

WIESŁAW MĄDRY¹
ZBIGNIEW LAUDAŃSKI²
MARCIN KOZAK¹
JAN ROZBICKI³

¹Katedra Statystyki Matematycznej i Doświadczalnictwa SGGW, Warszawa

²Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin w Radzikowie

³Katedra Agronomii SGGW, Warszawa

Empiryczne porównanie sekwencyjnej analizy składowych plonu i analizy ścieżek pojedynczych dla plonu ziarna pszenżyta ozimego i jego składowych

An empirical comparison of sequential yield component analysis and single path analysis for winter triticale grain yield and its components

Celem tej pracy jest przedstawienie wyników badań porównawczych nad oceną uwarunkowania plonu ziarna z jednostki powierzchni pszenżyta ozimego przez jego składowe iloczynowe, tj. liczbę kłosów na jednostce powierzchni, średnią liczbę ziaren w kłosie oraz średnią masę ziarniaka, przy użyciu sekwencyjnej analizy składowych plonu i analizy ścieżek pojedynczych. W badaniach wykorzystano dane z obserwacji wymienionych cech w uprawowym doświadczeniu czynnikowym typu 2⁸. Uzyskane wyniki analizy danych eksperymentalnych ilustrują i potwierdzają coraz większą zgodność ocen współczynników ścieżek w obu metodach, jako mierników wpływu składowych na plon, dla coraz później kształtujących się w ontogenezie cech plonotwórczych. Stwierdzone empirycznie, duże podobieństwo ocen wpływu składowych plonu na plon przy użyciu porównywanych metod może nie sprawdzić się w przypadkach, kiedy cechy plonotwórcze są silniej skorelowane. W rozpatrywanym, bowiem przykładzie doświadczalnym składowe plonu były dość słabo skorelowane.

Słowa kluczowe: analiza ścieżek pojedynczych, plon ziarna, pszenżyto ozime, sekwencyjna analiza składowych plonu, sekwencyjne kształtowanie składowych plonu, składowe plonu

The aim of the paper was to present results of comparative studies on evaluation of grain yield determination of winter triticale by its multiplicative components (number of ears per unit area, average number of grains per ear and average grain weight) when using sequential yield components analysis (SYCA) and single path analysis. In the studies, data were used from a 2⁸ factorial experiment. The results of the investigation confirm and illustrate a better agreement between estimates of path coefficients, as measures of influence of the yield-related traits on yield, for the components forming in more advanced stages of ontogenesis. Such an empirically confirmed, close agreement of effects of

yield components on yield, found when using the both methods, may not repeat in cases when the yield-related traits are stronger correlated. In the presented example the yield components were weakly correlated.

Key words: grain yield, single path analysis, sequential development of yield components, sequential yield component analysis (SYCA), winter triticale, yield components

WSTĘP

Plon rolniczy z pojedynczej rośliny lub roślin na jednostce powierzchni (dalej zwany plonem) jest cechą ilościową, określającą najważniejszy ze względów praktycznych, końcowy rezultat skomplikowanego procesu ontogenezy roślin. Jest on uwarunkowany przez znaczną liczbę różnorodnych przyczyn. Zależnie od kierunku i celu badań można rozpatrywać jego uwarunkowanie przez czynniki środowiskowe (siedliskowe i uprawowe) i genetyczne (geny i genotypy), procesy fizjologiczne lub inne przyczyny. Wszystkie te czynniki wpływają zarówno na plon, jak i na te cechy ilościowe roślin i łanu, które mają określone znaczenie plonotwórcze. Najważniejszymi cechami plonotwórczymi są składowe plonu (Fraser i Eaton, 1983; Kozak, 2002). Analiza zależności między plonem a cechami plonotwórczymi, zwłaszcza składowymi plonu, umożliwia dokonanie opisu uwarunkowania plonu przez te cechy roślin, dostarczając wiedzy o ich ilościowej roli w kształtowaniu plonu. Może więc stanowić cenny przedmiot badań nad mechanizmem plonowania roślin oraz kryteriami selekcji na plon w programie hodowlanym (Rasmusson i Cannell, 1970; Fraser i Eaton, 1983; Mohammadi i in., 2003) i biologicznymi podstawami uprawy roślin (Rozbicki, 1997).

Cechy plonotwórcze roślin i łanu mogą kształtować się jednocześnie w trakcie ontogenezy roślin, albo też sekwencyjnie, czyli w określonej kolejności, częściowo w tych samych oraz różnych okresach ontogenezy. W wyniku działania wspólnych czynników na plonotwórcze procesy rozwoju i wzrostu roślin w kolejnych okresach oraz działania mechanizmu fizjologicznego wzajemnej kompensacji cech produktywności roślin w łanie, cechy plonotwórcze w populacji genotypów lub warunków środowiskowych są zazwyczaj w różnym stopniu i kierunku skorelowane (Ranga Rao i Ramachandram 1977; Campbell i Kondra, 1978; Mohammadi i in., 2003).

W analizie zależności plonu od cech plonotwórczych stosuje się różne metody statystyczne. Najczęściej wykorzystuje się analizę liniowej regresji wielokrotnej, a zwłaszcza jej modyfikację — analizę ścieżek (Fraser i Eaton, 1983; Gierdziewicz i Zajac, 1999; Gołaszewski i in., 2000; Guler i in., 2001; Mohammadi i in., 2003). Mimo, że jest ona metodą konwencjonalną, to ma pewne wady w zastosowaniu do cech plonotwórczych kształtujących się sekwencyjnie (Eaton i in., 1986; Gołaszewski, 1996; Kozak, 2002). Zgodnie z interpretacją cząstkowych współczynników regresji (Elandt, 1964; Draper i Smith, 1973; Wójcik i Laudański, 1989; Zieliński, 1998) ocenia ona wpływ każdej takiej cechy plonotwórczej na plon przy założeniu, że pozostałe cechy plonotwórcze są ukształtowane na dowolnym poziomie. Jednak, przy znanej kolejności kształtowania się sekwencyjnych cech plonotwórczych, tak zdefiniowane w analizie ścieżek ich efekty na plon są tym bardziej miarodajne (zgodne z mechanizmem biologicznym), im cecha

plonotwórcza kształtuje się później w ontogenezie. Cenne są więc propozycje takich metod statystycznych, w których można rozpatrywać względne efekty cech plonotwórczych na plon, zgodnie z kolejnością ich kształtowania się. Wartościową propozycją takiej metody jest sekwencyjna analiza składowych plonu.

Sekwencyjna analiza składowych plonu (ang. sequential yield component analysis — w skrócie SYCA) została zaproponowana przez Eatona i Kyte (1978), Eatona i MacPhersona (1978) oraz Jolliffe i wsp. (1982) dla logarytmowanej skali multiplikatywnych składowych plonu kształtujących się sekwencyjnie. Gołaszewski (1996) dostosował ją do skali oryginalnej dowolnych cech plonotwórczych i plonu i w takiej postaci jest ona rozpatrywana w niniejszej pracy. Opis podstaw teoretycznych sekwencyjnej analizy składowych plonu w wersji Gołaszewskiego przedstawili Mądry i Kozak (2000) oraz Kozak (2002), zaś jej zastosowanie dla różnych cech plonotwórczych (między innymi składowych plonu) pszenżyta ozimego podali Mądry i wsp. (2000).

Sekwencyjna analiza składowych plonu pozwala analizować uwarunkowanie plonu (Y) przez takie ilościowe cechy plonotwórcze roślin i ładu $X = [X_1, \dots, X_k]'$, które kształtują się sekwencyjnie (kolejność zapisu cech plonotwórczych X_i ($i = 1, \dots, k$) jest zgodna z kolejnością ich kształtowania w ontogenezie).

Autorzy niniejszej pracy podjęli badania nad przydatnością i promocją tej, wartościowej ich zdaniem, metody w badaniach agronomicznych. Celem tej pracy jest przedstawienie wyników badań porównawczych nad oceną uwarunkowania plonu ziarna z jednostki powierzchni pszenżyta ozimego przez jego składowe iloczynowe, tj. liczbę kłosów na jednostce powierzchni, średnią liczbę ziaren w kłosie oraz średnią masę ziarniaka (Kozak, 2002), przy użyciu sekwencyjnej analizy składowych plonu i analizy ścieżek pojedynczych. W badaniach wykorzystano dane z obserwacji wymienionych cech w uprawowym doświadczeniu czynnikowym typu 2⁸.

MATERIAŁ I METODY

Doświadczenie wieloczynnikowe 2⁸ z pszenżytem ozimym odmiany Presto przeprowadzono w roku 1993 na Polu Doświadczalnym w Chylicach k. Warszawy, należącym do byłej Katedry Szczegółowej Uprawy Roślin (obecnej Katedry Agronomii) SGGW. Badano następujące czynniki: termin siewu, dawka N, podział dawki N i termin jej stosowania, stosowanie dokarmiania dolistnego, retardanta, fungicydu i insektycydu (Rozbicki, 1997). Doświadczenie zaplanowano w układzie bloków niekompletnych w jednym powtórzeniu (Mądry i in., 1995). Liczba poletek wynosiła 256. Kombinacje uprawowe na tych poletkach traktujemy jako próbę reprezentatywną (w przybliżeniu losową) w stosunku do nieskończonej licznej populacji potencjalnie możliwych kombinacji uprawowych, zgodnych z zalecanymi obecnie metodami uprawy pszenżyta ozimego w badanym siedlisku, tj. miejscowości i roku. Przyjmujemy także, że wartości obserwowanych cech, tj. plonu ziarna i jego składowych w rozpatrywanej populacji kombinacji uprawowych mają rozkład normalny lub zbliżony do niego. Do przyjęcia tych założeń uprawnia nas stosowanie w doświadczeniu wielu czynników i ich wszystkich możliwych kombinacji,

z których żadna nie stwarza ekstremalnych warunków uprawy, np. bardzo dużej obsady, decydującej o kształtowaniu się innych składowych.

Powierzchnia poszczególnych poletek wynosiła 30 m². Na każdym poletku (po odcięciu pasów ochronnych) wydzielono 6 m² do badań prowadzonych w okresie wegetacji oraz 18 m² do zbioru ziarna. Po zbiorze obserwowano plon ziarna z jednostki powierzchni (Y) oraz jego trzy składowe, tj. liczbę kłosów na jednostce powierzchni (X₁), średnią liczbę ziaren w kłosie (X₂) oraz średnią masę ziarniaka (X₃). Plon ziarna oraz jego składowe obserwowano na powierzchniach próbnych 1 m², wyciętych z części 6 m² poletek doświadczalnych. Plon ziarna przeliczano na wilgotność normatywną, tzn. 15% zawartości wody. Kłosa z powierzchni próbnych wymłacano oraz ważono ziarna. Wyznaczano masę losowej próbki 500 ziaren, dzięki czemu uzyskiwano średnią masę ziarniaka. Średnią liczbę ziaren w kłosie obliczano na podstawie ilorazu masy ziarna na 1 m² oraz liczby kłosów na 1 m² i średniej masy ziarniaka (Rozbicki, 1997).

Na podstawie danych doświadczalnych dla 256 poletek obliczono średnie oraz współczynniki zmienności obserwowanych cech. Wykonano także analizy korelacji prostych tych cech oraz analizę ścieżek i sekwencyjną analizę składowych plonu według algorytmu Mądrego i Kozaka (2000).

WYNIKI I DYSKUSJA

Zmienność cech, analiza korelacji prostych i analiza ścieżek

Największą zmiennością wśród badanych cech wyróżniały się plon ziarna na 1 m², zaś wśród jego składowych najbardziej zmienna była liczba kłosów na 1 m², natomiast zdecydowanie małą zmiennością odznaczała się średnia masa ziarniaka (tab. 1).

Tabela 1

Średnie i charakterystyki zmienności cech pszenżyta ozimego (n = 256 obserwacji z doświadczenia czynnikowego 2⁸)
Means and variability characteristics of winter triticale traits (n = 256 observations from a factorial experiment 2⁸)

Cecha Trait	Średnia Mean	Współczynnik zmienności % Coefficient of variation %
X ₁ — liczba kłosów na 1 m ² X ₁ — number of ears per 1 m ²	450,7	17,6
X ₂ — średnia liczba ziaren w kłosie X ₂ — average number of grains per ear	28,9	13,4
X ₃ — średnia masa ziarniaka w g X ₃ — average grain weight in g 10 ⁻³	51,1	5,9
Y — plon ziarna w g/1 m ² Y — grain yield in g/1m ²	670,4	24,7

Z racji na uwarunkowanie zmienności analizowanych cech pszenżyta ozimego odmiany Presto przez czynniki uprawowe w badanej populacji jednostek doświadczalnych, przeprowadzone oceny zależności plonu ziarna z jednostki powierzchni od jego trzech składowych mają charakter zależności całkowicie środowiskowych.

Analiza korelacji prostych (tab. 2) wykazała, że najsilniej dodatnio skorelowana z plonem była liczba kłosów na 1 m² oraz średnia liczba ziaren w kłosie. Obie korelacje były istotne. Nie stwierdzono natomiast istotnej korelacji między średnią masą ziarniaka a plonem. Analiza ta wykazała również istotne, dodatnie lub ujemne, dość słabe współzależności między składowymi plonu. Dodatnią korelację ($r = 0,37^{**}$) stwierdzono pomiędzy liczbą kłosów na 1 m², a średnią liczbą ziaren w kłosie. Świadczy to o dużym potencjale plonowania tej odmiany pszenżyta ozimego, ponieważ lepsze warunki wegetacji roślin, powodujące wzrost obsady kłosów (przy stałej normie wysiewu nasion), mogą zwiększać jednocześnie drugą składową, tj. średnią liczbę ziarniaków w kłosie. Pozostałe słabe korelacje pomiędzy składowymi plonu były istotnie ujemne.

Tabela 2

Macierz ocen współczynników korelacji dla plonu ziarna pszenżyta ozimego i jego składowych
Correlation matrix for winter triticale grain yield and its components

	X ₁ (liczba kłosów na 1m ² number of ears per 1m ²)	X ₂	X ₃
X ₂ — średnia liczba ziaren w kłosie X ₂ — average number of grains per ear	0,37**	1,00	×
X ₃ — średnia masa ziarniaka X ₃ — average grain weight in g10 ⁻³)	-0,24**	-0,13*	1,00
Y — plon ziarna w g/1 m ² Y — grain yield in g/1m ²	0,86**	0,73**	0,00
* Istotne przy $\alpha = 0,05$	0,01 < P ≤ 0,05		
* Significant at the level $\alpha = 0.05$	0.01 < P ≤ 0.05		
** Istotne przy $\alpha = 0,01$	P ≤ 0,01		
**Significant at the level $\alpha = 0.01$	P ≤ 0.01		

Uzyskano następującą ocenę liniowej funkcji regresji wielokrotnej dla plonu ziarna względem jego składowych:

$$\hat{E}(Y|X_1, X_2, X_3) = 1,52X_1 + 20,91X_2 + 12,77X_3 - 1273,91 \quad (1)$$

natomiast dla zmiennych standaryzowanych postać ta jest następująca:

$$\hat{E}(y|x_1, x_2, x_3) = 0,73x_1 + 0,49x_2 + 0,23x_3 \quad (2)$$

Duża wartość współczynnika determinacji liniowej ($R^2 = 98,8\%$) wskazuje na dużą dokładność opisu uwarunkowania zmienności plonu przez jego składowe za pomocą liniowej funkcji regresji wielokrotnej.

Z funkcji regresji (1) wnioskujemy, że wpływ bezpośredni każdej składowej na plon był dodatni. Z testowania hipotez o zerowych wartościach cząstkowych współczynników regresji wynika, że wszystkie one były istotne. Zatem oznacza to, że współczynniki ścieżek w równaniu (2) są istotne. Współczynniki ścieżek w równaniu (2) wskazują, że największy bezpośredni wpływ na plon wywierała liczba kłosów na 1m², znacznie mniejszy średnia liczba ziaren w kłosie, natomiast zdecydowanie najmniejszy średnia masa ziarniaka.

Analiza współczynników korelacji prostej (tab. 3), przeprowadzona w ramach analizy ścieżek, wykazała, że duża dodatnia wartość współczynnika korelacji ($r = 0,86$) między plonem a liczbą kłosów na 1 m² wynikała głównie z dużego dodatniego efektu bezpo-

średniego tej składowej na plon, jak również, w mniejszym stopniu, z dodatniego efektu pośredniego tej składowej poprzez średnią liczbę ziaren w kłosie.

Natomiast dość duża wartość dodatnia współczynnika korelacji pomiędzy plonem a średnią liczbą ziaren w kłosie ($r = 0,73$) wynikała przede wszystkim z dodatniego efektu bezpośredniego tej składowej oraz z dodatniego efektu pośredniego poprzez liczbę kłosów na 1 m^2 .

Interesujący jest charakter związku plonu i średniej masy ziarniaka. Otóż, zerowy współczynnik korelacji między tymi cechami wynikał z kompensacji istotnego dodatniego wpływu bezpośredniego średniej masy ziarniaka na plon oraz ujemnych efektów pośrednich tej składowej poprzez liczbę kłosów na 1 m^2 oraz średnią liczbę ziaren w kłosie.

Tabela 3

Analiza współczynników korelacji prostej w analizie ścieżek dla plonu ziarna pszenżyta ozimego i jego składowych

Analysis of simple correlation coefficients for winter triticale grain yield and its components			
	X_1	X_2	X_3
X_1 — liczba kłosów na 1 m^2 X_1 — number of ears per 1 m^2	<u>0,73</u>	0,27	-0,17
X_2 — średnia liczba ziaren w kłosie X_2 — average number of grains per ear	0,18	<u>0,49</u>	-0,06
X_3 — średnia masa ziarniaka w mg X_3 — average grain weight in $\text{g } 10^{-3}$	-0,06	-0,03	<u>0,23</u>
Y — plon ziarna w $\text{g}/1 \text{ m}^2$ Y — grain yield in $\text{g}/1 \text{ m}^2$	0,86	0,73	0,00

Czcionką podkreśloną oznaczone są efekty bezpośrednie danej składowej na plon

Underlined numbers denote direct effects of a yield component

Czcionką pogrubioną oznaczone są współczynniki korelacji prostej między plonem a daną składową

Bolded numbers denote simple correlation coefficient between grain yield and its component

Czcionką normalną oznaczone są efekty pośrednie składowej z danej kolumny na plon przez składową z danego wiersza;

Normal numbers denote indirect effect of a yield component via another yield component

Sekwencyjna analiza składowych plonu

Ocena liniowej funkcji regresji wielokrotnej plonu względem jego ortogonalnych składowych przyjęła postać:

$$\hat{E}(Y|Z_1, Z_2, Z_3) = 1,79Z_1 + 20,49Z_2 + 12,77Z_3 - 135,05 \quad (3)$$

natomiast dla zmiennych standaryzowanych ma ona postać:

$$\hat{E}(y|z_1, z_2, z_3) = 0,860z_1 + 0,445z_2 + 0,225z_3 \quad (4)$$

Wyniki uzyskane tą metodą przedstawiono w tabeli 4. Oceniając względny wpływ każdej składowej na plon za pomocą ocen współczynników ścieżek $\hat{p}_{yz_i}$ stwierdzono, że ich efekty były dodatnie i istotne. Stwierdzono, że największy względny wpływ na plon wywierała liczba kłosów na 1 m^2 ($\hat{p}_{yz_1} = 0,86$) warunkując około 74% jego zmienności.

Średnia liczba ziaren w kłosie w dużo mniejszym stopniu ($\hat{p}_{yz_2} = 0,45$) determinowała zmienność plonu, warunkując około 20% tej zmienności. Natomiast w najmniejszym stopniu wpływała na plon średnia masa ziarniaka ($\hat{p}_{yz_3} = 0,23$), która wyjaśniała około 5%

zmienności plonu. Różnice wielkości wpływów składowych plonu okazały się istotne (Kozak, 2002).

Tabela 4

Sekwencyjna analiza składowych plonu ziarna pszenżyta ozimego
Sequential yield component analysis for grain yield of winter triticale

Składowe plonu Yield components	X ₁	X ₂	X ₃	Reszta Residual
$\hat{p}_{yz_i}$	0,860 c+	0,445 b	0,225 a	×
Udział w zmienności plonu (%) Contribution in yield variation (%)	73,96	19,80	5,06	1,18

(+) Różne litery *a*, *b* i *c* oznaczają istotne różnice współczynników ścieżek dla $\hat{p}_{yz_i}$; The letters *a*, *b* and *c* indicate significant differences between path coefficients for $\hat{p}_{yz_i}$

Zauważmy, że w rozpatrywanych badaniach doświadczalnych, ze względu na opisany sposób obserwacji wszystkich trzech składowych plonu, reszty (odchylenia regresyjne) są spowodowane tylko niedopasowaniem modelu liniowego do multiplikatywnej zależności empirycznej między plonem, a jego składowymi (Eaton i Kyte, 1978; Eaton i MacPherson, 1978; Kozak, 2002). Udział tych reszt w zmienności plonu wyniósł tylko około 1%, co świadczy o dobrym przybliżeniu funkcyjnej multiplikatywnej zależności plonu od jego składowych przez liniowy model regresji wielokrotnej.

Porównanie wnioskowania przy użyciu sekwencyjnej analizy składowych plonu i analizy ścieżek

Określając przydatność sekwencyjnej analizy składowych plonu do oceny uwarunkowania zmienności plonu przez kolejno kształtujące się w ontogenezie cechy plonotwórcze (w tym przypadku składowe plonu), porównamy wyniki i wnioski w rozpatrywanym przykładzie uzyskane za pomocą nowej proponowanej metody oraz analizy ścieżek, która jest standardową metodą, stosowaną do rozpatrywanych badań. Z podstaw matematycznych obu tych metod wynika, że w każdej z nich efekt kolejno rozwijającej się cechy plonotwórczej na plon jest zdefiniowany za pomocą współczynnika ścieżki w modelu regresji wielokrotnej plonu względem przyczynowych zmiennych standaryzowanych (Wright, 1934, 1960; Kang i Seneta, 1980; Mądry i in., 1995; Gołaszewski, 1996; Mądry i Kozak, 2002). W analizie ścieżek tymi zmiennymi przyczynowymi są oryginalne standaryzowane cechy plonotwórcze, zaś w sekwencyjnej analizie plonu są nimi standaryzowane ortogonalne cechy plonotwórcze. Wobec tego, analizę porównawczą wniosków statystycznych wyprowadzonych za pomocą tych dwóch metod, możemy przeprowadzić na podstawie ocen współczynników ścieżek $\hat{p}_{yz_i}$ (Mądry i Kozak, 2000) w sekwencyjnej analizie składowych plonu i współczynników ścieżek $\hat{p}_{yx_i}$ w analizie ścieżek (Mądry i Kozak, 2000). W każdej z tych metod odpowiednie współczynniki ścieżek, odnoszące się do poszczególnych cech plonotwórczych są porównywalną miarą ich wpływu na plon.

Oceny współczynników ścieżek $\hat{p}_{yz_i}$ i $\hat{p}_{yx_i}$ (Mądry i Kozak, 2000) podano w tabeli 5.

Tabela 5

Porównanie ocen współczynników ścieżek otrzymanych w sekwencyjnej analizie plonu i analizie ścieżek dla sekwencyjnych cech składowych plonu ziarna pszenżyta ozimego
Comparison of estimates for path coefficients obtained in sequential yield component analysis and single path analysis of winter triticale grain yield and its components

Składowe plonu Yield components	X_1	X_2	X_3
$\hat{p}_{yz_i}$	0,86	0,45	0,23
$\hat{p}_{yx_i}$	0,73	0,49	0,23

Stwierdzono generalnie duże podobieństwo ocen tych współczynników ścieżek dla wszystkich składowych plonu w porównywanych metodach. Ich podobieństwo było coraz większe dla składowych plonu rozwijających się coraz później. Oceny współczynników ścieżek dla średniej masy ziarniaka jako trzeciej, ostatniej w ontogenezie kształtującej się składowej plonu, były jednakowe w obu metodach.

Uzyskane wyniki analizy danych eksperymentalnych ilustrują i potwierdzają coraz większą zgodność ocen współczynników ścieżek $\hat{p}_{yz_i}$ i $\hat{p}_{yx_i}$ dla coraz później kształtujących się w ontogenezie cech plonotwórczych. Ta własność obu metod jest dostrzegalna na podstawie teorii matematycznych tych metod. Stwierdzone duże podobieństwo ocen wpływu składowych plonu na plon przy użyciu porównywanych metod może nie sprawdzić się w przypadkach, kiedy cechy plonotwórcze są silniej skorelowane. W rozpatrywanym, bowiem przykładzie doświadczalnym składowe plonu były dość słabo skorelowane (tab. 2).

PODSUMOWANIE

Rozważania teoretyczne nad interpretacją parametrów, wyrażających efekty kolejnych cech plonotwórczych w sekwencyjnej analizie składowych plonu i analizie ścieżek oraz uzyskane wyniki wnioskowania statystycznego w rozpatrywanym przykładzie wskazują, że sekwencyjna analiza składowych plonu jest metodą odpowiednią do oceny uwarunkowania plonu przez cechy plonotwórcze kształtujące się sekwencyjnie w okresach ontogenezy. W przykładzie doświadczalnym przy użyciu obu metod uzyskano podobne oceny wpływu słabo skorelowanych składowych na plon. Z teorii liniowej regresji wielokrotnej wynika, że takiego podobieństwa wniosków nie uzyska się dla silniej skorelowanych składowych plonu lub innych cech plonotwórczych. Jednak empiryczne sprawdzenie tego przypuszczenia i ilustracja wyników wymaga dalszych badań statystycznych na danych doświadczalnych dla wielu gatunków roślin uprawnych oraz różnych, nie tylko składowych plonu, cech plonotwórczych.

Z własności matematycznych sekwencyjnej analizy składowych plonu wynika, że oceny wpływu silniej skorelowanych cech plonotwórczych na plon uzyskane przy użyciu

tej metody lepiej przystają do rzeczywistości badanego zjawiska i są bardziej miarodajne, niż w analizie ścieżek, ponieważ odpowiadają one naturze ontogenetycznego, sekwencyjnego kształtowania się cech plonotwórczych.

Dodatkowym walorem sekwencyjnej analizy składowych plonu jest możliwość, poprawnego statystycznie i miarodajnego merytorycznie (Draper i Smith, 1973; Wójcik i Laudański, 1989; Neter i in., 1990), określenia struktury wielkości wpływu (udziału) cech plonotwórczych rozwijających się sekwencyjnie na zmienność plonu. Możliwość tę stwarzają kwadraty współczynników ścieżek $\hat{p}_{yz_i}^2$.

Warto na koniec zaznaczyć, że składowe plonu do badań nad uwarunkowaniem przez nie plonu rolniczego w analizie SYCA i analizie ścieżek pojedynczych powinny być tak wybrane, aby ich zbiór nie zawierał składowych zastępujących się i przez to silnie skorelowanych (Mohammadi i wsp., 2003). Przykładem takiego podzbioru składowych plonu dla zbóż może być liczba kłosek w kłosie, średnia liczba ziaren w kłosku i uwarunkowana przez te dwie cechy liczba ziaren w kłosie. Jakkolwiek w przypadku zbioru składowych plonu zawierających cechy zastępujące się, wyniki oceny wielkości wpływu każdej z nich za pomocą metody SYCA mają sens formalny, to jednak ocena struktury ich wkładu w uwarunkowanie zmienności plonu jest niezgodna z rzeczywistością. W podanym przykładzie zastępujących się składowych plonu, badacz powinien zdecydować, czy zależy mu bardziej na ocenie wpływu dwóch wcześniej kształtujących się składowych (liczby kłosek w kłosie i średniej liczby ziaren w kłosku), czy też uwarunkowanej przez nie (wynikowej składowej plonu) liczby ziaren w kłosie. Przy pierwszej decyzji powinny być wprowadzone do modelu regresyjnego SYCA tylko liczba kłosek w kłosie i średnia liczba ziaren w kłosku (obok innych składowych plonu), przy drugiej zaś decyzji w modelu regresyjnym, obok innych niezastępujących się składowych plonu, powinna znaleźć się tylko liczba ziaren w kłosie.

LITERATURA

- Campbell D. C., Kondra Z. P. 1978. Relationships among growth patterns, yield components and yield in rapeseed. *Can. J. Plant Sci.* 58: 87 — 93.
- Draper N. R., Smith H. 1973. *Analiza regresji stosowana*. PWN, Warszawa.
- Eaton G. W., Bowen P. A., Jolliffe P. A. 1986. Two-dimensional partitioning of yield variation. *HortScience*, 21: 1052 — 1053.
- Eaton G. W., Kyte T. R. 1978. Yield component analysis in strawberry. *J. Am. Soc. Hort. Sci.* 103: 578 — 583.
- Eaton G. W., MacPherson E. A. 1978. Morphological components of yield in cranberry. *Hort. Res.* 17: 73 — 82.
- Elandt R. 1964. *Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczeń rolniczych*. PWN, Warszawa.
- Fraser J., Eaton G. W. 1983. Applications of yield component analysis to crop research. *Field Crop Abstracts*, 36: 787 — 796.
- Gierdziewicz M., Zając T. 1999. Porównanie metod szacowania siły związku między plonem ziarna pszenżyta ozimego a jego elementami strukturalnymi. *Pamiętnik Puławski. Materiały Konferencji*, 114: 111 — 118.
- Gołaszewski J. 1996. A method of yield component analysis. *Listy Biometryczne* 33: 79 — 88.
- Gołaszewski J., Idzkowska M., Milewska J., Koczowska I., Kosiorek A. 2000. Analiza komponentów plonowania roślin uprawnych. *Fragm. Agron.* 68: 15 — 27.
- Guler M., Adak M. S., Ulukan H. 2001. Determining relationships among yield and some yield components using path analysis in chickpea. *Europ. J. Agron.* 14: 161 — 166.

- Jolliffe P. A., Eaton G. W., Lovett Doust J. 1982. Sequential analysis of plant growth. *New Phytologist* 92: 287 — 296.
- Kang K. M., Seneta E. 1980. Path analysis: An exposition. *Developments in statistics*, (ed.) Krishnaiah P. R., Amsterdam: 217 — 245.
- Kozak M. 2002. Statystyczna analiza uwarunkowania zmienności plonu roślin przez jego składowe. Praca doktorska, SGGW, Warszawa.
- Mądry W., Rozbicki J., Wyszynski Z. 1995. Planowanie doświadczeń czynnikowych $2k$ w 2^k blokach niekompletnych oraz analiza statystyczna wyników. *Rocz. Nauk Rol. Seria A*, 111: 57 — 71.
- Mądry W., Kozak M. 2000. Analiza ścieżek i sekwencyjna analiza plonu w badaniach zależności plonu od cech ładu. Cz. I. Opis metod. *Rocz. Nauk Rol., Seria A*, 115: 143 — 157.
- Mądry W., Kozak M., Rozbicki J. 2000. Analiza ścieżek i sekwencyjna analiza plonu w badaniach zależności plonu od cech ładu. Część II. Zastosowanie metod i porównanie wyników dla pszenżyta ozimego. *Rocz. Nauk. Rol., Seria A*, 115: 159 — 172.
- Mądry W., Pietrzykowski R., Rozbicki J. 1995. Analiza współczynników ścieżek dla cech rozwijających się w trakcie ontogenezy oraz plonu ziarna pszenżyta ozimego. *Rocz. Nauk Rol., Seria A*, 111: 9 — 21.
- Mohammadi S. A., Prasanna S. A., Singh N. N. 2003. Sequential path model for determining interrelationships among grain yield and related characters in maize. *Crop Sci.* 43: 1690 — 1697.
- Neter J., Wasserman W., Kutner M. H. 1990. *Applied linear statistical models. Regression, analysis of variance, and experimental designs*. IRWIN, New York.
- Ranga Rao V., Ramachandram M. 1977. An analysis of association of components of yield and oil in safflower (*Carthamus tinctorius* L.). *Theor. Appl. Gen.* 50: 185 — 191.
- Rasmusson D. C., Cannell R. Q. 1970. Selection for grain yield and components of yield in barley. *Crop Sci.*, 10: 51 — 54.
- Rozbicki J. 1997. Agrotechniczne uwarunkowania wzrostu, rozwoju i plonowania pszenżyta ozimego. Rozprawa habilitacyjna. Fundacja Rozwój SGGW, Warszawa.
- Wójcik A. R., Laudanski Z. 1989. Planowanie i wnioskowanie statystyczne w doświadczałnictwie. PWN, Warszawa.
- Wright S. 1934. The method of path coefficients. *Annals of Math. Stat.* 5: 161 — 215.
- Wright S. 1960. Path coefficients and path regressions: alternative or complementary concepts? *Biometrics*, 16: 423 — 445.
- Zieliński W. 1998. Analiza regresji. Fundacja „Rozwój SGGW”, Warszawa.