3$	0,25	3	\bar{y}_3	-1	
4	\bar{y}_4	0,5	$0,5\bar{y}_4$	0,25	4	\bar{y}_4	0	
5	\bar{y}_5	1,5	$1,5\bar{y}_5$	2,25	5	\bar{y}_5	1	
6	\bar{y}_6	2,5	$2,5\bar{y}_6$	6,25	6	\bar{y}_6	2	
$\sum t_k = 0$				$\sum y_k t_k$	$\sum t_k^2 = 21,50$	7	\bar{y}_7	3

$$t = \frac{b_1 - b_2}{\sqrt{\frac{2S_p^2}{\sum t_k^2}}}$$

przy czym

$$S_p^2 = \frac{\sum \bar{y}_{1k}^2 - \frac{\sum \bar{y}_{1k} t_k^2}{\sum t_k^2} + \sum \bar{y}_{2k}^2 - \frac{\sum \bar{y}_{2k} t_k^2}{\sum t_k^2}}{2n - 4}$$

Wartość graniczną t odczytujemy z tablic t-Studenta przy 2n-4 stopniach swobody.

Porównanie płodozmianów za pomocą analizy kowariancji

Zastosowanie testów t-Studenta lub analizy wariancji do porównania płodozmianów może okazać się niewystarczające. Sytuacja taka wystąpi wówczas, gdy przeprowadzone porównania w oparciu o różne rośliny testowe dają przeciwstawne wnioski. Trudno wtedy podjąć decyzję, który płodozmian jest lepszy. W takim przypadku na-

leży zastosować metody analizy kowariancji, w której uwzględnia się wszystkie rośliny testowe równocześnie.

Główna idea tej metody jest następująca. Obliczamy średnie plony wybranej rośliny testowej i traktujemy je jako zmienną główną. Średnie plony pozostałych roślin testowych \bar{x}_{jk1} traktujemy jako zmienne towarzyszące (1 oznacza numer zmiennej towarzyszącej). Jeśli w doświadczeniu założonym zgodnie ze schematem przedstawionym w tabeli 2 jako zmienną główną \bar{y}_{jk} przyjmujemy średni plon pszenicy, a za zmienne towarzyszące - średni plon buraków \bar{x}_{jk1} oraz grochu \bar{x}_{jk2} , wówczas płodozmian sześciopolowy można opisać za pomocą zbioru średnich

$$\{(\bar{y}_{1k}, \bar{x}_{1k1}, \bar{x}_{1k2}), (\bar{y}_{2k}, \bar{x}_{2k1}, \bar{x}_{2k2})\},$$

a czteropolowy jako zbiór

$$(\bar{y}_{3k}, \bar{x}_{3k1}, \bar{x}_{3k2}).$$

Z uwagi na istotne różnice pomiędzy zmiennymi towarzyszącymi zmienne \bar{y}_{1k} , \bar{y}_{2k} i \bar{y}_{3k} są nieporównywalne. Należy więc obliczyć tak zwane średnie poprawione \tilde{y}_{jk} . Są to takie wartości, jakich należałoby oczekiwać, gdyby zmienne towarzyszące były w porównywanych płodozmianach odpowiednio równe

$$(\bar{x}_{1k1} = \bar{x}_{2k1} = \bar{x}_{3k1}, \bar{x}_{1k2} = \bar{x}_{2k2} = \bar{x}_{3k2}).$$

Łatwą analizę przeprowadza się na średnich poprawionych. Szczegółowy sposób przeprowadzenia analizy kowariancji można znaleźć w podręcznikach [2,5,10].

Porównanie płodozmianów na podstawie plonów przeliczeniowych

Metoda ta polega na przeprowadzeniu analizy wariancji plonów wszystkich roślin występujących w płodozmianach przeliczonych na jednostki zbożowe lub inne porównywalne wielkości. Otrzymujemy wówczas układ klasyfikacji krzyżowej z hierarchiczną. Klasyfikację krzyżową stanowią płodozmiany i lata. Trzecim kierunkiem klasyfikacji są pola płodozmianowe, jednakże nie zachodzą one krzyżowo na płodozmiany, lecz są im podporządkowane. Hierarchiczne podporządkowanie pól płodozmianom uwarunkowane jest tym, że na polach w każdym płodozmianie nie muszą występować te same rośliny. Istotną sprawą jest wybór właściwego modelu analizy wariancji. Mogą tu wystąpić dwa przypadki, to znaczy dane liczbowe mogą stanowić układ ortogonalny lub nieortogonalny, w zależności od tego, czy porównujemy płodozmiany o równych, czy o różnych długościach rotacji.

W przypadku porównania p płodozmianów o tej samej ilości c pól płodozmianowych analiza wariancji powinna być przeprowadzona według schematu zamieszczonego

T a b e l a 7

Analiza wariancji plonów przeliczeniowych

Źródła zmienności	Liczba stopni swobody	nS^2	Średni kwadrat	Funkcja testowa F
Bloki R	r-1	nS_R^2	V_R	$V_R:V_1$
Płodozmiany $p\ddot{z}$	p-1	$nS_{p\ddot{z}}^2$	$V_{p\ddot{z}}$	$V_{p\ddot{z}}:V_1$
Pola wewnątrz płodozmianów P($p\ddot{z}$)	p(c-1)	$nS_{P(p\ddot{z})}^2$	$V_{P(p\ddot{z})}$	$V_{P(p\ddot{z})}:V_1$
Błąd I	(r-1)(pc-1)	nS_{e1}^2	V_{e1}	-
Lata L	n-1	nS_L^2	V_L	$V_L:V_{e2}$
Interakcja L x $P_{\ddot{z}}$	(p-1)(n-1)	$nS_{LP_{\ddot{z}}}^2$	$V_{LP_{\ddot{z}}}$	$V_{LP_{\ddot{z}}}:V_{e2}$
Interakcja L x P($P_{\ddot{z}}$)	p(c-1)(n-1)	$nS_{LP(P_{\ddot{z}})}^2$	$V_{LP(P_{\ddot{z}})}$	$V_{LP(P_{\ddot{z}})}:V_e$
Błąd II	cp(r-1)(n-1)	nS_{e2}^2	V_{e2}	-

w tabeli 7. Analiza ta jest bardzo efektywna, gdyż uwzględnia oprócz oceny efektów głównych także oceny efektów interakcyjnych. Jej wadą jest „przybliżenie” odpowiednich współczynników przeliczeniowych rzeczywistych plonów różnych gatunków na jednostki zbożowe. Sumy kwadratów nS_R^2 , $nS_{p\ddot{z}}^2$, nS_L^2 , $nS_{LP_{\ddot{z}}}^2$ liczy się w podobny sposób jak w klasyfikacji krzyżowej. Pozostałe sumy kwadratów obliczamy korzystając ze wzorów:

$$nS_{P(p\ddot{z})}^2 = \frac{\sum y_{\cdot sj}^2}{rn} - \frac{\sum y_{\cdot s\cdot\cdot}^2}{rcn},$$

$$nS_{e1}^2 = \frac{\sum y_{isj}^2}{n} - \frac{\sum y_{\cdot sj}^2}{rn} - \frac{\sum y_{i\cdot\cdot}^2}{pcn} + \frac{\sum y_{\cdot\cdot\cdot\cdot}^2}{rpcn},$$

$$nS_{LP(p\ddot{z})}^2 = \frac{\sum y_{\cdot sjk}^2}{r} - \frac{\sum y_{\cdot s\cdot k}^2}{rc} - \frac{\sum y_{\cdot sj}^2}{rn} + \frac{\sum y_{\cdot s\cdot\cdot}^2}{rcn},$$

$$nS_{e2}^2 = \sum y_{isjk}^2 - \frac{\sum y_{isj}^2}{n} - \frac{\sum y_{\cdot sjk}^2}{r} + \frac{\sum y_{\cdot sj}^2}{rn} \dots$$

Przez y_{isjk} oznaczono plon przeliczeniowy uzyskany w i -tym bloku w s -tym płodozmianie, na j -tym polu oraz w k -tym roku ($i=1,2,\dots,r$; $s=1,2,\dots,p$; $j=1,2,\dots,c$; $k=1,2,\dots,n$).

Gdybyśmy chcieli porównać płodozmiiany na podstawie przeliczeniowych plonów tylko jednego roku, wtedy przebieg analizy wariancji byłby zgodny z pierwszą częścią schematu zamieszczonego w tabeli 7, to znaczy obejmowałby źródła zmienności od bloków do pierwszego błędu włącznie.

INNE METODY PORÓWNYWANIA PŁODOZMIANÓW

Najefektywniejszym sposobem porównania płodozmiianów byłyby metody oparte na pojedynczych, rzeczywistych plonach wszystkich gatunków roślin wchodzących w skład płodozmiianów. Metoda taka wymagałaby zastosowania analizy wielu zmiennych; niestety dotychczas nie ma takich opracowań. Ogólna teoria analizy wielu zmiennych jest przedstawiona w podręczniku [1].

Metody porównywania płodozmiianów oparte na pojedynczych wynikach roślin testowych są przedstawione w cytowanych już pracach [6,8, 11,12]. Jak wspomniano, opracowania te odnoszą się do szczególnych typów płodozmiianów. Główna trudność ich wykorzystania polega na tym, że nie można opracować na maszynę cyfrową ogólnego programu. Okoliczność ta znacznie ogranicza wykorzystanie przedstawionych w cytowanych pracach metod. Znaczną pomoc przy porównaniu płodozmiianów mogą oddać metody analizy kowariancji; ich wybór zależy od charakteru płodozmiianów.

Zastosowanie zaproponowanych w niniejszym opracowaniu metod może być przydatne tylko wówczas, gdy spełnione są określone w pracy założenia. Przedstawione modele analizy statystycznej mogą być stosowane równocześnie - zależnie od rodzaju porównywanych płodozmiianów.

LITERATURA

1. Ahrens H., Läuter J.: Wielowymiarowa analiza wariancji. PWN, Warszawa 1979.
2. Elandt R.: Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczalnictwa rolniczego. Warszawa 1964.
3. Graybill F. A.: An introduction to linear statistical models, vol.I. New York 1961.
4. Oktaba W.: Elementy statystyki matematycznej i metodyka doświadczalnictwa. PWN Warszawa 1966.
5. Oktaba W.: Metody statystyki matematycznej w doświadczalnictwie. PWN, Warszawa 1972.
6. Patterson H. D.: J. Roy. Statist. Soc., ser. B, 26, 1-45, 1964.
7. Przybysz T.: Roczn. Nauk Rol., ser. A, 105, 1, 7-15, 1982.
8. Przybysz T.: Roczn. Nauk Rol., ser. A, 105, 1, 29-37, 1982.
9. Przybysz T.: Roczn. Nauk Rol., ser. A, 105, 1, 16-28, 1982.

10. Steel R. G. D., Torrie J. H.: Principles and procedures of statistics. New York 1960.
11. Yates F.: Commonw. Bur. Soils Tech. Commun., 46, 142-155, 1949.
12. Yates F.: Biometrics, 10, 324-346, 1954.

Тадеуш Прибysz

СТАТИСТИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ АНАЛИЗА РЕЗУЛЬТАТОВ СЕВОБОРОТНЫХ ОПЫТОВ

Р е з ю м е

В статье рассматриваются методы сравнения севооборотов с помощью критерия t -Стьюдента, разных вариантов дисперсионного анализа, а также ковариационного и регрессионного анализов. Представлены условия выбора соответствующих статистических методов сравнения севооборотов.

Следует подчеркнуть, что эти методы зависят от того, на каких величинах происходят сравнения; на действительных урожаях т. наз. тестового растения, на пересчитанных урожаях всех растений, включенных в сравниваемые севообороты, или на средних урожаях тестового растения.

Tadeusz Przybysz

SOME ASPECTS OF STATISTICAL ANALYSIS OF ROTATION EXPERIMENT DATA

Summary

In the paper the statistical methods of comparison of different crop rotations are presented. In order to make such comparisons there are adopted Student's test, and variance, covariance and regression analyses. There are given conditions of the choice of the adequate statistical method.

The comparisons of the crop rotations are based on individual yields of the test crop, on the average values of the test crop or on the transformed yields of different crops into the so-called grain units.