

JAN BOCIANOWSKI¹**WALDEMAR BRUKWIŃSKI**²¹ Katedra Metod Matematycznych i Statystycznych, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu² DANKO Hodowla Roślin Sp. z o. o. z/s w Choryni, Zakład Hodowli Roślin

Analiza jednopowtórzeniowego doświadczenia hodowlanego z mieszańcami żyta (*Secale cereale* L.)

Analysis of an unreplicated breeding experiment with rye (*Secale cereale* L.) hybrids

W pracy przedstawiono wyniki analizy doświadczenia jednopowtórzeniowego ze 165 mieszańcami żyta (*Secale cereale* L.). Doświadczenie założono w czterech miejscowościach (Choryń, Nagradowice, Wierzenica, Laski). Jako wzorzec zastosowano odmianę Balistic. Wzorzec wysiewano co szóste poletko. Materiał badawczy analizowano pod względem czterech cech: wysokości rośliny, wylegania, odporności na rdzę brunatną oraz plon nasion. Do poprawiania obserwacji zastosowano metodę znaną pod angielską nazwą linear variance model. W modelu uwzględnia się lokalne trendy wewnątrz bloków oraz liniowy trend zmienności glebowej w obrębie bloku. Uzyskane wyniki pozwoliły na wybranie 11,5% najlepszych mieszańców do dalszego etapu prac hodowlanych.

Słowa kluczowe: jednopowtórzeniowe doświadczenie hodowlane, korelacja rang, mieszańce żyta, trendy lokalne

In the paper the results of analysis of an unreplicated breeding experiments with 165 hybrids of rye (*Secale cereale* L.) are reported. The experiments were carried out at four locations: Choryń, Nagradowice, Wierzenica and Laski. The cultivar Balistic was used as a standard. The standard was systematically placed in the experimental fields among the tested hybrids. The following traits were observed and measured: plant height, lodging, brown rust resistance, grain yield. Linear variance model was used to the analysis of the unreplicated breeding trials. The model allows for recording of local trends within a block and the analysis removes these trends by using a form of smoothing. The 11.5% best rye hybrids were selected to next breeding stage on the basis of obtained results.

Key words: unreplicated breeding trial, rank correlation, rye hybrids, local trends

WSTĘP

Doświadczenia hodowlane prowadzone są zazwyczaj z bardzo dużą liczbą obiektów. Ze względu na ten fakt oraz ze względu na małą ilość materiału siewnego stosuje się doświadczenia jednopowtórzeniowe z wzorcami rozmieszczonymi zazwyczaj systematycznie co kilka poletek. Jest bardzo dużo metod analizy takich doświadczeń (McClelland,

1926; Nawrocki, 1967; Ceranka i Chudzik, 1977; Caliński, 1982; Kempton, 1982; 1984; Besag i Kempton, 1986; Gleeson i Cullis, 1987; Kempton i Talbot, 1988; Cullis i Gleeson, 1989; Cullis i in., 1989; Cullis i Gleeson, 1991; Stroup i Mulitze, 1991; Kempton i in., 1994; Paterson, 1994; Wu i in., 1998; Wu i Dutilleul 1999).

W drugiej połowie XX wieku pojawiła się propozycja zakładania doświadczeń jednopowtórzeniowych w blokach rozszerzonych, gdzie zarówno wzorce, jak i rody w każdym bloku byłyby rozmieszczone losowo (Federer, 1956; 1961; Federer i Raghavarao, 1975; Lin i Poushinsky, 1983; 1985). Metoda ta nie znalazła jednak szerszego zastosowania w doświadczalnictwie polowym ukierunkowanym na potrzeby hodowli roślin.

Wybór odpowiedniej metody poprawiania obserwacji jest bardzo istotnym krokiem selekcji genotypów do dalszych etapów badań hodowlanych. Wyboru tego powinno się dokonywać w oparciu o wiedzę o zmienności glebowej występującej na polu doświadczalnym.

Celem niniejszej pracy była analiza doświadczenia z mieszańcami żyta przeprowadzonego w czterech miejscowościach metodą jednopowtórzeniową z jednym wzorcem wysianym systematycznie. Do opracowania wyników tego doświadczenia zastosowano metodę poprawiania obserwacji uwzględniającą lokalne trendy wewnątrz bloków oraz liniowy trend zmienności glebowej w obrębie bloku.

MATERIAŁ I METODY

Doświadczenie ze 165 mieszańcami żyta (*Secale cereale* L.) założono w czterech miejscowościach (Choryń, Nagradowice, Wierzenica, Laski) metodą wzorcową jednopowtórzeniową. Wzorzec wysiewano co szóste poletko (wzorzec, pięć obiektów, wzorzec itd.). Jako wzorzec zastosowano odmianę Balistic. Jest to odmiana będąca wzorcem oficjalnie stosowanym w sezonach 2007/2008 i 2008/2009 w badaniach COBORU. Wysiew zastosowano w trzech równych pasach; każdy pas składał się z 67 poletek. Całe pole doświadczalne obejmowało 165 poletek z mieszańcami oraz 36 poletek z wzorcem. Powierzchnia poletka do siewu wynosiła 7 m², natomiast powierzchnia poletka do zbioru — 5 m². Obserwowano szereg cech morfologicznych i fizjologicznych. W niniejszej pracy mieszańce żyta analizowano pod względem wysokości rośliny (WR), wylegania (WYL), odporności na rdzę brunatną (RBR) oraz plonu nasion (PN). Ocenę wylegania i odporności na rdzę brunatną dokonano w przyjętej w Polsce skali dziewięciostopniowej zgodnie z metodyką COBORU (Domański, 1998). Poszczególne stopnie oznaczają umownie stan, nasilenie, rozprzestrzenienie, itd. obserwowanego zjawiska. Cyfra dziewięć oznacza ocenę rolniczo najlepszą, a cyfra jeden — najgorszą.

Przeprowadzona dwuczynnikowa analiza wariancji czterech obserwowanych w badaniach cech, z miejscowościami oraz mieszańcami jako czynnikami, umożliwiła weryfikację hipotez o braku różnic pomiędzy miejscowościami, pomiędzy mieszańcami oraz hipotezy o braku interakcji miejscowości × mieszańce.

Oszacowano trend na polu doświadczalnym w każdej miejscowości. Statystyczna istotność występowania trendu uzasadnia zastosowanie metody poprawiania obserwacji

eliminującej tenże trend. W tym celu zastosowano metodę znaną pod angielską nazwą linear variance model lub linear variance neighbour analysis (Williams, 1986). Metoda ta jest równoważna rozszerzonej metodzie pierwszych różnic Besaga i Kemptona (1986). Model uwzględnia lokalne trendy wewnątrz bloków (efekty pasów) oraz liniowy trend zmienności glebowej w obrębie bloku. Model można zapisać w następującej postaci (Williams, 1986):

$$E(y) = R\pi + X\tau,$$

$$\text{var}(y) = \sigma^2(I_n - J_n/n)(I_n - \phi F)(I_n - J_n/n),$$

gdzie: y jest n -wymiarowym wektorem średnich poprawionych, π oraz τ są, odpowiednio r oraz v -wymiarowymi wektorami efektów blokowych i obiektowych, R oraz X są odpowiadającymi im macierzami układu, σ^2 jest wariancją błędu, I_n jest $n \times n$ -wymiarową macierzą jednostkową, J_n jest $n \times n$ -wymiarową macierzą, której elementami są same jedynki, ϕ jest parametrem określającym zmniejszanie się zależności pomiędzy poletkami wraz ze wzrostem odległości między nimi, F jest blokowo-diagonalną macierzą z komponentami wynoszącymi $3L_{ki}/(k_i^2 - 1)$ dla i -tego bloku, L_k — jest $k \times k$ -wymiarową macierzą z (i, j) -tym elementem równym $|i - j|$.

Poprzez analizę usuwa się trendy z użyciem pewnej funkcji wygładzania. W pełnym modelu, stopień wygładzania jest estymowany na podstawie danych oryginalnych, natomiast w modelu zredukowanym koresponduje on ze zwykłym modelem pierwszych różnic Besaga i Kemptona (1986), zakładającym zupełny brak trendów liniowych. W niniejszej pracy zastosowano pełen model. Komponenty wariancyjne zostały sparametryzowane według Bairda i Meada (1991) i oszacowane metodą największej wiarygodności reszt (Gleeson i Cullis, 1987). Estymacja stopnia wygładzania została przeprowadzona metodą najmniejszych kwadratów (Green i in., 1985).

Dla każdej cechy w poszczególnych miejscowościach oszacowano wariancje efektów genotypowych.

Przeprowadzono analizę korelacji rang między ocenami efektów obiektowych rozpatrywanych genotypów dla obserwowanych cech w rozważanych miejscowościach. Analiza ta została przeprowadzona w celu określenia, czy uporządkowanie badanych mieszańców pod względem rozpatrywanych cech jest podobne (zarówno w konkretnej miejscowości, jak i pomiędzy lokalizacjami).

Wszystkie analizy przeprowadzono z wykorzystaniem pakietu statystycznego GenStat v. 7.1 (Payne i in., 2003).

WYNIKI

Przeprowadzona dwuczynnikowa analiza wariancji wykazała istotny wpływ miejscowości oraz mieszańców na wartości wszystkich czterech obserwowanych w doświadczeniu cech. Ponadto zaobserwowano istotną statystycznie interakcję miejscowości \times mieszańce dla wysokości roślin, wylegania oraz odporności na rdzę

brunatną. Jedynie dla plonu nasion nie zaobserwowano istotnej statystycznie interakcji miejscowości \times mieszańce (tab. 1).

Tabela 1

Średnie kwadraty z analizy wariancji dla badanych cech żyta
Mean squares from analysis of variance for the investigated traits of rye

Źródło zmienności Source of variation	Liczba stopni swobody Degrees of freedom	Wysokość rośliny Plant height	Wyleganie Lodging	Odporność na rdzę brunatną Brown rust resistance	Plon nasion Grain yield
Miejscowość Location	3	9471,81***	349,24***	36,108***	8,046***
Mieszaniec Hybrid	165	68,28***	5,24***	1,974***	0,654***
Miejscowość \times Mieszaniec Location \times Hybrid	495	14,35**	2,55*	0,477***	0,246
Błąd Residual	140	9,92	2,01	0,142	0,260

* Istotne na poziomie $\alpha = 0,05$; Significant at $\alpha = 0.05$
** Istotne na poziomie $\alpha = 0,01$; Significant at $\alpha = 0.01$
*** Istotne na poziomie $\alpha = 0,001$; Significant at $\alpha = 0.001$

W rozważanych czterech miejscowościach wykryto istotny statystycznie trend na polu doświadczalnym zarówno względem wierszy, jak i kolumn (tab. 2). Szczególnie duży był trend względem kolumn.

Tabela 2

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

Miejscowość Location	Cecha Trait	Trend wierszowy Row trend	Trend kolumnowy Column trend
Choryń	WR	1,254***	48,470***
	WYL	0,052***	0,796***
	RBR	0,066**	2,431***
	PN	0,045***	1,699***
Laski	WR	1,262***	48,520***
	WYL	0,039*	1,579***
	RBR	0,062**	2,431***
	PN	0,044**	1,652***
Nagradowice	WR	1,244**	49,180***
	WYL	0,012	1,199***
	RBR	0,064**	2,460***
	PN	0,053***	1,627***
Wierzenica	WR	1,179***	43,810***
	WYL	0,028	2,308***
	RBR	0,068***	2,349***
	PN	0,050***	1,593***

* Istotność współczynnika kierunkowego regresji na poziomie 0,05; Significance of slope of regression at 0.05 level
** Istotność współczynnika kierunkowego regresji na poziomie 0,01; Significance of slope of regression at 0.01 level
*** Istotność współczynnika kierunkowego regresji na poziomie 0,001; Significance of slope of regression at 0.001 level

Wartości wariancji efektów genotypowych otrzymanych po zastosowaniu metody poprawiania obserwacji przedstawiono w tabeli 3. Zdecydowanie najmniejszą wartość wariancji efektów genotypowych dla wysokości roślin otrzymano dla doświadczenia przeprowadzonego w Choryni (13,433). W pozostałych trzech miejscowościach wartości były podobne do siebie, z czego największą otrzymano w Nagradowicach (27,32). Największą zmienność genotypów pod względem wylegania zaobserwowano w Laskach (5,047), a najmniejszą w Nagradowicach (0,8832). W przypadku odporności na rdzę brunatną największą zmienność mieszańców otrzymano w Laskach (0,8512), a najmniejsza — w Wierzenicy (0,399). W przypadku plonu nasion najmniejszą wartość wariancji efektów genotypowych zaobserwowano w Choryni (0,1635), a największą w Wierzenicy (0,3825).

Tabela 3

Oceny wariancji efektów genotypowych dla badanych cech w poszczególnych miejscowościach
Estimates of variances of genotypic effects for the investigated traits in individual locations

Cecha Trait	Miejscowość Location			
	Choryń	Laski	Nagradowice	Wierzenica
Wysokość rośliny Plant height	13,433	25,342	27,32	25,56
Wyleganie Lodging	1,408	5,047	0,8832	2,7144
Odporność na rdzę brunatną Brown rust resistance	0,4197	0,8512	0,4377	0,399
Plon nasion Grain yield	0,1635	0,295	0,3571	0,3825

Wyniki przeprowadzonej analizy korelacji rang między ocenami efektów obiektowych przedstawiono w tabeli 4. Otrzymane wartości współczynników korelacji rang nie są duże. Największą wartość, wynoszącą 0,47, otrzymano dla wysokości roślin rozważanej w doświadczeniach przeprowadzonych w Choryni i w Wierzenicy. Istotne statystycznie skorelowanie rang zaobserwowano dla wysokości roślin we wszystkich czterech miejscowościach. W przypadku wylegania istotny statystycznie związek obserwowano pomiędzy doświadczeniem przeprowadzonym w Choryni a doświadczeniami przeprowadzonymi w pozostałych trzech lokalizacjach. Pewien związek ($r = 0,203$) uporządkowania obiektów pod względem odporności na rdzę brunatną obserwowano jedynie pomiędzy doświadczeniami przeprowadzonymi w Laskach i w Nagradowicach. Związek pomiędzy rangami utworzonymi ze względu na plonowanie uzyskano pomiędzy wynikami doświadczeń przeprowadzonych w Choryni i w Nagradowicach, w Choryni i w Wierzenicy, w Laskach i w Nagradowicach oraz w Nagradowicach i w Wierzenicy.

Oszacowane współczynniki korelacji prostej pomiędzy efektami obiektowymi przed przekształceniem a efektami obiektowymi poprawionymi w wyniku zastosowania metody zwanej linear variance model nie były istotne statystycznie dla żadnej z obserwowanych cech w żadnej z rozważanych miejscowości.

Tabela 4

Współczynniki korelacji rang między ocenami efektów obiektowych
Coefficient of rang correlation among estimates of genotypic effects

	Cecha Trait	Choryń				Laski				Nagradowice				Wierzenica			
		WR	WYL	RBR	PN	WR	WYL	RBR	PN	WR	WYL	RBR	PN	WR	WYL	RBR	PN
Choryń	WR	1															
	WYL	-0,118	1														
	RBR	0,203*	0,059	1													
	PN	-0,087	0,056	-0,07	1												
Laski	WR	0,46***	-0,01	0	-0,224*	1											
	WYL	0,073	0,32**	-0,01	0,066	0,059	1										
	RBR	0,097	0,106	0,185	-0,068	-0,046	0,004	1									
	PN	-0,086	0,095	-0,03	0,096	-0,058	0,135	-0,004	1								
Nagradowice	WR	0,356**	0,117	-0,07	-0,012	0,386**	0,05	-0,008	-0,02	1							
	WYL	0,047	0,242*	0,115	-0,056	0,034	0,135	0,071	0,022	-0,003	1						
	RBR	0,107	-0,078	0,167	-0,151	0	-0,1	0,203*	-0,03	-0,038	0,02	1					
	PN	-0,019	0,092	-0,12	0,287**	-0,059	0	-0,054	0,21*	-0,046	0,01	-0,18	1				
Wierzenica	WR	0,47***	0,072	0,091	-0,014	0,379**	0	0,127	0,03	0,36**	0,02	0,092	0,043	1			
	WYL	-0,124	0,245*	-0,09	0,093	-0,133	0,192	-0,026	-0,02	-0,04	0,18	-0,05	0,026	-0,343**	1		
	RBR	0,048	0,029	0,133	-0,117	0,013	-0,05	0,189	0,095	0,008	0,14	0,151	-0,058	0,011	-0,1	1	
	PN	-0,045	0,222*	0,057	0,215*	0,003	0,115	0,092	0,19	-0,066	0,16	-0,17	0,258**	0,113	0,008	0,01	1

* istotne na poziomie $\alpha = 0,05$; significant at $\alpha = 0,05$ ** istotne na poziomie $\alpha = 0,01$; significant at $\alpha = 0,01$ *** istotne na poziomie $\alpha = 0,001$; significant at $\alpha = 0,001$

WR — wysokość rośliny; plant height

WYL — wyleganie; lodging

RBR — odporność na rdzę brunatną; brown rust resistance

PN — plon nasion; grain yield

DYSKUSJA

Kwestia wyodrębnienia na wczesnych etapach hodowli wartościowych obiektów jest nadrzędnym celem hodowcy. Zastosowanie na tym etapie odpowiednich układów doświadczalnych ma za zadanie ograniczyć obciążenie wyników efektami środowiskowymi. Ponadto istnienie zmienności przestrzennej, w tym również trendów, jest wystarczające, aby tego typu obciążenia wyników próbować wyeliminować metodami statystycznymi. Dobór odpowiednich metod oceny wyników doświadczeń decyduje zazwyczaj o sukcesie hodowlanym. Wcześniejsze badania nad pszenicą jarą, pszenicą ozimą oraz jęczmieniem jarym wykazały, że należy unikać wnioskowania na podstawie nieprzekształconych wyników pomiarów (Ambroży i in., 2008).

W szeregu istniejących w literaturze przedmiotu metod poświęconych opracowaniu wyników doświadczeń bezpowtórzeniowych z wzorcem wyróżniającą wydaje się zastosowana w niniejszej pracy metoda zwana linear variance model. Uwzględnienie w niej lokalnych trendów wewnątrzblokowych oraz liniowego trendu zmienności w obrębie pasa czyni tę metodę bardzo użyteczną. Potwierdzeniem tego są liczne zastosowania tej metody w opracowywaniu doświadczeń hodowlanych (Baird i Mead, 1991; Martin i Eccleston, 1991; Martin i in., 1993; Piepho i Ogutu, 2007; Piepho i in., 2008). Piepho i wsp. (2008) stwierdzili, iż linear variance model jest odpowiednim kandydatem do rutynowej analizy doświadczeń jednopowtórzeniowych z wzorcem. Teoretyczne rozważania nad tą metodą prowadzili m.in.: Martin i wsp. (1993), Martin (1998), Chai i Majumdar (2000), Williams i wsp. (2006), Piepho i Williams (2010).

Pamiętać należy, że nawet najskuteczniejsza metoda analizy doświadczenia hodowlanego nie będzie pomocnym narzędziem selekcyjnym, gdy zmienność analizowanej populacji nie będzie duża. Łatwiejsza selekcja względem danej cechy będzie się odbywała w przypadku, gdy oszacowane wartości wariancji efektów genotypowych będą większe. W analizowanym doświadczeniu nie było miejscowości, w której obserwowano by najmniejsze (lub największe) wartości wariancji efektów genotypowych dla wszystkich cech równocześnie. Sytuacja taka z pewnością utrudnia podejmowanie decyzji selekcyjnych.

Kolejną kwestią utrudniającą podejmowanie decyzji selekcyjnych są niezbyt duże wartości współczynników korelacji rang. Małe wartości współczynników korelacji rang dla danej cechy poprzez lokalizacje można wytłumaczyć istotnym wpływem miejscowości oraz interakcji miejscowości \times mieszańce na wartości obserwowanej cechy. Badania przeprowadzone przez Pattersona i in. (1977), Pilarczyka (1977) i Talbota (1984) pokazały, że większa jest interakcja odmian z latami niż interakcja odmian z miejscowościami. Jednakże wystąpienie każdej z nich bardzo utrudnia hodowlę selekcyjną. Zastanawiający jest natomiast brak silnej współzależności pomiędzy uporządkowaniem badanych mieszańców pod względem obserwowanych cech w poszczególnych miejscowościach. Wskazuje to na brak wśród badanych mieszańców form, które charakteryzowałyby się równocześnie m.in. największym plonem i najmniejszym wyleganiem.

Brak istotnej statystycznie współzależności pomiędzy efektami obiektowymi przed i po przekształceniu wyników świadczy o znacznym obciążeniu wyniku efektami

środowiskowymi i po raz kolejny uzasadnia zastosowaną w prezentowanej pracy metodę eliminacji trendów.

Wynikiem zastosowanej metody poprawiania obserwacji był wybór dziewiętnastu, stanowiących 11,5% najlepszych mieszańców z przeznaczeniem do kolejnego etapu prac hodowlanych. Wybór ten był utrudniony ze względu na fakt, iż w analizowanym doświadczeniu nie było mieszańca, który plonowałby powyżej 100% wzorca we wszystkich czterech miejscowościach. Wyselekcjonowane mieszańce charakteryzowały się stosunkowo dużym plonem i odpornością na rdzę brunatną we wszystkich czterech miejscowościach.

PODSUMOWANIE

Podsumowując uzyskane w realizacji celu pracy wyniki należy stwierdzić, iż zastosowana metoda poprawiania obserwacji, znana pod angielską nazwą linear variance model, pozwoliła wyeliminować lokalny trend wewnątrz pasów oraz liniowy trend zmienności glebowej w obrębie pasa. Żaden ze 165 badanych mieszańców żyta nie plonował powyżej 100% wzorca we wszystkich czterech rozważanych miejscowościach. Pomimo tego faktu, na podstawie uzyskanych wyników dokonano wyboru dziewiętnastu najlepszych mieszańców do dalszych etapów prac hodowlanych. Mieszańce te charakteryzowały się stosunkowo wysokim plonem nasion oraz znaczną odpornością na rdzę brunatną we wszystkich czterech miejscowościach.

LITERATURA

- Ambroży K., Bakinowska E., Bocianowski J., Budka A., Pilarczyk W., Zawieja B. 2008. Statystyczne wspomaganie decyzji selekcyjnych na wczesnych etapach hodowli zbóż. II. Empiryczne porównanie metod oceny efektów obiektowych. *Biul. IHAR* 250: 29 — 39.
- Baird D. B., Mead R. 1991. The empirical efficiency and validity of two neighbour models. *Biometrics* 47: 1473 — 1487.
- Besag J. E., Kempton R. A. 1986. Statistical analysis of field experiments using neighbouring plots. *Biometrics* 42: 231 — 251.
- Caliński T. 1982. On some problems in analyzing non-orthogonal designs. *Proceeding in computational statistics*. H. C. Physica-Verlag Wien: 11 — 21.
- Ceranka B., Chudzik H. 1977. Doświadczenia jednopowtórzeniowe z wzorcem. Siódme Colloquium Metodologiczne z Agro-Biometrii, PAN, Warszawa: 318 — 331.
- Chai F.-S., Majumdar D. 2000. Optimal designs for nearest-neighbor analysis. *Journal of Statistical Planning and Inference* 86: 265 — 275.
- Cullis B. R., Gleeson A. C. 1989. The efficiency of neighbour analysis for replicated variety trials in Australia. *Journal of Agricultural Science* 113: 223 — 239.
- Cullis B. R., Gleeson A. C. 1991. Spatial analysis of field experiments — an extension to two dimensions. *Biometrics* 47: 1449 — 1460.
- Cullis B. R., Lill W. J., Fisher J. A., Read B. J. 1989. A new procedure for the analysis of early generation variety trials. *Appl. Stat.* 2: 361 — 375.
- Domański P. 1998. *Metodyka badań wartości gospodarczej odmian (WGO) roślin uprawnych*. COBORU, 1998 Słupia Wielka, Wyd. I: 1 — 33.
- Federer W. T. 1956. Augmented designs. *Hawarii. Plant Rec.* 55: 191 — 208.
- Federer W. T. 1961. Augmented designs with one-way elimination heterogeneity. *Biometrics* 17: 447 — 475.
- Federer W. T., Raghavarao D. 1975. On augmented designs. *Biometrics* 31: 29 — 35.

- Gleeson A. C., Cullis B. R. 1987. Residual maximum likelihood estimation of a neighbour model for field experiments. *Biometrics* 43: 277 — 288.
- Green P. J., Jennison C., Seheult A. H. 1985. Analysis of field experiments by least squares smoothing. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 47: 299 — 315.
- Kempton R. A. 1982. Adjustment for competition between varieties in plant breeding trials. *Journal of Agricultural Science* 98: 599 — 611.
- Kempton R. A. 1984. The design and analysis of unreplicated field trials. *Vorträge für Pflanzenzüchtung* 7: 219 — 242.
- Kempton R. A., Seraphin J. C., Sword A. M. 1994. Statistical analysis of two-dimensional variation in variety yield trials. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 122: 335 — 342.
- Kempton R. A., Talbot M. 1988. The development of new crop varieties. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)* 151: 327 — 341.
- Lin C. S., Poushinsky G. 1983. A modified augmented design for an early stage of plant selection involving a large number of test lines without replication. *Biometrics* 39: 553 — 561.
- Lin C. S., Poushinsky G. 1985. A modified augmented design (type 2) for rectangular plots. *Can. J. Plant Sci.* 65: 743 — 749.
- Martin R. J. 1998. Optimal designs for small-sized blocks under dependence. *J. Combin. Inform. System Sci.* 23: 95 — 124.
- Martin R. J., Eccleston J. E. 1991. Efficient block designs for correlated observations. *Australian Journal of Statistics* 33: 299 — 311.
- Martin R. J., Eccleston J. E., Gleeson A. C. 1993. Robust linear block designs for a suspected LV model. *Journal of Statistical Planning and Inference* 34: 433 — 450.
- McClelland C. K. 1926. New methods with check plots. *Journal of the American Society of Agronomy* 18: 566 — 575.
- Nawrocki Z. 1967. *Teoria i praktyka doświadczalnictwa rolniczego*. PWRiL, Warszawa.
- Paterson R. G. 1994. *Agricultural field experiments. Design and analysis*. Marcel Dekker, Inc. New York.
- Patterson H. D., Silvey V., Talbot B., Weatherup C. 1977. Variability of yields of cereal varieties in U.K. trials. *Journal of Agricultural Science* 89: 238 — 245.
- Payne, R., Murrey, D., Harding, S., Baird, D., Soutou, D., Lane, P. (2003). *GenStat for Windows (7th edition) – Introduction*. VSN International, Oxford, England.
- Piepho H. P., Ogutu O. 2007. Simple state-space models in a mixed model framework. *The American Statistician* 61: 224 — 232.
- Piepho H. P., Richter C., Williams E. 2008. Nearest neighbour adjustment and linear variance models in plant breeding trials. *Biometrical Journal* 50: 164 — 189.
- Piepho H. P., Williams E. 2010. Linear variance models for plant breeding trials. *Plant Breeding* 129: 1 — 8.
- Pilarczyk W. 1977. *Optymalizacja wielkości serii doświadczeń w czasie i przestrzeni*. Siódme Colloquium Metodologiczne z Agro-Biometrii, PAN, Warszawa: 272 — 282.
- Stroup W. W., Muiltze D. K. 1991. Nearest neighbour adjusted best linear unbiased prediction. *American Statistician* 45: 194 — 200.
- Talbot M. 1984. Yield variability of crop varieties in the U.K. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 102: 315 — 321.
- Williams E. R. 1986. A neighbour model for field experiments. *Biometrika* 73: 279 — 287.
- Williams E. R., John J. A., Whitaker D. 2006. Construction of resolvable spatial row-column designs. *Biometrics* 62: 103 — 108.
- Wu T., Dutilleul P. 1999. Validity and efficiency of neighbor analysis in comparison with classical complete and incomplete block analyses of field experiments. *Agronomy Journal* 91: 721 — 731.
- Wu T., Mather D. E., Dutilleul P. 1998. Application of geostatistical and neighbour analyses to data from plant breeding trials. *Crop Science* 38: 1545 — 1553.