

Janina Ś w i e t l i c k a - G r a l a ,
Bogumir G r a l a (Poznań)

ZASTOSOWANIE WIELOZMIENNEJ ANALIZY WARIANCJI
DO DOŚWIADCZEŃ NAWOZOWO-PŁODOZMIANOWYCH [⊗])

1. Wstęp

Ważną klasą doświadczeń rolniczych są wieloletnie doświadczenia nawozowo-płodozmianowe, w których poza rozlosowanymi obiektami corocznie zmieniają się uprawiane na poletkach gatunki roślin. Obiektami w takich doświadczeniach są kombinacje następujących czynników:

- 1^o sposoby bądź dawki nawożenia,
- 2^o sposoby uprawy (np. różne głębokości orki),
- 3^o rodzaje płodozmienu.

W ostatnim przypadku najczęściej porównywane są płodozmiiany różniące się kolejnością zmianowania roślin czy też członów zmianowania (np. człon I - okopowe + zboże jare, człon II - strączkowe + zboża ozime) bądź wyborem elementów zmianowania (z grupy roślin o podobnych właściwościach biologicznych i wymaganiach uprawowo-nawozowych, np. roślin strączkowych).

Celem tych doświadczeń jest wskazanie najekonomiczniejszego nawożenia, sposobu uprawy i płodozmienu, najlepiej wykorzystującego właściwości biologiczne roślin poprzez takie uszeregowanie ich następstwa, by stwarzały sobie najbardziej korzystne warunki rozwoju i plonowania.

[⊗]) Referat wygłoszony na Sympozjum Biometrycznym, Wrocław, 1972 r.

Zmianowanie roślin musi być uzasadnione z biologicznego punktu widzenia - powinny być uwzględnione różnice w głębokości korzenia się roślin, ilości i wartości resztek poźniwnych, wymaganiach glebowych, terminach siewu i zbioru, itp. Dobre zmianowanie roślin winno nie tylko zachowywać, ale i podnosić żyzność gleby poprzez zwiększenie zawartości składników mineralnych, przyspieszenie rozkładu próchnicy i polepszenie struktury gruzełkowatej. Zaplanowany na szereg lat odpowiedni płodozmian, zależny od warunków glebowo-klimatycznych gospodarstwa, zapobiega nasileniu występowania chwastów, chorób i szkodników roślin oraz zubożeniu gleby w niektóre składniki mineralne. Wybrany dla danego kompleksu gleb płodozmian musi być optymalny z ekonomicznego punktu widzenia i nie powinien prowadzić do wyjałowienia gleby.

Jeżeli w doświadczeniu występują jako obiekty tylko sposoby uprawy czy nawożenia, to informację o różnicy efektów porównywalnych obiektów można uzyskać przy pomocy jednozmiennnej analizy wariancji, wykonywanej oddzielnie dla każdego roku i dla każdej cechy przyrodniczej rośliny występującej w danym roku. Synteza wieloletnia byłaby możliwa dla danej cechy przyrodniczej (np. korzenie, liści lub nasion) jedynie przy monokulturach.

Wpływ zmiennych warunków klimatycznych kolejnych lat można zbadać uwzględniając w doświadczeniu dodatkowy czynnik - rok rotacji płodozmianu, zwiększający tyle razy liczbę poletek, ile lat trwa jeden cykl płodozmianu.

Porównanie różnych płodozmianów jest kłopotliwe ze względu na to, że najczęściej nie występują jednakowe rośliny w tych samych latach cyklu, chociaż istnieje możliwość sprowadzenia plonów różnych roślin z pełnego cyklu do wspólnej miary, jaką jest wartość rynkowa plonów lub też do tzw. jednostek zbożowych (por. [8]). O ile jednak wybór płodozmianu (np. zbożowego czy pastewnego) pozostaje w praktyce decyzją ekonomiczną, to jego wpływ na glebę, a więc i plony w następnych cyklach można badać w przypadku, gdy na poletkach pobierane są corocznie próbki do oceny struktury gleby lub zawartości składników mineralnych. Szczególnie przydatne są oznaczenia zawartości P_2O_5 oraz K_2O , gdyż składniki te mają tendencję do gromadzenia się w glebie pod wpływem wysokich dawek nawożenia i właściwego zmianowania roślin, co w efekcie prowadzi do podniesienia klasy bonitacyjnej gleby.

Przykładem doświadczeń nawozowo-płodozmianowych mogą być prowadzone obecnie w stacjach Instytutu Przemysłu Włókien Łykowych

doświadczenia nad wyborem odpowiedniego płodozmianu i nawożenia przy uprawie lnu.

Dla gleb pszenno-buraczanych wytypowano dwa płodozmiany:

Rok	Płodozmian A	Płodozmian B
1	buraki cukrowe	buraki cukrowe
2	pszenica jara	len
3	len	pszenica ozima
4	pszenica ozima	peluszką
5	peluszką	rzepak ozimy
6	rzepak ozimy	pszenica ozima

Jednocześnie zastosowano dwa sposoby nawożenia - coroczne i skomasowane. Doświadczenia założono w układzie podwójnie rozszczepionych jednostek doświadczalnych, dzieląc każdy z bloków na dwa podbloki I rzędu z rozlosowanymi płodozmianami, podzielone następnie na sześć podbloków II rzędu, na których losowo rozmieszczono w pierwszym roku doświadczenia poszczególne rośliny cyklu. Każdy podblok drugiego rzędu podzielono na dwa poletka z losowym podziałem sposobu nawożenia. Każdego roku pobierane są wiosną oraz jesienią próbki gleby na zawartość P_2O_5 oraz K_2O .

Przy zastosowaniu wielozmiennej analizy wariancji traktującej powtarzane corocznie na tych samych poletkach pomiary zawartości składników mineralnych jako zmienne, możliwe jest dokonanie porównań nie tylko między obiektami, ale także latami (przy modelu stałym) oraz ocena interakcji obiektów z latami. W praktyce wielozmienna analiza wariancji może być stosowana jedynie przy użyciu elektronicznych maszyn cyfrowych.

Ponieważ pełny cykl płodozmianowy w doświadczeniach IPWi nie został jeszcze zakończony, więc przydatną tu metodę analizy wariancji wielu zmiennych przedstawimy na przykładzie innego doświadczenia, w którym jako obiekty występują tylko poziomy nawożenia.

2. Materiał i metodyka badań

Celem wykonywanych w powiecie pszczyńskim w latach 1962-1967 badań była ocena wpływu wysokich dawek nawozów mineralnych w warunkach glebowo-klimatycznych określonego regionu. Doświadczenie

z nawożeniem fosforowym założono w 5 blokach, w których rozlosowano na poletka następujące obiekty - poziomy nawożenia superfosfatem (oraz azotniakiem i saletrą potasową):

A - bez nawożenia

B - 100 kg N + 160 kg K₂O

C - 100 kg N + 160 kg K₂O + 36 kg P₂O₅

D - 100 kg N + 160 kg K₂O + 72 kg P₂O₅

E - 100 kg N + 160 kg K₂O + 144 kg P₂O₅.

Zmianowanie roślin było następujące:

1962 - mieszanka strączkowa

1963 - rzepak

1964 - pszenica

1965 - ziemniaki

1966 - jęczmień

1967 - koniczyna.

Pod pszenicę i jęczmień stosowano ze względu na mniejsze wymagania tych roślin 60 kg N i 80 kg K₂O, natomiast pod ziemniaki i mieszankę strączkową stosowano pełną dawkę obornika (250 q/ha). Pod wsiewkę koniczyny w jęczmień (lata 1966 - 1967) nie stosowano nawożenia azotowego.

Po zbiorze roślin corocznie pobierano z każdego poletka próbki gleby na zawartość przyswajalnego P₂O₅.

Do opracowywania tego rodzaju danych nadaje się szczególnie wielozmienna analiza wariancji dla doświadczeń z pomiarami powtarzаныmi wielokrotnie na tych samych jednostkach doświadczalnych, czyli tzw. analiza profilowa (patrz [2]).

Jeśli przez y_{ijh} oznaczymy zawartość P₂O₅ (w mg/100 g gleby) w h-tym roku dla i-tej dawki nawożenia w j-tym bloku, to zgodnie z przyjętym układem, otrzymamy liniowy model zawartości P₂O₅ w glebie

$$(2.1) \quad y_{ijh} = \mu_h + \delta_{ih} + \beta_{jh} + e_{ijh},$$

gdzie $i = 1, \dots, k$; $j = 1, \dots, b$; $h = 1, \dots, p$;

μ_h - ogólna zawartość przyswajalnego fosforu w glebie w h-tym roku;

δ_{ih} - wpływ i-tej dawki na zawartość P₂O₅ w glebie w h-tym roku;

β_{jh} - wpływ j-tego bloku na zawartość P₂O₅ w glebie w h-tym roku;

e_{ijh} - błąd losowy związany z (i,j,h)-tą kombinacją dawki nawożenia, bloku i roku.

Zakładamy, że wektor \underline{e}_{ij} ma p -wymiarowy rozkład normalny $N(0, \underline{\Sigma}_e)$ o nieznanej macierzy kowariancji $\underline{\Sigma}_e$ jednakowej dla wszystkich i oraz j (por. [6]).

Bezpośrednim celem doświadczenia było zbadanie:

1° od jakiej dawki P_2O_5 następuje istotny wzrost zasobności gleby w przyswajalny fosfor (porównanie obiektów A, C, D, E w odniesieniu do B);

2° po ilu latach określone dawki P_2O_5 wzbogacają istotnie glebę w przyswajalny fosfor (porównanie kolejnych lat z wyjściowym rokiem 1962).

Odpowiedź na pytanie pierwsze uzyskamy, jeśli zweryfikujemy hipotezę, że stosowane dawki P_2O_5 nie mają istotnego wpływu na wzrost zasobności gleby w przyswajalny fosfor, a w razie jej odrzucenia - przy pomocy przedziałów ufności wykryjemy te dawki, po zastosowaniu których następuje istotny wzrost zasobności gleby w przyswajalny fosfor.

Aby odpowiedzieć na pytanie drugie należy najpierw sprawdzić hipotezę o braku interakcji lat z dawkami P_2O_5 , a następnie hipotezę, że nie ma różnic między latami pod względem wzrostu zasobności gleby w fosfor.

Hipotezę o braku interakcji lat z poziomami nawożenia można zapisać w postaci:

$$(2.2) \quad H_{p \times L}^0 : \underline{C} \underline{\Xi} \underline{M} = \underline{0},$$

gdzie

$\underline{\Xi}$ typu $(b+k+1) \times p$ jest macierzą nieznanymi parametrów,

\underline{C} typu $(k-1) \times (b+k+1)$ jest macierzą kontrastów dla obiektów doświadczalnych (dawk P_2O_5),

\underline{M} typu $p \times (p-1)$ jest macierzą kontrastów między warunkami pomiarów (latami) - (patrz [1]).

Przy założeniu, że

$$(2.3) \quad \sum_{i=1}^k \delta_{ih} = \sum_{j=1}^b \beta_{jh} = 0,$$

hipotezę o braku różnic między latami pod względem wzrostu zasobności gleby w fosfor (średnio dla wszystkich dawek) można zapisać następująco:

$$(2.4) \quad H_L^0 : \underline{c}' \underline{\Xi} \underline{M} = 0$$

(lub równoważnie: $\mu_1 = \dots = \mu_p$), gdzie $\underline{c} = 1_{k+1}$ oznacza wektor o $k+1$ składowych równych 1.

Hipoteza o braku wpływu dawek P_2O_5 na wzrost zasobności gleby w przyswajalny fosfor ma postać

$$(2.5) \quad H_P^0 : \underline{C} \underline{\Xi} \underline{m}_0 = \underline{0},$$

gdzie $\underline{m}_0 = 1_p$.

Przy sprawdzaniu hipotezy $H_{P \times L}^0$ można posłużyć się jednym z testów wielozmiennej analizy wariancji (por. [1]), np. testem Λ Wilksa określonym wzorem:

$$(2.6) \quad \Lambda = \frac{|\underline{M}' \underline{S}_e \underline{M}|}{|\underline{M}' \underline{S}_e \underline{M} + \underline{M}' \underline{S}_H \underline{M}|},$$

w którym macierze sum kwadratów i sum iloczynów odchyień dla obiektów i dla błędu doświadczalnego są postaci

$$(2.7) \quad \begin{aligned} \underline{S}_H &= \underline{Y}' \underline{X}_1 (\underline{X}_1' \underline{X}_1)^{-1} \underline{C}'_1 \left[\underline{C}_1 (\underline{X}_1' \underline{X}_1)^{-1} \underline{C}'_1 \right]^{-1} \underline{C}_1 (\underline{X}_1' \underline{X}_1)^{-1} \underline{X}_1' \underline{Y}, \\ \underline{S}_e &= \underline{Y}' \underline{Y} - \underline{Y}' \underline{X}_1 (\underline{X}_1' \underline{X}_1)^{-1} \underline{X}_1' \underline{Y}, \end{aligned}$$

gdzie \underline{Y} typu $N \times p$ jest macierzą obserwacji, \underline{X}_1 typu $N \times r$ jest bazą rzędu r macierzy układu \underline{X} , a \underline{C}'_1 typu $g \times r$ - bazą rzędu g macierzy \underline{C} (dla modelu (2.1) mamy: $N-r = (b-1)(k-1)$, $g = k-1$) - por. [2]. Jeśli hipoteza zerowa jest prawdziwa, wówczas statystyka

$$(2.8) \quad F = \frac{m s - 2l}{(k-1)(p-1)} \frac{1 - \Lambda^{1/s}}{\Lambda^{1/s}}$$

gdzie

$$m = (b-1)(k-1) - \frac{p-k+1}{2},$$

$$s = \sqrt{\frac{(p-1)^2(k-1)^2 - 4}{(p-1)^2 + (k-1)^2 - 5}}, \quad l = \frac{(k-1)(p-1) - 2}{4}$$

ma rozkład $F_{(k-1)(p-1), ms-2l}$ (tzn. rozkład F Fishera - Snedecora z $(k-1)(p-1)$ i $ms-2l$ stopniami swobody) (por. [4]). Hipotezę zerową odrzucamy, jeśli wyliczona zgodnie ze wzorem (2.8) wartość F przekracza wartość krytyczną $F_{\alpha, (k-1)(p-1), ms-2l}$ odczytaną z tabelic rozkładu F dla $(k-1)(p-1)$ i $ms-2l$ stopni swobody i poziomu istotności α - por. [3].

W celu sprawdzenia hipotezy H_L^0 można skorzystać z testu T^2 Hotellinga opartego na statystyce

$$(2.9) \quad T^2 = b \cdot k(b-1)(k-1) \bar{\underline{y}}' \underline{M} (\underline{M}' \underline{S}_e \underline{M})^{-1} \underline{M}' \bar{\underline{y}},$$

gdzie składowe wektora $\bar{\underline{y}}$ są średnimi dla p pomiarów. Gdy hipoteza zerowa jest prawdziwa, to statystyka

$$(2.10) \quad F = \frac{(b-1)(k-1) - p+2}{(b-1)(k-1)(p-1)} \tau^2$$

ma rozkład $F_{p-1, (b-1)(k-1)-p+2}$ (por. [2]).

Jeśli hipoteza H_L^0 zostanie odrzucona, wówczas można będzie dokonać pojedynczych porównań przy pomocy przedziałów ufności Hotellinga, które przy modelu (2.1) mają dla $\sum_{h=1}^p a_h \mu_h$ postać

$$(2.11) \quad \sum_{h=1}^p a_h \bar{y}_h \pm \sqrt{\frac{\frac{a' S_e a}{k \cdot b} \cdot \frac{p-1}{(b-1)(k-1)-p+2}}{F_{\alpha, p-1, (b-1)(k-1)-p+2}}}$$

dla wszystkich niezerowych wektorów \underline{a}^k , przy czym $\underline{a} = \underline{M} \underline{a}^k$; \bar{y}_h , $h = 1, \dots, p$ oznacza tu zawartość fosforu w glebie w h -tym roku (średnio dla wszystkich dawek).

Jeśli $\underline{m}_0 = \mathbf{1}_p$ lub $\underline{m}_0 = \underline{m}_h = [0, \dots, 1, \dots, 0]'$, $h = 1, \dots, p$, wówczas mamy do czynienia z analizą jednej zmiennej. Zatem, gdy hipoteza H_p^0 jest prawdziwa, wówczas statystyka

$$(2.12) \quad F = \frac{\frac{\underline{m}'_0 S_H \underline{m}_0}{\underline{m}'_0 S_e \underline{m}_0} \frac{(b-1)(k-1)}{k-1}},$$

ma rozkład $F_{k-1, (b-1)(k-1)}$.

Po odrzuceniu hipotezy zerowej, można będzie przeprowadzić:

1° pojedyncze porównania dotyczące liniowych kombinacji średnich obiektowych \bar{y}_{ih} ($i = 1, \dots, k$; $h = 1, \dots, p$) przy pomocy przedziałów ufności Scheffe'go, które przy modelu (2.1) mają

dla $\sum_{h=1}^p a_h \sum_{i=1}^k c_i \sigma_{ih}$ postać

$$(2.13) \quad \sum_{h=1}^p a_h \sum_{i=1}^k c_i \cdot \bar{y}_{ih} \pm \sqrt{F_{\alpha, k-1, (b-1)(k-1)} \cdot \frac{a' S_e a}{b(b-1)} \cdot \sum_{i=1}^k c_i^2}$$

dla dowolnych niezerowych wektorów \underline{a}^k ($\underline{a} = \underline{M} \underline{a}^k$), przy założeniu,

że $\sum_{i=1}^k c_i = 0$.

2° porównania dotyczące różnic między średnimi \bar{y}_{ih} przy pomocy przedziałów ufności Tukey'a określonych wzorem (2.13), w którym wyrażenie pierwiastkowe zastępuje się wyrażeniem

$$(2.14) \quad q_{\alpha}^2 \cdot \frac{a' S_e a}{(b-1)(k-1)b},$$

gdzie q_{α} jest górną wartością graniczną odczytaną z tablicy I lub II Scheffe'go ([5]).

Zanim przejdziemy do szczegółowej analizy omawianego doświadczenia musimy wyliczyć macierze S_H i S_e . Można je uzyskać bądź przy pomocy uogólnionych na przypadek wielu zmiennych wzorów znanych z jednozmiennnej analizy wariancji (por. [2]), bądź przy pomocy wzorów (2.7). W tej pracy skorzystano z drugiej z tych możliwości.

3. Wyniki i ich omówienie

Wyniki wielozmiennej analizy wariancji zamieszczono w tabeli 1.

Tabela 1

Wielozmienna analiza wariancji doświadczenia płodozmiannowego

Źródło zmienności	Kryterium testowe	Liczba stopni swobody dla F	F	$F_{0,05}$	$F_{0,01}$
P × L (poziomy nawożenia × lata)	$\Lambda = 0,0890$	20 ; 54	2,90 ^{***}	1,76	2,23
L (lata)	$T^2 = 84,0536$	5 ; 12	12,61 ^{***}	3,11	5,06
P (poziomy nawożenia - ogólnie)	F = 12,18	4 ; 16	12,18 ^{***}		
P (1962)	F = 0,28	4 ; 16	0,28		
P (1963)	F = 5,89	4 ; 16	5,89 ^{***}	3,01	4,77
P (1964)	F = 7,08	4 ; 16	7,08 ^{***}		
P (1965)	F = 8,88	4 ; 16	8,88 ^{***}		
P (1966)	F = 3,66	4 ; 16	3,66 ^{**}		
P (1977)	F = 11,55	4 ; 16	11,55 ^{***}		

^{**} oznacza różnice istotne na poziomie istotności $\alpha = 0,05$,
^{***} oznacza różnice istotne na poziomie istotności $\alpha = 0,01$.

Poziomy nawożenia fosforowego dają istotnie różne zawartości P_2O_5 w glebie tak na cały okres sześciu lat trwania doświadczenia jak i w poszczególnych latach (za wyjątkiem pierwszego roku doświadczenia). Brak istotnego zróżnicowania zawartości P_2O_5 po pierwszym roku doświadczenia jest zrozumiały. Rosnące wartości funkcji testowej F dla obiektów w kolejnych latach świadczą o zwięks-

szaniu się różnic. Wyjątkowość 1966 roku można tłumaczyć następstwem roślin.

Wzrost zasobności gleby w fosfor w ciągu kolejnych lat jest istotny. Wszelkie szczegółowe porównania poziomów nawożenia jak i lat muszą jednak uwzględniać istotność współdziałania poziomów nawożenia z latami, które świadczy o niejednakowym wzroście zawartości w przyswajalny fosfor przy różnych poziomach nawożenia.

Z zestawienia średnich (tabela 2) wynika, że dla obiektów A i B (brak nawożenia superfosfatem) zachodził spadek przyswajalnego fosforu do 1965 roku. Wzrost w 1966 roku spowodowany został zastosowaniem obornika pod ziemniaki w 1965 roku. Przy wyższych dawkach superfosfatu tendencja do wzrostu zasobności gleby w P_2O_5 jest wyraźna.

Tabela 2

Średnie zawartości P_2O_5 w mg na 100 g gleby

Lata	1962	1963	1964	1965	1966	1967	Średnie z 6 lat
Obiekty	mieszanka strączkowa	rzepak	pszenica	ziemniaki	jęczmień	koniczyna	
A	9,68	9,40	8,22	7,66	9,00	8,54	8,75
B	9,62	9,00	7,72	7,00	9,48	8,64	8,58
C	9,60	9,70	8,14	8,84	10,98	10,70	9,66
D	9,62	10,36	10,92	9,86	12,48	12,32	10,93
E	10,20	13,82	11,80	12,50	13,16	15,86	12,89
	9,74	10,45	9,35	9,17	11,02	11,21	

Dla porównania obiektów w poszczególnych latach służą przedziały ufności Tukey'a (2.14). W tabeli 3 zestawiono różnice między średnimi dla poszczególnych obiektów, a średnią dla obiektu B, oraz najmniejsze istotne różnice wyliczone według wzoru (2.14). Symbolem \times oznaczono różnice istotne na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Najmniejsze istotne różnice dla przedziałów ufności Tukey'a uzyskano po wyliczeniu pierwiastka z wyrażenia (2.14), w którym $\underline{a} = \underline{m}_h = [0, \dots, 1, \dots, 0]$, $h = 1, \dots, 6$. Dawki P_2O_5 : 72 i 144 kg na ha istotnie zwiększają zasobność w fosfor. Ponieważ pomiary P_2O_5 w kolejnych latach na tych samych poletkach okazały się skorelowane (za wyjątkiem pierwszego roku) więc wyraźnie widać przydatność analizy profilowej.

Tabela 3

Porównanie średnich dla poszczególnych nawożeń
ze średnią dla kontroli względnej

Różnice między średnimi	Lata					
	1962	1963	1964	1965	1966	1967
A - B	0,06	0,40	0,50	0,66	-0,48	-0,10
C - B	-0,02	0,70	0,42	1,84	1,50	2,06
D - B	0,00	1,36	3,20 [⊠]	2,86	3,00	3,68 [⊠]
E - B	0,58	3,82 [⊠]	4,08 [⊠]	5,50 [⊠]	3,68	7,22 [⊠]
NIR 0,05	2,08	3,46	3,03	3,13	4,07	3,85

4. Dyskusja

Zastosowanie wielozmiennej analizy wariancji umożliwia wyciąganie pełniejszych wniosków w bardziej złożonych doświadczeniach rolniczych. Działanie stosowanych sposobów uprawy i nawożenia rozciąga się na kolejne lata i nie można go oceniać bez uwzględnienia wpływu zmieniających się w płodozmianie roślin. Założenie doświadczenia uprawowo-nawozowego w oderwaniu od płodozmianu powoduje obciążenie ocen zawartości składników mineralnych w glebie wskutek uwikłania wpływu warunków klimatycznych poszczególnych lat z wpływem występujących w nich na poletkach roślin. Uwzględnienie w doświadczeniu jako dodatkowego czynnika roku rotacji płodozmianu oraz potraktowanie corocznych obserwacji tej samej cechy jako powtarzanych pomiarów (a więc czynnika profilowego) pozwala dokładniej ocenić wartość obiektów doświadczalnych dla danego kompleksu gleb przy określonym układzie warunków klimatycznych kolejnych lat. Model wielozmienny jest tu szczególnie wskazany ze względu na fakt, że pomiary na poletkach z kolejnych lat będą najczęściej ze sobą skorelowane, co uniemożliwia wykonanie analizy wariancji z latami jako czynnikiem doświadczalnym.

Jako uzupełniające obliczenia w doświadczeniach nawozowo-płodozmianowych można wskazać jednozmienną analizę wariancji dla obiektów doświadczalnych na plonach z poletek za okres pełnego cyklu płodozmianu, wyrażonych w jednostkach zbożowych lub paszowych bądź też jako zysk (po uwzględnieniu kosztów uprawy i sprzętu).

Ponadto w doświadczeniach nie zawierających różnych płodozmianów (jak w omawianym przykładzie) współdziałanie kombinacji lat i roślin z obiektami w odniesieniu do plonów można badać nawet bez wprowadzenia roku rotacji płodozmianu jako czynnika, przy pomocy testu \wedge Wilksa, po przeliczeniu plonów na wspólne jednostki.

5. Wykonanie obliczeń na emc

Stosowanie wielozmiennej analizy wariancji przestaje być kłopotliwe, jeśli odpowiednie obliczenia wykona się przy użyciu elektronicznych maszyn cyfrowych.

Ułożony na emc MINSK 22 w języku autokodowym MAT 4 program (patrz: [7]) wielozmiennej analizy wariancji pozwala uzyskać:

1° macierz sum kwadratów i iloczynów odchyłeń dla całkowitej zmienności;

2° macierz średnich kwadratów i iloczynów odchyłeń dla całkowitej zmienności;

3° macierz współczynników zmienności;

4° macierz współczynników korelacji liniowej (z oznaczeniem istotności);

5° macierz sum kwadratów i iloczynów odchyłeń dla błędu;

6° macierz sum kwadratów i iloczynów odchyłeń dla obiektów;

7° macierz sum kwadratów i iloczynów odchyłeń dla bloków;

8° wyliczone wartości statystyki F dla kolejnych wektorów udziału cech (oraz źródeł zmienności);

9° macierz $\underline{M}' \underline{S}_e \underline{M}$;

10° macierz $\underline{M}' \underline{S}_H \underline{M}$ dla obiektów;

11° macierz $\underline{M}' \underline{S}_H \underline{M}$ dla bloków;

12° macierz $\underline{M}' \underline{\bar{Y}} \underline{\bar{Y}}' \underline{M}$;

13° wyliczone wartości statystyki T^2 ;

14° wyliczone wartości statystyki \wedge .

Wyznaczanie średnich następuje w programie obliczania przedziałów ufności. Współczynniki kontrastów ustalamy dla poszczególnych źródeł zmienności biorąc pod uwagę wyniki testów F, T^2 , i \wedge .

Stosowany program obliczeniowy "MANOWA I" umożliwia analizę doświadczeń zakładanych w dowolnych (nieortogonalnych) układach. Liczby czynników, obiektów, replikacji oraz cech ograniczone są jedynie konstrukcją maszyny cyfrowej.

Podziękowania

Składamy podziękowanie dr P. Gojniczkowi z Instytutu Przemysłu Organicznego w Pszczynie, mgr inż. Z. Mackiewicz oraz dr W. Kurhańskiemu z Instytutu Przemysłu Włókien Łykowych w Poznaniu za udostępnienie wyników interesujących typów doświadczeń.

Literatura cytowana

- [1] Caliński, T., Wielozmienna analiza wariancji i pokrewne metody wielowymiarowe, Polska Akademia Nauk, Wydział V Nauk Rolniczych i Leśnych, Warszawa 1970.
- [2] Morrison, D. F., Multivariate Statistical Methods, New York, 1967.
- [3] Oktaba, W., Elementy statystyki matematycznej i metodyka doświadczalnictwa, Warszawa 1966.
- [4] Rao, C. R., Advanced Statistical Methods in Biometrics Research, New York 1965.
- [5] Scheffé, H., The Analysis of Variance, New York 1959.
- [6] Świetlicka-Grala, J., Analiza profilowa, Polska Akademia Nauk, Wydział V Nauk Rolniczych i Leśnych, Warszawa 1972.
- [7] Świetlicka-Grala, J. i Grala, B., Ogólny algorytm wielozmiennej analizy wariancji, Algorytmy biometryczne i statystyczne, WSR w Poznaniu, Poznań 1972.
- [8] Woermann, E., Ernährungswirtschaftliche Leistungsmaßstäbe, Mit. f. d. Land., 59 Jahrg., H. 36, Berlin 1946.