

PL ISSN 0860 – 4088

POLSKIE TOWARZYSTWO NAUK AGROTECHNICZNYCH
POLISH SOCIETY OF AGROTECHNICAL SCIENCES
ПОЛЬСКОЕ ОБЩЕСТВО АГРОТЕХНИЧЕСКИХ НАУК



FRAGMENTA AGRONOMICA

**KWARTALNIK
NR 4(80)
ROK XX**

4

2003

PUŁAWY 2003

KOMITET REDAKCYJNY

Mariusz Fotyma (Redaktor Naczelny), Jerzy Borowiecki,
Antoni Faber, Leszek Malicki

Recenzenci w kolejności zamieszczonych prac:

Dr Krystyna Filipiak – IUNG Puławy (praca 1)
Prof. dr hab. Janusz Gołaszewski – UWM Olsztyn (praca 2)
Prof. dr hab. Dominik Fijałkowski – AR Lublin (praca 3)
Prof. dr hab. Jerzy Borowiecki – IUNG Puławy (praca 4)
Prof. dr hab. Ewa Fotyma – (praca 5)

Okładkę projektował:

Jacek Janusz

Wydanie publikacji dofinansowane przez Komitet Badań Naukowych

Adres Redakcji: Zakład Żywienia Roślin i Nawożenia IUNG
24-100 Puławy, ul. Czartoryskich 8, tel. 0.81/886-34-21 w. 258

IUNG Puławy, zam. 5/F/2004 nakł. 580 B-5

SPIS TREŚCI

Rzekanowski Cz.: Prof. dr hab. Stanisław Grabarczyk – wspomnienie	4
Jelinowska A.: Prof. dr dr h.c. Wilhelm Lampeter - wspomnienie	8
Mądry W., Drzazga T., Laudański Z., Rajfura A., Krajewski P., Sieczko L.: Statystyczna analiza adaptacji genotypów pszenicy ozimej na podstawie mieszanych modeli genotypowo-środowiskowych	10
Hanusz Z., Kowalczyk-Juško A., Olejnik J.: Estymacja względnej efektywności dwóch form nawozów azotowych w analizie plonowania tytoniu	32
Affek-Starczewska A., Skrzyczyńska J.: Wartość diagnostyczna pospolitych chwastów polnych występujących na Wysoczyźnie Kałuszyńskiej	43
Waligóra H., Kruczek A.: Kształtowanie się cech jakościowych kolb dwóch odmian kukurydzy cukrowej w zależności od terminu siewu	58
Sobkowicz P.: Efektywność pobierania makroelementów przez jare mieszanki zbożowe w różnych fazach wzrostu	71
Z życia PTNA	83
Z życia ESA	94
Wskazówki dla autorów	104

CONTENTS

Mądry W., Drzazga T., Laudański Z., Rajfura A., Krajewski P., Sieczko L.: Statistical analysis of adaptation of winter wheat genotypes using mixed models for genotype-environment data	10
Hanusz Z., Juško-Kowalczyk A., Olejnik J.: Estimation of relative potency of two nitrogen fertilizers in analysis of tobacco yielding	32
Affek-Starczewska A., Skrzyczyńska J.: Diagnostic value of common weeds occured on the Kałuszyńska Upland	43
Waligóra H., Kruczek A.: Determination of quality cob characters two hybrids sugar maize by sowing date	58
Sobkowicz P.: Macronutrients uptake efficiency of spring cereal mixtures at different stages of their growth	71

Prof. dr hab. STANISŁAW GRABARCZYK
Doktor honoris causa
1922-2003



16 listopada 2003 r. zmarł prof. dr hab. Stanisław Grabarczyk, emerytowany pracownik Katedry Melioracji i Agrometeorologii Wydziału Rolniczego - pierwszy doktor honoris causa Naszej Uczelni i pierwszy demokratycznie wybrany rektor Akademii Techniczno Rolniczej. Odszedł człowiek cieszący się ogromnym autorytetem w środowisku akademickim, szanowany w gremiach naukowych, powszechnie lubiany Kolega, nasz Mistrz i Nauczyciel, Wychowawca pokoleń studenckich oraz naukowych.

Życiorys Profesora jest dość typowy dla ludzi, którzy przeszli przez okres wojenny i potem nie szczędząc trudu mozolnie i ambitnie zdobywali wykształcenie. Urodził się 10 czerwca 1922 r. w Niedrzakowie na ziemi kutnowskiej w rodzinie chłopskiej. Świadectwo dojrzałości otrzymał w 1947 r. kończąc Liceum Ogólnokształcące im. H. Dąbrowskiego w Kutnie. W 1948 r. podjął studia w Wyższej Szkole Gospodarstwa Wiejskiego w Łodzi na Wydziale Rolniczym, a ukończył w przeniesionej do Olsztyna Wyższej Szkole Rolniczej w 1953 r. z wynikiem bardzo dobrym. Pierwszy etap kariery naukowej związany był właśnie z Olsztynem, gdzie będąc jeszcze studentem, w 1950 r. podjął pracę jako zastępca asystenta w Zakładzie Melioracji i Miernictwa WSR. Pracując i współtworząc ów Zakład, przeszedł wszystkie kolejne szczeble zatrudnienia na uczelni akademickiej, do docenta włącznie. Drugi etap wiąże się z przejściem w 1971 r. do bydgoskiej Filii Akademii Rolniczej w Poznaniu, przemianowanej potem po połączeniu z WSI w Akademię Techniczno-Rolniczą im. Jana i Jędrzeja Śniadeckich. Utworzył tutaj od podstaw i objął kierownictwo Zakładu Melioracji i Agrometeorologii - przemianowanego później w Katedrę Melioracji i Agrometeorologii.

W 1980 r. uzyskuje tytuł naukowy profesora nadzwyczajnego nauk rolniczych, a w 1991 r. stanowisko profesora zwyczajnego. W międzyczasie w latach 1975-1978 pełnił funkcję prodziekana do spraw nauki, a w kadencji 1978-1981 prodziekana do spraw studiów dla pracujących na Wydziale Rolniczym ATR.

W latach 1975-1978, a także 1984-1987 był z ramienia Rady Wydziału członkiem Senatu ATR.

Prostota, życzliwość dla ludzi, widoczna charyzma i prawość prof. dr hab. Stanisława Grabarczyka szybko zostały dostrzeżone nie tylko przez pracowników macierzystego Wydziału Rolniczego, ale przez całą społeczność akademicką ATR. To, oraz nieskazitelna uczciwość spowodowały, iż z dniem 1 września 1981 r. został pierwszym demokratycznie wybranym rektorem ATR. Wierność swym przekonaniom, odporność na wszelakie naciski, jasna wizja akademickości Uczelni i gorące poparcie społeczności sprawiały, iż prof. S. Grabarczyk był trudnym partnerem dla ówczesnych władz. Nie mogąc znieść „knaźbrnego” Rektora, szczególnie gdy jeszcze obowiązywały dekrety stanu wojennego, z dniem 31 lipca 1982 r. poirytowane władze odwołały Go ze stanowiska.

Od początku Profesor swoje zainteresowania naukowe skierował na zagadnienia związane z gospodarką wodną gleby i roślin. Stopień doktora nauk rolniczych uzyskał na Wydziale Rolniczym WSR w Olsztynie w 1962 r., przedstawiając wykonaną pod kierunkiem prof. dr hab. Witolda Niewiadomskiego rozprawę pt. „*Plonowanie a zużycie wody i transpiracja roślin*”. Stopień doktora habilitowanego uzyskał tamże w 1968 r. na podstawie rozprawy „*Studia nad potrzebą nawadniania trwałych użytków zielonych okolic Olsztyna*”, a powołanie na stanowisko docenta w 1969 r. Prof. dr hab. Stanisław Grabarczyk dał się poznać jako utalentowany badacz i naukowiec, obdarzony umysłem mocno niezależnym, dociekliwym, wyróżniający się przy tym wyjątkowo świeżym spojrzeniem na szereg zagadnień. Ujawniły się przy tym tak cenne u naukowca cechy jak: intuicja w poszukiwaniu tematyki badawczej, umiejętność analizowania i wnioskowania, upór, rzetelność, krytycyzm i nieschematyczność myślenia. Obdarzony ogromną dozą tak zwanego zdrowego rozsądku, Profesor zanim przyjął powszechnie panującą tezę za pewnik, wolał ją najpierw sprawdzić i przeanalizować. Drugim nurtem badawczym prof. dr hab. Stanisława Grabarczyka były w owym czasie zagadnienia związane z erozją i zagospodarowywaniem terenów pagórkowatych oraz falistych. Efekty tych badań zgromadzone w temacie „*Naukowe zasady zagospodarowywania terenów falistych*”, zostały wpisane w 1973 r. do „Księgi Czynów i Osiągnięć Nauki Polskiej”. Będąc już w Bydgoszczy swoją uwagę skierował na technikę oraz efekty nawadniania roślin polowych i ogrodniczych. Poznając dogłębnie technikę nawodnieniową i wykorzystując swój zmysł do poszukiwania nowatorskich rozwiązań, opracował kilka patentów i doprowadził do praktycznego zastosowania oryginalnej konstrukcji deszczowni szpulowej.

Na podstawie przeprowadzonych w różnych warunkach doświadczeń wysunął tezę, iż w warunkach klimatu Polski najbardziej celowe jest instalowanie deszczowni na glebach kompleksów żytnich słabych i bardzo słabych, odmienną z dotychczas w Polsce obowiązującą o lokalizacji ich głównie na dobrych glebach II, III i IV klasy bonitacyjnej. W oparciu o wieloletnie badania dowiódł, że możliwości produkcyjne gleb najslabszych kompleksów są rzeczywiście duże, pod warunkiem ich deszczowania i stosowania racjonalnej agrotechniki. Od tego momentu, hasło „deszczowanie gleb najslabszych” zaczęło dostarczać na wielu

spotkaniach naukowych pretekstu do zawziętych sporów i niekończących się polemik, zaś sam temat stał się wizytówką Jego szkoły naukowej.

W dorobku naukowym Profesora znalazło się łącznie ponad 180 prac, w tym 71 oryginalnych prac twórczych, 8 podręczników lub rozdziałów w podręcznikach oraz 5 patentów. Udział w kształceniu kadry obejmuje promotorstwo 5 rozpraw doktorskich, opiekę nad 2 rozprawami habilitacyjnymi oraz redakcję naukową 5 innych. Dwóch Jego wychowanków uzyskało tytuły naukowe. Recenzował nadto 11 prac doktorskich, pisał recenzje wydawnicze i dorobku naukowego w 5 przewodach habilitacyjnych oraz 4 opinie w sprawie nadania tytułu profesora nadzwyczajnego i zwyczajnego. Wypromował 115 magistrów, a w niezliczonych pełnił rolę życzliwego ale równocześnie krytycznego recenzenta. Będąc już na emeryturze cieszył się, że może corocznie recenzować prace magisterskie wykonywane w Jego macierzystej Katedrze. Jeszcze w czerwcu 2003 r. brał udział jako recenzent w egzaminach magisterskich.

W latach 1978-1990 prof. S. Grabarczyk był członkiem Komitetu Melioracji PAN, a w latach 1984-1990 członkiem Komitetu Uprawy Roślin PAN. Zorganizował też Bydgoski Oddział Polskiego Towarzystwa Nauk Agrotechnicznych i był jego członkiem od 1983 r. Za pracę dydaktyczną, organizacyjną i badawczą, uzyskał liczne nagrody Rektorów WSR w Olsztynie i ATR w Bydgoszczy. Otrzymał także nagrodę indywidualną Ministra Nauki, Szkolnictwa Wyższego i Techniki za prace naukowe z zakresu nawadniania roślin. W 1981 r. Rada Państwa odznaczyła Go Krzyżem Kawalerskim Orderu Odrodzenia Polski, w 1983 r. otrzymał tytuł honorowy „Zasłużony Nauczyciel PRL”, a w 1993 r. został uhonorowany Krzyżem Oficerskim Orderu Odrodzenia Polski. Odchodząc w 1994 r. na emeryturę, prof. dr hab. Stanisław Grabarczyk pozostawił następców, solidnie przygotowany do pracy naukowo-dydaktycznej zespół, bogaty w dorobek, tradycje i dobrą opinię w środowiskach nauki.

20 listopada 1996 r. prof. dr hab. Stanisław Grabarczyk dostąpił najwyższej godności akademickiej, kiedy to Senat Akademii Techniczno-Rolniczej nadał Mu doktorat honoris causa. Przy tej okazji w liście gratulacyjnym prof. dr hab. Witold Niewiadomski - nauczyciel i promotor na drodze nauki wyróżnionego, zawarł następujące słowa najlepiej oddające postać Profesora: *„Ten najczcigodniejszy w gestii akademickości dar, ma swoje wielowątkowe źródła. Czołową rolę postrzegam tu w Uczelni Bydgoskiej; w Jej bowiem atmosferze gruntowała się rękojmia ukazania Swoich talentów w samodzielnym już trudzie - i chwala Jej za to; na kolejnym miejscu widzę wysiłek twórczy Wyróżnionego sprzężony z systematyczną pracowitością i dojrzałością pedagogiczną; natomiast niebagatelny wpływ miała i ma w tym uznaniu macierzystą Uczelnią Olsztyńską. Tu bowiem, na Ziemi Smętka, współuczestnicząc w budowie od podstaw placówki akademickiej, zdobywał Pan pierwsze ostrogi zawodowe, szczebla najwyższego. Była to typowa orka na ugorze. W nieopisanym znoju rodziła się bowiem własna postawa szkolona i doszkalana pedagogicznie, nadto w atmosferze inspiracji do programowania oryginalnych koncepcji studialnych i organizacyjnych w nauce. Dziś - to już fragmenty historii - dni, miesiące, lat **Jednego Życia** - które aktualnie honorujemy tak wysoką dystynkcją akademicką. Słowem - faktami Swojego*

działania zasłużył się Pan Profesor, łącznie w obu Uczelniach - młodzieży, nauce, polskiemu rolnictwu, kulturze narodowej. Proszę przyjąć garść tych myśli od człowieka, który w Kolegi postawie - etycznej, patriotycznej, oryginalności twórczego myślenia i działania - już dawno - dostrzegał wartości niepospolite”.

Profesor Stanisław Grabarczyk był człowiekiem skromnym i prostolinijnym, idealistą nie przywiązującym większej wagi do dóbr materialnych. Będąc już Rektorem ATR do pracy jeździł samochodem marki Syrena. Nie dostrzegał też swoich butów zabrudzonych mokrą ziemią z pola, ale wyjmował z kieszeni chusteczkę aby wytrzeć do czysta szalkę wagi, na którą stawiał pobraną próbkę gleby – by jej grudki nie zniekształciły wyników pomiarów. Skromny za życia, na miejsce swojego spoczynku wybrał wraz z żoną położony przy Zalewie Koronowskim, na skraju lasu, cichy i kameralny cmentarz, w pobliżu miejsca gdzie od lat wypoczywał na swojej ulubionej działce. Uroczystości pogrzebowe odbyły się 18 listopada, równo w półtora roku po pochowaniu żony.

Prof. dr hab. Stanisław Grabarczyk na zawsze zostanie w naszej pamięci jako wzór nauczyciela akademickiego. Społeczność Akademii Techniczno-Rolniczej w Bydgoszczy utraciła w Jego osobie znakomitego naukowca, człowieka dużego formatu i wzorowego obywatela. Dla pracowników Katedry Melioracji i Agrometeorologii jest to szczególnie strata, bowiem już będąc na emeryturze żywo interesował się naszym rozwojem naukowym i wspomagał nas swoim autorytetem. Wpoił nam nie tylko zasady etyki nauczyciela akademickiego i naukowca, ale pokazał jak może harmonijnie pracować zespół ludzi, z powodzeniem realizujący swoje zadania dydaktyczne i badawcze.

Prof. dr hab. Czesław Rzekanowski
w imieniu pracowników Katedry Melioracji i Agrometeorologii
Akademii Techniczno-Rolniczej w Bydgoszczy

Prof. dr dr h.c. WILHELM LAMPETER
Wspomnienie



W dniu 1.01.2003 r. zmarł w Lipsku (RFN) w wieku 87 lat prof. dr dr h.c. Wilhelm Lampeter, wieloletni dyrektor Instytutu Użytków Zielonych i Polowej Produkcji Pasz (Institut für Grünland und Feldfutterbau) Wydziału Rolnego Uniwersytetu w Lipsku. Po reformie studiów rolniczych w NRD w 1969 r. powierzono Mu zadanie zorganizowania Katedry Nasiennictwa na Wydziale Rolnym Uniwersytetu w Halle, którą kierował do przejścia na emeryturę w roku 1981.

Działalność naukowa prof. Lampetera w zakresie produkcji nasiennej koncentrowała się w dużym stopniu na trudnej problematyce nasiennictwa pastewnych roślin drobnonasiennych (motylkowatych i traw), a jej efektem – oprócz licznych prac oryginalnych – było szereg opracowań podręcznikowych i broszur, tłumaczonych również na języki obce. I tak po polsku wyszło opracowanie: „Chwasty w produkcji nasiennej” Jego autorstwa. Wiele uwagi poświęcił również metodyce badań nad biologią i oceną wartości nasion, konstruując oryginalne przyrządy i urządzenia.

Szczególne znaczenie mają jednak badania prof. Lampetera nad wartością żywieniową pasz z użytków zielonych i polowych upraw roślin wieloletnich. Stanowiły one kolejne ogniwo prac nad racjonalnym systemem żywienia pastwiskowego krów mlecznych i bukatów. Dla uzyskania właściwych efektów produkcyjnych należało – zdaniem Profesora – zapewnić dobrą smakowitość i wysoką strawność suchej masy skarmianych pasz. Uznając potrzebę laboratoryjnego oznaczania strawności, rozwinął metodę „in vitro” konstruując urządzenie znane pod nazwą „sztuczny żwacz”. Możliwość przeprowadzenia oznaczeń jednocześnie na dużej ilości prób oraz dobra powtarzalność wyników spowodowały żywe zainteresowanie aparatem prof. Lampetera i jego szerokie zastosowanie w wielu placówkach naukowych i analitycznych na świecie, w tym również w Polsce.

Prof. Lampeter utrzymywał kontakty naukowe z polskimi placówkami, zajmującymi się podobną problematyką. Przyjacielskie stosunki łączyły Go z prof.

M. Falkowskim, prof. Z. Hryncewiczem oraz autorką tego tekstu. Kilkakrotnie odwiedzał Instytut Uprawy Nawożenia i Gleboznawstwa w Puławach, również z grupą studentów i współpracowników. Liczne grono osób z Polski bywało zapraszane i uczestniczyło w Sympozjach Łąkarskich w Lipsku, a następnie – Sympozjach Nasiennych w Halle. Żywe kontakty z prof. Lampeterem i Jego współpracownikami pozwalały na owocną wymianę doświadczeń i poglądów, a odbywały się zawsze w atmosferze wzajemnego uznania, szacunku i życzliwości.

Zachowujemy wdzięczną pamięć o Nim

Anna Jelinowska

STATYSTYCZNA ANALIZA ADAPTACJI GENOTYPÓW PSZENICY OZIMEJ NA
PODSTAWIE MIESZANYCH MODELI GENOTYPOWO-ŚRODOWISKOWYCH

¹Wiesław Mądry, ²Tadeusz Drzazga, ¹Zbigniew Ludański, ¹Anna Rajfura,
³Paweł Krajewski, ¹Leszek Sieczko

¹Katedra Statystyki Matematycznej i Doświadczalnictwa SGGW w Warszawie

²Przedsiębiorstwo Hodowli Roślin „Nasiona Kobierzyc” w Kobierzycach

³Instytut Genetyki Roślin PAN w Poznaniu

S y n o p s i s. Celem pracy jest przedstawienie i zastosowanie podejścia statystycznego do analizy średniej i reakcji plonu (lub innych cech produktywności) genotypów na warunki środowiskowe w miejscowościach w określonym rejonie rolniczym. Analiza taka ułatwia efektywny wybór genotypów najbardziej zbliżonych do norm szerokiej lub wąskiej adaptacji w rejonie rolniczym w danym sezonie wegetacyjnym. Proponowana metoda wymaga danych dla wybranych cech z wielokrotnej serii doświadczeń odmianowych, wykonanej w jednym roku lub w wielu latach. Analiza statystyczna tych danych i wnioski są oparte na mieszanym modelu Shukli [Shukla 1972] lub modelu Scheffego-Calińskiego [Caliński i in. 1997] oraz dostosowanych dla nich modeli regresji łącznej [Shukla 1972, Caliński i in. 1997, Piepho 1998, 1999, Mądry 2003ac, Mądry i Rajfura 2003ab]. Zastosowanie rozważanego podejścia oraz ocenę jego przydatności i efektywności praktycznej wykonano na danych dla plonu ziarna rodów hodowlanych pszenicy ozimej, uzyskanych w trzech jednorocznych seriach wielokrotnych doświadczeń przedwstępnych (dwie serie w sezonie 2000/2001) i wstępnych (w sezonie 2001/2002). Stwierdzono dobrą skuteczność metody w rozpatrywanych badaniach. Pozwoliła ona wyodrębnić genotypy o szerokiej adaptacji (lub prawie spełniające tę normę), genotypy o wąskiej adaptacji (lub prawie spełniające tę normę), genotypy nieregularne, czyli nieprzewidywalne w środowiskach miejscowości i plonujące przeciętnie w obrębie danego rejonu docelowego na poziomie relatywnie wysokim, przeciętnym lub niskim.

S ł o w a k l u c z o w e - key words: stabilność genotypu – genotype stability, adaptacja genotypu – genotype adaptation, pszenica ozima - winter wheat, plon ziarna - grain yield, model Scheffego-Calińskiego - Scheffe-Caliński's model, model Shukli – Shukla's model, seria doświadczeń odmianowych – series of variety trials.

WPROWADZENIE

Jednym z najważniejszych celów hodowli roślin jest tworzenie nowych genotypów (odmian) o, możliwie dobrze powtarzalnych w latach, dużych możliwościach przystosowania, czyli adaptacji do przestrzennych warunków środowiskowych w określonej populacji miejscowości, tworzącej rejon docelowy [Kempton i Talbot 1988, Lin i Binns 1994, Basford i Cooper 1998, Kang 1998]. Dobre przystosowanie genotypu do warunków w rejonie docelowym o odpowiednio dużej zmienności środowiskowej nazywane jest szeroką adaptacją [Lin i Binns 1988, 1991, Evans 1993, Romagosa i Fox 1993, Braun i in. 1996, Basford i Cooper 1998, Annicchiarico 2002a,b]. Natomiast przystosowanie genotypu do warunków o odpowiednio wąskiej zmienności środowiskowej (np. przestrzeni środowisk ubogich, przestrzeni środowisk zasobnych, przestrzeni środowisk o surowym klimacie, przestrzeni rolniczej użytkowanej ekstensywnie) nazywane jest jego wąską adaptacją [Ceccarelli 1989, Simmonds 1991, Gauch 1992, Annicchiarico 2002a,b].

Szeroką lub wąską adaptację genotypu możemy określać na podstawie zachowania odpowiedniej ilościowej cechy produktywności roślin, zwłaszcza plonu rolniczego lub jego składowych, w rozpatrywanym rejonie docelowym. Przyjmujemy, że im większa jest wartość rozpatrywanej cechy produktywności roślin genotypu w określonym środowisku (miejscowości), tym większa jest jego zdolność adaptacyjna (dostosowanie) do tych warunków środowiskowych. Zatem szeroka adaptacja genotypu jest rozumiana formalnie przez autorów tej pracy jako zachowanie średniej cechy produktywności roślin tego genotypu na względnie wysokim poziomie (powyżej średniej środowiskowej) we wszystkich miejscowościach rejonu docelowego o dużym zakresie zmienności środowiskowej [Lin i Binns 1988, 1991, Eskridge i in. 1991, Braun i in. 1996, Annicchiarico 2002a]. Natomiast wąska adaptacja genotypu rozumiana jest jako zachowanie średniej cechy produktywności roślin tego genotypu powyżej średniej środowiskowej w miejscowościach o stosunkowo niewielkim zakresie zmienności środowiskowej, tworzących mniejsze rejony w obrębie dużego rejonu docelowego [Lin i Binns 1988, 1991, 1994, Annicchiarico 2002ab].

Własności szerokiej lub wąskiej adaptacji genotypu stanowią pewne normy, które mogą być rolniczymi i ekonomicznymi zaletami odmiany. Badanie spełnienia rozpatrywanych norm przez potencjalne odmiany oraz ocena powtarzalności tych norm w latach powinno być (nie zawsze jest w praktyce) ważnym celem wszechstronnej oceny genotypów w procesie hodowli i testowania odmian [Lin i Binns 1994, Basford i Cooper 1998, Kang 1998, Annicchiarico 2002ab, Yan i Kang 2003].

W praktyce doświadczalnictwa odmianowego dąży się do trafnego wyboru takich genotypów, spośród badanych w serii doświadczeń, które wyróżniają się szeroką lub wąską adaptacją, albo są najbardziej zbliżone do tych norm. Selekcja takich genotypów może być przeprowadzana na podstawie danych z jednorocznej wielokrotnej serii doświadczeń odmianowych albo wielokrotnej i wieloletniej serii takich doświadczeń, zależnie od etapu hodowli i oceny genotypów. Identyfikacja

genotypów o określonej normie adaptacji, dobrze powtarzalnej w latach, jest bardziej ryzykowna na podstawie wyników z jednorocznej wielokrotnej serii doświadczeń odmianowych (np. dla serii doświadczeń przedwstępnych i wstępnych), niż na podstawie wyników z wielokrotnej i wieloletniej serii doświadczeń (np. dla doświadczeń rejestrowych) - [Lin i Binns 1994, Basford i Cooper 1998, Kang 1998, Annicchiarico 2002ab].

W podanych sytuacjach doświadczalnych pomocne są metody statystyczne. Statystycy w Polsce i na świecie proponują do omawianych badań różne metody, zarówno stosunkowo proste, jak i skomplikowane [Aastveit i Mejza 1982, Kaczmarek 1986, Westcott 1986, Crossa 1990, Romagosa i Fox 1993, Gauch 1992, Caliński i in. 1997, Basford i Cooper 1998, Kang 1998, Piepho i van Eeuwijk 2002]. Jednak żadna z nich dotychczas nie została wdrożona na większą skalę do doświadczalnictwa odmianowego.

Dotychczasowe wyniki badań aplikacyjnych [Kaczmarek 1986, Leon i Becker 1988, Kaczmarek i in. 1997, Kang 1993, Mądry 2002, 2003a,b, Sivapalan i in. 2000] wskazują, że do wyboru genotypów najbardziej zbliżonych do normy szerokiej lub wąskiej adaptacji, można efektywnie stosować raczej prostą metodę wnioskowania statystycznego na podstawie mieszanego modelu Shukli [Shukla 1972] lub modelu Scheffego-Calińskiego [Caliński i in. 1997] oraz modelu regresji łącznej, odpowiednio dostosowanego do każdego z podanych modeli podstawowych [Shukla 1972, Caliński i in. 1997, Piepho 1998, 1999, Mądry 2003ac, Mądry i Rajfura 2003ab]. Za przydatnością tej metody przemawia także jej prawie pełne oprogramowanie w krajowym pakiecie statystycznym SERGEN 3 [Caliński i in. 1995].

Celem tej pracy jest opis pomysłu wspomnianej metody statystycznej, ilustracja jej zastosowania oraz ocena przydatności i efektywności na przykładach dla plonu ziarna rodów hodowlanych pszenicy ozimej, badanych w trzech jednorocznych seriach wielokrotnych doświadczeń przedwstępnych (dwie serie w sezonie 2000/2001) i wstępnych (w sezonie 2001/2002).

MATERIAŁ I METODY

Serie doświadczeń odmianowych

W prezentowanych badaniach wykorzystano wyniki dla plonu ziarna rodów hodowlanych pszenicy ozimej, badanych w trzech wielokrotnych seriach doświadczeń odmianowych, przeprowadzonych przez Przedsiębiorstwo Hodowli Roślin „Nasiona Kobierzyc” w Kobierzycach. Dwie serie były wykonane dla doświadczeń przedwstępnych [Seria I i II], obie z 64 genotypami w 7 miejscowościach reprezentujących przestrzeń rolniczą Polski w sezonie 2000/2001. W każdej serii tych doświadczeń badano inne genotypy. Serię doświadczeń wstępnych wykonano dla 78 genotypów w 8 miejscowościach, także reprezentujących przestrzeń rolniczą Polski w sezonie 2001/2002. Doświadczenia lokalne w miejscowościach zaplanowano w układach bloków niekompletnych rozkładalnych w 3 lub w 4 powtórzeniach.

Metoda statystyczna

Rozpatrywana metoda może być stosowana dla danych z powtórzeń, zestawionych w kompletnej klasyfikacji dwukierunkowej krzyżowej o postaci genotypy \times miejscowości. Dane te mogą pochodzić z jednorocznej wielokrotnej serii doświadczeń odmianowych z I genotypami, w której J miejscowości zostało wylosowanych z rejonu docelowego o odpowiednio dużej zmienności środowiskowej. Numery genotypów są oznaczone symbolem i [$i=1,2,\dots,I$], numery zaś miejscowości, symbolem j [$j=1,2,\dots,J$]. Z serii wielokrotnej i wieloletniej doświadczeń odmianowych otrzymuje się tyle jednakowych (ze względu na skład genotypów i miejscowości) wspomnianych klasyfikacji danych, ile było lat badań. Każdą z tych klasyfikacji analizujemy oddzielnie. W ten sposób można dokonać oceny powtarzalności (zgodności) w latach wyników analizy stabilności i adaptacji genotypów pod względem badanej cechy produktywności [Leon i Becker 1988, Annicchiarico 2002ab].

Podstawy statystycznej analizy stabilności i adaptacji genotypów z wykorzystaniem rozpatrywanych danych na podstawie modelu Shukli oraz jego rozszerzenia w postaci modelu regresji łącznej podał Shukla [1972]. Zostały one wzbogacone i spopularyzowane przez Piepho [1996a, 1997, 1998, 1999], Denis'a i in. [1997], Magariego i Kanga [1997] oraz Mądrego [2003a,c]. Natomiast podstawy analizy w modelu Scheffego-Calińskiego i wyprowadzonego z niego modelu regresji łącznej opracowali Caliński [1966], Caliński i in. [1979, 1980], Kaczmarek [1986] oraz Caliński i in. [1997]. Są one przedstawione także przez Mądrego i Rajfurę [2003a,b]. Modele Shukli oraz Scheffego-Calińskiego, zarówno w postaci podstawowej, jak i regresji łącznej, różnią się założeniami dla losowych efektów środowiskowych i interakcyjnych. Założenia statystyczne modelu Scheffego-Calińskiego są bardziej realne, niż modelu Shukli. Jednakże, jak wynika z badań empirycznych, każdy z nich jest praktycznie wystarczająco dokładnym przybliżeniem rzeczywistości.

Narzędzia statystyczne do analizy rozpatrywanych danych na podstawie obu modeli i wynikających z nich modeli regresji łącznej można znaleźć w pracach Mądrego [2003c] oraz Mądrego i Rajfury [2003a,b]. Analiza stabilności cechy produktywności genotypów i ich adaptacji w obydwu modelach podstawowych i regresyjnych jest oparta na statystycznym wnioskowaniu o ich parametrach. Wnioskowanie statystyczne dotyczy następujących parametrów dla i -tych genotypów w każdym modelu: 1. głównych efektów genotypowych (g_i), 2. wariancji interakcyjnej ($\sigma_{ge(i)}^2$ lub σ_i^2 , zwanej wariancją stabilności), 3. współczynników regresji efektów interakcyjnych dla genotypu względem średnich środowiskowych (β_i) oraz współczynników regresji średniej z powtórzeń dla cechy genotypu względem średnich środowiskowych ($b_i=1+\beta_i$). 4. wariancji reszt regresyjnych ($\sigma_{d(i)}^2$ lub $\sigma_{\delta(i)}^2$), 5. współczynników determinacji (R_i^2). Parametry 2-5 nazywane są parametrami lub miarami stabilności genotypów dla danej cechy [Lin i in. 1986, Becker i Leon 1988].

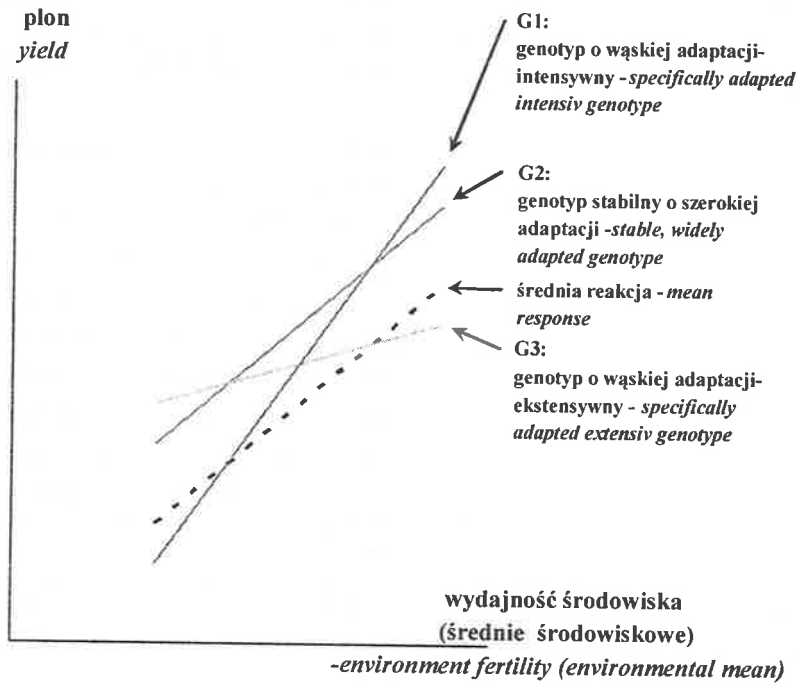
Dla każdego i -tego genotypu estymuje się wspomniane parametry oraz testuje się następujące hipotezy: $H_0: g_i=0$, $H_0: \sigma_{ge(i)}^2=0$, $H_0: \beta_i=0$, $H_0: \sigma_{d(i)}^2=0$. Estymatory rozpatrywanych parametrów oraz testy dla hipotez w obydwu modelach można znaleźć w pracach Mądrego [2003a,c] oraz Mądrego i Rajfury [2003a,b]. Znaczenie merytoryczne parametrów stabilności, sposoby wnioskowania i interpretacja wnioskowania statystycznego podano w poniższym zestawieniu.

Parametr	Znaczenie merytoryczne	Wnioskowanie i interpretacja
g_i	miara przewagi średniej genotypowej i -tego genotypu nad średnią ogólną w serii doświadczeń	efekt g_i istotnie dodatni (lub ujemny, albo nieistotny) = średnia genotypowa większa (lub mniejsza, albo nie różni się) od średniej ogólnej
$\sigma^2_{(i)}$ lub σ_i^2	miara zmienności efektów interakcyjnych dla genotypu oraz miara podobieństwa reakcji jego cechy na środowiska do reakcji stabilnej rolniczo	jeżeli wariancja $\sigma^2_{(i)}$ jest nieistotna (lub istotna), to i -ty genotyp uznajemy za stabilny rolniczo ^{xx} (lub niestabilny rolniczo); im większa ocena wariancji $\sigma^2_{(i)}$ lub σ_i^2 , tym reakcja cechy i -tego genotypu jest bardziej odległa od normy stabilności rolniczej
β_i (lub b_i),	miary przeciętnej liniowej reakcji (funkcji regresji) cechy i -tego genotypu na jakość środowiska, czyli miary trendu środowiskowego genotypu (funkcji regresji), który może być intensywny, ekstensywny lub stabilny	jeżeli współczynnik regresji $b_i > 1$ istotnie ($\beta_i > 0$ istotnie), to uznajemy, że i -ty genotyp posiada trend intensywny, jeśli $b_i < 1$ istotnie ($\beta_i < 0$ istotnie), to uznajemy, że i -ty genotyp posiada trend ekstensywny, jeśli zaś b_i jest nieistotnie różny od 1 (β_i jest nieistotnie różny od 0), to i -ty genotyp uznajemy za stabilny w przypadku, kiedy $\sigma^2_{(i)}$ jest nieistotna, albo uznajemy za genotyp nieregularny (nieprzewidywalny), kiedy $\sigma^2_{(i)}$ jest istotna (zwłaszcza duża),
$\sigma^2_{d(i)}$, $\sigma^2_{\delta(i)}$	miary ścisłości trendu środowiskowego cechy dla i -tego genotypu, tzn. dokładności opisu rzeczywistej reakcji cechy i -tego genotypu na	w grupie genotypów intensywnych lub ekstensywnych, jeżeli wariancja reszt $\sigma^2_{d(i)}$ jest nieistotna, to odpowiednia funkcja trendu środo-

$i R_i^2$	jakość środowiska za pomocą odpowiedniej funkcji regresji (funkcji trendu)	wiskowego opisuje dokładnie rzeczywistą reakcję cechy i -tego genotypu na środowiska (wtedy też R_i^2 jest zwykle duży) – taki genotyp nazywamy regularnym lub przewidywalnym, chociaż jest on niestabilny rolniczo; jeżeli zaś $\sigma_{d(i)}^2$ jest istotna, to funkcja trendu środowiskowego opisuje niedokładnie rzeczywistą reakcję cechy i -tego genotypu na środowiska (wtedy też R_i^2 jest zwykle stosunkowo mały) – taki genotyp nazywamy trudno przewidywalnym
-----------	--	--

** genotyp stabilny rolniczo [Becker i Leon 1988, Lin i Binns 1994, Piepho 1996] jest takim genotypem, którego „prawdziwe” średnie z powtórzeń dla danej cechy ilościowej reagują na środowiska proporcjonalnie (ze współczynnikiem proporcjonalności równym 1) do ich jakości, opisaną za pomocą średnich środowiskowych tej cechy; genotyp stabilny rolniczo wyróżnia się zerową wartością wariancji interakcyjnej ($\sigma_{ge(i)}^2=0$) dla rozpatrywanej cechy

Podane we Wstępie definicje norm szerokiej i wąskiej adaptacji genotypu, możemy teraz wyrazić w kategoriach efektów genotypowych oraz parametrów stabilności w każdym z alternatywnych modeli. Genotyp, który pod względem przyjętej cechy produktywności roślin jest stabilny rolniczo oraz o dodatnim efekcie genotypowym dla tej cechy, spełnia normę szerokiej adaptacji w danym roku badań. Natomiast genotyp o intensywnym ($\beta_i > 1$) lub ekstensywnym ($\beta_i < 1$) deterministycznym (hipoteza $H_0: \sigma_{d(i)}^2 = 0$ jest prawdziwa) trendzie środowiskowym cechy produktywności roślin oraz o dodatnim efekcie genotypowym dla tej cechy spełnia normę wąskiej adaptacji. Jest on bowiem genotypem dobrze dostosowanym do relatywnie bardziej produktywnych środowisk [jeśli jest genotypem intensywnym], lub dobrze dostosowanym do relatywnie mniej produktywnych środowisk (jeśli jest genotypem ekstensywnym) w obrębie dużego rejonu docelowego w danym roku badań. Tak wyrażone normy adaptacji genotypów, w odniesieniu do plonu, przedstawione są na rys. 1. Każda z prostych na rys. 1. obrazuje deterministyczną funkcję reakcji (funkcję regresji bez zmienności reszt regresyjnych) średnich z powtórzeń dla plonu danego genotypu na średnie środowiskowe tej cechy.



Rys. 1. Ilustracja graficzna norm stabilności i adaptacji genotypów na podstawie zachowania plonu w rejonie uprawowym

Fig. 1. Graphical illustration of stability and adaptation norms on the basis of yield performance of genotypes in a target region

Genotyp, dla którego stwierdzono istotnie dodatni efekt genotypowy cechy produktywności roślin oraz nieistotną wariancję interakcyjną, możemy uznać, za genotyp spełniający normę szerokiej adaptacji w danym roku badań. Im większa jest ocena wariancji stabilności σ_i^2 (ta ocena jest możliwa tylko w modelu Shukli) oraz mniejsza ocena efektu genotypowego g_i , tym genotyp jest bardziej odległy od normy szerokiej adaptacji. Natomiast genotyp, dla którego stwierdzono intensywny trend środowiskowy cechy produktywności (β_i było istotnie większe od zera), dobrze dopasowany do rzeczywistej reakcji średnich z powtórzeń na środowiska ($\sigma_{d(i)}^2$ była nieistotna, zaś wartość R_i^2 była stosunkowo duża), możemy uznać za genotyp dostosowany do relatywnie bardziej produktywnych środowisk w obrębie rejonu docelowego w danym roku. Analogicznie, genotyp o stwierdzonym ekstensywnym trendzie środowiskowym, dobrze dopasowanym, możemy uznać za genotyp dostosowany do relatywnie mniej produktywnych środowisk w obrębie rejonu docelowego w danym roku.

Na podstawie posiadanych danych plonu ziarna z powtórzeń dla trzech serii doświadczeń odmianowych wykonano analizy wariancji w układach blokowych niekompletnych w każdej miejscowości. W ten sposób obliczono

średnie kwadraty odchyłeń dla błędu doświadczalnego oraz średnie z powtórzeń dla genotypów w doświadczeniach lokalnych (genotypowe średnie poprawione w układach blokowych). Średnie te, uporządkowane w klasyfikacji genotypy x miejscowości, analizowano za pomocą programu SERGEN 3 [Caliński i in. 1995] według założeń i narzędzi statystycznych modelu Scheffego-Calińskiego oraz za pomocą programu STABLE [Kang i Magari 1995] według założeń i narzędzi modelu Shukli. Większość wyników potrzebnych w tej pracy obliczono za pomocą programu SERGEN 3, z wyjątkiem ocen wariancji stabilności i wariancji reszt regresyjnych, które można obliczyć tylko za pomocą programu STABLE.

WYNIKI

W analizach wariancji dla średnich z powtórzeń w seriach doświadczeń stwierdzono istotne zróżnicowanie głównych efektów genotypowych oraz interakcję genotypowo-środowiskową w każdej rozpatrywanej serii doświadczeń. Oceny efektów genotypowych i parametrów stabilności oraz wyniki testowania podanych hipotez (badania istotności tych parametrów) dla badanych rodów przedstawiono oddzielnie z każdej serii doświadczeń w tabelach 1, 2 i 3. Wszystkie wyniki badania istotności rozpatrywanych parametrów pochodzą z dokładnych testów F, opartych na modelu Scheffego-Calińskiego (w modelu Shukli testy F dla odpowiadających hipotez są zwykle przybliżone).

Z racji na dużą liczbę genotypów w każdej serii doświadczeń i ograniczoną objętość tej pracy, w tabelach podano wyniki tylko dla losowo wybranych genotypów w obrębie każdej z trzech grup, tj. genotypów o efektach g_i istotnie dodatnich i ujemnych oraz nieistotnie różnych od zera. Praca bowiem ma charakter metodyczny, nie zawiera więc pełnych wyników rozpatrywanych badań.

W Serii I doświadczeń przedwstępnych (tab. 1) odmiana wzorcowa KOBRA znalazła się wśród kilku genotypów o istotnie dodatnich efektach genotypowych, była ona niestabilna rolniczo (stwierdzono istotną wariancję interakcyjną $\sigma_{ge(i)}^2$). Jednak w tej grupie jej plonowanie było najbardziej zbliżone do normy stabilności rolniczej, z racji na relatywnie małą ocenę wariancji stabilności σ_i^2 . Dostosowanie odmiany KOBRA do warunków środowiskowych w skali kraju, w badanym sezonie wegetacyjnym, jest najbardziej zbliżone wśród rozpatrywanych genotypów do normy szerokiej adaptacji. Stwierdzono jeden ród POB 581/97 stabilny rolniczo (nieistotna wariancja interakcyjna).

Tabela 1. Średnie plony oraz oceny parametrów stabilności plonowania dla wybranych rodów pszenicy ozimej w serii doświadczeń przedwstępnych, 2000/2001 [dt/ha] Seria I

Table 1. Yield means and yield-stability parameters for some chosen winter wheat genotypes tested in a multi-location series of pre-registration variety trials, 2000/2001 [dt/ha] Series I

Genotyp <i>Genotyp</i>	Średni plon <i>Yield mean</i>	\hat{g}_i	Wariancja stabilności. <i>Stability variance</i> $\hat{\sigma}_i^2$	Współcz. regresji <i>Regres. coeff.</i> $\hat{\beta}_i$	Wariancja reszt. <i>Residual variance</i> $\hat{\sigma}_{\delta(i)}^2$	Współcz. determinacji <i>Determ. coeff.</i> R_i^2 %
SOD 1185/95	87,63	9,19**	19,3**	-0,34	11,6	49,5
SOD 2804/95	86,51	8,07*	46,9**	0,60*	20,5**	63,3
MIB 447/96	85,96	7,53*	38,2**	0,08	45,3**	1,3
KOBRA⁺	84,13	5,69**	14,8*	0,11	16,7*	6,4
MOB 6619/98	83,86	5,41*	30,0**	0,37	22,2**	38,3
POB 581/97	82,31	3,87*	9,6	0,24	5,7	49,5
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
NAD 349/97	79,62	1,18	8,6	-0,17	7,5	26,9
MOB 6663/98	79,11	0,66	15,9*	0,07	18,6**	2,9
POB 687/97	79,04	0,60	5,5	-0,02	6,6	0,7
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
KOC 4727/98	71,73	-6,71**	5,3	0,13	4,8	23,9
PAB 544/96	71,19	-7,25**	8,4	-0,17	7,2	28,3
SZD 501	71,05	-7,39**	23,2**	-0,25	21,6**	22,7
PAB 458/96	70,35	-8,09*	51,4**	-0,49	37,3**	39,4
ELENA⁺	68,08	-10,36**	3,1	-0,00	3,9	0,0
BEGRA⁺	66,76	-11,68**	15,3*	-0,15	16,1*	12,6

⁺ odmiany wzorcowe *check varieties*

* istotne przy $\alpha=0,05$ *significant at the level $\alpha=0,05$*

** istotne przy $\alpha=0,01$ *significant at the level $\alpha=0,01$*

Tabela 2. Średnie plony oraz oceny parametrów stabilności plonowania dla wybranych rodów pszenicy ozimej w serii doświadczeń przedwstępnych, 2000/2001 [dt/ha] Seria II

Table 2. Yield means and yield-stability parameters for some chosen winter wheat genotypes tested in a multi-location series of pre-registration variety trials, 2000/2001 [dt/ha] Series II

Genotyp Genotyp	Średni plon Yield mean	\hat{g}_i	Wariancja stabilności. Stability variance $\hat{\sigma}_i^2$	Współcz. regresji Regres. coeff. $\hat{\beta}_i$	Wariancja reszt. Residual variance $\hat{\sigma}_{\delta(i)}^2$	Współcz. determinacji Determin. coeff. R_i^2 %
HEC 22/97	94,80	15,99**	34,4**	0,10	40,8**	1,4
NAD 538/97	85,56	6,75**	11,1	-0,06	13,2	1,4
MOB 3527/9	85,28	6,47*	49,0**	-0,28	54,2**	7,8
MIB 2605/97	84,75	5,94**	18,2*	-0,07	21,6**	1,3
MOB 2274/9	83,95	5,14*	14,1	-0,12	16,1	5,0
MIB 2895/97	83,65	4,84*	13,1	-0,09	15,2	3,3
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
KOBRA⁺	81,19	2,38	37,2**	-0,03	44,7**	0,2
DAD 727/95	80,65	1,84	7,3	-0,16	7,3	17,2
MOB 6615/9	80,26	1,45	23,9**	0,12	27,9**	2,8
SZD 491	79,86	1,05	21,4**	-0,57*	6,7	73,2
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
KOC 2632/9	73,95	-4,86**	2,5	0,11	2,4	20,0
AND 109/96	73,06	-5,75*	29,1**	0,42	24,7**	29,1
NAD 123/97	72,10	-6,71**	17,1*	0,37	12,6	38,5
KOC 2042/9	70,56	-8,25**	24,5**	0,21	26,9**	8,7
BEGRA⁺	67,30	-11,51**	15,2*	0,13	17,3*	5,3
ELENA⁻	66,30	-12,50**	12,9	0,12	14,7	5,2

* odmiany wzorcowe

Wśród rodów o efektach środowiskowych nieistotnie różnych od zera, dwa były stabilne rolniczo (nieistotna wariancja interakcyjna). Można je uznać za genotypy spełniające w przybliżeniu normę szerokiej adaptacji. Rody o istotnie ujemnych efektach środowiskowych są mniej obiecujące w hodowli, niezależnie od tego, czy ich plonowanie jest stabilne, czy też nie. Dwie odmiany wzorcowe, tzn.

ELENA i BEGRA znalazły się właśnie w grupie genotypów najniżej średnio plonujących. Plonowanie tych odmian jest zbliżone do normy stabilności rolniczej (nieistotna lub istotna, ale relatywnie mała wartość wariancji interakcyjnej).

Tabela 3. Średnie plony oraz oceny parametrów stabilności plonowania wybranych rodów pszenicy ozimej serii doświadczeń przedwstępnych, 2001/2002 [dt/ha]

Table 3. Yield means and yield-stability parameters for some chosen winter wheat genotypes tested in a multi-location series of registration variety trials, 2001/2002 [dt/ha]

Genotyp <i>Genotyp</i>	Średni plon <i>Yield mean</i>	\hat{g}_i	Wariancja stabilności. <i>Stability variance</i> $\hat{\sigma}_i^2$	Współcz. regresji <i>Regres. coeff.</i> $\hat{\beta}_i$	Wariancja reszt. <i>Residual variance</i> $\hat{\sigma}_{\delta(i)}^2$	Współcz. determinacji <i>Determ. coeff.</i> R_i^2 %
HEC 22/97	84,44	6,03*	32,4**	0,37	29,3**	22,4
SMH 5916	84,41	6,00*	29,9**	-0,46	22,2**	36,4
SMH 6055	83,95	5,54*	22,7**	0,32	20,5**	22,8
CHD 1942/97	83,21	4,80*	16,0**	0,34	11,7	36,9
SOD 1185/95	82,44	4,03*	18,36**	-0,45*	9,1	56,5
SMH 5933	82,38	3,96*	10,6	0,16	10,9	12,2
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
SMH 5090-2	80,14	1,73	27,8**	0,19	30,5**	6,0
KOC 1361/99	78,99	0,58	21,0**	0,28	19,7**	19,7
STH 215	78,99	0,58	10,1	-0,21	9,2	21,8
TONACJA⁺	78,94	0,53	34,0**	-0,10	39,1**	1,7
KOBRA⁺	77,62	-0,78	44,2**	0,52	34,8**	32,5
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•
MIB 2682/97	74,68	-3,74*	17,3**	0,24	16,6**	17,9
MOB 6633/98	74,26	-4,15*	13,5*	0,02	15,8*	0,2
LAD 502/97	74,11	-4,30**	10,0	0,04	11,6	0,8
STH 568	73,91	-4,50*	24,6**	-0,08	28,4**	1,3
CHD 604/97	72,44	-5,97*	26,8**	0,27	26,9**	14,0
KORWETA⁺	71,68	-6,74**	16,1**	0,10	18,1**	3,4

⁺ odmiany wzorcowe

W Serii II doświadczeń przedwstępnych (tab. 2) odmiana wzorcowa KOBRA znalazła się w grupie rodów o efektach genotypowych nieistotnie różnych od zera. Okazała się ona w tym sezonie bardzo niestabilną rolniczo i nieprzewidywalną (nieistotny współczynnik regresji β_i). Świadczy to przede wszystkim o postępie hodowli polskiej w zakresie produktywności odmian pszenicy ozimej. Udało się bowiem wyhodować rody, które średnio w Polsce plonują istotnie wyżej i bardziej stabilnie (prawie proporcjonalnie do wydajności rolniczej środowisk), niż znany wzorzec KOBRA, a także dwa inne wzorce: ELENA i BEGRA.

Ród SOD 2804/95 był intensywny i dość dobrze przewidywalny w środowiskach (stwierdzono istotnie dodatni współczynnik regresji β_i oraz stosunkowo dużą wartość współczynnika determinacji $R_i^2=63,30\%$). Zatem, ród ten jest dobrze dostosowany do lepszych warunków siedliskowych w Polsce. Wśród najwyższej średnio plonujących znajdują się rody stabilne i dlatego spełniające normę szerokiej adaptacji (NAD 538/97, MOB 2274/9 i MIB 2895/97). W grupie rodów o efektach genotypowych nieistotnie różnych od zera, ród DAD 727/95 był stabilny rolniczo. Spełniał on zatem w przybliżeniu normę szerokiej adaptacji. Natomiast ród SZD 491 był ekstensywny, dobrze przewidywalny w środowiskach (stwierdzono istotnie ujemny współczynnik regresji β_i oraz stosunkowo dużą wartość współczynnika determinacji $R_i^2=73,16\%$). Można uznać, że jest on genotypem względnie dobrze dostosowanym do gorszych warunków siedliskowych w Polsce.

W serii doświadczeń wstępnych (tab. 3) znaleziono takie rody, które średnio plonowały istotnie wyżej, niż wzorce KOBRA i TONACJA, a zwłaszcza KORWETA. Wśród rodów o efektach genotypowych istotnie dodatnich, stwierdzono ród SMH 5933 spełniający normę szerokiej adaptacji oraz ród CHD 1942/97 zbliżony do normy szerokiej adaptacji. Wyróżniał się on relatywnie małą, choć istotną wariancją interakcyjną. W grupie najwyższej średnio plonujących genotypów, ród SOD 1185/95 był ekstensywny, dość dobrze przewidywalny w środowiskach. Stwierdzono dla niego istotnie ujemny współczynnik regresji β_i oraz stosunkowo dużą wartość współczynnika determinacji $R_i^2=56,48\%$. Zatem ród SOD 1185/95 był względnie dobrze dostosowany do gorszych warunków siedliskowych w Polsce w badanym sezonie wegetacyjnym 2001/2002. Wśród rodów o efektach genotypowych nieistotnie różnych od zera, plonowanie rodu STH 215 (względnie wysoki średni plon i nieistotna wariancja interakcyjna) wskazywało na jego podobieństwo do normy szerokiej adaptacji. Dwie odmiany wzorcowe KOBRA i TONACJA były bardzo niestabilne rolniczo i nieprzewidywalne w środowiskach (istotne i duże wartości ocen wariancji stabilności). Na podstawie wyników analizy statystycznej, tylko częściowo pokazanych w tabelach 1-3, dokonano klasyfikacji rodów względem efektów genotypowych oraz parametrów stabilności plonowania [Kaczmarek 1986, Kaczmarek i in. 1997, Mądry 2003b]. Rezultaty tej klasyfikacji rodów dla kolejnych serii doświadczeń odmianowych podano w tabelach 4, 5 i 6.

Tabela 4. Klasyfikacja genotypów pszenicy ozimej ze względu na efekty genotypowe i stabilność plonowania w Serii I doświadczeń przedwstępnych
Table 4. Classification of winter wheat genotypes with respect to genotypic effects and yield-stability in the Series I of pre-registration variety trials

Plon Yield	Genotypy stabilne rolniczo <i>Stable genotypes</i>	Genotypy niestabilne rolniczo <i>Unstable genotypes</i>		
		Genotypy intensywne <i>Intensiv genotypes</i>	Genotypy ekstensywne <i>Extensiv genotypes</i>	Genotypy nieregularne <i>Irregular genotypes</i>
Wysoki <i>High</i>	G: 9, 12, 15	G: 2		G: 1, 3, 4, 5, 7, 8
Średni <i>Average</i>	G: 19, 25, 26, 27, 30, 32, 35, 38, 40, 43, 44, 45, 49, 50, 51,	G: 22, 23		G: 6, 10, 11, 13, 14, 16, 17, 18, 20, 21, 24, 28, 29, 31, 33, 34, 36, 37, 39, 41, 42, 46, 47, 48, 52, 53, 55, 57
Niski <i>Low</i>	G: 54, 59, 60, 63			G: 56, 58, 61, 62, 64

Tabela 5. Klasyfikacja genotypów pszenicy ozimej ze względu na efekty genotypowe i stabilność plonowania w Serii II doświadczeń przedwstępnych
Table 5. Classification of winter wheat genotypes with respect to genotypic effects and yield-stability in the Series II of pre-registration variety trials

Plon Yield	Genotypy stabilne rolniczo <i>Stable genotypes</i>	Genotypy niestabilne rolniczo <i>Unstable genotypes</i>		
		Genotypy intensywne <i>Intensiv genotypes</i>	Genotypy ekstensywne <i>Extensiv genotypes</i>	Genotypy nieregularne <i>Irregular genotypes</i>
Wysoki <i>High</i>	G: 2, 3, 6, 7, 9, 12, 13, 14			G: 1, 4, 5, 10
Średni <i>Average</i>	G: 22, 23, 24, 27, 31, 33, 36, 38, 39, 42, 43, 44, 45, 46,		G: 26, 30	G: 8, 11, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 25, 28, 29, 32, 34, 35, 37, 40, 41, 47, 48, 49, 51, 52, 56,
Niski <i>Low</i>	G: 50, 53, 54, 55, 57, 59, 64			G: 58, 60, 61, 62, 63

Tabela 6. Klasyfikacja genotypów pszenicy ozimej ze względu na efekty genotypowe i stabilność plonowania w serii doświadczeń wstępnych
Table 6. Classification of winter wheat genotypes with respect to genotypic effects and yield-stability in the registration variety trials

Plon Yield	Genotypy stabilne rolniczo <i>Stable genotypes</i>	Genotypy niestabilne rolniczo <i>Unstable genotypes</i>		
		Genotypy intensywne <i>Intensiv genotypes</i>	Genotypy ekstensywne <i>Extensiv genotypes</i>	Genotypy nieregularne <i>Irregular genotypes</i>
Wysoki <i>High</i>	G: 9, 16, 21		G: 8	G: 1, 2, 4, 5, 6, 7, 10
Średni <i>Average</i>	G: 17, 19, 24, 31, 35, 41, 45, 47, 48	G: 33, 40, 63	G: 18, 27, 28	G: 3, 11, 12, 13, 14, 15, 20, 22, 23, 25, 26, 29, 30, 32, 34, 36, 37, 38, 39, 42, 43, 44, 46, 49, 50, 51, 52, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 61, 64, 65, 66, 68, 69, 74
Niski <i>Low</i>	G: 60, 62, 67, 72, 75			G: 70, 71, 73, 76, 77, 78

Ze względu na kryterium efektów genotypowych wyróżniono trzy klasy, tj. genotypy wysoko plonujące (g_i istotnie dodatnie), średnio plonujące (g_i nieistotnie różne od zera) oraz nisko plonujące (g_i istotnie ujemne). Na podstawie parametrów stabilności plonowania wydzielono cztery następujące klasy genotypów: klasa genotypów stabilnych rolniczo (nieistotna wariancja interakcyjna $\sigma_{ge(i)}^2$), klasa genotypów intensywnych (z istotnie dodatnim współczynnikiem regresji β_i) w różnym stopniu przewidywalnych w środowiskach (dokładność przewidywania plonu tych genotypów w środowiskach na podstawie ich wydajności, czyli wysokości plonowania pszenicy ozimej w przeszłości, można określić za pomocą ocen wariancji reszt regresyjnych $\sigma_{\delta(i)}^2$ oraz współczynnika determinacji R_i^2), klasa genotypów ekstensywnych (z istotnie ujemnym współczynnikiem regresji β_i) w różnym stopniu przewidywalnych w środowiskach oraz klasa genotypów nieregularnych, tzn. niestabilnych rolniczo oraz nie wykazujących niestabilnego trendu środowiskowego (z nieistotnym współczynnikiem regresji β_i), czyli nieprzewidywalnych.

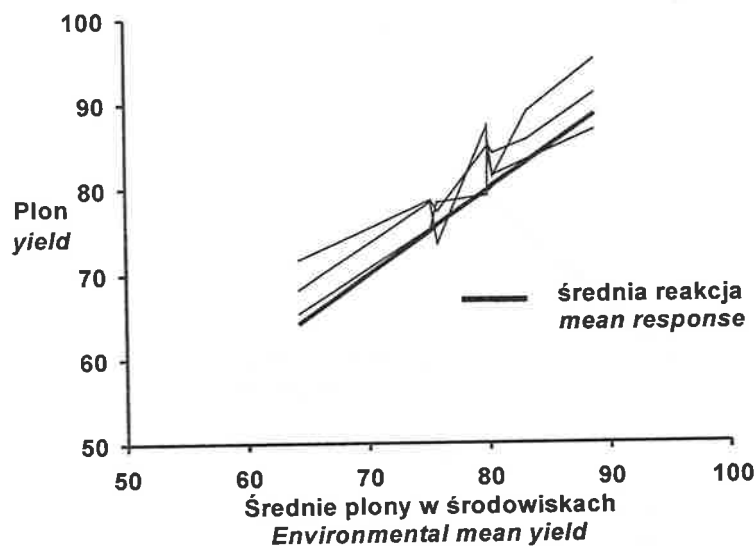
Uznajemy, że genotypy spełniające normę szerokiej adaptacji to te, które znalazły się w grupie stabilnych i o efekcie genotypowym istotnie dodatnim lub nieistotnie różnym od zera. Jako genotypy o wąskiej adaptacji, dostosowane do lepszych lub gorszych warunków siedliskowych uznajemy te, które okazały się odpowiednio intensywne lub ekstensywne i możliwie dokładnie przewidywalne w

środowiskach oraz efekcie genotypowym istotnie dodatnim lub nieistotnie różnym od zera.

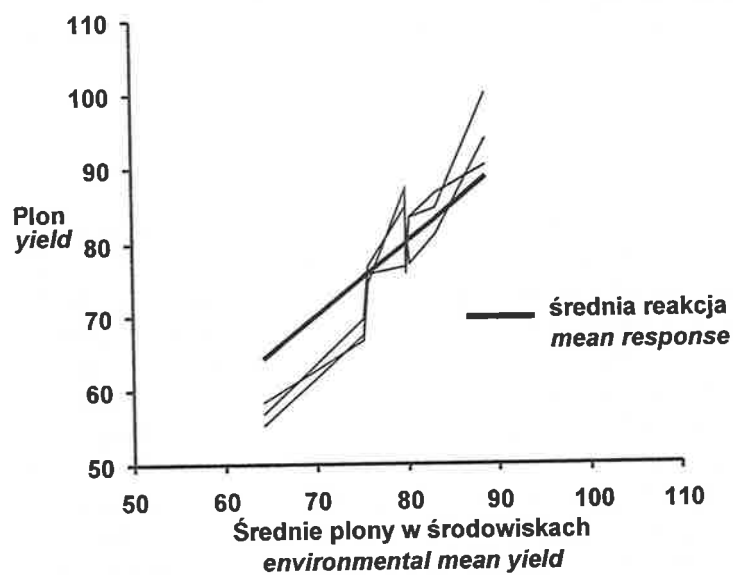
W trzech seriach doświadczeń wyróżniono grupy genotypów o szerokiej adaptacji, złożone odpowiednio z 3, 8 i 3 rodów. Bardziej liczne były grupy rodów o plonowaniu zbliżonym do normy szerokiej adaptacji (rody o efektach genotypowych nieistotnie różnych od zera i stabilnych rolniczo). Niewiele genotypów znalazło się w grupach o wąskiej adaptacji albo zbliżonych do tej normy. W Serii I doświadczeń przedwstępnych oraz serii doświadczeń wstępnych stwierdzono 3-elementowe grupy rodów dobrze dostosowanych do środowisk relatywnie lepszych w kraju, nie stwierdzono takich rodów w Serii II. Natomiast w Serii II doświadczeń przedwstępnych oraz serii doświadczeń wstępnych stwierdzono 2- i 4-elementowe grupy rodów dobrze dostosowanych do środowisk relatywnie gorszych w kraju, nie stwierdzono takich rodów w Serii I. W każdej serii doświadczeń najbardziej liczne były grupy rodów nieregularnych. Większość z nich odznaczała się efektami genotypowymi nieistotnie różnymi od zera, czyli plonującymi na poziomie średnim, obliczonym na podstawie wszystkich badanych rodów. Niektóre z rodów o wysokim i średnim plonowaniu mogą także okazać się wartościowe rolniczo. Najbardziej obiecujące rody w świetle wyników z doświadczeń przedwstępnych należałoby badać w kolejnych latach i seriach doświadczeń z innymi cennymi genotypami oraz analizować ich interakcję genotypowo-środowiskową i stabilność także przy użyciu bardziej zaawansowanych metod, które ułatwiają bardziej efektywne wnioskowanie o charakterze interakcji genotypowo-środowiskowej pod kątem selekcji genotypów stabilnych i odpowiedniej adaptacji w rejonie uprawowym [Gauch 1992, Kang 1993, Caliński i in. 1995, 1997, Annicchiarico 1997, Kang 1998, Piepho 1998, 1999, Annicchiarico 2002b, Mądry 2002, Piepho i van Eeuwijk 2002, Yan i Kang 2003].

Rzeczywiste reakcje plonów (krzywe łamane) na średnie środowiskowe w trzech, wydzielonych za pomocą proponowanej techniki, grupach genotypów badanych w serii doświadczeń przedwstępnych (Seria I), przedstawiono na rysunkach 2, 3 i 4. Ilustracje rzeczywistych reakcji plonów w rejonie docelowym (na obszarze Polski) dotyczą grupy genotypów o szerokiej adaptacji (rys. 2) grupy genotypów o wąskiej adaptacji, intensywnych i regularnych (przewidywalnych), czyli dobrze dostosowanych do lepszych warunków w Polsce (rys. 3) oraz grupy genotypów o wąskiej adaptacji, ekstensywnych i regularnych, czyli dobrze dostosowanych do gorszych warunków w Polsce (rys. 4).

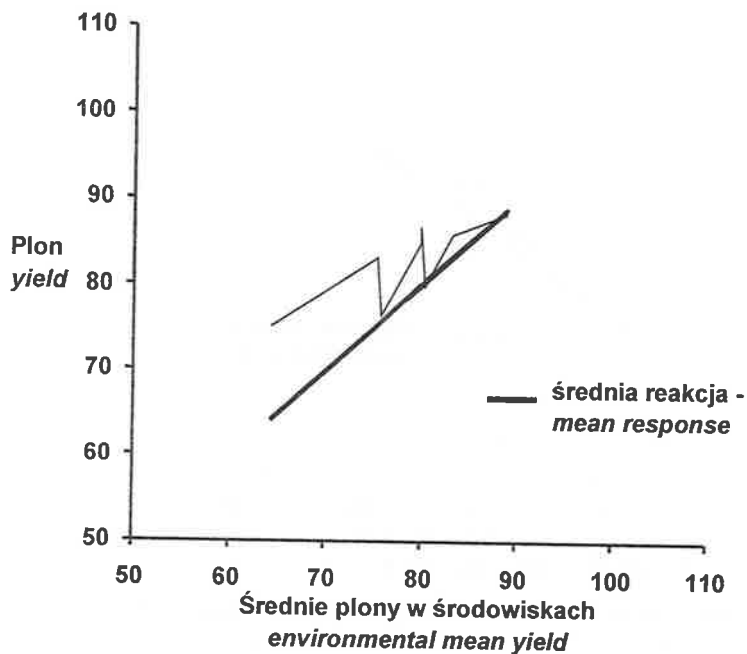
Zamieszczone rysunki obrazują, stwierdzone eksperymentalnie na podstawie plonowania, spełnienie określonych teoretycznie norm szerokiej i wąskiej adaptacji genotypów. Ilustrują one także statystycznie uznane podobieństwo rzeczywistej reakcji plonu rodów na środowiska do rozpatrywanych norm.



Rys. 2. Reakcja plonu na środowiska dla rodów pszenicy ozimej o szerokiej adaptacji
Fig. 2. Yield response to environments of winter wheat genotypes which were widely adapted



Rys. 3. Reakcja plonu na środowiska dla intensywnych rodów pszenicy ozimej wąsko dostosowanych do wydajnych środowisk
Fig. 3. Yield response to environments of winter wheat genotypes which were specifically adapted to fertile environments



Rys. 4. Reakcja plonu na środowiska dla rodu pszenicy ozimej wąsko dostosowanego do mniej wydajnych środowisk

Fig. 4. Yield response to environments of winter wheat genotype which was specifically adapted to poor environments

DYSKUSJA I WNIOSKI

Przedstawione w pracy rozważania są oparte na dotychczasowym dorobku metodyki statystycznej w zakresie interakcji genotypowo-środowiskowej i oceny stabilności plonowania genotypów pod kątem jej wykorzystania w testowaniu i selekcji wartościowych rolniczo rodów hodowlanych oraz odmian uprawnych [Shukla 1972, Kaczmarek 1986, Becker i Leon 1988, Lin i Binns 1988, 1991, Eskridge i in. 1991, Kang 1993, Caliński i in. 1995, 1997, Piepho 1998, 1999, Annicchiarico 2002b, Madry 2002, Piepho i van Eeuwijk 2002, Yan i Kang 2003].

Przedstawione propozycje kryteriów i statystycznych sposobów selekcji genotypów o szerokiej lub wąskiej adaptacji w rejonie docelowym stanowią próbę syntezy poglądów i podejść wielu cytowanych wcześniej statystyków i hodowców, w tym także autorów tej pracy. Wyniki klasyfikacji rodów pszenicy ozimej, badanych w trzech seriach doświadczeń odmianowych, zostały dokonane za pomocą proponowanej metody statystycznej. Metoda ta wykorzystuje wnioskowanie o średnich i stabilności plonowania genotypów wielokrotnej serii doświadczeń (jednorocznej lub wieloletniej) na podstawie dwóch modeli

mieszanych: modelu Shukli [Shukla 1972] lub modelu Scheffego-Calińskiego [Caliński i in. 1997] oraz dostosowanych dla nich modeli regresji łącznej [Shukla 1972, Caliński i in. 1997, Piepho 1998, 1999, Mądry 2003ac, Mądry i Rajfura 2003ab].

Stosowana metoda pozwoliła podzielić badane genotypy na następujące grupy: genotypy o szerokiej adaptacji (lub prawie spełniające tę normę), genotypy o wąskiej adaptacji (lub prawie spełniające tę normę), genotypy nieregularne, czyli nieprzewidywalne w środowiskach miejscowości i plonujące przeciętnie w obrębie danego rejonu docelowego na poziomie relatywnie wysokim, przeciętnym lub niskim. W grupie genotypów nieregularnych i o wysokim (a nawet średnim) przeciętnie plonowaniu w rejonie mogą znajdować się odmiany o wąskiej adaptacji, które nie były wykryte za pomocą proponowanej metody. Rody określone jako nieregularnie plonujące średnio w rejonie na wysokim poziomie mogą być bardziej wnikliwie przebadane pod względem ewentualnie innych, wartościowych własności dostosowania do pewnych siedlisk. Mogą być to genotypy zasługujące na miano tych o wąskiej adaptacji. W takich badaniach bardzo efektywnymi narzędziami okazują się być metody oparte na modelu AMMI [Annicchiarico 1997, 2002a,b, Piepho 1998, 1999, Piepho i van Eeuwijk 2002, Yan i Kang. 2003]. W Polsce dotychczas nie znalazły one zastosowania w ocenie genotypów w procesie hodowli i rejestracji odmian. Wielce pozytywne wyniki licznych badań zagranicznych z zastosowaniem w hodowli roślin metod opartych na modelu AMMI wskazują na pilną potrzebę naukowej promocji tych metod w Polsce.

Przedstawione w pracy badania i dyskusja badań innych autorów wskazują, że proponowane podejście statystyczne jest nie skomplikowanym i wystarczająco efektywnym narzędziem w praktycznej selekcji większości takich genotypów, spośród badanych w serii doświadczeń, które są najbardziej zbliżone do normy szerokiej lub wąskiej adaptacji w rejonie rolniczym w danym sezonie wegetacyjnym. Za przydatnością tego podejścia przemawia dodatkowo jego prawie pełne oprogramowanie w krajowym pakiecie statystycznym SERGEN 3 [Caliński i in. 1995]. Oceniający nowe kreacje genetyczne w hodowli i rejonizacji odmian roślin uprawnych powinni także próbować śmiało stosować bardziej zaawansowany aparat statystyczny, zawarty głównie w metodach AMMI i technikach pokrewnych [Annicchiarico 2002b, Yan i Kang. 2003].

PIŚMIENNICTWO

1. Aastveit A.H., Mejza S., 1992: A selected bibliography on statistical methods for the analysis of genotype x environment interaction. *Biul. Oceny Odm.* 25:83-97.
2. Annicchiarico P., 1997: Joint regression vs AMMI analysis of genotype-environment interactions for cereals in Italy. *Euphytica* 94:53-62.
3. Annicchiarico P., 2002a: Defining adaptation strategies and yield-stability targets in breeding programmes, 365-383. W: M.S. Kang [Ed], *Quantitative Genetics, Genomics and Plant Breeding*, CAB International Wallingford, UK.

4. Annicchiarico P., 2002b: Genotype x environment interactions-Challenges and opportunities for plant breeding and cultivars recommendations. *FAO, Rome*.
5. Basford H.E., Cooper M., 1998: Genotype x environment interactions and some considerations of their implications for wheat breeding in Australia. *Aust. J. Agric. Res.* 49:153-174.
6. Becker H.C., Leon J., 1988: Stability analysis in plant breeding. *Plant Breeding* 101:1-23.
7. Braun H.J., Rajaram S., van Ginkel M., 1996: CIMMYT's approach to breeding for wide adaptation. *Euphytica* 92:175-183.
8. Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z., 1997: A multivariate approach to analysing genotype-environment interactions. W: Krajewski P., Kaczmarek Z [Ed], *Advances in Biometrical Genetics*, 3-14, Poznań.
9. Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z., Krajewski P., Siatkowski I., 1995: SERGEN-a computer program for the analysis of series of variety trials. *Biuletyn Oceny Odmian* 26-27:39-41.
10. Ceccarelli S., 1989: Wide adaptation: how wide? *Euphytica* 40:197-205.
11. Eskridge K.M., Byrne P.F., Crossa J., 1991: Selecting stable cultivars by minimizing the probability of disaster. *Field Crops Research* 27:169-181.
12. Evans L.T., 1993: Crop evolution, adaptation and yield. *Cambridge University Press*, Cambridge.
13. Gauch H.G., 1992: Statistical analysis of regional yield trials. AMMI analysis of factorial designs. *Elsevier, Amsterdam*.
14. Kaczmarek Z., 1986: Analiza doświadczeń wielokrotnych zakładanych w blokach niekompletnych. *Roczniki AR w Poznaniu, Rozprawy Naukowe, Poznań*.
15. Kaczmarek Z. Adamski T., Surma M., 1997: The influence of cytoplasmatic effects on yielding and stability of barley DH lines. W: Krajewski P., Kaczmarek Z [Ed], *Advances in Biometrical Genetics*, 159-163, Poznań.
16. Kang M.S., 1993: Simultaneous selection for yield and stability in crop performance trials: consequences for growers. *Agron. J.* 85:754-757.
17. Kang M.S., 1998: Using genotype-by-environment interaction for crop cultivar development. *Adv. in Agronomy* 62:200-252.
18. Kang M.S. Magari R., 1995: STABLE: A BASIC program for calculating stability and yield-stability statistics. *Agron. J.* 87: 276-277.
19. Kempton R.A., Talbot M., 1988: The development of new crop varieties. *J. Roy. Stat. Soc. Series A.* 151:327-341.
20. Leon J., Becker H.C., 1988: Repeatability of some statistical measures of phenotypic stability – correlations between single year results and multi years results. *Plant Breeding* 100:137-142.
21. Lin C.S., Binns M.R., 1988: A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. *Can. J. Plant Sci.* 68:193-198.
22. Lin C.S., Binns M.R., 1991: Assessment of a method for cultivar selection based on regional trial data. *Theor. Appl. Genet.* 82:379-388.
23. Lin C.S., Binns M.R., 1994: Concepts and methods for analyzing regional trial data for cultivar and location selection. *Plant Breeding Reviews* 12:271-397.

24. Lin C.S., Binns M.R., Lefkovich L.P., 1986: Stability analysis: Where do we stand? *Crop Sci.* 26:894-900.
25. Magari R., Kang M.S., 1997: SAS-STABLE: Stability analysis of balanced and unbalanced data. *Agron. J.* 90:929-932.
26. Mądry W., 2002: Skuteczność kryterium YS-Kanga, opartego na średniej i stabilności plonu w wyborze genotypów zbóż o szerokiej adaptacji w rejonie uprawnym. *Roczn. N. Roln.* 116: 11-25.
27. Mądry W., 2003a: Zastosowanie modeli mieszanych Shukli i regresji łącznej do analizy stabilności i adaptacji genotypów. Część I. Podstawy teoretyczne. *Biuletyn IHAR* 226/227: 7-14.
28. Mądry W., 2003b: Zastosowanie modeli mieszanych Shukli i regresji łącznej do analizy stabilności i adaptacji genotypów. Część II. Przykład dla pszenicy jarej. *Biuletyn IHAR* 226/227: 15-23.
29. Mądry W., 2003c: Analiza statystyczna miar stabilności na podstawie danych w klasyfikacji genotypy x środowiska. Część II. Model mieszany Shukli i model regresji łącznej. *Coll. Biom.* 207-220.
30. Mądry W., Rajfura A., 2003a: Analiza statystyczna miar stabilności na podstawie danych w klasyfikacji genotypy x środowiska. Część I. Model mieszany Scheffégo-Calińskiego i model regresji łącznej. *Coll. Biom.* 181-205.
31. Mądry W., Rajfura A., 2003b: Analiza statystyczna miar stabilności na podstawie danych w klasyfikacji genotypy x środowiska. Część III. Porównanie estymatorów i testów w rozpatrywanych modelach z dwóch grup oraz przykład liczbowy. *Coll. Biom.* 221-234.
32. Piepho H.P., 1996: Analysis of genotype-by-environment interaction and phenotypic stability. W „*Genotype-by-Environment Interaction*”, Eds. Kang M.S., Gauch H.G., 151-174, CRC Press, Boca Raton, Fl.
33. Piepho H.P., 1998: Methods for comparing the yield stability of cropping systems-a review. *J. Agron. Crop Sci.* 180: 193-213.
34. Piepho H.P., 1999: Stability analysis using the SAS system. *Agron. J.*, 91: 154-160.
35. Piepho, H.P., van Eeuwijk F.A., 2002: Stability analyses in crop performance evaluation. W „Kang, M. [ed.]: *Crop improvement: Challenges in the twenty-first century*”. 307-342, Food Products Press, Binghamton, New York.
36. Romagosa I., Fox P.N., 1993: Genotype x environment interaction and adaptation. In: Hayward M.D., Bosemark N.O., Romagosa I. [Ed], *Plant breeding: principles and prospects*, 373-390, Chapman and Hall, London.
37. Shukla G.K., 1972: Some statistical aspects of partitioning genotype x environment components of variability, *Heredity* 29:237-245.
38. Simmonds N.W., 1991: Selection for local adaptation in a plant breeding programme. *Theor. Appl. Genet.* 82:363-367.
39. Sivapalan S., O'Brien L.O., Ortiz-Ferrara G., Hollamby G.J., Barclay I., Martin P.J., 2000: An adaptation analysis of Australian and CIMMYT/ICARDA wheat germplasm in Australian production environments. *Aust. J. Agric. Res.* 51:903-915.

40. Westcott B., 1986: Some methods of analysing genotype-environment interaction. *Heredity* 56:243-253.
41. Yan, W., Kang M.S., 2003: GGE biplot analysis. *CRC Press, Boca Raton, FL*.

W. Mądry, T. Drzazga, Z. Ludański, A. Rajfura, P. Krajewski, L. Sieczko

STATISTICAL ANALYSIS OF ADAPTATION OF WINTER WHEAT GENOTYPES USING MIXED MODELS FOR GENOTYPE-ENVIRONMENT DATA

Summary

The objectives of the paper were to present a statistical approach to both compare genotypic means of yield (or other productivity traits) and analyze the yield-stability of genotypes in a population of locations constituting a target region, to apply the approach in a real case and determine usefulness of it to select those genotypes among studied in a series of variety trials which were mostly close to a norm of wide or specific adaptation [Ceccarelli 1989, Simmonds 1991, Romagosa and Fox 1993, Kaczmarek et al. 1997, Sivapalan et al. 2000, Annicchiarico 2002a,b]. The described procedure needs genotype-environment data obtained in a multi-location series of variety trials carried out in one year or across a few years. Both statistical analysis of these data and inference were performed on the basis of mixed Shukla's model [1972] or Scheffe-Caliński's one [Caliński i in. 1997]. Some extensions of these models, called joint regression models, were used in the technique as well [Shukla 1972, Caliński et al. 1997, Piepho 1998, 1999, Mądry 2003ac, Mądry and Rajfura 2003ab]. The most important stability measures in the models, like stability variance, regression coefficient, residual variance and determination coefficient were criteria elaborated to analyze environmental response of each genotype to environments. An application of the considered procedure and evaluation of its usefulness were elaborated using grain yield data of winter wheat genotypes obtained in three multi-location series of pre-registration variety trials (two series, each of them with different genotypes, were conducted in the season 2000/2001 and one series was conducted in 2001/2002). The all considered series of variety trials were planned and carried out by Breeding Company "Nasiona Kobierzyc" in Kobierzyc near Wrocław. As results of using the suggested procedure, studied genotypes were divided into the following groups: widely adapted genotypes, genotypes specifically adapted to fertile or poor environments, irregular (unpredictable in locations of a target region) genotypes and yielding on the high, average or low level in a target region. In the group including irregular genotypes high-yielding (even yielding on the average level) in the target region some specifically adapted varieties could be found which if they were not identified by the technique. The procedure has proved to be an efficient tool for selection of most widely or specifically adapted genotypes studied in a series of variety trials. An advantage of the approach is its relative simplicity and comfortable polish software called SERGEN 3 [Caliński i in. 1995].

Prof. dr hab. Wiesław Mądry
Katedra Statystyki Matematycznej i Doświadczalnictwa
SGGW
ul. Nowoursynowska 159
02-776 Warszawa
e-mail: w.madry@agrobiol.sggw.waw.pl

Praca wpłynęła do Redakcji w październiku 2003r

**ESTYMACJA WZGLĘDNEJ EFEKTYWNOŚCI
DWÓCH FORM NAWOZÓW AZOTOWYCH
STOSOWANYCH POD TYTOŃ**

Zofia Hanusz*, Alina Kowalczyk-Juśko**, Joanna Olejnik*

* Katedra Zastosowań Matematyki, Akademia Rolnicza w Lublinie

** Instytut Nauk Rolniczych w Zamościu, Akademia Rolnicza w Lublinie

S y n o p s i s. W analizie statystycznej doświadczeń rolniczych nad porównaniem form nawozów można zastosować metodę względnej efektywności dwóch preparatów. Uzyskana ocena statystyczna informuje jaką dawkę jednego nawozu należy zastosować chcąc uzyskać efekt podobny do tego jaki uzyskuje się stosując ustaloną dawkę drugiego nawozu. Do oszacowania względnej efektywności nawozów konieczne jest dysponowanie wynikami doświadczeń ze zróżnicowanymi ich dawkami. Proponowana w pracy metoda łączy w pewien sposób analizę wariancji z analizą regresji, ale nie jest tożsama z analizą kowariancji. W pracy przedstawiono podejście wielowymiarowe z uwagi na fakt, że w doświadczeniach rolniczych bada się z reguły wpływ różnych form i dawek nawozów na kilka cech roślin, w tym oczywiście na wielkość plonu końcowego. Praca ma głównie charakter metodyczny, ale analizę statystyczną przeprowadzono na wynikach trzyletniego doświadczenia nawozowego z tytoniem jako rośliną testową.

S ł o w a k l u c z o w e – *key words*: względna efektywność preparatów- *relative potency of preparations*, wielowymiarowe obserwacje - *multidimensional observations*, układ bloków poszerzonych – *supplemented block design*, układ wierszowo-kolumnowy – *row and column design*, tytoń – *tobacco*, formy nawozów azotowych - *nitrogen fertilizers*.

WSTĘP

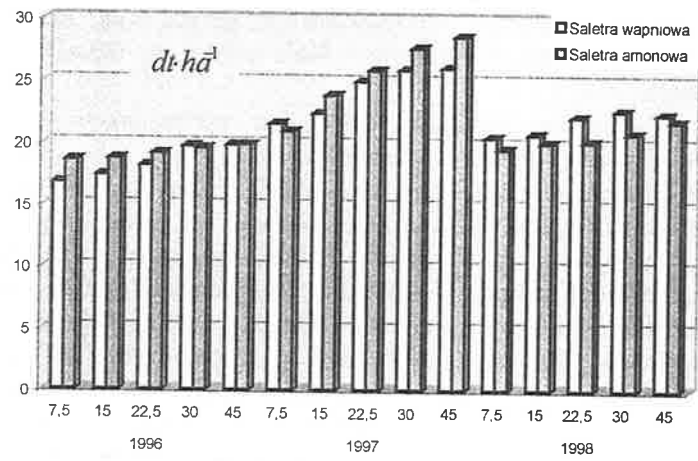
W uprawie tytoniu, której celem jest uzyskanie możliwie dużego plonu liści o odpowiedniej jakości, istotne znaczenie ma precyzyjne ustalenie wielkości dawek nawozów azotowych. Optymalizacja dawek nawozów obok wymiaru ekonomicznego ma wymiar ekologiczny gdyż nadmiar tego składnika ulega rozproszaniu do środowiska. Ważna jest także forma nawozów azotowych. Na glebach lekkich pod tytoń stosuje się często saletrę wapniową o odczynie

fizjologicznie zasadowym, natomiast na glebach mocniejszych raczej tańszą saletrę amonową. Duże ostatnio zainteresowanie plantatorów tytoniu stosowaniem saletry wapniowej także na glebach kompleksów pszennych było powodem podjęcia badań nad porównaniem efektów stosowania saletry amonowej i wapniowej na takich glebach.

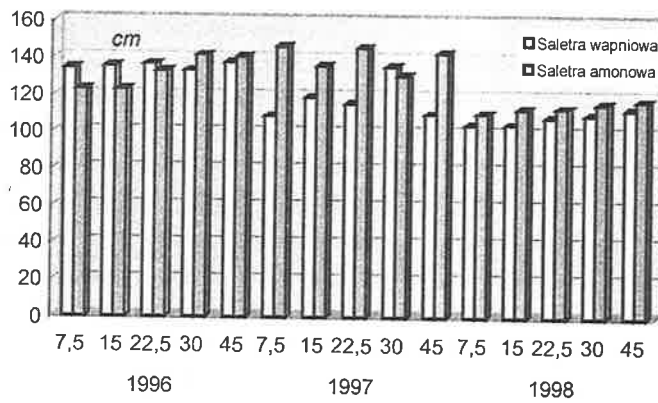
Do opracowania wyników badań nad porównaniem działania dwóch nawozów, lub bardziej ogólnie dwóch preparatów, trzeba zastosować odpowiednie metody statystyczne umożliwiające weryfikację postawionej hipotezy. Jeżeli nie jest znana optymalna dawka preparatu nowego to należy zastosować metodę pozwalającą oszacować efektywność nowego preparatu względem preparatu wzorcowego. Metoda obliczania względnej efektywności dwóch preparatów, choć znana na świecie od połowy dwudziestego wieku, w Polsce nie została dotychczas rozpowszechniona [Hanusz, 1999]. Jedną z przyczyn jest brak gotowych programów w znanych pakietach statystycznych. Celem pracy jest przyswojenie tej metody pracownikom naukowym i pracownikom doświadczalnictwa w Polsce. W celu jej egzemplifikacji posłużono się wynikami doświadczeń nawozowych z tytońmi, opisanych szczegółowo w pracy doktorskiej jednego ze współautorów [Kowalczyk-Jusko, 2001].

Metody i wyniki badań polowych

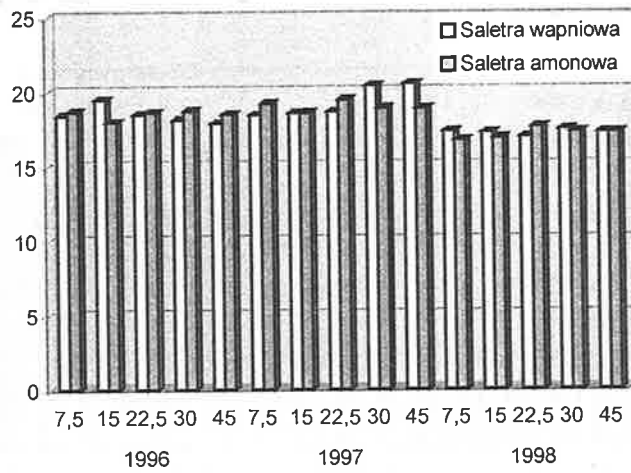
W latach 1996 - 1998 w Ośrodku Doświadczalnym Uprawy Tytoniu w Zamościu, na glebie brunatnej pochodzenia lessowego o lekko kwaśnym odczynie przeprowadzono doświadczenia polowe nad nawożeniem tytoniu azotem. W dwuczynnikowym doświadczeniu, czynnikiem pierwszym były dwie formy nawozów, saletra wapniowa i saletra amonowa, a czynnikiem drugim pięć dawek azotu, 7,5, 15, 22,5, 30 i 45 $kg N \cdot ha^{-1}$. Doświadczenie założone zostało w blokach z dwiema grupami obiektów, nazywanymi w literaturze blokami poszerzonymi lub wzmocnionymi. Bloki poszerzone charakteryzują się tym, że w każdym bloku do poletek, na których rozlosowuje się obiekty z jednej grupy obiektów, dodaje się poletka, na których rozlosowuje się obiekty z grupy drugiej. W doświadczeniu jedną grupę obiektów stanowiły dawki saletry wapniowej natomiast drugą grupę, dawki saletry amonowej. Z uwagi na łączną liczbę dawek nawozów równą 10, zastosowano bloki kompletne, zakładane każdego roku w innej części pola, zawsze w stanowisku po pszenicy ozimej. W czasie wegetacji roślin tytoniu dokonano pomiarów następujących cech tytoniu: plon liści ($dt \cdot ha^{-1}$), wysokość roślin (cm), końcowa liczba liści, długość liści środkowych (cm) i szerokość liści środkowych (cm). W oparciu o długość i szerokość liści obliczono indeks liści środkowych oraz powierzchnię liści. Średnie wartości cech uzyskane dla obydwu form nawozów azotowych w trzech kolejnych latach badań przedstawiono na rysunkach 1 do 5.



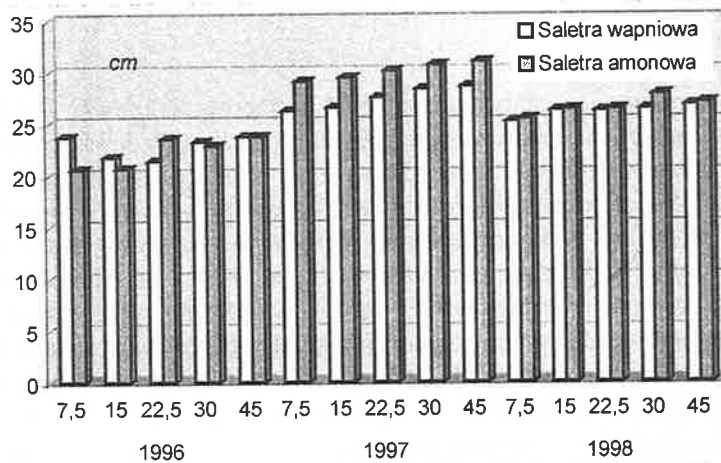
Rys. 1. Plon liści tytoniu w latach dla różnych dawek azotu
Fig. 1. Yield of tobacco leaves in years for the different doses of nitrogen



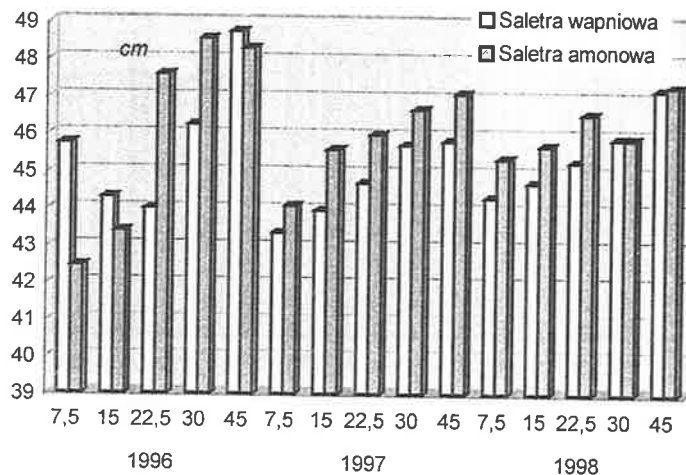
Rys. 2. Wysokość roślin tytoniu w latach dla różnych dawek azotu
Fig.2. Height of tobacco plants in years for the different doses of nitrogen



Rys. 3. Średnia liczba liści tytoniu w latach dla różnych dawek azotu
 Fig.3. Average number of tobacco leaves in years for the different doses of nitrogen



Rys. 4. Szerokość liści środkowych tytoniu w latach dla różnych dawek azotu
 Fig.4. Width of tobacco leaves of the middle part in years for the different doses of nitrogen



Rys. 5. Długość liści środkowych tytoniu w latach dla różnych dawek azotu
Fig.5. Length of tobacco leaves of the middle part for the different doses of nitrogen

Metody statystyczne

Celem analizy statystycznej było oszacowanie dawki saletry wapniowej (*preparat testowy*) równoważnej działaniu ustalonej dawki saletry amonowej (*preparat standardowy*). Szczegółowy opis metody estymowania efektywności względnej dwóch preparatów został przedstawiony w pracy Hanusz [1999]. Celem obecnej pracy jest wykorzystanie tej metody do analizy wyników uzyskanych w doświadczeniu badającym wpływ nawożenia azotem na plonowanie tytoniu. Ze względu na duże zróżnicowanie warunków pogodowych, wyniki uzyskane w doświadczeniu analizowano rozpatrując każdy rok osobno, a następnie dokonano analizy całościowej wszystkich lat razem. Wybór układu doświadczalnego zależał więc nie tylko od sposobu założenia doświadczenia, lecz również od ilości uwzględnionych lat. Obserwacje z jednego okresu wegetacyjnego wyrażono w postaci modelu dla bloków poszerzonych o obiekty testowe. Dwuletnie lub trzyletnie doświadczenie, rozważono w układzie wierszowo-kolumnowym, przyjmując za wiersze poszczególne bloki, zaś za kolumny kolejne lata badań. Z uwagi na fakt, że warunki meteorologiczne w trzech badanych latach były bardzo zróżnicowane w okresie stosowania nawozów, czerwiec w latach 1996 i 1997 był miesiącem suchym, natomiast indeks opadów tego miesiąca w 1998 był dużo wyższy [Kowalczyk-Juśko, 2001], dokonano także analizy statystycznej dwóch pierwszych lat.

Jakkolwiek celem pracy jest analiza efektywności zastosowanych nawozów azotowych, do uzyskania ocen tej efektywności niezbędne jest przyjęcie (nie odrzucenie) trzech poniższych hipotez.

1. Hipoteza o równości macierzy kowariancji

Analizę statystyczną polegającą na estymacji względnej efektywności dwóch preparatów można stosować wówczas, gdy wielowymiarowe obserwacje uzyskane przy stosowaniu różnych dawek azotu obarczone są takim samym błędem losowym. Inaczej mówiąc, precyzja dokonywania pomiarów każdej obserwacji jest taka sama. To założenie może być wyrażone poprzez równość macierzy kowariancji dla wszystkich wielowymiarowych obserwacji. Z uwagi na fakt, że w doświadczeniu stosowane są dwie formy nawozów azotowych, ograniczymy się do testowania hipotezy, która orzeka, że macierz kowariancji dla obserwacji uzyskanych dla saletry amonowej (SA) nie różni się istotnie od macierzy kowariancji dla obserwacji uzyskanych dla saletry wapniowej (SW). Oznacza to, iż zakładamy, że zróżnicowanie wyników będzie zależało w sposób losowy od niekontrolowanych w doświadczeniu czynników. Hipoteza zerowa i alternatywna przyjmują postać:

$$H_{\Sigma}^0 : \Sigma_{SA} = \Sigma_{SW} \text{ przeciwko alternatywie } H_{\Sigma}^1 : \Sigma_{SA} \neq \Sigma_{SW}.$$

Do weryfikacji hipotezy zerowej H_{Σ}^0 została wykorzystana statystyka *chi-kwadrat* [Srivastava, 2002, str.490].

2. Hipoteza o równości wektorów współczynników regresyjnych

Dwa preparaty mogą być ze sobą porównywane za pomocą efektywności jednego z nich względem drugiego tylko wtedy, gdy podobnie oddziałują na badane cechy w obserwacjach. To podobieństwo wyraża się w równości współczynników regresyjnych dla każdej cechy oddzielnie, co dla wszystkich cech łącznie daje równość wektorów regresyjnych. Podobieństwo lub jego brak może być zatem wyrażone w postaci hipotezy zerowej i alternatywnej:

$$H_{\beta}^0 : \beta_{SA} = \beta_{SW} \text{ przeciwko alternatywie } H_{\beta}^1 : \beta_{SA} \neq \beta_{SW}.$$

Do testowania hipotezy zerowej H_{β}^0 wykorzystano funkcję testową *F Snedecora* [Hanusz, 1999, str. 26].

3. Hipoteza o logarytmie względnej efektywności preparatów

Względna efektywność, oznaczana w literaturze przedmiotu przez ρ , wyraża się w postaci ilorazu takich dawek preparatów, dla których przeciętne obserwacje są takie same. W celu oszacowania względnej efektywności weryfikuje się hipotezę zerową przeciwko hipotezie alternatywnej o postaci:

$$H_{\mu}^0 : \alpha_{SW} - \alpha_{SA} = \mu \beta \text{ przeciwko alternatywie } H_{\mu}^1 : \alpha_{SW} - \alpha_{SA} \neq \mu \beta,$$

gdzie $\beta = \frac{\beta_{SW} + \beta_{SA}}{2}$, jest łącznym wektorem współczynników regresyjnych dla obydwu form nawozów azotowych, natomiast α_{SA}, α_{SW} są wektorami efektów

dawek dla saletry amonowej i saletry wapniowej, natomiast $\mu = \log p$ jest logarytmem względnej efektywności preparatów. Do weryfikacji hipotezy zerowej H_μ^0 wykorzystano funkcję testową *lambda-Wilksa* [Hanusz, 1999, str. 29].

Wyniki opracowań statystycznych

Funkcje testowe do weryfikacji trzech hipotez podanych powyżej oraz oceny względnej efektywności form nawozów obliczono wykorzystując programy komputerowe napisane za pomocą pakietu Maple7 dla pewnych ustalonych kombinacji cech w obserwacjach. W celu zwięzłego omówienia wyników obliczeń przyjmijmy następujące oznaczenia cech:

- *cecha 1* - plon liści tytoniu ($dt \cdot ha^{-1}$),
- *cecha 2* - końcowa wysokość roślin (*cm*),
- *cecha 3* - średnia liczba liści z rośliny,
- *cecha 4* - szerokość liści środkowych (*cm*),
- *cecha 5* - długość liści środkowych (*cm*),
- *cecha 6* - powierzchnia liści liczona według wzoru Goffa [Miller i inni, 1967] jako 2/3 iloczynu długości i szerokości,
- *cecha 7* - indeks liści środkowych będący ilorazem długości do szerokości liści.

Dla pięciu cech od 1 do 5, przedstawiono wartości funkcji testowych przy prawdziwości trzech hipotez, wartości prawdopodobieństwa, przy których hipotezy zerowe należy odrzucić oraz ocenę względnej efektywności dwóch form nawozów azotowych (Tabela 1).

Tabela 1. Wyniki obliczeń testowania hipotez dla cech: 1, 2, 3, 4 i 5

Table 1. Computation results of testing of the hypotheses for the traits: 1, 2, 3, 4 and 5

Lata Years	$H_\Sigma^0 : \Sigma_{SA} = \Sigma_{SW}$		$H_\beta^0 : \beta_{SA} = \beta_{SW}$		$H_\mu^0 : \alpha_{SW} - \alpha_{SA} =$		Ocena Estima- -te $\hat{\rho}$
	χ^2_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	F^0_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	χ^2_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	
1996	23,9	0,067	3,30	0,018	3,8	0,436	0,63
1997	16,9	0,327	1,45	0,236	27,0	0,001	0,54
1998	20,1	0,168	0,34	0,888	4,7	0,320	2,70
1996-1997	28,1	0,021	0,64	0,668	8,6	0,071	0,67
1996-1998	26,0	0,038	0,23	0,948	11,0	0,026	0,84

Wyniki zawarte w drugiej i trzeciej kolumnie tabeli 1 pokazują, że dla poszczególnych lat badań nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o równości macierzy kowariancji dla dwóch form nawozów azotowych, natomiast dla dwóch i trzech lat łącznie tą samą hipotezę, na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, należy

odrzuć. Hipoteza $H_{\beta}^{\circ} : \beta_{SA} = \beta_{SW}$, o podobnym działaniu dwóch form nawozów, zostanie odrzucona na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ jedynie dla roku 1996. Hipotezę $H_{\mu}^{\circ} : \alpha_{SW} - \alpha_{SA} = \mu\beta$, o logarytmie względnej efektywności, na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, dla obserwacji z 1997 roku oraz dla wszystkich lat łącznie, należy odrzuć, a zatem nie mamy podstaw aby przyjąć uzyskaną wartość za ocenę względnej efektywności badanych form nawozu. Oceny ($\hat{\rho}$) względnej efektywności form nawozów azotowych w latach 1996, 1997, 1996-1997 łącznie oraz 1996-1998 łącznie są zbliżone i wynoszą poniżej jedności co świadczy o tym, że należałoby zmniejszyć dawkę saletry wapniowej by jej efekt działania był równoważny ustalonej (np. jednostkowej) dawce saletry amonowej. Odmienny wniosek dotyczy roku 1998, w którym należałoby zastosować ponad dwukrotnie wyższą dawkę saletry wapniowej w stosunku do ustalonej dawki saletry amonowej.

Z uwagi na fakt, że przy skupie liści tytoniu ważna jest także jakość liści wyrażana poprzez ich powierzchnię i indeks, dokonano obliczeń dla trzech pierwszych cech oraz powierzchni i indeksu liści (cechy 6 i 7), nie uwzględniając już długości i szerokości liści. Wyniki obliczeń zestawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki obliczeń testowania hipotez dla cech 1, 2, 3, 6 i 7

Table 2. Computation results of testing of the hypotheses for the traits: 1, 2, 3, 6 and 7

Lata Years	$H_{\Sigma}^{\circ} : \Sigma_{SA} = \Sigma_{SW}$		$H_{\beta}^{\circ} : \beta_{SA} = \beta_{SW}$		$H_{\mu}^{\circ} : \alpha_{SW} - \alpha_{SA} =$		Ocena Estimate
	χ^2_{obl}	p- wartość p- value	F^0_{obl}	p- wartość p- value	χ^2_{obl}	p- wartość p- value	$\hat{\rho}$
1996	24,7	0,054	3,34	0,017	4,1	0,399	0,621
1997	17,1	0,311	1,57	0,199	27,1	0,000	0,55
1998	21,1	0,134	0,35	0,879	5,1	0,276	2,70
1996-1997	23,1	0,081	0,62	0,684	6,5	0,165	0,62
1996-1998	22,1	0,106	0,24	0,946	10,2	0,037	0,81

Wnioski jakie można wysnuć na podstawie wyników zamieszczonych w tabeli 2 są podobne do wniosków jakie wysunięto w oparciu o wyniki z tabeli 1. Uzyskana wartość $\hat{\rho}$ dla roku 1997, wynosząca 0,55 nie może być przyjęta jako ocena względnej efektywności form nawozów azotowych, gdyż hipotezę zerową H_{μ}° na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ należy odrzuć. Na tym samym poziomie istotności, nie ma podstaw do odrzucenia żadnej z hipotez w roku 1998 i latach 1996-1997 łącznie, przy czym uzyskano całkiem odmienne oceny względnej efektywności badanych form. W roku 1998 nawożenie saletrą wapniową dało słabszy efekt niż dawką saletry amonowej ($d_{SW} = 2,7 \cdot d_{SA}$), natomiast w latach 1996-1997 nawożenie saletrą wapniową dało silniejszy efekt niż dawką saletry

amonowej ($d_{SW} = 0,62 \cdot d_{SA}$). Przyczyną uzyskania takich wyników był najprawdopodobniej przebieg pogody. W czerwcu 1998 r. (a więc zaraz po zastosowaniu pogłówniej dawki azotu) zanotowano znacznie większe od średniej wieloletniej opady (153% średniej). To zapewne spowodowało, że azot w formie azotanowej (saletra wapniowa) został szybko wypłukany i rośliny nie były go w stanie pobrać.

W tabelach 3 i 4 przedstawiono wyniki obliczeń uzyskane odpowiednio dla plonu, powierzchni i indeksu liści oraz plonu, końcowej wysokości roślin i średniej liczby liści.

Tabela 3. Wyniki obliczeń testowania hipotez dla trzech cech: 1, 6 i 7

Table 3. Computation results of testing of the hypotheses for three traits: 1, 6 and 7

Lata Years	$H_{\Sigma}^0 : \Sigma_{SA} = \Sigma_{SW}$		$H_{\beta}^0 : \beta_{SA} = \beta_{SW}$		$H_{\mu}^0 : \alpha_{SW} - \alpha_{SA} =$		Ocena Estimate
	χ^2_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	F^0_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	χ^2_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	$\hat{\rho}$
1996	5,9	0,434	4,91	0,007	1,03	0,596	0,58
1997	6,9	0,331	1,55	0,222	14,8	0,001	0,60
1998	10,8	0,094	0,38	0,768	0,95	0,621	2,52
1996-1997	13,7	0,033	0,53	0,667	0,64	0,725	0,66
1996-1998	11,6	0,071	0,22	0,882	1,56	0,458	0,85

Tabela 4. Wyniki obliczeń testowania hipotez dla trzech cech: 1, 2 i 3

Table 4. Computation results of testing of the hypotheses for three traits: 1, 2 and 3

Lata Years	$H_{\Sigma}^0 : \Sigma_{SA} = \Sigma_{SW}$		$H_{\beta}^0 : \beta_{SA} = \beta_{SW}$		$H_{\mu}^0 : \alpha_{SW} - \alpha_{SA} = \mu$		Ocena Estimate
	χ^2_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	F^0_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	χ^2_{obl}	<i>p</i> -wartość <i>p</i> -value	$\hat{\rho}$
1996	11,1	0,086	5,81	0,003	3,69	0,158	0,63
1997	7,9	0,243	2,42	0,085	19,2	0,000	0,60
1998	5,5	0,483	0,41	0,747	4,31	0,116	2,58
1996-1997	12,2	0,058	0,50	0,687	6,16	0,046	0,60
1996-1998	13,5	0,036	0,14	0,935	10,00	0,007	0,80

Wyniki obliczeń przedstawione w tabelach 3 i 4 pokazują, iż uwzględniając w obserwacjach tylko trzy cechy: 1, 6 i 7 lub 1, 2 i 3 jedynie w roku 1998 nie ma podstaw do odrzucenia wszystkich hipotez zerowych na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Jak wspomniano powyżej był to odmienny rok w porównaniu z dwoma poprzednimi pod względem opadów, co z pewnością miało wpływ na uzyskanie tak wysokiej wartości efektywności saletry wapniowej względem saletry amonowej. Ponadto, jak pokazują wyniki obliczeń zamieszczone we wszystkich czterech tabelach, dla obserwacji składających się z rozpatrywanych kombinacji

cech uzyskanych w roku 1997, hipoteza H_{μ}^0 została odrzucona na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. W tym jednym roku na podstawie uzyskanych obserwacji nie możemy dokonać analizy dwóch form nawożenia azotowego za pomocą ich względnej efektywności.

Wnioski z badań polowych

Generalnie można oczekiwać, że po zastosowaniu nieco mniejszej dawki saletry wapniowej (0,8) niż saletry amonowej, wartości wszystkich mierzonych cech tytoniu (plon, wysokość roślin, liczby liści, szerokości i długości liścia) będą podobne.

Efekt działania saletry wapniowej był jednak lepszy (dawka 0,6) w latach 1996 i 1997 i znacznie słabszy w roku 1998 (dawka 2,5) od efektu saletry amonowej. Ponadto w 1997 roku hipoteza o logarytmie względnej mocy obydwu form nawozów powinna być odrzucona na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Wnioski metodyczne

1. Do analizy porównawczej stosowanych form nawozów azotowych, można stosować metodę szacowania względnej efektywności preparatów.
2. Porównując wyniki obliczeń przy uwzględnianiu różnych cech w obserwacjach uzyskuje się różne wnioski odnośnie stawianych hipotez oraz różne wartości dla ocenianej względnej efektywności preparatów. Planując doświadczenie należy zatem określić jaki zestaw cech jest najbardziej istotny przy ocenianiu tej efektywności.
3. Uzyskanie różnych wniosków na podstawie obliczeń dla poszczególnych lat oddzielnie i łącznie potwierdza znany fakt, że doświadczenia polowe z dawkami nawozu azotowego muszą być prowadzone przez szereg lat.

PIŚMIENNICTWO

1. Hanusz Z., 1999: Szacowanie względnej mocy preparatów stosowanych w doświadczeniach rolniczych z wielowymiarowymi obserwacjami, *Fragmenta Agronomica* 4(64), 4-69.
2. Kowalczyk-Jusko A., 2001: Wpływ różnych dawek i form nawozów azotowych na cechy biometryczne, plonowanie, jakość oraz skład chemiczny tytoniu papierosowego jasnego, praca doktorska, Biblioteka Główna, Lublin.
3. Miller R. J., Langdale G. W., Myhre D. L., 1967: Leaf area indices and nitrogen uptake of flue-cured tobacco as affected by plant density and nitrogen rate. *Agron. J.* 59(5), 409-412.
4. Srivastava M.S., 2002: *Methods of Multivariate Statistics*, J. Wiley & Sons.

Z. Hanusz, A. Kowalczyk-Juśko, J. Olejnik

ESTIMATION OF RELATIVE POTENCY OF TWO NITROGEN FERTILIZERS IN ANALYSIS OF TOBACCO YIELDING

Summary

The main purpose of this paper is application of the relative potency method to comparison the effects of two preparations, where one preparation is known (standard) and the other is new one (test). This method could be applied, where both preparations are administered in the different doses (at least two) and an impact of the dose of each preparation on an experimental unit is measured by several traits, forming multidimensional responses (observations). Relative potency method allows to estimate the dose of the test preparation producing similar effect to an effect of unit dose of the standard preparation. However, this method could be applied to comparison of different preparations (fertilizers, herbicides, drugs), we use it to compare the effects of two forms of nitrogen fertilizers on tobacco yielding. In the field experiment, both fertilizers were administered in five quantities of doses to plots forming completely randomized block design with two groups of objects (supplemented block design) in the period 1996 – 1998. The effect of the dose on tobacco plants was measured by five traits: yield of tobacco leaves, height of tobacco plants, average number of leaves on tobacco plants, width and length of leaves of the middle part of the tobacco plants. The average observations per block for each trait are illustrated on five figures. The results of testing the hypotheses: about the equality of covariance matrices for the standard and the test, about the similarities of the preparations and the hypothesis about the log of relative potency and the estimates of the relative potency for the different combinations of traits in the observation in the different years are enclosed in four tables. The discussion of the results is also presented.

Dr hab. Zofia Hanusz
Katedra Zastosowań Matematyki
Akademia Rolnicza w Lublinie
Akademicka 13, 20-934 Lublin

Praca wpłynęła do Redakcji we wrześniu 2003 r.

WARTOŚĆ DIAGNOSTYCZNA POSPOLITYCH CHWASTÓW POLNYCH WYSTĘPUJĄCYCH NA WYSOCZYŹNIE KAŁUSZYŃSKIEJ

Agnieszka Affek-Starczewska, Janina Skrzyczyńska

Akademia Podlaska w Siedlcach

S y n o p s i s. w pracy przedstawiono porównanie trzech sposobów obliczania wartości wskaźników stosunków termicznych (T), wilgotności gleby (W), odczynu gleby (R), zasobności gleby w azot (N) oraz aktywności biologicznej gleby (G). W pierwszym przypadku uzyskano średnie TWRNG jedynie na podstawie obecności gatunku, w drugim uwzględniono również jego liczebność. W ostatnim przypadku pominięto w obliczeniach wartości wskaźnikowe gatunków wspólnych dla wszystkich badanych kompleksów glebowo-rolniczych i typów gleb. W zależności od przyjętej metody obliczenia uzyskiwano różne wartości średnich podstawowych i średnich dla poszczególnych jednostek glebowo-rolniczych. Największe zróżnicowanie notowano w przypadku średnich uzyskiwanych z uwzględnieniem stopnia pokrycia gatunków chwastów. Najmniejsze zróżnicowanie średnich wystąpiło w przypadku obliczeń jedynie na podstawie obecności gatunku. Niezależnie od przyjętej metody obliczeń do siedlisk najsłabszych pod względem produkcji rolniczej zaliczyć należy gleby kompleksu żytniego bardzo słabego, do najlepszych zaś gleby kompleksu pszennego dobrego.

S ł o w a k l u c z o w e - *key words:* ekologiczne wskaźniki Ellenberga - *Ellenberg's ecological indicators*, fitoindykacja - *phytoindication*, kompleks glebowy - *soil complex*, ocena siedlisk - *evaluation of habitats*.

WSTĘP

W badaniach potencjalnej produktywności siedlisk polnych dużą rolę odgrywają metody bioindykacyjne, zwłaszcza metoda średnich liczb wskaźnikowych Ellenberga [1950]. Badania siedlisk rolniczych prowadzone były tą metodą w północno-zachodniej Polsce, a w szczególności na Pojezierzu Kaszubskim [Borowiec, Kutyna, Skrzyczyńska 1976], Nizinie Pyrzyckiej [Borowiec, Kutyna, Skrzyczyńska 1974], Pobrzeżu Słowińskim [Borowiec, Misiewicz, Skrzyczyńska 1974] i w środkowej części Niziny Szczecińskiej

[Borowiec, Kutyna 1976], a także w Kotlinie Gorzowskiej [Kutyna 1988]. Badania mające na celu ocenę siedlisk przeprowadzono również w środkowej Polsce [Warcholińska 1984, 1980, 1978], na Wysoczyznach Siedleckiej [Skrzyczyńska, Rzymowska, Skrzyczyński 1986a, 1986b] i Kałuszyńskiej [Affek-Starczewska, Skrzyczyńska 2003; Affek-Starczewska, Skrajna, Skrzyczyńska 2003] oraz w południowej Polsce: w byłym województwie krakowskim [Łabza, Hochół, Stupnicka-Rodzinkiewicz, Puła 1996, Łabza 1994]. W Gorcach i Kotlinie Sądeckiej [Stupnicka-Rodzinkiewicz, Łabza, Hochół 1986a], a także na Równinie Wrocławskiej [Anioł-Kwiatkowska 1982], na Płaskowyżu Nałęczowskim [Kapeluszny, Jędruszczak 1994] oraz w Beskidzie Niskim [Wójcik 1977], Beskidzie Wyspowym [Stupnicka-Rodzinkiewicz, Łabza, Hochół 1986b] a także w obrębie Pogórza Wielickiego [Dubiel, Trzczińska-Tacik 1982].

Uwagę zwraca wszędobylskie występowanie niektórych gatunków pospolitych chwastów, a wśród nich również azotolubnych takich, jak *Chenopodium album* czy *Stellaria media*, które może stanowić pewne utrudnienie w prawidłowej ocenie rolniczej przydatności siedlisk wyłącznie na podstawie metod fitoindykacyjnych [Rola, Domaradzki, Rola 2003].

Celem pracy było porównanie wartości średnich liczb TWRNG wyliczonych trzema sposobami. W pierwszym przypadku uwzględniono jedynie obecność gatunku, w drugim również jego liczebność. W ostatnim przypadku pominięto w obliczeniach wartości wskaźnikowe gatunków wspólnych dla wszystkich badanych kompleksów glebowo-rolniczych i typów gleb. Przyjęto przy tym założenie, że eliminacja wartości wskaźnikowych dla gatunków wspólnych powinna ujawnić ich wpływ na wartości średnich liczb TWRNG, a tym samym na ich wartość diagnostyczną.

MATERIAŁ I ZAŁOŻENIA METODYCZNE

Materiał wyjściowy stanowiło 486 zdjęć fitosocjologicznych wykonanych w latach 1994-2000 na polach Wysoczyzny Kałuszyńskiej. Jednostki glebowe, na których prowadzono badania ustalono w oparciu o mapy glebowo-rolnicze w skali 1:5000. Krytycznie ustosunkowano się do obszarów, które w obrębie danego konturu ulegają generalizacji. Zostały one wyeliminowane z badań lub przekwalifikowane do właściwych kompleksów glebowo-rolniczych. Spośród tych zdjęć wybrano po 20 dla każdej jednostki glebowej biorąc pod uwagę średnie wartości liczb zasobności gleb w azot (N) i odczynu gleby (R). Łącznie do obliczeń wykorzystano 220 zdjęć fitosocjologicznych. Następnie na podstawie wybranych zdjęć określono gatunki występujące na wszystkich jednostkach glebowych.

Wykorzystując liczby wskaźnikowe Ellenberga [1950] obliczono średnie wartości TWRNG dla poszczególnych zdjęć bez uwzględnienia stopnia pokrycia roślin (T,W,R,N,G), z uwzględnieniem stopnia pokrycia (T1,W1,R1,N1,G1) [Ellenberg 1974] oraz z pominięciem wartości TWRNG dla gatunków wspólnych występujących na wszystkich jednostkach glebowych (T2,W2,R2,N2,G2). Ekologiczne liczby wskaźnikowe dla poszczególnych typów i podtypów gleb w obrębie kompleksów glebowo-rolniczych uzyskano jako średnie arytmetyczne

wartości wynikające z obliczeń dla poszczególnych zdjęć fitosocjologicznych, nazwanych średnimi podstawowymi. Podano również współczynniki zmienności (cv) dla każdej grupy średnich. Stopień zachwaszczenia określono według koncepcji Borowca [1980] w modyfikacji Hołdyńskiego, Korniake, Polakowskiego [1986].

OMÓWIENIE WYNIKÓW I DYSKUSJA

W analizowanej grupie zdjęć odnotowano występowanie 225 gatunków roślin naczyniowych, z czego 34 gatunki, czyli 15,1% stanowią gatunki wspólne dla wszystkich jednostek glebowych. Do gatunków osiągających najwyższy stopień pokrycia i liczebności należą *Chenopodium album*, *Stellaria media*, *Anthemis arvensis* i *Spergula arvensis*. W przypadku dwóch pierwszych gatunków wyraźnie widoczne jest ich przywiązanie do kompleksów: pszennego dobrego, żytniego bardzo dobrego i zbożowo pastewnego mocnego (tab. 1). Gatunki te zgodnie z wykazem Ellenberga mają duże wymagania w stosunku do zasobności gleb w azot i żyzności gleby. Wymienione gatunki pospolicie występują także w agrocenozach na terenie całego kraju osiągając często wysokie stopnie pokrycia [Hołdyński i in. 1986, Skrzyczyńska 1994, Anioł-Kwiatkowska 1982]. W omawianej grupie znaczny udział miały również gatunki, obojętne, na co najmniej jeden czynnik siedliskowy (łącznie 27 gatunków to jest 79%). Przy czym w przypadku liczby temperatury (T) było to 6 gatunków; w przypadku liczby wilgotności 11 gatunków; odczynu gleby 18 gatunków; zasobności w azot (N) – 12 i aktywności biologicznej (G) – 15.

Warunki termiczne (T)

Najcieplejszymi siedliskami na Wysoczyźnie Kałuszyńskiej są gleby zaliczane do kompleksu żytniego bardzo słabego (T = 2,30, T1 = 2,76, T2 = 2,84) natomiast do najchłodniejszych należą gleby płowe kompleksu pszennego dobrego (T = 1,87, T1 = 1,78, T2 = 2,00). Wartości średnich liczb temperatury (T=1,87-2,30) obliczone dla gleb Wysoczyzny Kałuszyńskiej są zbliżone do wartości podawanych na Wysoczyźnie Siedleckiej (T=1,7-2,3) [Skrzyczyńska i in. 1986a, 1986b], na Pomorzu Zachodnim (T=1,7-2,30) [Borowiec, Kutyna 1980]. Niższe wartości liczby T podają Stupnicka-Rodzinkiewicz i in. [1986a, 1986b] z obszaru Gorców i Kotliny Sądeckiej (T=1,28-2,09), a także Kapelusznicy i Jędruszczak [1994] dla gleb Płaskowyżu Nałęczowskiego (T=1,2-2,3).

Uwzględnienie w obliczeniach liczebności gatunków spowodowało zwiększenie rozpiętości zarówno średnich podstawowych jak i średnich dla poszczególnych jednostek glebowych, co znalazło swoje odzwierciedlenie w stosunkowo wysokich współczynnikach zmienności (cv dla T wahał się od 5,6 do 11,3, natomiast dla T1 od 12,8 do 25,0) (tab. 2).

Tabela 1. Stopień zachwaszczenia gatunków wspólnych
Table 1. Weed infestation rate for common species

Kompleks glebowo-rolniczy <i>Soil agricultural complex</i>	2	2	4	5	5	6	6	7	8	8	9
Typ gleby <i>Soil type</i>	A	Bw	A	A	Bw	A	Bw	Bw	A	Dz	A
Lp Gatunek <i>Species</i>											
1 <i>Chenopodium album</i>	+++	+++	+++	+	+	+	+	-	++	+	---
2 <i>Anthemis arvensis</i>	---	---	+	---	+	++	+	---	++	---	++
3 <i>Stellaria media</i>	+++	+++	++	---	+	---	-	-	+++	+++	-
4 <i>Viola arvensis</i>	+	+	++	---	---	+	+	---	---	---	---
5 <i>Fallopia convolvulus</i>	+	+	---	+	---	+	---	---	---	---	---
6 <i>Spergula arvensis</i>	.	-	---	+	+++	+	+	+	+	.	++
7 <i>Centaurea cyanus</i>	---	---	-	+	--	+	+	---	-	---	---
8 <i>Agropyron repens</i>	+	---	-	-	+	++	---	---	---	---	.
9 <i>Equisetum arvense</i>	--	---	-	---	+	+	+	.	-	---	-
10 <i>Apera spica-venti</i>	--	-	--	--	-	-	--	---	-	+	++
11 <i>Cirsium arvense</i>	+	+	-	.	++	---	-	.	-	+	-
12 <i>Polygonum aviculare</i>	.	---	---	-	+	---	---	-	---	-	-
13 <i>Raphanus raphanistrum</i>	.	-	++	---	+	+	--	-	-	-	-
14 <i>Gnaphalium uliginosum</i>	-	---	---	-	+	-	.	.	++	---	-
15 <i>Polygonum lapathifolium</i> <i>subsp. lapathifolium</i>	+	---	---	--	-	-	---	.	---	-	-
16 <i>Achillea millefolium</i>	-	-	---	-	---	---	---	---	-	.	-
17 <i>Myosotis arvensis</i>	---	-	---	-	-	-	---	.	---	---	-
18 <i>Convolvulus arvensis</i>	-	-	---	-	---	-	---	---	-	-	-
19 <i>Polygonum persicaria</i>	-	---	---	-	+	-	-	-	--	.	-
20 <i>Capsella bursa-pastoris</i>	---	---	---	-	-	.	-	.	.	---	-
21 <i>Polygonum hydropiper</i>	--	--	.	.	+	.	.	.	--	-	++
22 <i>Veronica arvensis</i>	+	-	---	-	-	-	-	.	-	-	-
23 <i>Galeopsis tetrahit</i>	-	-	+	.	---	-	-	.	-	-	-
24 <i>Bidens tripartita</i>	.	-	-	-	-	.	.	.	--	-	+++
25 <i>Polygonum lapathifolium</i> <i>subsp. pallidum</i>	.	.	-	.	---	.	.	.	--	+	.
26 <i>Taraxacum officinale</i>	-	-	---	-	-	-	.
27 <i>Vicia hirsuta</i>	-	-	-	-	-	.	.	.	-	---	.
28 <i>Setaria pumila</i>	.	.	--	--	-
29 <i>Spergularia rubra</i>	.	.	.	-	-	.	.	.	-	.	.
30 <i>Trifolium repens</i>	.	---	-	.	-	.	.	.	-	.	---
31 <i>Gypsophila muralis</i>	.	.	--	-	-	-	.
32 <i>Cerastium holosteoides</i>	-	.	.	.	-	.	.	.	-	.	.
33 <i>Ranunculus repens</i>	-	-	-
34 <i>Trifolium arvense</i>	-	-
Ogólna liczba gatunków. <i>Total number of species.</i>	113	130	125	121	118	97	91	88	133	111	104

Tabela 2. Wartość wskaźnika temperatury gleby (T) na różnych głębokościach w zależności od przyjętej metody obliczeń
Table 2. The values of soil temperature indicator (T) at different soils in depending on established method of working up

Kompleks glebowo-rolniczy Soil agricultural complex	2		4		5		5		6		6		7		8		8		9			
	A		Bw		A		A		Bw		A		Bw		A		Dz		A			
	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv		
Wskaźnik Indicator	1,87	9,2	2,05	11,3	2,00	9,3	2,11	10,7	1,99	10,6	2,08	10,4	2,00	5,6	2,30	10,8	2,08	8,4	1,91	5,8	2,03	7,2
T	1,78	18,7	1,87	18,0	1,94	22,0	2,19	18,3	1,97	20,3	2,11	25,0	1,97	20,3	2,76	17,2	2,04	16,1	1,86	12,8	2,07	22,9
T1	2,00	14,9	2,29	16,5	2,20	7,4	2,43	12,6	2,25	10,6	2,50	10,2	2,06	15,4	2,84	10,8	2,27	7,8	1,11	7,5	2,31	12,2
T2																						

Oznaczenia: T – liczby temperatury gleby obliczone bez uwzględnienia pokrycia gatunków, T1 – liczby temperatury gleby obliczone z uwzględnieniem pokrycia gatunków, T2 – liczby temperatury gleby obliczone z pominięciem gatunków wspólnych; kompleksy glebowo-rolnicze: 2-pszeniczny dobry, 4-żytni bardzo dobry, 5-żytni dobry, 6-żytni słaby, 7-żytni bardzo słaby, 8-zbożowo pastewny słaby, 9-zbożowo pastewny mocny, 9-zbożowo pastewny słaby; typ gleby: A – gleby płowe, Bw – gleby brunatne wylugowane, Dz – czarne ziemie zdegradowane

Explanations: T - the values of soil temperature calculated without the covering ratio in species, T-1 – The values of soil temperature calculated with the covering ratio of species, T-2 – The values of soil temperature calculated with except common species; soil-agriculture complexes: 2-good wheat complex, 4-very good rye complex, 5-good rye complex, 6-weak rye complex, 7-very weak rye complex, 8-cereal-fooder strong complex, 9-cereal-fooder strong complex; type of soil: A – grey-brown podsollic soils, Bw – leached and acid brown soils, Dz – degraded black earths

Niższe średnie (T1) uzyskano na glebach kompleksu pszennego dobrego, żytniego bardzo dobrego, glebach brunatnych wyługowanych kompleksów żytnich dobrego i słabego oraz zbożowo-pastewnego mocnego, na pozostałych jednostkach uzyskano średnie wyższe.

Średnie wartości T2, uzyskane z pominięciem wartości wskaźnikowych gatunków wspólnych były wyższe zarówno od tych uzyskanych bez uwzględnienia pokrycia gatunków jak i z pokryciem gatunków. Średnie podstawowe T2 były bardziej jednorodne od średnich uzyskanych z uwzględnieniem ilościowości gatunków chwastów, na co wskazują współczynniki zmienności ($cv = 7,4-16,5$) (tab. 2).

Stosunki wilgotnościowe (W)

Stosunki wilgotnościowe na glebach Wysoczyzny Kałuszyńskiej są dość silnie zróżnicowane. Najniższe średnie (W) otrzymano na siedliskach zaliczanych do gleb kompleksu zbożowo-pastewnego słabego ($W = 2,30$, $W1 = 2,10$, $W2 = 2,16$), najwyższe na glebach należących do kompleksu żytniego bardzo słabego ($W = 3,62$, $W1 = 3,89$, $W2 = 4,05$) (tab.3). Wartości średnich liczb wilgotności (W) uzyskane na badanym terenie są podobne do podawanych z niżu Polski [Kutyna 1988, Skrzyczyńska i in. 1986, Warcholińska 1984, Anioł-Kwiatkowska 1982]. Badania prowadzone na obszarach podgórskich wykazywały z reguły duże uwilgotnienie gleb [Wójcik 1975, Dubiel, Trzcńska-Tacik 1984, Stupnicka-Rodzinkiewicz i in. 1986a, 1986b].

Średnie podstawowe (W1) uzyskane z uwzględnieniem pokrycia gatunków charakteryzowały się większą rozpiętością w obrębie jednostek glebowych (cv dla W waha się od 7,1 do 17,7 natomiast dla W1 od 10,5 do 29,7) podobnie jak średnie dla poszczególnych jednostek glebowych. Średnie (W2) obliczone z pominięciem wartości wskaźnikowych gatunków wspólnych charakteryzowały się największą rozpiętością i stosunkowo dużymi różnicami między współczynnikami zmienności. Największe zróżnicowanie średnich podstawowych zanotowano na glebach kompleksu zbożowo-pastewnego mocnego ($cv = 25,4$), najmniejsze na glebach kompleksu żytniego bardzo słabego ($cv = 6,0$) (tab. 3).

Odczyn gleby (R)

Średnie liczby odczynu gleby znacznie się różnicują w zależności od przyjętej metody obliczeń (Tabela 4). Najmniej zróżnicowane są średnie wyliczone bez uwzględnienia pokrycia (od $R=2,08$ na glebach kompleksu żytniego bardzo słabego do $R= 3,52$ na glebach płowych kompleksu pszennego dobrego). Większe zróżnicowanie wykazują średnie uzyskane z pominięciem gatunków wspólnych ($R2 = 1,51-3,62$), gdzie zanotowano niewielki wzrost wartości średnich (R) na glebach brunatnych wyługowanych kompleksu pszennego dobrego, żytniego bardzo dobrego, oraz czarnych ziemiach zdegradowanych kompleksu zbożowo-pastewnego mocnego. Na pozostałych jednostkach glebowych zanotowano niższe średnie, zwłaszcza na glebach kompleksu żytniego bardzo słabego.

Tabela 3. Wartość wskaźnika wilgotności gleby (W) na różnych glebach w zależności od przyjętej metody obliczeń
Table 3. The values of soil moisture indicator (W) at different soils in depending on established method of working up

Kompleks glebowo-rolniczy Soil agricultural compeltes	2		2		4		5		5		6		6		7		8		8		9		
	A		Bw		A		A		Bw		A		Bw		Bw		A		Dz		A		
Typ gleby Soil type	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	Średn. Mean	cv	
Wskaźnik Indicator	2,77	7,7	2,69	11,5	2,67	10,5	2,97	12,4	2,65	16,3	3,10	12,3	3,07	12,7	3,62	9,1	2,37	8,8	2,34	11,4	2,30	17,7	
W	2,69	18,3	2,93	14,0	2,73	16,6	3,15	16,8	2,65	17,4	3,28	13,8	3,08	16,0	3,89	10,5	2,22	24,1	2,14	22,1	2,10	29,7	
W1	2,59	13,7	2,58	19,0	2,53	13,0	3,08	18,2	2,58	24,9	3,26	19,7	3,14	14,0	4,05	6,0	2,18	12,1	2,16	15,2	2,16	25,4	
W2																							

Oznaczenia: W – liczby wilgotności gleby obliczone bez uwzględnienia pokrycia gatunków, W1 – liczby wilgotności gleby obliczone z uwzględnieniem pokrycia gatunków, W2 – liczby wilgotności gleby obliczone z pominięciem gatunków wspólnych. Pozostałe oznaczenia jak w tabeli 2.

Explanations: W – The values of soil moisture calculated without the covering ratio of species, W1 – The values of soil moisture calculated with the covering ratio of species, W2 – The values of soil moisture calculated with except common species. Another denotes like at the table 2

Tabela 4. Wartość wskaźnika odczynu gleby (R) na różnych glebach w zależności od przyjętej metody obliczeń
Table 4. The values of soil reaction indicator (R) at different soils in depending on established method of working up

Kompleks glebowo-rolniczy Soil agricultural Complex	2		4		5		6		7		8		9	
	A		Bw		A		A		Bw		A		Dz	
Typ gleby Soil type	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv
Wskaźnik Indicator	3,52	2,7	3,44	3,9	3,17	3,1	2,77	5,6	2,88	5,6	2,57	4,6	2,77	19,8
R	3,50	8,3	3,52	4,8	3,20	12,9	2,32	22,0	2,74	20,7	2,25	28,7	2,62	33,0
R1	3,62	5,8	3,54	5,6	3,29	6,1	2,59	11,4	2,81	11,4	2,17	22,2	2,74	20,0
R2													1,51	30,5
													3,21	6,3
													3,39	4,9
													3,42	7,0
													3,45	4,6
													2,57	16,7
													2,69	5,9
													2,46	14,4

Oznaczenia: R – liczby odczynu gleby obliczone bez uwzględnienia pokrycia gatunków, R1 – liczby odczynu gleby obliczone z uwzględnieniem pokrycia gatunków, R2 – liczby odczynu gleby obliczone z pominięciem gatunków wspólnych. Pozostałe oznaczenia jak w tabeli 2.

Explanations: R – The values of soil reactioncal culated without the covering ration of species, R1 – The values of soil reaction calculated with the covering ratio of species, R2 – The values of soil reaction calculated with except common species. Another denotes like at the table 2.

Największe zróżnicowanie średnich wystąpiło w przypadku obliczeń uwzględniających liczebność chwastów ($R1 = 1,38-3,52$). Wzrost średnich w stosunku do wartości uzyskanych bez uwzględnienia pokrycia zanotowano na glebach kompleksu pszennego dobrego, żytniego bardzo dobrego i zbożowo-pastewnego mocnego. Przy tej metodzie obliczeń średnie podstawowe były również bardzo zróżnicowane, o czym świadczą najwyższe (z wyjątkiem gleb brunatnych wylugowanych kompleksu pszennego dobrego, gleb kompleksu żytniego bardzo słabego oraz gleb kompleksu zbożowo-pastewnego słabego) współczynniki zmienności (cv dla $R = 2,7-19,8$, cv dla $R1 = 4,8-33,0$) (tab. 4).

Na badanym terenie uzyskano dużą rozpiętość średnich liczb odczynu, odpowiadające w większości glebom umiarkowanie kwaśnym, kwaśnym i bardzo kwaśnym. Wójcik [1977] zwraca uwagę na fakt, że w zasadzie na większości siedlisk rolniczych w kraju występują niskie wartości R świadczące o zakwaszeniu gleb.

Zasobność gleb w azot (N)

Zasobność w azot gleb badanego obszaru określały średnie $N = 2,85-3,86$, $N1 = 2,46-4,16$ i $N2 = 2,29-3,84$ (najniższe wartości notowano na glebach kompleksu żytniego bardzo słabego, najwyższe natomiast na glebach kompleksu pszennego dobrego) (tab. 5).

Przy uwzględnieniu w obliczeniach pokrycia chwastów uwidacznia się większe zróżnicowanie średnich dla poszczególnych jednostek glebowych. Niższe wartości $N1$ notowano na glebach płowych kompleksów żytnich dobrego i słabego oraz glebach kompleksu żytniego bardzo słabego. Na pozostałych jednostkach zanotowano wzrost średnich od 0,03 jednostki na glebach kompleksu zbożowo-pastewnego słabego do 0,30 jednostki na glebach brunatnych wylugowanych kompleksu pszennego dobrego.

Największe zróżnicowanie średnich podstawowych (N) notowano w przypadku obliczeń uwzględniających ilościowość chwastów od $cv = 8,1$ na glebach płowych kompleksu pszennego dobrego do $cv = 19,0$ na glebach płowych kompleksu żytniego dobrego. Jedynie na glebach kompleksu zbożowo-pastewnego słabego najwyższy współczynnik zmienności średnich podstawowych zanotowano w przypadku obliczeń z pominięciem wartości wskaźnikowych gatunków wspólnych (tab. 5).

Średnie liczby zasobności gleb w azot wyliczone dla gleb badanego terenu, wskazują na średnie i dobre zaopatrzenie omawianych siedlisk w ten wskaźnik. Wysokie i stosunkowo mało zróżnicowane liczby N mają swoje uzasadnienie w obfitym corocznym mineralnym i organicznym nawożeniu [Kapeluszny, Jędruszczak 1991].

Aktywność biologiczna gleb (G)

Średnie liczby aktywności biologicznej gleb są również różnicowane w zależności od przyjętej metody obliczeń (Tabela 6). Najmniej zróżnicowane są

Tabela 5. Wartość wskaźnika zasobności gleb w azot (N) na różnych glebach w zależności od przyjętej metody obliczeń
Table 5. The values of nitrogen content in soil (N) at different soils in depending on established method of working up

Kompleks glebowo-rolniczy Soil agricultural complex	2		2		4		5		5		6		6		7		8		8		9	
	A		Bw		A		A		Bw		A		Bw		Bw		A		Dz		A	
	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv
Wskaźnik Indicator	3,86	5,3	3,84	5,2	3,60	6,6	3,49	8,3	3,46	6,9	3,33	7,6	3,47	7,2	2,85	13,0	3,73	4,1	3,70	3,9	3,44	9,3
N	4,16	8,1	4,15	8,6	3,81	9,6	3,42	19,0	3,61	10,4	3,24	13,5	3,53	14,7	2,46	18,1	3,89	8,6	3,74	11,2	3,47	16,4
N1	3,82	7,9	3,84	6,7	3,57	9,5	3,25	13,7	3,33	9,6	3,04	12,3	3,45	7,6	2,29	14,5	3,69	4,9	3,65	6,4	3,15	18,1
N2																						

Oznaczenia: N – liczby zasobności gleb w azot obliczone bez uwzględnienia pokrycia gatunków, N1 – liczby zasobności gleb w azot obliczone z uwzględnieniem pokrycia gatunków, N2 – liczby zasobności gleb w azot obliczone z pominięciem gatunków wspólnych. Pozostałe oznaczenia jak w tabeli 2.
 Explanations: N – The values of nitrogen content in soil calculated without the covering ratio of species, N1 – The values of nitrogen content in soil calculated with the covering ratio of species, N2 – The values of nitrogen content in soil calculated with except common species. Another denotes like at the table 2.

Tabela 6. Wartość wskaźnika aktywności biologicznej gleb (G) na różnych glebach w zależności od przyjętej metody obliczeń
Table 6. The values of soil activity indicator (G) at different soils in depending on established method of working up

Kompleks glebowo-rolniczy Soil agricultural complex	2		4		5		5		6		6		7		8		8		9		
	A		Bw		A		A		Bw		A		Bw		A		Dz		A		
Typ gleby Soil type	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	Sredn. Mean	cv	
Wskaźnik Indicator	3,24	7,7	3,18	5,7	2,87	8,6	2,52	9,5	2,56	13,3	2,47	11,0	2,56	14,5	1,77	19,8	2,81	6,8	2,87	6,9	
G	3,32	16,8	3,52	8,7	3,01	17,2	2,40	17,5	2,76	16,6	2,39	22,9	2,61	27,6	1,34	19,1	2,81	16,4	2,81	19,6	
G1	3,14	12,1	3,11	10,5	2,81	10,4	2,27	14,6	2,28	15,1	2,04	20,9	2,47	21,7	1,28	20,5	2,76	8,1	2,80	8,6	
GW2																					

Oznaczenia: G – liczby aktywności biologicznej gleb obliczone bez uwzględnienia pokrycia gatunków, G1 – liczby aktywności biologicznej gleb obliczone z uwzględnieniem pokrycia gatunków, G2 – liczby aktywności biologicznej obliczone z pominięciem gatunków wspólnych. Pozostałe oznaczenia jak w tabeli 2.

Explanations: G – The values of soil activity calculated without the covering ratio of species, G1 – The values of soil activity calculated with the covering ratio of species, G2 – The values of soil activity calculated with except common species. Another denotes like at the table 2.

średnie wyliczone bez uwzględnienia pokrycia (od $G = 1,77$ na glebach kompleksu żytniego bardzo słabego do $G = 3,24$ na glebach płowych kompleksu pszennego dobrego). Największe zróżnicowanie wykazują średnie uzyskane z uwzględnieniem pokrycia gatunków ($G1 = 1,34-3,52$), gdzie zanotowano niewielki wzrost wartości średnich (G) na glebach brunatnych kompleksu pszennego dobrego, żytniego bardzo dobrego, oraz glebach brunatnych wyługowanych kompleksów żytnich: dobrego i słabego. Na pozostałych jednostkach glebowych zanotowano niższe średnie, zwłaszcza na glebach kompleksu żytniego bardzo słabego. Przy tej metodzie obliczeń również średnie podstawowe były również bardzo zróżnicowane, o czym świadczą najwyższe (z wyjątkiem gleb płowych kompleksu pszennego dobrego i gleb kompleksu żytniego bardzo słabego) współczynniki zmienności (cv dla $G = 6,8-19,8$, cv dla $G1 = 8,7-28,5$) (tab.6).

W przypadku obliczeń z pominięciem gatunków wspólnych ($G2 = 1,34-3,52$), we wszystkich przypadkach uzyskano średnie ($G2$) niższe od średnich (G). Różnica wynosiła od 0,05 jednostki na glebach kompleksów żytniego bardzo dobrego i glebach płowych kompleksu zbożowo-pastewnego mocnego do 0,43 na glebach kompleksu żytniego bardzo słabego. Aktywność biologiczna gleby utożsamiana jest z pojęciem kultury gleby, na którą zasadniczy wpływ obok warunków siedliska ma poziom agrotechniki i nawożenie gleb [Borowiec 1972]. Dane z terenu kraju wskazują na duże zróżnicowanie siedlisk pod względem aktywności biologicznej gleb.

WNIOSKI

1. Najmniejsze zróżnicowanie wykazują średnie wartości liczb Ellenberga uzyskane jedynie na podstawie obecności gatunku. Wartości te wskazują na stosunkowo niewielkie zróżnicowanie czynników siedliskowych pomiędzy glebami zaliczanymi do różnych kompleksów glebowo-rolniczych.
2. Uwzględnienie stopnia pokrycia gatunków znacznie zwiększa rozpiętość średnich liczb wskaźnikowych, wskazując na występowanie dużych różnic pomiędzy siedliskami zaliczonymi do analogicznych kompleksów glebowo-rolniczych. Również średnie dla poszczególnych jednostek glebowych wskazują na duże zróżnicowanie czynników siedliskowych.
3. W przypadku obliczeń z pominięciem wartości wskaźnikowych gatunków wspólnych uzyskano także zwiększenie rozpiętości średnich podstawowych, chociaż z reguły nie tak duże jak w przypadku uwzględnienia pokrycia gatunków.
4. Wydaje się, że sama obecność gatunku nie jest w pełni wystarczająca do oceny siedliska, równie istotna jest jego liczebność.
5. Obliczanie średnich z pominięciem wartości wskaźnikowych gatunków wspólnych jest stosunkowo pracochłonne, wymaga bowiem wstępnej obróbki całej grupy zdjęć fitosocjologicznych. Należy się ponadto spodziewać, że dla różnych obszarów badań inna będzie liczba gatunków wspólnych. Niemniej różnice między średnimi uzyskanymi bez uwzględnienia pokrycia chwastów i

z pominięciem gatunków wspólnych wskazują na ich znaczny wpływ na ocenę siedlisk metodą fitoindykacyjną.

6. Niezależnie od przyjętej metody obliczeń do siedlisk najłabszych pod względem przydatności do produkcji rolniczej zaliczyć należy gleby kompleksu żytniego bardzo słabego natomiast do najlepszych gleby kompleksu pszennego dobrego.

PIŚMIENNICTWO

1. Affek-Starczewska A., Skrajna T., Skrzyczyńska J., 2003: Ocena kompleksów żytnich Wysoczyzny Kałuszyńskiej metodą fitoindykacji. *Rośliny segetalne. Bioindykacja-chorologia- zmienność*. Pomorska Akademia Pedagogiczna w Słupsku. 13-24.
2. Affek-Starczewska A., Skrzyczyńska J., 2003: Ocena siedlisk polnych Wysoczyzny Kałuszyńskiej metodą fitoindykacyjną. *Fragmenta Agronomica*, XX. Nr 1(77); 73-93.
3. Anioł-Kwiatkowska J., 1982: Charakterystyka ekologiczna siedlisk polnych Szczepankowic Wrocławskich przy użyciu wskaźników ekologicznych. *Acta Universitatis Wratislaviensis. Seria Prace Botaniczne*, 530, 3-9.
4. Borowiec S., 1972: Przydatność i możliwości stosowania dla potrzeb rolnictwa ekologicznego oceny czynników siedliskowych metodą Ellenberga. *Metody oceny warunków przyrodniczych produkcji rolniczej. Biuletyn Komitetu Przestrzennego Zagospodarowania Kraju*. Nr 71; 65-110.
5. Borowiec S., Kutyna I., 1976: Ocena warunków siedliskowych środkowej części Niziny Szczecińskiej na podstawie zbiorowisk segetalnych. *Zeszyty Naukowe AR w Szczecinie*, 53, 15-27.
6. Borowiec S., Kutyna I., 1980: Zachwaszczenie roślin uprawnych Pomorza Zachodniego na tle warunków siedliskowych. PWN Warszawa-Poznań, 186.
7. Borowiec S., Kutyna I., Skrzyczyńska J., 1974: Zróżnicowanie zbiorowisk chwastów Niziny Pyrzyckiej na tle warunków ekologicznych. *Zeszyty Naukowe AR w Szczecinie*, 42, 25-46.
8. Borowiec S., Kutyna I., Skrzyczyńska J., 1976: Zbiorowiska chwastów segetalnych Pojezierza Kaszubskiego na tle warunków siedliskowych. *Zeszyty Naukowe AR w Szczecinie*, 53, 3-12.
9. Borowiec S., Misiewicz J., Skrzyczyńska J., 1974: Zbiorowiska chwastów segetalnych Pobrzeża Słowińskiego (powiaty Słupsk, Sławno) i ocena warunków siedliskowych przy ich pomocy. *Zeszyty Naukowe AR w Szczecinie*, 42, 7-24.
10. Dubiel E., Trzcńska-Tacik H., 1984: Dolina Wierzbakówki: 4. Zbiorowiska roślinne pól uprawnych, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Jagiellońskiego, Prace botaniczne*. Z. 12. Kraków, 69-95.
11. Ellenberg H., 1950: *Unkrautgemeinschaften als Zeiger für Klima und Boden*. *Landwirtschaftliche Pflanzensoziologie*, 2, Stuttgart/Ludwigsburg, 141.
12. Ellenberg H., 1974: *Zeigerwerte Gefäßpflanzen Mitteleuropas*, *Scripta Geobotanica*, 9, 5-97.

13. Hołdyński Cz., Korniak T., Polakowski B., 1986: Zachwaszczenie roślin uprawnych woj. olsztyńskiego na tle kompleksów glebowo-rolniczych. *Acta Academiae Agriculturae ac Technicae Olstenensis*, 43, 31-42.
14. Kapeluszný J., Jędruszczak M., 1994: Wartość diagnostyczna wskaźników ekologicznych Ellenberga na tle wyników analiz gleby w urzeźbionym terenie Płaskowyżu Nałęczowskiego. *Annales Universitatis Marie Curie-Skłodowska Lublin Polonia*. Vol. XLIX, 3, Sectio E, 15-24.
15. Kutyna I., 1988: Zachwaszczenie roślin uprawnych oraz zbiorowiska segetalne zachodniej części Kotliny Gorzowskiej i terenów przyległych. *Rozprawy naukowe Akademii Rolniczej w Szczecinie*. 5-105.
16. Łabza T., 1994: Ekologiczne i rolnicze aspekty zachwaszczenia upraw zbożowych i okopowych w województwie krakowskim. *Zeszyty Naukowe AR w Krakowie Rozprawa nr 194*: 1-122.
17. Łabza T., Hochół T., Stupnicka-Rodzinkiewicz E., Puła J., 1996: Charakterystyka ekologiczna siedlisk polnych województwa krakowskiego przy zastosowaniu autekologicznej metody Ellenberga. Część II. Charakterystyka kompleksów glebowo-rolniczych. *Acta Agrobotanica* 49 (1-2): 23-35.
18. Rola H., Domaradzki K., Rola J., 2003: Skład florystyczny zbiorowisk chwastów segetalnych na różnych kompleksach glebowych w rejonie Wrocławia jako bioindykator właściwości siedlisk. *Rośliny segetalne. Bioindykacja-chorologia-zmienność. Pomorska Akademia Pedagogiczna w Słupsku*. 79-90.
19. Skrzyczyńska J., Rzymowska Z., Skrzyczyński T., 1986a: Agroekologiczna ocena gleb w województwie siedleckim. Cz.I Kompleksy glebowo-rolnicze: pszeny dobry, zbożowo-pastewny mocny i słaby. *Zeszyty Naukowe WSRP w Siedlcach. Ser. Rolnictwo* 16, 189-202.
20. Skrzyczyńska J., Rzymowska Z., Skrzyczyński T., 1986b: Agroekologiczna ocena gleb w województwie siedleckim. CZ. II Kompleksy glebowo-rolnicze: żytni dobry, żytni słaby i żytni bardzo słaby. *Zeszyty Naukowe WSRP w Siedlcach. Ser. Rolnictwo* 16, 205-214.
21. Skrzyczyńska J., 1994: Studia nad florą i zbiorowiskami segetalnymi Wysoczyzny Siedleckiej. *Rozprawy Naukowe WSRP w Siedlcach*. 39, 5-145.
22. Stupnicka-Rodzinkiewicz E., Łabza T., Hochół T., 1986a: Ocena siedlisk polnych w dolinach rzek Łosiny, Kamienicy i Dunajca przy pomocy zbiorowisk chwastów. *Zeszyty Naukowe AR w Krakowie im. H. Kołłątaja*, 204, 59-73.
23. Stupnicka-Rodzinkiewicz E., Łabza T., Hochół T., 1986b: Wykorzystanie wskaźników bioindykacyjnych do oceny warunków siedliskowych na wybranym areale pól uprawnych w Beskidzie Wyspowym. *Acta Agraria et Silvestria, ser. Agraria* XXV, 103-117.
24. Warcholińska A.U., 1978: Studies on the use of weeds as bioindicators of habitat conditions of agrosystems. *Ekol. Pol.* 26. 3. 391-408.

25. Warcholińska A.U., 1980: Wykorzystanie zbiorowisk chwastów do oceny siedlisk polnych dla potrzeb rolnictwa. *Acta Agrobotanica*, vol.33, z.1, 153-171.
26. Warcholińska A.U., 1984: Zbiorowiska chwastów polnych Zakładu Doświadczalnego w Bartoszewicach na tle warunków siedliskowych. *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Botanica* 2, 133-165.
27. Wójcik Z., 1977: Charakterystyka siedlisk polnych na Pogórzu Beskidu Niskiego metodami biologicznymi. *Prace geograficzne PAN*, 121, 111.

A. Affek-Starczewska, J. Skrzyczyńska

DIAGNOSTIC VALUE OF COMMON WEEDS OCCURED ON THE KALUSZYNSKA UPLAND

Summary

In this paper were compared the tree ways to obtain mean TWRNG values (T-temperature indicator, W – soil moisture indicator, R – reaction, N – nitrogen content and G – soil biological activity) calculated according to Ellenberg's list.

One way of calculation took without the covering ratio of species, whereas in the second way the mean values of T1, W1, R1, N1, G1 were calculated with the covering ratio of species. At last: mean T2, W2, R2, N2 and G2 values were calculated with except species, with were common for all the soil agricultural complexes and types of soil. The mean basal values and values for soil units were different in depend on method of working up. The most different between mean values were noted when the covering ratio of species was included in calculations, whereas the least differences were noted when mean T, W, R, N and G values were calculated without the covering ratio of species. Mean values of TWRNG, in depend on way of working up method, shoved that least suitable for agricultural produce are soils of very weakly rye complex, whereas the most suitable for agricultural produce are soils of good wheat complex.

Dr inż. Agnieszka Affek-Starczewska
Katedra Ekologii Rolniczej, Akademii Podlaskiej
ul. Prusa 14, 08-110 Siedlce
affek@ap.siedlce.pl

Praca wpłynęła do Redakcji w październiku 2003 r

KSZTAŁTOWANIE SIĘ CECH JAKOŚCIOWYCH KOLB DWÓCH ODMIAN KUKURYDZY CUKROWEJ W ZALEŻNOŚCI OD TERMINU SIEWU

Hubert Waligóra, Andrzej Kruczek

Akademia Rolnicza im. A. Cieszkowskiego w Poznaniu

Synopsis. W badaniach określono wpływ opóźnienia terminu siewu od końca kwietnia do połowy czerwca na plon kolb I klasy oraz wybrane cechy kolb decydujące o jakości surowca kukurydzy cukrowej odmiany wczesnej i średnio wczesnej. Największe plony kolb uzyskano wysiewając kukurydzę w końcu kwietnia i w początkach maja. Dalsze opóźnianie siewu powodowało spadek plonu kolb, zwłaszcza w latach o niekorzystnym przebiegu pogody. Zależność plonu kolb I klasy od terminu siewu miała charakter funkcji wielomianowej 2^o. Opóźnianie terminu siewu kukurydzy cukrowej powodowało stopniowy spadek procentowego udziału kolb całkowicie zaziarnionych, gorsze ich wyrównanie oraz wypełnienie ziarnem. Z badanych odmian, wczesnej Comanche i średnio wczesnej Sweet Trophy, większym plonem, dłuższymi i lepiej zaziarnionymi kolbami charakteryzowała się odmiana Comanche.

Słowa kluczowe – *Key words:* kukurydza cukrowa – *sugar maize*, termin siewu – *date of sowing*, odmiany kukurydzy- *maize hybrids*, kolby kukurydzy – *cobs of maize*

WSTĘP

Przy tradycyjnej uprawie kukurydzy cukrowej okres podaży surowca nie przekracza 3 tygodni. W celu przedłużenia okresu zbioru powszechnie stosuje się różne zabiegi agrotechniczne. Często stosowana jest tzw. sztafeta siewna, czyli wysiew tej rośliny w różnych terminach. Opóźnione terminy siewu mogą jednak w sposób zasadniczy wpływać nie tylko na wielkość plonu, ale również na cechy morfologiczne roślin. Ważną cechą kukurydzy cukrowej przeznaczonej do bezpośredniego spożycia jest jakość otrzymanego surowca, czyli udział kolb całkowicie zaziarnionych w plonie ogólnym. Kolby takie, określane mianem kolb I klasy, mają mniejsze znaczenie w przypadku uprawy tej rośliny dla potrzeb przemysłu przetwórczego, jednak ich udział w plonie ogólnym kolb powinien być

jak największy. We wcześniejszych pracach autora stwierdzono, że niezależnie od terminu siewu udział kolb I klasy w plonie w zależności od odmian waha się od około 50 do 96% [Waligóra, Kruczek 1996, Waligóra 1999, 2001]. W literaturze krajowej brak jest danych na temat wpływu opóźnionych terminów siewu na jakość surowca kukurydzy cukrowej

Celem podjętych badań było określenie wpływu stosowania różnych terminów siewu kukurydzy cukrowej na kształtowanie się cech jakościowych kolb dwóch jej odmian.

MATERIAŁ I METODY

Materiał i metody przedstawiono w poprzedniej pracy [Waligóra, Kruczek 2003]. W obecnej pracy określono plon kolb I klasy (kolby całkowicie zaziarnione), procentowy udział kolb I klasy w ogólnej masie kolb bez liści okrywowych, długość i średnicę kolb, liczbę ziaren w kolbie, wyrównanie i zaziarnienie kolb. Zaziarnienie i wyrównanie kolb przedstawiono w 9 stopniowej skali, gdzie 9 oznacza stan rolniczo najlepszy a 1 najgorszy. Wyniki poddano analizie wariancji dla doświadczeń wielokrotnych oraz analizie regresji krzywoliniowej wielomianowej. Istotność zróżnicowania uzyskanych wyników oceniano testem Tukey'a przy $p = 95\%$.

Dane meteorologiczne pochodzące z własnej stacji leżącej w pobliżu pól doświadczalnych, przedstawiono w postaci średniej miesięcznej temperatury powietrza, miesięcznej sumy opadów oraz dodatkowo miesięcznych wartości współczynnika hydrotermicznego Sielianiowa – Molga [1986] (tab. 1). Współczynnik hydrotermiczny pozwala oszacować możliwości zaopatrzenia roślin w wodę w sezonie wegetacyjnym oraz wyznacza okresy posuchy i suszy. Jako posuszny uważa się okres, w którym współczynnik K jest mniejszy od 1,0 a jako suchy, okres gdy K jest mniejsze od 0,5.

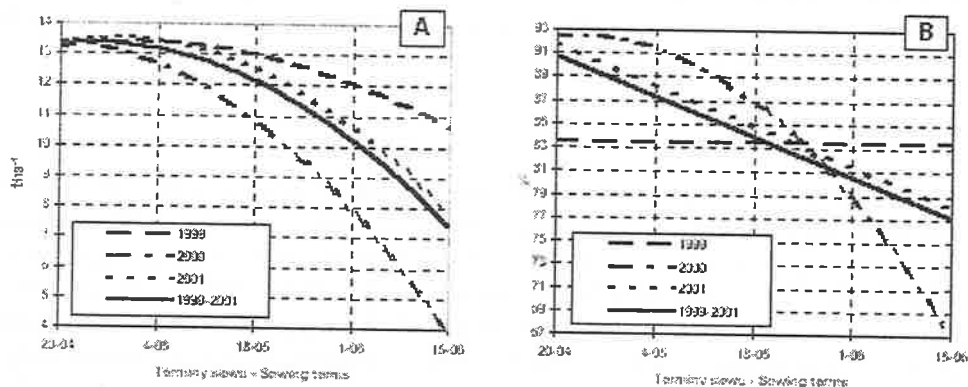
WYNIKI

Terminy siewu wpływały istotnie na plony kolb I klasy, przy czym działanie tego czynnika uzależnione było od przebiegu pogody w latach badań (rys. 1A). Największe i systematyczne spadki plonów kolb w miarę opóźniania terminu siewu, stwierdzono w 2000r. charakteryzującym się niedoborem opadów w okresie siewów kukurydzy, chłódami w okresie kwitnienia i nadmiarem opadów podczas dojrzewania roślin. W roku tym nie stwierdzono różnic w plonach kolb I klasy przy siewie kukurydzy w końcu kwietnia i na początku maja. W 1999r., bardzo ciepłym i jednocześnie bardzo suchym po fazie kwitnienia kukurydzy, największe i nie różniące się istotnie plony kolb I klasy uzyskano wysiewając kukurydżę pomiędzy 20 kwietnia a 1 czerwca. Z kolei w 2001r., umiarkowanie wilgotnym i ciepłym w okresie po wysianiu wszystkich obiektów, największe i nie różniące się istotnie plony kolb I klasy stwierdzono siejąc kukurydżę w pierwszych dwóch terminach czyli 20 kwietnia lub 4 maja.

Tabela 1. Średnia temperatura powietrza, suma opadów i współczynnik Sielianinowa według notowań stacji ZDD Swadzim

Table 1. Mean air temperature, precipitation and Sielianinow coefficient recorded by ZDD Swadzim

Wyszczególnienie <i>Specification</i>	Rok <i>Year</i>	Miesiąc - <i>Month</i>					
		IV	V	VI	VII	VIII	IX
Średnia temperatura powietrza w °C <i>Mean air temperature in °C</i>	1999	9,6	13,6	16,5	20,6	18,3	17,3
	2000	12,1	15,6	17,6	16,4	18,5	12,9
	2001	8,3	15,2	15,3	19,9	19,4	12,3
Średnia temperatura powietrza z lat 1958-2001 w °C <i>Mean air temperature for 1958-2001 in °C</i>		8,3	15,2	15,3	19,9	19,4	12,3
Suma opadów w mm <i>Precipitation in mm</i>	1999	73,6	55,6	88,3	35,3	23,2	19,3
	2000	15,7	47,4	29,9	73,0	95,6	38,8
	2001	33,1	10,4	67,8	65,8	44,6	119,3
Średnia suma opadów z lat 1958-2001 w mm <i>Mean precipitation for 1958-2001 in mm</i>		33,2	52,5	59,0	73,5	57,4	44,2
Współczynnik Sielianinowa <i>Sielianinow coefficient</i>	1999	2,5	1,3	1,8	0,5	0,4	0,4
	2000	0,4	1,0	0,6	1,4	1,7	1,0
	2001	1,3	0,2	1,5	1,1	0,7	3,3
Współczynnik Sielianinowa dla lat 1958-2001 <i>Mean Sielianinow coefficient for 1958-2001</i>		1,4	1,3	1,2	1,3	1,0	1,1



Rys. 1. Plon kolb I klasy (A) i ich udział w plonie kolb (B) w zależności od terminu siewu

Fig. 1. Yield of first class cobs (A) and their share in the yield of cobs (B) depending on sowing date

Średnio dla lat, największe plony kolb klasy I uzyskano przy siewach w końcu kwietnia i na początku maja. Opóźniając termin siewu do okresu od połowy maja do połowy czerwca stwierdzono systematyczny spadek plonu kolb. W ujęciu syntetycznym oraz we wszystkich latach badań, zależności plonu kolb I klasy od terminu siewu miały charakter krzywej 2^o (tab. 2, rys. 1A). Przyjęty model regresji wyjaśniał 89-98 % zmienność plonu kolb I klasy.

Tabela 2. Równania regresji dla badanych cech i terminów siewu

Table 2. Regression equations for investigated traits and dates of sowing

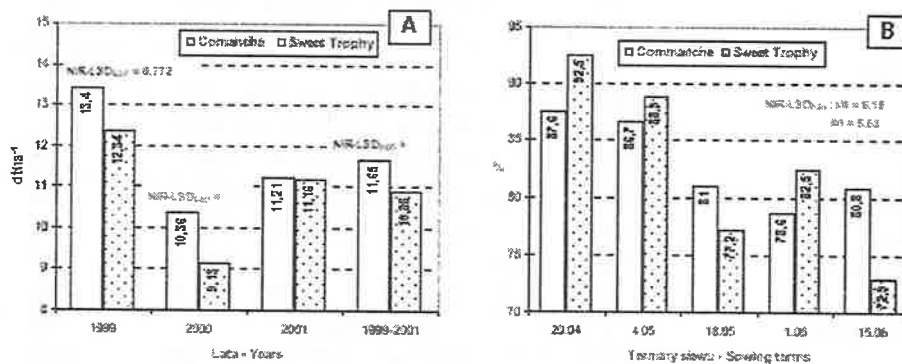
Cecha <i>Trait</i>	Rysunek <i>Figure</i>	Lata <i>Years</i>	Równanie regresji* <i>Regression equation*</i>	Współczynnik determinacji R ² <i>Determination coefficients R²</i>
Plon kolb I klasy <i>Yield of first class cobs</i>	1A	1999	$Y = -0,0014x^2 + 0,0309x + 13,214$	0,98
		2000	$Y = -0,0029x^2 - 0,0073x + 13,331$	0,95
		2001	$Y = -0,0025x^2 + 0,0413x + 13,351$	0,89
		1999-2001	$Y = -0,0022x^2 + 0,0216x + 13,298$	0,95
% udział kolb I klasy <i>Share of first class cobs in %</i>	1B	1999	$Y = 83,5$	0
		2000	$Y = -0,0091x^2 + 0,063x + 92,314$	0,95
		2001	$Y = -0,2443x + 91,72$	0,88
		1999-2001	$Y = -0,2414x + 90,62$	0,99
Długość kolb <i>Length of cobs</i>	3A	1999	$Y = -0,0013x^2 + 0,0862x + 21,191$	0,82
		2000	$Y = -0,0479x + 21,84$	0,92
		2001	$Y = 0,0003x^2 - 0,0093x + 21,96$	0,81
		1999-2001	$Y = -0,0005x^2 + 0,01x + 21,62$	0,99
Średnica kolb <i>Diameter of cobs</i>	4	1999	$Y = 0,0079x + 4,64$	0,70
		2000	$Y = -0,0003x^2 + 0,0193x + 4,7$	0,91
		2001	$Y = 4E-05x^2 + 0,0001x + 4,8943$	0,81
		1999-2001	$Y = -4E-05x^2 + 0,0056x + 4,8057$	0,92
Liczba ziaren w kolbie <i>No. of grains in cob</i>	5A	1999	$Y = -0,061x^2 + 3,275x + 577,02$	0,89
		2000	$Y = -0,0525x^2 + 0,9987x + 533,53$	0,90
		2001	$Y = -0,0687x^2 + 1,4911x + 514,38$	0,93
		1999-2001	$Y = -0,044x^2 + 1,3339x + 543,5$	0,92
Wyrównanie kolb <i>Uniformity of cobs</i>	6	1999	$Y = -0,0064x + 7,5$	0,92
		2000	$Y = -0,0004x^2 - 0,0041x + 8,1286$	0,92
		2001	$Y = 0,0004x^2 - 0,0333x + 7,7629$	0,96
		1999-2001	$Y = -0,0164x + 7,84$	0,97
Zaziarnienie kolb <i>Fulfilment of cobs by grains</i>	7A	1999	$Y = -0,0002x^2 + 0,0038x + 7,9886$	0,92
		2000	$Y = -0,0002x^2 - 0,0134x + 8,0486$	0,96
		2001	$Y = 7,9$	0
		1999-2001	$Y = -0,0086x + 8,04$	0,90

- wartości zmiennej niezależnej „x” odpowiadają liczbie dni od pierwszego terminu siewu, odpowiednio: 20-04 = 0, 4-05 = 14, 18-05 = 28, 1-06 = 42 i 15-06 = 56,

* - values of independent variable „x” correspond to number of days from first sowing term, : 20-04 = 0, 4-05 = 14, 18-05 = 28, 1-06 = 42 i 15-06 = 56, respectively.

Wpływ terminu siewu na procentowy udział kolb w pełni zaziarnionych w całkowitej masie kolb bez liści okrywowych, uzależniony był od przebiegu pogody w latach badan (rys. 1B). W 1999r, ciepłym lecz wyjątkowo suchym w czasie kwitnienia i zawiązywania ziarna, udział kolb I klasy był stały niezależnie od terminu siewu (tab. 2, rys. 1B). W również niekorzystnym roku 2000, chłodnym podczas kwitnienia kukurydzy i o nadmiarze opadów w czasie zawiązywania ziarna, zależność plonu kolb I klasy od terminu siewu miała charakter krzywoliniowy. Wynikało to z braku różnic w udziale kolb I klasy w dwóch pierwszy terminach siewu i jego systematycznego spadku przy dalszym opóźnianiu terminu siewu. W najkorzystniejszym pod względem przebiegu pogody dla kukurydzy roku 2001 oraz średnio dla lat, procentowy udział kolb I klasy zmniejszał się liniowo w miarę opóźniania terminu siewu, od końca kwietnia do połowy czerwca. Przyjęty model regresji wyjaśniał 88-99% zmienności udziału kolb I klasy w ogólnej masie kolb bez koszulek (tab. 2).

W badaniach nie stwierdzono różnej reakcji badanych odmian na stosowane terminy siewu w odniesieniu do plonu kolb I klasy. Plenniejszą była wczesna odmiana Comanche, dająca większe plony kolb I klasy niezależnie od terminu siewu, zarówno średnio dla lat jak i w poszczególnych latach (rys. 2A). Jedynie w najkorzystniejszym pod względem warunków termicznych i wilgotnościowych dla kukurydzy roku 2001, obydwie odmiany nie różniły się plonami kolb. Badane odmiany wykazywały różną reakcję na opóźnianie terminu siewu w przypadku procentowego udziału kolb I klasy (rys. 2B).



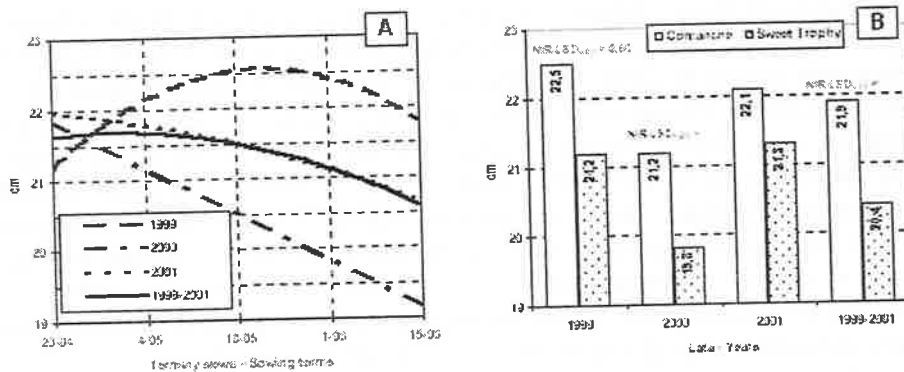
Rys. 2. Plon kolb I klasy odmian (A) i ich udział w plonie kolb w zależności od terminu siewu i odmiany (B)

Fig. 2. Yield of first class cobs of hybrids (A) and their share in yield of cobs depending of sowing date

Odmiana średnio wczesna Sweet Trophy wykazywała istotnie mniejszy udział kolb I klasy w stosunku do wczesnej odmiany Comanche, przy ich wysiewie w ostatnim terminie. Wcześniejsze terminy siewu nie różnicowały procentowego udziału kolb I klasy.

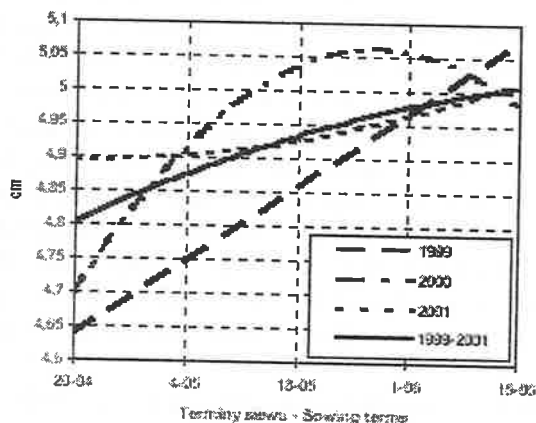
Wpływ terminu siewu na długość i średnicę kolb uzależniony był od przebiegu pogody w latach badań (rys. 3A i 4). Długość kolb ulegała skróceniu w miarę opóźniania terminu siewu w sposób liniowy w 2000 r. (chłodno i wilgotno podczas rozwoju generatywnego) lub krzywoliniowo w korzystnym roku 2001 i średnio dla lat. Jedynie w 1999 r., ciepłym lecz suchym podczas rozwoju generatywnego najdłuższe kolby wykształciła kukurydza przy siewie 18 maja, a przyspieszenie lub opóźnienie terminu siewu ograniczało długość kolb. Przyjęty model regresji wyjaśniał 815-99% zmienności długości kolb (tab. 2). Niezależnie od lat i terminu siewu odmianą o dłuższych kolbach była wczesna Comanche, wykształcająca średnio o 1,5 cm dłuższe kolby od Sweet Trophy (rys. 3B). Podobną tendencję stwierdzono we wszystkich latach, przy czym nie potwierdzono jej statystycznie jedynie w 2001r., najkorzystniejszym pod względem przebiegu pogody.

Opóźnianie terminu siewu zwiększało liniowo średnicę kolb w niekorzystnym pod względem pogody roku 1999, oraz krzywoliniowo średnio dla lat i w korzystnym pod względem pogody roku 2001, Rys 4). Natomiast w roku 2000, o chłodnym lipcu i zbyt mokrym sierpniu, najgrubszymi kolbami charakteryzowała się kukurydza siana w 18 maja i 1 czerwca. Model regresji (tabela 2) wyjaśniał w 70-92% zmienności średnicy kolb.



Rys. 3. Długość kolb w zależności od terminu siewu (A) oraz terminu siewu i odmian (B)

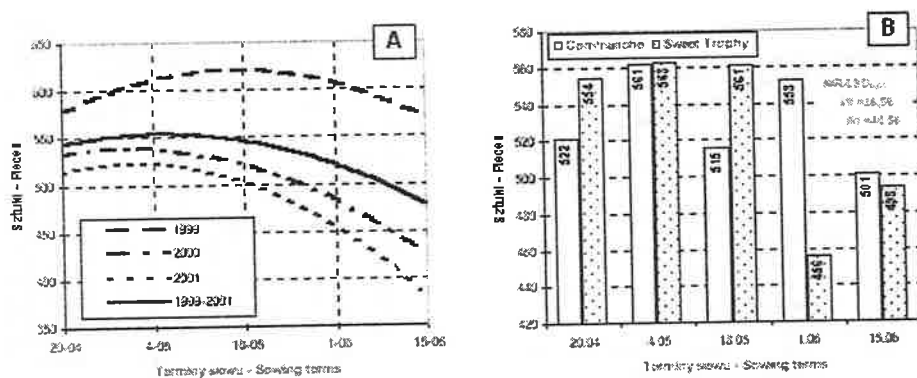
Fig. 3. Length of cobs depending on sowing date (A) and sowing date and hybrids (B)



Rys. 4. Średnica kolb w zależności od terminu siewu
 Fig. 4. Diameter of cobs depending on sowing date

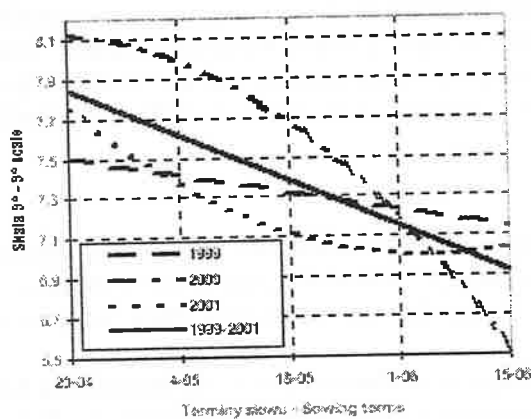
Liczba ziaren w kolbie była uzależniona od terminu siewu, przy czym wpływ ten był różny w latach (rys.5A). We wszystkich latach badań oraz średnio dla lat, zależność liczby ziaren w kolbie od terminu siewu miała charakter krzywej wielomianowej 2^o (tab. 2). Optymalnym terminem siewu, w którym kukurydza zawiązywała najwięcej ziaren w kolbie, był 4 maja lub 18 maja, w zależności od przebiegu pogody. Przyspieszenie lub opóźnienie siewu kukurydzy zmniejszało wartość tej cechy. Model regresji wyjaśniał 89-93% zmienności liczby ziaren w kolbie. Stwierdzona w przypadku liczby ziaren w kolbie interakcja czynnika odmianowego i terminu siewu jest niejednoznaczna i trudna do wytłumaczenia (rys. 5B). Istotne zróżnicowanie wartości tej cechy u badanych odmian wystąpiło jedynie w dwóch terminach siewu, a mianowicie 18 maja i 1 czerwca. W pierwszym z tych terminów więcej ziaren w kolbie zawiązywała odmiana Sweet Trophy, natomiast w drugim terminie siewu odmiana Comanche.

Termin siewu wpływał na wyrównanie kolb, określone w skali 9^o, jednakże zależność ta była różna w latach (rys. 6). Ogólnie można stwierdzić, że we wszystkich latach badań i średnio dla lat, w miarę opóźniania terminu siewu wyrównanie kolb pogarszało się. Spadek wartości tej cechy, miał charakter liniowy (w niekorzystnym 1999r oraz średnio dla lat), względnie kwadratowy (w niekorzystnym roku 2000 i korzystnym roku 2001). Współczynniki determinacji dla przyjętych modeli regresji były bardzo wysokie i wahały się od 91,5% do 96,5%.



Rys. 5. Liczba ziaren w kolbie w zależności od terminu siewu (A) oraz terminu siewu i odmian (B)

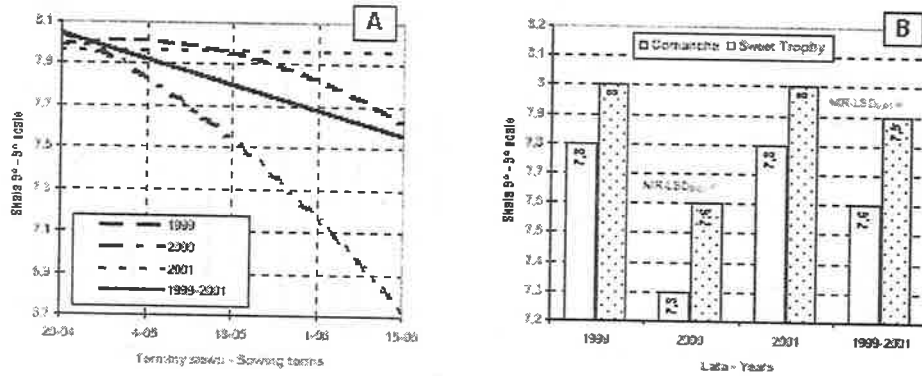
Fig. 5. No. of grain in cob depending on sowing date (A) and sowing date and hybrids (B)



Rys. 6. Wyrównanie kolb w zależności od terminu siewu

Fig. 6. Uniformity of cobs depending on sowing date

Podobnie jak w przypadku wszystkich omówionych wyżej cech, wpływ terminu siewu na zaziarnienie kolb uzależniony był od przebiegu pogody w latach (rys. 7A). Niezależnie od lat, opóźnianie terminu siewu od 20 kwietnia do połowy czerwca w sposób liniowy pogarszało zaziarnienie kolb kukurydzy cukrowej. Powyższa zależność, lecz o charakterze funkcji wielomianowej kwadratowej miała miejsce w niekorzystnych latach 1999 i 2000, w których pogoda w okresie rozwoju generatywnego była ciepła i sucha, względnie chłodna i wilgotna.



Rys. 7. Zaziarnienie kolb w zależności od terminu siewu (A) i odmian (B)
 Fig. 7. Fulfilment of cobs by grains depending on sowing date (A) and hybrids (B)

W roku korzystnym dla rozwoju kukurydzy cukrowej termin siewu nie wpływał na stopień zaziarnienia kolb. Niezależnie od lat i terminu siewu, odmianą wykształcającą kolby lepiej zaziarnione była średnio wczesna odmiana Sweet Trophy. Powyższą zależność potwierdzono statystycznie jedynie w chłodnym i nadmiernie wilgotnym w drugiej połowie okresu wegetacji kukurydzy roku 2000.

DYSKUSJA

Kukurydza cukrowa w porównaniu z pastewną ma podobne wymagania termiczno-wodne, stąd zbliżona ich reakcja na warunki pogodowe w latach i na termin siewu. Opóźnianie siewu kukurydzy po początku maja wpływa na zmniejszenie plonu kolb [8].

Czynnikiem najsilniej wpływającym na analizowane cechy jakościowe kolb kukurydzy cukrowej był czynnik pogodowy, stąd reakcja kukurydzy na badane czynniki doświadczalne była różna w latach. Przebieg pogody nie modyfikował ogólnego kierunku wpływu najważniejszego czynnika badawczego jakim był termin siewu na badane cechy, lecz w większym stopniu poziom tych zmian. Wpływ pogody na cechy jakościowe surowca kukurydzy cukrowej potwierdzają wcześniejsze badania autora [Waligóra 1997] oraz Kubajak i in. [1983].

W miarę opóźniania terminu siewu obniżał się plon kolb I klasy oraz ich udział w plonie ogólnym kolb bez liści okrywowych. W latach niekorzystnych, w których w okresie rozwoju generatywnego panowała chłodna i wilgotna pogoda, plony kolb z siewów czerwcowych kukurydzy cukrowej były przeszło 3-krotnie mniejsze a ich udział w plonie mniejszy o 25%, w stosunku do najkorzystniejszych terminów (20 kwietnia i 4 maja). W roku korzystnym dla rozwoju kukurydzy, ciepło i umiarkowanie wilgotno podczas kwitnienia i zawiązywania ziarna, plon kolb I klasy i ich udział w plonie układały się w

zależności od terminu siewu podobnie jak wartości przeciętne dla lat i na nieznacznie wyższym poziomie.

Średnio dla lat badań długość kolb kukurydzy sianej w pierwszych trzech terminach była taka sama i zmniejszała się przy dalszym opóźnieniu terminu siewu. W roku korzystnym zależność ta była podobna, natomiast w roku niekorzystnym pod względem przebiegu pogody długość kolb znacznie się zmniejszała w miarę opóźniania terminu siewu. Różnica pomiędzy skrajnymi terminami wynosiła 2,9 cm. Systematyczne zmniejszanie się długości kolb w miarę opóźniania terminu siewu stwierdził autor we wcześniejszych badaniach [Waligóra 1997]. Stwierdzona przez autora różnica w długości kolb u kukurydzy sianej w odstępie 30 dni, wynosiła około 2 cm. Odmienny wynik uzyskały Kubajak i Ostrowska [1983], które nie wykazały istotnego wpływu różnych terminów siewu na długość kolb badanych odmian. Należy jednak pamiętać, że były to odmiany populacyjne w odróżnieniu od odmian mieszańcowych użytych w badaniach własnych. Opóźnianie terminu siewu od 20 kwietnia do połowy czerwca powodowało niezależnie od przebiegu pogody w latach zwiększanie się średnicy kolb, co nie miało jednak wpływu na liczbę ziaren w kolbie. W latach korzystnych różnica pomiędzy skrajnymi terminami siewu była mniejsza od średniej z lat a w latach niekorzystnych większa od średniej wieloletniej (ciepło i sucho względnie chłodno i wilgotno w okresie rozwoju generatywnego). Opóźnianie terminu siewu w badaniach własnych pogarszało wyrównanie kolb oraz stopień ich zaziarnienia. Największe różnice w wartości tych cech pomiędzy skrajnymi terminami siewu, wystąpiły w latach, w których w okresie kwitnienia było chłodno a w okresie zawiązywania ziarna nadmiernie wilgotno.

Badane w doświadczeniu odmiany, wczesna Comanche i średnio wczesna Sweet Trophy, wykazywały różną reakcję na stosowane terminy siewu w odniesieniu do procentowego udziału kolb I klasy w ogólnym plonie kolb bez liści okrywowych. Odmiana Sweet Trophy charakteryzowała się istotnie niższym udziałem kolb I klasy jedynie przy siewie kukurydzy w połowie czerwca. We wszystkich wcześniejszych terminach siewu obie badane odmiany miały podobny udział kolb w pełni zaziarnionych. Niezależnie od lat i terminu siewu, odmianą dającą wyższy plon kolb I klasy, zawiązującą dłuższe kolby, lecz zaziarnione w mniejszym stopniu była wczesna odmiana Comanche.

WNIOSKI

1. Przebieg pogody w latach był czynnikiem determinującym sposób oddziaływania badanych czynników doświadczalnych, a zwłaszcza terminu siewu na plon kolb I klasy oraz cechy jakościowe kolb kukurydzy cukrowej.
2. Niezależnie od przebiegu pogody największe plony kolb I klasy uzyskano wysiewając kukurydzę w okresie od 20 kwietnia do 4 maja. Opóźnienie terminu siewu do połowy czerwca powodowało stopniowy spadek plonu kolb, szczególnie drastyczny w latach o niekorzystnym dla kukurydzy cukrowej przebiegu pogody.

3. Największy procentowy udział kolb I klasy stwierdzono przy najwcześniejszym terminie siewu kukurydzy cukrowej, przypadającym na 20 kwietnia.
4. W wyniku opóźniania terminu siewu kukurydzy cukrowej od 20 kwietnia do 15 czerwca, stopień wyrównania kolb oraz ich zaziarnienia ulegał systematycznemu obniżeniu.
5. Niezależnie od lat i terminu siewu większym plonem kolb I klasy, większym ich udziałem w plonie ogólnym oraz dłuższymi, lecz gorzej zaziarnionymi kolbami charakteryzowała się wczesna odmiana Comanche.

PIŚMIENNICTWO

1. Kossowski M., Cierkoń K., 1986: Wpływ terminu i gęstości siewu na plonowanie kukurydzy cukrowej. Zesz. Nauk. AR w Krakowie, nr 211, z. 16: 139-138.
2. Kubajak A., Ostrowska A., 1983: Wpływ terminu siewu kukurydzy cukrowej na jej plonowanie i jakość. Zesz. Nauk. AR w Krakowie, nr 178, z. 11: 161-175.
3. Molga 1986: Meteorologia rolnicza. PWRiL, Warszawa, wydanie VII.
4. Waligóra H., 1997: Wpływ terminów siewu na przebieg wegetacji i kształtowanie się cech morfologicznych kukurydzy cukrowej. PTPN, Wydz. Nauk Rol. i Leśnych, t. 83: 135-140.
5. Waligóra H, Kruczek A., 1996: Dobór odmian kukurydzy cukrowej do uprawy dla przetwórstwa i bezpośredniej konsumpcji. Roczn. AR w Poznaniu, CCLXXXV: 109-115.
6. Waligóra H., 1999: Ocena plonowania nowych odmian kukurydzy cukrowej. PTPN, Wydz. Nauk Rol. i Leśnych, t. 87: 41-46.
7. Waligóra H., 2001: Ocena wartości gospodarczej nowych mieszańców kukurydzy cukrowej. Roczn. AR w Poznaniu, CCCXXXV: 97-103.
8. Waligóra H., Kruczek A., 2003: Wpływ terminu siewu na plonowanie dwóch odmian kukurydzy cukrowej. Fragmenta Agronomica nr 3 (79): 27-39.

H. Waligóra, A. Kruczek

EFFECT OF SOWING DATE ON COB QUALITY OF TWO SUGAR MAIZE CULTIVARS

Summary

In the years 1999-2001, in the Experimental Station Swadzim of the Poznań Agricultural University, field experiments with maize were carried out in a very good rye soil complex. The objective of the studies was to determine the influence of the sowing date on the yield of I class cobs (completely filled with grain), the length and diameter of cobs, number of grain in the cob, cob

equalization and the filling of cobs with grain in two sugar maize cultivars: the early Comanche and the medium-early Sweet Trophy. Both cultivars grown in the experiment represent super-sweet hybrids (containing over 8% of sugar in the grains). The maize was sown in 14-day intervals on the following dates: April 20, May 4, May 18, June 1 and June 15. The meteorological conditions in the experimental years were diversified and their course is shown in table 1.

The studies indicated that the weather course in the experimental years had a significant effect on the yield of I class cobs and on their quality. Independent of the weather course, the highest yields of I class cobs were obtained when maize was sown between April 20 and May 4. The delay of the sowing term until mid-June caused a decreased cob yield and it was particularly significant in the years when the weather course was unfavourable for sugar maize. The highest percentage of I class cobs was found when the earliest date of sowing was applied, i.e. April 20. In synthetic evaluation and in all years of studies, the dependence of the I class cob yield on the sowing date had the character of a 2^o curve (table 2, fig. 1A). The early cultivar Comanche proved to be more fertile, it gave a higher yield of I class cobs independent of the sowing date, both in the mean result of the experimental years and in the particular years (fig. 2A). The studied cultivars showed a different reaction to delayed sowing date as far as the percent participation of I class cobs is concerned. Sweet Trophy demonstrated a significantly lower share of I class cobs in comparison to the early cultivar Comanche when they both were sown in the last term (June 15). The earlier sowing dates did not show any differences in the percentage of I class cobs.

The effect of the sowing date on the length and diameter of cobs depended on the weather course in the experimental years. The length of cobs was shortened in a linear way as the sowing date was delayed (in 2000), or it was shortened in a curvilinear way in the favourable year 2001 and in the mean result for all experimental years. The delay of sowing date increased linearly the cob diameter in the unfavourable year 1999, while in the favourable year 2001 and in the mean result for all years, the cob diameter increase was curvilinear.

The number of grains in the cob depended on the sowing date and the effect was different in the particular years. In all experimental years and in the mean result for all years, the dependence of grain number in the cob on the sowing term had the character of a 2^o polynomial curve. The optimal sowing date when maize set the greatest number of grains was May 4 or May 18 depending on the weather course.

The cob equalization and the filling of cobs with grain also depended significantly on the weather course throughout all experimental years. In all years of studies and in the mean value for all years, the equalization of cobs deteriorated as the sowing term was delayed. The deterioration of this feature had a linear character (in the year 1999 and in the mean value for all years), or it had a quadratic character (in the years 2000 and 2001). Independent of the years, the delaying of the sowing date from April 20 to mid-June caused a linear deterioration of the filling of cobs with grain in the sugar maize.

The earlier maize cultivar Comanche was not only characterized by a higher participation of I class cobs in the yield, but also by a higher yield of I class cobs and more equalized cobs, however, it showed a worse filling of cobs with grain.

Dr Hubert Waligóra
Zakład Szczegółowej Uprawy Roślin Katedry Uprawy Roli i Roślin AR w
Poznaniu
ul. Mazowiecka 45/46
60-623 Poznań
e-mail: hubertw@au.poznan.pl

Praca wpłynęła do Redakcji w październiku 2003 r.

EFEKTYWNOŚĆ POBIERANIA MAKROELEMENTÓW PRZEZ JARE MIESZANKI ZBOŻOWE W RÓŻNYCH FAZACH WZROSTU

Piotr Sobkowicz

Akademia Rolnicza we Wrocławiu

S y n o p s i s. W latach 1996-1998 w RZD Swojéc koło Wrocławia przeprowadzono doświadczenia polowe nad nagromadzeniem azotu, fosforu i potasu przez mieszanki jęczmienia, owsa i pszenżyta w porównaniu z zasiewami czystymi tych gatunków. W większości przypadków pobranie składników z plonem mieszanki nie było większe od pobrania go przez wydajniejszy komponent uprawiany w siewie czystym. Jedynie mieszanki jęczmienia z owsem oraz owsa z pszenżytem w okresie dojrzałości pełnej nagromadziły więcej fosforu, niż zboża w siewie czystym. Przemieszczanie pobranych w okresie wegetacji makroelementów do ziarna było największe u jęczmienia, a najmniejsze u owsa. W rozwoju ontogenetycznym roślin stwierdzono ujemną korelację pomiędzy procentową zawartością makroelementów i plonem biomasy zbóż.

S ł o w a k l u c z o w e – key words: mieszanki zbożowe – cereal mixtures, pobieranie składników – nutrient uptake, jęczmień – barley, owies – oats, pszenżyto – triticale.

WSTĘP

Mieszanki zbożowe są trwałym elementem różnych systemów produkcji roślinnej [Kuś i inni 2000, Wanic i inni 2000]. Plony mieszanek są na ogół tylko, nieznacznie większe od plonów zasiewów czystych, a ponadto ocena różnic plonów i ich przyczyn zależy od przyjętej metody badawczej [Sobkowicz 2003, s. 13]. Na ogół przyjmuje się, że zwyżka plonu mieszanki spowodowana jest zjawiskiem komplementarnego wykorzystywania zasobów siedliskowych. Według Bulsona i in. [1997] komplementarność polega na wykorzystywaniu zasobów siedliskowych przez komponenty mieszanki w różnym czasie, z różnej przestrzeni (nadziemnej lub podziemnej) i z różnych form tych zasobów. Inną przyczyną różnic plonów jest konkurencja międzygatunkowa odpowiedzialna przede wszystkim za zmiany udziału komponentów w plonie końcowym mieszanki. Konkurencja ta może być zdefiniowana jako dążenie roślin dwóch gatunków

uprawianych w mieszance do wykorzystywania tych samych, ograniczonych zasobów siedliskowych. Typowymi zasobami, o które konkurują gatunki są światło oraz woda i składniki pokarmowe, stąd wyróżnia się dwa rodzaje konkurencji, nadziemną i podziemną [Sobkowicz 2001, Semere i inni 2001]. Te dwa rodzaje konkurencji są wzajemnie uwikłane. We wczesnych fazach rozwojowych zbóż przeważa jednak konkurencja między korzeniami roślin [Sobkowicz 2001], a dopiero w późniejszym okresie rozwoju po rozbudowaniu aparatu asymilacyjnego o wynikach konkurencji zaczynają decydować oddziaływania między częściami nadziemnymi roślin [Vandermeer, s. 85].

W piśmiennictwie nie spotyka się prac nad porównaniem efektywności pobierania składników pokarmowych przez mieszanki i ich komponenty uprawiane w siewie czystym w rozwoju ontogenetycznym roślin. Nagromadzenie składników nie jest proporcjonalne do nagromadzania suchej masy i koncentracja makroelementów w roślinach jest większa na początku wegetacji niż w okresie zbioru [Czuba i inni 1988, s. 63]. Można przypuszczać, że różnice morfologiczne i fizjologiczne systemu korzeniowego, inny rytm wzrostu oraz niejednakowe wymagania glebowe komponentów będą sprzyjały efektywniejszemu pobieraniu makroelementów przez mieszankę niż przez zasiewy jednogatunkowe. Pobieranie składników we wczesnych fazach wzrostu odbywa się jednak w warunkach ich względnego nadmiaru w stosunku do możliwości pobrania składników przez rozpoczynające wegetację małe rośliny. Może to faworyzować gatunki charakteryzujące się dużym tempem początkowego wzrostu, które pobierając składniki szybciej, mogą ograniczać do nich dostęp drugiemu komponentowi i w efekcie zjawisko komplementarności nie ujawni się. Wśród zbóż jarych gatunkiem charakteryzującym się szybkim wzrostem jest jęczmień [Rudnicki 1994]. Duże pobranie składników we wczesnym okresie wzrostu nie musi jednak decydować o dużym plonie ziarna. Istotna jest, bowiem efektywność wykorzystania pobranych makroelementów na produkcję plonu.

Celem pracy było zbadanie szybkości nagromadzania azotu, fosforu i potasu przez mieszanki w porównaniu do nagromadzania przez komponenty mieszanek uprawiane w zasiewach czystych, a także określenie efektywności wykorzystania nagromadzonych składników na produkcję plonu ziarna.

MATERIAŁ I METODY

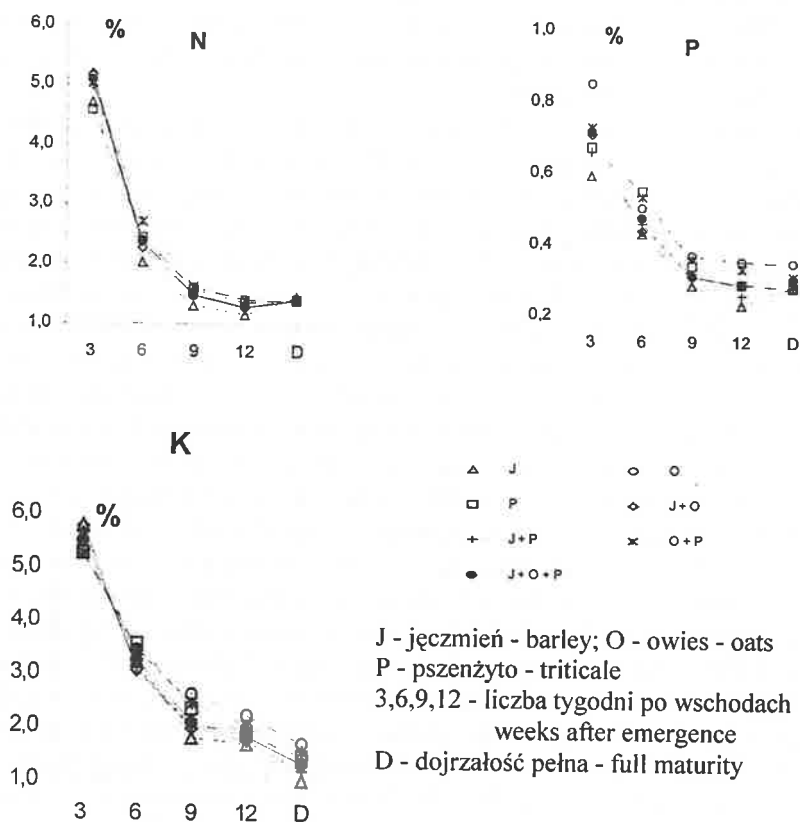
Podstawę badań stanowiły ścisłe doświadczenia polowe przeprowadzone w latach 1996-1998 w Rolniczym Zakładzie Doświadczalnym Swojec należącym do Akademii Rolniczej we Wrocławiu, na glebie kompleksu żytiego dobrego. W dwuczynnikowym doświadczeniu zakładanym metodą spilt-plot pierwszym czynnikiem były ilości wysiewu, 350, 550 i 750 ziarn/m², a czynnikiem drugim gatunki zbóż jarych w siewie czystym, jęczmień, owies i pszenżyto oraz ich mieszanki dwu- i trójgatunkowe. W siewie mieszanym zastosowano schemat substytucyjny z jednakowym, 50% udziałem kielkujących ziaren każdego gatunku w mieszance dwuskładnikowej oraz 33,3% ich udziałem w mieszance trójskładnikowej. Jesienią w latach poprzedzających założenie doświadczenia, pole

wapnowano dawką 0,75 t CaO/ha. W okresie jesieni stosowano także nawozy fosforowe 70 kg P₂O₅ i potasowe, 90 kg K₂O a wiosną nawozy azotowe w łącznej dawce 75 kg N/ha, z podziałem na część przedsiewną 50 kg N/ha i pogłówną 25 kg N/ha, na początku kłoszenia zbóż.

W okresie wegetacji pobierano 4 - krotnie w odstępach 21 dniowych próbki nadziemnej masy roślin, licząc od dnia w którym pojawiało się ok. 10% roślin najwcześniej wschodzącego gatunku. Ostatniego piątego zbioru dokonywano w fazie pełnej dojrzałości zbóż bez względu na liczbę dni jaka upłynęła od poprzedniego terminu pobrania próbek. Rośliny wrywano z 4 kolejnych rzędów o długości 1 mb (0,44 m²) z każdego poletka. Po oznaczeniu suchej masy roślin sporządzano średnie próbki obiektowe i analizowano je na zawartość azotu metodą Kjeldahla, oraz zawartość fosforu i potasu po suchym spalaniu próbki. Wielkość pobrania składników ustalano mnożąc zawartość danego składnika przez plon suchej masy z każdego poletka. Jako miarę efektywności pobierania składnika przez mieszankę w porównaniu z jego pobraniem przez zasiewy czyste komponentów, traktowano stosunek pobrania rzeczywistego do pobrania oczekiwanego danego składnika. Pobranie oczekiwane wyliczano sumując pobranie składnika przez komponenty mieszanki uprawiane w siewie czystym i dzieląc tę sumę przez liczbę gatunków w mieszance. Obliczono również efektywność wykorzystania składników jako stosunek plonu suchej masy ziarna do pobrania składnika z plonem suchej masy roślin [Fotyła 1999, Morris i inni 1993]. Obliczeń dokonano dla pobrania składników z biomasą w 12 tygodniu po wschodach i w okresie dojrzałości pełnej. Wyniki doświadczenia opracowano statystycznie z zastosowaniem analizy wariancji, testując istotność różnic testem Tukeya, przy poziomie istotności P=0,05. Wobec braku istotności różnic pomiędzy ilościami wysiewu i braku istotnego współdziałania I i II czynnika wyniki przedstawiono jako średnie dla gatunków zbóż i ich mieszanek. Plony suchej masy roślin w okresie wzrostu oraz plony ziarna zostały przy tym przedstawione w innej pracy [Sobkowicz 2003].

WYNIKI I DYSKUSJA

Zawartość wszystkich składników w roślinach była największa w początkowym okresie wegetacji a następnie zmniejszała się w miarę wzrostu zbóż (rys. 1). W fazie dojrzałości pełnej niektórych zbóż i mieszanek obserwowano jednak ponowny wzrost zawartości azotu i fosforu. Było to szczególnie widoczne w przypadku jęczmienia uprawianego w siewie czystym. Jak wykazano w poprzedniej pracy [Sobkowicz 2003, s. 49] gatunek ten dojrzewał najwcześniej i tracił dużą część listowia i mniejszych źdźbeł jeszcze przed osiągnięciem dojrzałości pełnej. Zwiększał się wówczas w plonie końcowym udział ziarna, zawierającego więcej azotu niż słoma. W fazie krzewienia (3 tydzień po wschodach) koncentracja azotu w suchej masie mieszanki jęczmienia z pszenżytem była wyraźnie wyższa niż w suchej masie roślin obu gatunków uprawianych oddzielnie.



Rys. 1. Zawartość składników w suchej masie roślin. Średnie z lat 1996-1998
 Fig. 1. Nutrient content in plant dry matter. Mean for 1996-1998

Podobną prawidłowość stwierdzono u mieszanki owsa z pszenżytem w fazie strzelania w źdźbło (6 tydzień po wschodach). Rośliny jęczmienia odznaczały się najmniejszą zawartością fosforu przez cały okres wegetacji. Największą koncentracją tego składnika wykazywały natomiast rośliny owsa, z wyjątkiem 6 tygodnia po wschodach, kiedy najwięcej fosforu znaleziono w roślinach pszenżyta. Zawartość fosforu w mieszankach mieściła się między jego zawartościami w zasiewach czystych komponentów tych mieszanek. W trzecim tygodniu po wschodach dużą zawartością potasu stwierdzono w roślinach jęczmienia a w 6 tygodniu po wschodach w roślinach pszenżyta. W późniejszych terminach pomiarów najmniejszą zawartością potasu odznaczał się jęczmień, a największą owies. Podobnie jak zawartość fosforu, także zawartość potasu w suchej masie mieszanek mieściła się przez cały okres wegetacji między zawartościami składnika w zasiewach czystych komponentów mieszanek.

W fazie kwitnienia zbóż (9 tydzień po wschodach) zawartość wszystkich składników była silnie i ujemnie skorelowana z plonem suchej masy roślin, (tab. 1). W pozostałych terminach wykonywania oznaczeń korelacja ta była istotnie ujemna tylko dla fosforu. Przeważająca liczba istotnych ujemnych korelacji stwierdzona między 6 a 12 tygodniem po wschodach wskazuje, że pobrane wcześniej w okresie wegetacji składniki ulegały następnie rozcieńczeniu w tkankach roślin w okresie ich intensywnego wzrostu.

Tabela 1. Współczynniki korelacji prostej między plonem suchej masy i zawartością składników w roślinach. Średnia z lat 1996-1998.

Table 1. Correlation coefficients between plant dry matter yield and nutrient content in plants. Mean for 1996-1998.

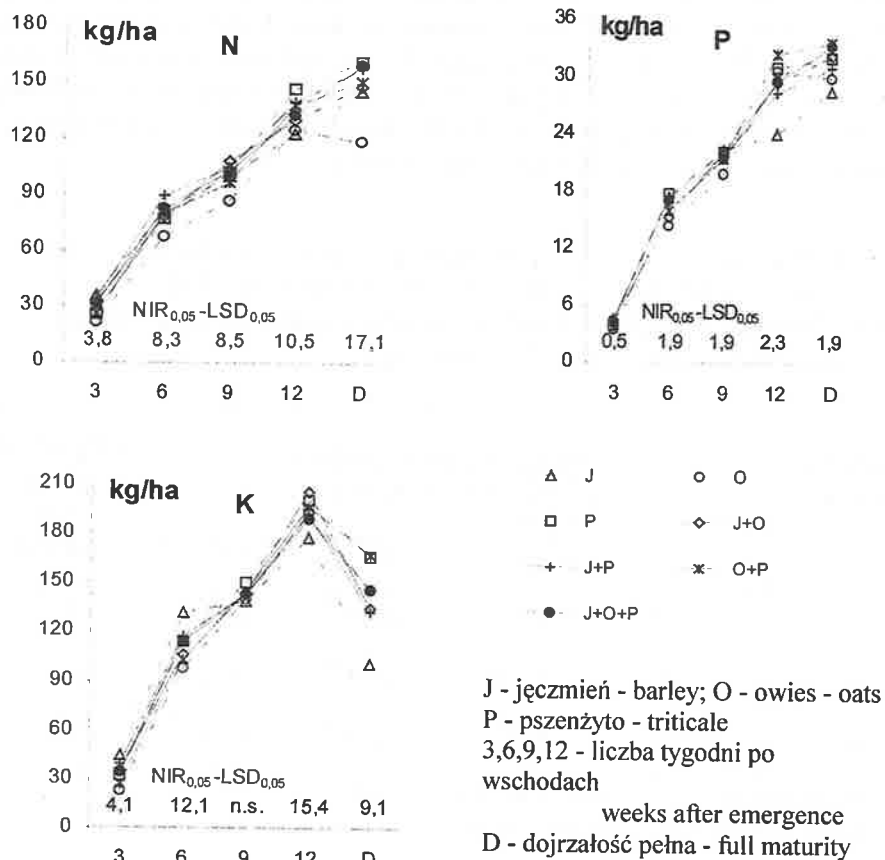
Składnik <i>Nutrient</i>	Liczba tygodni po wschodach <i>Weeks after emergence</i>				Dojrzałość pełna <i>Full maturity</i>
	3	6	9	12	
N	-0,47	-0,76*	-0,89**	-0,66	0,37
P	-0,94**	-0,78*	-0,99**	-0,85*	-0,80*
K	0,77*	-0,69	-0,99**	-0,91**	-0,34

* - istotne przy $P=0,05$ – *significant for $P=0,05$* ;

** - istotne przy $P=0,01$ – *significant for $P=0,01$*

Ilość potasu nagromadzonego w nadziemnej masie roślin zwiększała się do 12 tygodnia po wschodach a następnie stwierdzono znaczny jej spadek. Natomiast ilość nagromadzonego zotu i fosforu wzrastała aż do okresu pełnej dojrzałości zbóż (rys. 2). Według Czuby i Mazura [1988, s. 18] zmniejszenie ilości pobranych składników, a szczególnie potasu w okresie dojrzałości pełnej zbóż jest spowodowane zwrotem tych składników do gleby przez korzenie roślin, wymywaniem ich z tkanek przez wody opadowe oraz częściową destrukcją roślin w okresie dojrzałości pełnej. Autorzy ci podkreślają, że maksymalne pobranie potasu przez zboża następuje wcześniej niż maksymalne pobranie azotu i fosforu.

W badaniach własnych, przez cały niemal okres wegetacji pobranie składników pokarmowych z plonem mieszanek nie było istotnie większe od ich pobrania przez wydajniejszy komponent uprawiany w siewie czystym. Miało to jedynie miejsce w odniesieniu do pobrania fosforu w okresie dojrzałości pełnej przez mieszankę jęczmienia z owsem oraz owsa z pszenżytem.

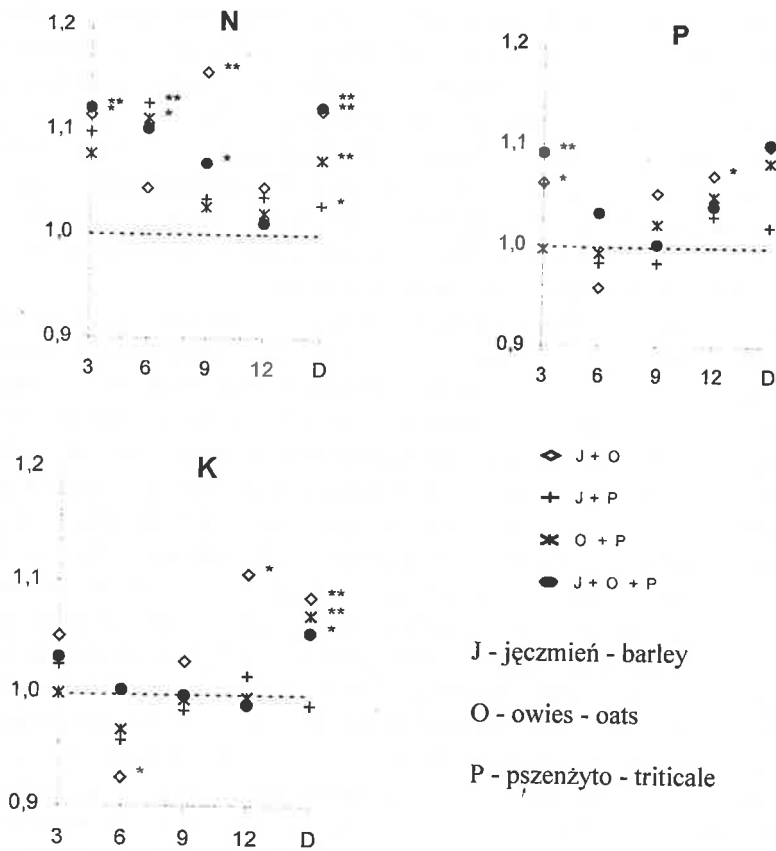


Rys. 2. Pobranie składników z plonem suchej masy roślin. Średnia z lat 1996-1998.
Fig.2. Nutrient uptake with yield of plant dry matter. Mean for 1996-1998.

Porównując pobieranie składników przez poszczególne zboża i mieszanki można zauważyć, że w początkowej fazie wzrostu (3 tydzień po wschodach) większym pobraniem azotu i potasu charakteryzował się jęczmień uprawiany w siewie czystym. Ilość pobranego azotu przez jęczmień była w tym czasie o 64% większa, a ilość potasu o 100% większa od pobrania tych składników przez owies. Owies charakteryzował się zresztą istotnie mniejszym od innych gatunków i mieszanek pobieraniem azotu do 9 tygodnia po wschodach i w okresie dojrzałości pełnej. Porównując same mieszanki można stwierdzić, że w początkowym okresie wzrostu istotnie mniejszym pobraniem wszystkich składników charakteryzowała się mieszanka owsa z pszenżytem. W 12 tygodniu po wschodach, pobranie azotu przez pszenżyto w siewie czystym było istotnie większe od pobrania tego

składnika przez jęczmień i owies, mieszankę tych gatunków oraz mieszankę trójskładnikową. W tym okresie jęczmień charakteryzował się natomiast istotnie mniejszym w porównaniu z innymi gatunkami i mieszankami pobraniem fosforu. Jęczmień nagromadzał istotnie mniejszą ilość potasu niż pszenżyto, mieszanka jęczmienia z owsem i owsa z pszenżytem. Wszystkie mieszanki nagromadzały podobne w zasadzie ilości składników pokarmowych. Do 12 tygodnia po wschodach mieszanka jęczmienia z pszenżytem nagromadziła jednak istotnie więcej azotu niż mieszanka jęczmienia z owsem. Ta ostatnia przewyższała natomiast mieszankę jęczmienia z pszenżytem i trójskładnikową w nagromadzaniu potasu. Z kolei mieszanka owsa z pszenżytem nagromadziła istotnie więcej fosforu niż mieszanka jęczmienia z owsem i jęczmienia z pszenżytem.

W okresie dojrzałości pełnej zbóż stosunek rzeczywistego do oczekiwanego pobrania składników przez mieszanki, był w większości przypadków istotnie większy od jedności (rys. 3). Dotyczyło to wszystkich mieszanek w przypadku pobrania azotu, oraz mieszanki jęczmienia z owsem, owsa z pszenżytem i trójskładnikowej w przypadku pobrania pozostałych makroelementów. Jak wynika z wcześniejszego opracowania, w okresie dojrzałości pełnej mieszanki odznaczały się komplementarnością w wykorzystywaniu zasobów siedliskowych, która wynikała z różnego terminu dojrzewania komponentów [Sobkowicz 2003, s. 92]. Najprawdopodobniej więc gdy konkurencja o składniki ze strony jednego komponentu mieszanki ulegała zmniejszeniu w wyniku wcześniejszego jego dojrzewania, drugi komponent, dojrzewający później, był je w stanie jeszcze pobierać. W odniesieniu do badań Morrissa i Garity [1993], można przyjąć że w glebie występowały w tym okresie wystarczające dla gatunków zdominowanych zasoby składników pokarmowych. Prawdopodobnie ta może być jednak zakłócona przez wspomniane straty składników, w szczególności potasu w okresie wegetacji roślin. W 12 tygodniu po wschodach, kiedy tych strat przypuszczalnie jeszcze nie było istotnie większym od 1,0 stosunkiem pobrania rzeczywistego do oczekiwanego fosforu i potasu charakteryzowała się jedynie mieszanka jęczmienia z owsem. We wcześniejszych terminach rzeczywiste pobranie potasu przez mieszanki, nie było istotnie wyższe od pobrania oczekiwanego, a w 6 tygodniu po wschodach w przypadku mieszanki jęczmienia z owsem było ono nawet istotnie mniejsze. Azot był za to składnikiem pobieranym istotnie bardziej efektywnie przez niektóre mieszanki w tym okresie niż przez ich komponenty. Rzeczywiste pobranie azotu przez mieszankę jęczmienia z owsem i mieszankę trójgatunkową w 3 i 9 tygodniu po wschodach oraz mieszankę jęczmienia z pszenżytem i owsa z pszenżytem w 6 tygodniu po wschodach było natomiast istotnie większe od pobrania oczekiwanego. W fazie krzewienia zbóż mieszanka jęczmienia z owsem i mieszanka trójskładnikowa charakteryzowały się również większym od oczekiwanego pobraniem fosforu.



3,6,9,12 - liczba tygodni po wschodach roślin - weeks after plant emergence
 D - dojrzałość pełna - full maturity

** - istotnie różne od 1,0 dla $P=0,01$ - significantly different from 1,0 for $P=0,01$
 * - istotnie różne od 1,0 dla $P=0,05$ - significantly different from 1,0 for $P=0,05$

Rys. 3. Stosunek rzeczywistego do oczekiwanego pobrania składników z plonem suchej masy przez mieszanki. Średnia z lat 1996-1998

Fig. 3. Actual/expected nutrients uptake with dry matter of mixtures. Mean for 1996-1998.

Efektywność wykorzystania składników na produkcję plonu ziarna mieszanek nie była na ogół większa od ich wykorzystania przez najlepszy komponent mieszanek uprawiany w siewie czystym (tab. 2). Mieszanka jęczmienia z pszenżytem istotnie lepiej wykorzystywała fosfor i potas niż mieszanka owsa z jęczmieniem lub z pszenżytem. Mieszanki, w skład których wchodził owies wykazywały jednak większą efektywność wykorzystywania składników niż owies w siewie czystym. Owies wykazywał również istotnie mniejszą efektywność wykorzystania składników w porównaniu z innymi zasiewami. Wyjątek stanowi

jednakowa dla wszystkich zasiewów efektywność wykorzystania azotu w okresie dojrzałości pełnej zbóż. Jęczmień w siewie czystym, który w 12 tygodniu po wschodach odznaczał się najmniejszym pobraniem składników, okazał się zbożem najlepiej wykorzystującym te składniki w tworzeniu plonu ziarna. W poprzednim opracowaniu [Sobkowicz 2003] wykazano, jednak że masa jęczmienia w siewie czystym była w okresie wzrostu wegetatywnego największa i, że jęczmień był gatunkiem dominującym w mieszankach.

Tabela 2. Efektywność wykorzystania składników. Średnia z lat 1996-1998.
Table 2. Nutrient utilization efficiency. Mean for 1996-1998.

Obiekt <i>Treatment</i>	12 tydzień po wschodach <i>12 weeks after emergence</i>			Dojrzałość pełna <i>Full maturity</i>		
	NUE	PUE	KUE	NUE	PUE	KUE
	kg/kg					
J	40	204	28	34	172	49
O	31	125	20	32	128	26
P	36	172	27	33	166	32
J + O	37	163	23	32	148	36
J + P	38	190	28	34	173	40
O + P	35	151	25	33	145	29
J + O + P	38	172	27	32	153	35
NIR – LSD _{0,05}	3,4	15,3	2,3	1,1	5,5	1,4

J – jęczmień – barley, O – owies – oats, P – pszenżyto - triticale
 NUE – efektywność wykorzystania azotu – *nitrogen use efficiency*,
 PUE – efektywność wykorzystania fosforu – *phosphorus use efficiency*
 KUE – efektywność wykorzystania potasu – *potassium use efficiency*

Z powyższego wynika, że zdolność danego gatunku do dużego końcowego pobrania składników jak to miało miejsce u owsa i pszenżyta nie zapewnia jeszcze sukcesu w konkurencji międzygatunkowej. Większe znaczenie ma szybkość pobierania składników w okresie wegetacji oraz efektywność ich wykorzystania na tworzenie plonu biomasy i ziarna, jak miało to miejsce w u jęczmienia. Aarssen i inni [2002] również wskazują, że bardziej efektywne przetwarzanie pobranych składników na plon biomasy jest jednym z czynników zapewniających sukces konkurencyjny roślin w naturalnych siedliskach.

WNIOSKI

1. Przez większą część okresu wegetacji pobranie azotu, fosforu i potasu z plonem biomasy mieszanek nie było większe od pobrania tych składników przez wydajniejszy pod tym względem komponent mieszanek uprawiany w siewie czystym.
2. W porównaniu z zasiewami jednogatunkowymi mieszanki nagromadzały większą ilość azotu i fosforu w plonie końcowym. W przypadku potasu porównanie takie jest utrudnione wobec dużych strat tego składnika z roślin w ostatnim okresie ich wzrostu.
3. Jęczmień wykazywał największą a owies najmniejszą efektywność wykorzystania pobranych składników na produkcję plonu ziarna. Spośród mieszanek najlepszą pod tym względem okazała się mieszanka jęczmienia z pszenżytem.

PIŚMIENNICTWO

1. Aarssen L.W., Keogh T., 2002: Conundrums of competitive ability in plants: what to measure? *Oikos*, 96(3), 531-542.
2. Bulson H.A.J., Snaydon R.W., Stopes, C.E., 1997: Effects of plant density on intercropped wheat and field beans in an organic farming system. *J. Agric. Sci. Camb.*, 128, 59-71.
3. Czuba R., Mazur T., 1988: Wpływ nawożenia na jakość plonów. PWN, Warszawa.
4. Fotyma E., 1999: Pobranie i wykorzystanie azotu przez pszenicę ozimą i jara. *Pam. Puł.*, 118, 143-152.
5. Kuś J., Filipiak K., 2000: Regionalne zróżnicowanie uprawy jarych mieszanek zbożowych. *Rocz. AR Pozn.*, CCCXXV, Rol. 58, 59-66.
6. Morris R.A., Garrity D.P., 1993: Resource capture and utilization in intercropping: non-nitrogen nutrients. *Field Crop Res.*, 34, 319-334.
7. Rudnicki F., 1994: Biologiczne aspekty uprawy zbóż w mieszankach. Materiały Ogólnopolskiej Konferencji: "Stan i perspektywy uprawy mieszanek zbożowych". Poznań, 7-15.
8. Semere T., Froud-Williams R., 2001: The effect of pea cultivar and water stress on root and shoot competition between vegetative plants of maize and pea. *J. Appl. Ecol.*, 38, 137-145.
9. Sobkowicz P., 2001: Nadziemna i podziemna konkurencja między jęczmieniem i owsem w mieszance w początkowym okresie wzrostu. *Fragm. Agron.*, 70(2), 103-119.
10. Sobkowicz P., 2003: Konkurencja międzygatunkowa w jarych mieszankach zbożowych. *Zesz. Nauk. AR Wroc.*, 458, Rozprawy CXCIV.
11. Vandermeer J., 1989: *The ecology of intercropping*. Cambridge University Press, Cambridge.

12. Wanic M., Nowicki J., 2000: Funkcje siewów mieszanych zbóż w płodozmianie. Post. Nauk Rol., 4, 37-50.

P. Sobkowicz

MACRONUTRIENTS UPTAKE EFFICIENCY OF SPRING CEREAL MIXTURES AT DIFFERENT STAGES OF THEIR GROWTH

Summary

Field experiments with barley, oats and triticale grown in pure stands and in substitutive mixtures with equal proportion of the species were carried on in the years 1996-1998 on light soil at Swojec Experimental Station of Agricultural University at Wrocław. The plant samples were collected at three-week intervals after plant emergence and analyzed for the content of nitrogen, phosphorus and potassium. The objective of the study was to determine nutrient uptake efficiency and NPK utilization efficiency for grain yield production of the mixtures in comparison to their components grown in pure stands. In the peak of the vegetation season (9 weeks after plant emergence) the concentration of nutrients in plants was negatively correlated with plant dry matter yield. The uptake of nutrients with biomass yield of mixture, in the course of almost whole vegetation season was not significantly higher than its uptake with biomass yield of the more efficient component in pure stand. The exception was higher uptake of phosphorus by barley-oats and triticale-oats mixture at full maturity. The ratio of actual/expected nutrients uptake by mixtures at full maturity was above 1 which means that these mixtures were more efficient in NPK uptake in comparison to single components. This can be explained by complementarity in resource use by components of the mixtures due to differences in time of reaching full maturity by single species. For potassium the result was biased due to its significant loss from plant tissue that occurred after time of maximum uptake of the nutrient. Six weeks after plant emergence actual uptake of potassium by barley-oats mixture was even lower than expected. The ratio of actual/expected nitrogen uptake was significantly greater than one for barley-oats and 3-species mixture, 3 and 9 weeks after plant emergence, and for barley-triticale and oats-triticale mixture 6 weeks after plant emergence. The ratio for phosphorus uptake was significantly greater than one for barley-oats and 3-species mixture during tillering stage. Barley in pure stand and barley-triticale mixture showed higher phosphorus and potassium use efficiency than oats-triticale mixture, barley-oats mixture and oats grown alone. The results of these experiments, already published proved that barley in pure stand produced the highest yield of biomass during vegetative growth and was dominant species in mixtures during the whole period of their growth. On the other hand barley had the lowest NPK concentration in plant tissue during almost whole vegetation season, and also the lowest NPK uptake with biomass yield 12 weeks after plant emergence. Thus, high nutrient uptake of a given species with final yield (oats and

triticale) is not sufficient to outcompete a species that accumulate smaller amount of the nutrients, if the second species is able to acquire the nutrients faster or utilize them more efficiently for production of biomass and grain (barley).

Dr Piotr Sobkowicz
Katedra Ogólnej Uprawy Roli i Roślin
Akademia Rolnicza we Wrocławiu
ul. Norwida 25
50-375 Wrocław
tel: (0-71) 320 54 65
e-mail: <sobko@ozi.ar.wroc.pl>

Praca wpłynęła do redakcji w sierpniu 2003 r.

Z ŻYCIA PTNA

DZIAŁANOŚĆ POLSKIEGO TOWARZYSTWA NAUK AGROTECHNICZNYCH W ROKU 2003

I. Skład osobowy Zarządu Głównego od 28.01.1999 roku

Honorowy Prezes PTNA: Prof. dr hab. dr h.c. Witold Niewiadomski, członek
recz. PAN

Prezes: Prof. dr hab. dr h.c. Leszek Malicki, członek
koresp. PAN i PAU

Wiceprezesa: Prof. dr hab. Mariusz Fotyma
Prof. dr hab. Alicja Gawrońska-Kuleszowa

Sekretarz: Dr hab. Bogusław Sawicki

Z-ca Sekretarza: Prof. dr hab. Roman Reszel

Skarbnik: Prof. dr hab. Elżbieta Podstawka-Chmielewska

Członkowie Doc dr hab. Janusz Jankowiak

Prof. dr hab. Janusz Nowicki

Doc dr hab. Jan Pabin

Prof. dr hab. Franciszek Rudnicki

Prof. dr hab. Józef Starczewski

Prof. dr hab. Ewa Stupnicka-Rodzyńkiewicz

Dr Wiesława Ziółek

II. Ważniejsze uchwały organów statutowych Towarzystwa:

2.1. Uchwała o przeprowadzeniu w Oddziałach zebrań wyborczych na nową kadencję oraz o wyborze delegatów na Walny Zjazd PTNA w terminie do 15.10.2003 r.

2.2. Uchwała o ustaleniu ordynacji wyborczej.

2.3. Uchwała o wyznaczeniu Walnego Zebrania Delegatów na 26.02.2004 r. w Warszawie w gmachu SGGW przy ul. Nowoursynowskiej

- 2.4. Uchwała o wyborze prof. dr hab. Józefa Starczewskiego na przewodniczącego Walnego Zebrania Delegatów.

III. Działalność naukowa

1. Konferencje naukowe organizowane przez PTNA

W roku 2003 PTNA nie organizowało konferencji, ale odbyło się 69 zebrań naukowych i seminariów.

2. Prace badawcze realizowane przez Towarzystwo w roku 2003

W roku 2003 prac badawczych nie prowadzono.

IV. Działalność wydawnicza

1. Wydawnictwa periodyczne i ciągłe

PTNA wydaje kwartalnik "Fragmenta Agronomica", w którym są publikowane oryginalne prace badawcze, rozprawy habilitacyjne, opracowania problemowe oraz komunikaty dotyczące organizacji i działalności PTNA i ESA. W roku 2003 wydano 4 numery czasopisma.

V. Działalność w zakresie upowszechniania nauki

PTNA prowadzi szeroko zakrojoną działalność w zakresie upowszechniania nauki. W roku 2003 zorganizowano 61 seminariów i zebrań naukowych. Referentami byli znani naukowcy z kraju i zagranicy, a w audytorium zasiadali przedstawiciele świata nauki, instytucji rolniczych i rolnicy indywidualni. Słuchaczami byli również studenci i doktoranci polskich uczelni związanych z rolnictwem. W roku 2003 rozstrzygnięto konkurs na najlepszą pracę magisterską w zakresie agronomii.

PTNA współpracuje z wieloma instytucjami w kraju. Są to:

- ◆ Krajowa Rada Doradztwa Rolniczego,
- ◆ Mazowiecka Społeczna Rada Oświaty Rolniczej,
- ◆ Związek Powiatów Nadburzańskich,
- ◆ Lokalne Ośrodki Doradztwa Rolniczego,
- ◆ Instytut Roślin i Przetworów Zielarskich w Poznaniu,
- ◆ COBORU - Słupia Wielka,
- ◆ IUNG w Puławach,

- ◆ Zakład Doświadczalny IHAR - Wielichowo,
- ◆ Instytut Ochrony Roślin w Poznaniu,
- ◆ Stacje Hodowli Roślin,
- ◆ Rejonowe Spółdzielnie Rolnicze w woj.wielkopolskim,
- ◆ Gospodarstwa Rolnicze Skarbu Państwa,
- ◆ Stowarzyszenie Inżynierów i Techników Rolnictwa w Opolu,
- ◆ rolnicy indywidualni.

Jak corocznie członkowie PTNA brali czynny udział w organizowaniu Olimpiady Wiedzy i Umiejętności Rolniczych, zarówno w okręgach, jak i na szczeblu centralnym.

VI. Działalność w zakresie współpracy z zagranicą

Prof. dr hab. Mariusz Fotyma - wiceprezes PTNA, jest członkiem European Society for Agronomy oraz członkiem Komitetu Redakcyjnego European Journal of Agronomy. Egzemplarze Fragmenta Agronomica wysyłane są do 13 krajów Europy.

VII. Dane liczbowe o działalności Towarzystwa w roku 2003

Członkowie Towarzystwa:

zwyczajni - 634

wspierający - 8

honorowi - 1

odbyte zebrania Zarządu Głównego - 2

Działalność naukowa:

konferencje naukowe -

Wydawnictwa naukowe:

liczba tytułów - 1

Upowszechnianie nauki :

seminaria, odczyty, prelekcje - 69

konkursy - 1

Sekretarz

prof. dr hab. Bogusław Sawicki

Vice-prezes

prof. dr hab. Mariusz Fotyma

**Zebrania naukowe i seminaria, które odbyły się w Oddziałach Polskiego
Towarzystwa Nauk Agrotechnicznych w roku 2003**

BYDGOSZCZ:

1. Prof. J.D. Bewley (University of Guelph, Kanada) - *Seeds of hope, seeds of conflict (Nasiona nadziei, nasiona konfliktu)*
2. Prof. dr hab. F. Rudnicki - *Wartość gospodarcza odmian zbóż w ocenie wielo cechowej*
3. Dr hab. G. Harasimowicz-Herman - *Żywność funkcjonalna*
4. Dr hab. J. Andrzejewska - *Przyswajanie form azotu atmosferycznego przez organizmy prokariotyczne*

KRAKÓW:

1. Mgr inż. A. Kamińska - *Rolnictwo południowej Kanady*
2. Prof. dr hab. S. Moskal - *Strukturalne przyczyny trudności polskiego rolnictwa i perspektywy ich przewycięzania.*
3. Dr hab. M. Wędzony - *Możliwości pozyskiwania funduszy na badania naukowe i kształcenie w 6 Programie Ramowym*
4. Dr inż. H. Góral - *Zachowanie bioróżnorodności jako ochrona przed erozją genetyczną roślin uprawnych*
5. Mgr J. Jabłoński - *Ochrona roślin w przededniu przystąpienia do Unii Europejskiej*
6. Prof. dr hab. E. Stupnicka-Rodzinkiewicz - *20 lat działalności Polskiego Towarzystwa Nauk Agrotechnicznych*

LUBLIN:

1. Dr inż. A. Biskupski - *Stan technologii wytwarzania nawozów mineralnych w świetle wymogów Unii Europejskiej*
2. Dr hab. Z. Rzedzicki - *Wyróżniki jakości surowców i produktów zbożowych*
3. Dr M. Sip - *Rośliny transgeniczne*

OLSZTYN:

1. Dr inż. J. Kwiatkowski - *Informacja ze stażu naukowego w Nysaes Cornell University, USA*
2. Mgr inż. D. Załuski - *Rolnictwo precyzyjne*
3. Prof. dr hab. A. Grzywacz - *Różnorodność biologiczna - problemy jej ochrony w ekosystemach. Ochrona drzew - pomników przyrody Polski i świata*
4. Doc. dr hab. R. Szymczyk - *Postęp hodowlany u roślin uprawnych*
5. Minister S. Żelichowski - *Zobowiązania Polski w zakresie ochrony środowiska w związku z akcesją do UE*

POZNAŃ:

1. Prof. dr hab. W. Poczta - *Warunki stowarzyszenia z UE w sektorze rolnictwa*
2. Prof. dr hab. J. Kozłowski - *Niemcy w Wielkopolsce w przeszłości i dzisiaj*
3. Prof. dr hab. P. Urbański - *Biologiczna funkcja terenów zieleni*
4. Dr A. Przepióra - *Fundusze UE wspomagające przemiany i rozwój rolnictwa w Polsce*
5. Mgr W. Szczepkowski - *Historia, ekspozycje, pełnione funkcje i założenia rozwojowe Muzeum Narodowego Rolnictwa i Przemysłu Rolno-Spożywczego w Szreniawie*
6. Prof. dr hab. L. Ryszkowski - *Koncepcja trwałego i zrównoważonego rozwoju społeczeństwa a rolnictwo*
7. Dr J. Sosiński - *Motyle towarzyszące człowiekowi*

PULAWY:

1. Mgr inż. A. Ryl - *Aktualna działalność ODR w Końskowoli oraz możliwości współpracy z IUNG w Puławach*
2. Dr J. Kozyra - *Współczesne zadania meteorologii rolniczej*
3. Dr J. Stalenga - *Rolnictwo ekologiczne, perspektywy rozwoju w Polsce*
4. Prof. dr hab. B. Maliszewska-Kordybach, dr T. Stuczyński - *Centrum Doskonałości UE - PROLAND*
5. Prof. dr hab. W. Święcicki, doc. dr hab. M. Surma - *Hodowla roślin - dziedzina agronomii czy filozofii przyrody*

6. Dr A. Pecio - *Nowe trendy w piwowarstwie*
7. Prof. dr hab. M. Fotyma - *Struktura i funkcjonowanie ESA.*

RZESZÓW:

1. Prof. dr hab. Z. Czerniakowski - *Substancje aktywne w pestycydach nowej generacji*
2. Prof. dr hab. M. Radomska- *Wybitni uczeni nauk agrotechnicznych XX-go wieku*

SIEDLCE:

1. Dr inż. M. Markowska - *Precyzje polowych doświadczeń agrotechnicznych*
2. Dr inż. P. Walo - *Wpływ czynników agrotechnicznych na jakość ziarna wybranych form pszenżyta*
3. Dr J. Borkowski - *Warunki i perspektywy członkostwa Polski w UE*
4. Dr inż. M. Nowak - *Reakcja runi łąkowej na różne sposoby stosowania azotu*
5. Dr inż. E. Radzka - *Wpływ posuch na plonowanie wybranych roślin uprawnych w Środkowowschodniej Polsce*
6. Mgr inż. Sz. Czarnocki - *Stosowane technologie w uprawie a zachwaszczenie i plonowanie pszenżyta*
7. Sesja wyjazdowa do Rolniczej Stacji Doświadczalnej w Zawadach z udziałem przedstawicieli WODR oraz okolicznych rolników
8. Mgr inż. M. Sekulski - *Nowe odmiany roślin uprawnych. Sesja wyjazdowa do Stacji Doświadczalnej Oceny Odmian w Serocynie*
9. Seminarium naukowe w Instytucie Produkcji Roślinnej, na którym omówiono wyniki prac doświadczalnych prowadzonych przez poszczególne jednostki organizacyjne IUNG.

SZCZECIN:

1. Dr inż. M. Swarczewicz - *Ekologiczne aspekty stosowania herbicydów*
2. Mgr inż. K. Gołębiecki - *Najnowsze metody w ochronie i chirurgii drzew*
3. Mgr inż. K. Oziewicz - *Inspekcja fitosanitarna na granicy Państwa w woj. zachodniopomorskim*

4. Mgr inż. T. Mutko - *Działalność Wojewódzkiej Komisji ds. Ochrony Przyrody w woj. zachodniopomorskim*
5. Dr inż. A. Kiepas-Kokot - *Degradacja chemiczna gleb na terenie fabryki kabli "ZAŁOM" w Szczecinie*
6. Ks. Mgr T. Stroynowski - *Sakralny wymiar przyrody*
7. Doc. dr hab. T. Praczyk - *Systemy jakości w laboratoriach badawczych w związku z planowanym wejściem Polski do UE*
8. Prof. dr hab. J. Jasnowska - *Województwo zachodniopomorskie w krajowym projekcie Europejskiej Sieci Ekologicznej NATURA 2000*
9. Prof. dr hab. S. Karczmarczyk - *Potrzeby i efekty nawadniania roślin na Pomorzu*
10. Inż. G. Motąła - *Organizacja i działalność Zachodniopomorskiego Inspektoratu Inspekcji Roślin i Nasiennictwa.*

WARSZAWA:

1. Prof. dr hab. T. Michalski, dr hab. J. Adameczyk - *Kukurydza - roślina przyszłości*
2. Dr hab. S. Lenart - *Konserwująca uprawa roli*
3. Mgr K. Żmuda - *Biopaliwa - szansa rozwoju surowców na cele nieżywnościowe*
4. Prof. dr hab. A. Radecki - *Strategia powielania programów rolno-środowiskowych*
5. Dr S. Samborski - *Metody oceny odżywiania roślin azotem*
6. Seminarium wyjazdowe do Zakładów Przetwórstwa Ziemniaka w Grodzisku Mazowieckim.

WROCLAW:

1. Prof. dr hab. J. Rola - *Herbologia - wczoraj, dziś i jutro*
2. Prof. dr hab. L. Kordas - *Agrotechniczne i energetyczne aspekty stosowania uproszczeń uprawy roli*
3. Dr inż. M. Kucharski - *Rola i znaczenie adiutantów w rolnictwie*

4. Dr hab. A. Karczewska - *Perspektywy zastosowania fitomelioracji w rekultywacji gleb zanieczyszczonych metalami ciężkimi*
5. Dr hab. B. Chrzanowska-Drożdż - *Znaczenie chleba w żywieniu ludzi*
6. Dr A. Kucharzewski - *Metale ciężkie w glebach i wybranych roślinach Dolnego Śląska*
7. Dr hab. K. Wolski - *Znaczenie traw w życiu człowieka i w ochronie środowiska*
8. Dr E. Stanisławska-Głubiak - *Molibden w glebie i jego rola w żywieniu roślin*

Opracował

Prof. dr hab. Bogusław Sawicki

WALNE ZEBRANIE DELEGATÓW PTNA

Warszawa, 26 luty 2004 rok

Walne Zebranie Delegatów PTNA o charakterze sprawozdawczo-wyborczym odbędzie się w dniu 26 lutego (czwartek) w Warszawie przy ulicy Nowoursynowskiej 159 w budynku Wydziału Rolniczego i Ogrodniczego SGGW (budynek nr 30) w sali 0/106B (przyziemie). Początek zebrania o godzinie 10.300, przewidywane zakończenie o godzinie 14.00. Ramowy porządek zebrania:

1. Powitanie Delegatów i uczczenie pamięci Prof. Leszka Malickiego – Prof. M. Fotyma
2. Wybór Przewodniczącego i Sekretarza Zebrania
3. Sprawozdanie ustępującego Zarządu z działalności w okresie ostatniej kadencji – Prof. M. Fotyma
4. Sprawozdanie Komisji Rewizyjnej – Prof. J. Borowiecki
5. Udzielenie absolutorium ustępującemu Zarządowi
6. Dyskusja i zatwierdzenie zmian w statucie PTNA – Prof. M. Fotyma
7. Wybór Komisji Wyborczej i zatwierdzenie Regulaminu Wyborów
8. Wybór Prezesa PTNA
9. Wybór członków Prezydium PTNA i członków Komisji Rewizyjnej
10. Wystąpienie programowe Prezesa PTNA
11. Dyskusja nad programem działania PTNA i wolne wnioski

Wszyscy Delegaci otrzymają, za pośrednictwem Przewodniczących Oddziałów zawiadomienia o Walnym Zebraniu wraz z projektem zmian statutu, projektem regulaminu wyborów i projektem porozumienia pomiędzy PTNA i ESA. Do zawiadomienia dołączone będą szczegółowe informacje o miejscu Zebrania oraz o sposobie rozliczenia delegacji.

V-ce Prezes PTNA

Prof. Mariusz Fotyma

AWANSE NAUKOWE CZŁONKÓW PTNA w 2003 roku

Z przyjemnością informujemy, że Redakcja została powiadomiona o awansach naukowych niżej wymienionych członków PTNA, naszych Koleżanek i Kolegów

Oddział Lublin

Prof. dr hab. Bogusław Sawicki – tytuł naukowy profesora nauk rolniczych

Oddział Kraków

Prof. dr hab. Teofil Łabza – tytuł naukowy profesora nauk rolniczych

Prof. dr hab. Elżbieta Boligłowa – tytuł naukowy profesora nauk rolniczych

Oddział Poznań

Dr hab. Marek Mrówczyński – stopień naukowy doktora habilitowanego nauk rolniczych

Prof. dr hab. Janusz Jankowiak – tytuł naukowy profesora nauk rolniczych

Oddział Puławy

Dr hab. Adam Harasim – stopień naukowy doktora habilitowanego nauk rolniczych

Dr hab. Stanisław Wróbel – stopień naukowy doktora habilitowanego nauk rolniczych

Dr hab. Jerzy Księżak – stopień naukowy doktora habilitowanego nauk rolniczych

Dr hab. Janusz Podleśny – stopień naukowy doktora habilitowanego nauk rolniczych

Dr hab. Alicja Pecio – stopień naukowy doktora habilitowanego nauk rolniczych

Dr Beata Feledyn – stopień naukowy doktora nauk rolniczych

Dr Mariola Staniak – stopień naukowy doktora nauk rolniczych

Dr Arkadiusz Tujaka – stopień naukowy doktora nauk rolniczych

Dr Rafał Wawer – stopień naukowy doktora nauk rolniczych

Oddział Warszawa

Prof. Dr hab. Wiesław Mądry – tytuł naukowy profesora nauk rolniczych

Dr hab. Stanisław Lenart – stopień naukowy doktora habilitowanego nauk rolniczych

Dr hab. Józef Mosiej – stopień naukowy doktora habilitowanego nauk rolniczych

Dr Stanisław Samborski – stopień naukowy doktora nauk rolniczych

Dr Cezary Trawczyński – stopień naukowy doktora nauk rolniczych

Wszystkim osobom, które uzyskały awanse naukowe przekazuję serdeczne gratulacje w imieniu Zarządu Głównego PTNA i Komitetu Redakcyjnego Fragmenta Agronomica. Jednocześnie wyrażam żal, że nie wszyscy Przewodniczący Oddziałów PTNA poinformowali Redakcję o awansach naukowych członków Towarzystwa ze swojego terenu. Sprawa ta pozostaje oczywiście otwarta i zwracam się ponownie z apelem o nadsyłanie odpowiednich informacji.



Instytut Uprawy Nawożenia i Gleboznawstwa



Polski Związek Producentów Kukurydzy



Puławski Oddział Polskiego Towarzystwa Nauk Agrotechnicznych

uprzejmie zapraszają do udziału w

KONFERENCJI NAUKOWEJ PT.

„STAN OBECNY I PERSPEKTYWY UPRAWY KUKURYDZY W POLSCE”

16 i 17 LISTOPADA 2004 r.

Minęło już 7 lat od konferencji „Problemy badawcze i produkcyjne uprawy i wykorzystanie kukurydzy w Polsce”, która odbyła się w Poznaniu. Znaczenie gospodarcze jak i popularność kukurydzy od tego czasu znacznie się zwiększyły. Wyrazem tego jest znaczący wzrost powierzchni uprawy, zwłaszcza uprawianej na ziarno, dynamiczny przyrost plonów, a także coraz powszechniejsze wykorzystanie jej na cele przemysłowe.

Celem niniejszej konferencji jest:

- dokonanie przeglądu i podsumowanie badań przeprowadzonych nad kukurydzą w ostatnich latach, określenie perspektyw uprawy tego gatunku w Polsce oraz przedstawienie implikacji wynikających z integracji z UE
- określenie potencjału produkcji kukurydzy w naszym kraju, przybliżenie możliwości wykorzystania jej do innych, nie tylko pastewnych celów oraz wskazanie możliwości zwiększenia konkurencyjności tego gatunku w stosunku do innych roślin rolniczych.

Tematyka Sesji:

1. Biologiczne uwarunkowania wzrostu i rozwoju kukurydzy.
2. Siedliskowe i agrotechniczne czynniki kształtujące plonowanie kukurydzy.
3. Jakość pasz z kukurydzy i wykorzystanie ich w żywieniu zwierząt.
4. Ekonomiczne uwarunkowania produkcji surowców z kukurydzy.
5. Technologia produkcji kukurydzy na cele przemysłowe i konsumpcyjne.

Sekretariat (zgłoszenia i informacje):

Zakład Uprawy Roślin Pastewnych
Instytut Uprawy, Nawożenia i Gleboznawstwa,
ul. Czartoryskich 8, 24-100 Puławy
tel. (81)8863421 w.350, fax (81)8864547
e-mail: Jerzy.Ksiezak@iung.pulawy.pl

Termin nadsyłanie zgłoszeń i streszczeń (ok. 1 strona):

do 30 kwietnia 2004

Z ŻYCIA ESA

European Society for Agronomy

The European Society for Agronomy (ESA) was launched in 1990. Its main objectives are:

- to promote the science of agronomy,
- to link those interested in agronomic research and development within Europe,
- to promote a European journal for agronomy and a newsletter,
- to encourage continuous training opportunities in agronomy for scientists and technicians, to cooperate with organization with similar aims in other fields of science.

The ESA is for agronomists, researchers and teachers who are concerned with basic and applied science in agronomy: the relationships between crops, soils, climates and agricultural practices, and between agriculture and the environment. It is a forum for scientists and users of research to exchange information and experience and for developing collaborative programmes.

ESA has a scientific committee of 7 members each in charge of one of the following scientific divisions:

- | | |
|--|----------------------------|
| 1. Crop physiology, production and management | (Prof. P. Stamp – CH) |
| 2. Agroclimatology and agronomic modeling | (Dr. N. Brisson – F) |
| 3. Plant-soil relationships | (Prof. S. Schubert – D) |
| 4. Crop quality and post-harvest physiology | (Prof. J. Rozbicki – PL) |
| 5. Cropping and farming systems | (Prof. J. Wery – F) |
| 6. Agriculture-environment relationships | (Dr. Cantero Martinez – E) |
| 7. Seed science | (Dr. Mei Wang – NL) |

- ESA has **national representatives** in 20 European countries, and strong and friendly relationships with the American Society of Agronomy (ASA). Every two years, ESA organizes a scientific congress (Paris – H, 1990; Warwick – UK, 1992; Padova – I, 1994; Veldhofen – NL, 1996; Nitra – SL, 1998; Hamburg – D, 2000; Cordoba, 2002). In 2000, the congress has been in conjunction with the third International Crop Science Congress (ICSC-3). ***The next will be stand in Denmark, 2004*** and in Warsaw, Poland, 2006.

Conferences and workshops on specific subjects are co-organized by ESA, which also supports scientific networks, such as the “crop modeling network”.

Started in 1992, the European Journal of Agronomy has a scientific board of ESA members. It is published by Elsevier Science and it is abstracted into several publications such as Field Crop Abstracts (CAB). See the impact factor.

The **ESA newsletter**, published twice a year, conveys information within the Society.

ESA is managed by an **Executive board** of 4 members (president, past-president, president-elect and executive secretary).

ESA w Polsce

Aktualna lista polskich członków ESA, którzy uregulowali składki za 2003 rok obejmuje 50 nazwisk pracowników naukowych ze wszystkich praktycznie Uczelni i Ośrodków badań rolniczych. Ta drogą bardzo proszę wszystkich członków ESA, którzy nie uzupełnili swoich profili w bazie danych o pilne dopełnienie tego obowiązku. W tym celu należy wejść na strony ESA <<http://www.esagr.org>> i następnie do **members**. Po załogowaniu z wykorzystaniem swojego ID i password otworzy się profil, który należy uzupełnić. Najważniejsze jest podanie swojego adresu e-mail, na który będą przychodzić wszelkie informacje z ESA. ID i password zostały przekazane osobom zainteresowanym pocztą zwykłą w 2003 roku. W razie wątpliwości proszę o kontakt pocztą elektroniczną.

Osoby zainteresowane wstąpieniem do ESA są proszone o wejście na strony jak wyżej, następnie do **join ESA** i **click here**. Otworzy się wówczas strona z formularzem członkowskim, który należy wydrukować wypełnić i wysłać **na mój adres** dołączając zobowiązanie do opłacenia składki członkowskiej za 2004 r w kwocie 80 (osiemdziesiąt) zł. Na mocy porozumienia z Zarządem ESA członkowie polscy opłacają składkę w polskich złotych na podane konto i następnie całość składek od wszystkich naszych członków przekazywana jest w gotówce skarbnikowi ESA, przy okazji kolejnego kongresu. Bardzo zachęcam wszystkich członków PTNA do wstępowania do ESA. Dotyczy to w szczególności osób, które zamierzają wziąć udział w najbliższym kongresie ESA w Kopenhadze. Uzgodniłem z organizatorami kongresu, że osoby które nadesłają wypełnione deklaracje członkowskie i zobowiązania uiszczenia składki za 2004 r w terminie do końca marca br będą mogły skorzystać ze zniżki w opłacie za udział w kongresie.

**Bardzo proszę wszystkich członków ESA o opłacenie składki członkowskiej za 2004 rok w kwocie 80 (osiemdziesiąt) złotych na konto :
Bank Millenium 4111602202000000037347006, Polskie Towarzystwo Nawozowe z adnotacją: składka ESA 2004.**

Składki za 2004 rok, wraz ze składkami za 2003 rok musimy przekazać skarbnikowi ESA w pierwszym dniu kongresu w Kopenhadze. Będzie to traktowana jako składka za 2 lata, co uprawnia do ulgi (zamiast 18 EURO, 16 EURO – patrz strony internetowe ESA).

Wszystkim koleżankom i kolegom, członkom ESA przekazuję najlepsze życzenia pomyślnego, obfitującego w sukcesy zawodowe i zdrowego Nowego Roku.

Przedstawiciel Polski w ESA

Prof. Mariusz Fotyła

Zakład Żywienia Roślin i Nawożenia IUNG

Czartoryskich 8, 24-100 Puławy, tel (081) 8863421 w 258

e-mail fot@iung.pulawy.pl

Hungarian Academy of Sciences Crop Production Committee

H 1051 Budapest, Nádor utca 7. Phone +36 14116245, Fax +36 14116203
Elected officers: Márton Jolánkai DSc president, János Nagy DSc vice president,
Zoltán Berzsenyi DSc vice president, Péter Pepó CSc secretary

The Crop Production Committee of the HAS is a nationwide body representing all scientists possessing a degree and being involved in crop sciences. The Committee provides a forum implementing scientific tasks of the Hungarian Academy of Sciences in the field of crop production and related subjects.

About the tasks of the Hungarian Academy of Sciences and its Committees, as it is declared by the law of Hungary „The Hungarian Academy of Sciences shall be an independent public-law association based on the principle of self-government and functioning as a legal entity. As such it shall perform public responsibilities related to the cultivation, support, and representation of science. This independent public-law association shall be constituted by the members of the Academy, as well as by other representatives of science who have a scientific degree and contribute by their scientific activities to solving the tasks of Hungarian science”.

It shall be the right and duty of the Academy to:

- support the cultivation of sciences, scientific research, and the publication of scientific books and journals,
- watch over high standards of public morale in the world of science and over the freedom of scientific research and opinion,
- regularly evaluate scientific research results as well as encourage and assist publication, dissemination, and utilisation thereof,
- represent, within its sphere of responsibilities, Hungarian science in Hungarian public life and at international scientific fora,
- maintains contact with scientific societies and organises scientific congresses and sessions,
- announces competitions and awards prizes in the interest of developing the individual branches of learning,
- maintains relations and concludes agreements with scientific institutions and organisations of other countries,
- may award the scientific title of "Doctor of the Hungarian Academy of Sciences", with the conditions for such award to be specified by special rules of the Academy,
- may participate, on the basis of agreements with higher educational institutions, in education and in doctoral (PhD) training.

In carrying out its tasks, the Committee - representing the Academy - shall cooperate with higher educational institutions and other establishments of scientific research, ministries, and authorities with nationwide competence.

Márton Jolánkai DSc president
e-mail<jolankai@office.mta.hu>

German Society for Agronomy (GSA)

Wulf Diepenbrock¹, Olaf Christen²

¹President in charge of German Society of Agronomy

² German Representative in ESA and member of the GSA Board

The German Society for Agronomy (Gesellschaft für Pflanzenbauwissenschaften e.V.) is organised exclusively for scientific purposes in the area of crop science and agronomy.

The major activities are:

- organisation of an annual scientific conference including publication of a book of abstracts from the conference papers.
- publication of a scientific journal (Journal of the German Society of Agronomy)
- publication of a newsletter
- promotion of young scientists in the area of agronomy and crop science
- co-operation with other related scientific societies
- organisation of workshops

Currently the society has more than 650 member mainly from Germany, Austria and Switzerland, but also from other European countries. The president of the society is elected for a term of three years and is in its work supported by an executive Committee which includes the Treasurer, Secretary as well as persons responsible for public and international relations. The current president of the society is Prof. Dr. Wulf Diepenbrock from the University of Halle-Wittenberg.

Apart from the annual conference, which traditionally takes place in the last week of September in different places, the major activities of the society is running in the working groups. At the moment the society has a total ten such groups focusing on the following topics:

- Agro- and production-ecology
- Crop science and modelling
- Grassland and fodder crops
- Production of herbs and spice crops
- Industrial crops
- Precision farming
- Seed production
- Tropical agronomy
- Organisation of field trials and biometrics
- History of the science in the field of agronomy and crop science

Each of the different working group elects its own chairperson and can organise their activities, which mainly comprise of separate meetings sometimes together with working groups of other related societies. There is no formal schedule for such meetings of the working crops and therefore some of the working groups have a fairly large meetings every year, whereas others meet less regularly.

Further information about the society, date and location of the next meetings as well as contact to chairpersons of the different working groups can be found on the official web page of the society: <http://www.gpw.uni-bonn.de>, or from the president:

Prof. Dr. Wulf Diepenbrock
Martin-Luther-Universität Halle, Institut für Acker- und Pflanzenbau
Ludwig-Wucherer-Str. 2, D-06108 Halle/Saale,
Tel.: +49 – 345 - 5522600
Fax: +49 – 345 - 5527119
e-mail: diepenbrock@landw.uni-halle.de

Prof. Dr. Olaf Christen, Halle
e-mail< christen@landw.uni-halle.de>

Italian Society of Agronomy (SIA)

Giuliano Mosca¹, Marco Acutis²

¹President in charge of Italian Society of Agronomy

² Italian Representative in ESA and member of the SIA Board

The Italian Society of Agronomy (SIA) is a no-profit, non-politic and not ideological society. The institutional act defines the aim of the Society. The Italian Society of Agronomy is finalised to promote:

- agronomic progress and the agronomic research and teaching,
- diffusion of results of research and their relevance and
- to organize meetings, discussion and knowledge exchange among organizations or singles that work in the agronomic field.

To realise the statutory objectives, the Italian Society of Agronomy promotes the scientific collaboration with similar scientific institutions (in Italy and in foreigner countries), the organization of symposiums, scientific meetings, seminars and courses, offers grants in preparing and publishes scientific works or works for the diffusion of the scientific knowledge. Besides, SIA supports the scientific formation of young researchers and the research diffusion through didactical activities, releasing also certifications and awards.

Members of the Society are qualified singles and organizations that perform research activities in the agronomic field, and singles and organizations involved in the application of scientific knowledge to the agricultural system.

Actually SIA have 300 members, and is rapidly growing in the last years. Many of the members are professors and researchers in agronomy, field crops, forage crops, soil physic, range management, applied statistic and land management, but also high level technicians of private society are involved in the Society activities. A relevant number of specialists in horticultural crops, tree crops, breeding, soil chemistry and agrometeorology are also members of the Society.

The Italian Society of Agronomy was founded in 1966, in Bologna, by 18 full professors of Agronomy and field crops. Eight presidents succeeded, from the foundation until now: prof. Ettore Mancini (1966-1968), prof. Marino Gasparini (1969-1971), prof. Adelmo Panella (1972-1977), prof. Lucio Toniolo (1978-1983), prof. Salvatore Foti (1984-1989), prof. Luigi Cavazza (1990-1995), prof. Francesco Bonciarelli (1996-2001), prof. Giuliano Mosca (in charge from 2002).

SIA has a web site www.sipeaa.it/sia, conceived to the purpose of increasing the information exchange in the agronomic science field, the information exchange among the Society Members and the relationship between members and Society.

The site was developed with an extensive use of interactive pages open to members. Main section of the site are events, posters, references and jobs, open to all. Reserved to Members, there is the electronic version of the SIA newsletter and the Members database.

The events section is an updateable data-base of incoming local, national and international events. All members can post here references to incoming meetings. The poster section allows the publication on the site of posters presented in congresses. The posters are inserted in a database, searchable for Authors name, year of publication and keywords. In our opinion, this section is relevant to valorise the work done in preparing posters for congresses, allowing a longer life to the poster itself, that usually is available only during the congress time. A virtual, permanent poster gallery was created, and information about the authors are easy available (e.g. e-mail, institutions, etc.). The reference page allows for a database of scientific papers, updateable by Members. A link to the abstract is required. The Job page offers the possibility to have a list of grants, contracts of research, and other job opportunities in teaching and research. Member list server is active, and others list server on specific topics can be started upon request.

Starting from their foundation, SIA edited, as official journal, the "Rivista di Agronomia" (translation: Agronomy Journal). "Rivista di Agronomia" has an Editor in chief, an Associate Editor and a board of 18 scientists. From the foundation, the journal rapidly reached the role of the most important Italian journal in agronomic sciences. The editors in chief of the "Rivista di Agronomia" have been: prof. Luigi Cavazza (1966-1974), prof. Francesco Bonciarelli (1975-1988), prof. Paolo Talamucci (1989-1997), prof. Enrico Bonari (1998-2002) and prof. Alessandro Masoni (in charge from 2003). All published papers were subjected to a peer review by almost two experts (taken in the Board or in the Italian scientific community). Till 2002, 4 issues for each year were published. Many special issues on specific themes were published. "Rivista di Agronomia" has its own web site. (www.xxx.xxxx). From 1998, SIA has a new official journal, the Italian Journal of Agronomy, written in English, with 2 issues for year, to communicate internationally the results of the Italian agronomic research. Typical subjects covered by the IJA include: soil-plant relationships, irrigation, soil tillage, fertilization, weed control, crop management, farming systems, applications of agroclimatology, agricultural ecology, advances in traditional and innovative crops, crop and system modelling. Notes on experimental techniques and apparatus are also published. Full-length papers and short communications are published. The Journal accepts contributions also from non member and not-Italian scientists. The procedures to obtain the Impact Factor attribution from ISI are running. Italian Journal of Agronomy is edited, from the first issue, by Prof. Giuseppe Zerbi (editor in chief) and Prof. Paolo Cecon (associate Editor), with an international board of 28 scientists. Also the Italian Journal of Agronomy has a web site, (www.xxx.xxx) that offers the possibility to download all the abstracts and some full paper for free. Since 2003, as a consequence of the publication of the Italian Journal of Agronomy, the aim of the "Rivista di Agronomia" is changed, and the journal is now devoted to publish review papers in Italian on important topics, with a purpose of high-level scientific and technical formation.

From 1967 to 2001, a congress was organised every year. After 2001, the congress became biennial, and is held only in even years, to allow a greater participation of Italian scientists in the European Society of Agronomy congress.

The SIA congress has an average of 250 participants, with main presentations on specific themes, and, in average, 30 oral communications and 200 poster communications. Particular attention was given to the interface between recent agronomic developments and achievements and environmental quality, with a long series of congresses starting from 1990, till the last one, that had the integral quality (soil, water, air and food quality considered together) concept.

Recently, SIA started (also in collaboration with the Italian Society of Soil Science) a formation activity of young researches, through the organisation of courses. The first course was a six-day crop physiology course, mainly addressed to Ph.D students, focused on aspects of plant growth. The aim was to provide an applied vision of the actual level of knowledge on crop physiology and its integration in numeric algorithms and of agroecosystem simulation. Professors T. H. Hsiao, D.J. Connors, P. Steduto and S.L. Cosentino gave lectures. An introductory course in geostatistics applied to soil studies was held in November 2003, and a course in fundamentals of soil hydrology will be held in February 2004. SIA have also organized a meeting on the role of Agronomy in agricultural university and about teaching and is a reference point for these activities.

Marco Acutis

Italian Representative in ESA and member of the SIA Board

e-mail <macutis@ideagate.it>

Wskazówki dla Autorów

W kwartalniku naukowym *Fragmenta Agronomica* zamieszczane są oryginalne prace naukowe z zakresu uprawy roli i roślin, użytkowania łąk i pastwisk, gospodarki wodnej i składnikami pokarmowymi, ekonomiki gospodarstw wiejskich oraz ochrony przestrzeni rolniczej. Wyjątkowo mogą być publikowane referaty i prace przeglądowe dotyczące w/w zagadnień, a także po wcześniejszym uzgodnieniu z Redaktorem Naczelnym, rozprawy habilitacyjne. Prowadzimy również dział „Recenzje i Informacje Wydawnicze”, obejmujący monografie i podręczniki z zakresu zainteresowań PTNA. Prosimy wszystkich pracowników naukowych, którzy mają dostęp do nowości wydawniczych o nadsyłanie krótkich informacji o danej pozycji, ewentualnie łącznie z recenzją.

Prace do druku, o objętości nie przekraczającej 12 stron maszynopisu, muszą być dostarczone na adres Redakcji w 2 egzemplarzach **bez dysku**. Typowy układ pracy obejmuje: tytuł, nazwiska i imiona autorów, adresy instytucji zatrudniającej autorów, synopsis, słowa kluczowe (w języku polskim i angielskim), wprowadzenie, materiał i metody, wyniki, dyskusja, wnioski, podziękowania, wykaz piśmiennictwa, streszczenia w języku polskim i angielskim, adres pierwszego autora do korespondencji. Tabele i rysunki powinny być umieszczone w odpowiednich miejscach w tekście z podpisami i opisami w języku polskim i angielskim. Rozszerzone streszczenie angielskie **o objętości przynajmniej 1 strony maszynopisu**, musi być zweryfikowane przez osobę biegłą znającą język. Obowiązek weryfikacji dotyczy również słów kluczowych oraz podpisów i opisów w tabelach i na rysunkach. Streszczenie polskie posłuży do dodatkowej weryfikacji tekstu angielskiego i nie będzie zamieszczone w pracy. Wykaz piśmiennictwa w układzie: autorzy, rok publikacji, **pełny tytuł pracy (tytuł rozdziału lub tytuł wydawnictwa zwartego)**, tytuł czasopisma, tom, numer, strony (lub wydawca wydawnictwa zwartego). Przy cytowaniu w tekście podaje się w nawiasach kwadratowych nazwisko pierwszego autora i ewentualnie „i inni”, rok publikacji i numer strony w wydawnictwie zwartym. Prace przysłane w formacie nie zgodnym ze wskazówkami dla autorów będą odsyłane przez redakcję z sugestią dokonania odpowiednich poprawek. Prace zgodne ze wskazówkami dla autorów zostaną przesłane do recenzji, a następnie wraz z recenzją i ewentualnymi uwagami redakcji zostaną zwrócone autorowi w celu przygotowania wersji do druku.

Wersja do druku musi być przygotowana edytorem tekstu Word 7.0 i dostarczona na dysku lub pocztą elektroniczną wraz z jedną kopią maszynopisu. Tabele należy umieścić w tekście, natomiast rysunki muszą być zamieszczone w oddzielnym pliku z podaniem programu, w którym zostały sporządzone, **bez podpisów ale ze wszelkimi opisami**. Przyjmowane będą również rysunki (i fotografie czarno-białe) sporządzone na papierze kredowym. Podpisy pod rysunkami należy zamieścić w oddzielnym pliku tekstowym i na osobnej stronie maszynopisu. Wielkość rysunków, załączanych na papierze, powinna być taka, aby po zmniejszeniu o 1/3 rysunek pozostawał czytelny. Wersje do druku należy pisać

czcionką 12 w stylu Times Roman, z pojedynczym odstępem pomiędzy wierszami, tekst wyrównany do obydwu marginesów (wyjustowany). Obowiązują marginesy: 2.5 cm górny, lewy i prawy oraz 2.0 cm dolny. Stron pracy nie należy numerować. Tytuł pracy i tytuły rozdziałów muszą być napisane dużymi literami i pogrubioną czcionką. Pomiedzy tekstem i tytułami należy pozostawić podwójne odstępy.

Fragmenta Agronomica obok zasadniczej funkcji naukowej spełniają rolę integrującą nasze towarzystwo PTNA. W związku z tym zamieszczamy informacje o ważniejszych wydarzeniach z życia PTNA i ESA oraz zaprzyjaźnionych Katedr i Instytutów. Dotyczy to również konkursów na stanowiska kierownicze w tych jednostkach. Uprzejmie prosimy naszych czytelników o nadsyłanie odpowiednich materiałów.

Redaktor Naczelny

