

DARIUSZ R. MAŃKOWSKI¹
ZBIGNIEW LAUDAŃSKI²
DANUTA MARTYNIAK³
MAŁGORZATA FLASZKA²

¹ Pracownia Ekonomiki Nasiennictwa i Hodowli Roślin

Zakład Nasiennictwa i Nasionoznawstwa, IHAR — Radzików

² Zakład Biometrii, Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki SGGW — Warszawa

³ Pracownia Traw Pozapaszowych i Roślin Energetycznych

Zakład Traw, Roślin Motylkowatych i Energetycznych, IHAR — Radzików

Struktura wielo cechowej zmienności odmianowej wiechliny łąkowej (*Poa pratensis* L.)

The structure of multivariable cultivar variation of *Poa pratensis* L.

W pracy zaprezentowano analizę czynnikową jako metodę oceny struktury wielo cechowej zmienności obiektów. Przedstawiono dokładny opis tej metody wraz z wskazaniem jak ją wykonać w Systemie SAS[®]. Przeanalizowano zmienność wielo cechową odmian gazonowych wiechliny łąkowej. Wyznaczono pięć czynników odpowiedzialnych za ponad osiemdziesiąt procent obserwowanej zmienności. Podjęto próbę interpretacji wyznaczonych czynników.

Słowa kluczowe: analiza czynnikowa, kryterium Kaisera, ocena trawnikowa, trawy gazonowe, rotacja varimax, wiechlina łąkowa, zmienność wielo cechowa

The paper presents factor analysis as a method to assess the multivariable variation of objects. The exact description of this method is presented, together with an indication of how it should be performed in the SAS[®] System. Multivariable variation of turf cultivars of *Poa pratensis* L. was analyzed. There were five common factors responsible for more than eighty percent of the observed variability. Interpretation of these common factors was attempted.

Key words: factor analysis, Kaiser criterion, turfgrass quality, turf grasses, varimax rotation, *Poa pratensis* L., multivariable variation

WSTĘP

Wiechlina łąkowa jest jednym z podstawowych i wartościowych gatunków traw gazonowych, najczęściej wysiewanym na tereny zieleni (Rutkowska i Hempel, 1986; Kozłowski i in., 2000; Martyniak, 2003 b).

Uzyskanie nowych, wartościowych form hodowlanych wiechliny łąkowej nie jest łatwe, głównie ze względu na występującą u tego gatunku apomiksję, która utrudnia uzyskanie efektów zamierzonego krzyżowania (Matzk, 1991; Martyniak, 2003 b).

O sukcesach w hodowli nowych odmian wiechliny, podobnie jak w przypadku innych roślin uprawnych, decyduje w znacznym stopniu materiał wyjściowy, a w szczególności szeroka zmienność cech biologiczno-użytkowych (morfologicznych) decydujących o wartości odmiany (Martyniak, 2003 b).

W ocenie trawnikowej traw gazonowych zwraca się uwagę na szereg cech biologicznych decydujących o wartości tych traw. Do najważniejszych można zaliczyć:

- Smukłość i delikatność liścia. Jest to cecha silnie uwarunkowana genetycznie (Martyniak, 2003 a). Delikatny i smukły liść jest uważany za jedną z podstawowych cech wysokiej jakości trawnika (Domański, 1992; Prończuk, 1993; Żyłka i Prończuk, 1998; Martyniak, 2003 a).
- Barwa liścia jest niekwestionowaną cechą decydującą o przydatności traw na cele gazonowe (Martyniak, 2003 a).
- Zadarnienie czyli zagęszczenie runi. Na zawartość runi decydujący wpływ ma krzewienie się roślin oraz rozłogowy system korzeniowy (Domański i in., 1989). Zadarnienie jest w znacznym stopniu zależne od wysokości i częstotliwości koszenia (Martyniak, 2003 a).
- Powolność odrastania roślin w runi. Cecha ta w znacznej mierze zależy od liczby pokosów (Domański, 1992; Prończuk i in., 1997).
- Ogólny aspekt estetyczny trawnika. Łączy w sobie wszystkie cechy biologiczne i użytkowe trawnika, jest najważniejszym walorem przy ocenie wartości trawnika (Domański, 1992; Prończuk, 1993; Żurek i in., 2001; Martyniak, 2003 a, 2003 b).

W dotychczasowych badaniach nad wartością trawnikową odmian gazonowych wiechliny łąkowej potwierdzono występowanie znacznej zmienności wartości cech użytkowych, co świadczy o dużej różnorodności genetycznej tych odmian (Żyłka i Prończuk, 1998; Martyniak, 2003 b; Prończuk i Prończuk, 2008).

W literaturze krajowej zagadnienie zmienności wielocechowej roślin rolniczych jest często poruszane. Ocena taka ma duże znaczenie w procesie hodowlanym, gdyż pozwala na wczesne rozpoczęcie selekcji genotypów pod względem określonych cech dyskryminujących podział genotypów na podgrupy podobne wielocechowo (Wyrzykowska i Stankiewicz, 2006). Wielocechowe analizy zmienności cech powszechnie są wykorzystywane w analizie zmienności genetycznej w kolekcjach zasobów genowych (Sieczko i in., 2004; Ukalska i in., 2004, 2008). W praktyce spotkać można dwa podejścia do analizy wielocechowej. W części prac autorzy do opisu obserwowanej zmienności stosują analizę składowych głównych (Sieczko i in., 2004; Ukalska i in., 2004, 2008; Baran i in., 2005; Wyrzykowska i Stankiewicz, 2006), w innych natomiast stosowana jest analiza czynnikowa (Czembor, 2007 a, 2007 b; Laudański i in., 2007; Gregorczyk i in., 2008; Mańkowski i Laudański, 2009).

Karl Pearson jako pierwszy zaproponował analizę składowych głównych (PCA, Principal Component Analysis) na początku XX wieku. Znaną i używaną obecnie formę tej analizy zawdzięczamy Hotellingowi (1933) i Rao (1964). W analizie składowych głównych zestaw p skorelowanych zmiennych (cech) jest przekształcany do mniejszej liczby nieskorelowanych, hipotetycznych konstrukcji zwanych składowymi głównymi (principal components, PC) (Timm, 2002; Armitage i Colton, 2005). Składowe główne

wykorzystywane są do interpretacji zależności, które występują pomiędzy źródłowymi zmiennymi.

Również na początku XX wieku, psycholog, Charles Spearman zaproponował wykorzystanie analizy czynnikowej (EFA, Exploratory Factor Analysis) do analizy ludzkiej inteligencji. Analiza ta polegała na wyjaśnieniu relacji w zbiorze obserwacji wielu zmiennych (cech) poprzez liniową kombinację kilku nieobserwowanych losowych czynników (common factors) (Timm, 2002). Spearman (1904) zaproponował model dla jednego czynnika. Teoria ta została następnie rozwinięta dla wielu czynników przez Thurstonea (1931, 1947).

Ponieważ obie analizy, PCA i EFA, zwykle rozpoczynają się od analizy wariancji dla wielu zmiennych (cech) charakteryzowanych przez macierz korelacji lub macierz kowariancji oraz obie analizy mogą być wykorzystane do scharakteryzowania zmienności obserwacji poprzez hipotetyczne nie występujące w rzeczywistości konstrukcje (składowe główne, czynniki główne), w pewnych sytuacjach mogą być one używane zamiennie. Różnice występujące pomiędzy tymi analizami polegają na tym, że w analizie czynnikowej (EFA) wyznaczone czynniki, które tłumaczą prawie całą zmienność wewnętrzną powodowaną występowaniem zależności liniowych (kowariancję), nie muszą tłumaczyć tyle samo obserwowanej zmienności (wariancji), co składowe główne wyznaczone w analizie składowych głównych (PCA) (Timm, 2002). Dlatego też zaleca się wykorzystywanie analizy składowych głównych do tłumaczenia obserwowanej zmienności (wariancji), a analizy czynnikowej do tłumaczenia obserwowanej kowariancji (Timm, 2002).

Celem pracy była próba oceny struktury zmienności wielocechowej dla cech opisujących wartość trawnikową odmian wiechliny łąkowej (*Poa pratensis* L.) z wykorzystaniem wielocechowej analizy czynnikowej.

MATERIAŁ I METODY

Materiał badawczy

Badaniom poddano 25 odmian i rodów (tab. 1) hodowlanych wiechliny łąkowej (*Poa pratensis* L.). Dane pochodziły z dwóch doświadczeń wieloletnich (1993–1995 oraz 1995–1997). Doświadczenia te były zakładane w IHAR w Radzikowie w układzie losowanych bloków w trzech blokach.

Nasiona traw wysiewano ręcznie na poletka o powierzchni 1 m². Trawniki zakładano na przełomie kwietnia i maja. Nawożenie mineralne stosowano w kilkukrotnych dawkach w ciągu okresu wegetacyjnego, zachowując przy tym optymalny stosunek N:P:K, który kształtował się na poziomie 6:2:4. Doświadczenia prowadzono według metodyki COBORU (Domański i Martyniak, 1979; Domański, 1992).

Ocenę cech użytkowych przeprowadzono zgodnie z metodyką opisaną przez Prończuka (1993). Wartość trawnikową oceniano na podstawie następujących cech gazonowych (tab. 1):

— PR — przezimowanie;

- OAW, OAL, OAJ — ogólny aspekt estetyczny trawnika (oceniany odpowiednio: wiosną, latem i jesienią);
 — ZAW, ZAL, ZAJ — zadarnienie (oceniane odpowiednio: wiosną, latem i jesienią);
 — ODW, ODL — intensywność odrastania (oceniana odpowiednio: wiosną i latem);
 — DLW, DLL — smukłość, delikatność liścia (oceniana odpowiednio: wiosną i latem);
 — BW, BL — barwa liścia (oceniana odpowiednio: wiosną i latem).

Obserwacji cech dokonywano w skali 9-stopniowej, gdzie 1 oznacza ocenę najgorszą, a 9 — ocenę najwyższą.

Tabela 1

Odmiany irody wiechliny łąkowej badane w analizowanych doświadczeniach
***Poa pratensis* L. cultivars and strains explored in the analyzed experiments**

Odmiany i rody Cultivars and strains	Średnie wartości cech trawnikowych Average values of turfgrass features, 1–9 scale, 9 — the best												
	PR	OAW	ZAW	ODW	DLW	BW	OAL	ZAL	ODL	DLL	BL	OAJ	ZAJ
1368	5,2	6,2	6,0	6,3	5,0	8,6	6,1	6,4	6,7	5,2	8,4	6,2	7,0
1399	3,8	5,6	5,4	6,3	4,8	8,6	5,8	6,0	6,1	5,0	7,3	4,4	5,8
1414	4,3	5,8	6,2	6,7	6,0	7,6	7,0	7,2	7,1	6,0	7,8	6,1	7,0
1425	5,0	6,0	6,2	7,1	5,2	8,4	6,6	7,1	7,4	5,2	7,9	6,9	7,6
Dresa	5,5	6,7	7,0	7,3	6,0	7,8	7,4	8,0	7,9	5,8	8,3	7,8	8,5
Parkowa	3,9	6,1	6,0	7,0	6,7	9,0	7,0	7,9	7,8	6,9	8,2	7,3	8,0
1571	6,1	6,2	6,8	6,3	5,2	7,2	6,4	7,6	7,1	5,3	8,3	7,4	7,8
Alicja	5,7	6,7	6,9	7,0	5,0	8,3	7,3	7,3	7,2	5,0	7,9	6,4	6,9
Bluma	5,7	6,9	6,9	6,9	4,8	8,8	7,1	7,4	7,0	5,3	8,8	6,8	7,6
Bila	5,2	6,7	6,9	7,0	5,3	8,8	7,1	7,4	7,4	5,5	8,8	7,3	7,9
BIKA	5,5	6,9	7,3	6,8	5,2	8,7	7,3	7,5	7,3	5,1	8,5	6,9	7,4
BA-145	5,6	6,7	6,8	6,7	5,2	8,6	7,0	7,2	7,1	5,3	8,4	6,8	7,2
BA-64	4,3	6,0	6,2	6,3	4,6	8,4	6,2	6,8	6,7	4,6	6,7	6,4	6,7
Compact	4,4	5,8	6,1	6,0	5,8	7,0	6,9	7,1	7,2	5,0	7,6	6,8	8,0
Cynthia	5,6	6,3	6,6	7,3	6,3	8,7	6,6	8,0	7,9	6,9	7,6	7,0	8,1
Esto	5,8	7,0	7,2	7,1	5,0	8,9	7,2	7,7	7,0	5,0	8,8	7,0	7,4
Gol	5,5	6,9	6,8	6,9	5,9	8,7	6,4	6,7	7,0	6,0	8,1	6,3	6,7
Haga	5,7	6,5	6,7	6,7	5,2	7,7	6,5	7,1	6,9	5,6	7,6	6,8	7,5
Limousine	7,5	8,1	8,4	8,3	7,1	8,0	7,6	8,9	8,6	7,3	7,1	8,0	8,8
Monopoly	5,1	6,3	6,3	5,4	4,8	7,6	6,2	6,6	6,1	4,6	7,1	7,2	7,1
Parade	5,7	6,5	6,8	6,5	5,0	7,8	6,6	6,7	7,1	5,2	7,9	6,5	6,9
RAH-213/86	4,3	5,7	6,1	6,7	5,0	6,1	6,7	7,1	7,0	5,2	6,9	6,7	7,4
RAH-7/84	5,0	6,1	6,4	7,0	5,2	8,4	6,7	7,8	7,3	5,2	7,6	7,2	7,8
Ron	4,3	6,6	6,4	7,0	5,4	8,8	6,0	6,3	7,3	5,8	5,9	6,2	7,0
Contra	5,5	5,8	6,3	6,8	4,8	8,3	6,2	6,6	6,9	5,0	8,0	6,7	7,3

PR — przezimowanie; winter survival

OAW, OAL, OAJ — ogólny aspekt estetyczny trawnika (oceniany odpowiednio: wiosną, latem i jesienią); aesthetic aspect of lawn in spring, summer and fall, respectively

ZAW, ZAL, ZAJ — zadarnienie (oceniane odpowiednio: wiosną, latem i jesienią); turf density, in spring, summer and fall, respectively

ODW, ODL — intensywność odrastania (oceniana odpowiednio: wiosną i latem); regrowth intensity in spring and summer, respectively

DLW, DLL — smukłość, delikatność liścia (oceniana odpowiednio: wiosną i latem); leaf slenderness in spring and summer, respectively

BW, BL — barwa liścia (oceniana odpowiednio: wiosną i latem); leaf colour in spring and summer, respectively

Analiza czynnikowa

U podstaw analizy czynnikowej leży założenie, że w zespole p cech (zmiennych) $\{X_i\}$ ukryte są wspólne czynniki, będące źródłem zawartej w nich informacji (Wójcik i Laudański, 1989). Celem analizy czynnikowej jest wykrycie wspólnych czynników, które odpowiadają za zachowanie się tych cech lub grup cech. Analiza czynnikowa może więc służyć do poszukiwania grup cech, zachowujących się podobnie według ustalonych związków między nimi (na przykład według wartości współczynników korelacji). Dlatego też najczęściej w poszukiwaniu wspólnych czynników wykorzystuje się macierz korelacji między poszczególnymi cechami (zmiennymi) (SAS Institute Inc., 2004 a).

Najbardziej rozpowszechnioną metodą wyznaczania czynników jest metoda czynników głównych Hotellinga (Szczotka, 1977; Wójcik i Laudański, 1989; Khattree i Naik, 1999; Timm, 2002). Polega ona na przypisaniu czynnika Z_j wektorowi własnemu dla j -tej wartości własnej m.in. macierzy korelacji, co zastosowano w niniejszej pracy.

Najczęściej w analizie czynnikowej metodą składowych głównych Hotellinga stosuje się kryterium Kaisera, które polega na tym, by do zespołu czynników, określanych na bazie macierzy korelacji, brać te składowe, których wartość własna przekracza 1. Kryterium to pozwala na identyfikację czynników głównych tłumaczących w największym stopniu zmienność obserwowanych cech (Kaiser, 1958; Khattree i Naik, 1999; SAS Institute Inc., 2004 b). Innym stosowanym często kryterium jest tak zwane kryterium osypiska. Metoda ta bazuje na wykresie osypiska, na którym zaznaczone są wartości własne uporządkowane w kolejności malejącej (Kim i Mueller, 1978). Kryterium osypiska mówi, że należy zachować tyle czynników, ile tworzy „zbocze”, natomiast zignorować te, które tworzą „osypisko”, czyli których połączone wartości własne tworzą linię prawie poziomą (Walesiak i Gatnar, 2009).

Między czynnikami Z_j ($j = 1, 2, \dots, q \leq p$) i zmiennymi X_i zachodzą związki liniowe dla $i = 1, 2, \dots, p$:

$$X_i = a_{i1} \cdot Z_1 + a_{i2} \cdot Z_2 + \dots + a_{iq} \cdot Z_q + b_i \cdot U_i = \sum_{j=1}^q a_{ij} \cdot Z_j + b_i \cdot U_i$$

co w notacji macierzowej może być zapisane w postaci:

$$\mathbf{X}_{p \times 1} = \mathbf{A}_{p \times q} \mathbf{Z}_{q \times 1} + \mathbf{B}_{p \times p} \mathbf{U}_{p \times 1}$$

gdzie: $\mathbf{B} = \text{diag}(b_1, b_2, \dots, b_p)$.

Współczynniki a_{ij} noszą nazwę ładunków cechy X_i dla czynnika Z_j . Zmienne U_i są składnikami (czynnikami) specyficznymi w każdej zmiennej X_i . Czynniki Z_j i U_i są wewnątrznie i między sobą nieskorelowane. Natomiast wartość $h_i^2 = \sum_{j=1}^q a_{ij}^2$ nazywana jest zasobem wspólnym zmienności cechy X_i determinowanej czynnikami Z_j , zaś wielkość $b_i^2 = 1 - h_i^2$ to wariancja specyficzna.

Suma zasobów $h_i^2 = \sum_{j=1}^q a_{ij}^2$ daje łączną determinację zmienności wszystkich X_i przez czynniki Z_j . Ponieważ suma wariancji zmiennych X_i ($i = 1, 2, \dots, p$) jest równa p , to współczynnik:

$$R_{\mathbf{X}\mathbf{Z}}^2 = \frac{1}{p} \cdot \sum_{i=1}^p h_i^2 = \frac{1}{p} \cdot \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q a_{ij}^2$$

jest zespołowym współczynnikiem determinacji. Suma kwadratów ładunków może być rozdzielona na składniki przypisane poszczególnym czynnikom Z_j . Oznacza to, że wartość:

$$\lambda_j = \sum_{i=1}^p a_{ij}^2 \quad (j = 1, 2, \dots, q)$$

określa wagę w determinacji zmienności zbioru $\{X_i\}$.

W analizie czynnikowej wykonuje się dodatkowo rotację kierunków głównych określających czynniki główne. Jeżeli \mathbf{R} oznacza macierz korelacji zmiennych $\{X_i\}$, to oznaczając przez \mathbf{A} macierz o elementach a_{ij} oraz p wierszach i q kolumnach, możemy zapisać macierz korelacji (macierz kowariancji po standaryzacji) w postaci $\mathbf{R} = \mathbf{A}\mathbf{A}^T + \mathbf{V}$, gdzie $\mathbf{B}^2 = \mathbf{V}$, czyli $\mathbf{V} = \text{diag}(b_1^2, b_2^2, \dots, b_p^2)$, zaś macierz kowariancji $\mathbf{\Sigma} = E(\mathbf{X}\mathbf{X}^T)$.

Otóż, jeżeli macierz \mathbf{D} jest macierzą ortogonalną, to transformacja czynników $\mathbf{Z}' = \mathbf{Z}\mathbf{D}$ nie zmienia struktury macierzy korelacji \mathbf{R} , ponieważ:

$$(\mathbf{A}\mathbf{D})(\mathbf{A}\mathbf{D})^T = \mathbf{A}\mathbf{D}\mathbf{D}^T\mathbf{A}^T = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$$

Transformacji \mathbf{D} geometrycznie odpowiada obrót kierunków głównych określających składowe główne. Można dokonać obrotu tak, aby ładunki przy cechach maksymalnie się różnicowały, przez co otrzymuje się ich prostszą interpretację. Stąd warunek by suma kwadratów odchyłeń ładunków była maksymalna ($\text{var } a \rightarrow \max$), prowadzi do rotacji varimax, dającej maksymalne zróżnicowanie ładunków w ramach czynnika (Szczotka, 1977; Wójcik i Laudański, 1989; Khattree i Naik, 1999; SAS Institute Inc., 2004 b). Często zdarza się, że po zastosowaniu metody głównych składowych bez rotacji, prawie wszystkie zmienne (cechy) opisują pierwszy czynnik. Taka sytuacja wyklucza interpretację uzyskanych wyników. Rotacja pozwala na uniknięcie takiego problemu (Walesiak i Gatnar, 2009).

Analiza czynnikowa w Systemie SAS®

W Systemie SAS® (SAS Institute Inc., 2004 b) analizę czynnikową wykonuje się za pomocą procedury FACTOR. Uproszczona składnia tej procedury ma postać (Hatcher, 1994; SAS Institute Inc., 2004 b):

```
PROC FACTOR DATA = nazwa_zbioru NORM = normalizacja
ROTATE = rotacja <NFACTORS = n> <OUT = nazwa_zbioru_wynikowego>;
BY zmienne_grupujace;
VAR zmienne_analizowane;
RUN;
```

Procedura zostaje wywołana poleceniem PROC FACTOR, następnie w poleceniu DATA podajemy nazwę zbioru z danymi. Polecenie NORM pozwala na wskazanie rodzaju normalizacji, jaka ma być zastosowana (np. KAISER, WEIGHT, NONE). Wskazanie pierwszej opcji spowoduje zastosowanie normalizacji Kaisera (Kaiser, 1958), drugiej — normalizacji Curetona-Mulaika (Cureton i Mulaik, 1975), a w przypadku trzeciej opcji żadna normalizacja nie będzie wykonana. Polecenie ROTATE służy do wskazania jaka

rotacja ma być wykonana (np. VARIMAX, EQUAMAX, QUARTIMAX, QUATRIMIN, OBLIMIN, NONE, itp.) (SAS Institute Inc., 2004 b; Walesiak i Gatnar, 2009). Polecenie NFACTORS jest poleceniem opcjonalnym, wykorzystuje się je, gdy obliczenia z góry chce się ograniczyć do n czynników. Opcjonalne polecenie OUT pozwala na zapisanie do zbioru wartości wyznaczonych czynników dla obserwacji do wynikowego zbioru. Polecenie to wymaga użycia polecenia NFACTORS. Polecenie BY pozwala na przeprowadzenie analizy w ramach grup zdefiniowanych przez określoną zmienną, po której zbiór danych powinien być posortowany lub poindeksowany. W przypadku pominięcia polecenia BY, analiza zostanie wykonana dla wszystkich obserwacji w zbiorze danych. Polecenie VAR służy do wskazania zmiennych do analizy, w przypadku jego pominięcia do analizy zostaną wzięte wszystkie dane numeryczne ze zbioru danych. Polecenie RUN kończy procedurę i przekazuje ją do kompilatora kodu, czyli do wykonania przez System SAS®.

Przebieg analizy statystycznej wyników

Wielocechowe dane doświadczalne poddano analizie czynnikowej z normalizacją Kaisera i rotacją ortogonalną varimax. Analizowano dane w dwóch wariantach — pierwszy uwzględniający powtórzenia dla odmian w latach badań oraz drugi, według średnich obserwacji dla odmian w latach badań. Liczbę istotnych czynników wyznaczono w oparciu o kryterium Kaisera. W celu interpretacji uzyskanych czynników szczegółowej analizie poddano uzyskaną macierz czynników po rotacji.

OMÓWIENIE WYNIKÓW

Dane w poszczególnych latach doświadczeń nie były reprezentowane przez jednakowe liczby powtórzeń dla badanych odmian i rodów hodowlanych. Dlatego też analizy przeprowadzono w dwóch układach — dla danych źródłowych oraz danych uśrednionych dla odmian w latach badań.

Przeprowadzona analiza czynnikowa według danych źródłowych, uwzględniających powtórzenia, oraz według danych uśrednionych wskazała w obu przypadkach pięć czynników, które tłumaczyły odpowiednio 72,5% oraz 80,9% zmienności (tab. 2). Wartości własne analizowanej macierzy korelacji dla tych czynników były większe od 1 (kryterium Kaisera).

Pierwszy czynnik tłumaczył odpowiednio 30,8% oraz 38,5% zmienności, czynnik drugi — 13,3% oraz 13,4%, czynnik trzeci — 10,9% oraz 11,4%, czynnik czwarty — 9,3% oraz 8,9%, natomiast piąty czynnik tłumaczył odpowiednio 8,2% zmienności dla kompletnych danych oraz 8,7% zmienności dla danych uśrednionych dla odmian w latach.

Szczegółowa analiza macierzy rotowanych czynników pozwoliła na określenie struktury budowy wyznaczonych czynników (tab. 3).

W obu wariantach obliczeniowych wyznaczone czynniki były determinowane w największym stopniu przez takie same zestawy cech. Pierwszy czynnik (30,8÷38,6% zmienności) był determinowany przez odrost wiosną, smukłość liścia wiosną, zadarnienie latem, odrost latem i smukłość liścia latem. Drugi czynnik (13,3÷13,4% zmienności) — przezimowanie, ogólny aspekt estetyczny wiosną oraz zadarnienie wiosną.

Tabela 2

Wyznaczone czynniki oraz stopień wyjaśnienia przez nie obserwowanej zmienności
The appointed factors and degree of explanation of the observed variability

Numer czynnika Factor number	Wszystkie dane z powtórzeń All data from replications			Dane dla odmian uśrednione w latach Data for cultivars — average in years		
	wartość własna eigen value	% zmienności variance %	skumulowany % zmienności cumulated variance %	wartość własna eigen value	% zmienności variance %	skumulowany % zmienności cumulated variance %
1	4,00519944	30,81	30,81	4,99908508	38,45	38,45
2	1,73223602	13,32	44,13	1,74509544	13,42	51,88
3	1,41674674	10,90	55,03	1,48250585	11,40	63,28
4	1,20298736	9,25	64,29	1,16071915	8,93	72,21
5	1,07009663	8,23	72,52	1,12921705	8,69	80,90
6	0,78087298	6,01	78,52	0,64874488	4,99	85,89
7	0,59879699	4,61	83,13	0,45921044	3,53	89,42
8	0,48494864	3,73	86,86	0,42454712	3,27	92,69
9	0,45924632	3,53	90,39	0,28637989	2,20	94,89
10	0,35822176	2,76	93,15	0,21654517	1,67	96,55
11	0,34259994	2,64	95,78	0,17364156	1,34	97,89
12	0,30732994	2,36	98,15	0,15079673	1,16	99,05
13	0,24071723	1,85	100,00	0,12351163	0,95	100,00

Tabela 3

Macierz czynników po rotacji
The factors matrix after rotation

Cecha Variable	Wszystkie dane z powtórzeń All data from replications					Dane dla odmian uśrednione w latach Data for cultivars — average in years				
	czynnik 1 factor 1	czynnik 2 factor 2	czynnik 3 factor 3	czynnik 4 factor 4	czynnik 5 factor 5	czynnik 1 factor 1	czynnik 2 factor 2	czynnik 3 factor 3	czynnik 4 factor 4	czynnik 5 factor 5
PR	-0,11304	0,58908	0,43132	0,04663	-0,20597	-0,02123	0,63505	0,49899	0,10528	-0,04842
OAW	0,11489	0,83533	0,16132	0,03952	0,13855	0,18338	0,87850	0,11830	0,09873	0,10476
ZAW	0,11689	0,86044	-0,02720	0,13064	0,03286	0,13801	0,89036	-0,03071	0,09742	-0,01007
ODW	0,58279	0,44428	-0,01504	0,11763	0,03946	0,68518	0,48400	0,02068	0,11088	0,06779
DLW	0,85105	-0,06713	0,11772	0,08322	0,07135	0,89110	-0,02516	0,16460	0,06029	0,03150
BW	0,12484	0,11829	-0,13151	-0,15496	0,88875	0,17898	0,14270	-0,19519	-0,17778	0,86784
OAL	0,19356	0,12976	-0,08517	0,88516	-0,11003	0,19123	0,16428	-0,02052	0,90935	-0,07762
ZAL	0,52395	0,29181	0,26159	0,49939	0,01772	0,60483	0,28045	0,27465	0,53609	0,02335
ODL	0,64427	0,12045	0,26333	0,30367	-0,11166	0,69461	0,22822	0,24449	0,43554	-0,10556
DLL	0,82526	0,04808	0,08801	-0,01382	0,04179	0,87789	0,10224	0,10957	0,03023	0,06583
BL	-0,27748	-0,14315	0,49753	0,40544	0,52916	-0,25678	-0,18773	0,42495	0,43705	0,60246
OAJ	0,16845	0,27102	0,77865	0,04335	-0,10370	0,17248	0,28154	0,79778	0,10892	-0,09229
ZAJ	0,38981	0,01180	0,79767	-0,08422	0,02805	0,47415	-0,07830	0,79467	-0,05448	0,00184

Trzeci czynnik (10,9÷11,4% zmienności) — ogólny aspekt estetyczny jesienią i zadarnienie jesienią. Czwarty czynnik (9,3÷8,9% zmienności) — ogólny aspekt estetyczny latem i zadarnienie latem. Natomiast piąty czynnik (8,2÷8,7% wytłumaczonej zmienności) był determinowany przez barwę liścia wiosną i barwę liścia latem.

DYSKUSJA

Wyniki przeprowadzonych analiz wskazują na zasadność wykorzystywania w analizie czynnikowej wartości uśrednionych dla obiektów (odmian i rodów hodowlanych) w latach. Zastosowanie do obliczeń wartości średnich w miejsce źródłowych danych powoduje zwiększenie stabilności obliczeń oraz sprawia, że obserwowane zależności są znacznie wyraźniejsze. Przemawia za tym wyższa o 8,4% (tab. 2) wartość wyjaśnionej zmienności przez wskazane czynniki główne dla danych uśrednionych względem danych źródłowych. Dodatkowym potwierdzeniem stanowią wyższe współczynniki korelacji analizowanych cech i czynników głównych (tab. 3).

Wykonana analiza czynnikowa pozwoliła na wskazanie pięciu czynników tłumaczących około 81% obserwowanej zmienności. Te pięć czynników odpowiadało więc za prawie całą obserwowaną zmienność cech trawnikowych u badanych odmian i rodów hodowlanych wiechliny łąkowej. Interpretując znaczenie tych wskazanych czynników stwierdzono, że:

- czynnik piąty (tłumaczący 8,7% obserwowanej zmienności) był czynnikiem odpowiadającym za barwę (BW, BL). Barwa liści wiechliny łąkowej jest w znacznym stopniu zdominowana przez genotyp (Makowiecki, 1969). Znacznie mniejszy wpływ na zabarwienie liści może mieć zastosowana technologia uprawy (w szczególności nawożenie),
- czynnik czwarty (8,9% zmienności) był czynnikiem odpowiedzialnym za objawy suszy w okresie wegetacji (OAL, ZAL). Oceny zadarnienia latem oraz ogólnego aspektu estetycznego latem są ściśle powiązane z występowaniem suszy w okresie wegetacji i rozwojem systemu korzeniowego (Jewiss, 1972; Waldron i in., 1998),
- czynnik trzeci (11,4% zmienności) był czynnikiem związanym z kondycją trawników przed zimą, po całym okresie wegetacji (OAJ, ZAJ). Zadarnienie jesienią i ogólny aspekt estetyczny oceniany jesienią świadczyły o tym czy rośliny dobrze zniosły sezon wegetacji oraz zastosowane koszenia. Cechy te mówią również o przygotowaniu roślin do zimy,
- czynnik drugi (13,4 % zmienności) był czynnikiem ściśle powiązanim z przezimowaniem roślin, oraz ich rozwojem wczesną wiosną (PR, OAW, ZAW). O wiele lepszą ocenę uzyskiwały obiekty, które przetrwały w dobrej kondycji zimę. Cechowały się lepszym zadarnieniem wczesną wiosną, a co za tym idzie również lepszą oceną ogólnego aspektu estetycznego,
- pierwszy czynnik (tłumaczący 38,5% obserwowanej zmienności) był powiązany z cechami odpowiedzialnymi za ogólną ocenę estetyczną trawnika (ODW, DLW, ZAL, ODL, DLL). Cechy budujące ten czynnik odpowiadają za znacznie ponad jedną trzecią obserwowanej zmienności pomiędzy badanymi odmianami i rodami hodowlanymi w latach oraz blisko 50% wyjaśnionej zmienności pięciu czynników.

Podsumowując, trawnikowa wartość użytkowa, oceniana całościowo jako ogólny aspekt estetyczny, okazała się w badaniach cechą o znacznej choć nie największej zmienności. W praktyce, a tym samym i w hodowli, istotna jest jednak nie tylko zmienność genotypowa (odmianowa), ale też sezonowa i to zarówno w porach roku, jak i w latach

użytkowania. Natomiast dość wyraźna zmienność stwierdzona w zadarnieniu jest bardzo ważną cechą dla hodowli nowych odmian gazonowych, ze względu jej wpływu na ogólny aspekt trawnikowy, zwłaszcza w okresie letnim, w którym pogarsza się on w wyniku pogłębiającej się suszy.

Zastosowana analiza czynnikowa pozwoliła na rozdzielenie obserwowanej zmienności cech gazonowych wiechliny łąkowej na pięć źródeł związanych z oceną estetyczną trawnika, przezimowaniem roślin, kondycją trawnika po sezonie wegetacji, reakcją na suszę oraz barwą liści.

WNIOSKI

Przeprowadzone analizy pozwoliły na ocenę struktury zmienności wielocechowej cech gazonowych wybranych odmian i rodów hodowlanych wiechliny łąkowej. Wykonane obliczenia pozwoliły na sformułowanie następujących wniosków:

1. Analiza czynnikowa pozwoliła na wskazanie pięciu czynników odpowiedzialnych za około 81% obserwowanej zmienności cech trawnikowych badanych obiektów.
2. Wyznaczone czynniki były powiązane z różnymi aspektami właściwości i oceny badanych odmian i rodów hodowlanych wiechliny łąkowej, przy czym pierwszy czynnik okazał się najbardziej znaczący, pozostałe cztery czynniki można uznać za równorzędne, i tak:
 - pierwszy czynnik, tworzony przez cechy odpowiedzialne za generalną ocenę estetyczną trawników (cechy: odrost wiosną, smukłość liścia wiosną, zadarnienie latem, odrost latem oraz smukłość liścia latem);
 - drugi czynnik — z przezimowaniem roślin i ich rozwojem wczesną wiosną (cechy: przezimowanie, ogólny aspekt estetyczny wiosną oraz zadarnienie wiosną);
 - trzeci czynnik — z kondycją trawnika po sezonie wegetacyjnym (cechy: ogólny aspekt estetyczny jesienią oraz zadarnienie jesienią);
 - czwarty czynnik — z objawami niedoboru wody w okresie wegetacji, szczególnie w okresie letnim (cechy: ogólny aspekt estetyczny latem oraz zadarnienie latem);
 - piąty czynnik — z barwą liści — cechą uwarunkowaną w głównej mierze genetycznie (cechy: barwa liścia wiosną oraz barwa liścia latem).
3. Przeprowadzona analiza statystyczna wyników może stanowić pomoc w praktycznej hodowli, a zwłaszcza w wyznaczaniu kierunków kreowania nowych odmian, na określone cechy (np. barwa liści czy kondycja trawnika w sezonie wegetacyjnym).

LITERATURA

- Armitage P., Colton T. (eds.) 2005. Encyclopedia of Biostatistics. 2nd Edition. Hoboken: John Wiley & Sons.
- Baran S., Kalemba D., Pietrzykowski R., Zieliński W. 2005. Wykorzystanie wielowymiarowych metod statystycznych do badania bioróżnorodności jodły pospolitej *Abies alba* Mill. Colloquium Biometryczne Nr 35: 115 — 126.
- Cureton E. E., Mulaik S. A. 1975. The weighted varimax rotation and the promax rotation. Psychometrika 40: 183 — 195.

- Czembor E. 2007 a. Charakterystyka odmian i materiałów hodowlanych życicy wielokwiatowej i mieszańcowej ze szczególnym uwzględnieniem odporności na rdzę koronową i pleśń śniegową. Biul. IHAR 245: 249 — 266.
- Czembor E. 2007 b. Wartość rolnicza odmian życicy trwałej (*Lolium perenne* L.) w warunkach Polski. Biul. IHAR 245: 223 — 247.
- Domański P. 1992. System badań oceny odmian traw gazonowych w Polsce. Biul. IHAR 183: 251 — 261.
- Domański P., Ciepłik Z., Hempel A. 1989. Analiza wczesnych stadiów rozwojowych traw gazonowych. Wiadomości Odmianoznawcze 7/37: 1 — 22.
- Domański P., Martyniak J. 1979. Zbiór instrukcji metodycznych prowadzenia doświadczeń odmianowych z trawami. Słupia Wielka: COBORU: 22 — 33.
- Gregorzczuk A., Smagacz J., Hury G., Ułasik S. 2008. Zastosowanie metod wielowymiarowych do oceny współzależności cech użytkowych ziarna i mąki wybranych odmian pszenicy ozimej. Colloquium Biometricum Nr 38: 23 — 31.
- Hatcher L. 1994. A step-by-step approach to using SAS[®] for factor analysis and structural equation modeling. Cary, NC, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- Hotelling H. 1933. Analysis of a complex of statistical variables into principal components. Journal of Educational Psychology 24: 417 — 441: 498 — 520.
- Jewiss O. R. 1972. Tilling in grasses, its significance and control. J. Brit. Grassld. Soc. 2.
- Kaiser, H. F. 1958. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. Psychometrika 23: 187 — 200.
- Khattree R., Naik D. N. 1999. Applied multivariate statistics with SAS[®] software. 2nd Edition. New York, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc. and John Wiley & Sons.
- Kim J. O., Mueller C. W. 1978. Factor analysis. Statistical Methods and Practical Issues. Sage Publishing, Beverly Hills.
- Kozłowski S., Goliński P., Golińska B. 2000. Pozapaszowa funkcja traw. Łąkarstwo w Polsce 3: 79 — 94.
- Laudański Z., Mańkowski D. R., Sieczko L. 2007. Próba oceny technologii uprawy pszenicy ozimej na podstawie danych ankietowych gospodarstw indywidualnych. Część 1. Metoda wyodrębniania technologii uprawy. Biul. IHAR 244: 33 — 43.
- Makowiecki J. 1969. Przydatność hodowlana odmian botanicznych i ekotypów wiechliny łąkowej występujących w Polsce. Zesz. Probl. PNR zesz. 90: 63 — 66.
- Mańkowski D. R., Laudański Z. 2009. Postęp biologiczny w hodowli, nasiennictwie i produkcji ziemniaka w Polsce. Część 5. Ocena postępu technologicznego w produkcji polowej ziemniaka w latach 1986–2003. Biul. IHAR 254: 95 — 119.
- Martyniak D. 2003 a. Cechy biologiczne warunkujące wartość gazonową i nasienną wiechliny łąkowej (*Poa pratensis* L.) w świetle literatury. Biul. IHAR 228: 335 — 344.
- Martyniak D. 2003 b. Wartość trawnikowa nowych odmian *Poa pratensis* L. wyhodowanych w IHAR. Biul. IHAR 225: 321 — 328.
- Matzk F. 1991. New efforts to overcome apomixis in *Poa pratensis* L. Euphytica 55: 65 — 72.
- Prończuk M., Prończuk S. 2008. Ocena przydatności odmian i ekotypów wiechliny łąkowej (*Poa pratensis*) na trawniki niskonakładowe (ekstensywne). Biul. IHAR 248: 147 — 159.
- Prończuk S. 1993. System oceny traw gazonowych. Biul. IHAR 186: 127 — 132.
- Prończuk S., Prończuk M., Żyłka D. 1997. Metody syntetycznej oceny wartości użytkowej traw gazonowych. Zeszyty Problemowe PNR zesz. 451: 125 — 133.
- Rao C. R. 1964. The use and interpretation of principal component analysis in applied research. Sankhyā, A26: 329 — 358.
- Rutkowska B., Hempel A. 1986. Trawniki.: PWRiL, Warszawa.
- SAS Institute Inc. 2004 a. BASE SAS 9.1.3 Procedures guide. Cary, NC, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- SAS Institute Inc. 2004 b. SAS/STAT 9.1 users guide. Cary, NC, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- Sieczko L., Mądry W., Zieliński A., Paderewski J., Urbaś-Szwed K. 2004. Zastosowanie analizy składowych głównych w badaniach nad wielocechową charakterystyką zmienności genetycznej w kolekcji zasobów genowych pszenicy twardej (*Triticum durum* L.). Colloquium Biometryczne Nr 34: 223 — 239.

- Spearman C. 1904. General intelligence objectively determined and measured. *Amer. J. Psychology* 15: 201 — 293.
- Szczotka F. A. 1977. Podstawy analizy czynnikowej. *Listy Biometryczne*: 39 — 41.
- Thurstone L. L. 1931. Multiple factor analysis. *Psychological Review*, 38: 406 — 427.
- Thurstone L. L. 1947. Multiple factor analysis. Chicago, USA: The University of Chicago Press.
- Timm N. H. 2002. Applied multivariate analysis. New York, USA: Springer-Verlag Inc.
- Ukalska J., Skórnik-Pokarowska U., Masny A. 2004. Ocena zróżnicowania wielocechowego w kolekcji odmian truskawki (*Fragaria* × *Ananassa*): cechy plonu owoców i jego jakości. *Colloquium Biometryczne*, Nr 34a: 181 — 194.
- Ukalska J., Uklaski K., Śmiałowski T., Mądry W. 2008. Badanie zmienności i współzależności cech użytkowych w kolekcji roboczej pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.) za pomocą metod wielowymiarowych. *Biuletyn IHAR*, 249: 45 — 57.
- Waldron B. L., Ehilke N. J., Wyse D. L., Vellekson D. J. 1998. Genetic variation and predicted gain from selection for winterhardiness of turf quality in a perennial ryegrass top cross population. *Crop Science* 38: 817 — 822.
- Walesiak M., Gatnar E. (red.). 2009. Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu R. Warszawa: PWN.
- Wójcik A. R., Laudański Z. 1989. Planowanie i wnioskowanie statystyczne w doświadczalnictwie. Warszawa: PWN.
- Wyrzykowska M., Stankiewicz C. 2006. Wielowymiarowa analiza zmienności cech rolniczych różnych form lucerny mieszańcowej (*Medicago sativa* ssp. *media*). *Biul. IHAR* 242: 243 — 251.
- Żurek G., Prończuk S., Żyłka D. 2001. Ocena przydatności ekotypów wiechliny łąkowej (*Poa pratensis* L.) do warunków intensywnego użytkowania trawnikowego. *Zeszyty Problemowe PNR*, zes. 474.
- Żyłka D., Prończuk S. 1998. Zmienność cech morfologicznych i biologicznych ekotypów wiechliny łąkowej wybranych z Zasobów Genowych IHAR na użytkowanie trawnikowe. *Zeszyty Problemowe PNR*, zes. 463: 499 — 507.