

# **Układy czynnikowe pełne i frakcyjne w praktyce doświadczalnictwa polowego<sup>1</sup>**

*Dariusz Załuski, Janusz Gołaszewski, Aneta Stawiana-Kosiołek, Anna Zaręba*

*Katedra Hodowli Roślin i Nasiennictwa,  
Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie,  
Plac Łódzki 3, 10-724 Olsztyn  
e-mail: [dariusz.zaluski@uwm.edu.pl](mailto:dariusz.zaluski@uwm.edu.pl)*

**Słowa kluczowe:** doświadczalnictwo polowe, układy czynnikowe, układy frakcyjne

## **Wstęp**

W praktyce doświadczalnictwa rolniczego najczęściej stosowane są doświadczenia jedno- i dwuczynnikowe. Doświadczenia te umożliwiają uzyskanie nieobciążonych i możliwie najbardziej precyzyjnych ocen efektów głównych badanych czynników, a w przypadku doświadczenia dwuczynnikowego także efektu interakcji czynników. Powszechność prowadzenia takich doświadczeń wynika z relatywnie prostej metodyki i łatwej analizy statystycznej otrzymanych wyników. Jednakże obecnie, w dobie nagłych i częstych zmian koniunktury, które w praktyce rolniczej oznaczają zmianę zapotrzebowania na określone rośliny lub produkty pochodzenia roślinnego, konieczne jest zbadanie niejako na nowo całej technologii uprawy roślin bądź nowego wartościowania czynników produkcyjnych. Stan taki wymusza konieczność jednoczesnej oceny efektów wielu czynników agrotechnicznych, które stanowią trzon określonej technologii uprawy [16].

Przy klasycznym podejściu, przetestowanie większej liczby czynników wymagałoby zakładania kolejnych doświadczeń. Wydłuża to okres badań i podnosi ich koszty. Dodatkowo, działanie danego czynnika w warunkach doświadczenia jedno- lub dwuczynnikowego nie zawsze jest w pełni adekwatne do faktycznych efektów działania danego czynnika w warunkach produkcyjnych. Wynika to z tego, że mała liczba czynników doświadczalnych uniemożliwia ocenę wielu efektów interakcyjnych,

---

<sup>1</sup> Praca realizowana w ramach grantu KBN, P06 507275205

które w rzeczywistości mogą istotnie warunkować określone cechy. Dlatego też obecnie coraz większe grono badaczy zwraca uwagę na układy doświadczeń z liczbą czynników większą niż trzy typu  $s^k$ , w których bada się  $k$  czynników, a każdy z nich występuje na  $s$  poziomach. Świadczyć o tym może wiele doświadczeń, które przeprowadzono w różnych ośrodkach badawczych, również w Polsce [16, 18, 19, 20, 28, 29]. Cechą charakterystyczną tych doświadczeń były dwa poziomy każdego z badanych czynników. Są to najprostsze i najczęściej stosowane układy typu  $s^k$ , w których  $k$  czynników przyjmuje często skrajne poziomy, oznaczane  $\{0, 1\}$  lub  $\{-1, 1\}$  gdzie 0 lub  $-1$  to poziom minimalny, a 1 to poziom maksymalny. Dychotomiczność układów typu  $2^k$  sprawia, że są one szczególnie cenne w badaniu czynników o charakterze jakościowym. Jednak w praktyce doświadczalnej w układach takich powszechnie analizuje się również czynniki o charakterze ilościowym (gęstość siewu, nawożenie itp.). W takim podejściu, jak w układach typu  $2^k$ , zakłada się liniową zależność efektów czynników ilościowych względem poziomu tych czynników, chociaż zazwyczaj ta zależność jest krzywoliniowa. Naturalnym wydaje się więc rozwinięcie doświadczeń czynnikowych z dwoma poziomami na bardziej zaawansowane metodycznie układy z trzema poziomami czynników (układy typu  $3^k$ ).

Celem pracy jest analiza użyteczności układów czynnikowych typu  $3^k$  i  $3^{k-p}$  w testowaniu technologii uprawy roślin oraz przedstawienie istoty redukcji liczby badanych obiektów w układach czynnikowych frakcyjnych.

## Charakterystyka układów czynnikowych pełnych i frakcyjnych typu $3^k$

W układach czynnikowych typu  $3^k$  występuje  $k$  czynników A, B, C, ..., na trzech poziomach ( $s = 3$ ) oznaczanych  $\{0, 1, 2\}$  lub  $\{-1, 0, 1\}$  gdzie 0 może oznaczać poziom minimalny, 1 – poziom średni, 2 – poziom maksymalny lub w przypadku drugiego zapisu  $\{-1, 0, 1\}$  poziom oznaczony jako 0 jest poziomem optymalnym,  $-1$  – poziomem minimalnym, a 1 – maksymalnym.

W analizie statystycznej wyników z doświadczeń zakładanych w układzie czynnikowym typu  $s^k$  rozpatruje się  $s^k - 1$  porównań między  $s^k$  obiektami. Efektem głównym każdego czynnika odpowiada  $s - 1$  stopni swobody, a każdej interakcji  $p$ -czynnikowej odpowiednio  $-(s - 1)^p$ . Tak więc interakcji 1-rzędu (dwuczynnikowej) odpowiada  $(s - 1)^2$  stopni swobody, 2-rzędu (trójczynnikowej)  $-(s - 1)^3$  itd. W przypadku układu czynnikowego typu  $3^k$  w analizie wariancji otrzymujemy odpowiednio:  $3 - 1 = 2$  stopnie swobody dla efektów głównych każdego czynnika,  $(3 - 1)^2 = 4$  stopnie swobody dla każdej interakcji 1-rzędu,  $(3 - 1)^3 = 8$  stopni swobody dla interakcji 2-rzędu itd. Dzięki temu możliwa jest bardziej wnikliwa ocena efektów czynników ilościowych. Efekt główny czynnika może być estymowany jako liniowy i kwadratowy (dwa stopnie

swobody), interakcja dwuczynnikowa jako efekty: liniowe, liniowo-kwadratowe, kwadratowo-liniowe i kwadratowe (4 stopnie swobody) itd.

Brak jest w literaturze doniesień o stosowaniu w praktyce doświadczalnictwa polowego eksperymentów, w których stosuje się więcej niż cztery czynniki doświadczalne na trzech poziomach. Ograniczeniem dla szerszego stosowania takich układów czynnikowych w doświadczalnictwie polowym są dwie przyczyny natury metodycznej. Pierwsza z nich, to duży wzrost liczby kombinacji czynników wraz ze wzrostem liczby badanych czynników, np. w układzie czynnikowym typu  $3^4$  liczba obiektów wynosi 81, zwiększenie liczby czynników o jeden (układ typu  $3^5$ ) powoduje zwiększenie liczby obiektów do 243. Przy tak dużej liczbie kombinacji, a co za tym idzie – jednostek doświadczalnych (poletek), badacz stoi przed trudnością zaplanowania doświadczenia, właściwego analizowania wyników i wnioskowania. Z kolei względy ekonomiczne przemawiają za tym, aby maksymalnie ograniczyć liczbę powtórzeń. Jak podaje Gołaszewski i Szempliński [16] większość istotnych efektów można oszacować na podstawie doświadczenia czynnikowego z jednym powtórzeniem, chociaż w przypadku doświadczeń rolniczych może to być ryzykowne. Drugą przyczyną metodyczną ograniczającą stosowanie doświadczeń czynnikowych typu  $3^k$  jest trudność w skutecznej eliminacji efektów zmienności glebowej. Standardową metodą ograniczenia tego podstawowego źródła błędu doświadczalnego, jest wygenerowanie układu doświadczenia czynnikowego z blokami niekompletnymi. Jednak jest to rozwiązanie połowiczne, bowiem poszczególne bloki wciąż zawierają zbyt dużą liczbę obiektów, aby skutecznie ograniczać wpływ tej zmienności. Ponadto blokowanie obiektów powoduje wikłanie efektów głównych i/lub interakcyjnych ze zmiennością glebową co prowadzi do jednakowych ocen efektów zmienności blokowej z efektami obiektowymi. Oceny te, zwane aliazami, są niemożliwe do rozdzielenia, eliminują zatem możliwość oceny danego efektu obiektowego. Obniża to użyteczność czynnikowych układów doświadczalnych z blokami.

W układach typu  $3^k$  wzrost liczby kombinacji wraz ze wzrostem liczby badanych czynników jest niewspółmiernie większy aniżeli w układach czynnikowych typu  $2^k$ , co sprawia że jak dotychczas w doświadczalnictwie polowym układy te były rzadko stosowane. Celowa jest zatem redukcja liczby kombinacji przy jednoczesnym zachowaniu maksymalnej skuteczności układu w wykrywaniu istotnych efektów obiektowych. Umożliwiają to układy czynnikowe frakcyjne (fractional factorial design – FFD), określane w polskim piśmiennictwie także jako układy czynnikowe ułamkowe lub układy czynnikowe z replikacją częściową [16, 23].

Istota układów frakcyjnych typu  $s^{k-p}$ , gdzie  $k$  czynników występuje na  $s$  poziomach w  $p$  części replikacji, opiera się na wyborze do oceny  $1/2^p$  (w układach  $2^k$ ) lub  $1/3^p$  (w układach  $3^k$ ) części (frakcji) obiektów spośród wszystkich obiektów doświadczenia. W przypadku układu typu  $3^5$  wyodrębnienie  $1/3$  z pełnej puli 243 obiektów redukuje ten zestaw do 81 obiektów podlegających badaniu doświadczalnemu. Tym samym otrzymuje się układ typu  $3^{5-1}$ . Dalsza redukcja prowadzi do układu typu  $3^{5-2}$ , co

oznacza redukcję obiektów do  $1/9 (1/3)^2$  w stosunku do pierwotnego pełnego zestawu z 27 kombinacjami do oceny.

Wybór obiektów do oceny powoduje pominięcie z pełnej puli pozostałych kombinacji. Z jakich obiektów można zrezygnować bez istotnej straty na informacyjności doświadczenia? Metoda wyboru obiektów do wyłączenia (pominięcia) polega na określeniu takiego zbioru obiektów, który eksperymentatora najmniej interesuje lub takich obiektów, o których wiadomo, że ich efekty są równe zeru [23]. Najczęściej są to nieistotne z rolniczego punktu widzenia efekty interakcji wyższych rzędów, o których a priori można założyć, że są zerowe.

Redukcja obiektów w układzie frakcyjnym ma swoją cenę, bowiem we wszystkich układach typu  $s^{k-p}$  każdy efekt należy do grupy efektów uwikłanych, czyli aliaży. Oznacza to, że pewne oceny efektów mają wartości identyczne z innymi ocenami efektów i nie można ich odrębnie oszacować. Jak już wspomniano, takie oceny stanowią aliaż. Przykładowo,  $A^1 = A^1B^2C^2D^2E^2 = B^1C^1D^1E^1$ , czyli efekt główny czynnika A ma taką samą ocenę jak ocena efektu interakcji  $A^1B^2C^2D^2E^2$  i interakcji  $B^1C^1D^1E^1$ . Trudność metodyczna polega na tym, aby w wygenerowanym układzie frakcyjnym można było oszacować wszystkie efekty główne oraz efekty interakcji pierwszego rzędu nie będące aliażami ocen efektów bloków lub interakcji wyższych rzędów. Ze względu na mniejszą użyteczność interakcji wyższych rzędów w analizie wariancji ich efekty można włączyć do oceny błędu doświadczalnego [6].

W układach frakcyjnych określa się „stopień” uwikłania estymowanych efektów głównych czynników z efektami interakcji pierwszego lub drugiego rzędu, zwany rozdzielczością układu (resolution). Teoria eksperymentu mówi, że „układ frakcyjny jest rozdzielczości  $R$ , jeśli wszystkie efekty główne i interakcje są estymowane do rzędu  $k$  ( $k$  jest największą liczbą całkowitą równą lub mniejszą niż przy założeniu, że efekty rzędu równego lub większego ( $R - k$ ) są zerami” [2, 4, 21]. Zatem układ o rozdzielczości  $R = 5$  (V) to taki, w którym estymowane są efekty główne i interakcje dwuczynnikowe, a co za tym idzie nie są one wzajemnie uwikłane. Gdy możliwe jest estymowanie efektów głównych i tylko wybranych interakcji dwuczynnikowych (występuje częściowe uwikłanie interakcji dwuczynnikowych) to jest układ o rozdzielczości IV. Natomiast w przypadku oceny tylko samych efektów głównych rozdzielczość układu wynosi III.

Plackett i Burman [25] dla układów  $2^{k-p}$ , opracowali grupę planów w celu oceny największej liczby efektów (głównych) przy możliwie najmniejszej liczbie układów. Odpowiednikiem tej grupy w przypadku układów  $3^{k-p}$  są tzw. plany Boxa-Behnkena [1]. Konstruowane są one poprzez łączenie planów frakcyjnych dwuwartościowych z selekcyjnymi planami blokowymi i mają bardzo złożone uwikłania interakcji. Jednakże plany te są bardzo ekonomiczne i dlatego szczególnie użyteczne wtedy, gdy wykonanie pomiarów jest kosztowne i ich liczba powinna być ograniczona do naprawdę niezbędnej.

## Efektywność układów czynnikowych

Spośród układów doświadczalnych wybiera się ten, który przy takich samych nakładach pracy i kosztów gwarantuje maksymalną precyzję oceny działania poszczególnych czynników, nie następuje większych trudności technicznych przy zakładaniu doświadczenia, a opracowanie wyników nie sprawia trudności natury obliczeniowej. W doświadczalnictwie polowym za najlepszy w tym rozumieniu uznaje się układ losowanych bloków. Jednak w warunkach dużej zmienności glebowej wewnątrzblokowej lub też przy dużej liczbie analizowanych obiektów badacz musi się liczyć ze zmniejszeniem dokładności, a tym samym mniejszej efektywności doświadczenia założonego w układzie losowanych bloków.

W ocenie efektywności doświadczeń stosuje się różne podejścia, jednak każde z nich sprowadza się do określenia, który z porównywanych układów doświadczalnych charakteryzuje się mniejszą wariancją błędu doświadczalnego.

Badaniami nad efektywnością doświadczeń polowych zajmowało się wielu autorów. Yates [31] analizując wyniki badań nad kilkudziesięcioma układami typu  $2^3$  i  $3^3$  wykazał, że eksperymenty wikłające interakcje ze zmiennością glebową mają wyższą efektywność wobec doświadczeń nie wikłających [24]. Fisher [13] podał wzór na ocenę względnej efektywności dwóch eksperymentów jako iloraz wariancji błędów losowych odpowiednio dla doświadczenia pierwszego ( $MSE_1$ ) i doświadczenia drugiego ( $MSE_2$ ), tj.:

$$RE = \frac{MSE_1}{MSE_2} \quad (1)$$

W przypadku, gdy liczba stopni swobody  $df$  dla średniego kwadratu błędu jest mała, uwzględnia się poprawkę a efektywność układu wyznacza się według wzoru:

$$RE = \frac{df_2 + 1}{(df_2 + 3)MSE_2} \bigg/ \frac{df_1 + 1}{(df_1 + 3)MSE_1} \quad (2)$$

W ocenie efektywności układów doświadczalnych punktem odniesienia jest zawsze układ prostszy, np. dla układu losowanych bloków punktem odniesienia może być układ całkowicie losowy, a dla układu czynnikowego wikłającego interakcje wyższego rzędu ze zmiennością glebową punktem odniesienia może być układ losowanych bloków. Cochran i Cox [7], Elandt [10], Steel i Torrie [26] podają metody wyznaczenia względnej efektywności układu losowanych bloków względem układu całkowicie losowego:

$$RE = \frac{df_B \cdot MSB + df_E \cdot MSE}{df_O \cdot MSE} \cdot 100 \quad (3)$$

gdzie  $df_B$ ,  $df_E$ ,  $df_O$  są odpowiednio liczbami stopni swobody dla zmienności bloków (B), błędu (E) i ogólnej (O), natomiast  $MSB$  i  $MSE$  są odpowiednio średnimi kwadratami bloków i błędu.

W przypadku doświadczeń czynnikowych celowe jest szacowanie względnej efektywności różnych metod analizy statystycznej. Jak podają Steel i Torrie [26] efektywność analizy kowariancji względem analizy wariancji można ocenić za pomocą wzoru:

$$RE = \frac{MSE.Y}{MSE.Y(adj.) \left[ 1 + \frac{MST.X}{SSE.X} \right]} \cdot 100 \quad (4)$$

gdzie  $MSE.Y$ ,  $MSE.Y(adj.)$ ,  $MST.X$  i  $SSE.X$  oznaczają odpowiednio: średni kwadrat błędu zmiennej  $Y$ , średni kwadrat błędu zmiennej  $Y$  po analizie kowariancji oraz średni kwadrat kombinacji zmiennej towarzyszącej  $X$  i sum kwadratów błędu zmiennej towarzyszącej  $X$ .

Gdy współczynnik względnej efektywności ( $RE$ ) jest większy niż 100% wtedy dany układ doświadczalny lub określona metoda analizy jest efektywniejsza niż układ, czy też metoda, będący punktem odniesienia. Niekiedy, w zestawieniach ocen efektywności wykorzystuje się określenie „zysk w efektywności”; jest to różnica  $RE - 100\%$  [24, 32].

## Dyskusja i podsumowanie

Od pierwszych prac na temat układów czynnikowych frakcyjnych, formalnie wprowadzonych do praktyki doświadczalnej przez Finneya w 1946 [12], a następnie rozbudowanych przez Kempthorne'a [17], zaczęto je stosować w badaniach przemysłowych [3, 8, 9]. Wykorzystanie układów czynnikowych frakcyjnych w praktyce doświadczeń rolniczych jest jak dotychczas bardzo sporadyczne. W Polsce opublikowano wyniki zaledwie dwóch eksperymentów frakcyjnych typu  $2^{k-p}$  [11, 16]. Dlaczego, pomimo wielu zalet, układy frakcyjne nie są stosowane powszechnie w praktyce rolniczej podobnie jak w doświadczeniach przemysłowych? Wydaje się, że stan taki wynika z zasadniczych różnic między badaniami rolniczymi a przemysłowymi. O ile w doświadczeniach przyrodniczych ważnym zagadnieniem poznawczym są wzajemne powiązania badanych czynników i warunków siedliskowych, wyrażających się we wzajemnych współdziałaniach (interakcjach), o tyle w zastosowaniach przemysłowych można ujednoczyć warunki prowadzenia doświadczenia, a efekty współdziałania badanych czynników są marginalne i zazwyczaj pozostają poza zainteresowaniami badaczy. W powszechnie stosowanych polowych doświadczeniach czynnikowych eksperymentatora interesują zasadniczo interakcje dwuczynnikowe, pomija się interakcje wyższych rzędów, efekty główne zaś mają drugorzędne znaczenie. W procesie generowania frakcyjnego układu doświadczalnego, z góry eliminuje się niektóre współdziałania wyższych rzędów, przyjmując, że są one nieistotne z rolniczego punktu widzenia. Decyzję o wyborze takich interakcji musi podjąć badacz zajmujący

się analizą czynników produkcyjnych dla potrzeb danej technologii uprawy. Decyzja taka musi być podjęta przed założeniem doświadczenia. Wymaga to jednak kompilacji wiedzy rolniczej i teoretycznych podstaw doświadczalnictwa polowego. W planowaniu takiego doświadczenia pewnym ułatwieniem jest wykorzystanie gotowych planów doświadczeń frakcyjnych [patrz 1, 6, 7, 23, 25, 30, 32].

Małe zainteresowanie stosowaniem układów frakcyjnych w rolnictwie może wynikać także z rutynowego korzystania ze standardowych metod zakładania eksperymentu polowego. Na pierwszym planie stawiano łatwość przeprowadzenia doświadczenia i statystycznej analizy otrzymanych wyników, a względy ekonomiczne schodziły na dalszy plan. Obecnie obserwuje się pewne przewartościowanie podejścia do ścisłych doświadczeń polowych, z uwagi na skrócenie czasu niezbędnego do wdrożenia innowacji technologicznych, oraz względy finansowe, które – jak się wydaje – dyktują „oszczędną” metodykę prowadzenia doświadczenia. Dziś, dzięki postępowi informatycznemu i powszechnej dostępności specjalistycznego oprogramowania można łatwo zaplanować zaawansowane układy doświadczenia oraz dokonać analizy statystycznej wyników pochodzących z takich eksperymentów.

Współczesne tendencje w badaniach nad metodyką doświadczeń czynnikowych i czynnikowych frakcyjnych dotyczą oceny ich efektywności w porównaniu z klasycznymi układami [14, 15, 32], maksymalnej redukcji liczby obiektów bez utraty precyzji oceny efektów badanych czynników [6, 30, 32], kompilacji metod statystyki i geostatystyki w analizie wyników takich doświadczeń [5, 14, 15, 27, 32] oraz możliwości testowania nowych technologii uprawy roślin.

Reasumując rozważania na temat zaawansowanych układów doświadczeń polowych, wydaje się zasadne postawienie tezy, że układy frakcyjne wychodzą naprzeciw współczesnym problemom doświadczalnictwa polowego, dzięki możliwości szybkiej identyfikacji najważniejszych czynników agrotechnicznych w uprawie danej rośliny i minimalizacji kosztów doświadczeń.

## Literatura

- 
- [1] Box G.E.P., Behnken D.W. 1960. Some new three level designs for the study of quantitative variables. *Technometrics* 2: 455–475.
  - [2] Box G.E.P., Hunter W.G. 1961. The  $2^{k-p}$  fractional factorial design. Part I. *Technometrics* 3: 311–351
  - [3] Box G.E.P., Hunter W.G., Hunter J.S. 1978. Statistics for experiments. John Wiley & Sons: 653 ss.
  - [4] Box G.E.P., Wilson K.B. 1951. On the experimental attainment of optimum conditions. *J. R. Statist. Soc. B* 13: 1–38.
  - [5] Brownie C., Bowman D.T., Burton J.W. 1993. Estimating spatial variation in analysis of data from field trials: a comparison of methods. *Agron. J.* 85: 1244–1253.

- [6] Chen J., Sun D.X., Wu C.F.J. 1993. A catalogue of two-level and three-level fractional factorial designs with small runs. *International Statistical Review* 61: 131–145.
- [7] Cochran W.G., Cox G.M. 1957. *Experimental designs*. John Wiley & Sons: 454 ss.
- [8] Daniel C. (ed.) 1956. Fractional replication in industrial research, Proc. Third Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability 8: 87–98.
- [9] Davies O.L. 1954. *The design and analysis of industrial experiments*. Edinburgh–London: 652 ss.
- [10] Elandt R. 1964. *Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczalnictwa rolniczego*. PWN, Warszawa: 595 ss.
- [11] Filipiak K., Król M., Pecio A. 1990. Interpretacja wyników doświadczeń typu  $2(n-m)$  z jęczmieniem jarym o zwiększonej zawartości białka. *Pam. Pul.* 96: 7–21.
- [12] Finney D.J., 1946. Recent developments in the design of field experiments. III. Fractional replication. *J. Agric. Sci.* 36(3): 184–191.
- [13] Fisher R.A. 1947. *The designs of experiments*. Oliver & Boyd, London: 248 ss.
- [14] Gołaszewski J. 1999. Application of geostatistical method to analysis of the data from pea breeding trial. *Listy Biometryczne – Biometrical Letters* 36(2): 145–157.
- [15] Gołaszewski J. 2001. Spatial variability and efficiency of treatment comparisons. *Plant Breeding and Seed Science* 45(1): 87–98.
- [16] Gołaszewski J., Szempliński W. 1998. Doświadczenie czynnikowe ułamkowe jako narzędzie badawcze w opracowaniu technologii uprawy roślin rolniczych. *Rocz. Nauk Rol. Seria A*, 133(1/2): 77–93.
- [17] Kempthorne O. 1947. A simple approach to confounding and fractional replication in factorial experiments. *Biometrika* 34: 255–272
- [18] Kukuła S., Pecio A. 1998. Wpływ wybranych czynników agrotechnicznych na plon i jakość ziarna browarnych odmian jęczmienia jarego. *Pam. Pul.* 113: 53–60.
- [19] Kuś J., Filipiak K., Jończyk K. 1992. Wpływ wybranych czynników agrotechnicznych i ich współdziałania na plony pszenicy ozimej. *Fragm. Agron.* 1(33): 34–45.
- [20] Mądry W., Rozbicki J., Wyszynski Z. 1995. Planowanie doświadczeń czynnikowych typu  $2(k)$  w  $2(p)$  blokach niekompletnych oraz analiza statystyczna wyników. *Rocz. Nauk Rol. Seria A*, 111 (1/2): 57–71.
- [21] Neuhardt J.B. 1988. Resolution. *ESS* 8: 101–104.
- [22] Oktaba W. 1956. Metody kompletnego uwikłania interakcji z podblokami w doświadczeniach czynnikowych o dwu, trzech, czterech i pięciu poziomach każdego z czynników. *Annales Univ. M. Curie-Skłodowska Sec. E*, vol. XI, 6: 123–186.
- [23] Oktaba W. 1971. *Metody statystyki matematycznej w doświadczalnictwie*. PWN, Warszawa: 488 ss.
- [24] Oktaba W., Rejmak W., Warteresiewicz M. 1956. Efektywność metody uwikłanej i jej zastosowanie dla badania wpływu gęstości wysiewu i poziomów nawożenia azotowego na plony czterech odmian pszenicy jarej. *Annales Univ. M. Curie-Skłodowska Sec. E*, vol. XI, 6: 187–226.
- [25] Placekett R.L., Burman J.P., 1946. The design of optimum multifactorial experiments. *Biometrika* 33: 305–325.
- [26] Steel R.G., Torrie J.H. 1980. *Principles and procedures of statistics. A biometrical approach*. McGraw – Hill Book Company, New York: 633 ss.



- [27] Stewardson D.J., Whitfield R.I. 2004. A demonstration of the utility of fractional experimental design for finding optimal genetic algorithm parameters settings. *J. Operational Research Society* 55: 132–138.
- [28] Szempliński W. 2003. Siedliskowe i agrotechniczne uwarunkowania produkcji ziarna jęczmienia jarego na paszę w północno-wschodniej Polsce. Wyd. UWM Olsztyn: 99 ss.
- [29] Wyszynski Z. 2004. Badanie wpływu czynników w doświadczeniu typu 27 na plon korzeni buraka cukrowego. *Colloquium Biometryczne* 34: 199–210.
- [30] Xu H. 2004. A catalogue of three-level fractional factorial designs [Online]. Manuskrypt dostępny na stronie internetowej «<http://www.stat.ucla.edu/~hqxu/>».
- [31] Yates F. 1935. Complex experiments (with Discussion). *Suppl. J. R. Statist. Soc.* 2: 181–247.
- [32] Załuski D. 2004. Zmienność przestrzenna pola doświadczalnego a efektywność układów czynnikowych typu sk i sk-p. Rozprawa doktorska, UWM Olsztyn: 78 ss.

## Factorial design and fractional factorial design in field experimentation

---

**Key words:** field experiment, factorial design, fractional factorial design

### Summary

The paper presented a description of factorial designs  $s^k$ , fractional factorial design  $s^{k-p}$ , and their use to evaluating the effects of key agricultural factors. Procedures applied to reduce the number of treatments from 243 (full factorial design  $3^5$ ) to 81 (fractional design  $3^{5-1}$ ) and 27 (fractional design  $3^{5-2}$ ) were shown on an example of fractional designs  $3^{5-p}$ . Some methods enabling to compare the efficiency of different designs were also described. It was found that fractional factorial designs may be a useful tool for solving contemporary problems of field experimentation. They ensure prompt testing of the pivotal elements of a given crop production technology, and minimization of expenditures on agricultural research.