



Orkisz — *Triticum spelta*
Fot. Gabriela Wodzyńska-Łapińska

BIULETYN
INSTYTUTU HODOWLI
I AKLIMATYZACJI ROŚLIN
Nr 259/2011



Orkisz — *Triticum spelta* L. Fot. Gabriela Wodzyńska-Łapińska

RADZIKÓW 2011
INSTYTUT HODOWLI I AKLIMATYZACJI ROŚLIN
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY — RADZIKÓW

05–870 BŁONIE pod WARSZAWĄ
INSTYTUT HODOWLI I AKLIMATYZACJI ROŚLIN
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY
Dyrektor: Prof. dr hab. Edward Arseniuk

Komitety Redakcyjne:
Editorial Committee:

HENRYK J. CZEMBOR (Przewodniczący — Editor-in Chief),
DANUTA BOROS, WIESŁAW MĄDRY, WOJCIECH NOWACKI,
STANISŁAWA ROZTROPOWICZ-SZKUBEL, BARBARA ZAGDAŃSKA,
GABRIELA WODZYŃSKA-ŁAPIŃSKA (Sekretarz Redakcji — Editorial Secretary)

CZASOPISMO UKAZUJE SIĘ OD 1951 ROKU

Redaktor techniczny i skład komputerowy
GABRIELA WODZYŃSKA-ŁAPIŃSKA

Druk: PWR Sp. z o.o.

MARCIN KOZAK

Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki

Wydział Rolnictwa i Biologii

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Analiza związków przyczynowo-skutkowych w agronomii i hodowli roślin*

Analysis of cause-and-effect relationships in agronomy and plant breeding

Celem pracy jest dyskusja o analizie związków w systemach przyczynowo-skutkowych w agronomii i hodowli roślin. Systemy te są zawężone do takich, które obejmują związki liniowe między zmiennymi losowymi. Omówione są następujące metody statystyczne i zagadnienia: analiza ścieżek, sekwencyjna analiza plonu, dwukierunkowy podział zmienności plonu, oraz wnioskowanie o związkach przyczynowo-skutkowych dla populacji genotypów. Dyskusja teoretyczna opiera się na biologicznych aspektach rozwoju roślin uprawnych i ich współdziałaniu ze środowiskiem. W pracy ukazane są też praktyczne aspekty analizy związków przyczynowo-skutkowych, wskazując możliwości interpretacyjne konkretnych metod, a także ich ograniczenia.

Słowa kluczowe: analiza ścieżek, dwukierunkowy podział zmienności plonu, sekwencyjna analiza plonu

The paper discusses the cause-and-effect relationship systems in agronomy and plant breeding systems. The systems are limited to those which contain linear relationships between random variables. The following methods and problems are discussed: path analysis, sequential yield analysis, two-dimensional partitioning of yield variation, and analysis of cause-and-effect relationships for a population of genotypes. A theoretic discussion is based on biological aspects of plant development and their interaction with environment. The paper deals also with practical aspects of analyzing cause-and-effect relationships, pointing out interpretational possibilities of the methods discussed, but also their limitations.

Key words: path analysis, sequential yield analysis, two-dimensional partitioning of yield variation

1. WPROWADZENIE

W naukach rolniczych informacja o tym, co w badanym procesie jest przyczyną, a co skutkiem, jest niezwykle cenna: pozwala zrozumieć ów proces, oczywiście zakładając, że

* Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r

przynajmniej w części jego elementem jest zjawisko przyczynowości. Błędne określenie przyczyny i skutku może nie tylko prowadzić do błędnej interpretacji tego procesu, ale też czasami być wręcz komiczne. Wyobraźmy sobie, że badacz zastanawia się, co jest przyczyną, a co skutkiem w związku między dawką nawożenia azotem a plonowaniem pszenicy ozimej w danym sezonie wegetacyjnym. Zauważmy następstwo czasowe obu zjawisk, czyli nawożenia i plonowania: w danym sezonie najpierw nawozimy, a dopiero potem zbieramy plon. Pomyłka w tym przypadku, czyli uznanie, iż to poziom plonowania w danym sezonie jest przyczyną dawki nawożenia azotem w tym samym sezonie byłaby fatalna w skutkach.

Wiedza na temat charakteru związków w danym procesie (czyli rozpoznanie przyczyn i skutków) to jedno, a umiejętność ich statystycznego opisu i interpretacji to drugie. Jest to jeden z podstawowych celów statystyki: opis i interpretacja związków przyczynowo-skutkowych. Większość metod statystycznych opisuje właśnie związki przyczynowo-skutkowe, albo przynajmniej sposób ich działania można przedstawić w odniesieniu do tych związków.

Na przykład jednoczynnikowa analiza wariancji służy do porównania kilku populacji pod względem średniej wartości cechy, co jest niczym innym jak badaniem wpływu czynnika na cechę; jest więc to metoda badania związku przyczynowo-skutkowego między zmienną jakościową (czynnik) a ilościową zmienną losową (ewentualnie więcej zmiennych w wielowymiarowej analizie wariancji). Podobny związek z przyczynowością mają wieloczynnikowa analiza wariancji czy uogólnione modele liniowe, a nawet porównanie dwóch średnich (pod kątem wartości średniej, mediany, wariancji czy rozkładu zmiennej w populacjach). Analiza regresji jest powszechnie uznawaną metodą badania związków przyczynowo-skutkowych (zarówno liniowych, jak i nieliniowych). Należy zwrócić uwagę na to, że analiza regresji stosowana jest również wtedy, gdy wcale przyczynowości między zmiennymi nie ma (np. gdy celem analizy jest określenie najlepszej funkcji regresji między dwiema zmiennymi, choćby po to, aby wartości tej zmiennej, która jest obserwowana większym kosztem, można było szacować na podstawie drugiej zmiennej).

Są to wybrane metody statystyczne, te powszechnie znane, które badają związki przyczynowo-skutkowe i są stosowane w agronomii. Nie można jednak nie wspomnieć o jednej ogólnej tematyce, czy też grupie metod, której związek z przyczynowością jest oczywisty, a którą nazywa się „badaniem związków przyczynowo-skutkowych między losowymi zmiennymi ilościowymi”, lub w skrócie „badaniem związków przyczynowo-skutkowych”. Świadomie przedstawiłem powiązanie wcześniej wymienionych metod z przyczynowością, aby uniknąć błędu, w którym tylko i wyłącznie metody, o których będziemy mówić od tej chwili, zostałyby uznane za metody badania związków przyczynowo-skutkowych.

Tematyka ta obejmuje kilka metod czy podejść. Wszystkie one polegają na badaniu związków między losowymi zmiennymi ilościowymi, które tworzą system przyczynowo-skutkowy. Przez system przyczynowo-skutkowy będziemy rozumieć zespół cech, które biorą udział w badanym procesie biologicznym. System taki badany jest przy pomocy modelu związków przyczynowo-skutkowych; na podstawie analizy badacz decyduje, które zmienne mają się w tym modelu znaleźć, a decyzja ta zależy również od tego, jaki wycinek

procesu (czyli które cechy) jest badany. Ostateczna postać modelu zależy więc od tego, które zmienne znajdują się w kręgu zainteresowań badacza, oraz od tego, które z nich okażą się w modelu istotne.

Przykładem takiego modelowania może być badanie kształtowania plonu ziarna zbóż. Nie ma możliwości badania tego procesu ze wszystkich punktów widzenia naraz, gdyż wymagałoby to obserwacji zbyt wielu cech, robi się to więc na różne sposoby. Na przykład kształtowanie plonu ziarna bada się pod kątem uwarunkowania przez klasyczne składowe plonu, tj. liczbę kłosów na jednostce powierzchni, liczbę ziaren w kłosie oraz średnią masę ziarniaka (standardowo przeliczaną na masę tysiąca ziaren np. Rasmusson i Cannell, 1970; Dofing i Knight, 1992; Rozbicki, 1997; Mądry i in., 2003), albo przez inne, różnorodne cechy łanu i roślin niebędące składowymi plonu (np. Samonte i in., 1998, Mohammadi i in., 2003, Lorencetti i in., 2006, Samborski i in., 2006). Moglibyśmy mnożyć podobne przykłady, a każdy z nich byłby wycinkiem ogólnego procesu kształtowania plonu ziarna zbóż przez cechy łanu i roślin. Tego typu podejścia można łączyć w procesy ogólniejsze, każdy z nich można dzielić na procesy jeszcze bardziej szczegółowe, a które podejście, czy to ogólniejsze, czy to bardziej szczegółowe jest lepsze, nie sposób powiedzieć. Badanie dużej liczby zmiennych sprawia, iż patrzymy na badany proces bardziej ogólnie, uwzględniając współdziałania między zmiennymi, co z kolei jest pomijane, gdy zmienne nie są analizowane w jednym systemie. Z drugiej jednak strony, zbyt dużo zmiennych (których, nawiasem mówiąc, jednoczesna obserwacja może być bardzo kosztowna i pracochłonna) może wprowadzić pewien chaos do danych, co może z kolei sprawić, że pewne ważne zależności czy zmienne nie zostaną uznane przez analizę za istotne. Na przykład w analizie regresji wielokrotnej taka sytuacja występuje, gdy pewne zmienne przyczynowe są silnie skorelowane. Należy pamiętać, że odrzucenie zmiennej przez analizę nie musi oznaczać, że jest ona w badanym procesie nieważna w sensie biologicznym.

W niniejszym opracowaniu będziemy zajmować się następującymi wybranymi problemami i metodami badania związków przyczynowo-skutkowych w agronomii:

- analiza ścieżek,
- sekwencyjna analiza plonu,
- dwukierunkowy podział zmienności plonu,
- wnioskowanie o związkach przyczynowo-skutkowych dla populacji genotypów.

Ograniczymy się do liniowych związków między zmiennymi, które są bardzo częste w badaniach agronomicznych. Nie oznacza to, że związki nieliniowe nie występują albo są nieważne. Będziemy ponadto zakładać, że charakter związków przyczynowo-skutkowych między zmiennymi ilościowymi w badanym systemie jest badaczowi znany, a celem analizy jest ilościowy opis tego systemu. Oznacza to, że dany związek może istnieć (zakładamy jedynie konkretny kierunek wpływu w danym związku przyczynowo-skutkowym); stwierdzenie, czy jest on istotny i silny, jest celem analizy. W związku z tym możemy uznać, że celem analizy systemu związków przyczynowo-skutkowych między zmiennymi jest odnalezienie modelu jak najlepiej opisującego ten system. Z końcowego modelu można wnioskować o tym, które z postulowanych zależności okazały się istotne i, już tylko w odniesieniu do tych zależności, jaki jest ich charakter, czy są one dodatnie czy

ujemne, silne czy słabe. O systemie można się wypowiedzieć jeszcze bardziej wnikliwie, poprzez analizę oszacowanego modelu, która wykorzystuje pojęcia różnych efektów: bezpośrednich, pośrednich, całkowitych czy niezależnych.

Wynika z tego, że nie będziemy zajmować się badaniem kierunku wpływu w związkach między zmiennymi w systemie (czyli badaniem, która ze zmiennych jest przyczyną której), co nie stanowi zubożenia analizy, gdyż w większości badań agronomicznych jesteśmy w stanie stwierdzić, które z cech mogą być przyczyną lub skutkiem innych cech. Nie oznacza to, że nie istnieją metody, których celem jest odnalezienie przyczyny (przyczyn) i skutku (skutków) w danym procesie. Na przykład w modelowaniu równań strukturalnych (Shipley, 2002) możemy dobierać model, uwzględniając również różne kierunki wpływu między zmiennymi. Tematyka ta może zostać uznana za kontrowersyjną, bowiem czy dane liczbowe, bez żadnej dodatkowej informacji o badanym procesie, mogą dać odpowiedź na takie pytanie? Jedni mówią, że mogą, inni, że nie. Są to zagadnienia zarówno podejmowane przez filozofów nauki (np. Dowe, 1992; Steel, 2005), jak i statystyków (Shipley, 2002), my jednak nie będziemy zajmować się nimi zajmować. Tak jak m.in. Reynolds i in. (2007), uznajemy, że możliwe kierunki wpływu między zmiennymi powinny być ustalone przed analizą.

W dyskusji o metodach badania liniowych związków przyczynowo-skutkowych nie będziemy prezentować ich szczegółów; można się z nimi zapoznać w cytowanych pracach, a w przypadku analizy ścieżek w sporej liczbie innych opracowań.

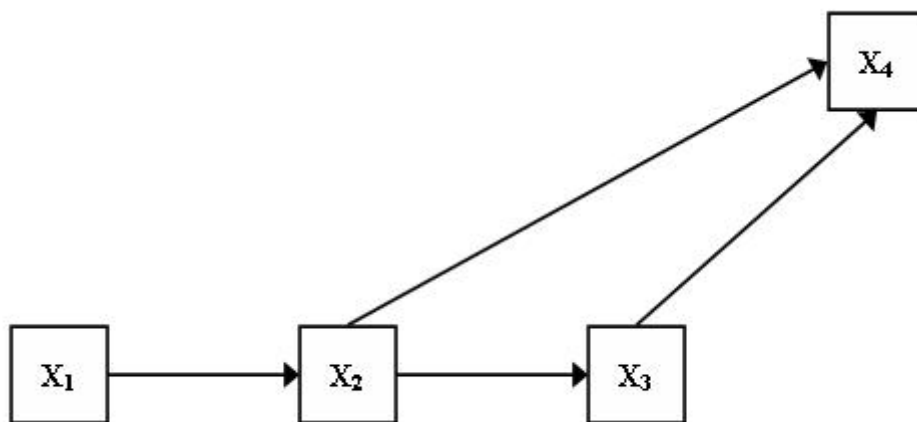
2. ANALIZA ŚCIEŻEK

Analiza ścieżek jest podstawową metodą analizy liniowych związków przyczynowo-skutkowych między zmiennymi. Jej twórcą jest Sewall Wright (1921, 1934); Wolfe (1999) przedstawił obszerny komentarz na temat bibliografii autorstwa Sewalla Wrighta dotyczącej analizy ścieżek. O analizie ścieżek napisano już wiele prac, zastosowano ją w wielu problemach badawczych. W naukach rolniczych za jeden z pionierskich artykułów, w których przedstawiono zastosowanie analizy ścieżek, uznaje się pracę Dewey i Lu (1957). Metoda ta w tej lub zbliżonej formie wciąż jest stosowana i ma wielu zwolenników, choć od pewnego czasu klasyczna analiza ścieżek (Przez klasyczną analizę ścieżek będę rozumiał tę opartą na metodologii Sewalla Wrighta, włączając w to również dalsze jej modyfikacje) znalazła konkurencyjne podejście, które stanowi element modelowania równań strukturalnych (ang. Structural Equation Modeling — SEM), w którym estymację i testowanie modelu związków przyczynowo-skutkowych prowadzi się na podstawie metody największej wiarygodności. Kozak i Kang (2006) podkreślili potrzebę stosowania nowego podejścia do estymacji w analizie ścieżek w naukach rolniczych, w których takich zastosowań do tej pory było niewiele (np. Guillen-Portal i in., 2006; Dhungana i in., 2007; Vargas i in., 2007; Kozak i in., 2007 c, 2008).

Interpretacja w analizie ścieżek opiera się na trzech podstawowych rodzajach efektów między zmiennymi: efektu bezpośredniego, pośredniego i całkowitego. Wciąż panuje opinia, że efekt bezpośredni jest podstawowym źródłem informacji o wpływie danej zmiennej przyczynowej na zmienną skutkową; nie jest to słuszna opinia, o czym

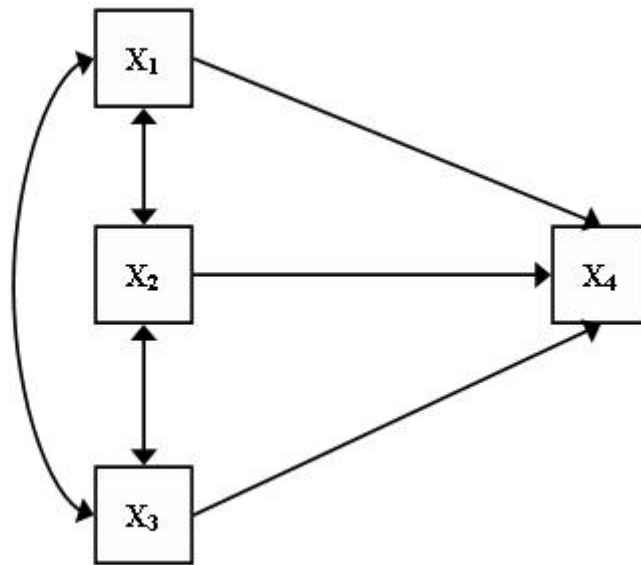
wspomniamy w tym opracowaniu. Efekt bezpośredni opisuje zmianę jednej zmiennej w reakcji na jednostkowy wzrost wartości drugiej zmiennej, gdy wartość pozostałych zmiennych nie zmienia się. Choć powszechnie uznaje się, iż zmiany te mierzone są w jednostkach odchylenia standardowego zmiennych (czyli efekt bezpośredni mierzy zmianę jednej zmiennej w jednostkach jej odchylenia standardowego, gdy wartość zmiennej na nią wpływającej zwiększy się o jej odchylenie standardowe, a wartości pozostałych zmiennych nie zmieniają się), to można je mierzyć w jednostkach oryginalnych zmiennych (Shipley, 2002). Na diagramie przyczynowo-skutkowym efekt bezpośredni jest oznaczany przy pomocy strzałki jednostronnej ($\rightarrow$), która opisuje wpływ zmiennej, od której strzałka wychodzi, na zmienną, do której strzałka jest skierowana. Strzałkę tę nazwiemy ścieżką pojedynczą.

Efekt pośredni jest na diagramie reprezentowany przez tzw. ścieżkę złożoną, czyli taką, która biegnie wzdłuż co najmniej dwóch ścieżek pojedynczych. Jest on obliczany jako iloczyn efektów bezpośrednich odpowiadających poszczególnym ścieżkom pojedynczym, składającym się na tę ścieżkę złożoną. Efektów pośrednich między dwoma zmiennymi w systemie może więc być więcej niż jeden. Na przykład między zmienną X_1 i X_4 na rys. 1 możemy wyróżnić dwa efekty pośrednie (i dwie odpowiadające im ścieżki złożone): $X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow X_4$ oraz $X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow X_3 \rightarrow X_4$ (brak jest za to efektu bezpośredniego między X_1 i X_4 , więc zmienna X_1 wpływa na X_4 tylko pośrednio). Z kolei zmienna X_2 wywiera na X_4 wpływ bezpośredni ($X_2 \rightarrow X_4$) oraz pośredni, wzdłuż ścieżki: $X_2 \rightarrow X_3 \rightarrow X_4$. Efekt pośredni $X_2 \rightarrow X_3 \rightarrow X_4$ należy rozumieć jako efekt następującego procesu: zmienia się zmienna X_2 , co, ze względu na jej wpływ na X_3 , generuje zmianę X_3 , ta zaś zmiana powoduje zmianę X_4 .



Rys. 1. Przykładowy model analizy ścieżek złożonych
Fig. 3. The example of a complex path model

Jest jeszcze drugi sposób definiowania efektów pośrednich, popularny w przypadku badania modeli ścieżek pojedynczych. Termin ten został użyty np. przez Jończyk (2002) oraz Mądrego i in. (2003)). W modelu takim wszystkie zmienne przyczynowe znajdują się na tym samym poziomie ontogenetycznym i są skorelowane, reprezentuje więc on model wielokrotnej analizy regresji (Shipley, 2002; rozdz. 4.3); por. rys. 2). Efekt pośredni jest tu rozumiany jako efekt jednej zmiennej przyczynowej na zmienną skutkową poprzez inną zmienną przyczynową. Kozak i in. (2007 a) pokazali, że nie jest to prawidłowe podejście ze względu na brak związku przyczynowo-skutkowego między zmiennymi przyczynowymi, oraz zaproponowali, jak można interpretować tego typu efekty.



Rys. 2. Model analizy ścieżek pojedynczych dla trzech zmiennych przyczynowych i jednej skutkowej
Fig. 2. A model of single paths for the three dependent traits and one independent trait

Dla modelu ścieżek pojedynczych efekt całkowity równy jest współczynnikowi korelacji między zmienną przyczynową a zmienną skutkową. Jest to bardzo pożądana właściwość, jako że współczynnik korelacji opisuje ogólną (ostateczną, przy zignorowaniu pozostałych przyczyn i skutków i zmiennych) zależność dwóch zmiennych, którą to powinien opisywać efekt całkowity. W związku z tym dla tego modelu często wnioskuje się na podstawie tzw. podziału współczynnika korelacji między daną parą zmiennych (przyczynową i skutkową) na efekt bezpośredni oraz sumę efektów pośrednich poprzez inne zmienne.

Dla modelu ścieżek złożonych efekt całkowity ma nieco inne znaczenie niż dla ścieżek pojedynczych. Jest on sumą wszystkich efektów jednej zmiennej na drugą zmienną. Na przykład efekt całkowity wpływu X_1 na X_4 to suma następujących efektów pośrednich: $X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow X_4$ oraz $X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow X_3 \rightarrow X_4$, zaś efekt całkowity wpływu X_2 na X_4 to suma efektu bezpośredniego $X_2 \rightarrow X_4$ oraz efektu pośredniego $X_2 \rightarrow X_3 \rightarrow X_4$. Opisuje więc on ostateczną zmianę zmiennej przyczynowej w reakcji na zmianę zmiennej skutkowej. Dla zmiennych standaryzowanych jest to informacja o całkowitym (ostatecznym) wpływie zmiennych przyczynowych na zmienną skutkową, więc to właśnie efekt całkowity, a nie bezpośredni, niesie najwięcej informacji o wpływie jednej zmiennej na drugą, natomiast jego podział na efekty cząstkowe (bezpośredni i pośrednie) pomaga zrozumieć ten wpływ. Z przykładową interpretacją tego typu modeli opartej na efektach bezpośrednich, pośrednich i całkowitych można zapoznać się w pracach Kozaka i in. (2007 c, 2008). Niestety, efekt całkowity między dwoma zmiennymi nie jest równy współczynnikowi korelacji między nimi; o skutkach tej właściwości będziemy mówić później.

Estymacja w analizie ścieżek

Klasyczna estymacja w analizie ścieżek jest prowadzona metodą najmniejszych kwadratów, czyli, najprościej mówiąc, wykorzystuje metodologię analizy liniowej regresji wielokrotnej dla zmiennych standaryzowanych. Od pewnego jednak czasu analiza ścieżek to dużo więcej niż tylko podejście regresyjne dla zmiennych standaryzowanych; to już odrębne podejście, która pozwala spojrzeć na model ścieżek złożonych nie tylko jako na zbitek modeli regresyjnych (a tak właśnie patrzeć należałoby w przypadku „klasycznej” analizy ścieżek), lecz jako na jeden ogólny model, w którym znajdują się zmienne tzw. egzogeniczne (ang. *exogenous variables*; są to zmienne, które są przyczynami innych zmiennych w modelu, lecz które w modelu nie mają przyczyny), endogeniczne (ang. *endogenous variables*; są to zmienne, które mają przyczyny wśród zmiennych w modelu, ale same nie są przyczynami; zmienne te często nazywane też są zmiennymi skutkowymi) i interweniujące (ang. *intervening variables*; są to zmienne, które są zarówno przyczynami, jak i skutkami innych zmiennych w modelu). Ponadto każda ze zmiennych jest determinowana przez swoją zmienną resztową, wyjaśniającą tę część zmienności tej zmiennej, która nie jest tłumaczona przez jej przyczyny (zmienna resztowa jest też uwzględniana w klasycznej analizie ścieżek).

Obecnie estymacja w analizie ścieżek prowadzona jest przy pomocy metody największej wiarygodności, w której jednocześnie estymowane są wszystkie parametry (współczynniki) modelu (w przeciwieństwie do klasycznej analizy ścieżek, w której estymacja współczynników prowadzona jest niezależnie dla poszczególnych „pod-modeli”, czyli modeli częściowych, składających się na pełny model). Taki model częściowy jest tworzony przez zmienną skutkową lub interweniującą i jej zmienne przyczynowe, więc jest tyle „pod-modeli”, ile w modelu zmiennych endogenicznych i interweniujących). Szczegóły estymacji przedstawione są np. w książce Shipleya (2002). Należy zwrócić uwagę na pewien element testowania (które jest prowadzone przy pomocy testu χ^2), mianowicie na to, że polega ono na tym, że model jest odrzucany (przy określonym poziomie istotności) lub nie, czyli ze statystycznego punktu widzenia ten model jest najlepszy (spośród testowanych), dla którego osiągnięto największą wartość p .

Biorąc pod uwagę założoną wartość współczynnika istotności testu α , może się okazać, że kilka lub nawet wiele modeli nie zostało przez test odrzuconych, a tym samym możemy uznać je za istotne. W takim przypadku nie zaleca się wyboru tego modelu, dla którego uzyskano największą wartość p , lecz tego spośród modeli istotnych, który ma największe przesłanki merytoryczne (Shipley, 2002).

Co ciekawe, mimo że nowa metodologia analizy ścieżek nie jest bardzo młoda, nawet z punktu widzenia teorii naukowych, to jednak wciąż w naukach rolniczych jej zastosowania są sporadyczne. Co więcej, te kilka czy kilkanaście prac, które choćby częściowo sięgają po nową metodologię, to tylko kropla w morzu zastosowań analizy ścieżek, zwłaszcza w porównaniu do innych, wybranych dziedzin nauki (choćby psychologii czy nawet ekologii roślin, którą reprezentuje profesor Bill Shipley, autor jednej z ważniejszych książek dotyczących nowej metodologii analizy ścieżek).

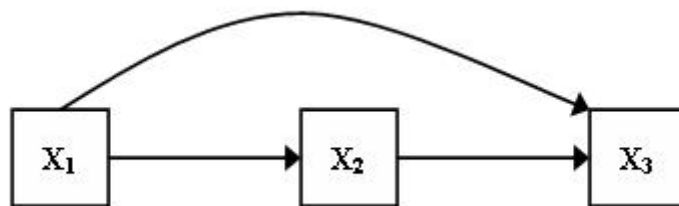
Jak podkreślili Kozak i Kang (2006), są sytuacje badawcze, w których nowe podejście do analizy ścieżek nie może zostać zastosowane. Może na przykład się okazać, że żaden model nie jest możliwy do zaakceptowania (czyli, w języku statystycznym, każdy model jest odrzucany, a dokładniej mówiąc, odrzucana jest hipoteza zerowa, że model jest prawidłowy) — z taką sytuacją przyszło się zmierzyć np. Gozdowskiemu i in. (2007). Autorzy uznali, że ich problemy z doбором próby wynikały prawdopodobnie z dwóch przyczyn. Po pierwsze, operowali na bardzo licznych próbach, które według Shipleya (2002) powodują, że test ma bardzo dużą moc, co z kolei sprawia, że hipoteza zerowa o tym, że model jest prawidłowy, jest łatwo odrzucana (Shipley, 2002; rozdz. 6.7). Po drugie, w modelu autorzy uwzględniali między innymi plon ziarna z kłosa oraz jego dwie składowe, liczbę ziaren w kłosie i średnią masę ziarniaka. Zależność plonu od składowych jest opisywana modelem multiplikatywnych (Kozak i Mądry, 2006), a nie liniowym; w związku z tym wszystkie modele zawierające te trzy zmienne były odrzucane, jako niespełniające warunku liniowości między zmiennymi. Możemy dodać jeszcze jedną możliwą przyczynę problemów z doбором modelu w analizie Gozdowskiego i in. (2007): łączenie danych z poziomów czynników (trzy lata, dwa terminy siewu i cztery dawki nawożenia azotem). Choć podejście to jest w agronomii bardzo częste (np. Sinebo, 2002; García del Moral i in., 2003; Mohammadi i in., 2003; Guillen-Portal i in., 2006), nie zawsze jest ono właściwe, na co wskazuje Shipley (2002, rozdział 7.2), co jednak nie oznacza, że zawsze jest nieprawidłowe.

Może się też zdarzyć, że badany model nie ma wystarczającej liczby stopni swobody, taki model nie może być estymowany przy pomocy metody największej wiarygodności (Shipley, 2002; rozdział 4.3). Taka sytuacja występuje na przykład wtedy, gdy model regresji wielokrotnej jest przedstawiany jako model ścieżkowy (Shipley, 2002; rozdział 4.3, Kozak i Kang, 2006), czyli dla modelu ścieżek pojedynczych, a także w przypadku sekwencyjnej analizy plonu, o której będziemy mówić w następnym rozdziale.

3. ANALIZA ZWIĄZKÓW PRZYCZYNOWO-SKUTKOWYCH MIĘDZY ZMIENNYMI W ŁAŃCUCHU ONTOGENETYCZNYM

3.1. Sekwencyjna analiza plonu

W agronomii bardzo ważnym elementem badań związków przyczynowo-skutkowych jest tzw. podejście ontogenetyczne (Kozak, 2007). Nie jest to metodologia statystyczna sensu stricto, a raczej określone podejście do analizy systemów przyczynowo-skutkowych o specyficznej postaci tzw. łańcucha ontogenetycznego. Ogólna definicja łańcucha ontogenetycznego jest taka, że zmienne go tworzące rozwijają się w określonej kolejności ontogenetycznej, co może mieć wpływ na postulowaną postać związków między nimi. Łańcuch ontogenetyczny jest jednym z wielu możliwych systemów przyczynowo-skutkowych, często spotykanym w agronomii. Kozak (2007) przeprowadził dyskusję na temat modelowania zależności między zmiennymi w łańcuchu ontogenetycznym, wskazując na to, że powinno być ono prowadzone przy pomocy modelu, w którym zakłada się, że kolejna zmienna w modelu może (ale nie musi) być skutkiem zmiennych ją poprzedzających w rozwoju ontogenetycznym, jak również może (ale nie musi) być przyczyną kolejnych zmiennych w modelu; model tego typu (dla wygody dalej nazywany modelem sekwencyjnej analizy plonu), dla trzech zmiennych, przedstawiony jest na rys. 3. W innym, alternatywnym podejściu do analizy tego typu zależności wykorzystuje się warunek Markowa, w którym kolejna zmienna przyczynowa jest efektem tylko i wyłącznie jednej zmiennej, tej, która ją poprzedza w łańcuchu, oraz jest skutkiem tylko i wyłącznie jednej zmiennej, tej, którą poprzedza. W agronomii podejście to zwykle nie ma uzasadnienia merytorycznego (biologicznego) (Kozak, 2007).



Rys. 3. Model sekwencyjnej analizy plonu dla trzech zmiennych w łańcuchu ontogenetycznym
Fig. 3. A sequential yield analysis model for three traits in a ontogenetic chain

Podejście ontogenetyczne polega na uwzględnieniu w analizie kolejności pojawiania się zmiennych w przyrodzie, co z kolei przekłada się na to, która ze zmiennych może być przyczyną której; zakłada się, że zmienna, która kończy swój rozwój wcześniej niż inna zmienna, nie może być jej skutkiem, lecz może być jej przyczyną (może, bowiem nie jest to warunek wystarczający, o tym decyduje już sam biologiczny charakter procesu). Podejście ontogenetyczne wprowadzono już kilka dziesiątków lat temu (np. Grafius 1969, Rasmusson i Cannell, 1970; Thomas i in., 1971), choć dość długo trwała dyskusja nad jego słusnością (przykład takiej dyskusji w odniesieniu do analizy multiplikatywnych składowych plonu można znaleźć w pracach Spaarnaija i Bosa (1993), Piepho (1995) oraz

Kozaka i Mądrego (2006)). Obecnie uznaje się, że podejście to jest jak najzupełniej słuszne, gdyż uwzględnia biologiczny charakter systemów przyczynowo-skutkowych (oczywiście tylko i wyłącznie wtedy, gdy ów charakter w procesie występuje).

Jedną z metod analizy liniowych związków przyczynowo-skutkowych między zmiennymi w łańcuchu ontogenetycznym jest sekwencyjna analiza plonu (Mądry i inni 2005). W metodzie tej dokonuje się podziału współczynnika determinacji zmiennej skutkowej (ostatniej zmiennej w łańcuchu) na współczynniki niosące informację o niezależnym udziale zmiennych przyczynowych (czyli egzogenicznych i interweniujących) w determinacji zmiennej skutkowej (dalej opiszemy, na czym polega owa „niezależność”). Jest to metoda zbliżona do analizy ścieżek, choć często prowadząca do uzyskania innych wyników, pomimo tego że obie metody wykorzystują ten sam diagram zależności do badania związków między zmiennymi w łańcuchu ontogenetycznym. Diagram zależności (przyczynowo-skutkowych, diagram ścieżkowy) jest to graficzna prezentacja modelu oparta na metodzie grafów. Jest to nieodłączny sposób prezentacji modelu analizy ścieżek oraz równań strukturalnych. Szczegóły można znaleźć np. w książce Shipleya (2002). Należy też podkreślić, że wyniki obu metod nie są bezpośrednio porównywalne, bowiem analiza ścieżek nie bada niezależnego wpływu zmiennych przyczynowych na zmienną skutkową. Do tej pory w literaturze porównano sekwencyjną analizę plonu jedynie z analizą ścieżek pojedynczych (np. teoretyczne porównanie w pracy Mądrego i in., 2005), lecz brakuje jej porównania z analizą ścieżek złożonych, czyli z uwzględnieniem podejścia ontogenetycznego, a dopiero w takim przypadku obie metody analizowałyby ten sam model. Na podstawie dostępnej literatury nie sposób więc stwierdzić, która z tych metod jest lepsza czy bardziej prawidłowa.

Sam model sekwencyjnej analizy plonu ma swe korzenie w pracach Grafiusa (1969), Rasmussona i Cannella (1970) i Thomasa i in. (1971), lecz w obecnej formie sekwencyjna analiza plonu opiera się na metodologii zaproponowanej prawdopodobnie przez Eatona i Kyte'a (1978) i Eatona i MacPhersona (1978). W pracach tych autorzy badali zależność plonu od jego multiplikatywnych składowych plonu rozwijających się w łańcuchu ontogenetycznym; model multiplikatywny przekształcano przy pomocy transformacji logarytmicznej, co prowadzi do modelu addytywnego ze składowymi i plonem w skali logarytmicznej. Metoda ta została również przystosowana do analizy zmiennych w łańcuchu ontogenetycznym, które nie są składowymi plonu; źródłem tego podejścia była prawdopodobnie propozycja Gołaszewskiego (1996), według którego analizie można poddać zmienne nietransformowane logarytmicznie. Na podstawie tego pomysłu analizę tę można stosować dla wszelkich zmiennych, dla których związki liniowe mają postać łańcucha ontogenetycznego. Dla odróżnienia od sekwencyjnej analizy składowych plonu metodę tę nazwano sekwencyjną analizą plonu, w skrócie SAP (Mądry i Kozak, 2000).

Dokładny opis omawianej metody znajduje się np. w pracy Mądrego i in. (2005). Warto zwrócić uwagę na pewien element tej metody, który może czynić ją atrakcyjną w porównaniu np. do analizy ścieżek. W metodzie SAP wnioskowanie opiera się na tzw. wpływie niezależnym danej zmiennej przyczynowej na zmienną skutkową w łańcuchu ontogenetycznym. Dla danej, j -tej zmiennej przyczynowej (na razie założmy, że $1 < j < k$, gdzie k jest liczbą zmiennych przyczynowych w łańcuchu; łańcuch więc składa się z $k + 1$

zmiennych — k przyczynowych i jedna skutkowa) niezależny wpływ na zmienną skutkową oznacza wpływ niezależny od zmiennych, które ją poprzedzają w łańcuchu (czyli wyodrębniamy z tego efektu ten wpływ j -tej zmiennej, który wynika z jej zależności od zmiennych poprzedzających ją w łańcuchu); we wpływie tym są natomiast zawarte efekty pośrednie poprzez zmienne, które występują w łańcuchu po j -tej zmiennej, gdyż mają one swe źródło w tej (j -tej) zmiennej, która generuje (a dokładniej: może generować) zmiany kolejnych po niej zmiennych.

Interpretacja w sekwencyjnej analizie plonu opiera się przede wszystkim na dwóch współczynnikach. Pierwszym z nich jest p_i , który jest w pewnym stopniu odpowiednikiem efektu całkowitego (w wersji standaryzowanej), ale opisuje nie wpływ bezpośredni, lecz wpływ niezależny i -tej zmiennej przyczynowej na zmienną skutkową. Informuje on o zmianie zmiennej skutkowej (w jednostkach odchylenia standardowego) na skutek wzrostu i -tej zmiennej przyczynowej (o wartość odchylenia standardowego), ale nie oryginalnej, lecz tej jej części, która jest niezależna (dokładniej mówiąc, niezależna liniowo, gdyż zajmujemy się wyłącznie związkami liniowymi) od zmiennych poprzedzających ją w łańcuchu; bierze się przy tym pod uwagę zarówno efekt bezpośredni, jak i efekty pośrednie i -tej zmiennej. Taką zmienną niezależną od poprzedzających ją zmiennych nazywamy zmienną ortogonalną. Drugim przydatnym współczynnikiem jest kwadrat współczynnika p_i , czyli p_i^2 , który ma tę ważną właściwość, że suma tych współczynników po wszystkich $i = 1, \dots, k$ równa jest wartości współczynnika determinacji dla modelu liniowego ze zmienną skutkową i k zmiennymi przyczynowymi (zarówno oryginalnymi, jak i ortogonalnymi). W związku z tym p_i^2 informują o niezależnym udziale zmiennych przyczynowych w determinacji zmiennej skutkowej.

Więcej szczegółów dotyczących sekwencyjnej analizy plonu można znaleźć w pracach cytowanych w tym rozdziale, np. u Mądrego i in. (2005). Metoda ta, zwłaszcza aby mogła znaleźć szerszy zakres zastosowań, powinna być rozwinięta w kierunku analizy bardziej rozbudowanych systemów przyczynowo-skutkowych niż łańcuch ontogenetyczny. Kozak i in. (2006 a) zaproponowali podejście do analizy systemu, w którym zmienne przyczynowe są ułożone w łańcuch ontogenetyczny, na końcu którego znajduje się kilka zmiennych skutkowych (autorzy przedstawili przykład dla dwóch zmiennych skutkowych, plonu ziarna jęczmienia jarego oraz zawartości białka w ziarnie [zmienna jakościowa plonu], analizowanych jako cechy wynikowe procesu kształtowania składowych plonu). Podejście to polega na zastosowaniu ortogonalizacji Grama-Schmidta dla zmiennych przyczynowych (przez co stają się one liniowo niezależne — jest to istotny element sekwencyjnej analizy plonu), po czym transformowane dane poddawane są analizie korelacji kanonicznych, w której jednym zbiorem zmiennych są ortogonalne zmienne przyczynowe, zaś drugim — zmienne skutkowe. Dzięki temu badacz uzyskuje informację o niezależnym wpływie zmiennych przyczynowych na zmienne skutkowe, przy czym brany jest pod uwagę wielowymiarowy charakter zbioru zmiennych skutkowych.

Podejście to, niewątpliwie atrakcyjne z tego względu, że bada niezależny wpływ zmiennych przyczynowych w łańcuchu ontogenetycznym na kilka zmiennych skutkowych, jest dopiero pierwsza próba uogólnienia sekwencyjnej analizy plonu dla bardziej zaawansowanych systemów przyczynowo-skutkowych. Udostępnia jednak ono

inne, uboższe możliwości interpretacyjne niż sekwencyjna analiza plonu, bowiem nie rozpatruje się w nim podziału współczynnika determinacji zmiennej skutkowej, co wydaje się być atrakcyjnym elementem interpretacji w sekwencyjnej analizie plonu.

3.2. Analiza związków między zmiennymi w łańcuchu ontogenetycznym: sekwencyjna analiza plonu a analiza ścieżek

Porównanie sekwencyjnej analizy plonu oraz analizy ścieżek ma sens jedynie dla analizy łańcucha ontogenetycznego, bowiem pierwsza z tych metod może być zastosowana wyłącznie w analizie systemu przyczynowo-skutkowego między zmiennymi w łańcuchu ontogenetycznym. W związku z tym cały niniejszy podrozdział dotyczyć będzie tylko badania związków między zmiennymi w łańcuchu ontogenetycznym.

Interpretacja w analizie ścieżek i sekwencyjnej analizie plonu opiera się na różnych efektach. Wpływ bezpośredni opisuje zmianę zmiennej skutkowej w reakcji na jednostkową zmianę j -tej zmiennej przyczynowej przy założeniu, że wartość pozostałych zmiennych nie ulega zmianie. Jest to podejście nieco sztuczne, gdyż w przyrodzie takie zjawisko (czyli wpływ o takim charakterze) występuje wyłącznie w przypadku, gdy j -ta zmienna przyczynowa jest niezależna od wszystkich pozostałych zmiennych przyczynowych w łańcuchu. W sytuacji przeciwnej, zdecydowanie częstszej w biologii, możemy uznać, iż efekt bezpośredni opisuje pewien sztuczny „twór” interpretacyjny. Efekt bezpośredni dla danej zmiennej nie bierze pod uwagę efektu zmiennych ją poprzedzających, co więcej, efektu tego nie ujmuje się z efektu całkowitego dla tej zmiennej. Jest to o tyle „niesprawiedliwe”, że pewna część j -tej zmiennej jest generowana przez zmienne ją poprzedzające, w związku z czym część jej efektu na zmienną skutkową powinna być zaliczona na poczet tych właśnie zmiennych. W analizie ścieżek jest to robione poprzez efekty pośrednie tych zmiennych, ale nie jest to ujmowane z efektu j -tej zmiennej. W tym właśnie aspekcie leży podstawowa różnica między analizą ścieżek a sekwencyjną analizą plonu; może to sprawić, że ich wyniki będą się znacznie różnić.

Przypomnijmy, że w analizie ścieżek pojedynczych popularną metodą interpretacji jest podział współczynnika korelacji między zmienną przyczynową i zmienną skutkową na sumę efektu bezpośredniego tej pierwszej oraz jej efektów pośrednich. Można w takim przypadku dokonać podziału współczynnika determinacji zmiennej skutkowej przez zmienne przyczynowe na udziały związane z efektami bezpośrednimi i pośrednimi poszczególnych zmiennych (Kozak, 2007 a). Niestety w przypadku ścieżek złożonych tego typu zależności nie występują, co oznacza, że w tych efektach panuje pewien „bałagan”: efekt całkowity danej zmiennej na zmienną skutkową zwykle nie jest równy współczynnikowi korelacji między tymi zmiennymi. Porównajmy diagramy z rysunków 1 i 2: w przypadku tego drugiego (czyli dla modelu ścieżek pojedynczych) właściwości te, czyli podział współczynnika korelacji i determinacji, występują, natomiast w przypadku tego drugiego (czyli dla modelu ścieżek złożonych) — już nie, gdyż na przykład efekt całkowity X_1 na X_4 nie jest równy współczynnikowi korelacji między tymi zmiennymi — w takim przypadku mówi się o tzw. fałszywym efekcie (ang. spurious effect). Efekt ten jest fałszywy, bowiem nie przedstawia prawdziwego (rzeczywistego) efektu dla danego systemu, ale jest reprezentowany w danych, a właściwie w wynikach analizy. Nie jest

ponadto możliwy podział współczynnika determinacji zmiennej skutkowej, jak to się robi dla modelu ścieżek pojedynczych, bez udziału fałszywych efektów. W praktyce fałszywe efekty po prostu się pomija i prowadzi się interpretację modelu na podstawie efektów bezpośrednich, pośrednich i całkowitych.

Sekwencyjna analiza płonu ma kilka zalet w porównaniu do analizy ścieżek. Efekty niezależne oferują ciekawą informację o wpływie zmiennych przyczynowych na zmienną skutkową. Ponadto brak fałszywych efektów sprawia, że możemy dokonać podziału współczynnika determinacji na niezależne udziały zmiennych przyczynowych. Za jej wadę niektórzy uznaliby to, że w modelowaniu należy uwzględniać wszystkie zależności między zmiennymi (zarówno przyczynowymi, jak i zmienną skutkową), nawet te nieistotne — w przeciwnym wypadku zmienne nie będą ściśle ortogonalne, co sprawiłoby utratę możliwości podziału współczynnika determinacji. Z aspektem tym wiąże się brak możliwości doboru modelu, który można przeprowadzić w analizie ścieżek. Z drugiej jednak strony, w przypadku badania łańcucha ontogenetycznego w procesach agronomicznych badanie istotności w sensie statystycznym może zostać uznane za sprawę drugorzędną, a wnioskowanie o ważności zmiennych przyczynowych opiera się na ich udziale w determinacji zmiennej skutkowej. Zmienna o udziale 30% może w przypadku niewielkiej próby zostać uznana za statystycznie nieistotną w danym modelu, zaś w przypadku dużej próby zmienna o udziale 10% może okazać się statystycznie istotna. Tego typu problemy niejednokrotnie były podkreślane (np. Webster, 2001; Reese, 2004): choćby i istotny w sensie statystycznym, współczynnik (w sensie ogólnym, w naszym przypadku mówimy o wpływie zmiennej przyczynowej na zmienną skutkową) jest ważny wtedy, gdy jest znaczący (istotny) w sensie biologicznym. Sama istotność statystyczna nie jest wystarczającym elementem do uznania danej zmiennej przyczynowej za ważną w procesie kształtowania zmiennej skutkowej.

Z tego względu raczej nie należy uznać braku możliwości doboru modelu w sekwencyjnej analizie płonu za wadę. Co więcej, czy rzeczywiście jesteśmy zainteresowani doбором modelu w tego typu systemie przyczynowo-skutkowym? Naszym celem nie jest ani znalezienie modelu optymalnego, ani redukcja liczby zmiennych, lecz opisanie procesu w kategoriach wpływu zmiennych przyczynowych na zmienną skutkową; do tego dobór modelu nie jest potrzebny. Pamiętajmy, że cały czas mówimy o zmiennych w łańcuchu ontogenetycznym. Gdy badamy procesy bardziej złożone, w których bierze udział kilkanaście czy kilkadziesiąt zmiennych o różnych możliwych związkach między nimi, dobór modelu może okazać się niezbędny. Przykłady takich problemów przedstawione są w pracach Kozaka i in. (2007 c) i Kozaka i in. (2008).

Warto zwrócić uwagę na jeszcze jeden element. Dla łańcucha ontogenetycznego nie ma możliwości zastosowania nowego podejścia do analizy ścieżek, bowiem rozpatrywany model nie ma wystarczającej liczby stopni swobody. Dlatego albo należy zastosować klasyczną estymację w analizie ścieżek (godząc się na obecność efektów fałszywych), albo też przeprowadzić dobór modelu przy pomocy nowej analizy ścieżek, np. startując od modelu z wybranymi trzema zmiennymi i dwoma ścieżkami pojedynczymi między nimi. To ostatnie podejście nie byłoby jednak prawidłowe w przypadku, gdy wszystkie efekty

bezpośrednie rozpatrywane w modelu (np. na rys. 3 wszystkie ścieżki pojedyncze) są ważne w sensie biologicznym i istotne w sensie statystycznym.

Przed wszystkim jednak należy podjąć dyskusję nad znaczeniem i interpretacją, a przede wszystkim prawidłowością (od strony statystycznej i biologicznej) efektów w obu metodach, tj. efektu bezpośredniego, pośredniego i całkowitego w analizie ścieżek oraz niezależnego w sekwencyjnej analizie plonu. Ten aspekt ma prawdopodobnie największe znaczenie w porównaniu tych dwóch metod.

3.3. TDP — dwukierunkowy podział zmienności plonu

W oryginalnym wydaniu (Eaton i inni 1976) dwukierunkowy podział zmienności plonu (ang. Two-Dimensional Partitioning of Yield Variation — TDP) polegał na połączeniu sekwencyjnej analizy składowych plonu (SYCA) z analizą wariancji, dzięki czemu plon analizowany był pod kątem determinacji przez dwa kierunki zmienności: jeden pochodzący z wpływu składowych plonu, zaś drugi — z wpływu czynników doświadczenia. Gołaszewski (1996) uznał, że metodę tę można również stosować dla cech plonotwórczych z łańcucha ontogenetycznego niebędących składowymi plonu, w którym to przypadku pojawia się dodatkowa zmienność resztowa, również uwzględniana w analizie. Twórcami metody byli Eaton i inni (1976), zaś wnikliwy jej opis można znaleźć w pracy Gołaszewskiego (1996), Gołaszewskiego i in. (1998) lub Kozaka (2006); metoda TDP znalazła pewne uznanie w kręgach agronomii, hodowli i fizjologii roślin (Akwilin Tarimo, 1997) i została zastosowana w co najmniej kilkudziesięciu analizach w uprawie i hodowli roślin polowych i ogrodnich (obszerny wybór cytowań takich prac znajduje się w pracy Kozaka (2006)).

Sama idea metody TDP jest bardzo ciekawa, gdyż łączy dwie inne metody badania związków przyczynowo-skutkowych: analizę wariancji i analizę związków przyczynowo-skutkowych w łańcuchu ontogenetycznym. Metoda tego typu dostarczałaby ciekawych wniosków dotyczących procesu kształtowania plonu, gdyż determinacja plonu przez czynniki doświadczenia oraz przez zmienne w łańcuchu ontogenetycznym jest zazwyczaj badana niezależnie.

Pomimo powyższego, metoda TDP nie jest niestety pozbawiona wad, które przedstawił Kozak (2006). Sprawiają one, że interpretacja analizy i wnioski wyciągnięte na tej podstawie mogą być, i zazwyczaj są, zafałszowane. Dwoma podstawowymi problemami jest wykorzystanie sum kwadratów z analizy wariancji jako wskaźników udziału poszczególnych czynników i zmiennych w zmienności plonu oraz obecność tzw. „cross-products”, które pojawiają się w tabeli TDP, a które mają, lub mogą mieć, znaczący wpływ na interpretację. Ostateczny wniosek z pracy Kozaka (2006) jest taki, że problem postawiony przy konstrukcji metody jest ciekawy, ale jej podstawy statystyczne są w pewnych aspektach błędne. Warto zwrócić uwagę na to, że metoda ta zakłada, że zależności między plonem (lub inną zmienną skutkową) a zmiennymi przyczynowymi w łańcuchu ontogenetycznym są takie same; zwykle jest to założenie bardzo nierealistyczne.

Metoda o silnych podstawach statystycznych, która pozwalałaby na interpretację i wnioskowanie postulowane dla metody dwukierunkowego podziału zmienności plonu,

mogłaby znaleźć zastosowanie w analizie wielu doświadczeń agronomicznych i hodowlanych.

4. WNIOSKOWANIE O ZWIĄZKACH PRZYCZYNOWO-SKUTKOWYCH DLA POPULACJI GENOTYPÓW

Dysponując wynikami z doświadczenia przeprowadzonego dla wystarczająco dużej populacji genotypów, przy pomocy omawianych metod można wnioskować o procesach przyczynowo-skutkowych zachodzących w obrębie tej populacji. Wnioskowanie to można wzbogacać przy pomocy innych metod. Przykładowo, Kozak i inni (2007c) połączyli wyniki analizy ścieżek z wynikami przedstawionymi przez Singha i in. (2006), którzy przy pomocy analizy skupień pogrupowali genotypy wykorzystane do badania związków przyczynowo-skutkowych między plonem ziarna i jakością mielenia oraz cechami roślin badanymi przez Kozaka i in. (2007 c); grupowanie to, jak i analiza ścieżek, zostało przeprowadzone na podstawie średnich wartości cech dla genotypów. W ten sposób Kozak i in. (2007 c) wskazali te grupy genotypów, które charakteryzowały się średnimi wartościami badanych cech zbliżonymi do optymalnych, ale biorąc pod uwagę tylko te zmienne, które okazały się ważne (istotne) w procesie kształtowania ostatecznego plonu ryżu z roślin oraz jakości mielenia. Można więc uznać, że Kozak i in. (2007 c) wzbogacili wnioskowanie o badanym procesie poprzez analizę podobieństw między genotypami, a wspólne wnioski z tych dwóch analiz wykorzystali do wskazania genotypów, dla których osiągnięto pożądane średnie wartości cech istotnych w procesie tworzenia plonu ziarna i jakości mielenia.

Kozak i in. (2008) wzbogacili powyższe podejście. Zauważyli, że choć ostateczne wnioski wyciągane są na podstawie obu metod, tj. analizy ścieżek i analizy skupień, to wyniki tych metod nie są łączone na etapie analizy. Stąd też na przykład w analizie skupień grupuje się genotypy na podstawie wszystkich zmiennych, choć analiza ścieżek może wykazać, że niektóre z nich w ogóle nie są istotne w procesie kształtowania zmiennej skutkowej (zmiennych skutkowych). Takie podejście może sprawić, że uzyskane skupienia genotypów będą wynikać z podobieństwa genotypów i różnic między nimi w odniesieniu do tych zmiennych, które dla zmiennych skutkowych nie mają znaczenia. Aby więc pogrupować genotypy pod kątem badanego procesu, a nie wszystkich zmiennych, które były obserwowane, Kozak i in. (2008) zaproponowali odpowiednie ważenie zmiennych w analizie skupień. Ważenie to oparte jest na wynikach analizy ścieżek, które informują o ważności poszczególnych cech w procesie kształtowania zmiennej przyczynowej. Podejście zaproponowane przez Kozaka i in. (2008) może zostać zastosowane dla systemów przyczynowo-skutkowych z jedną zmienną przyczynową. Jak sugerują autorzy, następnym krokiem jest opracowanie systemu ważenia dla modeli o większej liczbie zmiennych skutkowych.

5. PODSUMOWANIE

W niniejszym opracowaniu dyskutowaliśmy o analizie liniowych związków między zmiennymi losowymi w agronomicznych systemach przyczynowo-skutkowych. Jest to tematyka obszerna i bogata w modele, metody, podejścia i problemy, spośród których zajmowaliśmy się tylko wybranymi: analizą ścieżek, sekwencyjną analizą plonu, dwukierunkowym podziałem zmienności plonu oraz wnioskowaniem o związkach przyczynowo-skutkowych w populacji genotypów.

W przypadku analizy ścieżek wskazaliśmy potrzebę stosowania podejścia opartego na metodzie największej wiarygodności, stanowiącego alternatywę do klasycznej analizy ścieżek i dostarczającego nowe możliwości estymacji i interpretacji. Dyskutowaliśmy również o problemach związanych z tą metodą: obecności fałszywych efektów oraz pomijaniu ich w interpretacji, a także ograniczonych możliwościach wnioskowania opartego na efektach bezpośrednich, pośrednich i całkowitych, co jest związane ze „sztucznym” podejściem do związków przyczynowo-skutkowych, jakie efekty te reprezentują.

O sekwencyjnej analizie plonu powiedzieliśmy, że jej główną zaletą jest wykorzystanie efektów niezależnych, które uznaliśmy za bardziej naturalne niż te, na których opiera się analiza ścieżek. Co więcej, w sekwencyjnej analizie plonu dokonuje się podziału współczynnika determinacji zmiennej skutkowej na niezależne udziały poszczególnych zmiennych przyczynowych w łańcuchu ontogenetycznym. Za wadę tej metody niektórzy uznaliby brak możliwości doboru optymalnego modelu, co sprawia, że wszystkie efekty, nawet te praktycznie nieistotne (zarówno z punktu widzenia biologii procesu, jak i statystyki), muszą być w analizie uwzględnione. Jak jednak uznaliśmy, wcale nie musi to zostać uznane za wadę w przypadku, gdy omawianym systemem przyczynowo-skutkowym jest łańcuch ontogenetyczny.

Warto zwrócić uwagę na perspektywę dalszej pracy nad omawianymi metodami i podejściami. Po pierwsze, interesujące może być uogólnienie sekwencyjnej analizy plonu na systemy przyczynowo-skutkowe o innej formie niż łańcuch ontogenetyczny. Zastosowanie analizy korelacji kanonicznych (o czym mówiliśmy wcześniej) jest prawdopodobnie jedną z możliwości, nie bez wad, przyszłe badania powinny mieć na celu znalezienie innych podejść, być może bardziej efektywnych, zwłaszcza w interpretacji. Kolejne pytanie to jaki system ważenia zmiennych należy zastosować w analizie skupień do łączenia jej wyników z wynikami analizy ścieżek, gdy w systemie związków przyczynowo-skutkowych jest więcej niż jedna zmienna skutkowa. Ponadto warto podjąć dyskusję o fałszywych efektach w analizie ścieżek. Są one standardowo pomijane w zastosowaniach i właściwie nie do końca wiadomo, jaki może być ich wpływ na interpretację, czyli w jakim stopniu mogą one fałszować wnioskowanie. Innym ciekawym kierunkiem badań nad analizą związków przyczynowo-skutkowych dla zmiennych w łańcuchu ontogenetycznym obserwowanych w doświadczeniu czynnikowym jest stworzenie metody, która realizowałaby cele stawiane metodzie dwukierunkowego podziału zmienności plonu TDP, będąc przy tym pozbawioną jej wad.

Ważnym pytaniem, wciąż pozostającym bez odpowiedzi, jest: które podejście do analizy związków przyczynowo-skutkowych jest bardziej prawidłowe, to oparte na analizie efektów bezpośrednich (oraz pośrednich i całkowitych, które wykorzystują tę samą filozofię i metodologię), czy to oparte na efektach niezależnych (czyli estymowanych w sekwencyjnej analizie plonu)? Są to podejścia alternatywne, a z dyskusji przedstawionej w niniejszym opracowaniu wynika, że ostateczne wnioskowanie nie powinno opierać się na łączonej interpretacji z obu tych podejść, w wielu bowiem aspektach filozoficznych nie zgadzają się one ze sobą, co wyklucza możliwość ich wspólnego stosowania. Nie pokusiliśmy się o jednoznaczną odpowiedź na pytanie, które podejście jest bardziej prawidłowe. Wymaga to dalszych wnikliwych badań, a te przedstawione tutaj są niejako ich początkiem. Pojęcie wpływu niezależnego wymaga dodatkowej uwagi, gdyż do tej pory znajdowało się w cieniu klasycznego podejścia do badania związków przyczynowo-skutkowych, czyli tego poprzez efekty bezpośrednie, pośrednie i całkowite. Idea efektu niezależnego jest ciekawa i są podstawy, by podjąć dalsze nad nim badania

LITERATURA

- Dewey D. R., Lu K. H. 1959. A correlation and path-coefficient analysis of components of crested wheatgrass seed production. *Agronomy Journal* 51: 515 — 518.
- Dhungana P., Eskridge K.M., Baenziger P.S., Campbell B.T., Gild K.S., Dweikat I. 2007. Analysis of genotype-by-environment interaction in wheat using a structural equation model and chromosome substitution lines. *Crop Science* 47: 477 — 484.
- Dofing S. M., Knight C. W. 1992. Alternative model for path analysis of small-grain yield. *Crop Science* 32: 487 — 489.
- Dowe P. 1992. Wesley Salmon's process theory of causality and the conserved quantity theory. *Philosophy of Science* 59 2: 195 — 216.
- Eaton, G. W. Kyte T. R. 1978. Yield component analysis in strawberry. *Journal of the American Society for Horticultural Science* 103: 578 — 583.
- Eaton G. W., MacPherson E. A. 1978. Morphological components of yield in cranberry. *Horticultural Research* 17: 73 — 82.
- García del Moral L. F., Rharrabti Y., Villegas D., Royo C. 2003. Evaluation of grain yield and its components in durum wheat under Mediterranean conditions: An ontogenetic approach. *Agronomy Journal* 95: 266 — 274.
- Gołaszewski J. 1996. A method of yield component analysis. *Biometrical Letters* 332: 79 — 88.
- Grafius J. E. 1969. Stress: a necessary ingredient of genotype by environment interactions. *International Barley Genet. II. Wash. State Univ. Press.*: 346 — 355.
- Guillen-Portal F. R., Stougaard R. N., Xue Q., Eskridge K. M. 2006. Compensatory mechanisms associated with the effect of spring wheat seed size on wild oat competition. *Crop Science* 46: 935 — 945.
- Jolliffe P. A., Courtney W. H. 1984. Plant growth analysis: additive and multiplicative components of growth. *Annals of Botany* 54: 243 — 254.
- Jończyk B. 2002. Statystyczna ocena uwarunkowania plonu pszenżyta ozimego przez jego składowe za pomocą analizy ścieżek pojedynczych i złożonych. Praca magisterska. Wydział Rolniczy SGGW, Warszawa.
- Kozak M. 2002. Statystyczna analiza uwarunkowania plonu roślin przez jego składowe. Praca doktorska. Wydział Rolniczy. Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego, Warszawa.
- Kozak M. 2006. Two-dimensional partitioning of yield variation: A critical note. *Plant Breeding and Seed Science* 53: 37 — 42.
- Kozak M. 2007. Ontogenetic chain and the Markov condition in crop science. *Nature and Science* 53: 5 — 8.
- Kozak M., Bocianowski J., Rybiński W. 2008. Selection of promising genotypes based on path and cluster analyses. *Journal of Agricultural Science* 146: 85 — 92.

- Kozak M., Gozdowski D., Hossain S., Ahmed S. E., Ladański Z., Wyszyński Z. 2006 a. Canonical correlations in studying grain yield and protein content as affected by yield components: An ontogenetic approach. *Plant Breeding and Seed Science* 54: 17 — 27.
- Kozak M., Gozdowski D., Wyszyński Z. 2006 b. An approach to analyzing a response variable as affected by its additive components: Example for spring barley grain yield. *Cereal Research Communications* 342-3: 981 — 988.
- Kozak M., Kang M. S. 2006. Note on modern path analysis in application to crop science. *Communications in Biometry Crop Science* 11: 32 — 34.
- Kozak M., Mądry W. 2006. Note on yield component analysis. *Cereal Research Communications* 34 2 — 3: 933 — 940.
- Kozak M., Mądry W., Wyszyński Z. 2002. Metoda analizy wpływu masy korzeni z różnych frakcji na plon korzeni buraka cukrowego. *Fragmenta Agronomica* 2 74: 251 — 262.
- Kozak M., Kang M.S., Stępień M. 2007a. Causal Pathways when Independent Variables are Co-Related: New Interpretational Possibilities. *Plant, Soil and Environment* 536: 267 — 275.
- Kozak M., Samborski S., Rozbicki J., Mądry W. 2007b. Winter triticales grain yield, a comparative study of 15 genotypes. *Acta Agriculturae Scandinavica. Section B – Plant & Soil Science* 57: 263 — 270.
- Kozak M., Singh P.K., Verma M.R., Hore D.K. 2007c. Causal mechanism for determination of grain yield and milling quality of lowland rice. *Field Crops Research* 102: 178 — 184.
- Lorencetti C., de Carvalho F.I.F., de Oliveira A. C., Valério I.P., Hartwig I., Benin G., Schmidt D.A.M. 2006. Applicability of phenotypic and canonic correlations and path coefficients in the selection of oat genotypes. *Scientia Agricola* 63: 11 — 19.
- Mądry W., Kozak M. 2000. Analiza ścieżek i sekwencyjna analiza plonu w badaniach zależności plonu od cech łanu. Cz. I. Opis metod. *Roczniki Nauk Rolniczych. Seria A* 115: 143 — 157.
- Mądry W., Kozak M., Pluta S., Żurawicz E. 2005. A new approach to sequential yield component analysis SYCA: Application to fruit yield in blackcurrant *Ribes nigrum* L.. *Journal of New Seeds* 7 1: 85 — 107.
- Mądry W., Ladański Z., Kozak M., Rozbicki J. 2003. Empiryczne porównanie sekwencyjnej analizy składowych plonu i analizy ścieżek pojedynczych dla plonu ziarna pszenżyta ozimego i jego składowych. *Biuletyn IHAR* 230: 147 — 156.
- Mohammadi S. A., Prasanna B. M., Singh N.N. 2003. Sequential path model for determining interrelationships among grain yield and related characters in maize. *Crop Science* 43: 1690 — 1697.
- Piepho H. P. 1995. A simple procedure for yield component analysis. *Euphytica* 84: 43 — 48.
- Rasmusson D. C., Cannell R. Q. 1970. Selection for grain yield and components of yield in barley. *Crop Science* 10: 51 — 54.
- Reese R. A. 2004. Does significance matter? *Significance* 1: 39 — 40.
- Rencher A. C. 1998. *Multivariate statistical inference and applications*. John Wiley and Sons, New York.
- Reynolds M., Calderini D., Condon A., Vargas M. 2007. Association of source/sink traits with yield biomass and radiation use efficiency among random sister lines from three wheat crosses in a high-yield environment. *The Journal of Agricultural Science* 1451: 3 — 16.
- Rozbicki J. 1997. *Agrotechniczne uwarunkowania wzrostu, rozwoju i plonowania pszenżyta ozimego*. Rozprawa habilitacyjna. Fundacja Rozwój SGGW, Warszawa.
- Samborski S., Kozak M., Rozbicki J. 2006. The usefulness of chlorophyll meter SPAD-502 for winter triticales grain yield estimation. *Folia Universitatis Agriculturae Stetinensis. Agricultura* 247 100: 157 — 162.
- Samonte S.O.P.B., Wilson L.T., McClung A.M. 1998. Path analyses of yield and yield-related traits of fifteen diverse rice genotypes. *Crop Science* 38: 1130 — 1136.
- Shipley B. 2002. *Cause and correlation in biology: a user's guide to path analysis, structural equations and causal inference*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Sinebo W. 2002. Yield relationships of barleys in a tropical highland environment. *Crop Science* 42: 428 — 437.
- Singh P. K., Mishra M. N., Hore D. K., Verma M.R. 2006. Genetic divergence in lowland rice of north eastern region of India. *Communications in Biometry and Crop Science* 11: 35 — 40.
- Steel D. 2005. Indeterminism and the causal Markov condition. *The British Journal for the Philosophy of Science* 56 1: 3 — 26.

- Thomas R.L., Grafius J.E., Hahn S.K. 1971. Transformation of sequential quantitative characters. *Heredity* 26: 189 — 193.
- Vargas M., Crossa J. Reynolds M.P., Dhungana P., Eskridge K.M. 2007. Structural equation modeling for studying genotype $\times$ environment interactions of physiological traits affecting yield in wheat. *The Journal of Agricultural Science* 145: 151 — 161.
- Webster R. 2001. Statistics to support soil research and their presentation. *European Journal of Soil Science* 52: 331 — 340.
- Wolfe L.M. 1999. Sewall Wright on the method of path coefficients: An annotated biography. *Structural Equations Modeling* 6: 280 — 291.
- Wright S. 1921. Correlation and causation. *Journal of Agricultural Research Wash., D.C* 20: 557 — 585.
- Wright S. 1934. The method of path coefficients. *Annals of Mathematical Statistics* 5: 161 — 215.

ZYGMUNT KACZMAREK¹**DARIUSZ R. MAŃKOWSKI**²¹ Instytut Genetyki Roślin Polskiej Akademii Nauk w Poznaniu, Pracownia Biometrii² Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Państwowy Instytut Badawczy w Radzikowie
Pracownia Ekonomiki Nasiennictwa i Hodowli Roślin

Wprowadzenie do statystycznych analiz wielozmiennych*

Część I. Podstawy teoretyczne

An introduction to multivariate statistical analyses Part I. Theoretical background

Analizy wielocechowe są coraz szerzej stosowane w badaniach rolniczych. Powszechna dostępność pakietów statystycznych realizujących tego typu analizy pozwala na ich powszechne wykorzystywanie. Problemem staje się więc umiejętność właściwego wykorzystania tych analiz i poprawnej interpretacji uzyskanych z nich wyników. W pracy omówiono podstawowe pojęcia analizy wielozmiennych, opisano wielozmienny model liniowy obserwacji, wielocelową analizę wariancji, niezbędne statystyki testowe a także wielocechowe metody oceny podobieństwa obiektów.

Słowa kluczowe: analizy wielocechowe, grupowanie wielocechowe obiektów, macierz korelacji, macierz kowariancji, MANOVA, wielocechowe miary podobieństwa

Multivariate analyses are increasingly used in agricultural research. The widespread availability of statistical packages pursuing this type of analysis allows for their use. Then, the ability of appropriate application of the analysis and correct interpretation of its results becomes problematic. The paper discusses basic concepts of the multivariate analysis, the multivariate model of observations, the multivariate analysis of variance, the appropriate statistical tests and the multivariate methods for estimation of the objects' similarity.

Key words: multivariate analysis, multivariate grouping, correlation matrix, covariance matrix, MANOVA, multivariate similarity measures

WSTĘP

Wielowymiarowy charakter zagadnień stanowiących przedmiot badań biologiczno-rolniczych wymaga stosowania w tych badaniach metod wielocechowych. Wynika to

* Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r.

ze złożoności zjawisk. Badanie porównawcze obiektów prowadzone tylko w jednym aspekcie nie jest wystarczające do ich wyjaśnienia. Również badanie porównawcze obiektów pod względem wielu cech, ale każdej rozpatrywanej oddzielnie, nie może przyczynić się do pełnego wyjaśnienia zachodzących zjawisk. Dopiero równoczesne uwzględnienie wszystkich obserwowanych cech stanowić może podstawę do wyciągnięcia adekwatnych wniosków. Z tych względów naturalnym postępowaniem w analizie porównawczej obiektów przyrodniczych wydaje się zastosowanie metod wielozmiennych.

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie jednoczynnikowego wielozmiennego modelu liniowego obserwacji i opartej na nim wielozmiennnej analizy wariancji (MANOVA). Analizę tę poprzedzą rozważania dotyczące obserwacji wielu zmiennych i korelacji między nimi. Analizę wariancji omówimy dla dwóch najczęściej stosowanych układów eksperymentalnych: układu o klasyfikacji pojedynczej i układu o klasyfikacji podwójnej. W tym ostatnim skupimy się na analizie wariancji układu dwuczynnikowego z jedną obserwacją w podklasie, która w dużej mierze odpowiada analizie prowadzonej dla układu losowanych bloków. Prezentowane będą także możliwości testowania hipotez szczegółowych dotyczących zwłaszcza porównań (kontrastów) między obiektami. Omówione będą miary wielocechowego podobieństwa obiektów, takie jak odległość Euklidesa i odległość Mahalanobisa. Wskażemy na możliwość badania tzw. mocy dyskryminacyjnej cech. W celu graficznej prezentacji rozmieszczenia obiektów wielocechowych w nowej przestrzeni, dwu- lub trójwymiarowej, zasygnalizujemy metody składowych głównych i zmiennych kanonicznych.

W przygotowaniu niniejszego opracowania skorzystano z następujących publikacji: Caliński (1970), Anderberg (1973), Caliński i Kaczmarek (1973), McKeon (1974), Caliński i in. (1975), Kaczmarek (1975), Ceranka i in. (1975), Caliński i in. (1976), Morrison (1976), Seber (1984), Krzanowski (1988), Everitt i Dunn (1992), Krzyśko (2000), Sieczko i in. (2004), Srivastava (2004), Wu i in. (2006), Mądry (2007), Ukalska i in. (2007), Kaczmarek i in. (2008), Ukalska i in. (2008).

1. PRÓBA Z WIELOWYMIAROWEJ POPULACJI O ROZKŁADZIE NORMALNYM

Podstawą teorii metod statystycznych jest założenie, że istnieje zbiorowość generalna elementów rzeczywistych (tzw. populacja generalna), której zbadanie całości jest niemożliwe i dlatego dokonywany jest wybór jej mniejszego ale reprezentatywnego podzbioru zwanego próbą. Analizy oparte na określonych modelach statystycznych pozwalają wyciągać wnioski dotyczące populacji generalnej.

Weźmy pod uwagę wektory n obserwacji p cech w próbie reprezentatywnej rozpatrywanej populacji. Wartości te można zestawić w postaci tzw. $n \times p$ -wymiarowej macierzy danych:

$$\mathbf{Y}_{(n \times p)} = \begin{bmatrix} y_1^{(1)} & y_1^{(2)} & \cdots & y_1^{(p)} \\ y_2^{(1)} & y_2^{(2)} & \cdots & y_2^{(p)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_n^{(1)} & y_n^{(2)} & \cdots & y_n^{(p)} \end{bmatrix} = [y^{(1)} \quad y^{(2)} \quad \cdots \quad y^{(p)}]. \quad (1.1)$$

Zakładamy, że dane te są obserwacjami p -wymiarowej zmiennej losowej w populacji generalnej posiadającej wielowymiarowy rozkład normalny z wektorem średnich $\boldsymbol{\mu}$ i nieosobliwą macierzą kowariancji $\boldsymbol{\Sigma}$. Wektor średnich z próby dla jednej (r -tej) cechy można zapisać jako:

$$\bar{y}^{(r)} = \frac{1}{n} \sum_{h=1}^n y_h^{(r)}, \quad (1.2)$$

natomiast macierz sum kwadratów i iloczynów (SSCP — sum of squares and cross-products) można zapisać w postaci:

$$\mathbf{A} = \{a_{ij}\} = \left\{ \sum_{h=1}^n (y_h^{(r)} - \bar{y}^{(r)}) (y_h^{(s)} - \bar{y}^{(s)})' \right\}. \quad (1.3)$$

Wówczas:

$$\mathbf{S} = \frac{1}{n-1} \cdot \mathbf{A} \quad (1.4)$$

jest macierzą oceny kowariancji z próby.

Współczynnik korelacji liniowej

Zauważmy, że w przypadku dwóch zmiennych $y^{(1)}$ i $y^{(2)}$ macierz kowariancji $\mathbf{S}$ można zapisać w postaci:

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} \text{Var}(y^{(1)}) & \text{Cov}(y^{(1)}, y^{(2)}) \\ \text{Cov}(y^{(1)}, y^{(2)}) & \text{Var}(y^{(2)}) \end{bmatrix}.$$

Na podstawie elementów macierzy $\mathbf{S}$ można obliczyć współczynnik korelacji liniowej między tymi zmiennymi, będący miarą stopnia współzależności liniowej między nimi. Współczynnik ten ma postać:

$$r_{1,2} = \left[\frac{\text{Cov}(y^{(1)}, y^{(2)})}{\sqrt{\text{Var}(y^{(1)}) \text{Var}(y^{(2)})}} \right].$$

Dla p zmiennych $y^{(1)}, y^{(2)}, \dots, y^{(p)}$ można utworzyć macierz współczynników korelacji o postaci:

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1 & r_{1,2} & r_{1,3} & \cdots & r_{1,p} \\ r_{2,1} & 1 & r_{2,3} & \cdots & r_{2,p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{p,1} & r_{p,2} & r_{p,3} & \cdots & 1 \end{bmatrix}, \quad (1.5)$$

przy czym $r_{1,2} = r_{2,1}, r_{1,3} = r_{3,1}, \dots, r_{1,p} = r_{p,1}$, itd.

2. WIELOZMIENNA ANALIZA WARIANCJI DLA KLASYFIKACJI POJEDYNCZEJ

Rozszerzeniem jednozmienną analizy wariancji na przypadek p cech jest wielozmienna analiza wariancji — MANOVA.

Weźmy pod uwagę k obiektów o liczebnościach $n_i (i = 1, 2, \dots, k)$ obserwowanych pod względem p cech ($n = \sum_{i=1}^k n_i$). Przez $y_{ij}^{(r)}$ oznaczmy obserwację i -tego obiektu w j -tym powtórzeniu ($j = 1, 2, \dots, n_i$) uzyskaną dla r -tej cechy ($r = 1, 2, \dots, p$).

Obserwacje te można zestawić w postaci tzw. tablicy danych:

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_1 \\ \mathbf{Y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_k \end{bmatrix} \text{ gdzie } \mathbf{Y}_i = \begin{matrix} \mathbf{Y}_i = \\ (n_i \times p) \end{matrix} \begin{bmatrix} y_{i1}^{(1)} & y_{i1}^{(2)} & \dots & y_{i1}^{(p)} \\ y_{i2}^{(1)} & y_{i2}^{(2)} & \dots & y_{i2}^{(p)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{in_i}^{(1)} & y_{in_i}^{(2)} & \dots & y_{in_i}^{(p)} \end{bmatrix} \quad (2.1)$$

Obserwacje dla tak zestawionej macierzy danych można opisać za pomocą modelu:

$$y_{ij}^{(r)} = \mu_i^{(r)} + e_{ij}^{(r)} = \mu^{(r)} + t_i^{(r)} + e_{ij}^{(r)}, \quad (2.2)$$

gdzie $y_{ij}^{(r)}$ jest j -tą obserwacją i -tego obiektu dla r -tej cechy; ($i = 1, 2, \dots, k; j = 1, 2, \dots, n_i; r = 1, 2, \dots, p$); $\mu^{(r)}$ jest średnią ogólną dla r -tej cechy; $t_i^{(r)}$ oznacza efekt główny i -tego obiektu dla r -tej cechy; zaś $e_{ij}^{(r)}$ są błędami eksperymentalnymi dla r -tej cechy.

Zakładamy, że $\sum_{i=1}^k t_i^{(r)} = 0$ i przyjmujemy te same założenia jak w przypadku jednej cechy. Przyjmujemy zatem założenie, że $E(e_{ij}^{(r)} e_{ij'}^{(r)}) = 0$ dla $(i, j) \neq (i', j')$. Dodatkowo zakładamy, że każda próba Y_i składa się z n_i obserwacji p -wymiarowej zmiennej losowej o wektorze średnich $\boldsymbol{\mu}_i$:

$$\boldsymbol{\mu}_i = [\mu_i^{(1)} \mu_i^{(2)} \dots \mu_i^{(p)}] \quad \text{gdzie} \quad \mu_i^{(r)} = \mu^{(r)} + t_i^{(r)}$$

i macierzy kowariancji $\boldsymbol{\Sigma}$:

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{bmatrix} \sigma^{(11)} & \sigma^{(12)} & \dots & \sigma^{(1p)} \\ \sigma^{(21)} & \sigma^{(22)} & \dots & \sigma^{(2p)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^{(p1)} & \sigma^{(p2)} & \dots & \sigma^{(pp)} \end{bmatrix}.$$

Dla potrzeb testowania przyjmujemy założenie, że obserwacje te dotyczą zmiennych o łącznym wielowymiarowym rozkładzie normalnym.

Model (2.2) umożliwia przeprowadzenie wielozmiennej analizy wariancji, w której macierz sum kwadratów i iloczynów dla zmienności całkowitej, S_G , jest podzielona na macierz sum kwadratów i iloczynów dla obiektów, S_T , i macierz sum kwadratów i iloczynów dla błędu, S_E , (tab. 1). Każdej z tych macierzy odpowiada określona liczba stopni swobody. Macierze sum kwadratów i iloczynów podzielone przez odpowiadające im stopnie swobody nazywają się macierzami średnich kwadratów i iloczynów.

Tabela 1

Trójwymiarowa analiza wariancji dla klasyfikacji pojedynczej
Three-dimensional analysis of variance for the one-way classification

Źródło zmienności Source of variation	Suma kwadratów dla cechy Sum of squares for treatment			Macierz sum kwadratów i iloczynów Sum of squares and cross-products matrix	Stopnie swobody Degrees of freedom	Macierz średnich kwadratów i iloczynów Mean squares and cross-products matrix
	1	2	3			
Obiekty Objects	T_{11}	T_{22}	T_{33}	$S_T = \begin{bmatrix} T_{11} & T_{12} & T_{13} \\ T_{21} & T_{22} & T_{23} \\ T_{31} & T_{32} & T_{33} \end{bmatrix}$	$k - 1$	$M_T = \frac{S_T}{k - 1}$
Błędy Residuals	E_{11}	E_{22}	E_{33}	$S_E = \begin{bmatrix} E_{11} & E_{12} & E_{13} \\ E_{21} & E_{22} & E_{23} \\ E_{31} & E_{32} & E_{33} \end{bmatrix}$	$n - k$	$M_E = \frac{S_E}{n - k}$
Razem Total	G_{11}	G_{22}	G_{33}	$S_G = \begin{bmatrix} G_{11} & G_{12} & G_{13} \\ G_{21} & G_{22} & G_{23} \\ G_{31} & G_{32} & G_{33} \end{bmatrix}$	$n - 1$	

W celu przeprowadzenia analizy wariancji opartej na modelu (2.2) wprowadźmy następujące oznaczenia:

- $Y_{i.}^{(r)} = \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^{(r)}$ — jest sumą obserwacji i -tego obiektu dla r -tej cechy,
- $\bar{y}_{i.}^{(r)} = \frac{1}{n_i} Y_{i.}^{(r)}$ — jest średnią i -tego obiektu dla r -tej cechy,
- $Y_{..}^{(r)} = \sum_{i=1}^k Y_{i.}^{(r)}$ — jest sumą wszystkich obserwacji dla r -tej cechy,
- $\bar{y}_{..}^{(r)} = \frac{1}{n} Y_{..}^{(r)}$ — jest średnią ogólną dla r -tej cechy ($n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$).

Wówczas składowe macierze sum kwadratów i iloczynów S_G dla zmienności całkowitej wyliczamy ze wzoru:

$$G_{rs} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^{(r)} y_{ij}^{(s)} - \frac{1}{n} Y_{..}^{(r)} Y_{..}^{(s)},$$

dla macierzy sum kwadratów i iloczynów dla obiektów, S_T , ze wzoru:

$$T_{rs} = \frac{Y_{1.}^{(r)} Y_{1.}^{(s)}}{n_1} + \frac{Y_{2.}^{(r)} Y_{2.}^{(s)}}{n_2} + \dots + \frac{Y_{k.}^{(r)} Y_{k.}^{(s)}}{n_k} - \frac{Y_{..}^{(r)} Y_{..}^{(s)}}{n},$$

a dla macierzy sum kwadratów i iloczynów dla błędu, S_E , ze wzoru:

$$E_{rs} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^{(r)} y_{ij}^{(s)} - \frac{Y_{1.}^{(r)} Y_{1.}^{(s)}}{n_1} + \frac{Y_{2.}^{(r)} Y_{2.}^{(s)}}{n_2} + \dots + \frac{Y_{k.}^{(r)} Y_{k.}^{(s)}}{n_k},$$

gdzie $r, s = 1, 2, \dots, p$.

3. WIELOZMIENNA ANALIZA WARIANCJI DLA KLASYFIKACJI PODWÓJNEJ Z JEDNĄ OBSERWACJĄ W PODKLASIE

Oprócz eksperymentów, w których badany jest wpływ jednego czynnika na zmienne wynikowe, spotyka się często eksperymenty bardziej złożone, a mianowicie takie, w których badany jest wpływ dwóch lub większej liczby czynników. Jeżeli w eksperymencie działają dwa czynniki równocześnie na wielu poziomach, to obserwacje sklasyfikowane są według dwóch kryteriów, czyli tworzą klasyfikację podwójną. Można przy tym rozróżnić modele z jedną i wieloma obserwacjami w podklasie. Obecnie zajmujemy się analizą wariacji wielu cech dla klasyfikacji podwójnej z jedną obserwacją w podklasie.

Założmy, że wszystkie badane obiekty (poziomy) czynnika A i wszystkie obiekty (poziomy) czynnika B opisane są za pomocą p różnych zmiennych (cech). Rozważamy zatem sytuację, w której $n = a \cdot b$ p -wymiarowych obserwacji sklasyfikowano według przynależności do jednego z a poziomów czynnika A i jednego z b poziomów czynnika B.

Obserwacje te można zestawić w postaci $(ab \times p)$ -wymiarowej macierzy danych:

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} y_{11}^{(1)} & y_{11}^{(2)} & \dots & y_{11}^{(p)} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ y_{1b}^{(1)} & y_{1b}^{(2)} & \dots & y_{1b}^{(p)} \\ y_{21}^{(1)} & y_{21}^{(2)} & \dots & y_{21}^{(p)} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ y_{2b}^{(1)} & y_{2b}^{(2)} & \dots & y_{2b}^{(p)} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ y_{a1}^{(1)} & y_{a1}^{(2)} & \dots & y_{a1}^{(p)} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ y_{ab}^{(1)} & y_{ab}^{(2)} & \dots & y_{ab}^{(p)} \end{bmatrix}.$$

Model matematyczny dla $y_{ij}^{(r)}$, czyli obserwacji i -tego poziomu czynnika A ($i = 1, 2, \dots, a$) oraz j -tego poziomu czynnika B ($j = 1, 2, \dots, b$) dotyczącej r -tej cechy ($r = 1, 2, \dots, p$), można przedstawić w postaci:

$$y_{ij}^{(r)} = \mu^{(r)} + \alpha_i^{(r)} + \beta_j^{(r)} + e_{ij}^{(r)}, \quad (3.1)$$

gdzie: $\mu^{(r)}$ jest średnią ogólną dla r -tej cechy, $\alpha_i^{(r)}$ jest efektem i -tego poziomu czynnika A dla r -tej cechy, $\beta_j^{(r)}$ jest efektem j -tego poziomu czynnika B dla r -tej cechy, $e_{ij}^{(r)}$ są błędami eksperymentalnymi dla r -tej cechy.

Podobnie jak w przypadku modelu (2.2) zakładamy, że zmienne losowe $y_{ij}^{(r)}$ są niezależne i posiadają rozkład normalny oraz, że wariancja wszystkich $y_{ij}^{(r)}$ jest jednakowa. Zakładamy ponadto, że:

$$\sum_{i=1}^a \alpha_i^{(r)} = \sum_{j=1}^b \beta_j^{(r)} = 0.$$

Stosując metodę najmniejszych kwadratów można uzyskać estymatory parametrów modelu: $\hat{\mu}^{(r)} = \bar{y}_{..}^{(r)}$; $\hat{\alpha}_i^{(r)} = \bar{y}_{i.}^{(r)} - \bar{y}_{..}^{(r)}$; $\hat{\beta}_j^{(r)} = \bar{y}_{.j}^{(r)} - \bar{y}_{..}^{(r)}$.

Model (3.1) umożliwia przeprowadzenie wielozmiennej analizy wariancji. Jeśli w modelu (3.1) przyjmiemy, że $\beta_j^{(r)}$ jest efektem j -tego bloku dla r -tej cechy to może on być modelem obserwacji dla układu losowanych bloków.

4. TESTOWANIE HIPOTEZ W OGÓLNYM WIELOZMIENNYM MODELU LINIOWYM

Testowanie hipotezy ogólnej

Weźmy pod uwagę ogólny wielozmienny model liniowy analizy wariancji dla danych z doświadczenia, w którym k obiektów obserwowanych jest pod względem p cech a liczba wszystkich obserwacji wynosi n .

Stosując symbolikę macierzową model ten można zapisać w postaci:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\mathbf{T} + \mathbf{E}, \quad (4.1)$$

gdzie: $\mathbf{Y} = \{y_{hr}\}$ jest $(n \times p)$ -wymiarową macierzą obserwacji, $\mathbf{X} = \{x_{hi}\}$ jest $(n \times k)$ -wymiarową macierzą układu, rzędu $\leq n - p$, w której elementy są stałymi współczynnikami, $\mathbf{T} = \{t_{ir}\}$ jest $(k \times p)$ -wymiarową macierzą nieznanych parametrów określających efekty działania czynników kontrolowanych w doświadczeniu na występujące zmienne, $\mathbf{E} = \{e_{hr}\}$ jest $(n \times p)$ -wymiarową macierzą błędów losowych, $(i = 1, 2, \dots, k; h = 1, 2, \dots, n; r = 1, 2, \dots, p)$.

Tak sformułowany model pozwala na weryfikację następującej hipotezy ogólnej:

$$H_{00}: \mathbf{C}\mathbf{T}\mathbf{M} = \mathbf{0}, \quad (4.2)$$

gdzie: macierz $\mathbf{C}$ o g wierszach i k kolumnach określa treść hipotezy dotyczącej kombinacji liniowych wierszy macierzy parametrów $\mathbf{T}$ (jest rzędu g), a macierz $\mathbf{M}$ o p wierszach i u kolumnach określa treść hipotezy dotyczącą kombinacji liniowych kolumn macierzy $\mathbf{T}$ (jest rzędu u).

Do testowania hipotezy ogólnej H_{00} stosowane są następujące statystyki testowe oparte na macierzach sum kwadratów i iloczynów, $\mathbf{S}_H$ (dla hipotezy) i $\mathbf{S}_E$ (dla błędu):

- statystyka Roya wykorzystująca maksymalną wartość własną iloczynu macierzy $\mathbf{S}_E^{-1}\mathbf{S}_H$,
- statystyka Hotellinga-Lawleya T^2 , wykorzystująca ślad iloczynu macierzy $\mathbf{S}_E^{-1}\mathbf{S}_H$ pomnożony przez liczbę stopni swobody dla błędu,
- iloraz wiarygodności Λ Wilksa, będący ilorazem wyznaczników macierzy $|\mathbf{S}_E|$ i $|\mathbf{S}_E + \mathbf{S}_H|$,
- ślad Pillai tj. ślad iloczynu $(\mathbf{S}_E + \mathbf{S}_H)^{-1}\mathbf{S}_H$.

W przypadku analizy jednozmiennej wszystkie powyższe statystyki testowe można sprowadzić do statystyki F , natomiast w przypadku analizy wielozmiennej każda ze statystyk (a) – (d) daje zwykle różne przybliżenie statystyki F , z wyjątkiem sytuacji gdy $g = 1$. W praktyce należy oczekiwać, że jeśli założenia modelu są w znacznym stopniu spełnione i jeśli któraś ze statystyk testowych w analizie wielozmiennej wyraźnie odrzuca hipotezę H_{00} , to pozostałe statystyki również ją odrzucają.

Przydatne w praktyce mogą być przekształcenia tych statystyk do statystyki F . Dla statystyk (b) i (c) przedstawiają się one następująco:

Ad (b): Do statystyki Hotellinga-Lawleya zastosowanie ma przekształcenie McKeona (1974) postaci:

$$\frac{1}{c} \text{ślad}(\mathbf{S}_E^{-1}\mathbf{S}_H) \sim F_{a,b}, \quad (4.3)$$

gdzie: $a = um_H$; $b = 4 + (a+2)/(d-1)$; $c = a(b-2)/[b(m_E - u - 1)]$; $d = (m_E + m_H - u - 1)(m_E - 1)/[m_E - u - 3)(m_E - u)]$, przy czym m_H i m_E oznaczają liczby stopni swobody odpowiednio dla hipotezy i dla błędu. Przedstawiona statystyka ma dokładnie rozkład F , gdy $m_H = 1$.

Ad (c): Do statystyki Wilksa stosować można przekształcenie postaci:

$$F = \frac{1 - \Lambda^{1/w}}{\Lambda^{1/w}} \cdot \frac{dw - z}{um_H} \sim F_{um_H; dw-z}, \quad (4.4)$$

gdzie: $w = \sqrt{\frac{u^2 m_H^2 - 4}{u^2 + m_H^2 - 5}}$, $d = m_E - \frac{1}{2}(u - m_H + 1)$, $z = \frac{um_H - 2}{2}$ (pamiętając, że $m_H = g$).

Przekształcona statystyka ma dokładnie rozkład F , gdy u lub m_H jest równe 1 lub 2.

Testowanie hipotez szczegółowych

Odrzucenie wielozmiennej hipotezy liniowej H_{00} pociąga za sobą zwykle indywidualne sprawdzanie hipotez szczegółowych. Interesujące mogą być zarówno indywidualne kombinacje liniowe kolumn macierzy parametrów $\mathbf{T}$, jak również indywidualne kombinacje liniowe wierszy macierzy $\mathbf{T}$, a także indywidualne kombinacje równocześnie kolumn i wierszy macierzy $\mathbf{T}$. Weryfikowane mogą być następujące hipotezy szczegółowe: — a) hipoteza dotycząca pojedynczej kombinacji liniowej kolumn macierzy $\mathbf{CT}$ postaci:

$$H_{0l} : \mathbf{CTm}_l = \mathbf{0}, l = 1, 2, \dots, u^*$$

testowana za pomocą statystyki $F = \frac{m_E SS_{H,l}}{m_H SS_{E,l}}$ i porównywana z wartością krytyczną

$$F_{\alpha; m_H, m_E},$$

— b) hipoteza dotycząca pojedynczej kombinacji liniowej wierszy macierzy $\mathbf{TM}$ postaci:

$$H_{f0} : \mathbf{c}'_f \mathbf{TM} = \mathbf{0}, f = 1, 2, \dots, g^*$$

testowana za pomocą statystyki $F = \frac{m_E - u + 1}{u}$ ślad $(\mathbf{S}_{E,f}^{-1} \mathbf{S}_{H,f})$ i porównywana z wartością krytyczną $F_{\alpha; u, m_E - u + 1}$,

— c) hipoteza dotycząca pojedynczej kombinacji liniowej wierszy i równocześnie kolumn macierzy $\mathbf{T}$ postaci:

$$H_{fl} : \mathbf{c}'_f \mathbf{Tm}_l = \mathbf{0},$$

testowaną za pomocą statystyki $F = m_E \frac{SS_{H,fl}}{SS_{E,fl}}$ i porównywana z wartością krytyczną $F_{\alpha; 1, m_E}$.

Badanie mocy dyskryminacyjnej zmiennych

W analizie doświadczenia wielocechowego możemy być zainteresowani badaniem mocy dyskryminacyjnej dowolnego podzbioru zmiennych, rozpatrywanej z uwagi na pewną hipotezę H . Przez moc dyskryminacyjną zmiennych będziemy tu rozumieli ich udział w odrzucaniu hipotezy H .

Dla określenia mocy dyskryminacyjnej zmiennych możemy posłużyć się statystyką warunkową Wilksa postaci:

$$\Lambda_{s/t} = \frac{\Lambda_{s+t}}{\Lambda_t} \quad (4.5)$$

gdzie: Λ_{s+t} jest statystyką Wilksa zbudowaną dla wszystkich $p = s + t$ zmiennych, natomiast Λ_t jest taką statystyką zbudowaną dla ustalonych $t (< p)$ zmiennych, których wpływ chcemy wyeliminować.

Przekształcenie statystyki $\Lambda_{\frac{s}{t}}$ w funkcję testową F można zapisać w postaci:

$$F = \frac{1 - \Lambda_{s/t}^{1/w}}{\Lambda_{s/t}^{1/w}} \cdot \frac{dw - z}{um_H}, \quad (4.6)$$

przy czym wielkości u, m_H, d, w, z zostały określone w statystykach (4.3) i (4.4).

Przyjmując $s = 1$ możemy za pomocą statystyki (4.6) zbadać moc dyskryminacyjną jednej zmiennej przy $p-1$ zmiennych ustalonych. Przeprowadzając to badanie dla każdej zmiennej możemy wyeliminować z dalszej analizy zmiennej najsłabiej dyskryminujące.

5. MIARY WIELOCECHOWEGO PODOBIENSTWA OBIEKTÓW

Populacja wielocechowa, czyli populacja której elementy są scharakteryzowane przez wiele cech, może być matematycznie określona przez wektor średnich $\boldsymbol{\mu}$ oraz macierz wariancji i kowariancji znaną jako macierz kowariancji Σ .

Weźmy pod uwagę doświadczenie, w którym każdy z k obiektów jest replikowany n_i razy ($i = 1, 2, \dots, k$) i obserwowany pod względem p cech ($r = 1, 2, \dots, p$). Zapiszmy wektory średnich dla obiektów i oraz j ($i \neq j$) $= 1, 2, \dots, k$ w postaci:

$$\bar{\mathbf{y}}_i = \begin{bmatrix} \bar{y}_i^{(1)} \\ \bar{y}_i^{(2)} \\ \vdots \\ \bar{y}_i^{(p)} \end{bmatrix}; \bar{\mathbf{y}}_j = \begin{bmatrix} \bar{y}_j^{(1)} \\ \bar{y}_j^{(2)} \\ \vdots \\ \bar{y}_j^{(p)} \end{bmatrix}, \quad (5.1)$$

gdzie: $\bar{y}_i^{(r)}$ ($\bar{y}_j^{(r)}$) są średnimi obiektu i (obiektu j) cechy r ($r=1,2,\dots,p$).

Punkty reprezentowane przez wektory o p składowych (p średnich obiektowych) mogą być przedstawione jako punkty w przestrzeni p -wymiarowej. Geometrycznie odległość między tymi punktami, czyli między obiektami i i j można określić za pomocą odległości Euklidesa d_{ij} postaci:

$$d_{ij} = \left[\sum_{r=1}^p (\bar{y}_i^{(r)} - \bar{y}_j^{(r)})^2 \right]^{\frac{1}{2}}; i \neq j. \quad (5.2)$$

Ten sposób wyrażenia podobieństwa obiektów ma jednak poważne ograniczenie wynikające z całkowitej ignorancji korelacji między badanymi cechami. Fakt ten sprawia, że odległość Euklidesa może być wykorzystywana jako miara wielocechowego podobieństwa obiektów jedynie w przypadku cech w pełni niezależnych.

Z tych względów jako miarę wielocechowego podobieństwa obiektów bezpieczniej przyjąć uogólnioną odległość Mahalanobisa. Jej kwadrat można zapisać w postaci następującej formy kwadratowej:

$$D_{ij}^2 = (\bar{\mathbf{y}}_i - \bar{\mathbf{y}}_j)' \bar{\Sigma}^{-1} (\bar{\mathbf{y}}_i - \bar{\mathbf{y}}_j) = (\bar{\mathbf{y}}_i - \bar{\mathbf{y}}_j)' \mathbf{M}_E^{-1} (\bar{\mathbf{y}}_i - \bar{\mathbf{y}}_j) \quad (5.3)$$

gdzie: $\mathbf{M}_E^{-1}$ jest odwrotnością oszacowanej macierzy kowariancji (odwrotnością macierzy średnich kwadratów i iloczynów dla błędu w wielozmiennej analizie wariancji), a wektory $\bar{\mathbf{y}}_i$ i $\bar{\mathbf{y}}_j$ zostały zdefiniowane w (5.1).

Dla weryfikacji hipotezy orzekającej, że oba obiekty mają takie same średnie, czyli, że odległość między nimi wynosi zero, można zastosować następującą „odległość krytyczną”:

$$D_\alpha^2 = \left[\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right] \cdot \frac{p m_E}{m_E - p + 1} F_{\alpha; p, m_E - p + 1} \quad (5.4)$$

gdzie: n_i (n_j) są liczbami replikacji dla i -tego (j -tego) obiektu (patrz układ całkowicie losowy), p oznacza liczbę cech, m_E jest liczbą stopni swobody odpowiadających macierzy $\mathbf{S}_E$, a $F_{\alpha; p, m_E - p + 1}$ jest wartością krytyczną odczytaną z tablic Fishera-Snedecora na poziomie istotności α dla p i $m_E - p + 1$ stopni swobody.

Dla układu losowanych bloków, czyli w sytuacji gdy liczba replikacji każdego obiektu jest równa liczbie bloków b , odległość krytyczna D_α przyjmuje postać:

$$D_\alpha^2 = \frac{2 p m_E}{b(m_E - p + 1)} F_{\alpha; p, m_E - p + 1}. \quad (5.5)$$

Powyższe testowanie można przeprowadzić przy założeniu istnienia wspólnej macierzy kowariancji oraz faktu, że łączny rozkład obserwowanych p zmiennych jest normalny.

6. GRUPOWANIE OBIEKTÓW WIELOCECHOWYCH

Analiza wariancji wyników doświadczenia, którego obiekty obserwowane są pod względem określonych cech (zmiennych) kończy się z reguły testowaniem hipotezy o równości jedno- lub wielocechowych średnich obiektowych. Odrzucenie tej hipotezy nie daje jeszcze informacji o tym, które z badanych obiektów różnią się między sobą istotnie, a między którymi różnice te nie są istotne. Procedury obliczeniowe i pakiety statystyczne dotyczące analizy doświadczeń wielocechowych rzadko uwzględniają potrzebę grupowania obiektów. Zawarte w nich metody wieloimienne, takie jak analiza składowych głównych, czy też analiza zmiennych kanonicznych (Caliński i in., 1975) umożliwiają co prawda znalezienie graficznych obrazów rozmieszczenia obiektów na płaszczyźnie, pozwalają nawet wyznaczyć pewne ich skupienia, jednakże nie dokonują formalnego i obiektywnego podziału obiektów na grupy w maksymalnym stopniu wewnętrznie jednorodne pod względem badanego zespołu cech. Również odległości Mahalanobisa, a także odległości Euklidesa stanowią co najwyżej podstawę do wykreślenia dendrogramu lub dendrytu najkrótszych połączeń mimo, że uznawane są często za miarę wielocechowego podobieństwa obiektów.

W latach siedemdziesiątych i osiemdziesiątych zaproponowano wiele metod statystycznych i procedur obliczeniowych grupowania obiektów wielocechowych, lecz nie znalazły one częstego wykorzystania w praktyce. Jedną z propozycji grupowania obiektów opartą na analizie skupień jest metoda wykorzystująca odległości Mahalanobisa oraz odległości krytyczne. W metodzie tej, grupującej obiekty o wielowymiarowych rozkładach normalnych ze wspólną macierzą kowariancji, odległość Mahalanobisa jest traktowana jako miara podobieństwa między dwoma obiektami. Metoda może być stosowana zarówno dla obiektów jednocechowych, jak i wielocechowych. Dla obu sytuacji obowiązuje to samo kryterium grupowania obiektów. Proces tworzenia grup jednorodnych trwa do momentu, w którym kwadrat najmniejszej odległości między grupami obiektów, $\min D^2$, będzie większy od kwadratu odległości krytycznej D_{α}^2 .

PODSUMOWANIE

Omówione w niniejszej pracy zagadnienia można uznać za podstawy analiz wielocechowych. Od niedawna analizy te stają się coraz bardziej popularne w badaniach rolniczych, genetyce i hodowli roślin. Staje się tak z racji powszechnej dostępności pakietów statystycznych wyposażonych w narzędzia i analizy dla danych wielocechowych, oraz z racji możliwości obliczeniowych współczesnych komputerów. Powszechna dostępność wielocechowych metod analizy danych niestety często nie idzie w parze z umiejętnością poprawnego przeprowadzenia takich analiz i właściwą interpretacją uzyskanych wyników. Dlatego też niezmiernie ważnym jest by zrozumieć podstawy tych analiz, gdyż to pozwala na właściwe ich przeprowadzenie i poprawne wnioskowanie.

LITERATURA

- Anderberg M. R. 1973. Cluster Analysis for Applications. Academic Press, New York.
- Caliński T. 1970. Wielozmienna analiza wariancji i pokrewne metody wielowymiarowe. PAN, Warszawa.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z. 1975. Analiza składowych głównych i jej zastosowania. Algorytmy biometryczne i statystyczne (ABS-36). AR Poznań.
- Caliński T., Dyczkowski A., Kaczmarek Z. 1976. Testowanie hipotez w wielozmiennej analizie wariancji i kowariancji. Algorytmy biometryczne i statystyczne (ABS-45). AR Poznań.
- Caliński T., Kaczmarek Z. 1973. Metody kompleksowej analizy doświadczenia wielocechowego. Trzecie Colloquium Metodologiczne z Agro-Biometrii, PAN i PTB Warszawa: 257 — 320.
- Ceranka B., Chudzik H., Kaczmarek Z., Krzyśko M. 1975. Wielozmienna analiza wyników doświadczeń w układach blokowych. Algorytmy biometryczne i statystyczne (ABS-35). AR Poznań.
- Everitt B. S., Dunn G. 1992. Applied Multivariate Data Analysis. Oxford University Press, New York.
- Kaczmarek Z. 1975. Wielozmienna analiza kowariancji i jej niektóre zastosowania. Matematyka Stosowana 5: 139 — 156.
- Kaczmarek Z., Czajka S., Adamska E. 2008. Propozycja metody grupowania obiektów jedno- i wielocechowych z zastosowaniem odległości Mahalanobisa i analizy skupień. Biul. IHAR 249: 9 — 18.
- Krzyszowski W. J. 1988. Principles of multivariate analysis: a users's perspective. Oxford University Press.
- Krzyśko M. 2000. Wielowymiarowa analiza statystyczna. Wydawnictwo Naukowe UAM, Poznań.
- Mądry W. 2007. Metody statystyczne do oceny różnorodności fenotypowej dla cech ilościowych w kolekcjach roślinnych zasobów genowych. Zesz. Probl. Post.-Nauk Rol. 517: 21 — 41.
- McKeon J. J. 1974. F approximations to the distribution of Hotelling's T^2_0 . Biometrika 61: 381 — 383.
- Morrison D. F. 1976. Multivariate Statistical Methods. McGraw-Hill, New York.
- Seber G. A. F. 1984. Multivariate Observations. Wiley, New York.
- Sieczko L., Mądry W., Zieliński A., Paderewski J., Urbaś-Szwed K. 2004. Zastosowanie analizy składowych głównych w badaniach nad wielocechową charakterystyką zmienności genetycznej w kolekcji zasobów genowych pszenicy twardej (*Triticum durum* L.). XXXIV Coll. Biometryczne: 223 — 239.
- Srivastava M. S. 2004. Multivariate theory for analyzing high-dimensional data. Technical Report, University of Toronto, Toronto, Canada.
- Ukalska J., Mądry W., Ukalski K., Masny A. 2007. Wielowymiarowa ocena różnorodności fenotypowej w kolekcji zasobów genowych truskawki. Cz. II. Grupowanie genotypów. Zeszyty Prob. Postępów Nauk Rolniczych 517: 759 — 766.
- Ukalska J., Ukalski K., Śmiałowski T., Mądry W. 2008. Badanie zmienności i współzależności cech użytkowych w kolekcji roboczej pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.) za pomocą metod wielowymiarowych. Cz. II. Analiza składowych głównych na podstawie macierzy korelacji fenotypowych i genotypowych. Biul. IHAR 249: 45 — 57.
- Wu Y., Genton M. G., Stefanski L. A. 2006. A Multivariate two sample mean test for small sample size and missing data. Biometrics 62: 877 — 885.

ZYGMUNT KACZMAREK¹**DARIUSZ R. MAŃKOWSKI**²¹ Instytut Genetyki Roślin, Polskiej Akademii Nauk w Poznaniu

Pracownia Biometrii

² Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — Państwowy Instytut Badawczy w Radzikowie

Pracownia Ekonomiki Nasiennictwa i Hodowli Roślin

Wprowadzenie do statystycznych analiz wielozmiennych*

Część II. Przykład zastosowania

An introduction to multivariate statistical analyses

Part II. The application

Prowadząc doświadczenia oraz analizując dane pochodzące z doświadczeń często obserwuje się i analizuje wiele cech charakteryzujących pewne obiekty doświadczalne. Często każda z tych cech analizowana jest osobno. Jednak, by mieć pełen obraz wyłaniający się z prowadzonych badań, należy sięgnąć do analizy wieloczechowej pozwalającej na całościowe podejście do badanego problemu. W pracy przedstawiono praktyczny przykład obliczeniowy opisanych w części pierwszej metod wieloczechowych analiz statystycznych. W szczególności przedstawiono wielozmienną analizę wariancji oraz powiązane z nią: analizę kontrastów oraz analizę zmiennych kanonicznych.

Słowa kluczowe: analizy wieloczechowe, grupowanie wieloczechowe obiektów, jęczmień jary, macierz korelacji, macierz kowariancji, MANOVA, wieloczechowe mary podobieństwa

While conducting research and analysing experimental data, one often observes and analyses multiple characteristics of certain experimental objects. Often each of these characteristics is analyzed separately. However, to have a complete picture emerging from the research you should use multivariate analysis which allowing a holistic approach to the investigation of the problem. The paper presents a practical example of the calculation methods of multivariate statistical analysis formally described in the first part. In particular, this paper presents the MANOVA analysis and an analysis of contrasts and canonical variables analysis associated with it.

Key words: multivariate analysis, multivariate grouping, spring barley, correlation matrix, covariance matrix, MANOVA, multivariate similarity measures

* Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r.

WSTĘP

W pierwszej części zaprezentowano teoretyczne podstawy analizy eksperymentalnych danych wielocechowych za pomocą wielozmiennej analizy wariancji (MANOVA). W części drugiej omówiony zostanie przykład przeprowadzenia takich analiz i zasady wnioskowania na podstawie uzyskanych wyników.

Opisywany przykład rozpocznie charakterystyka doświadczenia i danych, następnie przeprowadzona zostanie wielozmienne analiza wariancji, analiza zmiennych kanonicznych oraz analiza podobieństwa pomiędzy badanymi obiektami.

W przygotowaniu niniejszego opracowania skorzystano z następujących publikacji: Caliński (1970), Anderberg (1973), Caliński i Kaczmarek (1973), Kaczmarek (1975), Morrison (1976), Seber (1984), Krzysko (2000), Timm (2002), Kaczmarek i in. (2008).

Omawiane analizy wykonano za pomocą programów: ABS-35 (Ceranka i in., 1975), ABS-36 (Caliński i in., 1975) i ABS-45 (Caliński i in., 1976) oraz w Systemie SAS[®] w wersji 9.2 (SAS Institute Inc., 2009).

1. OPIS DOŚWIADCZENIA WIELOCECHOWEGO

Analizowane dane wielocechowe pochodzą z doświadczenia polowego z jęczmieniem jarym wykonanego w Instytucie Genetyki Roślin PAN w Poznaniu. W doświadczeniu porównywano 26 linii jęczmienia jarego (tab. 1), spośród których 12 było liniami nieoplewionymi (nagimi) [N1–N12], 12 było liniami oplewionymi [P1–P12], a dwie formy [P] i [N] były formami rodzicielskimi, pierwsza oplewiona a druga nieoplewiona. Dla każdego obiektu wykonano trzy powtórzenia. Doświadczenie było założone w układzie losowanych bloków.

W doświadczeniu prowadzono obserwacje czterech cech: średnicy źdźbła, współczynnika elastyczności, długości kłosa i masy tysiąca ziaren (MTZ). Wartości średnie dla tych cech przedstawiono w tabeli 2.

W celu scharakteryzowania zmienności i relacji pomiędzy analizowanymi zmiennymi wyznaczono macierz kowariancji (tab. 3) oraz macierz korelacji (tab. 4).

W macierzy kowariancji, na przekątnej znajdują się wariancje dla poszczególnych zmiennych, a poza przekątną, na przecięciu dwóch różnych zmiennych — kowariancje dla tych zmiennych. W wyniku standaryzacji macierzy kowariancji uzyskano macierz korelacji, w której na głównej przekątnej znajdują się same jedynki, natomiast na przecięciu dwóch zmiennych współczynniki korelacji liniowej Pearsona pomiędzy tymi zmiennymi.

Analiza współczynników korelacji liniowej (tab. 5) wskazuje na występowanie silnej, wysoce istotnej i wprost proporcjonalnej współzależności pomiędzy średnicą źdźbła i współczynnikiem elastyczności ($r = 0,73$). Ponadto stwierdzono występowanie nieco słabszych i odwrotnie proporcjonalnych współzależności pomiędzy długością kłosa oraz średnicą źdźbła ($r = -0,44$) oraz długością kłosa i współczynnikiem elastyczności ($r = -0,35$).

Tabela 1

Wartości obserwowanych cech (zmiennych) u form oplewionych i nieoplewionych jęczmienia jarego badanych w doświadczeniu polowym założonym w układzie losowanych bloków
Values of observed traits (variables) from the experiment carried out in randomized block design with the husked and naked forms of spring barley

Obiekt Object	Średnica źdźbła Stalk diameter			Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity			Długość kłosa Spike length			MTZ Mass of 1000 grains		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
N1	2,52	2,84	2,45	22,03	24,81	22,91	7,7	7,1	7,7	54,55	50,51	47,06
N2	2,39	2,5	2,4	25,65	26,71	24,06	8,3	7,6	7,7	43,56	50,23	52,17
N3	2,45	2,59	2,5	25,48	24,72	26,01	8,7	9,9	8,7	46,61	58,11	48,64
N4	2,41	2,56	2,4	23,03	22,01	24,08	7,6	8,3	8,5	47,28	48,58	49,52
N5	2,45	2,61	2,89	25,01	26,12	26,01	9,8	8,8	10	52,34	44,3	47,53
N6	2,4	2,68	2,41	26,01	26,22	22,32	9	7,3	9	53,61	48,04	55,16
N7	2,31	2,48	2,42	22,41	23,46	21,01	9,5	8,6	7,8	52,5	52,97	48,92
N8	2,65	2,71	2,6	25,01	25,74	25,94	8,5	9,2	8,6	53,93	50,79	54,55
N9	2,55	2,71	2,4	25,8	25,89	23,04	7,6	9,5	9,7	52,71	52,34	54,01
N10	2,34	2,46	2,67	26,89	27,01	27,01	8,1	9,5	8,3	52,61	55,56	51,89
N11	2,51	2,6	2,48	24,81	25	23,01	8,2	7,4	8,1	64,13	57,31	59,91
N12	2,45	2,4	2,81	23,2	24,73	25,06	6,6	8,2	7	50,53	54,03	52,17
P1	2,89	3,01	3,05	31,73	32,03	28,15	8	6,9	7,2	51,06	50	55,5
P2	2,75	3,01	2,74	28,01	27,21	27,4	6,6	5,8	6,1	53,93	54,9	51,74
P3	3,01	3,2	3,05	28,76	30,11	27,91	7,2	7,7	7,3	54,27	55,85	58,64
P4	2,81	3,01	2,9	29,03	29,01	27,98	7,3	7,2	6,7	51,46	53,9	49,46
P5	2,85	2,69	2,81	25,91	26,17	24,46	8,9	8,1	7,6	57,28	57	55,4
P6	3,01	3,1	2,81	32,01	29,88	27,82	7	7	7,1	51,58	56,7	55,26
P7	2,85	3,11	3,06	30,11	30,24	31,42	8,7	6,1	7,5	57,27	50	53,85
P8	2,73	3,11	2,9	25,81	26,89	27,01	7	6,9	6,7	55,62	52,12	56,32
P9	2,8	3,01	2,81	32,01	31,26	28,32	7,1	6,5	6,6	56,25	55,41	50,62
P10	2,91	3,02	2,82	32,01	31,21	27,01	8,9	7,6	8,6	58,72	53,65	60,38
P11	2,6	2,7	2,92	29,71	28,41	29,16	6,4	7	6,9	54,94	58,19	60,22
P12	2,8	3,01	2,99	28,97	32,49	27,81	6,7	9,4	6,2	53,3	49,4	49,46
P	2,8	2,62	3,11	31,23	31	30,96	6,9	6,8	8,3	45,5	49,47	48,4
N	2,69	2,45	2,7	26,76	26,03	26,05	7,8	8,5	8,3	45,11	53,65	50,6

Tabela 2

Wartości średnie analizowanych cech dla form jęczmienia jarego badanych w wielocechowym doświadczeniu polowym
Mean values of analyzed traits for the forms of spring barley tested in the multivariate experiment

Obiekty Objects	Średnica źdźbła Stalk diameter	Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	Długość kłosa Spike length	MTZ Mass of 1000 grains
1	2	3	4	5
Bloki — Blocks				
I	2,65	27,21	7,85	52,72
II	2,77	27,47	7,80	52,81
III	2,73	26,23	7,77	52,97
Formy nieoplewione — Naked forms				
N1	2,60	23,25	7,50	50,70
N2	2,43	25,47	7,87	48,65
N3	2,51	25,40	9,10	51,12
N4	2,45	23,04	8,13	48,46
N5	2,65	25,71	9,53	48,05
N6	2,49	24,85	8,43	52,27
N7	2,40	22,29	8,63	51,46

c. d. Tabela 2

1	2	3	4	5
N8	2,65	25,56	8,76	53,09
N9	2,55	24,91	8,93	53,02
N10	2,49	26,97	8,63	53,35
N11	2,53	24,27	7,90	60,45
N12	2,55	24,33	7,27	52,24
N	2,61	26,28	8,20	49,79
Formy oplewione — Husked forms				
P1	2,98	30,64	7,37	52,19
P2	2,83	27,54	6,17	53,52
P3	3,08	28,93	7,40	56,25
P4	2,91	28,67	7,07	51,61
P5	2,78	25,51	8,20	56,56
P6	2,97	29,90	7,03	54,51
P7	3,01	30,59	7,43	53,71
P8	2,91	26,57	6,87	54,69
P9	2,87	30,53	6,73	54,09
P10	2,92	30,08	8,37	57,58
P11	2,74	29,09	6,77	57,78
P12	2,93	29,76	7,43	50,72
P	2,84	31,06	7,33	47,79

Tabela 3

Macierz kowariancji dla analizowanych zmiennych uzyskanych z doświadczenia polowego z formami nagimi i oplewionymi jęczmienia jarego
Covariance matrix for the analyzed variables obtained from the field experiment with the naked and husked forms of spring barley

	Średnica źdźbła Stalk diameter	Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	Długość kłosa Spike length	MTZ Mass of 1000 grains
Średnica źdźbła Stalk diameter	0,055466	0,489400	-0,105200	0,146238
Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	0,489400	8,084765	-1,012796	0,780378
Długość kłosa Spike length	-0,105200	-1,012796	1,015536	-0,027680
MTZ Mass of 1000 grains	0,146238	0,780378	-0,027680	15,692180

Tabela 4

Macierz korelacji dla analizowanych zmiennych uzyskanych z doświadczenia polowego z formami nagimi i oplewionymi jęczmienia jarego
Correlation matrix for the analyzed variables obtained from the field experiment with the naked and husked forms of spring barley

	Średnica źdźbła Stalk diameter	Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	Długość kłosa Spike length	MTZ Mass of 1000 grains
Średnica źdźbła Stalk diameter	1,0000	0,7308**	-0,4433**	0,1568 ^{NS}
Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	0,7308**	1,0000	-0,3535**	0,0693 ^{NS}
Długość kłosa Spike length	-0,4433**	-0,3535**	1,0000	-0,0069 ^{NS}
MTZ Mass of 1000 grains	0,1568 ^{NS}	0,0693 ^{NS}	-0,0069 ^{NS}	1,0000

** — istotne przy $\alpha=0,01$; NS — nie istotne statystycznie; ** — significant at $\alpha=0.01$; NS — not significant

Tabela 5

Macierze sum kwadratów i iloczynów dla badanych cech uzyskanych z doświadczenia polowego z formami nagimi i oplewionymi jęczmienia jarego
Sum of squares and products matrices for the analyzed variables obtained from the field experiment with the naked and husked forms of spring barley

	Średnica źdźbła Stalk diameter	Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	Długość kłosa Spike length	MTZ Mass of 1000 grains
Dla bloków — For blocks				
Średnica źdźbła Stalk diameter	0,21185384615E+00			
Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	0,36050000000E-01	0,22431479487E+02		
Długość kłosa Spike length	-0,93230769231E-01	0,80432051282E+00	0,71025641024E-01	
MTZ Mass of 1000 grains	0,22480000000E+00	-0,38041884615E+01	-0,23946153847E+00	0,89691538463E+00
Dla obiektów — For objects				
Średnica źdźbła Stalk diameter	0,32631538462E+01			
Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	0,35122858974E+02	0,53612089872E+03		
Długość kłosa Spike length	-0,75936153846E+01	-0,84242769231E+02	0,52638461538E+02	
MTZ Mass of 1000 grains	0,15075302564E+02	0,11334309487E+03	-0,48464076923E+02	0,75191951282E+03
Dla błędów — For error				
Średnica źdźbła Stalk diameter	0,85134615385E+00			
Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	0,30142833333E+01	0,72059320513E+02		
Długość kłosa Spike length	-0,51876923077E+00	0,44403461538E+01	0,26502307692E+02	
MTZ Mass of 1000 grains	-0,38935333333E+01	-0,48669444872E+02	0,46544461538E+02	0,47117361795E+03

Zapis $x \pm n$ należy rozumieć jako $x \cdot 10^{\pm n}$; form $x \pm n$ should be understood as $x \cdot 10^{\pm n}$

2. WIELOZMIENNA ANALIZA WARIANCJI — MANOVA

Model liniowy wielozmiennej jednoczynnikowej analizy wariancji w układzie bloków losowanych dla $y_{ij}^{(r)}$, czyli obserwacji i -tego poziomu czynnika A ($i = 1, 2, \dots, a$) oraz j -tego bloku ($j = 1, 2, \dots, b$) dotyczącej r -tej cechy ($r = 1, 2, \dots, p$), można zapisać analogicznie jak w (3.1) z pierwszej części pracy (Kaczmarek i Mańkowski, 2011):

$$y_{ij}^{(r)} = \mu^{(r)} + \gamma_j^{(r)} + \alpha_i^{(r)} + \varepsilon_{ij}^{(r)}$$

gdzie $\mu^{(r)}$ jest średnią ogólną dla r -tej cechy, $\alpha_i^{(r)}$ jest efektem i -tego poziomu czynnika A dla r -tej cechy, $\gamma_j^{(r)}$ jest efektem j -tego bloku dla r -tej cechy, $\varepsilon_{ij}^{(r)}$ są błędami eksperymentalnymi dla r -tej cechy.

Pierwszym etapem jednocechowej analizy wariancji jest wyznaczenie sum kwadratów odchyłeń dla wszystkich źródeł zmienności analizowanych w doświadczeniu i występujących w modelu liniowym. W przypadku wielozmiennej analizy wariancji wyznacza się macierze sum kwadratów i iloczynów dla wszystkich elementów modelu analizy wariancji, czyli dla bloków, obiektów i błędu losowego. Macierze te przedstawiono w postaci półlogarytmicznej w tabeli 5.

Na przekątnej macierzy sum kwadratów i iloczynów (tab. 6) znajdują się sumy kwadratów odchyłeń dla poszczególnych cech. Wartości poza głównymi przekątnymi tych macierzy to wartości kowariancji pomiędzy tymi cechami. Biorąc z macierzy sum kwadratów i iloczynów do analizy tylko wartości sum kwadratów odchyłeń dla poszczególnych cech, uzyskuje się klasyczny model jednocechowej analizy wariancji.

Tabela 6

Porównania szczegółowe — kontrasty
Contrasts — detailed comparison

N.k.	Porównanie Comparison	Statystyka F dla kontrastu wieloccho- wego F-statistic for multiva- riate contrast	Średnica żdźbła Stalk diameter		Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity		Długość kłosa Spike length		MTZ Mass of 1000 grains	
			ocena kontrastu contrast estimate	statystyka F F-statistic	ocena kontrastu contrast estimate	statystyka F F-statistic	ocena kontrastu contrast estimate	statystyka F F-statistic	ocena kontrastu contrast estimate	statystyka F F-statistic
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Porównanie linii nagich z formą rodzicielską N — Comparison of the naked lines with a parental form N										
1	N1-N	2,69*	-0,01	0,01 ^{NS}	-3,03	9,56**	-0,70	1,39 ^{NS}	0,92	0,13 ^{NS}
2	N2-N	0,91 ^{NS}	-0,18	2,96 ^{NS}	-0,81	0,68 ^{NS}	-0,33	0,31 ^{NS}	-1,13	0,20 ^{NS}
3	N3-N	0,90 ^{NS}	-0,10	0,88 ^{NS}	-0,88	0,80 ^{NS}	0,90	2,29 ^{NS}	1,33	0,28 ^{NS}
4	N4-N	3,32*	-0,16	2,16 ^{NS}	-3,24	10,93**	-0,07	0,01 ^{NS}	-1,33	0,28 ^{NS}
5	N5-N	2,67*	0,037	0,12 ^{NS}	-0,57	0,33 ^{NS}	1,33	5,03*	-1,73	0,48 ^{NS}
6	N6-N	0,67 ^{NS}	-0,12	1,20 ^{NS}	-1,43	2,13 ^{NS}	0,23	0,15 ^{NS}	2,48	0,98 ^{NS}
7	N7-N	4,49**	-0,21	3,89 ^{NS}	-3,99	16,54**	0,43	0,53 ^{NS}	1,67	0,45 ^{NS}
8	N8-N	0,72 ^{NS}	0,04	0,14 ^{NS}	-0,72	0,53 ^{NS}	0,57	0,91 ^{NS}	3,30	1,74 ^{NS}
9	N9-N	0,95 ^{NS}	-0,06	0,32 ^{NS}	-1,37	1,95 ^{NS}	0,73	1,52 ^{NS}	3,23	1,66 ^{NS}
10	N10-N	1,24 ^{NS}	-0,12	1,34 ^{NS}	0,69	0,50 ^{NS}	0,43	0,53 ^{NS}	3,57	2,02 ^{NS}
11	N11-N	5,76**	-0,08	0,61 ^{NS}	-2,01	4,19*	-0,30	0,25 ^{NS}	10,66	18,10**
12	N12-N	1,17 ^{NS}	-0,06	0,32 ^{NS}	-1,95	3,96 ^{NS}	-0,93	2,47 ^{NS}	2,46	0,96 ^{NS}
Porównanie linii oplewionych z formą rodzicielską P — Comparison of the husked lines with a parental form P										
13	P1-P	1,55 ^{NS}	0,14	1,73 ^{NS}	-0,43	0,19 ^{NS}	0,03	<0,01 ^{NS}	4,40	3,08 ^{NS}
14	P2-P	5,36**	-0,01	0,01 ^{NS}	-3,52	12,92**	-1,17	3,85 ^{NS}	5,73	5,23*
15	P3-P	6,43**	0,24	5,22*	-2,14	4,75*	0,07	0,01 ^{NS}	8,46	11,40**
16	P4-P	2,38 ^{NS}	0,06	0,35 ^{NS}	-2,39	5,95*	-0,27	0,20 ^{NS}	3,82	2,32 ^{NS}
17	P5-P	9,99**	-0,06	0,32 ^{NS}	-5,55	32,06**	0,86	2,13 ^{NS}	8,77	12,24**
18	P6-P	3,27*	0,13	1,49 ^{NS}	-1,16	1,40 ^{NS}	-0,30	0,25 ^{NS}	6,72	7,20**
19	P7-P	2,48 ^{NS}	0,16	2,35 ^{NS}	-0,47	0,23 ^{NS}	0,10	0,03 ^{NS}	5,92	5,57*
20	P8-P	7,55**	0,07	0,43 ^{NS}	-4,49	21,01**	-0,47	0,62 ^{NS}	6,90	7,57**
21	P9-P	2,86*	0,03	0,08 ^{NS}	-0,53	0,30 ^{NS}	-0,60	1,02 ^{NS}	6,30	6,32*
22	P10-P	4,19**	0,07	0,47 ^{NS}	-0,99	1,01 ^{NS}	1,03	3,02 ^{NS}	9,79	15,27**
23	P11-P	5,71**	-0,10	0,94 ^{NS}	-1,97	4,04*	-0,57	0,91 ^{NS}	9,99	15,90**
24	P12-P	1,17 ^{NS}	0,09	0,71 ^{NS}	-1,31	1,78 ^{NS}	0,10	0,03 ^{NS}	2,93	1,37 ^{NS}
Błąd standardowy Standard error			0,1065		0,9802		0,5944		2,5065	

c. d. Tabela 6

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Porównanie formy rodzicielskiej N ze średnim wynikiem dla linii nagich Comparison of the parental form N with mean value for the naked lines										
25	Nsr-N	1,30 ^{NS}	-0,08556	1,19 ^{NS}	-1,60750	4,97*	0,19167	0,19 ^{NS}	2,12056	1,32 ^{NS}
Błąd standardowy Standard error			0,0784		0,7214		0,4375		1,8447	
Porównanie formy rodzicielskiej P ze średnim wynikiem dla linii oplewionych Comparison of parental form P with mean value for the husked lines										
26	Psr-P	5,74**	0,06917	0,78 ^{NS}	-2,07917	8,31**	-0,09722	0,05 ^{NS}	6,64472	12,97**
Błąd standardowy Standard error			0,0784		0,7214		0,4375		1,8447	
Porównanie średniego wyniku dla linii nagich ze średnim wynikiem dla linii oplewionych Comparison of mean value for the naked lines with mean value for the husked lines										
27	Psr-Nsr	120,91**	0,38472	156,47**	4,31167	232,19**	-1,15556	45,35**	2,52750	12,20**
Błąd standardowy Standard error			0,0308		0,2830		0,1716		0,7236	
Porównanie formy rodzicielskiej P z formą rodzicielską N Comparison of the parental form P with the parental form P										
28	P-N	7,10**	0,23000	4,66*	4,78333	23,81**	-0,86667	2,13 ^{NS}	1,99667	0,63 ^{NS}
Błąd standardowy Standard error			0,1065		0,9802		0,5944		2,5065	

Psr — wartość średnia dla wszystkich linii oplewionych; Nsr — wartość średnia dla wszystkich linii nagich; ** — istotne przy $\alpha = 0,01$;

* — istotne przy $\alpha = 0,05$; ^{NS} — nie istotne.

Psr — mean value for all husked lines; Nsr — mean value for all naked lines; ** — significant at $\alpha = 0.01$; * — significant at $\alpha = 0.05$;

^{NS} — not significant.

N.k. — numer kontrastu; Contrast number

Postawiono hipotezę ogólną w postaci: $H_{0,0}$: nie ma istotnych różnic pomiędzy porównywanymi obiektami pod względem wszystkich analizowanych cech. Wartość statystyki testowej wynosiła $F = 7,73$ i była istotna statystycznie przy $\alpha = 0,05$. Pozwoliło to na odrzucenie hipotezy ogólnej i stwierdzenie, że pomiędzy badanymi obiektami występowały istotne różnice w ramach obserwowanych cech.

Odrzucenie hipotezy ogólnej pozwoliło dokonać weryfikacji hipotez szczegółowych dotyczących testowania istotności różnic pomiędzy badanymi obiektami w ramach każdej z analizowanych cech osobno (jednocechowa analiza wariancji). W procesie testowania hipotez szczegółowych $H_{0,i}$ ($i = 1, 2, 3, 4$) uzyskano następujące wyniki:

- $H_{0,1}$: badane obiekty nie różniły się istotnie ze względu na średnicę żdźbła. Statystyka testowa $F = 7,67$ była istotna statystycznie. Pozwoliło to na odrzucenie hipotezy zerowej i stwierdzenie, że obiekty różniły się między sobą ze względu na średnicę żdźbła.
- $H_{0,2}$: badane obiekty nie różniły się istotnie ze względu na współczynnik elastyczności. Statystyka testowa $F = 14,88$ była istotna statystycznie. Pozwoliło to na odrzucenie hipotezy zerowej i stwierdzenie, że obiekty różniły się między sobą ze względu na współczynnik elastyczności.
- $H_{0,3}$: badane obiekty nie różniły się istotnie ze względu na długość kłosa. Statystyka testowa $F = 3,97$ była istotna statystycznie. Pozwoliło to na odrzucenie hipotezy zerowej i stwierdzenie, że obiekty różniły się między sobą ze względu na długość kłosa.

— $H_{0,4}$: badane obiekty nie różniły się istotnie ze względu na MTZ. Statystyka testowa $F = 3,19$ była istotna statystycznie. Pozwoliło to na odrzucenie hipotezy zerowej i stwierdzenie, że obiekty różniły się między sobą ze względu na MTZ.

Wyznaczono kontrasty służące do porównania badanych obiektów oraz błędy standardowe porównań i statystyki testowe służące do testowania hipotez zerowych mówiących, że poszczególne kontrasty są równe 0, czyli mówiącej, że nie ma różnic pomiędzy obiektami budującymi dany kontrast ze względu na wszystkie cechy jednocześnie oraz ze względu na każdą z analizowanych cech z osobna (tab. 6).

Wyznaczenie kontrastów jest jednym ze sposobów statystycznego porównania badanych obiektów lub ich grup w wielozmiennej analizie wariancji. W uproszczeniu polega na wykonaniu oddzielnych analiz tylko dla porównywanych obiektów lub ich grup. Pierwszym krokiem analizy jest określenie, które obiekty, bądź grupy obiektów, należy porównać. Następnie wskazane kontrasty zapisuje się w postaci macierzy C o k kolumnach i g wierszach, gdzie k jest liczbą analizowanych cech, a g jest liczbą testowanych kontrastów (Timm, 2002). Po określeniu tej macierzy można przeprowadzić testowanie globalnej hipotezy w postaci (Kaczmarek i Mańkowski, 2011):

$$H_{00}: \mathbf{CTM} = \mathbf{0}.$$

Testowanie poszczególnych kontrastów może przebiegać na dwóch płaszczyznach. Istnieje możliwość testowania pojedynczych kontrastów wielocechowych uwzględniających wszystkie analizowane cechy jednocześnie, wówczas hipoteza zerowa jest postaci (Kaczmarek i Mańkowski, 2011):

$$H_{f0}: \mathbf{c}_f' \mathbf{T} \mathbf{M} = \mathbf{0}, \quad f = 1, 2, \dots, g^*$$

Drugą możliwością jest szczegółowe testowanie kontrastów jednocechowych dla wszystkich badanych cech, wówczas hipotezę zerową zapisuje się w postaci (Kaczmarek i Mańkowski, 2011):

$$H_{fl}: \mathbf{c}_f' \mathbf{T} \mathbf{m}_l = \mathbf{0},$$

Istotnie różne pod względem analizowanych cech od formy rodzicielskiej N okazały się linie N1, N4, N5, N7 oraz N11. Istotnie różne pod względem analizowanych cech od formy rodzicielskiej P były linie P2, P3, P5, P6, P8, P9, P10 oraz P11. Stwierdzono również występowanie istotnych różnic pomiędzy liniami oplewionymi oraz liniami nieoplewionymi, zarówno w ramach wszystkich analizowanych cech łącznie, jak i dla każdej cechy osobno (tab. 6).

3. ANALIZA ZMIENNYCH KANONICZNYCH

Dane wielocechowe można przedstawić jako rozmieszczenie badanych obiektów w przestrzeni n -wymiarowej, gdzie n jest liczbą analizowanych cech. W omawianym doświadczeniu obserwowano 4 cechy, w związku z tym przestrzeń danych jest przestrzenią czterowymiarową. Ponieważ człowiek jest w stanie zaprezentować graficznie najwyżej przestrzeń trójwymiarową, poszukuje się sposobu na redukcję wymiarów danych wielocechowych. Jedną z takich możliwości daje analiza zmiennych kanonicznych.

Zmienne kanoniczne są liniową kombinacją analizowanych zmiennych. Zawierają w sobie jednak znacznie więcej informacji niż pojedyncze zmienne w zbiorze danych. Najpierw wyznaczono statystyki F dla analizowanych zmiennych (tab. 7). Istotną wartość statystyki F miała pierwsza zmienna kanoniczna i objaśniała ona 76% obserwowanej zmienności. Druga zmienna kanoniczna objaśniała 13% zmienności. Ograniczając się tylko do dwóch pierwszych zmiennych kanonicznych ‘utracano’ jedynie 11% obserwowanej zmienności. Czyli strata wynikająca ze zmniejszenia liczby wymiarów dla analizowanych obiektów z czterech do dwóch wynosiła jedynie 11% obserwowanej zmienności. Natomiast 89% zmienności było zawarte w przestrzeni dwuwymiarowej. Wektory własne, opisujące strukturę zmiennych kanonicznych, przedstawiono w tabeli 8. Wektory własne charakteryzują zależności pomiędzy poszczególnymi analizowanymi cechami a wyznaczonymi zmiennymi kanonicznymi.

Tabela 7

Wartości statystyki F dla analizowanych zmiennych oraz stopień wyjaśnianej zmienności
F-statistic values and percent of explained variation for analyzed variables

Zmienne kanoniczne Canonical variables	Lamba Wiksa Wilks lambda	Statystyka F F-statistic	Procent zmienności Percent of variance
V ₁	12,9019	5,87	75,94%
V ₂	2,1273	0,97	12,52%
V ₃	1,1061	0,50	6,51%
V ₄	0,8539	0,39	5,03%

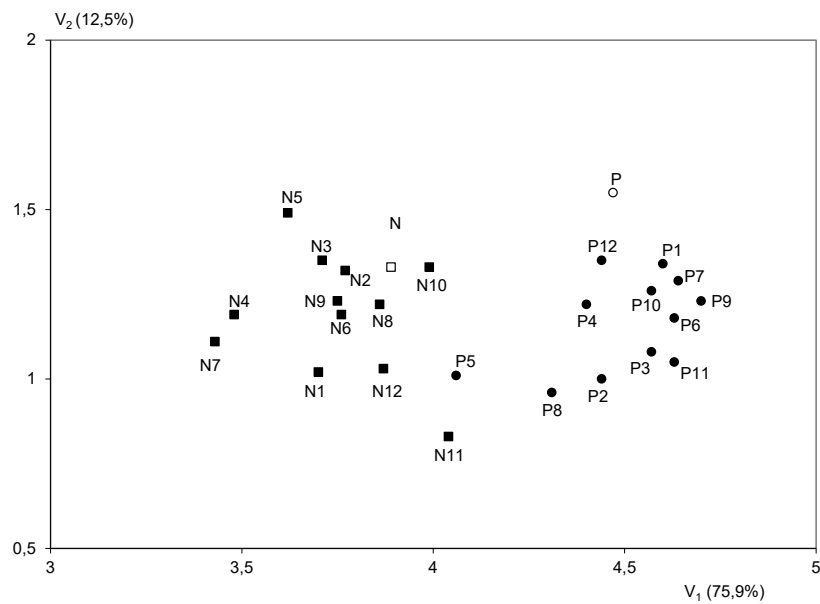
Tabela 8

Wektory własne
Eigenvectors

Zmienne Variables	V ₁	V ₂	V ₃	V ₄
Średnica źdźbła Stalk diameter	0,235207	0,102064	-0,12246	0,032005
Współczynnik elastyczności Coefficient of elasticity	0,248945	-0,06484	-0,11209	0,03308
Długość kłosa Spike length	1,07355	-0,05099	0,1167	-0,00268
MTZ Mass of 1000 grains	-0,38415	0,033945	0,090056	0,027901

Wyznaczono współrzędne kanoniczne dla wszystkich 26 obiektów i przedstawiono ich rozmieszczenie w układzie dwóch pierwszych zmiennych kanonicznych (rys. 1). Na rysunku widać wyraźnie rozdzielające się grupy linii nagich i oplewionych.

W celu określenia dokładnych odległości między poszczególnymi liniami wyznaczono odległości Mahalanobisa ze względu na cztery analizowane cechy. Przedstawiono je w postaci 3 tabel. Najpierw wyznaczono odległości pomiędzy liniami nagimi (tab. 9), następnie odległości Mahalanobisa między liniami oplewionymi i nagimi (tab. 10) oraz odległości pomiędzy liniami oplewionymi (tab. 11).



Rys. 1. Rozmieszczenie badanych linii na płaszczyźnie w układzie dwóch pierwszych zmiennych kanonicznych V_1 i V_2

Fig. 1. Location of the studied lines in the two dimensional space at the level of the first two canonical variables V_1 and V_2

Tabela 9

Odległości D^2 Mahalanobisa pomiędzy liniami nieoplewionymi
 D^2 Mahalanobis distances between the naked lines

	N1	N2	N3	N4	N5	N6	N7	N8	N9	N10	N11	N12
N2	2,92											
N3	2,98	1,98										
N4	1,96	2,60	2,50									
N5	3,74	3,39	1,87	2,98								
N6	2,20	1,57	1,24	2,36	2,91							
N7	2,29	3,19	2,66	1,13	3,29	2,51						
N8	2,57	2,65	1,58	3,17	2,64	1,38	3,27					
N9	2,43	2,31	0,97	2,54	2,39	0,89	2,51	0,91				
N10	4,12	2,30	2,39	4,36	3,98	2,13	4,55	2,34	2,44			
N11	3,93	4,46	4,48	5,23	6,02	3,46	4,99	3,46	3,69	3,61		
N12	1,68	2,33	2,98	2,99	4,34	1,81	3,28	2,36	2,42	3,01	2,80	
N	2,76	1,61	1,59	3,07	2,75	1,38	3,57	1,42	1,64	1,88	4,04	2,22

Wartości krytyczne: $D^2_{\alpha=0,05} = 2,7$, $D^2_{\alpha=0,01} = 3,26$

Critical values: $D^2_{\alpha=0,05} = 2.7$, $D^2_{\alpha=0,01} = 3.26$

Tabela 10

Odległości D^2 Mahalanobisa pomiędzy liniami nieoplewionymi oraz liniami oplewionymi
 D^2 Mahalanobis distances between the naked lines and the husked lines

	N1	N2	N3	N4	N5	N6	N7	N8	N9	N10	N11	N12	N
P1	6,87	6,17	6,37	7,98	7,08	6,05	8,42	5,36	6,15	4,76	5,68	5,74	5,05
P2	5,36	5,36	6,04	6,88	7,14	5,18	7,26	4,88	5,55	4,58	3,95	4,05	4,62
P3	6,51	6,78	6,67	8,01	7,35	6,18	8,25	5,27	6,13	5,45	4,95	5,59	5,49
P4	5,20	4,87	5,19	6,47	6,00	4,67	6,92	4,06	4,85	3,85	4,43	4,11	3,75
P5	3,29	4,21	3,70	4,75	4,64	3,04	4,74	2,15	2,87	3,40	2,41	2,69	3,02
P6	6,86	6,46	6,73	8,18	7,60	6,21	8,53	5,56	6,35	5,05	5,19	5,65	5,40
P7	7,08	6,53	6,65	8,27	7,39	6,29	8,65	5,56	6,36	5,03	5,63	5,95	5,38
P8	4,43	5,18	5,34	6,13	6,23	4,56	6,40	3,92	4,68	4,47	3,38	3,52	4,11
P9	7,49	6,66	7,19	8,67	8,23	6,65	9,06	6,23	6,92	5,22	5,65	6,10	5,85
P10	7,03	6,45	6,27	8,14	7,14	5,96	8,32	5,16	5,92	4,56	5,01	5,88	5,27
P11	7,20	6,53	7,09	8,46	8,41	6,37	8,70	6,10	6,70	5,03	4,65	5,68	5,89
P12	5,84	5,14	5,34	6,89	6,02	5,04	7,37	4,37	5,15	3,94	5,15	4,80	3,97
P	6,76	5,30	5,81	7,44	6,49	5,66	8,04	5,29	5,90	4,19	6,28	5,64	4,49

Wartości krytyczne: $D_{\alpha=0,05}^2 = 2,7$, $D_{\alpha=0,01}^2 = 3,26$

Critical values: $D_{\alpha=0,05}^2 = 2.7$, $D_{\alpha=0,01}^2 = 3.26$

Tabela 11

Odległości D^2 Mahalanobisa pomiędzy liniami oplewionymi
 D^2 Mahalanobis distances between the husked lines

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P11	P12
P2	2,99											
P3	2,33	2,81										
P4	1,76	1,85	2,29									
P5	4,59	3,62	3,69	3,23								
P6	1,17	2,32	1,72	1,83	4,39							
P7	0,58	3,01	1,96	1,99	4,59	0,86						
P8	3,50	1,81	2,36	2,05	2,24	2,97	3,45					
P9	1,75	2,71	3,05	2,60	5,29	1,35	1,69	3,93				
P10	1,90	3,61	2,26	2,70	4,17	1,86	1,58	3,69	2,49			
P11	2,99	2,50	3,39	3,15	4,94	2,19	2,81	3,75	1,63	2,86		
P12	1,16	2,76	2,60	1,03	3,86	1,88	1,60	3,01	2,52	2,41	3,45	
P	2,10	3,90	4,27	2,60	5,32	3,04	2,65	4,63	2,85	3,45	4,02	1,82

Wartości krytyczne: $D_{\alpha=0,05}^2 = 2,7$, $D_{\alpha=0,01}^2 = 3,26$

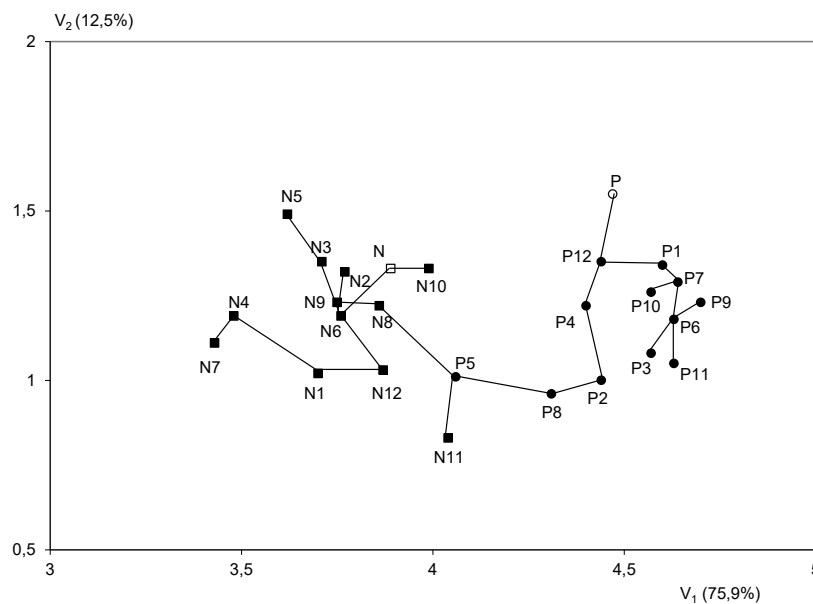
Critical values: $D_{\alpha=0,05}^2 = 2.7$, $D_{\alpha=0,01}^2 = 3.26$

Obliczone odległości D^2 Mahalanobisa mogą być testowane statystycznie. Stawia się hipotezę zerową, mówiącą że odległość ta jest równa zero ($H_0: D^2 = 0$). Następnie porównuje się wyznaczoną odległość z odległością krytyczną przy założonym poziomie istotności. Jeżeli odległość wyliczona jest większa od odległości krytycznej, to hipotezę zerową odrzucamy (stwierdzamy, że odległość pomiędzy dwoma porównywanymi obiektami jest istotna). W przeciwnym przypadku — nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej orzekającej, że badane obiekty nie różnią się.

Istnieje ścisły związek pomiędzy wynikami testowania odległości Mahalanobisa pomiędzy dwoma obiektami, a wynikiem testowania kontrastu pomiędzy tymi obiektami w wieloczechowej analizie wariancji. Jeżeli wartość kontrastu była istotna statystycznie

(istniała istotna wielocechowa różnica pomiędzy obiektami) to odległość Mahalanobisa między tymi obiektami również będzie istotna statystycznie (będzie istotnie różna od zera).

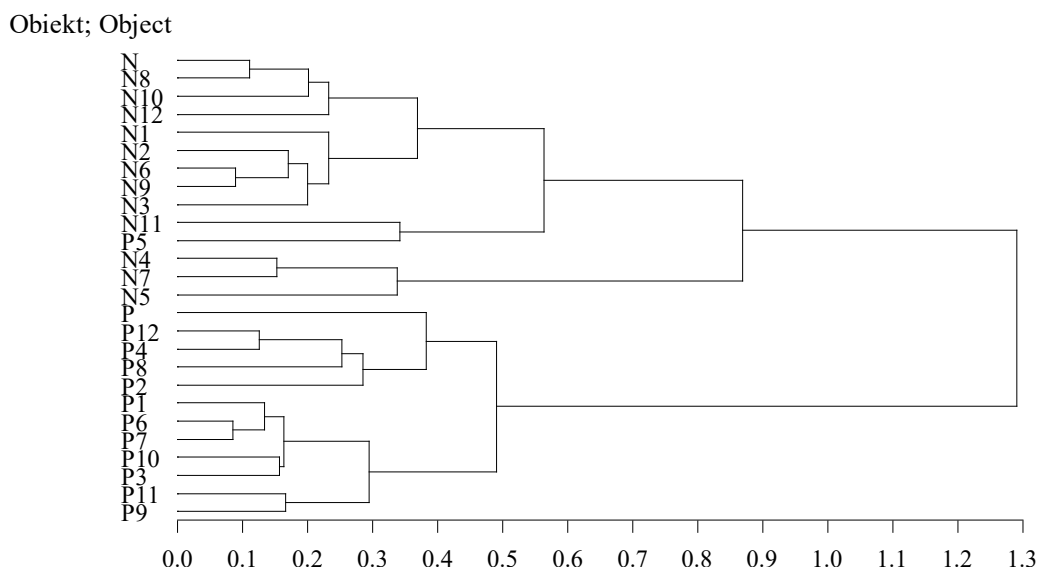
Na podstawie wyznaczonych odległości Mahalanobisa można utworzyć dendrogram (zgodnie z metodyką analizy skupień), bądź też dendryt najkrótszych połączeń. Dendryt najkrótszych połączeń polega na łączeniu ze sobą tych obiektów, które ze względu na wszystkie analizowane cechy są sobie najbliższe, czyli odległość między nimi jest najmniejsza, a co za tym idzie, połączenie tych obiektów obarczone będzie najmniejszym błędem (rys. 2). Dendrogram natomiast powstaje na skutek hierarchicznego łączenia ze sobą obiektów sobie najbliższych. W wyniku takiego podejścia uzyskuje się wykres przypominający drzewo. Z dendrogramu można odczytać kolejność tworzenia się skupień. Im połączenie pomiędzy obiektami lub skupieniami jest bliższe początkowi wykresu tym obiekty tworzące dane skupienie są mniej zróżnicowane między sobą. Na rysunku 3 przedstawiono dendrogram uzyskany dla badanych w wielozmiennym doświadczeniu form jęczmienia jarego z wykorzystaniem metody aglomeracji średniego wiązania (UPGMA).



Rys. 2. Rozmieszczenie badanych linii na płaszczyźnie w układzie dwóch pierwszych zmiennych kanonicznych V_1 i V_2 z dendrytem najkrótszych połączeń rozpiętym na punktach opisujących linie
Fig. 2. Location of the studied lines in the two dimensional space at the level of the first two canonical variables V_1 and V_2 with the shortest dendrite connections stretched to the point describing the lines

Porównując uzyskany dendryt najkrótszy (rys. 2) oraz dendrogram hierarchicznej analizy skupień (rys. 3) stwierdzono wyraźne różnice w sposobie tworzenia skupień i ich strukturze. Różnice te wynikały z różnego podejścia prezentowanych metod do sposobu i kryteriów tworzenia skupień. Do przeprowadzenia hierarchicznej analizy skupień metodą UPGMA wykorzystano macierz odległości D^2 Mahalanobisa. Połączenia obiektów w

skupienia przebiegało zgodnie z kryterium najmniejszej średniej odległości pomiędzy łączonymi obiektami lub skupieniami. Natomiast dendryt najkrótszy powstaje na skutek połączenia ze sobą obiektów, dla których błąd (wyrażony wartością statystyki F) powodowany przez ich połączenie jest najmniejszy.



Rys. 3. Dendrogram uzyskany metodą UPGMA przedstawiający bliskość badanych w wielozmiennym doświadczeniu polowym nągich i oplewionych form jęczmienia jarego

Fig. 3. Tree-diagram obtained by UPGMA method, showing the proximity of the naked and husked spring barley forms tested in the multivariate field experiment

4. PODSUMOWANIE

Omówiony przykład pokazuje, jak wykonywać analizy wielocechowe: wielocechową analizę wariancji (MANOVA), analizę zmiennych kanonicznych oraz wielocechową ocenę podobieństwa badanych obiektów.

Wymienione analizy pozwoliły wykazać występowanie różnic pomiędzy badanymi obiektami, zarówno pojedynczo, jak i pomiędzy grupami obiektów (MANOVA, analiza kontrastów), pozwoliły również na zredukowanie wielowymiarowej przestrzeni, w której były opisane badane obiekty, do przestrzeni dwuwymiarowej z niewielką stratą informacji (analiza zmiennych kanonicznych), pozwoliły wreszcie na pogrupowanie badanych obiektów i scharakteryzowanie zróżnicowania między nimi (odległość Mahalanobisa).

Wielozmienna analiza wariancji często znajduje zastosowanie w badaniach wielocechowych. W literaturze można odnaleźć wiele prac, w których zastosowano tę metodę analizy danych doświadczalnych. Spośród prac opublikowanych w ostatnich latach można wymienić między innymi badania Crossa i Franco (2004). Pisali oni o znaczeniu

MANOVA w statystycznej klasyfikacji genotypów badanych w wielozmiennych doświadczeniach hodowlanych. Możliwość wykorzystania wielozmiennej analizy wariancji w połączeniu z analizą dyskryminacyjną do wyboru form rodzicielskich w hodowli kiwi przedstawili Daoyu i Lawes (2000). Do podobnego celu zastosowali wielozmienną analizę wariancji Nyassé i in. (2002), którzy poszukiwali rodziców do hodowli odpornościowej roślin kakao. MANOVA znalazła zastosowanie w ocenie zróżnicowania w kolekcjach zasobów genowych i kolekcjach roboczych wykorzystywanych w hodowli. Ukalska i in. (2007) prowadzili badania nad zmiennością fenotypową w kolekcji zasobów genowych truskawki. Ukalska i in. (2008) badali zmienność i współzależności cech użytkowych w kolekcji roboczej pszenicy ozimej.

Należy wskazać również możliwość wykorzystania tej metody w analizie kowariancji. Można tu wymienić badania Kenga i in. (2006), którzy wykorzystali wielozmienną analizę wariancji do oszacowania genotypowych i fenotypowych relacji pomiędzy składowymi plonu sorga. Takie zastosowanie MANOVA opisali również Mądry i in. (2010).

LITERATURA

- Anderberg M.R. 1973. Cluster analysis for applications. Academic Press, New York.
- Caliński T. 1970. Wielozmienna analiza wariancji i pokrewne metody wielowymiarowe. PAN, Warszawa.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z. 1975. Analiza składowych głównych i jej zastosowania. Algorytmy biometryczne i statystyczne (ABS-36). AR Poznań.
- Caliński T., Dyczkowski A., Kaczmarek Z. 1976. Testowanie hipotez w wielozmiennej analizie wariancji i kowariancji. Algorytmy biometryczne i statystyczne (ABS-45). AR Poznań.
- Caliński T., Kaczmarek Z. 1973. Metody kompleksowej analizy doświadczenia wielocechowego. Trzecie Colloquium Metodologiczne z Agro-Biometrii, PAN i PTB Warszawa: 257 — 320.
- Ceranka B., Chudzik H., Kaczmarek Z., Krzyśko M. 1975. Wielozmienna analiza wyników doświadczeń w układach blokowych. Algorytmy biometryczne i statystyczne (ABS-35). AR Poznań.
- Crossa J., Franco J. 2004. Statistical methods for classifying genotypes. Euphytica, 137: 19 — 37.
- Daoyu Z., Lawes G. S. 2000. Manova and discriminant analyses of phenotypic data as a guide for parent selection in kiwifruit (*Actinidia deliciosa*) breeding. Euphytica, 114: 151 — 157.
- Kaczmarek Z. 1975. Wielozmienna analiza kowariancji i jej niektóre zastosowania. Matematyka Stosowana 5: 139 — 156.
- Kaczmarek Z., Czajka S., Adamska E. 2008. Propozycja metody grupowania obiektów jedno- i wielocechowych z zastosowaniem odległości Mahalanobisa i analizy skupień. Biul.IHAR 249: 9 — 18.
- Kaczmarek Z., Mańkowski D. R. 2011. Wprowadzenie do statystycznych analiz wielozmiennych. Część I. Podstawy teoretyczne. Biuletyn IHAR, w druku.
- Kenga R., Tenkouano A., Gupta S. C., Alabi S. O. 2006. Genetic and phenotypic association between yield components in hybrid sorghum (*Sorghum bicolor* (L.) Moench) populations. Euphytica, 150: 319 — 326.
- Krzyśko M. 2000. Wielowymiarowa analiza statystyczna. Uniwersytet im. A. Mickiewicza w Poznaniu. Poznań.
- Mądry W., Mańkowski D. R., Kaczmarek Z., Krajewski P., Studnicki M. 2010. Metody statystyczne oparte na modelach liniowych w zastosowaniach do doświadczalnictwa, genetyki i hodowli roślin. Monografie i Rozprawy Naukowe IHAR Radzików, nr 34.
- Morrison D. F. 1976. Multivariate statistical methods. McGraw-Hill. New York.
- Nyassé S., Desprésaux D., Cilas C. Validity of a leaf inoculation test to assess the resistance to *Phytophthora megakarya* in a cocoa (*Theobroma cacao* L.) diallel mating design. Euphytica, 123: 395 — 399.
- SAS Institute Inc. 2009. SAS/STAT 9.2 User's Guide, Second Edition. Cary, NC, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- Seber G.A.F. 1984. Multivariate observations. Wiley. New York.

- Timm N. H. 2002. Applied multivariate analysis. New York, USA: Springer-Verlag Inc.
- Ukalska J., Mądry W., Ukalski K., Masny A. 2007. Wielowymiarowa ocena różnorodności fenotypowej w kolekcji zasobów genowych truskawki. Cz. II. Grupowanie genotypów. Zesz. Probl. Post. Nauk Rol. 517: 759 — 766.
- Ukalska J., Ukalski K., Śmiałowski T., Mądry W. 2008. Badanie zmienności i współzależności cech użytkowych w kolekcji roboczej pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.) za pomocą metod wielowymiarowych. Cz. II. Analiza składowych głównych na podstawie macierzy korelacji fenotypowych i genotypowych. Biul. IHAR 249: 45 — 57.

TADEUSZ ŚMIAŁOWSKI¹**MARIA BOGACKA²****ZYGMUNT NITA³****EDWARD WITKOWSKI⁴**¹ Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — Państwowy Instytut Badawczy w Radzikowie, Zakład Roślin Zbożowych W Krakowie² Hodowla Roślin DANKO, Zakład Hodowli Roślin, Oddział w Dębinie³ Hodowla Roślin Strzelce⁴ Hodowla Roślin Smolice

Wykorzystanie wieloczynnikowej analizy wariancji do oceny przezimowania wybranych rodów pszenicy ozimej*

The use of multifactorial analysis of variance in estimation of winter hardiness of winter wheat strains

Celem pracy było poznanie wpływu różnych czynników ilościowych i jakościowych takich jak: temperatury stycznia i lutego, pochodzenia genetycznego i geograficznego rodów pszenicy ozimej na ich przezimowanie w doświadczeniach polowych w 2009–2010 roku, przeprowadzonych w 3 miejscowościach. W celu wyjaśnienia wpływu badanych czynników na przezimowanie przeprowadzono wieloczynnikową analizę wariancji (ANOVA), która umożliwiała wyjaśnienie skomplikowanych relacji uwzględniających równocześnie wpływ wielu czynników (zmiennych) na konkretną cechę (zmienną). Materiałem badawczym były 2 serie doświadczeń polowych z 133 rodami pszenicy ozimej wysianej jesienią 2009 roku w 7 miejscowościach; Dębinie, Polanowicach, Kobierzycach, NAGRADOWICACH, Smolicach, Strzelcach i Szelejewie. W 3 miejscowościach; Dębinie, Smolicach i Strzelcach wykonano wiosną 2010 roku ocenę przezimowania skali od 1 do 9 stopni, w której 1 oznacza słabe przezimowanie, a 9 — bardzo dobre. Zostały one sklasyfikowane jako zmienna ilościowa zależna. Czynniki objaśniającymi ilościowymi były minimalne wartości temperatury w styczniu i lutym, natomiast zmiennymi klasyfikującymi; podział na 2 serie, pochodzenie genetyczne i geograficzne rodów. Obliczenia wykonano na danych nietransformowanych. Przyjęto mieszany model analizy wariancji. Do obliczeń zastosowano wieloczynnikową analizę wariancji wykorzystując procedurę GLM w Systemie SAS® 9.13. Analiza wariancji ujawniła wysoce istotny średni kwadrat odchyleń dla przyjętego modelu. Stwierdzono istotny wpływ 3 badanych czynników; poziomu temperatury miesiąca lutego, genetycznego (obiekty) i geograficznego (pochodzenia) na poziom przezimowania badanych rodów pszenicy ozimej. Nie stwierdzono istotnej interakcji pomiędzy badanymi czynnikami.

* Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r.

Słowa kluczowe: ANOVA, rody, pszenica ozima, przezimowanie, opady, temperatury

The study aimed at recognition in the influence of some quantitative and qualitative factors, viz. temperatures in January and February, genetic and geographical origin, on winter survival of winter wheat strains at three locations in the 2009–2010 season. The applied procedure of multifactorial variance analysis enabled explanation of simultaneous complex relations between the factors and winter hardiness (dependent variable). The analysis based on two series of field experiments with 133 wheat strains sown in 7 locations, the variation was observed in three ones: Dębina, Smolice and Strzelce. The survival was scored with the 1–9 scale (9 was the best). The minimal temperatures of January and February formed the quantitative explanatory variables while the two series and the genetic and geographical origin constituted the classifying variables. The calculations were performed on the non-transformed data, conformably to the mixed-model ANOVA, using the GLM procedure of the SAS® 9.13 system. The mean square deviation for the applied model was highly significant. The influence of three factors: minimum temperature of February, genetic origin (the objects) and geographical origin (breeding stations) proved to be significant. No significant interaction between the factors was stated.

Key words: ANOVA, strain, winter wheat, winter hardiness, precipitations, temperature

WSTĘP

Poznanie i ocena wpływu czynników środowiskowych i genetycznych na przezimowanie pszenicy ozimej stanowi jeden z ważnych problemów z jakimi borykają się hodowcy tego cennego gatunku. Istotnym czynnikiem wpływającym na wiele cech a w konsekwencji na plon i jego jakość w naszej szerokości geograficznej jest odporność pszenicy ozimej na warunki zimowe. Liczne badania (Cecarelli, 1996, Gut i in., 1999; 2003, Hömmö, 1994, Kacperska, 1998, Koch i in., 1969, Rajki, 1980, Rybka i in., 1994, Sutka i in., 1986, 1997, Węgrzyn i in., 2002) ujawniły, że za przezimowanie pszenicy odpowiada splot wielu czynników, zwykle losowych trudnych do kontrolowania. Mogą to być zarówno zmienne losowe niekontrolowane (obiektywne) oraz kontrolowane, deterministyczne (subiektywne). Ocena przezimowania pszenicy w warunkach polowych często odbiega od wyników eksperymentów przeprowadzonych w ścisłych doświadczeniach w warunkach kontrolowanych polegających na przemrażaniu siewek w komorach mrozeniowych (Gut i in., 1987; Gut, 2000; Wójcik, i in., 2007; Thomashow, 1998, 1999). Przyczyną tych różnic jest niezwykle zróżnicowana gama czynników wpływających na przezimowanie. Należą do nich głównie temperatura i jej rozkład w miesiącach zimowych, grubość pokrywy śnieżnej i długość czasu zalegania w miejscu uprawy, rodzaj gleby, nawożenie i sposób uprawy a także pochodzenie obiektów zarówno genetyczne jak i geograficzne. Wiele z tych czynników można skwantyfikować, wówczas stanowią one cenne źródło czynników(zmiennych) przydatnych do statystycznej oceny ich wpływu na inne ważne cechy np. przezimowanie badanych odmian i rodów pszenicy ozimej. Czynniki te klasyfikuje się jako ilościowe, mierzalne (np. temperatura, opad) i jakościowe (pochodzenie genetyczne i geograficzne obiektów). Kierując się tymi przesłankami przyjęto za cel pracy ocenę zależności pomiędzy niektórymi czynnikami ilościowymi, tj. temperaturą (stycznia i lutego), i jakościowymi (pochodzeniem genetycznym i geograficznym, doбором obiektów do serii) a przezimowaniem rodów pszenicy ozimej badanych w doświadczeniach wstępnych w 2009/2010 roku.

METODA

W celu wyjaśnienia wpływu różnych czynników na przezimowanie pszenicy ozimej przeprowadzono wieloczynnikową analizę wariancji (ANOVA). Metoda ta umożliwia wyjaśnienie skomplikowanych relacji w przypadku, gdy chcemy uwzględnić równocześnie wpływ wielu czynników (zmiennych) na jedną konkretną cechę (zmienną) (Karsai i in., 2001).

Przykładowy liniowy model analizy wariancji z dwoma czynnikami ich interakcją ma następującą postać (Frątczak i in., 2005):

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk},$$

gdzie:

μ — jest średnią ogólną

α_i — jest efektem działania czynnika A na poziomie i ($i = 1, 2, \dots, a$)

β_j — jest efektem działania czynnika B na poziomie j ($j = 1, 2, \dots, b$)

$(\alpha\beta)_{ij}$ — jest efektem interakcji czynników A i B na poziomie $\alpha_i \beta_j$

ε_{ijk} — jest błędem (losowym) związanym z k -tą obserwacją i -tego poziomu czynnika A i j -tego poziomu czynnika B.

Zakładamy, że błędy ε_{ijk} mają rozkład normalny o zerowej średniej i wariancji δ^2 dla wszystkich i, j, k .

Dla omawianego modelu można przeprowadzić testowanie różnych hipotez statystycznych (Frątczak i in., 2005; Sokołowski, 2010):

— Test na swoisty efekt czynnika A: Ma on ocenić, czy występują jakieś efekty swoiste dla czynnika A,

$H_0: \alpha_i = 0$ dla wszystkich $i=1 \dots a$,

H_1 : nie dla wszystkich $\alpha_i = 0$

Hipoteza zerowa jest prawdziwa wtedy i tylko wtedy, gdy nie występują różnice między średnimi, wynikającymi z zastosowania czynnika A na różnych poziomach (różnych zabiegach).

— Test na swoisty efekt czynnika B:

— Test na interakcję (AB):

$H_0: (\alpha\beta)_{ij} = 0$ dla wszystkich $i=1, \dots, a$ oraz $j=1, \dots, b$

H_1 : nie dla wszystkich $(\alpha\beta)_{ij} = 0$.

Jest to test na występowanie interakcji między czynnikami. Hipoteza zerowa jest prawdziwa, gdy nie występują związki między efektami oddziaływania dwóch czynników, czyli wtedy gdy efekty są addytywne.

Do weryfikacji hipotez służą algorytmy, na podstawie których można policzyć statystyki.

Zdefiniowane są one w sposób następujący:

x_{ijk} — jest k -tym wynikiem obserwacji przy poziomie i czynnika A oraz poziomie j czynnika B

$\bar{\bar{x}}$ — jest średnią ogólną,

$\bar{x}_{ij}$ — jest średnią w klasie ij ,

$\bar{x}_i$ — jest średnią wszystkich wyników obserwacji przy poziomie czynnika A,

$\bar{x}_j$ — jest średnią wszystkich wyników obserwacji przy poziomie czynnika B.

Na mocy tych definicji zachodzą następujące równości:

$$\sum \sum \sum (x_{ijk} - \bar{x})^2 = \sum \sum (\bar{x}_{ij} - \bar{x})^2 + \sum \sum \sum (x_{ijk} - \bar{x}_{ij})^2$$

$$SST = SSTR + SSE$$

gdzie suma SSTR może być rozkładana na mniejsze składowe wg modelu:

$$\sum \sum \sum (x_{ijk} - \bar{x})^2 = \sum \sum \sum (\bar{x}_{ij} - \bar{x})^2 + \sum \sum \sum (x_{ijk} - \bar{x}_{ij})^2$$

gdzie:

$$\sum \sum \sum (\bar{x}_{ij} - \bar{x})^2 = \sum \sum \sum (\bar{x}_i - \bar{x})^2 + \sum \sum \sum (\bar{x}_j - \bar{x})^2 + \sum \sum \sum (\bar{x}_{ij} - \bar{x}_i - \bar{x}_j + \bar{x})^2$$

gdzie:

$SST = SSA + SSB + SS(AB) + SSE$,

SSA — suma kwadratów odchyłeń wynikająca z działania czynnika A,

SSB — suma kwadratów odchyłeń wynikająca z działania czynnika B,

SS(AB) — suma kwadratów odchyłeń wynikająca z interakcji czynników A i B.

Ostateczny schemat dwuczynnikowego modelu ANOVA przedstawiony w tabeli 1 jest następujący;

Tabela 1

Schemat dwuczynnikowego modelu ANOVA
The two-way ANOVA model

Źródło zmienności Source of variability	Suma kwadratów odchyłeń SS	Liczba stopni swobody Df	Średnie kwadratów odchyłeń MS
Czynnik A Factor A	SSA	a-1	$MSA = \frac{SSA}{a-1}$
Czynnik B Factor B	SSB	b-1	$MSB = \frac{SSB}{b-1}$
Interakcja Interaction	SS(AB)	(a-1)(b-1)	$MS(AB) = \frac{SS(AB)}{(a-1)(b-1)}$
Błąd Error	SSE	ab(n-1)	$MSE = \frac{SSE}{ab(n-1)}$
Suma (zmienność całkowita) Total variability	SST	abn-1	-

A.D. Aczel, 2000, cyt. z podręcznika Frątczak i in. 2005

Eksperymenty badające jednoczesne działanie 2 czynników nazywa się dwuczynnikowymi albo eksperymentami o klasyfikacji dwukierunkowej. W przypadku 3 czynników mówimy o eksperymentach trójczynnikowych albo o eksperymentach o klasyfikacji trójkierunkowej; analogicznie — dla większej liczby czynników. Przykładowy model z trzema czynnikami klasyfikującymi i ich interakcją ma następującą postać:

$$x_{ijkl} = m + a_i + b_j + g_k + (ab)_{ij} + (ag)_{ik} + (bg)_{jk} + (abg)_{ijk} + e_{ijkl}.$$

Oprócz składników opisujących działanie poszczególnych czynników i ich interakcje w parach, pojawił się składnik $(abg)_{ijk}$, opisujący współdziałanie łącznie wszystkich trzech czynników.

Obliczona całkowita suma kwadratów dla wszystkich obserwacji jest dzielona na 8 części: 3 sumy kwadratów dla efektów głównych, 3 dla interakcji dwóch czynników, jedna

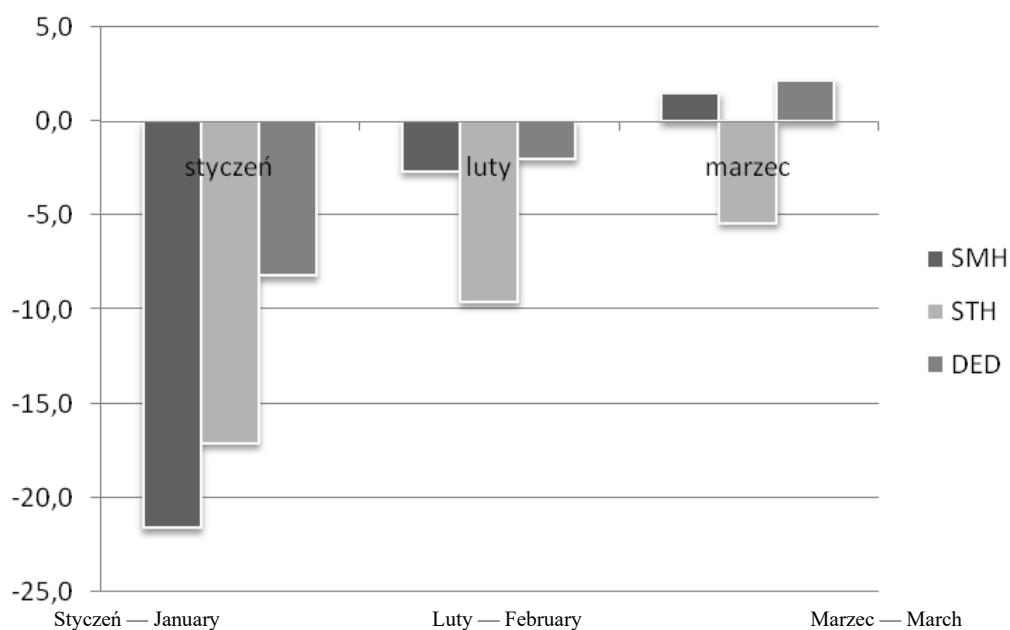
dla interakcji trzeciego rzędu oraz suma kwadratów błędu. Sumy kwadratów, podobnie jak poprzednio, dzielimy przez związane z nimi liczby stopni swobody, aby otrzymać średnie kwadraty, które następnie wykorzystujemy do badania istotności efektów głównych i interakcji. Analiza i interpretacja są tu więc bardziej złożone, jednak podstawowe zasady są takie same. Podobnie będzie dla większej liczby czynników. W praktyce, z powodu trudności interpretacyjnych rzadko stosujemy analizy zawierające więcej niż 3 czynniki (Stanisz, 2010).

MATERIAŁ BADAWCZY

Materiałem badawczym były 133 obiekty pszenicy ozimej (130 rody oraz 3 odmiany wzorcowe —Tonacja, Bogatka i Muszelka). Grupa ta została podzielona na 2 serie po 68 obiektów, następnie wysiana jesienią 2009 roku w doświadczeniach polowych w 3 powtórzeniach na poletkach o powierzchni 10 m² w 7 miejscowościach: Dębinie, Polanowicach, Pustkowie, Nagradowicach, Smolicach, Strzelcach i Szelejewie. Struktura badanych obiektów charakteryzowała się różnorodnością morfologiczną wynikającą z odmiennych indywidualnych dla konkretnej hodowli (stacji) pochodzeń genetycznych, metod hodowlanych, różnic glebowo-klimatycznych. W celu poszukiwania źródeł zmienności czynników mających wpływ na przezimowanie odnotowano temperatury panujące w okresie wegetacji od siewów wykonanych na przełomie września i października 2009 do przełomu lutego i marca w 2010 roku, a więc momentu w którym zaobserwowano zróżnicowanie fenologiczne siewek. W 3 miejscowościach; Debinie, Smolicach i Strzelcach odnotowano wiosną w 2010 roku uszkodzenia polegające na osłabieniu, żółknięciu roślin (siewek) ocenione jako skutki warunków zimowych. Takie objawy przezimowania obiektów oceniono w skali od 1 do 9-stopni, w której 1 oznacza słabe przezimowanie, a 9 — bardzo dobre. Zostały one sklasyfikowane jako zmienna ilościowa zależna. Czynniki ilościowymi (objaśniającymi) były minimalne wartości temperatury w styczniu i lutym, natomiast zmiennymi klasyfikującymi; podział na 2 serie S1, S2, pochodzenie obiektów z 16 hodowli o symbolach (AND, CHD, DED, HRSM, KBH, KBP, KOH, LAD, MIB, MOB, NAD, POB, SMCM, SMH, STH, SZD) oraz 133 badane obiekty. Przyjęto mieszany model analizy wariancji dla którego przeprowadzono wieloczynnikową analizę wariancji wykorzystując procedurę GLM w Systemie SAS® 9.13. (SAS/STAT, 2003). Obliczenia wykonano na danych nietransformowanych.

WYNIKI I DYSKUSJA

Na rysunku 1. przedstawiono warunki przezimowania w trzech miejscowościach: Smolicach, Strzelcach i Dębinie. Krytyczną temperaturą (najzimniejszą lokalizacją) w 2010 roku charakteryzowały się wielkopolskie Smolice, średnią mazowieckie Strzelce i nieco cieplejszą Dębina na Żuławach. Styczeń okazał się najzimniejszym miesiącem w analizowanym okresie (rys. 1).



Rys. 1. Porównanie minimalnych temperatur w 3 środowiskach w okresie 3 miesięcy zimowych w 2010 roku

Fig. 1. The comparison of minimal temperatures in 3 environments in the period of 3 winter months in 2010

Średnie wartości przezimowania okazały się bardzo zbliżone w 3 miejscowościach w obu seriach doświadczeń (tab. 2) pomimo odmiennego składu genetycznego badanych obiektów.

Tabela 2

Wyniki oceny przezimowania pszenicy ozimej w 3 miejscowościach
The results of estimation of winter hardiness of winter wheat in 3 localities

Miejscowość Localities	Serie Series	Średnia ocena (w skali od 1-9) The mean estimation (in scale 1-9)	Zakres Range		CV (%) Coefficient of variability
			Min	Max	
Dębina	S1	7,1	5,0	8,3	10,5
Smolice	S1	7,2	5,3	8,0	7,53
Strzelce	S1	6,5	4,5	8,5	15,6
Dębina	S2	7,1	5,3	8,3	9,8
Smolice	S2	7,4	6,0	8,0	6,3
Strzelce	S2	6,3	4,5	8,0	13,0

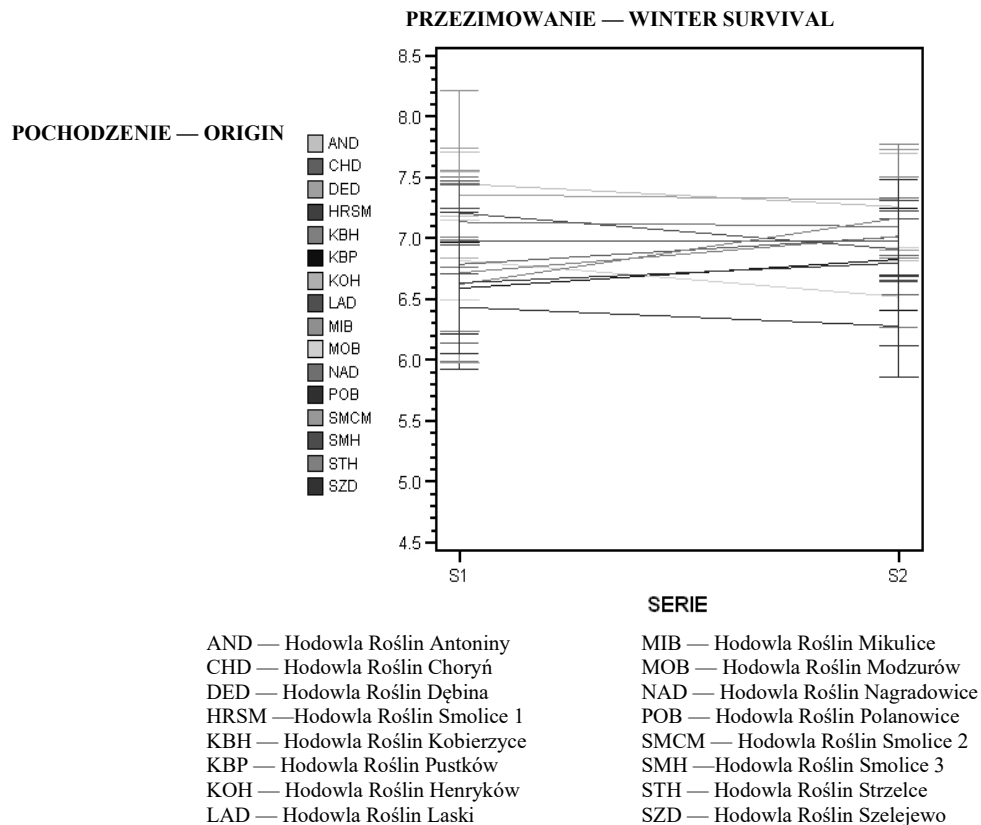
Obliczony współczynnik zmienności wskazuje na niewielkie zróżnicowanie oceny przezimowania w poszczególnych stacjach. Nieznacznie większym zróżnicowaniem przezimowania charakteryzowała się pszenica ozima w Strzelcach, pomimo wyższych temperatur w miesiącach zimowych (tab. 2). Okazało się również, że zróżnicowanie oceny przezimowania zarówno w obu seriach, jak i w 16 grupach utworzonych wg pochodzenia

geograficznego jest bardzo zbliżone. Powyższe spostrzeżenia dokumentują diagramy (rys. 2, 3). Wyniki te świadczą o zbliżonym poziomie przetrzymywania obiektów pszenicy ozimej badanych w obu seriach doświadczeń polowych pomimo odrębnego pochodzenia genetycznego. W celu sprawdzenia zbieżności przetrzymywania pomiędzy miejscowościami obliczono współczynniki korelacji (tab. 3).

Tabela 3

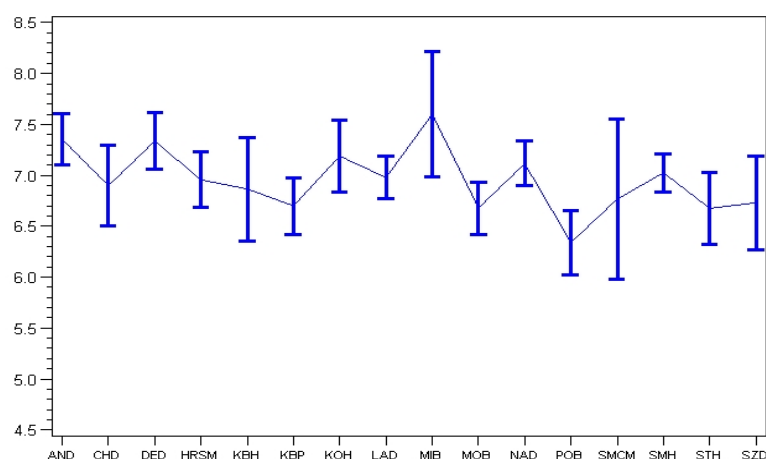
Macierz współczynników korelacji pomiędzy przetrzymywaniem w 3 miejscowościach
Matrix of correlation coefficients for winter hardiness in 3 localities

Miejscowości — Localities	<i>s1 DED</i>	<i>s1SMH</i>	<i>s1 STH</i>
<i>s1 DED</i>	1,000		
<i>s1SMH</i>	0,434	1,000	
<i>s1 STH</i>	0,604	0,293	1,000
Miejscowości — Localities	<i>s2 DED</i>	<i>s2SMH</i>	<i>s2 STH</i>
<i>s2 DED</i>	1,000		
<i>s2SMH</i>	0,472	1,000	
<i>s2 STH</i>	0,566	0,409	1,000



Rys. 2. Relacje średnich ocen przetrzymywania dla 2 serii i pochodzenia geograficznego
Fig. 2. The relations of average estimations of winter hardiness for 2 series and geographical origin

PRZEZIMOWANIE — WINTER SURVIVAL



POCHODZENIE — ORIGIN

AND — Hodowla Roślin Antoniny
 CHD — Hodowla Roślin Choryń
 DED — Hodowla Roślin Dębina
 HRSM — Hodowla Roślin Smolice 1
 KBH — Hodowla Roślin Kobierzyce
 KBP — Hodowla Roślin Pustków
 KOH — Hodowla Roślin Henryków
 LAD — Hodowla Roślin Laski

MIB — Hodowla Roślin Mikulice
 MOB — Hodowla Roślin Modzurów
 NAD — Hodowla Roślin Nagradowice
 POB — Hodowla Roślin Polanowice
 SMCM — Hodowla Roślin Smolice 2
 SMH — Hodowla Roślin Smolice 3
 STH — Hodowla Roślin Strzelce
 SZD — Hodowla Roślin Szelejewo

Rys. 3. Relacje średnich ocen przezimowania wraz z zakresami zmienności obiektów zgrupowanych pod względem pochodzenia geograficznego

Fig. 3. Average estimations and variation ranges of winter survival for winter wheat grouped in respect of geographical origin

Stwierdzono słabą, ale wprost proporcjonalną dodatnią współzależność badanych rodów pszenicy ozimej pod względem przezimowania w 3 miejscowościach dla obu serii. Zatem można przypuszczać, że pomimo sporych różnic pomiędzy miejscowościami, czyli oddziałującymi czynnikami (temperatury, typu gleby, wilgoci, itp.), reakcja rodów pszenicy ozimej była zbliżona w każdej z trzech miejscowości.

W celu ujawnienia statystycznego wpływu wymienianych czynników na ocenę przezimowania rodów pszenicy ozimej przeprowadzono wieloczynnikową analizę wariancji. Ujawniła ona wysoce istotny średni kwadrat odchyleń wg przyjętego modelu liniowego analizy wariancji (tab. 4). Oznacza to, że przynajmniej jeden z czynników powinien istotnie wpływać na przezimowanie pszenicy ozimej. Prezentowane w tabeli 5 wyniki analizy wariancji dla badanych czynników wskazują, że 3 zmienne; minimalna temperatura miesiąca lutego, genotypy oraz miejsce hodowli (pochodzenie geograficzne) w sposób istotny wpłynęły na poziom przezimowania badanych rodów pszenicy ozimej w 3 miejscowościach. Czynnikami, które nie wpływałyby na przezimowanie pszenicy ozimej okazały się temperatura stycznia (miesiąca mroźniejszego od lutego), rozlokowanie badanych obiektów w 2 seriach doświadczalnych. Nieistotne statystycznie okazały się

również 4 interakcje; temperatury lutego (minimalne) z pochodzeniem (czynnikiem geograficznym), temperatury lutego (minimalne) z seriami, temperatury lutego (minimalne) z obiektami (czynnikiem genetycznym) oraz serii z pochodzeniem geograficznym (tab. 5).

Tabela 4

Analiza wariancji przezimowania pszenicy ozimej dla całego modelu
The analysis of variance of winter survival of winter wheat for the total model

Źródło zmienności Source of variation	Liczba stopni swobody Df	Suma kwadratów SS	Średnia kwadratów SM	Wartość F Test F	Pr > F P-value
Model	270	224,78	0,83	1,96	<,0001
Błąd Error	136	57,89	0,43		
Razem Total	406	282,67			

Tabela 5

Tabela analizy wariancji dla zmiennych objaśniających przezimowanie pszenicy ozimej
The analysis of variance for explanatory variables of winter survival of winter wheat

Źródło zmienności Source of variation	Liczba st. sw. Df	Suma kwadratów SS	Średnia kwadratów MS	Wartość F Test F	Pr > F P-value
Styczeń — January	1	0,116	0,116	0,270	0,602
Luty — February	1	59,821	59,821	140,530	<,0001
Serie — Series	1	0,086	0,086	0,200	0,654
Pochodzenie — Origin	18	34,799	1,933	4,540	<,0001
Obiekty — Objects	114	101,478	0,890	2,090	<,0001
Interakcje Interaction					
Luty × Serie February × Series	1	0,260	0,260	0,610	0,436
Luty × Pochodzenie February × Origin	18	4,173	0,232	0,540	0,932
Luty × Obiekty February × Objects	114	23,325	0,205	0,480	1,000
Serie × Pochodzenie Series × Origin	2	0,719	0,360	0,840	0,432

Brak interakcji wskazuje, że w tym konkretnym eksperymencie czynniki objaśniające działały niezależnie, zmiana poziomu jednego czynnika nie powodowała zmiany drugiego. Omawiając uzyskane wyniki analizy statystycznej należy stwierdzić, że zimotrwałość pszenicy ozimej jest tym czynnikiem, na który w istotny sposób wpływają zarówno czynniki obiektywne czyli niekontrolowane zmienne losowe jak i subiektywne, czyli deterministyczne zmienne kontrolowane czynniki środowiska. Było do przewidzenia, że ważną rolę w poziomie zimotrwałości odgrywają czynniki losowe deterministyczne, czyli temperatury miesięcy zimowych (istotnym statystycznie okazał się miesiąc luty). Być może w tym miesiącu nastąpiły wczesnowiosenne rozhartowania siewek pszenicy ozimej

osłabiające już ich mrozoodporność. Przeprowadzona ocena wskazuje, że o dobrym przetrzymywaniu w polu nie tylko decyduje wyłącznie odporność na działanie silnego mrozu ale również inne czynniki genetyczne i środowiskowe (Cecarelli, 1997; Gut, 2003; Kacperska, 1998). Również w tych badaniach okazało się, że istotną rolę w zimotrwałości pszenicy ozimej odgrywał czynnik genetyczny (rody uzyskane jako efekt krzyżowania (mieszańce) odpowiednio dobranych komponentów oraz długotrwałej selekcji i badań). Kolejnym, jak się okazało istotnym, losowym czynnikiem było pochodzenie geograficzne badanych rodów. Na zmienność tego czynnika składała się wiele pośrednich elementów; odmienny dobór komponentów do krzyżowania, różne stosowane metody selekcji rodów (Bedo i in., 1987), odmiennie współdziałające warunki przyrodnicze w miejscu hodowli (Hömmö, 1994, cyt. za Gut, 2003).

WNIOSKI

1. Wieloczynnikowa analiza wariancji okazała się przydatna do oceny wpływu różnych czynników czyli niekontrolowanych zmiennych losowych (temperatury stycznia i lutego) i czynników deterministycznych, kontrolowanych zmiennych losowych (geograficznych, genetycznych) na przetrzymywanie pszenicy ozimej.
2. Na podstawie wykonanych obliczeń stwierdzono istotny statystycznie wpływ 3 badanych czynników; poziomu temperatury miesiąca lutego (minimalnej), czynnika genetycznego (obiekty) i geograficznego (pochodzenia-miejsca hodowli) na poziom przetrzymywania badanych rodów pszenicy ozimej. Wykazano, że przetrzymywanie rodów pszenicy ozimej było istotnie zależne od minimalnych temperatur w miesiącu lutym, wyraźnie cieplejszym od miesiąca stycznia.
3. Nie stwierdzono istotnej interakcji pomiędzy badanymi czynnikami wpływającymi na przetrzymywanie. Zatem czynniki oddziaływały niezależnie i zmiana jednego czynnika nie powodowała zmiany oddziaływania pozostałych. Oznacza to, że w tym konkretnym eksperymencie zmienność badanych obiektów pod względem tej cechy ujawniła się niezależnie od czynników genetycznych (rodzaju materiału wyjściowego, sposobu hodowli i innych elementów) oraz geograficznych (miejsca selekcji, adaptacji do warunków glebowo-klimatycznych).

LITERATURA

- Bedo Z., Devay M., Balla L. 1987. Breeding of winter wheat varieties resistant to late winter frost. *Cereal Res. Comm.* 15 (2-3): 131 — 137.
- Cecarelli S. 1996. Adaptation to low/high input cultivation. *Euphytica* 92: 203 — 214.
- Gut M., Struś M., Gołębiowska-Matek H. 1999. Mrozoodporność i zimotrwałość pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.) w kolekcji roboczej Instytutu Hodowli i Aklimatyzacji Roślin. *Biul. IHAR* 209: 47 — 55.
- Gut M. 2000. Mrozoodporność i zimotrwałość w hodowli zbóż ozimych — przegląd literatury. Cz. I. Uwarunkowania fizjologiczno-biochemiczne. *Biul. IHAR* 215: 23 — 33.
- Gut M. 2003. Mrozoodporność rodów hodowlanych pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.). Radzików. Monografie i Rozprawy Naukowe IHAR 20.
- Gut M., Witkowski E. 1987. Badania nad mrozoodpornością rodów hodowlanych pszenicy (*Triticum aestivum* L.) w latach 1982–1985. Cz. I. *Biul. IHAR* 161: 3 — 10.

- Frątczak E., Pęczkowski M., Sienkiewicz K., Skaskiewicz K. 2005. Statystyka od podstaw z systemem SAS. Szkoła główna Handlowa w Warszawie: 125 — 146.
- Hömmö L. M. 1994. Hardening of some winter wheat (*Triticum aestivum* L.), Triticale (*Triticosecale* Wittmack) and winter barley (*Hordeum vulgare* L.) cultivars during autumn and the final winter survival in Finland. Plant Breeding. Zeitschrift für Pflanzenzüchtung 112 (4): 285 — 293.
- Kacperska A. 1998. Reakcje roślin na czynniki stresowe. W: Podstawy fizjologii roślin, red. J. Kopcewicz i S. Lewak, PWN, Warszawa.
- Karsai I., Meszaros K., Lang L., Hayes P.M., Bedo Z. 2001. Multivariate analysis of traits determining adaptation in cultivated barley. Plant Breeding 120 (3): 217 — 222.
- Koch M. D., Lehman E. O. 1969. Resistenz eingeschätzten im Gerste und Weizensortiment Gatersleben, 7 Prüfung der Frostresistenzpflanze D.A.I. XJV: 263 — 282.
- Rajki E. 1980. Winter hardiness. Frost resistance. Acta Agron. Acad. Scient. Hung.: 29 — 32.
- SAS/STAT User's Guide, Version 9.13. 2003. SAS Institute, Cary NC.
- Rybka Z., Zagdańska B., Gut M., Witkowski E., 1994. Przydatność metod oceny mrozoodporności materiałów hodowlanych pszenicy ozimej Biul. IHAR 192: 59 — 68.
- Sokołowski A. 2010. Estymacja i testowanie hipotez. Statistica w badaniach naukowych i nauczaniu statystyki. Kraków. StatSoft: 25 — 60.
- Stanisz A. 2010. Analiza wariancji — klasyfikacja wieloczynnikowa. On-line. www.mp.pl/artykuly/index.
- Sutka J., Galiba G., Veisz O., Snape J.W. 1997. Genes and breeding for cold hardiness in cereals. In: Crop development for the cool and wet regions of Europe. Eds. P. Sowiński, B. Zagdańska, A. Anioł, K. Pithan. Res. Progress COST 814-II, IHAR Radzików: 243 — 256.
- Sutka J., Kovacs G., Veisz O. 1986. Substitution analysis of the frost resistance and winter hardiness of wheat under natural and artificial conditions. Cereal Res. Commun. 14: 49 — 53.
- Thomashow M. F. 1998. Role of cold-responsive genes in plant freezing tolerance. Plant Physiol. 118: 1 — 7.
- Thomashow M. F. 1999. Plant cold acclimation: Freezing tolerance genes and regulatory mechanisms. Ann. Rev. Plant Physiol., Plant Mol. Biol. 50: 571 — 599.
- Węgrzyn S., Wojas T., Śmiałowski T., 2002. Uwarunkowania genetyczne oraz współzależności plonu i wybranych cech użytkowych pszenicy ozimej (*Triticum aestivum* L.) Biul. IHAR 223/224: 77 — 86.
- Wójcik W., Czerwińska E. 2007. Badanie mrozoodporności pszenicy ozimej i pszenżyta ozimego w chłodni w Łaskach. Nauka dla Hodowli Roślin Uprawnych. Nauka dla Hodowli Roślin Uprawnych. Streszczenia prac, Zakopane 2007:166.

DARIUSZ GOZDOWSKI¹**DANIEL SAS**²**STANISŁAW SAMBORSKI**³**ANDRZEJ KAPELIŃSKI**³¹ Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie² Zakład Planowania i Statystyki, Instytut Ogrodnictwa w Skierniewicach³ Katedra Agronomii, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Ocena zmienności przestrzennej zasobności gleby i plonowania pszenicy ozimej z wykorzystaniem pakietu R*

Evaluation of spatial variability of soil fertility and yielding of winter wheat using R software

Dane do analiz pozyskano w roku 2009 z dwóch pól uprawnych obsianych pszenicą ozimą (odmian: *Fregata* i *Potenzjal*) zlokalizowanych na Kujawach, w miejscowościach Miechowice i Osłonki. Na podstawie prób roślin i gleby pobranych (z miejsc o znanych współrzędnych geograficznych) na każdym z pól w 25 punktach oceniono wielkość plonu ziarna, zawartość białka w ziarnie oraz zasobność gleby w makroelementy (P_2O_5 , K_2O , MgO) oraz pH gleby. Dane poddano analizom geostatystycznym z wykorzystaniem pakietu geoR w programie R z użyciem funkcji `variog()` i `variofit()`. Ocenę zmienności przestrzennej badanych cech wykonano wykorzystując parametry teoretycznych wariogramów.

Słowa kluczowe: zmienność przestrzenna, pszenica ozima, właściwości gleby, wariogramy, plon ziarna, zawartość białka w ziarnie.

Data for analyses were acquired in 2009 from two commercial fields cropped with the winter wheat (cv. *Fregata* and *Potenzjal*) in Kujavia region (villages Miechowice and Osłonki). On the basis of soil and plant samples (with known geographical coordinates) collected in 25 sampling points on each field the following traits were examined: grain yield, grain protein content, soil fertility in P_2O_5 , K_2O and MgO and soil pH. Geostatistical methods in R software using geoR package (functions: `variog()` and `variofit()`) were applied for the data analyses. Spatial variability of the investigated traits was evaluated using parameters of the theoretical variograms.

Key words: spatial variability, winter wheat, soil properties, variograms, grain yield, grain protein content.

* Praca powstała z dofinansowaniem ze środków grantu SGGW nr 504-10-01230011.

Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r.

WSTĘP

Ocena zmienności przestrzennej, w obrębie pojedynczego pola uprawnego, pod względem zasobności gleby w makroelementy oraz potencjału plonowania danego siedliska jest ważnym elementem rolnictwa precyzyjnego (Kerry i Oliver, 2003). Może być również ważna w ocenie zmienności pól uprawnych przeznaczonych pod doświadczenia ściśle (Gołaszewski, 2000; Fagroud i Van Meirvenne, 2001). Dla właściwej oceny zmienności przestrzennej konieczne jest zebranie danych z dużej liczby punktów położonych na obszarze całego pola uprawnego. Miejsca te powinny mieć przypisane współrzędne określające ich położenie przestrzenne. Mogą to być współrzędne geograficzne określone z użyciem odbiornika GPS, bądź współrzędne określone względem punktu położonego np. w obrębie badanego pola uprawnego. Takie dane mogą być następnie wykorzystane do oceny zmienności przestrzennej ocenianych cech (zmiennych) przy wykorzystaniu wariogramów (McBratney i Pringle, 1999).

Badania w zakresie zmienności przestrzennej gleb prowadzono znacznie wcześniej niż zaistniała potrzeba ich praktycznego wykorzystania w technologiach rolnictwa precyzyjnego (Campbell, 1979; Webster i Burgess, 1984). Od początku lat 90. ubiegłego wieku, badania w zakresie zmienności przestrzennej pól uprawnych zaczęły budzić większe zainteresowanie m.in. ze względu na możliwość ich praktycznego wykorzystania do optymalizacji liczby i rozmieszczenia pobieranych prób gleby. Jedną z ważnych prac na ten temat jest publikacja McBratneya i Pringle (1999), którzy próbowali określić z wykorzystaniem wariogramów, jaka strategia pobierania prób gleby byłaby najkorzystniejsza ze względów rolniczych i ekonomicznych. Celem ich pracy było określenie zmienności przestrzennej właściwości fizyko-chemicznych gleby na obszarze pól uprawnych, w zakresie odległości od 1 metra do 1 kilometra. Za najważniejsze cechy gleby uznano pH gleby, zasobność gleby w przyswajalne formy azotu (N), fosforu (P), potasu (K), materię organiczną oraz skład granulometryczny, zwięźłość i pojemność wodną gleby.

Ocena zmienności przestrzennej różnych właściwości gleby, ważnych z rolniczego punktu widzenia, była przedmiotem wielu badań w różnych krajach (Di Virgilio i in., 2007; Liu i in. 2008; Ferreyra, 2002; Huang i in., 2004), w tym również w Polsce (Usowicz i in., 2004 a, 2004 b).

Celem niniejszej pracy było przedstawienie możliwości wykorzystania programu R do oceny zmienności przestrzennej, pól uprawnych obsianych pszenicą ozimą (odmian: Fregata i Potencjal), pod względem zasobności gleby w makroelementy, odczynu gleby, wielkości plonu ziarna oraz zawartości białka w ziarnie. Dane do analiz pochodziły z dwóch pól uprawnych o powierzchni ok. 1 ha każde, zlokalizowanych na Kujawach, w miejscowościach Miechówice i Osłonki. Na podstawie wariogramów, uzyskanych z wykorzystaniem pakietu GeoR (Diggle i Ribeiro, 2007) w programie statystycznym R (R Development Core Team, 2009), oceniono zmienność przestrzenną badanych cech. Powodem wyboru pakietu R i jego funkcji geostatystycznych były jego szerokie możliwości (m.in. różnorodność funkcji teoretycznych wariogramów i ich parametrów) oraz dostępność programu dla użytkowników (program jest bezpłatny i dostępny bez żadnych ograniczeń). Głównym elementem niniejszej pracy jest przedstawienie metodyki

analiz i interpretacji wyników na podstawie wariogramów, a w mniejszym stopniu uogólnianie uzyskanych wyników do warunków środowiskowych regionu lub Polski.

MATERIAŁ I METODY

Dane do analiz pozyskano w 2009 roku z dwóch pól uprawnych obsianych pszenicą ozimą (odmian: Fregata i Potencjal). Pola te, każde o powierzchni ok. 1 ha, zlokalizowane były na Kujawach, w miejscowościach Miechowice i Osłonki (pola w dalszej części pracy oznaczone zostały jako pole nr 1 i 2). Na podstawie prób roślin i gleby pobranych (z miejsc o znanych współrzędnych geograficznych), na każdym z pól w 25 punktach oceniono wielkość plonu ziarna, zawartość białka w ziarnie i zasobność gleby w podstawowe makroelementy (P_2O_5 , K_2O MgO) oraz pH gleby. Współrzędne geograficzne zostały przeliczone na współrzędne względne wyrażone w metrach (układ metryczny), aby każdy punkt miał przypisane współrzędne względem określonego punktu na obrzeżu pola. Przekształcenie to konieczne jest m.in. ze względu, że 1 stopień długości geograficznej nie jest równy 1 stopniowi szerokości geograficznej. Ponadto przekształcenie współrzędnych geograficznych do układu metrycznego ułatwia interpretację uzyskanych wyników.

Pozyskane dane poddano analizom geostatystycznym w celu określenia zmienności przestrzennej badanych cech. Do tego celu wykorzystano wariogramy empiryczne i wariogramy teoretyczne, czyli funkcje dopasowane do danych empirycznych. Wariogram umożliwia przedstawienie zmienności przestrzennej jednej cechy w odniesieniu do odległości między punktami pobrania próbek. Na osi X wariogramu jest przedstawiona odległość między punktami, a na osi Y semiwariancja:

$$\gamma(\vec{h}) = \frac{1}{2N(\vec{h})} \sum_{n=1}^{N(\vec{h})} [z(x_i) - z(x_i + \vec{h})]^2$$

$\gamma(h)$ — wartość semiwariancji,

$N(h)$ — liczba par punktów odległych o h ,

$z(x_i)$ — wartość badanej cechy (np. pH) w punkcie o znanym położeniu,

$z(x_i+h)$ — wartość badanej cechy w punkcie odległym o h od punktu x_i .

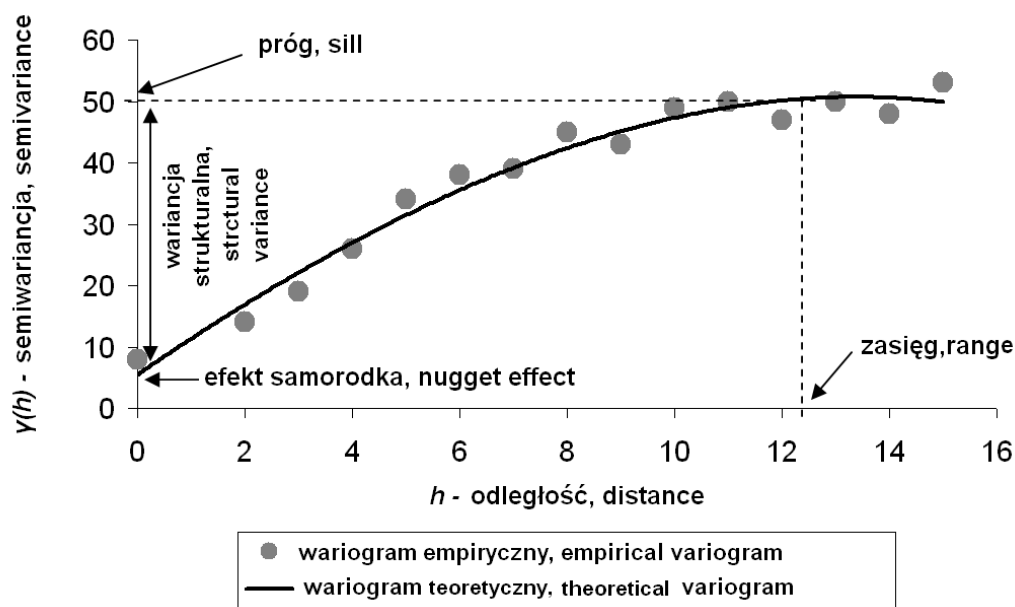
Wartość semiwariancji jest podstawowym parametrem określającym zróżnicowanie przestrzenne między dowolną parą punktów w odległości h między nimi, większa wartość semiwariancji wskazuje na większe różnice, a tym samym większą zmienność przestrzenną.

Na podstawie tak określonych wartości semiwariancji dla wszystkich 300 [$n \times (n-1)/2$] par punktów uzyskuje się rozkład empiryczny, tzw. semiwariogram empiryczny, a następnie uśrednia wartości dla grup punktów odległych o podobną odległość h (odległość ta określana jest jako lag). Do punktów wariogramu empirycznego dopasowuje się funkcję, którą nazywamy wariogramem teoretycznym, (rys. 1). Najczęściej wykorzystywanymi funkcjami są funkcje: sferyczna, wykładnicza lub Gaussa. Dopasowanie dokonuje się zwykle metodą najmniejszych kwadratów (OLS) lub też metodą ważonych najmniejszych kwadratów (WLS). Metoda ważonych najmniejszych kwadratów jest zwykle nieco lepsza ze względu na to, że uwzględnia liczbę punktów na podstawie, której uzyskano wartość

uśrednioną dla każdego lagu. Na podstawie dopasowanych modeli teoretycznych można określić zmienność przestrzenną badanych cech. Wariogram teoretyczny posiada następujące parametry charakteryzujące zmienność przestrzenną badanej cechy, tj.

- próg (sill) (C_0+C), czyli maksymalna szacowana wartość semiwariancji na podstawie funkcji wariogramu teoretycznego — określa zakres zmienności badanej zmiennej dla punktów położonych w odległości na tyle dużej, gdzie nie występuje już między nimi autokorelacja przestrzenna,
- zakres (range) — odległość, do której występuje zależność przestrzenna (autokorelacja),
- efekt samorodka (nugget effect) (C_0): określa różnicę wartości zmiennej w punktach bardzo blisko położonych np. prób gleby pobranych obok siebie, czyli prawie w tym samym miejscu (zwykle wynika z błędu losowego np. w trakcie analizy chemicznej),
- wariancję strukturalną (structural variance) (C), czyli wartość wzrostu semiwariancji od poziomu efektu samorodka do wartości progu.

Parametry te przedstawione są graficznie na rysunku 1.



Rys. 1 Model wariogramu empirycznego i teoretycznego oraz jego parametry
Fig.1. Model of empirical and theoretical variogram and its parameters

Analizy geostatystyczne wykonano w programie R z użyciem pakietu GeoR. Do utworzenia wariogramów empirycznych użyto funkcji `variog()`, natomiast do dopasowania teoretycznych modeli wariogramu funkcji `variofit()`.

Wariogramy empiryczne zostały oszacowane z użyciem domyślnej liczby lagów, która wyniosła 9, natomiast modele teoretyczne zostały oszacowane z użyciem metody WLS (Weight Least Squares) przy wykorzystaniu metodyki zaproponowanej przez Cressie'go (1985).

Kod programu R, wraz z komentarzem (po znaku #) zawierający obydwie ww. funkcje wykorzystane do wykonania analiz jest przedstawiony poniżej.

```
library(geoR)#wczytanie pakietu geoR
setwd("C:/ścieżka_dostępu")#podanie ścieżki do katalogu z danymi
dane <- read.geodata("nazwa_zbioru_danych")
# wczytanie zbioru danych z współrzędnymi (pierwsze dwie kolumny)
# oraz analizowaną zmienną (trzecia kolumna)
wariogram_emp <- variog(dane, max.dist = 100)#obliczanie
wariogramu empirycznego z podaniem maksymalnej odległości h -
powinna być ona nieco mniejsza niż maksymalna odległość między
punktami
wariogram_emp <- data.frame(n = j$n, d = j$u, g = j$v)
j2 <- variofit(j,c(1,40),cov.model="spherical",weights="cressie")
#dopasowanie teoretycznej funkcji wariogramu teoretycznego
#przyjęto model sferyczny i metodę WLS Cressie'go jako metodę
#dopasowania funkcji
#jako parametry wstępne progu i zasięgu przyjęto wartości 1 i 40
# zapisanie parametrów wariogramu teoretycznego
cs <- j2$cov.pars[1]
c0 <- j2$nugget
sill <- cs + c0
range <- j2$cov.pars[2]
#utworzenie wykresu z wariogramem empirycznym i teoretycznym
plot(j, type = "p", col = "black", pch = 19, cex = 0.75, main =
"nazwa_cechy", cex.axis = 0.75, cex.lab = 0.75, cex.main = 1)
abline(h = sill, col = "lightgray", lty = 2, lwd = 1.5)
lines(j2, col = "blue", lwd = 2)
abline(v = range, col = "lightgray", lty = 2, lwd = 1.5)
abline(h = c0, col = "lightgray", lty = 2, lwd = 1.5)
```

Na podstawie uzyskanych wyników oceniono zmienność przestrzenną badanych cech i porównano uzyskane wyniki między dwoma badanymi polami uprawnymi.

WYNIKI BADAŃ

Podstawowe parametry statystyczne charakteryzujące zróżnicowanie badanych cech przedstawiono w tabeli 1. Dwa oceniane pola uprawne w największym stopniu różniły się pod względem zasobności gleby w fosfor. Znacznie większą przeciętną zasobność gleby w P_2O_5 stwierdzono dla pola w Miechowicach w porównaniu z polem w Osłonkach, również dla tego pierwszego pola stwierdzono znacznie wyższą zmienność tej cechy. W przypadku

obu pól wielkość plonu ziarna oraz zawartość białka w ziarnie charakteryzowała się znacznie mniejszą zmiennością niż cechy związane z zasobnością gleby.

Tabela 1

Wartości średnie oraz parametry charakteryzujące zmienność cech dla dwóch badanych pól uprawnych
Mean values and parameters characterizing variability of the traits for both examined fields

	Średnia — Mean	Min.	Max.	SD	CV (%)
Pole 1, Field 1: Miechowice — Fregata					
pH _{KCl}	6,12	4,77	7,54	0,86	14,0
P ₂ O ₅ (mg·100 g ⁻¹)	29,7	3,90	76,0	23,6	79,4
K ₂ O (mg·100 g ⁻¹)	9,64	6,00	16,0	2,69	27,9
Mg (mg·100 g ⁻¹)	7,36	5,20	9,90	1,31	17,8
Plon ziarna — Grain yield (t·ha ⁻¹)	7,55	6,67	8,39	0,48	6,4
Zawartość białka w ziarnie	13,6	12,4	14,2	0,39	2,9
Grain protein content (%)					
Pole 2, Field 2: Osłonki — Potenzial					
pH _{KCl}	5,69	4,76	7,50	0,97	17,1
P ₂ O ₅ (mg·100 g ⁻¹)	10,4	6,50	21,3	3,76	36,0
K ₂ O (mg·100 g ⁻¹)	12,3	6,00	25,0	4,55	37,1
Mg (mg·100 g ⁻¹)	7,87	4,20	11,3	1,65	21,0
Plon ziarna — Grain yield (t·ha ⁻¹)	8,60	6,46	10,3	1,03	12,0
Zawartość białka w ziarnie	13,0	11,6	14,4	0,65	5,0
Grain protein content (%)					

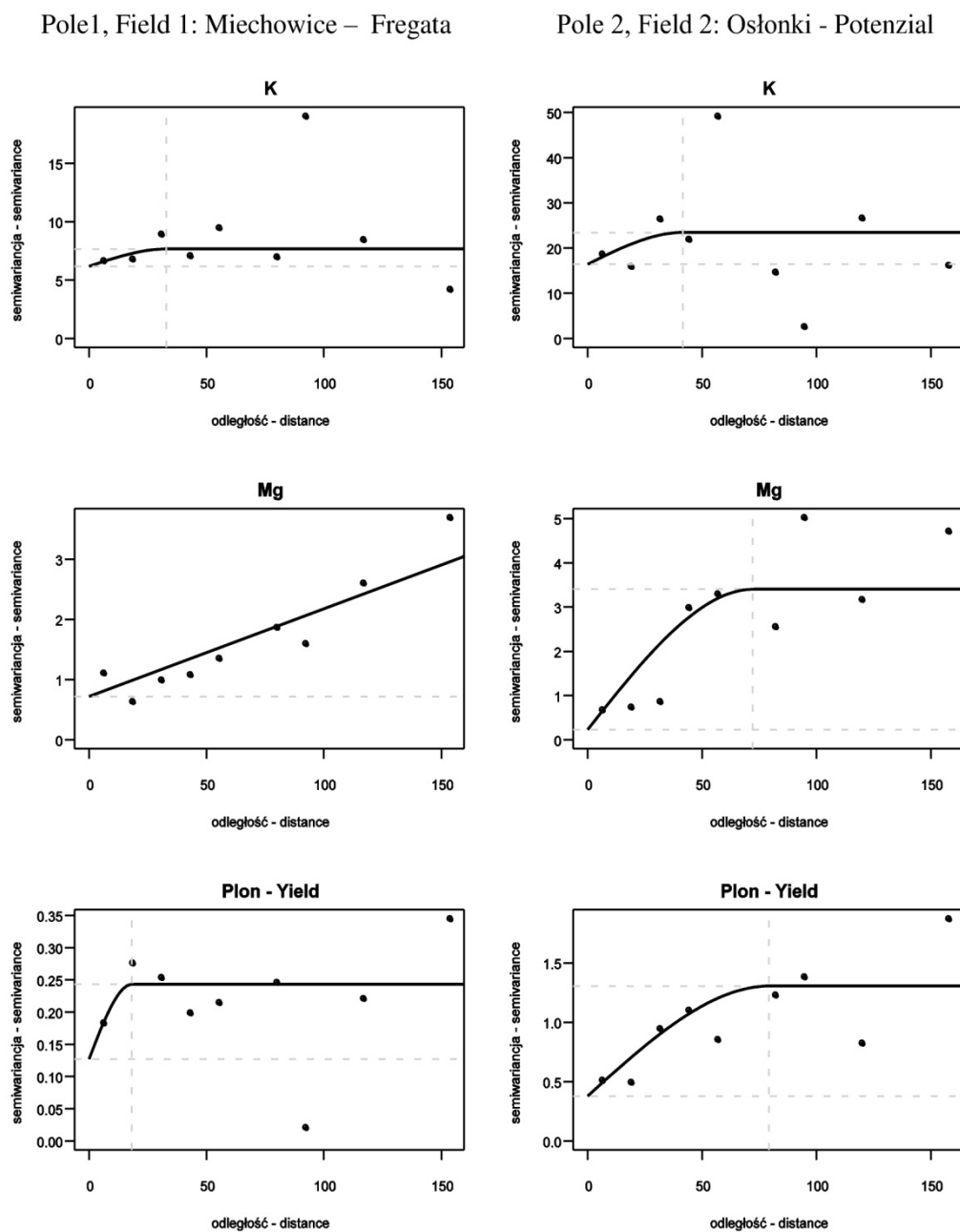
SD — Odchylenie standardowe, standard deviation

CV — Współczynnik zmienności, coefficient of variation

Tabela 2

Parametry wariografów teoretycznych (funkcja sferyczna) ocenianych cech dla obu badanych pól
Parameters of theoretical variograms (spherical function) of evaluated traits for both examined fields

	Zasięg, Range	Efekt samorodka Nugget effect (C ₀)	Wariancja strukturalna, structural variance (C)	Próg, Sill (C ₀ +C)	C/(C ₀ +C) (%)
Pole 1, Field 1: Miechowice — Fregata					
pH _{KCl}	28547	0,00	235	235	100%
P ₂ O ₅ (mg·100g ⁻¹)	92	0,06	885	885	100%
K ₂ O ₅ (mg·100g ⁻¹)	32,9	6,18	1,49	7,67	19,4%
Mg (mg·100g ⁻¹)	38594	0,72	377	378	99,8%
Plon ziarna — Grain yield (t·ha ⁻¹)	18,1	0,13	0,11	0,24	45,8%
Zawartość białka w ziarnie	43,0	0,14	0,02	0,16	12,5%
Grain protein content (%)					
Pole 2, Field 2: Osłonki — Potenzial					
pH _{KCl}	47441	0,00	403	403	100%
P ₂ O ₅ (mg·100g ⁻¹)	69071	2,1	7982	7984	100%
K ₂ O (mg·100g ⁻¹)	41,6	16,4	7,0	23,4	29,9%
Mg (mg·100g ⁻¹)	72,1	0,23	3,18	3,41	93,3%
Plon ziarna — Grain yield (t·ha ⁻¹)	79,2	0,38	0,92	1,30	70,8%
Zawartość białka w ziarnie	33,9	0,22	0,22	0,44	50,0%
Grain protein content (%)					



Rys. 2. Wariogramy zasobności gleby w K_2O ($mg/100\ g$), MgO ($mg \cdot 100g^{-1}$) i plonu ($t \cdot ha^{-1}$) dla dwóch badanych pól
 Fig. 2. Variograms of soil fertility in K_2O ($mg \cdot 100g^{-1}$), MgO ($mg \cdot 100g^{-1}$) and grain yield ($t \cdot ha^{-1}$) for two examined fields

Parametry wariogramów teoretycznych (funkcji teoretycznych) przedstawione są w tabeli 2, natomiast wariogramy w formie graficznej zamieszczono dla trzech wybranych cech na rys. 2. Maksymalna odległość między skrajnymi punktami gdzie pobierano próby gleby i roślin w obrębie każdego z pól wyniosła ok. 150 m, dlatego też wariogramy ograniczone są do tej odległości. Ze względu na to, że zależność przestrzenna (autokorelacja) dla niektórych cech (pH — oba pola, zasobność gleby w P_2O_5 na polu nr 2 oraz zasobności gleby w MgO na polu nr 1) miała zasięg większy niż 150 m szacowany zasięg tej zależności przyjął wartości znacznie większe niż maksymalna odległość między punktami. Wtedy szacowanie zasięgu obarczone jest bardzo dużym błędem i nie należy formułować wniosków na podstawie tego parametru wariogramów. W przypadku pozostałych cech zależność przestrzenna ograniczała się do obszaru badanych pól, tj. nie przekraczała odległości 150 m, zatem wszystkie oszacowane parametry wariogramów teoretycznych można traktować jako właściwe. Na podstawie tych parametrów możemy stwierdzić, że zasobność gleby w potas miała charakter losowy w obrębie badanych pól, gdyż wielkość efektu samorodka dla wariogramu dla tej cechy była bardzo bliska wartości progu. Oznacza to, że nawet dla punktów pobrania gleby znajdujących się w niewielkich odległościach stwierdzono dość duże różnice w zasobności gleby w potas.

Spśród cech związanych z zasobnością gleby najsilniejsze zależności przestrzenne stwierdzono, dla pH i MgO. W przypadku wielkości plonu ziarna silniejsze zależności przestrzenne występowały na polu nr 2 niż na polu nr 1, mimo to, że na polu nr 1 całkowita zmienność wielkości plonu ziarna była mniejsza. Zależność przestrzenna na polu nr 1 występowała do odległości poniżej 20 m, natomiast na polu nr 2 do blisko 80 m. Zawartość białka wykazywała stosunkowo słabą zależność przestrzenną na obydwu badanych polach, czyli podobnie jak zasobność gleby w potas miała charakter losowy w obrębie badanych pól.

DYSKUSJA

Uzyskane wyniki charakteryzujące zmienność przestrzenną zasobności gleby w makroelementy, odczyn gleby oraz plon ziarna i zawartość białka w ziarnie mogą być uznawane za wiarygodne. Jednak w przypadku niektórych cech, zwłaszcza tych których zmienność była niewielka i zależność przestrzenna silna w obrębie obszaru badań ($h \leq 150$), nie określono maksymalnej wartości teoretycznej funkcji wariogramu. Wynikało to głównie z tego, że odległość między najdalszymi punktami, gdzie pobierano próbki gleby i roślin, w obrębie badanych pól (ok. 150 m) była zbyt mała, co powodowało, że jeszcze do tej odległości występowała silna korelacja przestrzenna. Wartości zasięgu większe niż 150, podane w tabeli 1 dla takich cech (np. pH) nie należy traktować jako właściwie odzwierciedlające rzeczywistość, gdyż są one poza obszarem badanych pól (ekstrapolowane).

Innym problematycznym elementem uzyskanych wyników jest stosunkowo nieduża liczebność próby. Dla każdego z pól wyniosła ona 25, a więc liczba kombinacji par punktów dla estymacji modelu wariogramu równała się 300 [$n \times (n-1)/2$]. Liczba ta uznawana jest w literaturze za zbyt małą, Webster i Oliver (1992) uznali, że wiarygodne

modele teoretyczne wariogramów można uzyskać dla liczebności obserwacji większej niż 50, natomiast według Journel i Huijbregts (1978) minimalna liczba obserwacji powinna wynosić 30.

Należy pamiętać, że wyniki szacowania teoretycznych modeli wariogramów mogą znacząco różnić się przy różnej liczbie lagów oraz przy różnych metodach dopasowania funkcji. Poza metodą dopasowania użytą w niniejszej pracy możliwe jest użycie innego sposobu dopasowania wariogramów z wykorzystaniem metody WLS (Weight Least Squares) lub też nawet klasycznej metodyki OLS (Ordinary Least Squares).

W przypadku występowania większej lub mniejszej zmienności w obrębie różnych części pola (np. spowodowanej różnym ukształtowaniem powierzchni, lub różnymi typami gleby) wskazane jest zastosowanie modeli uwzględniających skorelowane zmienne towarzyszące, co wymaga zmian opisanych wyżej procedur analiz statystycznych.

WNIOSKI

1. Oszacowane funkcje teoretyczne wariogramów pozwoliły na ocenę zmienności przestrzennej zmiennych w obrębie badanych pól uprawnych, co może być ważne m.in. przy optymalizacji wyznaczania miejsc pobrania prób gleby lub oceny przydatności tych pól pod doświadczenia ścisłe.
2. Najsilniejsze zależności przestrzenne stwierdzono dla zasobności gleby w fosfor (pole nr 1), magnez i plon ziarna (pole nr 2), natomiast największą zmienność przestrzenną i losowy charakter tej zmienności w obrębie badanych pól stwierdzono dla zasobności gleby w potas (oba pola).
3. Oszacowanie zasięgu teoretycznej funkcji wariogramu w przypadku względnie niewielkich obszarów, czego przykładem mogą być badane pola, może być obarczone znacznym błędem ze względu na konieczną ekstrapolację tego parametru.
4. Pakiet geostatystyczny GeoR, który jest elementem programu R, może być efektywnym narzędziem w określaniu zmienności przestrzennej cech gleby i roślin z wykorzystaniem wariogramów, ze względu na jego szerokie możliwości i dostępność dla użytkowników.

LITERATURA

- Campbell J. 1979. Spatial variability of soils. *Ann. Assoc. Am. Geogr.* 69 (4): 544 — 556.
- Cressie N.A. 1985. *Math. Geol.* 17: 563 — 586.
- Di Virgilio N., Monti A., Venturi G. 2007. Spatial variability of switchgrass (*Panicum virgatum* L.) yield as related to soil parameters in a small field. *Field Crop. Res.* 101: 232 — 239.
- Diggle P. J., Ribeiro P. J. 2007. *Model-based geostatistics*. Springer: 228 pp.
- Fagroud M., Van Meirvenne M. 2010. Accounting for soil spatial autocorrelation in the design of experimental trials. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 66: 1134 — 1142.
- Ferreira R. A., Apezteguia H. P., Sereno R., Jones J. W. 2002. Reduction of soil water spatial sampling density using scaled semivariograms and simulated annealing. *Geoderma*, 110(3), 265 — 289.
- Gołaszewski J. 2000. Analiza zmienności przestrzennej w doświadczeniach polowych. *Fragm. Agron.* 4: 4 — 14.

- Huang S. Jin J. Yang L., Bai Y., Li C. 2004. Spatial variability of nitrate in cabbage and nitrate-n in soil. *Soil Sci.* 169(9):640 — 649.
- Journel A. G. Huijbregts, Ch. J. 1978. *Mining geostatistics*. Academic Press, London: 600 pp.
- Kerry R., Oliver M. A. 2003. Variograms of ancillary data to aid sampling for soil surveys. *Precision Agriculture*, 4, 261-278.
- Liu X., Zhao K., Xu J., Zhang M., Si B., Wang F. 2008. Spatial variability of soil organic matter and nutrients in paddy fields at various scales in southeast China. *Environ. Geol.* 53: 1139 — 1147.
- McBratney A., Pringle M. 1999. Estimating average and proportional variograms of soil properties and their potential use in precision agriculture. *Precis. Agric.*, 1: 125 — 152.
- R Development Core Team 2009. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>
- Usowicz B., Hajnos M., Sokołowska Z., Józefaciuk G., Bowanko G., Kossowski J. 2004 a. Przestrzenna zmienność fizycznych i chemicznych właściwości gleby w skali pola i gminy. *Acta Agrophysica*, 103 (3): 90.
- Usowicz B., Hajnos M., Sokołowska Z., Józefaciuk G., Bowanko G., Kossowski J., Usowicz J. 2004b. Zmienność wybranych cech gleby w skali pola i gminy. *Roczniki Gleboznawcze*, LV (1): 237 — 247.
- Webster R., Burgess T. 1984. Sampling and bulking strategies for estimating soil properties in small regions. *Eur. J. Soil Sci.* 35: 127 — 140.
- Webster R., Oliver M.A. 1992. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. *J. Soil Sci.* 43: 77 — 192.

MALGORZATA TARTANUS¹**MARCIN KOZAK²****AGNIESZKA WNUK²**¹ Instytut Ogrodnictwa, Skierniewice² Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego, Warszawa

Wykorzystanie diagramu łodyga i liście do analizy danych w środowisku R*

Use of stem-and-leaf diagram for data analysis in R environment

Szczególną rolę w analizie danych odgrywa badanie rozkładu zmiennych ilościowych; w tym celu najlepsze okazują się być techniki graficzne. Wśród bogatej oferty różnego rodzaju wykresów wykorzystywanych w tym celu są przede wszystkim histogram, wykres gęstości prawdopodobieństwa i wykres pudełkowy (ang. boxplot). W pracy przedstawiono rzadziej stosowany diagram nazywany łodyga i liście (ang. stem-and-leaf plot), zaliczany do graficzno-tabelarycznych metod wizualizacji danych. Ten wykres wnosi wiele szczegółów do opisu rozkładu zmiennej. Dla zobrazowania przykładowych wykresów wykorzystujemy środowisko R.

Słowa kluczowe: rozkład zmiennej, statystyka, wizualizacja danych

Studying distributions of quantitative traits plays a special role in data analysis; the best tools for that purpose appear to be graphical methods. Among various types of plots, most important ones are histograms, density plots and box-plot. In this paper, we introduce a less frequently applied stem-and-leaf diagram, which is a graphical-tabular technique of data visualization. This simple and interesting technique, despite its simplicity, can provide quite deep information about a variable's distribution. To present how the stem-and-leaf display works, we have used R environment.

Key words: data visualization, statistics, variable distribution

WSTĘP

Diagram łodyga i liście (ang. stem-and-leaf plot) jest graficzno-tabelaryczną formą prezentacji rozkładu zmiennej ilościowej. Diagram ten został zaproponowany przez Tukeya (1977). Niekiedy wykres ten utożsamiany bywa z szeregiem rozdzielczym, który ma na celu podział danych ilościowych na przedziały (klasy) oraz określenie częstości wystąpienia (liczności) w każdej klasie podziału.

* Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r.

Diagram zaproponowany przez Tukeya (1977) ma czasem dość skomplikowaną strukturę, a jego czytanie nie zawsze jest proste. Jest to o tyle niewygodne, że zaletą tego typu prezentacji graficzno-tabelarycznej powinna być jego prostota: nawet uczniowie początkowych klas szkoły podstawowej nie powinni mieć problemów ze zrozumieniem jego prostych postaci (Pereira-Mendoza i Dunkels, 1989; Perry i in., 1999). Postać diagramu omawiana przez Beckera i in. (1988) jest bardzo prosta i użyteczna w wielu różnych sytuacjach badawczych, nie wymagając przy tym długiej nauki zasad konstrukcji i czytania wykresu, w przeciwieństwie do klasycznej postaci diagramu, zaproponowanej przez Tukeya (1977).

Celem pracy jest prezentacja użyteczności jednej z prostszych postaci diagramu łodyga i liście, w wersji opisanej przez Beckera i in. (1988). Zaprezentowano zasady tworzenia i czytania tego typu diagramów, a także kod w środowisku R (R Development Core Team, 2010), który może zostać wykorzystany w trakcie analizy danych.

DIAGRAM ŁODYGA I LIŚCIE W R

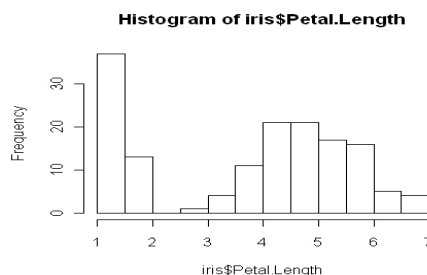
Środowisko R posiada bogatą ofertę funkcji do graficznej prezentacji rozkładu zmiennej. Wiele z nich znajduje się w standardowym pakiecie `graphics`, ale istnieje wiele dodatkowych pakietów (bibliotek), które w dużym stopniu zwiększają możliwości środowiska R. Podstawowymi takimi funkcjami są funkcje `hist` oraz `density` (oba dostępne w pakiecie `graphics`), które tworzą odpowiednio histogram i szacują funkcję gęstości prawdopodobieństwa; funkcja `density` wymaga połączenia z funkcją `plot`, aby można było narysować funkcję gęstości prawdopodobieństwa rozkładu. Poniżej wykorzystanie tych funkcji dla długości płatków kwiatu (*ang. petal length*) ze słynnego zbioru dotyczącego trzech gatunków irysa (Anderson, Edgar, 1935; Fisher, 1936):

```
> hist(iris$Petal.Length)
```

Histogram ten przedstawiony jest na rys. 1. Wykres gęstości prawdopodobieństwa (rys. 2) uzyskamy poprzez:

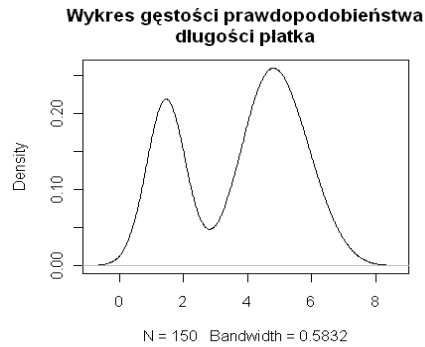
```
> plot(density(iris$Petal.Length), main = "Wykres gęstości
prawdopodobieństwa\n długości płatków")
```

(Znak `\n` oznacza przejście do kolejnej linii).



Rys. 1. Histogram przedstawiający rozkład długości płatków dla trzech gatunków irysa (Anderson, 1935; Fisher, 1936)

Fig. 1. Histogram of petal length for three iris species pooled together (Anderson, 1935; Fisher, 1936)



Rys. 2. Wykres gęstości dla długości płatka kwiatu trzech gatunków irysa (Anderson, 1935; Fisher, 1936)
Fig. 2. Density plot of petal length for three iris species pooled together (Anderson, 1935; Fisher, 1936)

Zauważmy, że dane są pogrupowane: mamy po 50 obserwacji dla trzech gatunków irysa: *Iris setosa*, *I. versicolor* i *I. virginica*; powyższe wykresy wyraźnie pokazują, że dane nie są jednorodne. Pakiet `lattice` (Sarkar, 2008) daje doskonałe możliwości tworzenia podobnych wykresów dla danych pogrupowanych (wykresy nieprzedstawione):

```
> library(lattice)
> histogram(~ Petal.Length | Species, data = iris, layout =
c(1, 3), aspect = .7)
> densityplot(~ Petal.Length, data = iris, groups = Species,
auto.key = list(columns = 3), plot.points = FALSE)
```

Łatwo zauważyć, że tworzenie wykresów w pakiecie `lattice` nie jest proste (choć większość z argumentów wykorzystanych powyżej nie jest konieczna, a jedynie ma za zadanie ułatwić czytanie wykresu). Podobne wykresy można stworzyć w pakiecie `ggplot2` (Wickham, 2009).

Przejdźmy do diagramu łodyga i liście. Wywołanie go jest równie proste co histogramu:

```
> stem(iris$Petal.Length)
```

co skutkuje następującym diagramem:

```
The decimal point is at the |
```

```
1 | 012233333334444444444444
1 | 5555555555555666666777799
2 |
2 |
3 | 033
3 | 55678999
4 | 000001112222334444
4 | 5555555566677777888899999
5 | 000011111111223344
5 | 55566666677788899
```

```
6 | 0011134
```

```
6 | 6779
```

Funkcja `stem` (ze standardowego pakietu `graphics`) tworzy diagram łodyga i liście przedstawiony przez Beckera i in. (1988). Klasyczną postać diagramu, zaproponowaną przez Tukeya (1977) i nieomawianą tutaj, można stworzyć np. przy pomocy funkcji `stem.leaf {aplpack}` i `stem.leaf {QCAGUI}` (w klamrach znajduje się pakiet, w którym dostępna jest dana funkcja).

Powyżej, przy domyślnych ustawieniach parametrów funkcji `stem` (o których wspomniano poniżej) uzyskano podział szeregu rozdzielczego na 12 klas (gałęzi). Interpretacja otrzymanego diagramu jest następująca. Istotnym elementem wykresu jest komunikat: "The decimal point is at the |" wyświetlany na początku, w którym określone jest miejsce separatora dziesiętnego. Miejsce to jest wyznacznikiem podziału wykresu na dwie części: łodygę (po lewej stronie symbolu |) i gałęzie, złożone z liści (po prawej stronie symbolu |). Postać diagramu wymaga, by wartości liczbowe na nim przedstawione zostały zaokrąglone — zależnie od rzędu wartości, może to być zaokrąglenie do wartości dziesiętnych, ale też może się zdarzyć, że liczby zaokrąglane są do dziesiątek (zamiast 1983,5 podana byłaby wartość 198), setek (24 zamiast 2436,3) itp. Dla przykładu, komunikat na powyższym wykresie informuje o tym, że separator dziesiętny znajduje się w miejscu |.

Wykres przedstawia tyle obserwacji, ile jest liści na wykresie. Czyli jeden liść informuje o wartości jednej obserwacji. Informację o danej wartości można odczytać na podstawie powyżej wspomnianego komunikatu o położeniu separatora dziesiętnego, ale też zawsze warto spojrzeć, jak wyglądają konkretne wartości badanej cechy, np.:

```
> min(iris$Petal.Length)
```

```
> max(iris$Petal.Length)
```

Wartość minimalna wynosi 1, a na diagramie przedstawiona jest jako 1|0 (pierwszy liść na najwyższej gałęzi), zaś maksymalna 6.9 i 6|9 (ostatni liść na najniższej gałęzi). Łatwo więc się domyślić, jak będą wyglądały pozostałe wartości. Np. patrząc na wiersz piąty, widzimy jedną łodygę i 3 liście. Wartość łodygi wynosi 3, a zatem wiersz ten przedstawia następujące wartości cechy: 3,0, 3,3 i 3,3. Tu również możemy zauważyć, że określenie wartości `min` i `max` jest niczym innym jak ustaleniem przedziału (zakresu) dla oryginalnych wartości badanej cechy — w naszym przypadku jest to przedział $<1,0, 6,9>$. Z podobną łatwością możemy ustalić przedziały dla każdej z łodyg. Na przykład łodyga pierwsza (wiersz pierwszy diagramu) przyjmuje wartość 1, natomiast w kolumnie liści (dla tej łodygi) najmniejsza wartość to 0, a najwyższa 4, zatem ustalony przedział to $<1,0, 1,4>$. Tabela 1 podaje pełny wykaz wartości rozpatrywanej zmiennej i ich rozpisanie w powyższym diagramie łodyga i liście.

Funkcja `stem` posiada trzy dodatkowe argumenty, spośród których najbardziej przydatne są dwa: `scale` i `width`, które kontrolują odpowiednio wysokość i szerokość diagramu.

Tabela 1

Tabelaryczna interpretacja diagramu lodyga i liście
tabular interpretation of the stem - and - leaf diagram

Cyfra przed separatorzem (Stem)	Cyfra po separatorze (Leaf)	Liczba Number	Przedział Range
1	012233333334444444444444	1,0 1,1 1,2 1,2 1,3 1,3 1,3 1,3 1,3 1,3 1,4 1,4 1,4 1,4	<1,0 , 1,4>
1	55555555555556666666777799	1,5 1,5 1,5 1,5 1,5 1,5 1,5 1,5 1,5 1,5 1,5 1,5 1,6 1,6 1,6 1,6 1,6 1,7 1,7 1,7 1,7 1,9 1,9	<1,5 , 1,9>
2			–
2			–
3	033	3,0 3,3 3,3	<3,0 , 3,4>
3	55678999	3,5 3,5 3,6 3,7 3,8 3,9 3,9 3,9	<3,5 , 3,9>
4	000001112222334444	4,0 4,0 4,0 4,0 4,0 4,1 4,1 4,1 4,2 4,2 4,2 4,2 4,3 4,3 4,4 4,4 4,4 4,4	<4,0 , 4,4>
4	55555555666677777888899999	4,5 4,5 4,5 4,5 4,5 4,5 4,5 4,5 4,6 4,6 4,6 4,6 4,7 4,7 4,7 4,7 4,7 4,8 4,8 4,8 4,8 4,9 4,9 4,9 4,9 4,9	<4,5 , 4,9>
5	000011111111223344	5,0 5,0 5,0 5,0 5,1 5,1 5,1 5,1 5,1 5,1 5,1 5,1 5,2 5,2 5,3 5,3 5,4 5,4	<5,0 , 5,4>
5	55566666677788899	5,5 5,5 5,5 5,6 5,6 5,6 5,6 5,6 5,6 5,7 5,7 5,7 5,8 5,8 5,8 5,9 5,9	<5,5 , 5,9>
6	0011134	6,0 6,0 6,1 6,1 6,1 6,3 6,4	<6,0 , 6,4>
6	6779	6,6 6,7 6,7 6,9	<6,5 , 6,9>

Argument `scale` zmienia liczbę klas podziału, w ten sposób modyfikując wysokość diagramu. Domyślnie `scale = 1`, więc zmniejszając (zwiększając) go dwa razy, uzyskamy diagram dwa razy krótszy (dłuższy):

```
> stem(iris$Petal.Length, scale=0.5)
```

The decimal point is at the |

```
1 | 0122333333344444444444444444455555555555666666777799  
2 |  
3 | 03355678999  
4 | 0000011122223344445555555566677777888899999  
5 | 00001111111122334455566666677788899  
6 | 00111346779
```

W tym przypadku przedstawienie wartości minimalnej (1,0) jak i maksymalnej (6,9) nie uległo zmianie, ale zmniejszyła się liczba gałęzi do 6 oraz zakres każdej z gałęzi (np. gałąź pierwsza ma teraz zakres $\langle 1,0, 1,9 \rangle$).

```
> stem(iris$Petal.Length, scale=2)
```

Oto fragment diagramu, jaki uzyskamy („...” reprezentuje nie pokazane gałęzie):

The decimal point is 1 digit(s) to the left of the |

```
10 | 00
12 | 000000000
14 | 000000000000000000000000
```

```

16 | 000000000000
18 | 00
20 |
22 |
24 |
26 |
28 |
30 | 0
...
62 | 0
64 | 0
66 | 000
68 | 0

```

Tym razem wartość minimalna (1,0) jest przedstawiona jako 10|0, zaś maksymalna (6,9) jako 68|0. Wartości zostały tym razem zaokrąglone tak, by znalazły się w klasach zawierających wartości <1,0, 1.2), <1,2, 1,4) itd.

Argument `width` określa szerokość wykresu. Jego domyślne ustawienie zazwyczaj pozwala na wyświetlenie wszystkich liści w poszczególnych gałęziach. Jednak w niektórych przypadkach (gdy przewidujemy, że w jednej klasie przedziałów może znaleźć się więcej niż 80 wartości, choć takich wykresów raczej należy unikać, gdyż przestają być czytelne), należy odpowiednio zwiększyć wartość tego argumentu. Drugą przydatną wartością dla tego argumentu jest `width = 0`, dzięki której można odczytać liczbę liści w każdej z łodyg:

```
> stem(iris$Petal.Length, width=0)
```

```

The decimal point is at the |
1 | +24
1 | +26
2 |
2 |
3 | +3
3 | +8
4 | +18
4 | +25
5 | +18
5 | +17
6 | +7
6 | +4

```

Jak już wcześniej wspomniano, omawiane dane są pogrupowane, ponieważ dotyczą kwiatów trzech gatunków irysa: *Iris setosa*, *I. versicolor* i *I. virginica*. Widać to było zarówno na rysunkach 1 i 2, jak i na powyższych diagramach. Diagram łodyga i liście można oczywiście tworzyć również dla wybranej grupy danych, jak tutaj dla *I. setosa*:

```
> stem(iris$Petal.Length[iris$Species == "setosa"])
```

```

    The decimal point is 1 digit(s) to the left of the |
10 | 0
11 | 0
12 | 00
13 | 00000000
14 | 0000000000000000
15 | 0000000000000000
16 | 00000000
17 | 0000
18 |
19 | 00

```

Aby przy pomocy jednej komendy stworzyć trzy diagramy dla grup, można wykorzystać np. funkcję `tapply` lub `by`:

```

> tapply(iris$Petal.Length, iris$Species, stem)
> by(iris$Petal.Length, iris$Species, stem)

```

Niestety wynik uzyskany przy pomocy tych komend ma pewną wadę: nazwy grup (tutaj gatunków irysa) nie są prezentowane razem z diagramami, tylko ich kolejność jest drukowana pod ostatnim diagramem. Zamiast tego możemy posłużyć się poniższą funkcją:

```

stem.groups <- function(x, group, ...) {
  group <- factor(group)
  for (g in seq_along(levels(group))) {
    cat(levels(group)[g], "\n")
    stem(x[group == levels(group)[g]], ...)
    cat("-----\n")
  }
}

```

Zauważmy wykorzystanie argumentu "...", który pozwala na przekazanie odpowiednich argumentów (tutaj `scale` i `width`) do funkcji `stem`:

```

> stem.groups(x = iris$Petal.Length, group = iris$Species,
scale = .3)
setosa

```

```

    The decimal point is at the |
1 | 012233333333444444444444
1 | 55555555555555666666777799
-----

```

```
versicolor
```

```

    The decimal point is at the |
3 | 03355678999
4 | 00000111222334444555555666777778899
5 | 01
-----

```

```
virginica
```

```

The decimal point is at the |
4 | 588999
5 | 000111111122334455566666677788899
6 | 00111346779
-----

```

Niestety może się zdarzyć, że dla różnych grup różne będzie miejsce separatora dziesiętnego, o czym można się przekonać, wpisując następujący kod:

```
> stem.groups(iris$Petal.Length, iris$Species, scale = .5)
```

DYSKUSJA I WNIOSKI

Diagram łądoga i liście w pewnym sensie przypomina histogram, gdyż zagregowane wartości realizacji zmiennej przedstawione są w postaci poziomego ciągu znaków numerycznych odpowiadających poziomym kolumnom histogramu o specyficznym ustalonych klasach. Grupowanie obserwacji w klasy zwykle będzie jednak inne, co wynika z różnych metod grupowania danych (optymalna liczba klas histogramu zwykle jest określana przy pomocy jednej z wielu metod do tego służących, podczas gdy liczba gałęzi jest pośrednio określana przez użytkownika). Ponadto na histogramie nie ma możliwości zauważenia różnicy między dwoma wartościami, jeżeli tylko znajdują się w jednej klasie, podczas gdy na diagramie łądoga i liście różnica ta może być zauważalna (chyba że ustalimy `width = 0`).

Przedstawiono kilka uwag, które mogą być bardzo przydatne przy tworzeniu i czytaniu diagramu:

- Argument `scale` odpowiada za wysokość wykresu; dla rozpatrywanych danych należy dobrać najlepszą wysokość, która pozwoli na dobry odczyt wartości i zrozumienie ich rozkładu. Użytkownik nie ma jednak jawnego wpływu na określenie ilości klas podziału: nie może bezpośrednio określić liczby gałęzi.
- Odczytanie wartości zmiennych (zwykle zaokrąglonych) jest najprostsze przy pomocy komunikatu ponad wykresem, informującego o położeniu separatora dziesiętnego, oraz porównania wartości minimalnej i maksymalnej i ich prezentacji na diagramie.
- Argument `width = 0` pokazuje tylko liczbę liści na gałęziach, jest to więc najbardziej kompaktowa forma diagramu.

Z naszej praktyki wynika, że omawiana postać diagramu jest prosta w użyciu. Choć bez odpowiedniego wstępu mogą wystąpić problemy z jego zrozumieniem, to krótkie wprowadzenie i praktyka na kilku różnych zbiorach danych sprawia, że wykres ten okazuje się być łatwym do stworzenia i zrozumienia. Pomimo swej prostoty okazuje się być on bardzo użytecznym narzędziem eksploracji danych i dlatego chcemy zachęcić czytelników do jego używania, zwłaszcza na wstępnych etapach analizy – ale nie tylko, bo np. z naszych doświadczeń wynika, że analiza reszt przy pomocy tego diagramu jest efektywna.

Mogłoby się wydać, że w dobie powszechnej dostępności narzędzi graficznych oferowanych przez programy komputerowe tego typu prezentacja graficzno-tekstowa nie ma zastosowania. Nie jest to jednak prawdą: dzięki swojej prostocie i efektywności w przekazie informacji diagram łądoga i liście może okazać się bardzo przydatnym

narzędziem analizy rozkładu zmiennej, a dzięki programowi komputerowemu jego stworzenie jest bardzo łatwe i szybkie, a jednocześnie czytelne.

LITERATURA

- Anderson, E. 1935. The irises of the Gaspé Peninsula. *Bulletin of the American Iris Society*, 59: 2 — 5.
- Becker, R. A., Chambers, J. M., Wilks, A. R. 1988. *The New S Language*. Wadsworth & Brooks/Cole.
- Fisher, R. A. 1936. The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Annals of Eugenics*, 7, Part II: 179 — 188.
- Pereira-Mendoza L., Dunkels A. 1989. Stem-and-leaf plots in the primary grades. *Teaching Statistics* 11 (2): 34 — 37.
- Perry B., Jonem G. A., Thornton C. A., Langrall C. W., Putt I. J., Krat C. 1999. Exploring visual displays involving Beanie Baby data. *Teaching Statistics* 21 (1): 11 — 13.
- R Development Core Team. 2010. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Tukey J. 1977. *Exploratory Data Analysis*. Addison-Wesley.
- Wickham H. 2009. *ggplot2: elegant graphics for data analysis*. Springer New York.

AGNIESZKA WNUK¹**MARCIN KOZAK¹****MAŁGORZATA TARTANUS²**¹ Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego, Warszawa² Instytut Ogrodnictwa, ul. Konstytucji 3 Maja 1/3, 96-100 Skierniewice

Wprowadzenie do interaktywnej wizualizacji danych w środowisku R*

Introduction to interactive data visualization in R environment

Wizualizacja danych jest bardzo skutecznym narzędziem wspomagającym proces analizy danych rolniczych na każdym jej etapie, od zapoznawania się z danymi, poprzez interpretację zjawisk, aż po wnioskowanie. Często pozwala na skuteczne zaobserwowanie struktury danych czy obserwacji odstających lub nietypowych, które w innym wypadku trudno byłoby dostrzec. Można jednak znacznie rozszerzyć jej możliwości poprzez dynamiczny wpływ użytkownika na postać wykresu za pomocą interaktywnej wizualizacji. W tym artykule przedstawiliśmy podstawowe sposoby wykorzystania tego rodzaju wizualizacji, w celu zwiększenia możliwości interpretacyjnych analizowanych danych. W ten sposób chcemy zwrócić uwagę czytelników na bogate możliwości, jakie daje użytkownikowi interaktywna wizualizacja. W pracy wykorzystaliśmy możliwości oferowane przez środowisko R; każdemu przykładowi towarzyszy kod w R, który może zostać użyty przez czytelnika do zapoznania się z przykładem, ale także może zostać wykorzystany w praktyce analizy danych.

Słowa kluczowe: analiza danych, metody graficzne, wizualizacja

Data visualization is a very useful tool supporting analyses of agricultural data at each stage, including data exploration, interpretation, and drawing conclusions. It frequently helps one to observe patterns in data, find outliers or untypical values, which otherwise would be difficult to detect. However, the usefulness of visualization can be greatly improved by the dynamic user's influence on the graph by interactive visualization. This paper introduces basic possibilities of applying such type of visualization to improve interpretational possibilities in data analysis. In this way we want to direct the readers' attention to rich opportunities that interactive visualization offers. The R environment is used in the paper; each example includes also the R code, which can be used by the reader to run the example, but can also be used in practical data analysis.

Key words: data analysis, graphical methods, visualization

* Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r.

WSTĘP

Wizualizacja dostarcza narzędzi niezwykle efektywnych przy analizie danych doświadczalnych (Cleveland, 1993 i 1994; Kozak, 2010). Co więcej, wizualizacja powinna być nieodłącznym etapem każdej analizy statystycznej, czy to przy zapoznawaniu się z danymi, ich interpretacją, sprawdzaniu założeń metod statystycznych czy też prezentowaniu wyników. Metody graficzne mają zastosowanie również w dydaktyce statystyki (Kozak i in., 2010).

Interaktywna wizualizacja jest jeszcze bardziej efektywna, i z pewnością o wiele bardziej efektowna. Interaktywność ta polega na dynamicznym wpływie użytkownika na postać wykresu poprzez użycie odpowiednich technik. Najprostszym spośród nich jest zwykłe wciśnięcie przycisku myszy, co spowoduje zaznaczenie wybranego punktu i wyświetlenie informacji o nim; nieco bardziej zaawansowana technika, zwana pędzłowaniem (ang. *brushing*), polega na interaktywnym zaznaczaniu wybranego obszaru wykresu, co skutkuje np. podświetleniem punktów znajdujących się w tym obszarze na innych wykresach, co pozwala efektownie interpretować dane wielowymiarowe.

Wbrew pozorom interaktywna wizualizacja danych nie jest wcale młodym działem wizualizacji. John Tukey wraz z zespołem z Computation Research Group of the Stanford Linear Accelerator Center pracował nad pierwszym programem do interaktywnej wizualizacji już w początkowych latach 70., co zaowocowało pierwszym takim programem — PRIM-9 — w 1972 r. (Friedman i Stuetzle, 2002). Od tego czasu interaktywna wizualizacja staje się coraz bardziej popularna wśród specjalistów od wizualizacji, zwłaszcza teraz, w dobie powszechności Internetu.

Tym bardziej zadziwiające jest, że w praktyce analizy danych interaktywna wizualizacja jest rzadko stosowana. Niestety nauki rolnicze nie są wyjątkiem. Celem niniejszej pracy jest zapoznanie czytelnika z najprostszymi technikami interaktywnej wizualizacji danych ilościowych w środowisku R (R Development Core Team 2010). Środowisko R jest darmowym oprogramowaniem do analizy i wizualizacji danych. Oprogramowanie instalujące można ściągnąć ze strony <http://www.r-project.org/>. Dodatkowo stworzono tysiące dodatkowych pakietów, oferujących funkcje służące do analizy specyficznych zagadnień. Doskonałym polskojęzycznym wprowadzeniem do środowiska R jest książka Biecka (2008).

Naszym zdaniem nawet najprostsze techniki interaktywnej wizualizacji mogą być pomocne w analizie danych. Przede wszystkim jednak celem tej pracy jest zwrócenie uwagi czytelnika na interaktywną wizualizację i zachęcenie go do zapoznania się z jej bogatymi możliwościami. Środowisko R dostarcza różnorodnych możliwości interaktywnej wizualizacji, co nie oznacza, że nie warto sięgnąć po inne oprogramowanie. Nie można jednak zapominać, że R jest równocześnie bardzo efektywnym narzędziem do statystycznej analizy danych, co skłania nas do zarekomendowania go użytkownikom, którzy szukają narzędzia zarówno statystycznego, jak i graficznego.

PRZYKŁAD 1

Dodanie etykiet do interaktywnie zaznaczonych punktów na wykresie

Jest to najprostszy sposób interakcji użytkownika i wykresu. Zaprezentujemy go dla zbioru danych `soil` z pakietu `agricolae` (de Mendiburu, 2010), przedstawiających właściwości gleby dla próbek zebranych w 13 lokalizacjach. Aby zainstalować ten pakiet, wystarczy do konsoli R wpisać komendę:

```
> install.packages("agricolae")
```

Wczytajmy dane i zróbmy wykres zależności magnezu (Mg) od wapnia (Ca):

```
> data(soil, package = "agricolae")
```

```
> plot(soil$Ca, soil$Mg, las = 1); axis(3, lab = F); axis(4, lab = F)
```

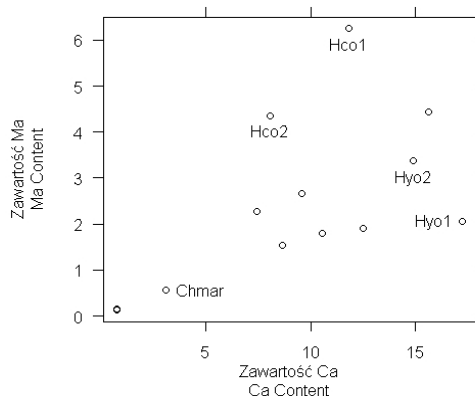
Argument `las = 1` powoduje, że etykiety znaczników osi `y` są zorientowane poziomo, co ułatwia ich odczyt; z kolei dwukrotne wywołanie funkcji `axis` dodaje znaczniki osi u góry i z prawej strony wykresu. Możemy sprawić, by wykres stał się interaktywny poprzez wywołanie funkcji `identify()`, której podstawowym celem jest identyfikacja punktów na wykresie:

```
> identify(soil$Ca, soil$Mg)
```

Od tej chwili kliknięcie w bliskim (tę odległość można modyfikować poprzez argument `tolerance`) otoczeniu wybranego punktu sprawi, że obok niego pojawi się etykieta. Domyślną etykietą są nazwy wierszy; w przypadku zbioru `soil` nazwy wierszy są równoważne ich numerom, dlatego warto zastanowić się nad lepszym wyborem etykiet. Jako że dany punkt na wykresie reprezentuje zawartość Ca i Mg w określonej lokalizacji, właśnie lokalizację warto wykorzystać jako etykietę. Możemy to uzyskać dzięki argumentowi `labels` w następujący sposób:

```
> identify(soil$Ca, soil$Mg, labels = soil$place)
```

albo krócej: `> with(soil, identify(Ca, Mg, labels = place))`



Rys. 1. Przykład zastosowania funkcji `identify()` przez dodanie etykiet dla zaznaczonych punktów.

Przykład 1

Fig. 1. An example of application of the `identify()` function by adding the labels to selected points.

Exemple 1

Rysunek 1 przedstawia wykres po zastosowaniu powyższego kodu i kliknięciu w otoczeniu pięciu punktów. Warto zauważyć, że to, gdzie znajduje się kursor w otoczeniu punktu, ma znaczenie na umiejscowienie etykiety – np. jeżeli klikniemy po prawej stronie punktu odpowiadającemu największej zawartości Ca, to etykieta zostanie dodana właśnie po prawej stronie tego punktu, a tym samym zostanie ucięta; dlatego należy kliknąć z lewej strony tego punktu, by uzyskać efekt przedstawiony na Rysunku 1.

Z trybu interaktywnego można wyjść na kilka sposobów: wciskając klawisz Esc, wybierając z menu "Stop" opcję "Stop locator", czy też wciskając prawy przycisk myszy na obszarze wykresu i zaznaczając opcję „Stop”.

PRZYKŁAD 2

Wyświetlenie informacji o interaktywnie zaznaczonym punkcie

Tym razem chcielibyśmy uzyskać więcej informacji o interaktywnie zaznaczonym punkcie niż tylko etykiety. Zamiast dodawania etykiety, zaznaczenie punktu będzie powodowało wyświetlenie osobnego okienka, w którym pojawi się interesująca nas informacja. Skorzystajmy z tego samego wykresu co poprzednio:

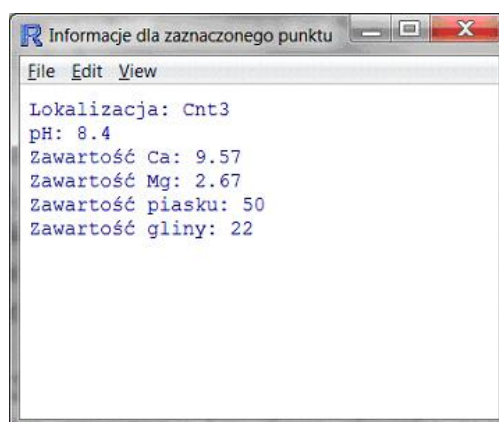
```
> plot(soil$Ca, soil$Mg, las = 1); axis(3, lab = F); axis(4, lab= F)
```

Załóżmy, że chcielibyśmy uzyskać informację o lokalizacji próbki, pH gleby oraz zawartości w niej Ca, Mg, piasku i gliny. Możemy to zrobić następująco:

```
> setwd("d:/")
> n.max <- nrow(soil)
> kliknięć <- 0
> while (kliknięć < n.max) {
  plot(soil$Ca, soil$Mg, las = 1); axis(3, lab = F); axis(4, lab= F)
  a <- identify(soil$Ca, soil$Mg, plot = F, n = 1)
  inf <- soil[a,]
  with(inf, write.table(paste("Lokalizacja:", place, "\npH: ", pH,
    "\nZawartość Ca: ", Ca, "\nZawartość Mg: ", Mg,
    "\nZawartość piasku: ", sand, "\nZawartość gliny: ", clay,
    sep = ""), file = "plik.txt", quote = F, row.names = F,
    col.names = F))
  file.show("plik.txt", delete.file = TRUE, title = "Informacje dla
    zaznaczonego punktu", encoding = "CP1250")
  kliknięć <- kliknięć + 1
}
```

Parametr `n.max` ustala, ile maksymalnie punktów można zaznaczyć: wybraliśmy tyle, ile jest wierszy w zbiorze, ale oczywiście wartość tego parametru można zmienić. Tego typu interaktywność można w R uzyskać na wiele różnych sposobów; my wybraliśmy właśnie taki, ponieważ nie wymaga on instalowania dodatkowych pakietów: tworzymy po prostu na dysku D (należy to zmienić, jeżeli dysk ma inny symbol) tymczasowy plik tekstowy, który jest następnie wyświetlany i od razu usuwany z dysku (odpowiada za to

argument `delete.file = T`). Rysunek 2 przedstawia pomniejszone okienko, jakie wyświetli się po naciśnięciu punktu o największej zawartości Ca.



Rys. 2. Przykładowe okienko wyświetlające informacje o interaktywnie zaznaczonym punkcie (lokalizacja: zawartość) Przykład 2

Fig. 2. An example of a window representing information about interactively selected point (localization: content) Exemple 2

PRZYKŁAD 3

Badanie wpływu obserwacji na linię regresji

Przy pomocy interaktywnej wizualizacji możemy zbadać, jak poszczególne obserwacje wpływają na linię regresji. Rozpatrzmy zarówno standardową analizę liniowej regresji prostej, jak i nieparametryczną regresję lokalnie ważoną (Cleveland 1994). Wywołanie niniejszej funkcji pozwala na usunięcie istniejących punktów ze zbioru (tymczasowego, na podstawie którego wykonywana jest analiza i wykres — faktyczny zbiór danych nie ulega modyfikacji), co sprawia, że zmienia się linia regresji.

```
wplyw.odstajacych <- function(y, x, typ = "regresja", ...) {
  dane <- data.frame(x = x, y = y)
  dd <- dane
  i <- 1
  while(i < (nrow(dd) - 3)) {
    if (typ == "regresja") {
      plot(dd$x, dd$y, xlim = range(dane$x), ylim = range(dane$y), xlab =
        "X", ylab = "Y", las = 1)
      axis(3, lab = F); axis(4, lab = F)
      abline(lm(y ~ x, dd)$coefficients)
    } else if (typ == "loess") {
      scatter.smooth(dd$x, dd$y, xlim = range(dane$x), ylim = range(dane$y),
        xlab = "X", ylab = "Y", las = 1, ...)
    }
  }
}
```

```

axis(3, lab= F); axis(4, lab = F) } else
stop("Błędna nazwa typu dopasowania funkcji.\nDopuszczalne typy to
"regresja" i "loess")
a <- identify(dd, plot = F, n = 1)
dd <- dd[-a,]
i <- i + 1
}
}

```

Oto krótka charakterystyka argumentów funkcji: *y* to wektor wartości zmiennej zależnej, *x* to wektor wartości zmiennej niezależnej, zaś *typ* to typ regresji: "regresja", która odpowiada standardowej liniowej regresji prostej, a "loess" nieparametrycznej regresji lokalnie ważonej (Cleveland, 1994). Jako że *loess* może być szacowana na podstawie różnych ustawień algorytmu, odpowiednie argumenty można modyfikować w wywołaniu funkcji `wplyw.odstajacych()` (odpowiada za to argument "..."). Aby dowiedzieć się, jakie to argumenty, należy zapoznać się z pomocą dotyczącą funkcji `scatter.smooth`:

```
> ?scatter.smooth
```

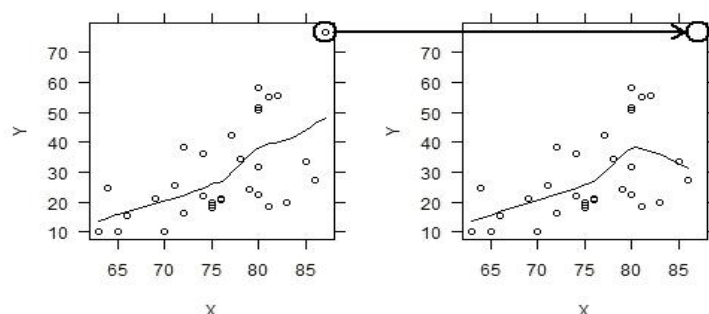
Bez braku ingerencji w te ustawienia, użyte zostaną domyślne ustawienia (z którymi również można się zapoznać na stronie pomocy dla funkcji `scatter.smooth`).

Funkcję należy wywołać następująco. Dla regresji:

```
> wpływ.odstajacych(y = trees$Volume, x = trees$Height) dla loess:
```

> `wplyw.odstajacych(y = trees$Volume, x = trees$Height)` dla *loess*, ale ze zmianą algorytmu estymacji:

```
> wpływ.odstajacych(y = trees$Volume, x = trees$Height, typ = "loess",
family = "gaussian")
```



Rys. 3. Przykład badania wpływu obserwacji na linię regresji (Przykład 3). Zaznaczenie punktu w prawym górnym rogu wykresu z lewej spowodowało jego usunięcie, co wyraźnie zmieniło linię nieparametrycznej regresji lokalnie ważonej, szacowanej przy pomocy metody najmniejszych kwadratów

Fig. 3. An example of studying how an observation affects a regression line. Selecting a point in top right corner of the left graph caused its removal, which noticeably changed the nonparametric locally weighted regression line, estimated with the least square method

Rysunek 3 przedstawia wpływ odstającego punktu na postać linii regresji nieparametrycznej, uzyskanej przy pomocy estymacji metodą najmniejszych kwadratów. Wykres po lewej przedstawia wyjściową sytuację, a ten po prawej – po usunięciu punktu w prawym górnym rogu. Łatwo zauważyć, że estymacja przy pomocy najmniejszych kwadratów (`family = "gaussian"`) jest o wiele bardziej wrażliwa na obserwacje odstające niż domyślny M-estymator.

PRZYKŁAD 4

Interaktywne zaznaczanie skupień na dendrogramie

Jednym z nadrzędnych celów analizy skupień jest grupowanie podobnych obiektów w przestrzeni wielowymiarowej. Spośród wielu podejść do analizy skupień grupowanie hierarchiczne jest prawdopodobnie najczęściej wykorzystywane. Dendrogram jest popularnym narzędziem wizualizacji grupowania obiektów właśnie w hierarchicznej analizie skupień. Niestety nie jest on prosty w odczycie, nawet przy niewielkiej liczbie grupowanych obiektów: już powyżej 30 dendrogram staje się duży, etykiety obiektów robią się małe, a odczyt skupień – trudny. Dlatego w tym wypadku szczególnie warto skorzystać z interaktywnej wizualizacji.

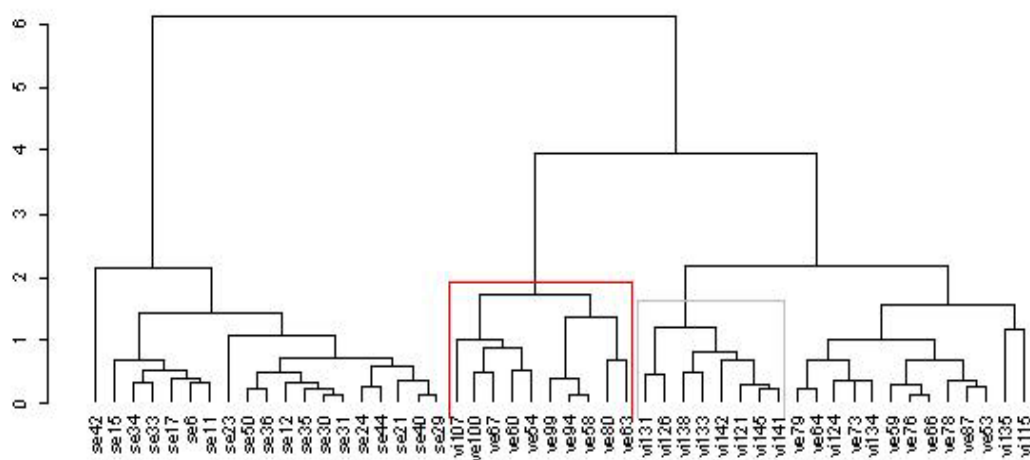
Pogrupujmy dla przykładu słynny zbiór danych dotyczących trzech gatunków irysa (Anderson, 1935; Fisher, 1936). Ponieważ w zbiorze jest 150 roślin – za dużo, by przedstawiać na dendrogramie – w drugim wierszu poniższego kodu losujemy 50 roślin spośród 150.

```
> data(iris)
> iiris <- iris[sample(1:150, 50), ]
> grupowanie <- hclust(dist(iiris[, 1:4]))
> rownames(iiris) <- paste(substr(iiris$Species, 1, 2),
rownames(iiris), sep = "")
> windows(width = 12); plot(as.dendrogram(grupowanie))
> identyfik(grupowanie, function(k) print(table(iiris[k,5])))
```

Rysunek 4 przedstawia dendrogram otrzymany po wywołaniu powyższego kodu. Aby uzyskać informację o danym skupieniu, należy kliknąć w jego bliskim otoczeniu. Spowoduje to zaznaczenie wybranej gałęzi dendrogramu czerwonym prostokątem. Na Rysunku 4 zaznaczono dwa skupienia (najpierw ten z prawej, następnie z lewej). Po zamknięciu okna wykresu w konsoli pojawiła się informacja o liczbie obserwacji dla trzech gatunków irysa w zaznaczonych skupieniach:

```
setosa versicolor virginica
      0         0         8
setosa versicolor virginica
      0         9         1
```

Z powyższego wynika, że w pierwszym zaznaczonym skupieniu znajduje się osiem obserwacji, wszystkie dla *I. virginica*, zaś w drugim skupieniu 10 obserwacji, z czego 9 dla *I. versicolor* i jedna dla *I. virginica*.



Rys. 4. Przykład interaktywnego zaznaczenia skupień na dendrogramie (Przykład 4)
 Fig. 4. An example of interactive selection of clusters on a dendrogram

PRZYKŁAD 5

Pędzlowanie danych na macierzy wykresów rozrzutu

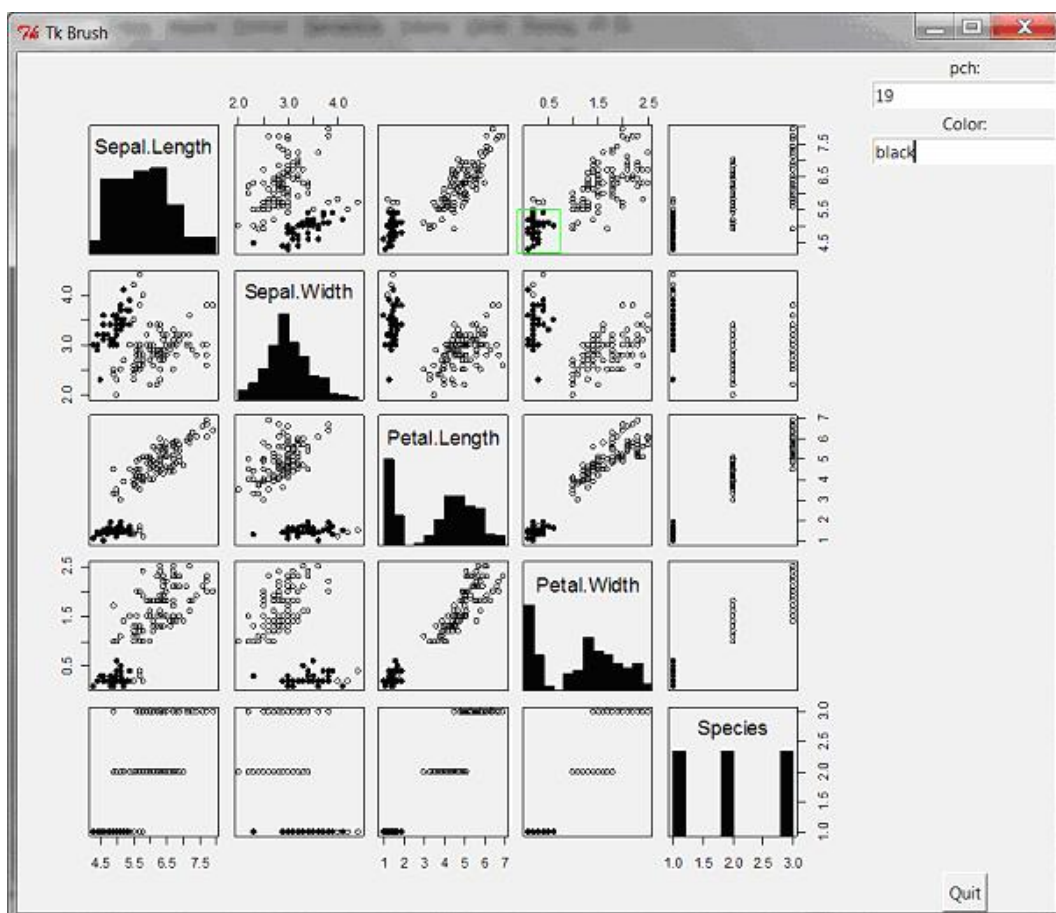
Pędzlowanie (ang. *brushing*) danych jest niezwykle użyteczną techniką interaktywnej eksploracji danych wielowymiarowych. Pierwszym krokiem jest narysowanie kilku wykresów, np. macierzy wykresów rozrzutu (ang. *scatterplot matrix*, Cleveland, 1994) dla wielu zmiennych, w której każda para zmiennych reprezentowana jest przez dwa wykresy rozrzutu: na pierwszym jedna ze zmiennych jest przedstawiona na osi poziomej, a na drugim na osi pionowej. Następnie w obrębie jednego z wykresów zaznaczamy wybrany fragment wykresu, co powoduje, że punkty, które znajdują się w tym obszarze, zostają zaznaczone (np. innym kolorem i/lub kształtem znaku) zarówno na tym, jak i na pozostałych wykresach. W ten sposób można zorientować się, jakie wartości różnych zmiennych przyjmują obserwacje z zaznaczonego obszaru. Najlepiej zorientować się, samemu stosując tę trudną do opisanie, ale łatwą do zrozumienia technikę. W tym celu zainstalujemy dwa pakiety: TeachingDemos (Snow, 2010) i tkrplot (Tierney, 2010):

```
> install.packages("TeachingDemos")
> install.packages("tkrplot")
```

Teraz wystarczy wczytać pierwszy z nich i uruchomić jedną funkcję:

```
> library(TeachingDemos)
> wykres <- tkBrush(iris)
```

Przykład okienka, w którym wykonywane jest pędzlowanie, przedstawiony jest na rys. 5.



Rys. 5. Przykład okienka macierzy wykresów rozrzutu podczas pędzlowania (Przykład 5). Na przekątnej przedstawione są histogramy zmiennych, zaś na pozostałych – wykresy zależności między zmienną wierszową i kolumnową. Ostatni wiersz i ostatnia kolumna przedstawiają zmienną jakościową (gatunek irysa), która jest zakodowana następująco: 1 = *I. setosa*, 2 = *I. versicolor*, 3 = *I. virginica*

Fig. 5. An example of a window containing a scatterplot matrix while brushing. The diagonal panels represent histograms of the variables, while the non-diagonal panels represent relationships between the row and column variables. The last row and last column represent a quality variable (iris species), which is coded as follows: 1 = *I. setosa*, 2 = *I. versicolor*, 3 = *I. virginica*

PODSUMOWANIE

W naszym przekonaniu wizualizacja danych powinna być nieodłącznym elementem każdej analizy statystycznej, ponieważ ułatwia i wzbogaca analizę oraz wnioskowanie. Interaktywna wizualizacja danych pozwala na jeszcze więcej, zwłaszcza w przypadku

danych wielowymiarowych, z jakimi mamy zwykle do czynienia w badaniach rolniczych. Dzięki niej możemy zrozumieć dane, wyszukać obserwacje nietypowe, zauważyć struktury w danych czy zależności między zmiennymi, które w innym wypadku było by trudno dostrzec i skutecznie przeanalizować.

Przykłady przedstawione powyżej są tylko niewielką próbą możliwości, jakie daje nam interaktywna wizualizacja. Naszym celem było wprowadzenie czytelnika w środowisko interaktywnej wizualizacji i zachęcenie go do wykorzystania jej technik zależnie od potrzeb. Tych technik jest o wiele więcej, ale nawet te, które zaprezentowaliśmy w pracy, mogą się okazać bardzo przydatne w codziennej analizie danych z badań rolniczych. Bardzo ciekawe możliwości w środowisku R oferuje na przykład pakiet *iplots* (Urbanek i Wichtrey, 2010).

LITERATURA

- Anderson E. 1935. The irises of the Gaspé Peninsula, *Bulletin of the American Iris Society*, 59: 2 — 5.
- Biecek P. 2008. Przewodnik po pakiecie R. Oficyna Wydawnicza GIS.
- Cleveland W. S. 1993. *Visualizing data*. Hobart Press, Summit, NJ, USA.
- Cleveland W. S. 1994. *The elements of graphing data*. 2ed. Hobart Press, Summit, N J, USA.
- Fisher R. A. 1936. The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Annals of Eugenics*, 7, Part II, 179 — 188.
- Friedman J. H., Stuetzle W. 2002. John W. Tukey's work on interactive graphics. *The Annals of Statistics* 30 (6): 1629 — 1639.
- Kozak, M. 2010. Basic principles of graphing data. *Scientia Agricola* 67: 483 — 494.
- Kozak, M., Bocianowski, J., Sawkojć, S., Wnuk, A. 2010. Call for more graphical elements in statistical teaching and consultancy. *Biometrical Letters* 47 (1): 57 — 68.
- Mendiburu F. de. 2010. *agricolae*: Statistical procedures for agricultural research. R package version 1.0-9. <http://CRAN.R-project.org/package=agricolae>.
- Snow G. 2010. *TeachingDemos*: Demonstrations for teaching and learning. R package version 2.7. <http://CRAN.R-project.org/package=TeachingDemos>.
- Tierney L. 2010. *tkrplot*: TK Rplot. R package version 0.0-19. <http://CRAN.R-project.org/package=tkrplot>
- Urbanek S., Wichtrey T. 2010. *iplots*: iPlots — interactive graphics for R. R package version 1.1-3. <http://www.rosuda.org/iplots/>.

MONIKA JANASZEK¹**DARIUSZ R. MAŃKOWSKI**²**JANUSZ KOZDÓJ**³¹ Wydział Inżynierii Produkcji, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie² Zakład Nasiennictwa i Nasionoznawstwa, IHAR — PIB Radzików³ Zakład Biotechnologii i Cytogenetyki Roślin, IHAR — PIB Radzików

Sieci neuronowe typu MLP w prognozowaniu plonu jęczmienia jarego*

MLP artificial neural networks in predicting the yield of spring barley

U roślin zbożowych, poszczególne cechy plonotwórcze oraz struktura morfologiczna kłosa kształtują się w określonych fazach rozwojowych, które zachodzą w zmiennych warunkach środowiska. Interakcja genotypu z biotycznymi i abiotycznymi czynnikami środowiska w trakcie trwania okresu wegetacji roślin również wpływa na kształtowanie się wielkości plonu. W niniejszej pracy dokonano aproksymacji wielkości plonu na podstawie cech, charakteryzujących nie tylko okres wegetacji roślin, ale także fazę ich pełnej dojrzałości. Do aproksymacji wykorzystano sieć MLP o bardzo prostej topologii, wynikającej zarówno z liczby, jak i struktury dostępnych danych. Efekt wytrenowania sieci był pozytywny. Uzyskane wyniki wyraźnie wskazują, iż sieć typu MLP może służyć jako narzędzie wspomagające prognozowanie plonu jęczmienia jarego.

Słowa kluczowe: jęczmień jary, MLP, linie DH, prognozowanie plonu, sztuczne sieci neuronowe

In cereal plants, individual yielding characteristics and the morphological structure of the spike are formed in certain phases of development, which occur in varying environmental conditions. The interaction of genotype with the biotic and abiotic environmental factors during the period of vegetation also affects the formation of yield. In this paper we approximate the yield on the basis of traits that characterize not only the vegetation period, but also the phase of full maturity. For the approximation, an MLP network with a very simple topology, resulting from both the number and structure of available data, was used. The effect of network training was positive. The results obtained show clearly that the MLP network may be used as a support tool for the prediction of the yield of spring barley.

Key words: artificial neural networks, DH lines, MLP, spring barley, yield prediction

* Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r.

WSTĘP

Modelowanie procesu wzrostu roślin ma wartość zarówno utylitarną, jak i poznawczą. Wzrost roślin jest procesem mierzalnym, a zatem dającym się ująć matematycznie. Jest to również proces nieliniowy, który kształtuje się pod wpływem wielu czynników.

Statystyczne modele procesu wzrostu roślin powstają przede wszystkim w celu wspomagania podejmowania decyzji w gospodarce rolnej, a jednym z celów modelowania jest oszacowanie produkcji roślinnej kilka tygodni, a nawet miesięcy przed zbiorem. Precyzyjne i szybkie przewidywanie wysokości plonu jest niezmiernie pomocne w planowaniu i zarządzaniu produkcją roślinną.

Analizy porównawcze roślin, przeprowadzone w dłuższym, wieloletnim okresie badań w warunkach polowych, pozwalają na ich ocenę pod względem różnych cech użytkowych oraz wielkości i jakości plonu. Tego typu analizy są przydatne, zwłaszcza w przypadku badań prowadzących do uzyskania nowych odmian o poprawionych cechach użytkowych. Ostatecznym kryterium decydującym o przydatności nowych linii jest wielkość plonu i jego stabilność w latach. Są one uzależnione od struktury morfologicznej rośliny i jej cech plonotwórczych (Kozdój i in., 2010).

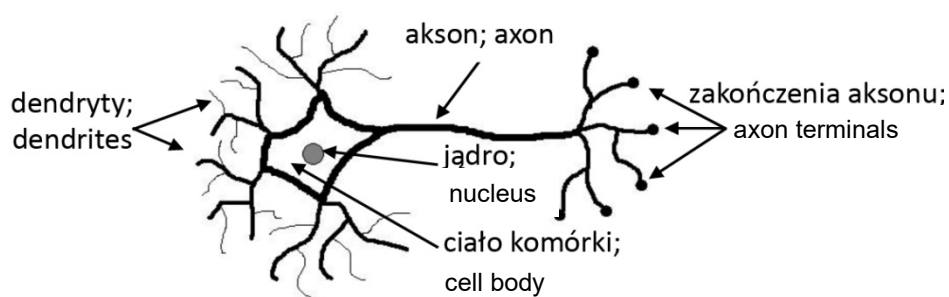
W przypadku roślin zbożowych, w tym i jęczmienia jarego, poszczególne cechy plonotwórcze oraz struktura morfologiczna kłosa kształtują się w określonych fazach rozwojowych (Klepper i in., 1998, Górny, 2004), które zachodzą w zmiennych warunkach środowiska (Łubkowski, 1968, Kozdój, 1992, 1994). Interakcja genotypu z biotycznymi i abiotycznymi czynnikami środowiska w trakcie trwania okresu wegetacji roślin uprawnych również decyduje o wielkości plonu.

Modelowanie plonu roślin nie jest zadaniem łatwym, zwłaszcza z punktu widzenia statystyki. Budowa modeli prognostycznych jest w tym wypadku często utrudniona ze względu na naturę samych danych, ich ilość, strukturę oraz występowanie interakcji między zmiennymi, które można wykorzystać do budowy tego typu modeli. Wydaje się więc uzasadnione poszukiwanie innych, bardziej wydajnych narzędzi, które sprostająby zadaniu modelowania złożonych systemów bez jasno określonych, stałych wzorców zachowań. Praktyka pokazuje, że sieci neuronowe z powodzeniem radzą sobie z informacją zaszumioną i niekompletną, a przy tym posiadają zdolność do uogólniania zdobytej wiedzy. Z tego względu coraz częściej są one wykorzystywane również w zagadnieniach modelowania plonu roślin uprawnych (O'Neal i in., 2002; Park i in., 2005; Uno i in., 2005; Khazaei i in., 2008).

Celem niniejszej pracy był opis sztucznych sieci neuronowych jako narzędzia analizy danych i ich wykorzystania w zagadnieniach związanych z prognozowaniem plonu roślin zbożowych na podstawie informacji o podstawowych, fizjologicznych cechach plonotwórczych oraz czasie trwania poszczególnych faz rozwojowych rośliny. W pracy przedstawiono opis sztucznych sieci neuronowych — ich działania, budowy i wykorzystania. Przedstawiono również przykład możliwości wykorzystania sieci neuronowej typu MLP w prognozowaniu wysokości plonu jęczmienia jarego.

CZYM SĄ SZTUCZNE SIECI NEURONOWE?

Sztuczne sieci neuronowe naśladują swoją strukturą i działaniem układ neurologiczny człowieka. Powstały one w efekcie wieloletnich badań w dziedzinie neurofizjologii, zmierzających do opracowania matematycznego modelu działania ludzkiej komórki nerwowej. Ludzki system nerwowy zbudowany jest z przeszło 25 miliardów wzajemnie połączonych komórek nerwowych, posiadających zdolność do odbierania, przekazywania i reagowania na impulsy elektrochemiczne od blisko dziesięciu tysięcy swoich sąsiadów, a także komórek receptorowych. Uproszczony schemat budowy komórki nerwowej (neuronu) przedstawia rysunek 1.



The Encyclopedia of Science

Rys. 1. Schemat budowy ludzkiego neuronu**Fig. 1. Schematic diagram of the human neuron**

Ciało pojedynczego neuronu (soma) otoczone jest wypustkami (dendrytami), które wprowadzają do niego impulsy elektrochemiczne, pochodzące od innych neuronów. Ponadto neuron posiada dokładnie jedną wypustkę wyprowadzającą impulsy (akson), dzięki której może równolegle komunikować się ze swoimi sąsiadami, jak również z otaczającymi go mięśniami. Komunikację między poszczególnymi komórkami nerwowymi zapewniają złącza nerwowe zwane synapsami. W tym obszarze akson komórki nerwowej oddzielony jest od dendrytu lub ciała innego neuronu tzw. szczeliną synaptyczną. Akson wyposażony jest w kolebki synaptyczne, które zawierają pęcherzyki wypełnione substancją o właściwościach regulujących aktywację innych komórek nerwowych (neuroprzekaźnik). Komórka nerwowa, za pośrednictwem neuroprzekaźników, odbiera od swoich sąsiadów zarówno sygnały aktywujące, jak i wyciszające, które następnie sumuje. Jeżeli wypadkowa wprowadzonych sygnałów przekroczy ustaloną wartość, zwaną progiem, wówczas neuron jest aktywowany i za pośrednictwem aksonu przekazuje sygnał innym neuronom. Aktywowane komórki nerwowe komunikują się w ten sam sposób z kolejnymi neuronami.

W podobny sposób działa sztuczna sieć neuronowa, przetwarzając dostarczone do niej sygnały wejściowe przez rzędy elementów nazywane sztucznymi neuronami. Neurony te,

podobnie jak pojedyncze komórki nerwowe, odbierają i sumują docierające do nich sygnały, przetwarzają je zgodnie z zadaną regułą i przekazują swoim sąsiadom.

Dziś sztuczne sieci neuronowe (SSN) postrzegane są jako samodzielna dziedzina wiedzy, oferująca narzędzia sterujące i decyzyjne, które realizują nie tylko zadania aproksymacji, klasyfikacji i rozpoznawania wzorców, ale również predykcji, sterowania oraz asocjacji (Osowski, 1996). SSN wykorzystywane są jako zaawansowane narzędzia analityczne, przydatne głównie w przypadku, gdy zachodzi konieczność modelowania zjawisk o silnie nieliniowym charakterze, wielowymiarowych zależności funkcyjnych, lub gdy rozpatrywany problem jest złożony i zawodzi klasyczne metody jego rozwiązania (Tompos i in., 2007). W przeciwieństwie do metod statystycznych, sieci neuronowe nie wymagają znajomości charakteru badanego zjawiska. Ich zaletą jest zdolność do samodzielnego odkrywania zależności między zmiennymi czy to przez wielokrotne prezentowanie sieci przypadków uczących, czy też na podstawie podobieństwa między przypadkami. Poprawne działanie modelu neuronowego nie wymaga wstępnych założeń dotyczących związków między zmiennymi opisującymi modelowane zjawisko, ani też znajomości rozkładu tych zmiennych (Mittal i Zhang, 2000; Seyhan i in., 2005).

OD PERCEPTRONU DO MLP

Pierwszej próby sformalizowania opisu działania i roli ludzkiego neuronu w procesie równoległego i rozproszonego przetwarzania informacji, dokonali w 1943 roku Warren McCulloch i Walter Pitts (Osowski, 2006). Działanie neuronu opisali oni prostą zależnością:

$$y = f(s), \quad (1)$$

gdzie:

$$s = w_0 + \sum_{i=0}^n x_i w_i, \quad (2)$$

w której n — liczba sygnałów wejściowych docierających do neuronu, x_i — i -ty sygnał wejściowy, w_i — waga synaptyczna i -tego sygnału wejściowego, w_0 — wartość progowa (waga, odpowiadająca progowi aktywacji $x_0=1$), f — funkcja aktywacji, s — efekt działania sumatora, odpowiadający poziomowi pobudzenia neuronu (liniowa funkcja wartości wejściowych). Zgodnie z powyższym zapisem sztuczny neuron odbiera dostarczone do niego sygnały i oblicza ich sumę ważoną. Efektem działania sumatora jest sygnał s , odzwierciedlający działanie liniowej części sztucznego neuronu. Sygnał ten jest przekształcany w wyjściowy sygnał y za pomocą funkcji aktywacji, która z reguły jest ciągłą funkcją nieliniową. Mnożenie sygnałów wejściowych przez wagi synaptyczne jest odpowiednikiem naturalnego procesu wzmacniania lub osłabiania impulsów przez synapsy. Modyfikacja wartości wag synaptycznych za pomocą odpowiedniego algorytmu umożliwia uczenie sztucznego neuronu. Funkcja aktywacji decyduje natomiast o możliwościach uczenia się neuronu lub rozpoznawania przez niego wzorców. W zależności od celu postawionego przed neuronem może ona przybrać różne postacie. W pierwszych neuronach stosowano funkcje skokowe: unipolarną (progową), przyjmującą wartości 0 lub

1 oraz funkcję bipolarną (signum), przyjmującą wartości -1 lub 1. Obecnie najczęściej wykorzystywane są funkcje:

— liniowa: $f(s) = ks \wedge k \neq 0,$ (3)

— identycznościowa: $f(s) = s,$ (4)

— tangens hiperboliczny: $f(s) = \frac{1 - \exp(-\beta s)}{1 + \exp(-\beta s)} \wedge \beta \in (0, \infty)$ (5)

— sigmoidalna: $f(s) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta s)} \wedge \beta \in (0, \infty)$ (6)

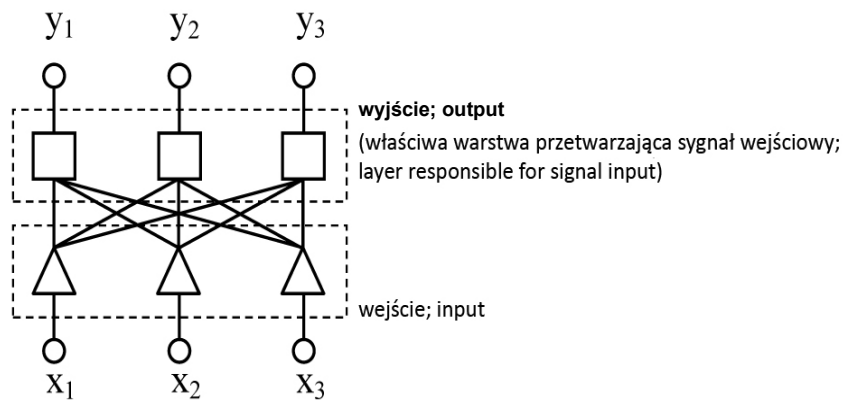
Funkcja aktywacji w modelu McCullocha i Pittsa była funkcją skokową Heaviside'a (unipolarną) w postaci:

$$H(s) = \begin{cases} 0 & \text{dla } s < 0 \\ 1 & \text{dla } s \geq 0 \end{cases} \quad (7)$$

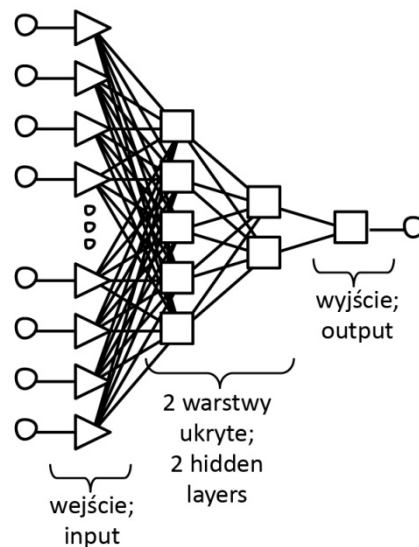
co oznaczało, że neuron był aktywowany tylko wtedy, kiedy sygnał s przyjmował wartość większą od zera. Mógł on zatem tylko rozpoznać i klasyfikować sygnały wejściowe do jednej z dwóch klas. W ogólnym przypadku, jeśli neuron posiada n wejść, wówczas przestrzeń decyzyjna jest rozdzielana za pomocą hiperpłaszczyzny o $n - 1$ wymiarach na dwie podprzestrzenie, a owa hiperpłaszczyzna nazywana jest granicą decyzyjną i opisuje ją wzór:

$$\sum_{i=1}^n w_i x_i + w_0 = 0. \quad (8)$$

Sieć neuronową o najprostszej budowie nazywamy perceptronem (Rosenblatt, 1958). Składa się ona z równolegle pracujących sztucznych neuronów, między którymi nie ma żadnych połączeń. Taka struktura bywa nazywana niekiedy perceptronem dwuwarstwowym, ponieważ dla większej przejrzystości wyodrębnia się w nim warstwę wejściową. W rzeczywistości jest to struktura jednowarstwowa, ponieważ właściwą warstwą dokonującą sumowania i obliczania wyjścia według wartości funkcji aktywacji jest tylko warstwa druga. Sygnał w tej sieci przekazywany jest tylko w jednym kierunku. Funkcja aktywacji jest taka sama dla wszystkich neuronów w warstwie, przy czym dla warstwy wejściowej jest funkcją identycznościową, a dla wyjściowej zwykle unipolarną lub bipolarną (Gatnar, 2009). Perceptron Rosenblatta może realizować zadanie klasyfikacji obiektów przez wyznaczenie liniowej funkcji dyskryminacyjnej pod warunkiem, że klasy są liniowo separowalne. O ile do klasyfikacji sygnałów (wzorców) do dwóch zbiorów wystarczy jeden neuron w warstwie wyjściowej, to klasyfikacja do k klas wymaga obecności w tej warstwie dokładnie k neuronów wyjściowych, przy czym każdy neuron reprezentuje jedną klasę (rys. 2).



Rys. 2. Perceptron, klasyfikujący obiekty charakteryzowane sygnałami x_1, x_2, x_3 do jednej z trzech klas
 Fig. 2. Perceptron, classifying objects characterized by signals x_1, x_2, x_3 to one of three classes



Rys. 3. Perceptron wielowarstwowy
 Fig. 3. Multilayer perceptron

Wzorzec jest przypisany do tej klasy, dla której neuron wyjściowy wygeneruje najsilniejszy sygnał. Siła sygnału wyjściowego zależy natomiast od zestawu wag, jaki posiada każdy neuron wyjściowy. Ograniczenia perceptronu Rosenblatta sprawiają, że do rozwiązania złożonych zadań niezbędny jest zestaw perceptronów, zorganizowanych w warstwy o różnych funkcjach aktywacji. Taką strukturę nazywamy perceptronem

wielowarstwowym (ang. multilayer perceptron) lub siecią MLP. W strukturze sieci MLP, wyraźnie wyróżnia się warstwę wejściową i wyjściową, a oprócz nich neurony ukryte, które umożliwiają modelowanie praktycznie dowolnego problemu, również nieliniowego (rys. 3).

Liczba warstw ukrytych w sieci MLP może być w zasadzie dowolna, ale nie oznacza to, że sieć z większą liczbą warstw ukrytych potrafi klasyfikować lub aproksymować w sposób bardziej dogodny lub prostszy. Udowodniono, że każda ograniczona funkcja ciągła może być aproksymowana z dowolnie małym błędem przez sieć MLP z jedną warstwą ukrytą oraz, że dowolna funkcja może być aproksymowana z dowolną dokładnością przez sieć MLP z dwoma warstwami ukrytymi (Cybenko, 1988 i 1989).

TOPOLOGIA I UCZENIE SIECI MLP

Zbudowanie i wytrenowanie sieci neuronowej nie jest zadaniem łatwym i wymaga doświadczenia. Przede wszystkim należy wybrać typ sieci neuronowej, biorąc pod uwagę charakter modelowanego zjawiska. Struktura sieci, sposób przepływu informacji między poszczególnymi jej warstwami oraz budowa i połączenie pojedynczych neuronów, a także konkretne przeznaczenie pozwalają na ogólne wyróżnienie kilku typów sieci neuronowych: jednokierunkowe (perceptrony jedno- i wielowarstwowe), rekurencyjne (sieć Hopfielda, sieć Hamminga, RTRN — ang. Real Time Recurrent Network, BAM — ang. Bidirectional Associative Memory), sieci samoorganizujące się (SOM — ang. Self Organizing Maps, sieć Herta-Juttena), sieci o radialnych funkcjach bazowych, sieci ART oraz sieci probabilistyczne i hybrydowe. Z uwagi na charakter poruszonego problemu w dalszej części pracy skupimy się na jednokierunkowych sieciach wielowarstwowym, czyli sieciach MLP.

Uczenie się sieci neuronowej jest zdolnością adaptacji wag zgodnie z wymaganiami, stawianymi odwzorowaniu danych wejściowych w dane wyjściowe. Proces ten zwykle przebiega cyklicznie aż do momentu osiągnięcia minimum funkcji celu. Sieci MLP są uczone w trybie nadzorowanym (z nauczycielem), co oznacza, że znane są żądane wartości wzorców, a dobór wag powinien zapewnić możliwie najlepsze dopasowanie wyjść sieci do tych wzorców. Algorytmy uczenia sieci MLP należą do grupy metod gradientowych, których stosowanie jest możliwe i efektywne jedynie w przypadku gdy funkcja aktywacji jest funkcją ciągłą. Gradientowe metody uczenia sieci neuronowych, szeroko opisane w literaturze (Tadeusiewicz, 1993; Osowski, 1996), polegają na cyklicznej aktualizacji wag sieci na podstawie informacji o gradiencie funkcji celu i wyznaczanym w każdym kroku kierunku minimalizacji. Istnieje wiele algorytmów uczenia sieci MLP, należą do nich m.in.: algorytm wstecznej propagacji błędów, algorytm największego spadku, algorytm zmiennej metryki, algorytm Levenberga-Marquardta, algorytm Gaussa-Newtona (nieliniowa metoda najmniejszych kwadratów), algorytm gradientów sprzężonych. Za najbardziej efektywne uznaje się metody oparte na algorytmie Newtona, znane pod nazwą metod zmiennej metryki lub metod quasi-Newtonowskich. Do metod tych należą: metoda BFGS (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) oraz metoda DFP (Davidon-Fletcher-Powell). Algorytmy quasi-Newtona poszukują punktów stacjonarnych funkcji celu, przy założeniu

że może być ona aproksymowana funkcją kwadratową w otoczeniu optimum i wykorzystują pierwsze pochodne (gradient) funkcji celu do iteracyjnego przybliżania jej Hessianu (BFGS) lub jego odwrotności (DFG).

Celem uczenia sieci neuronowej jest taki dobór jej topologii i parametrów, który zapewni minimalizację błędu w wyznaczaniu wartości wyjściowej. Zbiór danych, opisujących modelowane zjawisko, powinien zostać podzielony na zbiór uczący, walidacyjny i testowy. Dobór wag odbywa się w zbiorze uczącym, ale ostatecznym celem jest minimalizacja błędu dla zbioru testowego, czyli tzw. błędu generalizacji. Na etapie uczenia sieci (w fazie „przyswajania”) wykorzystywany jest zbiór uczący oraz będący jego częścią zbiór walidacyjny, dzięki któremu możemy kontrolować przebieg uczenia przez sprawdzanie stopnia wytrenowania neuronów. W rzeczywistości uczenie obejmuje dwie fazy: dobór wag dla zbioru uczącego i testowanie wag na próbkach ze zbioru walidacyjnego. Modyfikacja wartości wag trwa tak długo aż w zbiorze uczącym nie zostanie osiągnięte kryterium aproksymacji (minimalizacja błędu aproksymacji) lub gdy błąd w zbiorze walidacyjnym nie zacznie rosnąć. W przypadku obu tych zbiorów funkcją błędu jest zazwyczaj suma kwadratów odchyleń (oznaczana jako SS lub SOS) między wartościąadaną a wyjściem sieci. Jeżeli dobór wag zostanie zakończony, sieć przechodzi w tryb „odtworzenia”, w którym wykorzystywany jest zbiór testowy. Zawiera on wartości, które wcześniej nie brały udziału w uczeniu sieci. Jeżeli struktura sieci oraz wagi zostały dobrane prawidłowo, to model powinien generować możliwie najmniejszy błąd, czyli powinno zostać osiągnięte minimum globalne funkcji celu. Walidację modelu, czyli jego ocenę pod względem zdolności odwzorowania modelowanego zjawiska, przeprowadza się na podstawie wartości globalnego błędu modelu (GE), obliczanego dla zbioru testowego:

$$GE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (z_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n z_i^2}}, \quad (9)$$

gdzie n — liczba przypadków, z — wartość zadana (wzorzec), y — odpowiedź sieci.

Ponadto, zarówno na etapie uczenia, jak i testowania można, analizować wartości błędów, które stanowią kryterium jakości modelu. Do najczęściej wykorzystywanych kryteriów należą:

— błąd średni

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - y_i) \quad (10)$$

— błąd średni bezwzględny

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |(z_i - y_i)| \quad (11)$$

— odchylenie standardowe

$$RMS = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (z_i - y_i)^2}{n-1}} \quad (12)$$

— znormalizowane odchylenie standardowe

$$nRMS = \frac{RMS}{y_{\max} - y_{\min}} \quad (13)$$

— wariancja błędu

$$MSE = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (z_i - y_i)^2 \quad (14)$$

Dodatkowymi miernikami jakości modelu, stosowanymi w problemach regresyjnych mogą być: iloraz odchyłeń standardowych (*SDR*), obliczany jako iloraz odchylenia standardowego błędów predykcji i odchylenia standardowego zmiennej wyjściowej oraz współczynnik liniowej korelacji Pearsona (*R*), obliczany ogółem lub w poszczególnych typach zbiorów, dla odpowiedzi sieci i wartości zadanych.

Zdolność generalizacji, czyli umiejętność uogólniania wiedzy w zakresie modelowanego systemu (Trajer, 2001), jest funkcją złożoności sieci. Aby sieć uzyskała dobrą generalizację, proces uczenia powinien spełniać kilka warunków (Nghia, 2000):

- zbiór uczący powinien być reprezentatywny dla modelowanego zjawiska (procesu) i zawierać cechy, które istotnie je opisują,
- liczba przypadków uczących powinna znacznie (przynajmniej dziesięciokrotnie) przewyższać liczbę połączeń w sieci (liczbę wag sieci),
- struktura sieci powinna być możliwie najprostsza,
- proces uczenia powinien zostać zakończony w chwili osiągnięcia minimum błędu na zbiorze sprawdzającym (innym niż uczący).

Istotną rolę w zapewnianiu dobrych zdolności uogólniających sieci odgrywa wymiar Vapnika-Chervonenkisa (*VCdim*), odzwierciedlający stopień złożoności sieci. Górny i dolny zakres tej miary można oszacować na podstawie zależności (Hush i Horne, 1993):

$$2 \left\lceil \frac{K}{2} \right\rceil N \leq VC \dim \leq 2N_w (1 + \log N_n), \quad (15)$$

w której $\lceil \cdot \rceil$ — część całkowita liczby, N — liczba wejść sieci (wymiar wektora wejściowego), K — liczba neuronów w warstwie ukrytej, N_w — całkowita liczba połączeń w sieci (odpowiada liczbie wag), N_n — całkowita liczba neuronów w sieci. Dolna granica tej miary jest w przybliżeniu równa liczbie połączeń między warstwą wejściową a warstwą ukrytą, a granica górna przekracza dwukrotność wszystkich połączeń sieci. W praktyce za miarę *VCdim* przyjmuje się liczbę wszystkich wag sieci. Im większa jest liczba połączeń w sieci, tym większa jest jej złożoność i wartość miary *VCdim*.

Własności uogólniające sieci MLP są zależne od stosunku liczby przypadków uczących do wartości *VCdim*. Jeśli dysponujemy małą liczbą próbek to przy ustalonej wartości wymiaru *VCdim* sieć dobrze dopasuje się do danych w zbiorze uczącym, ale nie zapewni to dobrej generalizacji. Liczba dobieranych parametrów znacznie przewyższy liczbę

dopasowywanych sygnałów wyjściowych (Osowski, 1996). Nadmiarowość parametrów sieci zapewni niemal idealne odwzorowanie danych, nie umożliwi jednak rozwiązania zadania, które te dane reprezentują, gdyż sieć nie będzie posiadać zdolności uogólniania. Oszacowanie wartości wymiaru $VCdim$ umożliwi określenie rozmiarów zbioru uczącego, który zapewni dobre zdolności uogólniające sieci. Zgodnie z wcześniejszymi wskazówkami liczba próbek w zbiorze uczącym powinna przynajmniej dziesięciokrotnie przewyższać wartość miary $VCdim$.

Zapewnienie dobrych własności uogólniających przy rozwiązywaniu złożonych problemów wymaga nie tylko ingerencji w zbiór uczący, ale również w strukturę sieci. Praktyka pokazuje, że w większości przypadków dobre rezultaty można osiągnąć stosując najprostsze struktury sieci MLP. Zgodnie z twierdzeniem Hecht-Nielsena sieć neuronowa, posiadająca N neuronów na wejściu, $(2N+1)$ neuronów ukrytych i jeden neuron wyjściowy, może z dowolną dokładnością aproksymować każdą funkcję ciągłą (Trajer, 2001).

Określenie struktury sieci MLP często sprawia trudności, zwłaszcza w zakresie doboru liczby neuronów w warstwie ukrytej. Zwiększenie liczby neuronów ukrytych, umożliwia modelowanie bardziej złożonych zjawisk, ale powoduje rozrastanie się sieci, co skutkuje spowolnieniem jej działania i trudnościami w uczeniu, zwłaszcza skłonnością do zbytniego dopasowywania się do danych uczących (modelowanie szumu). Ograniczenie stopnia złożoności sieci realizuje się zwykle w dwojaki sposób: przez budowę kilku modeli o różnych strukturach i wybór tego, który generuje najmniejszy błąd dla zbioru testowego lub przez redukcję wag, których wartość bezwzględna nie wpływa istotnie na funkcję błędu. W tym procesie skupiamy się na eliminowaniu zbędnych połączeń między neuronami warstwy wejściowej i ukrytej, nie uwzględniając możliwości ograniczenia liczby wejść sieci. Wymiar wektora wejść ustala liczba zmiennych, opisujących modelowane zjawisko, a każda z tych zmiennych wnosi do modelu różne dawki istotnych informacji. Doświadczony badacz potrafi wyeliminować niepotrzebne (mniej istotne) informacje, ale przy modelowaniu skomplikowanych zjawisk taka selekcja nie zawsze jest możliwa. W takich wypadkach można wykonać analizę wrażliwości sieci względem danych uczących. Analizę tę przeprowadza się po wstępnym nauczaniu sieci, a polega ona na wyznaczeniu sumy kwadratów odchyłeń (regresja) lub liczby błędnych klasyfikacji (klasyfikacja) po usunięciu jednej ze zmiennych. Miarą wrażliwości sieci jest iloraz błędu uzyskanego przy uruchomieniu sieci dla zbioru danych bez jednej zmiennej i błędu uzyskanego z kompletem zmiennych. Im większy błąd po odrzuceniu zmiennej, w stosunku do pierwotnego błędu, tym bardziej wrażliwa jest sieć na brak tej zmiennej. Należy jednak pamiętać, że wynik analizy wrażliwości może zostać zafałszowany jeżeli zmienne wejściowe są silnie zależne, ponieważ iloraz błędu obliczany niezależnie, dla każdej zmiennej może nie odzwierciedlać rzeczywistej sytuacji.

Głównym celem niniejszej pracy było sprawdzenie możliwości wykorzystania jednokierunkowych sieci wielowarstwowych MLP jako narzędzia wspomagającego prognozowanie plonu jęczmienia jarego. Realizacja celu pracy wymagała również wyboru optymalnej struktury (topologii) sieci neuronowej, wskazania wektora zmiennych, istotnie determinujących plon jęczmienia jarego oraz oceny wpływu redukcji tego wektora na zdolności predykcyjne sieci.

MATERIAŁ I METODY

Przedmiotem badań były rośliny linii podwojonych haploidów (DH) jęczmienia jarego (*Hordeum vulgare* L.) oraz rośliny odmiany Scarlett. Badane linie DH uzyskano na drodze androgenezy w kulturze *in vitro* z izolowanych mikrospor jęczmienia jarego odmiany Scarlett.

Doświadczenie założono na glebie zbielcowanej, czarnej ziemi, klasy bonitacyjnej IIIb/IVa, kompleksu glebowego żyniego bardzo dobrego. Siewu ziarniaków linii DH kolejnej generacji i odmiany Scarlett wykonano: 14-04-2004 (10 linii DH), 29-03-2007 (4 linie DH), oraz 2-04-2008 (3 linie DH). Przedsiewnie wykonano nawożenie mineralne wieloskładnikowym nawozem mineralnym Polifoska 6 w ilości 300 kg/ha, pogłównie — nawożenie azotowe w postaci saletry amonowej (34% N) w ilości 100 kg/ha. Zastosowano chemiczne odchwaszczanie preparatem Mustang w fazie krzewienia.

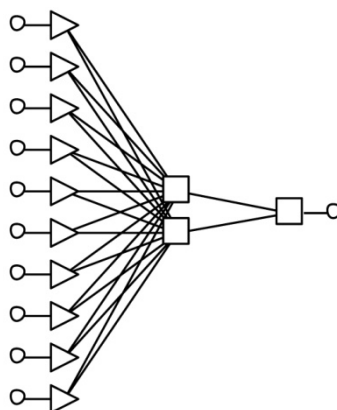
W okresie wegetacji roślin wykonano opisy stadiów rozwojowych roślin wg dziesiątnej skali Zadoksa (Zadoks i in., 1974). Fazy rozwojowe rośliny wyodrębniono na podstawie kryteriów, którymi była struktura morfologiczna rośliny wyrażona jej pokrojem, czyli liczbą liści w siewce, liczbą pędów w roślinie, liczbą węzłów na pędzie głównym, pojawieniem się kłosa ponad liściem flagowym, pyleniem. Fazy dojrzewania ziarniaków wyodrębniono na podstawie jego konsystencji, barwy i stopnia twardości.

W fazie dojrzałości pełnej, z każdego poletka pobierano losowo po 15 roślin. Tak więc dla każdej badanej linii DH i dla odmiany Scarlett, w każdym roku badań uzyskano po 15 obserwacji analizowanych cech, traktowanych dalej jako powtórzenia. Łącznie przeanalizowano 315 roślin, w tym 165 (2004 r.), 60 (2007 r.) i 90 roślin (2008 r.). Dokonano pomiaru długości najdłuższego pędu w roślinie, określano całkowitą liczbę pędów w roślinie z uwzględnieniem pędów produktywnych (in. kłosonośnych), niedogonów (niedojrzałe), w tym suchych (ontogenetycznie najmłodsze pędy w roślinie, niedorozwinięte i silnie zaschnięte podczas zbioru roślin). Przeprowadzono pomiary długości kłosów, policzono ogólną liczbę kłosek w kłosie z uwzględnieniem liczby kłosek sterylnych i płodnych, liczbę ziarniaków w kłosie, zważono ziarniaki ze wszystkich kłosek z jednej rośliny. Średnią masę ziarniaków z kłosa stanowił iloraz masy ziarniaków z rośliny i liczby kłosek z rośliny. Jednostkową masę ziarniaka stanowił iloraz masy ziarniaków z rośliny i liczby ziarniaków z rośliny. Średnią masę ziarniaków z kłosa i jednostkową masę ziarniaka wyliczono na podstawie danych uzyskanych z 15 roślin z trzech powtórzeń zarówno dla linii DH jak i odmiany wzorcowej.

Do budowy modelu prognostycznego posłużył zbiór danych, który zawierał 315 przypadków (traktowanych na równi obserwacji dla linii DH i odmiany Scarlett) oraz 11 zmiennych, określających: długość trwania faz: krzewienia, strzelania w źdźbło, kłoszenia i pylenia oraz łączny czas trwania faz dojrzałości młeczej, woskowej i pełnej, a także długość pędu, długość kłosa, liczbę kłosek z rośliny, liczbę kłosek sterylnych, liczbę kłosek płodnych, masę ziarna z kłosa oraz plon ziarna z rośliny. Zbiór danych podzielono na zbiór testowy, zawierający 78 (25% danych) losowo wybranych próbek oraz na zbiór uczący, który zawierał 237 (75% danych) pozostałych próbek, z czego 24 (10% danych) z nich weszło do zbioru walidacyjnego.

W celu sprawdzenia, czy do prognozowania wartości plonu jęczmienia jarego, na podstawie analizowanych danych, wystarczy zastosowanie statystycznych modeli liniowych, przeprowadzono analizę regresji wielokrotnej plonu ziarna z rośliny względem pozostałych analizowanych cech plonotwórczych. Analizę regresji wielokrotnej wraz z badaniem uzyskanego modelu przeprowadzono w Systemie SAS® w wersji 9.2 (SAS Institute Inc., 2009).

Neuronowy model prognostyczny w postaci sieci MLP zaimplementowano w programie Statistica 9.0. Biorąc pod uwagę liczbę próbek uczących oraz liczbę wejść sieci ustalono, że powinna ona mieć strukturę 10:2:1 (10 wejść, 2 neurony w jednej warstwie ukrytej, 1 wyjście) aby posiadać zdolność uogólniania (rys. 4).



Rys. 4. Struktura sieci MLP, wykorzystanej do prognozowania plonu
Fig. 4. The structure of the MLP network used for field prediction

Wartość miary $VCdim$ dla tego modelu wynosiła 23, a więc liczba próbek uczących (237) przekraczała dziesięciokrotnie liczbę połączeń sieci. Wyjście sieci stanowiła zmienna, określająca plon ziarna z rośliny, na wejścia wprowadzono pozostałych 10 zmiennych. Sieć uczono przez 200 epok (cykli) z wykorzystaniem algorytmu quasi-Newtonowskiego BFGS. Wagi w pierwszym cyklu uczenia zainicjalizowano w sposób losowy i w trakcie uczenia nie stosowano ich redukcji. Oceny stopnia dopasowania modelu do rozpatrywanego problemu, dokonano głównie na podstawie wartości błędu globalnego, współczynnika korelacji liniowej Pearsona oraz ilorazu odchyłeń standardowych. Wpływ redukcji wektora zmiennych wejściowych na zdolności predykcyjne sieci zbadano na podstawie wyników, uzyskanych w analizie wrażliwości modelu. Na jej podstawie wybrano również optymalną strukturę sieci MLP.

OMÓWIENIE WYNIKÓW

W celu sprawdzenia, czy do prognozowania plonu ziarna z rośliny jęczmienia jarego wystarczy prosty model liniowy, przeprowadzono analizę funkcji regresji wielokrotnej dla

plonu ziarna z rośliny względem pozostałych analizowanych cech plonotwórczych. Do wyboru finalnego modelu regresji wielokrotnej, zawierającego wyłącznie cechy plonotwórcze powiązane w sposób statystycznie istotny z plonem ziarna z rośliny, wykorzystano dwukierunkową metodę krokową doboru zmiennych do modelu (ang. stepwise selection). Finalny model zawierał 5 zmiennych przyczynowych (tab. 1). Współczynnik determinacji dla tego modelu wynosił $R^2 = 0,9837$, a współczynnik determinacji poprawiony względem stopni swobody wynosił $R^2_{adj} = 0,9835$.

Tabela 1

Model regresji wielokrotnej Multiple regression model				
Analiza wariancji dla modelu regresji wielokrotnej; Analysis of variance for multiple regression model				
Źródło; Source	Stopnie swobody; Degrees of freedom	Suma kwadratów; Sum of squares	Średni kwadrat; Mean square	Statystyka F; F statistic
Model; Model	5	7855,676	1571,1352	3738,73**
Reszty; Residual	309	129,852	0,4202	
Razem; Total	314	7985,528		
Oszacowanie parametrów modelu regresji wielokrotnej; Parameter estimation for multiple regression model				
Parametr; Parameter		Oszacowanie; estimation	Błąd standardowy; Standard error	Statystyka t t statistic
Stała; Intercept		46,4619	7,4879	6,20**
Czas trwania fazy kłoszenia i pylenia; Duration of ear emergence and anthesis stages		-1,4728	0,2247	-6,56**
Liczba kłosów z rośliny; Spikes no. per plant		1,1661	0,0151	77,27**
Długość kłosa Length of spike		-0,1410	0,0539	-2,62**
Masa ziarniaków z kłosa Grain mass per spike		7,4685	0,2490	30,00**
Czas trwania fazy dojrzewania; Duration of maturation phases		-1,1845	0,1645	-7,20**

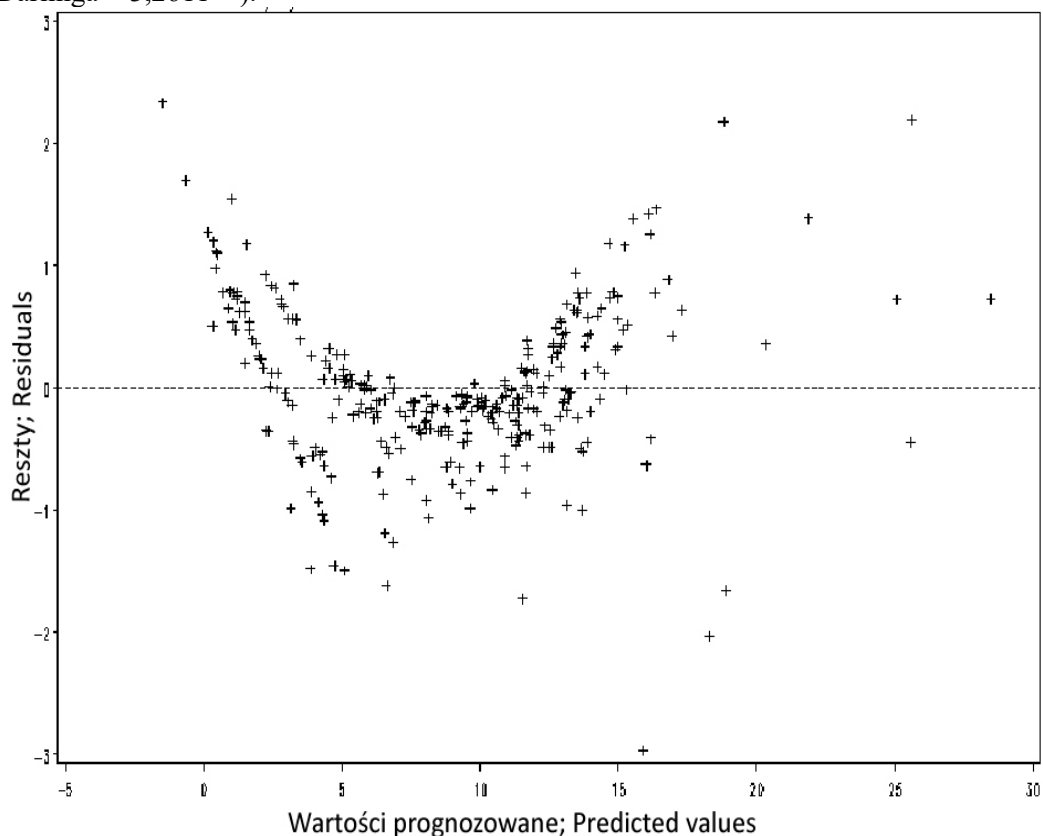
** — Istotne przy $\alpha = 0,01$

** — Significant at $\alpha = 0.01$

Mogłoby się więc wydawać, że do prognozowania wartości plonu jęczmienia jarego, w tym przypadku wystarczyłby prosty, statystyczny model regresji wielokrotnej. Nie wolno jednak zapominać, że zastosowanie modelu liniowego obłożone jest ścisłymi założeniami co do zmiennych i cech samego modelu. Pierwszy warunek mówi o tym, że zmienna zależna, tu: plon ziarna z rośliny, musi mieć rozkład normalny. Ponieważ plon jest rodzajem średniej (łączny zbiór podzielony przez jednostkę pomiarową), to zgodnie z twierdzeniem Lindeberga-Lévy'ego, zwanym Centralnym Twierdzeniem Granicznym (Wójcik i Laudański, 1989), ma on z założenia rozkład normalny. Ten warunek jest więc spełniony. Drugie, fundamentalne założenie modelu liniowego regresji wielokrotnej dotyczy reszt (ang. residuals), czyli różnic pomiędzy wartościami uzyskanymi z modelu

regresyjnego, a rzeczywistymi wartościami zmiennej zależnej. Założenie to mówi, że reszty muszą być losowe oraz ich rozkład musi być rozkładem normalnym (Rawlings i in., 2001). W rozpatrywanym modelu reszty zdecydowanie nie miały charakteru losowego (rys. 5), gdyż nie tworzyły losowej „chmury” punktów na wykresie ich rozrzutu.

Dodatkowo analiza zgodności rozkładu reszt z rozkładem normalnym z zastosowaniem czterech różnych testów statystycznych wykazała, że rozkład reszt nie jest nawet zbliżony do rozkładu normalnego (statystyka Shapiro-Wilka = 0,9636**, statystyka Kołmogorova-Smirnova = 0,0800**, statystyka Cramera-von Misesa = 0,6096**, statystyka Andersona-Darlinga = 3,2611**).



Rys. 5. Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych
Fig. 5. Residuals vs. predicted scatterplot

Tabela 2

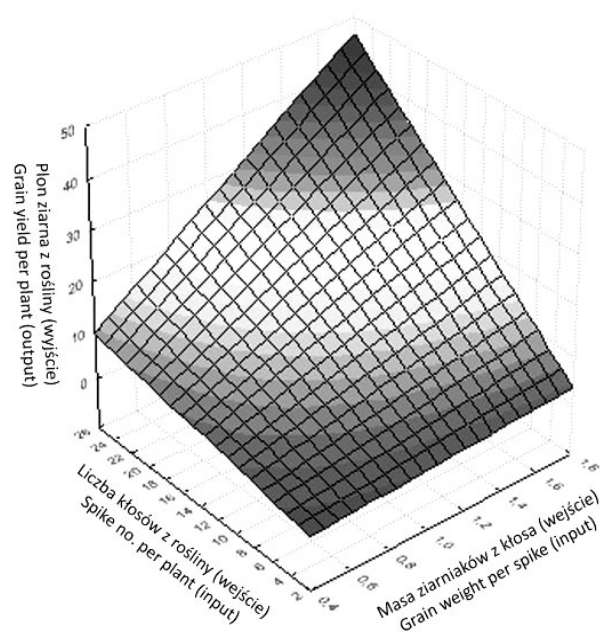
Miary dopasowania modelu Measures of fit of the model		
Kryterium Criterion	Aproksymacja (zbiór uczący) Approximation (training set)	Walidacja (zbiór testowy) Validation (test set)
SS	0,120855	1,413112
MAE	0,001446	0,014710
MSE	0,000512	0,018352
RMS	0,065094	0,13547
R	0,999990	0,999606
SDR	0,004395	0,028444
GE		0,012771

Niespełnienie założeń liniowego modelu regresji wielokrotnej co do rozkładu reszt pozwoliło na wyciągnięcie wniosku, że model liniowy, a w szczególności model regresji wielokrotnej, nie jest właściwym modelem do prognozowania wielkości plonu jęczmienia jarego. Do tego celu należałoby wykorzystać modele nieliniowe. Mogą to być modele statystyczne (wielocechowe modele nieliniowe uważa się za skomplikowane i stwarzające problemy w interpretacji) oraz modele matematyczne. Do tej drugiej grupy zaliczyć można sztuczne sieci neuronowe.

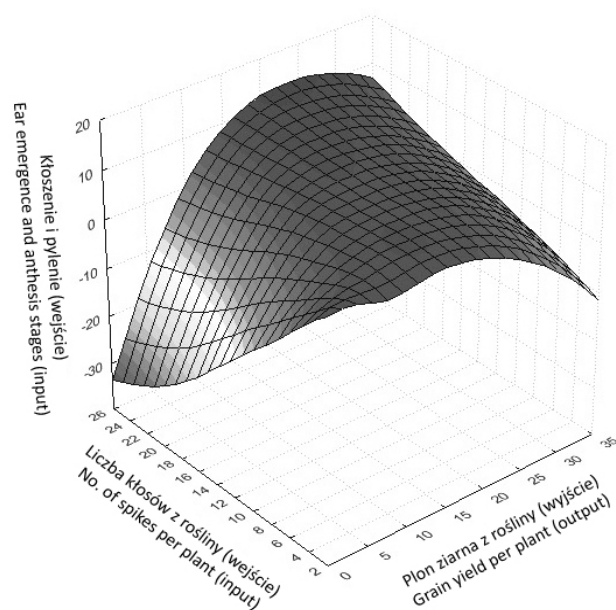
Model neuronowy o strukturze 10:2:1 osiągnął kryterium aproksymacji w 179 cyklu, co oznacza, że adaptacja wag przez algorytm uczący została dokonana 179 razy (jest to algorytm szybko zbieżny, stąd tak krótki czas uczenia). Jakość dopasowania modelu prezentuje tabela 2. Współczynniki korelacji liniowej Pearsona zarówno dla zbioru uczącego, jak i testowego były wysokie, co oznacza, że odpowiedź modelu jest mocno zbliżona do wartości zadanych, a sieć potrafi prawidłowo odwzorować zależności charakterystyczne dla modelowanego zjawiska. Przykładowe odwzorowania plonu w funkcji dwóch zmiennych wejściowych prezentuje rysunek 6.

Ostatecznej oceny jakości dopasowania modelu dokonano na podstawie wartości błędu globalnego, który wskazuje, że proponowana sieć popelnia przy prognozowaniu plonu błąd rzędu 0,013, a więc odwzorowanie jest dość dokładne. Łatwo zauważyć, że wartości błędów generowanych dla zbioru testowego są nieco wyższe niż w zbiorze uczącym. Jest to pośredni efekt prawidłowego doboru topologii sieci, zapewniającej zdolności uogólniające modelu, przy określonej na wstępie liczbie wejść. Sieć przewiduje wartości wyjściowe z większym błędem, ale mimo wszystko jest to błąd dopuszczalny.

W celu ograniczenia liczby zmiennych wejściowych, co jest równoznaczne z uproszczeniem struktury sieci, przeprowadzono analizę wrażliwości sieci. Jej wyniki wyraźnie wskazały cztery zmienne, które w porównaniu do pozostałych zmiennych wejściowych nie wносиły do modelu na tyle istotnych informacji, żeby nie można było z nich zrezygnować (tab. 3). Wartości ilorazów błędów uzyskanych przy uruchomieniu sieci dla zbioru danych bez tych zmiennych i błędu uzyskanego z kompletem zmiennych były zbliżone do jedności, co oznacza, że usunięcie którejkolwiek z nich praktycznie nie ma wpływu na jakość modelu.



a



b

Rys. 6. Przykładowe odwzorowania zmiennej zależnej przez sieć MLP
Fig. 6. The examples of mapping of the dependent variable by the MLP network

Tabela 3

Analiza wrażliwości Sensitivity analysis	
Zmienne; Variables	Sieć — MLP 10:2:1; Network — MLP 10:2:1
Czas trwania fazy krzewienia; Duration of tillering stage	7,01
Czas trwania fazy strzelania w źdźbło; Duration of shooting phase	26,64
Czas trwania fazy kłoszenia i pylenia; Duration of ear emergence and anthesis stages	97,47
Czas trwania fazy dojrzewania; Duration of maturation phases	19,61
Długość pędu; Length of stem	1,13
Liczba kłosów z rośliny; Spikes no. per plant	193,56
Długość kłosa; Length of spike	1,04
Liczba kłosek sterylnych; Sterile spikelet no.	1,13
Liczba kłosek płodnych; Fertile spikelet no.	1,10
Masa ziarniaków z kłosa; Grain weight per spike	54,70

Tabela 4

Miary dopasowania modeli z ograniczoną liczbą zmiennych
Fit measures of models with a limited number of variables

Sieć Network	MLP 6:2:1		MLP 6:3:1	
	aproxymacja (zbiór uczący) approximation (training set)	walidacja (zbiór testowy) validation (test set)	aproxymacja (zbiór uczący) approximation (training set)	walidacja (zbiór testowy) validation (test set)
SS	0,122071	1,435406	0,143788	1,449856
MAE	0,000152	0,016502	0,001276	0,014389
MSE	0,000517	0,018642	0,000609	0,018829
RMS	0,022743	0,136534	0,024683	0,137220
R	0,999990	0,999647	0,999988	0,999641
SDR	0,004514	0,026843	0,004893	0,027028
GE		0,013928		0,013998

A zatem z modelu bazowego usunięto zmienne: liczba kłosek sterylnych, długość pędu, liczba kłosek płodnych, długość kłosa. Ograniczenie liczby wejść sieci dało podstawy do ponownego rozpatrzenia jej struktury. Przy sześciu zmiennych wejściowych i jednej zmiennej wyjściowej należało rozpatrzyć modele MLP o strukturach 6:2:1 ($VCdim = 14$) oraz 6:3:1 ($VCdim = 21$). Obie struktury spełniały warunek, dotyczący minimalnej liczby przypadków uczących, a zatem uczono i testowano oba modele w celu ustalenia, który z nich uzyska lepsze parametry jakościowe. Wartości błędów globalnych oraz

pozostałych kryteriów oceny obu sieci były zbliżone (tab. 4), zatem jako optymalną wybrano sieć o najprostszej strukturze, czyli 6:2:1.

Różnica w dokładności odwzorowania wartości zmiennej zależnej między modelem z ograniczoną liczbą zmiennych a modelem bazowym wynosiła zaledwie 0,001, a zatem uproszczenie struktury modelu nie miało wpływu na jego jakość.

PODSUMOWANIE I DYSKUSJA

Metody statystyczne wykorzystywane w badaniach rolniczych opierają się najczęściej na modelach liniowych. Wielocechowe modele nieliniowe są stosowane rzadziej, prawdopodobnie ze względu na utarte twierdzenie, że są trudne w zastosowaniu i interpretacji wyników. Jak wspomniano we wstępie, sieci neuronowe typu MLP z łatwością radzą sobie z modelowaniem zjawisk i procesów przyrodniczych, również o charakterze nieliniowym, przez co mogą stanowić alternatywę dla modeli statystycznych.

W niniejszej pracy dokonano aproksymacji wielkości plonu na podstawie cech, charakteryzujących nie tylko okres wegetacji roślin, ale także fazę ich pełnej dojrzałości. Do aproksymacji wykorzystano sieć MLP o bardzo prostej topologii, wynikającej zarówno z liczby, jak i struktury dostępnych danych. Efekt wytrenowania sieci był pozytywny, a proponowany model podawał prognozowaną wielkość plonu z błędem rzędu 0,014 dla danych testowych. Uzyskane wyniki wyraźnie wskazują, iż sieć typu MLP może służyć jako narzędzie wspomagające prognozowanie plonu jęczmienia jarego. Należy jednak pamiętać, iż trafność prognoz wykonywanych z pomocą tego narzędzia jest ściśle uzależniona od charakteru danych, na podstawie których zostało ono wytrenowane. Przyszła eksploatacja takiego modelu polega na wprowadzaniu do niego zestawu informacji i odczytywaniu prognozowanej wartości plonu. Do zbioru informacji wejściowych dla proponowanego modelu należały m.in. liczba kłosów z rośliny oraz masa ziaren z kłosa, a więc informacje, które można zdobyć dopiero po wejściu roślin w fazę dojrzałości pełnej. Zatem prognoza wykonywana przez ten model nie jest czasowo zbyt odległa od momentu zbioru. W celu wykonywania prognoz długoterminowych należałoby się zastanowić nad zbiorem informacji wejściowych, który nie może zawierać danych niemożliwych do uzyskania w momencie wykonywania prognozy, a zatem ilość i charakter informacji wprowadzanej do sieci neuronowej w postaci wektora zmiennych wejściowych jest ściśle uzależniona od przyszłego przeznaczenia modelu. Wydłużanie terminu prognozy jest równoznaczne ze zwiększeniem błędu prognozy. Z drugiej strony można model prognostyczny potraktować jak pewnego rodzaju symulację i wówczas oszacować część danych na długo przed uzyskaniem ich faktycznych wartości. Trafność prognoz wykonanych przez taki model również będzie mniejsza, ze względu na błędy szacunkowe.

Dokładność działania sieci MLP zależy przede wszystkim od jakości i ilości wprowadzanych do niej danych, co ściśle determinuje strukturę i własności sieci. W przypadku modeli prognostycznych istotne jest zachowanie równowagi między ich zdolnością do aproksymacji i generalizacji, a więc topologia sieci nie może być w całości dziełem przypadku. Prezentowany przykład pokazał, że zastosowanie znanych z literatury zaleceń oraz kryteriów umożliwił już na wstępie prawidłowy dobór struktury sieci, co zapewniło

zdolność modelu do aproksymacji, przejawiającą się w możliwie najdokładniejszym odwzorowaniu wpływu czynników plonotwórczych na wysokość plonu oraz zdolność do generalizacji, umożliwiającą wykonywanie trafnych prognoz dla nowych, nieznanych przypadków.

Jakość prognozowania plonu przez proponowany model przekonuje, że sześć zmiennych, pozostałych po analizie wrażliwości (tab. 3), stanowi najważniejsze cechy plonotwórcze jęczmienia jarego. Jednak model ten nie opisuje struktury ani siły zależności między tymi składowymi, a jedynie odwzorowuje efekt ich wspólnego wpływu na wielkość plonu.

LITERATURA

- Cybenko G. 1988. Continuous valued neural networks with two hidden layers are sufficient. Technical Report. Department of Computer science, Tufts University, Medford.
- Cybenko G. 1989. Approximation by superposition's of a sigmoidal function. *Mathematics of Control, Signals, and Systems* 2: 303 — 314.
- Gatnar E. 2009. Analiza dyskryminacyjna. W: *Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu R*, Walesiak M., Gatnar E. (red.). PWN, Warszawa.
- Górny A. G. 2004. Zarys genetyki jęczmienia (*Hordeum vulgare* L.). W: *Zarys genetyki zbóż*. Praca zbiorowa pod red. A. G. Górnego. t. 1: 15 — 80.
- Hush D., Horne B. 1993. Progress in supervised neural networks. *IEEE Signal Processing Magazine*, January: 8 — 39.
- Khazaei J., Naghavi M. R., Jahansouzi M. R., Salimi-Khorshidi G. 2008. Yield estimation and clustering of chickpea genotypes using soft computing techniques. *Agron. J.* 100 (4): 1077 — 1087.
- Klepper B., Rickman R.W., Waldman S., Chevalier P. 1998. The physiological life cycle of wheat: Its use in breeding and crop management. *Euphytica* 100: 341 — 347.
- Kozdój J. 1992. Wpływ wybranych czynników środowiska na morfogenezę kłosa i potencjał plonotwórczy zbóż. *Biul. IHAR* 183: 59 — 71.
- Kozdój J. 1994. Wzrost i rozwój rośliny zbożowej — badania botaniczne a praktyka rolnicza. *Biul. IHAR* 192: 3 — 21.
- Kozdój J., Mańkowski D. R., Oleszczuk S. 2010. Analiza potencjału plonotwórczego linii podwojonych haploidów jęczmienia jarego (*Hordeum vulgare* L.) otrzymanych na drodze androgenezy. *Biul. IHAR* 256: 97 — 116.
- Łubkowski Z. 1968. Jęczmień, Wyd. 2. PWRiL, Warszawa.
- Mittal G. S., Zhang J. 2000. Prediction of temperature and moisture content of frankfurters during thermal processing using neural network. *Meat Sci.* 55: 13—24.
- Nghia D. D. 2000. Sieci neuronowe w zastosowaniu do rozpoznawania i klasyfikacji wzorców. Rozprawa doktorska. Wydział Elektryczny, Politechnika Warszawska.
- O'Neal M. R., Engel B. A., Ess D. R., Frankenberger J. R. 2002. Neural network prediction of maize field using alternative data coding algorithms. *Biosyst. Eng.* 83: 31 — 45.
- Osowski S. 1996. Sieci neuronowe w ujęciu algorytmicznym. WNT, Warszawa.
- Osowski S. 2006. Sieci neuronowe do przetwarzania informacji. WPW, Warszawa.
- Park S. J., Hwang C. S., Vlek P. L. G. 2005. Comparison of adaptive techniques to predict crop yield response under varying soil and land management conditions. *Agric. Syst.* 85: 59 — 81.
- Rawlings J. O., Pantula S. G., Dickey D. A. 2001. *Applied Regression Analysis — a Research Tool*. Second Edition. New York, USA: Springer-Verlag Inc.
- Rosenblatt F. 1958. The perceptron: A probabilistic model for information storage and organization in the brain. *Psychological Review* 65 (6): 386 — 408.
- SAS Institute Inc. 2009. *SAS/STAT 9.2 User's Guide*, Second Edition. Cary, NC, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc.

- Seyhan A. T., Tayfur G., Karakurt M., Tangolu M. 2005. Artificial neural network (ANN) prediction of compressive strength of VARTM processed polymer composites. *Comput. Mater. Sci.* 34: 99 — 105.
- Tadeusiewicz R. 1993. *Sieci neuronowe*, Wyd. 2. Akademicka Oficyna Wydawnicza, RM., Warszawa.
- Tompos A., Margitfalvi J. L., Tfirst E., Heberger K. 2007. Predictive performance of “highly complex” artificial neural networks. *Appl. Catal. A* 324: 90 — 93.
- Trajer J. 2001. *Modelowanie procesu przechowywania warzyw w wybranych jego aspektach*. Rozprawy naukowe i monografie. Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Uno Y., Prasher S. O., Lacroix R., Goel P. K., Karimi Y., Viau A., Patel R. M. 2005. Artificial neural networks to predict corn yield from Compact Airborn Spectrographic Imager data. *Comput. Electron. Agric.* 47: 149 — 161.
- Wójcik A. R., Ludański Z. 1989. *Planowanie i wnioskowanie statystyczne w doświadczałnictwie*. Warszawa: PWN.
- Zadoks J. C., Chang T. T., Konzak C. F. 1974. A decimal code for the growth stages of cereals. *EUCARPIA Bulletin*. Vol. 7: 42 — 52.

ANNA HADAM**ZBIGNIEW KARACZUN**Katedra Ochrony Środowiska, Wydział Ogrodnictwa i Architektury Krajobrazu
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Wpływ zasolenia na wzrost i rozwój traw gazonowych utrzymywanych w podłożu z dodatkiem hydrożelu*

Salinity effect on to the turf grass species cultivated with hydrogel addition

Trawniki stanowią istotny element krajobrazu miejskiego, pełniąc różnorodne funkcje estetyczno-środowiskowe, a ich produktywność jest dobrym wskaźnikiem funkcjonowania obszarów przyrodniczych. Problem szkodliwego oddziaływania stresów miejskich na tereny zieleni dotyczy w szczególności obszarów przyulicznych. Stosowane są zatem różnorodne zabiegi agrotechniczne, które zmierzają do poprawy tamtejszych warunków dla roślin. Jednym z nich jest wprowadzanie do gleb hydrożeli. Substancje te są zdolne do gromadzenia dużej ilości wody, łagodząc tym samym skutki suszy u roślin. Ich stosowanie jest przy tym tańsze niż nawadnianie. Niemniej jednak preparaty te wykazują również właściwości sorpcyjne w stosunku do niektórych kationów, które są zawarte w roztworze glebowym. Można zatem przypuszczać, że wysycanie matrycy żelu przez jony będzie obniżać efektywność sorbowania wody, a tym samym skuteczność działania hydrożelu. Celem badań była ocena działania hydrożelu w warunkach zasolenia na przykładzie reakcji wybranych gatunków traw gazonowych. W niniejszym artykule opisano wstępne wyniki doświadczeń, które prowadzono przez trzy miesiące w kontrolowanych warunkach szklarniowych. Miarą skuteczności działania hydrożelu była ocena kiełkowania, wysokości darni oraz kondycji traw narażonych na trzy poziomy zasolenia podłoża w obecności i przy braku sorbentu. Uzyskane wyniki pozwoliły stwierdzić, że niezależnie od obecności hydrożelu wzrost stężenia soli w podłożu osłabił kiełkowanie, wzrost i kondycję testowanych gatunków.

Słowa kluczowe: hydrosorbent, stres solny, susza, trawniki przyuliczne

Lawns play an important role in the urban landscape and are good indicators of the environment conditions. In the near road areas they are however exposed to the drought or salinity. Therefore, diverse agrotechnical treatments are applied in order to make the conditions more suitable for vegetation. One of them may be incorporation the hydrogel to soil. These synthetic polymers can absorb huge amount of water and thanks to that are able to decrease the drought stress in plants. Their application is more cost-effective than irrigation. However, too high concentration of ions in soil may decrease efficacy of hydrogel, since it can absorb water and cations as well. The aim of the study was

* Praca była prezentowana w ramach I Warsztatów Biometrycznych, które odbyły się w IHAR-PIB w Radzikowie w dniach 14-15 września 2010 r.

therefore the assessment of the hydrogels' efficacy under turf grasses cultivated in the saline soil. The experience was conducted for three months in a controlled green house conditions. The efficacy of hydrogel amendment was measured by the grass reactions (germination, turfs height and condition) to the three levels of salinity. The results allowed concluding that the salinity decreased the germination, height and condition of tested grasses independent on hydrogel addition.

Key words: drought, salinity stress, urban lawn grass, water sorbent

WSTĘP

Hydrożele to sztuczne polimery, zdolne do gromadzenia dużych ilości wody, mogące m.in. łagodzić skutki suszy u roślin (Trippei i in., 1991; Leciejewski, 2008). Są łatwe w aplikacji, pozwalają na oszczędność wody i prac pielęgnacyjnych (Sivapalan, 2006), a przez to już dawno znalazły zastosowanie w rolniczej i ogrodniczej produkcji roślinnej (Wallace i Wallace, 1986; Woodhouse i Johnson, 1991). Ostatnio rozważa się także ich wykorzystanie na terenach przyulicznych (Baranowski, 2006).

Hydrożele charakteryzuje jednak jeszcze inna właściwość, oprócz wody są one zdolne do sorbowania kationów (Benedycka i in., 1998). Wysycenie matrycy polimeru przez jony może niekiedy zmniejszyć jego skuteczność w przeciwdziałaniu suszy (Akhter i in., 2004), co w przypadku terenów przyulicznych należy bezwzględnie rozważyć.

Na skutek stosowania soli do odładzania, w glebach na obszarach przyulicznych obserwuje się często nadmierną zawartość sodu (Wrochna i in., 2005). Może to zasadniczo podważyć zasadność aplikacji hydrożeli na terenach wzdłuż ulic, brak jest jednak przesłanek pozwalających na weryfikację takiej hipotezy. Póki co nie istnieją bowiem żadne badania, które oceniałyby skuteczność hydrożeli w warunkach zasolenia w odniesieniu do trawników przyulicznych.

Celem doświadczenia była zatem ocena działania hydrożelu w warunkach zasolenia, dla przykładu reakcji wybranych gatunków traw gazonowych, występujących powszechnie na trawnikach przyulicznych.

MATERIAŁY I METODY

Doświadczenie wazonowe prowadzono w okresie od maja do sierpnia 2010 roku, w szklarni Katedry Warzywnictwa SGGW w Warszawie.

Podłoże doświadczalne stanowiące mieszaninę piasku, ziemi ogrodniczej i torfu (1:1:1) podzielono na dwie części, z których jedną zmieszano z hydrożelem firmy BASF SE, w ilości zalecanej przez producenta: 2g / dm³ gleby.

Tak przygotowane podłoża umieszczano w wazonach (Ø12 cm) o pojemności 0,8 dm³, bez odpływu wody w dnie i obsiewano w 3 powtórzeniach w siewach czystych nasionami następujących gatunków traw gazonowych: kostrzewą czerwoną (*Festuca rubra*) odm. Raisa, wiechliną łąkową (*Poa pratensis*) odm. Limousine oraz życicą trwałą (*Lolium perenne*) odm. Accent. Ilość nasion wysianych w doświadczeniu ustalono na podstawie norm wysiewu wyznaczonej dla każdego gatunku (Rutkowska i Pawluśkiewicz, 1996). Miarą skuteczności działania hydrożelu była ocena reakcji traw na różne poziomy

zasolenia podłoża w odniesieniu do następujących wskaźników: kiełkowanie, wysokość oraz kondycja darni.

Ocena kiełkowania

Tuż przed wysiewem do wazonów z hydrożelem i bez dodawano odpowiednio: 0; 5 lub 10 g soli do odładzania ulic (97% NaCl) na dm^3 podłoża. Dzięki temu, zgodnie z pomiarem konduktometrycznym, uzyskano odpowiednio EC równe: 1,40 mS/cm; 5,45 mS/cm i 9,91 mS/cm, a więc: małe, średnie i silne zasolenie (Kreeb, 1979).

Kiełkowanie oceniano po 10 dniach, jako procent skielkowanych nasion. Pomiarów dokonywano w 3 powtórzeniach dla każdej kombinacji.

Ocena wysokości i kondycji darni

Wazonów obsiewano w podłożach niezasolonych. Dopiero po dwóch tygodniach uprawy trawy podlano roztworami soli do odładzania ulic (97% NaCl) w ilości 80 mL/ wazon i stężeniu: 50 lub 100 g/ dm^3 wody destylowanej. Dzięki temu ponownie uzyskano podłoża o średnim (5,45 mS/cm) i silnym (9,91 mS/cm) zasoleniu (Kreeb, 1979). Obiekt kontrolny (podłoże charakteryzujące się EC = 1,40 mS/cm, czyli małym zasoleniem) podlewano jedynie wodą. Po 6 tygodniach od potraktowania solą oceniano wysokość darni i kondycję testowanych traw gazonowych, uprawianych w podłożu z dodatkiem i bez hydrożelu.

Ocena wysokości darni polegała na ocenie długości (cm) części nadziemnej badanych traw gazonowych. Ocenę przeprowadzano jako średnią z 3 wazonów dla każdej kombinacji.

Kondycję oceniano jako procentowy udział liści o barwie zielonej lub o zmienionym wyglądzie, zgodnie ze skalą przyjętą przez Minner i Bulter (1985) oraz Humphreys i Thomas (1993) z modyfikacjami Żurka (2006):

- 9 — wszystkie liście całkowicie zielone (100% powierzchni), pełny turgor — brak śladów zwijania lub skręcania liści,
- 8 — zdecydowana większość liści zielona 99–95%, nieliczne zwijanie i skręcanie liści,
- 7 — liście nadal zielone (95–80% powierzchni), odcień zieleni zmatowiały, pierwsze wyraźne oznaki utraty turgoru — zwijanie i skręcanie liści; zmiany te są trwałe (tzn. nie ustępują przy zachmurzeniu),
- 6 — 80–65 % powierzchni nadal zielona, wśród zielonych liści pojawiają się żółte (20–35%),
- 5 — 35–65% powierzchni nadal zielone; wzrasta stopień zwijania i skręcania liści
- 4 — 20–35% liści utrzymuje zielony kolor,
- 3 — 5–20% liści utrzymuje zielony kolor,
- 2 — prawie wszystkie liście odbarwione, tylko pojedyncze zachowują żółto-zielony kolor (od 0,1 do 5%),
- 1 — wszystkie liście całkowicie odbarwione, brak widocznych zielonych komórek, nawet po przecięciu liścia; liście żółte, łamiące się przy dotknięciu.

Ocenę przeprowadzano jako średnią z 3 wazonów dla każdej kombinacji.

W trakcie całego doświadczenia wazonów podlewano codziennie, w ilości 50 mL/ wazon, co pozwoliło utrzymać optymalną wilgotność podłoża (wyznaczoną na podstawie kapilarnej pojemności wodnej i pomiarów wilgotnościomierzem glebowym (ECHO-EC5).

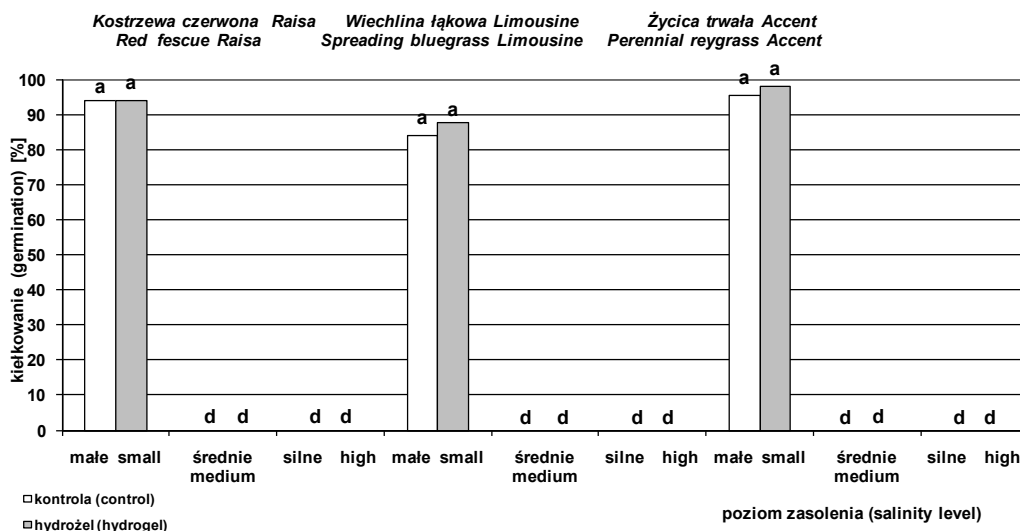
Temperatura powietrza w okresie całego doświadczenia wahała się w granicach 22,9–36,0°C, natomiast wilgotność powietrza wynosiła wówczas 32,5–54,2% (pomiarów dokonano termohigrometrem EPI 8703).

Wyniki pomiarów poddano statystycznej analizie wariancji (ANOVA) testem Duncana, przy poziomie ufności $p = 0,05$.

WYNIKI

Ocena kiełkowania

W wazonach nietraktowanych solą do odładowania ulic kiełkowanie wszystkich gatunków testowych było porównywalne i niezależne od dodatku hydrożelu. Jedynym czynnikiem wpływającym na niniejszy parametr była ilość soli w podłożu. Nasiona kostrzewy czerwonej, wiechliny łąkowej i życicy trwałej kiełkowały jedynie przy małym zasoleniu, a w warunkach średniego i silnego zasolenia już nie kiełkowały (rys. 1).

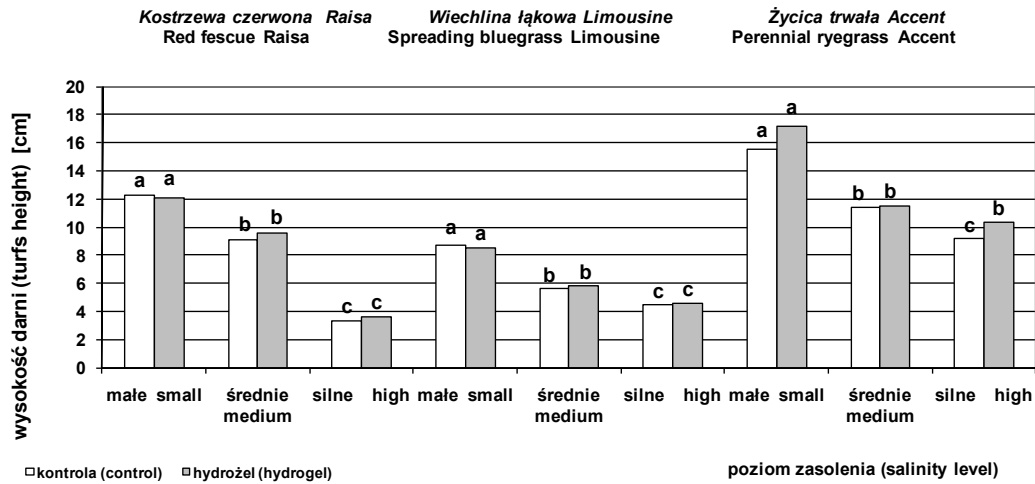


Rys. 1. Wpływ zasolenia na kiełkowanie nasion kostrzewy czerwonej, wiechliny łąkowej i życicy trwałej (Literami oznaczono grupy jednorodne)

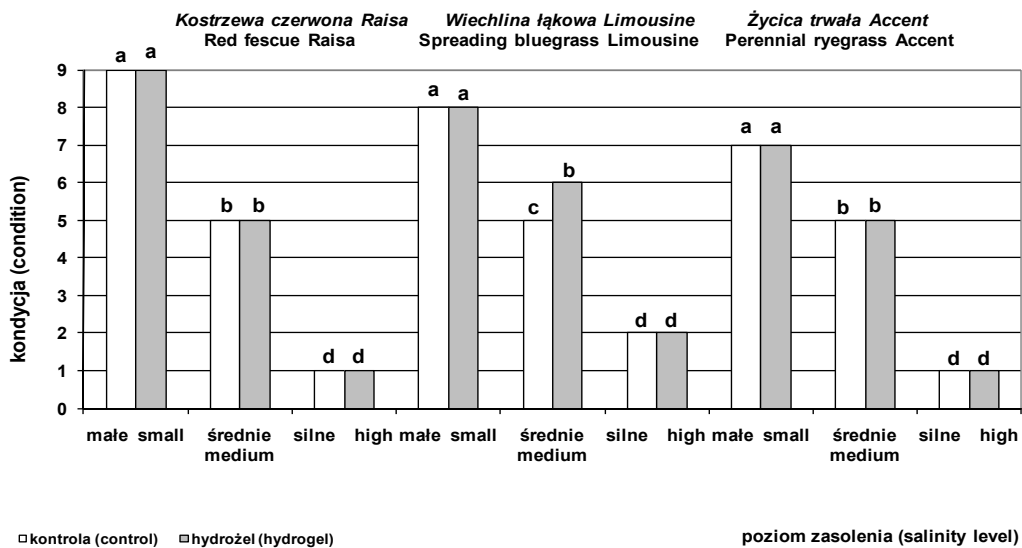
Fig. 1. Salinity effect on germination of red fescue, spreading bluegrass and perennial ryegrass (Means within each test plant signed with the same letters do not differs significantly)

Ocena wysokości darni

Wraz ze zwiększaniem stężenia soli w podłożu u każdego z gatunków następował również spadek wysokości darni. U kostrzewy czerwonej i wiechliny łąkowej tendencja ta była niezależna od obecności hydrożelu. Sorbent nie wpływał także na wzrost życicy trwałej w warunkach małego i średniego zasolenia. Mimo to, przy silnym zasoleniu, wysokość darni życicy była istotnie większa w podłożu z hydrożelem (rys. 2).



Rys. 2. Wpływ zasolenia na wysokość kostrzewy czerwonej, wiechliny łąkowej i życicy trwałej (Literami oznaczono grupy jednorodne)
 Fig. 2. Salinity effect on growth of red fescue, spreading bluegrass and perennial ryegrass (Means within each test plant signed with the same letters do not differs significantly)



Rys. 3. Wpływ zasolenia na kondycję kostrzewy czerwonej, wiechliny łąkowej i życicy trwałej (literami oznaczono grupy jednorodne)
 Fig. 3. Salinity effect on condition of red fescue, spreading bluegrass and perennial ryegrass (Means within each test plant signed with the same letters do not differs significantly)

Ocena kondycji darni

Kondycja wszystkich badanych gatunków spadała istotnie wraz ze wzrostem stężenia soli w podłożu. W przypadku kostrzewy czerwonej i życicy trwałej tendencja ta nie zależała od obecności sorbentu żelowego. U wiechliny łąkowej zaobserwowano jednak, że hydrożel osłabił istotnie spadek kondycji darni w warunkach średniego zasolenia, ale przy małym i dużym zasoleniu już takiej zależności nie obserwowano (rys. 3).

DYSKUSJA

Wielu autorów podkreśla liczne korzyści, jakie może przynieść użytkowanie hydrożeli w zakresie poprawy warunków wilgotnościowych dla roślin (Singh, 1997; De Oliveira i in., 2004; Al.-Humaid, 2005). Pomimo to, dogłębowa aplikacja żeli bywa kontrowersyjna.

Skuteczność hydrożeli w zakresie sorbowania wody zależy od szeregu czynników, a w szczególności od typu podłoża i zawartości jonów w roztworze glebowym (Foster, i Keever, 1990; Woodhouse i Johnson, 1991). Chłonność sorbentów, deklarowana przez producentów, odnosi się do destylowanej lub demineralizowanej wody, która w przeciwieństwie do tej występującej w przyrodzie, nie zawiera rozpuszczalnych soli. Substancje mineralne, a zasadniczo kationy znacznie ograniczają zdolność hydrożeli do absorpcji wody, gdyż zamiast niej są sorbowane przez matrycę żelu (Benedycka i Nowal, 1998). Zasadność wykorzystania sorbentów żelowych jest przy tym uzależniona od uprawianego gatunku.

Hydrożel może wspomagać kiełkowanie, wzrost oraz akumulację biomasy: kukurydzy, trzykrotki i sałaty uprawianych na glebach o znacznym zasoleniu (Akhter, 2004; Soheyła i in., 2010). Uzyskane wyniki nie potwierdzają jednak tej tendencji u traw gazonowych. Kiełkowanie i wysokość darni wszystkich badanych gatunków były zdeterminowane wyłącznie stopniem zasolenia podłoża (rys. 1, rys. 2). Wyjątek stanowił wzrost życicy trwałej w podłożu z hydrożelem przy silnym zasoleniu (rys. 2). Ten gatunek trawy jest jednak uważany za najbardziej odporny na stresy abiotyczne (Żurek, 2006), co sugeruje, że stymulujący wpływ sorbentu nie był jednoznaczny.

Kondycja darni, jest jedną z ważniejszych cech wartości użytkowej traw gazonowych i, podobnie jak kiełkowanie czy wzrost roślin (Ali, 2000; Zapata i in., 2003), zależy od stopnia zasolenia gleby (Pawluśkiewicz, 2009). Wraz ze wzrostem stężenia soli w podłożu słabła stopniowo kondycja wszystkich badanych traw gazonowych (rys. 3), z wyjątkiem wiechliny łąkowej, która jest jednak bardziej wrażliwa na stres solny od kostrzewy czerwonej czy życicy trwałej (Pawluśkiewicz, 2009).

Uzyskane wyniki pozwalają więc przypuszczać, że w przypadku traw, obecność soli do odladzania ulic może obniżać skuteczność hydrożelu w odniesieniu do sorbowania wody łatwo dostępnej. Zaobserwowano jednocześnie, że działanie hydrożelu w warunkach zasolenia wywołało niejednorodne reakcje testowanych gatunków na czynniki stresowe. Z tego względu wydaje się, że istnieje potrzeba przeprowadzenia dalszych analiz z udziałem traw uprawianych z dodatkiem hydrożelu.

WNIOSKI

1. W warunkach zasolenia podłoża hydrożel nie wpłynął na kiełkowanie żadnego z testowanych gatunków (kostrzewy czerwonej, wiechlina łąkowej i życicy trwałej).
2. Czynnikiem determinującym wysokość darni oraz kondycję kostrzewy czerwonej, był jedynie poziom zasolenia podłoża, niezależnie od dodatku hydrożelu.
3. Pomimo, że zasolenie zmniejszyło istotnie wzrost oraz kondycję pozostałych gatunków, hydrożel ograniczył zahamowanie tych procesów (wzrostu życicy trwałej przy silnym zasoleniu oraz kondycji wiechlina łąkowej w warunkach średniego zasolenia).

LITERATURA

- Ahmad M., Verplancke H. 1994. Germination and biomass production as affected by salinity in hydrogel treated sandy soil. *Pakistan J. Forestry*, 44: 53.
- Akhter J., Mahmood K., Malik K. A., Mardan A., Ahmad M., Iqbal M. M. 2004. Effects of hydrogel amendment on water storage of sandy loam and loam soils and seedlings growth of barley, wheat and chickpea. *Plant Soil Environ.* 50, 2004 (10): 463 — 469.
- Al-Humaid A. I. 2005. Effects of hydrophilic polymer on the survival of bottomwood (*Conocarpus erectus*) seedlings grown under drought stress. *Eur. J. Hort. Sci.* vol. 70: 283 — 288.
- Ali R. M. 2000. Role of putrescence in salt tolerance of *Atropa belladonna* plant. *Plant Sci.* 152: 173 — 179.
- Baranowski T. 2006. Hydrożele w zieleni miejskiej. *Zieleń Miejska Numer* 11/2006 (3).
- Benedycka Z., Nowal G. A. 1998. Ekosorb jako źródło składników mineralnych dla roślin. *Zesz. Probl. Post. Nauk Rol.* 461: 131 — 136.
- De Oliveira R. A., Rezende L. S., Martinez M. A., Miranda G. V. 2004. Effect of a hydrogel polymer on the soil water retention. *Rev. Bras. Eng. Agrícola e Ambiental*, 8 (1): 160 — 163.
- Foster W. J., Keever G. J. 1990. Water absorption of hydrophilic polymers (hydrogels) reduced by media amendments. *J. Environ. Hort.* 8 (3): 113 — 114.
- Humphreys M. W., Thomas H. 1993. Improved drought resistance in introgression lines derived from *Lolium multiflorum* × *Festuca arundinacea* hybrids. *Plant Breeding* 11: 155 — 161.
- Kreeb K. 1979. *Ekofizjologia roślin*, Wyd. PWN, Warszawa.
- Leciejewski P. 2008. Wpływ wielkości dodatku hydrożelu na zmiany uwilgotnienia i tempo przesychania gleby piaszczystej w warunkach laboratoryjnych. *Studia i Materiały Centrum Edukacji Przyrodniczo — Leśnej R.* 10. Zeszyt 2 (18) / 2008: 1.
- Minner D. D., Butler J. D. 1985. Drought tolerance of cool season turfgrasses, *Proc. of Fifth Int. Turfgrass Res. Conf.*, Avignon, France 1–15.07.1985, INRA: 199 – 212.
- Pawluśkiewicz B. 2009. Analiza możliwości wykorzystania gazonowych odmian traw do poprawy powierzchni trawiastych na obszarach zurbanizowanych, *Wyd. SGGW, Warszawa*: 106 — 111.
- Rutkowska M., Pawluśkiewicz B. 1996. *Trawniki*, Państwowe Wydawnictwo Rolnicze i Leśne, Warszawa, s. 103.
- Singh J. 1997. Physical behavior of superabsorbent hydrogels in sand. *Phil. Dr. Thesis*, McGill Univ., Montreal.
- Sivapalan S. 2006. Benefits of treating a sandy soil with a cross linked — type polyacrylamide. *Aust. J. Experimental Agric.*, 46: 579 — 584.
- Soheyla S. D., Ahmad G., Shervin A. 2010. The Effects of Hydrophilic Polymer and Soil Salinity on Corn Growth in Sandy and Loamy Soils, *CLEAN – Soil, Air, Water*, Volume 38, Issue 7: 584 — 591.
- Trippei R. R., Goerge M. W., Dumroese R. K., Wenny D. L. 1991. Birch seedling response to irrigation frequency and a hydrophilic polymer amendment in a container medium, *J. Environ. Hort.* 9: 119.
- Wallace A., Wallace G. A. 1986. Effect of polymeric soil conditioners on emergence of tomato seedlings. *Soil Sa.* 141: 321 — 323.

- Woodhouse J. M., Johnson M. S. 1991. The effect of gel forming polymer on seed germination and establishment, *J. Arid Environment* 20: 375 — 380.
- Wrochna M., Gawrońska H., Gawroński S. W. 2005. Salt stress tolerance by ornamental plants considered for phytoremediation of urban areas, *Acta Plant Physiology* 27: 102.
- Wrochna M., 2007, Fizjologiczno-biochemiczne podstawy reakcji na zasolenie wybranych gatunków/ odmian roślin ozdobnych oraz ich przydatność w fitoremediacji, Praca doktorska, SGGW, Warszawa: 64.
- Zapata P., J., Serrano M., Pretel M. T., Amorós A., Botella M. A. 2004. Polyamines and ethylene changes during germination of different plant species under salinity, *Plant Science* 167: 781 — 788.
- Żurek G. 2006. Reakcja traw na niedobory wody — metody oceny i ich zastosowanie dla gatunków trawnikowych, *Monografie i Rozprawy Naukowe, IHAR* Nr 25: 31, 91 — 92.

EWA ZIMNOCH-GUZOWSKA
MAŁGORZATA GOŁĘBIEWSKA

Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — Państwowy Instytut Badawczy w Radzikowie
Oddział w Młochowie

Wykorzystanie biotechnologii przez polską hodowlę roślin

Exploitation of biotechnology by Polish plant breeding

W ramach koordynacji projektu badawczego zamawianego PBZ-MNiSW-2/3/2006 pt. „Nowe metody genetyki molekularnej i genomiki służące doskonaleniu odmian roślin uprawnych” przeprowadzono badania ankietowe wśród krajowych ośrodków hodowli roślin na temat wykorzystania biotechnologii w procesie hodowlanym roślin uprawnych. W badaniach wzięło udział 18 krajowych ośrodków hodowli roślin. Ankieta obejmowała 14 rozbudowanych pytań, ukazujących obecny stan wykorzystania biotechnologii w hodowli twórczej, trudności w uzyskaniu oczekiwanego postępu hodowlanego, znacznie pożądanym kierunków hodowli w poszczególnych gatunkach, obecne i przyszłe zastosowanie markerów molekularnych, zainteresowanie firm hodowlanych w szkoleniu własnego personelu, celowości prowadzenia programu hodowli wstępnej przez wyspecjalizowane ośrodki oraz korzystania z usług biotechnologicznych oferowanych hodowcom.

Słowa kluczowe: kierunki hodowli, ograniczenia postępu hodowlanego, wykorzystanie markerów molekularnych, hodowla wstępna, usługi biotechnologiczne

Survey on application of biotechnology in the breeding process of cultivated plants was organized in the frame of coordination of the PBZ-MNiSW-2/3/2006 project entitled: “New methods of molecular genetics and genomics served to variety improvement in cultivated plants”. All of the eighteen invited domestic breeding centers took part in the survey. Fourteen extended questions were focused on current status of biotechnology application to plant breeding, difficulties in achieving expected breeding progress, importance of desired directions in breeding of respective plant species, use of molecular markers — currently and in the future, interest of breeding companies in training of their own staff, necessity of pre-breeding program realization by specialized centers and use of biotechnological services offered to breeders.

Key words: breeding directions, difficulties in breeding, use of molecular markers, pre-breeding, biotechnological services

WSTĘP

W ramach koordynacji projektu badawczego zamawianego PBZ-MNiSW-2/3/2006 pt. „Nowe metody genetyki molekularnej i genomiki służące doskonaleniu odmian roślin

uprawnych” przeprowadziliśmy badania ankietowe wśród krajowych ośrodków hodowli roślin na temat wykorzystania biotechnologii w procesie hodowlanym roślin uprawnych.

Tabela 1

Ośrodki hodowlane zaangażowane w hodowlę roślin
Breeding centers involved in plant breeding

Lp. No.	Ośrodki hodowlane Breeding centers	Hodowane gatunki Bred species
1	2	3
1	DANKO Hodowla Roślin Sp. z o.o.	Żyto, pszenżyto ozime i jare, pszenica ozima i jara, owies, jęczmień ozimy i jary, groch, żylica wielokwiatowa Rye, winter and spring triticale, winter and spring wheat, oats, winter and spring barley, pea, ryegrass
2	Hodowla Roślin Rolniczych "Nasiona Kobierzyc" Sp. z o.o.	Kukurydza, pszenica ozima i jara Maize, winter and spring wheat
3	Hodowla Roślin Smolice Sp. z o.o. Grupa IHAR	Jęczmień ozimy i jary, rzepak ozimy Winter and spring barley, winter oilseed rape
4	Hodowla Roślin Strzelce Sp. z o.o. Grupa IHAR	Pszenica ozima i jara, pszenżyto ozime i jare, rzepak ozimy i jary, owies, jęczmień jary, bobik, mak Winter and spring wheat, winter and spring triticale, winter and spring oilseed rape, oat, spring barley, faba bean, poppy
5	Poznańska Hodowla Roślin Sp. z o.o.	Pszenica ozima, jęczmień ozimy i jary, żyto ozime, groch siewny, łubin żółty, łubin wąskolistny, kostrzewa czerwona, kostrzewa łąkowa, życica trwała Winter wheat, winter and spring barley, winter rye, pea, yellow lupin, blue lupin, red fescue, meadow fescue, perennial ryegrass
6	Kutnowska Hodowla Buraka Cukrowego Sp. z o.o.	Burak cukrowy Sugar beet
7	Hodowla Ziemniaka Zamarte Sp. z o.o. Grupa IHAR	Ziemniak Potato
8	Pomorsko-Mazurska Hodowla Ziemniaka Sp. z o.o. Oddział Szyldak	Ziemniak Potato
9	Małopolska Hodowla Roślin HBP Sp. z o.o.	Pszenica jara i ozima, owies, jęczmień jary, kukurydza Winter and spring wheat, oat, spring barley, maize
10	Instytut Uprawy Nawożenia i Gleboznawstwa – PIB Puławy	Tytoń, chmiel Tobacco, hop
11	Instytut Włókien Naturalnych i Roślin Zielarskich Poznań	Len zwyczajny, konopie siewne, rośliny zielarskie Common flax, hemp seed, medicinal plants
12	Krakowska Hodowla i Nasiennictwo Ogrodnicze "POLAN" Sp. z o.o.	Ogórek gruntowy, fasola zwykła, kapusta głowiasta biała, marchew, pietruszka korzeniowa, burak ćwikłowy, cebula, bób, papryka, rzodkiewka, sałata, lilia, tulipan Cucumber, common bean, white head cabbage, carrot, parsley, red beet, onion, broad bean, pepper, radish, lettuce, lily, tulip
13	Spółnia Hodowla i Nasiennictwo Ogrodnicze Sp. z o.o.	Bób, burak ćwikłowy, cebula, fasola szparagowa, marchew, ogórek, pietruszka, rzodkiewka Broad bean, red beet, onion, snap bean, carrot, cucumber, parsley, radish
14	Instytut Ogrodnictwa Skierniewice	Jabłoń, śliwa, wiśnia, czereśnia, morela, brzoskwinia, malina, porzeczka czarna, agrest, borówka amerykańska, truskawka, podkładki wegetatywne dla jabłoni i śliwy Apple tree, plum tree, sour cherry tree, cherry tree, apricot, peach, raspberry, blackcurrant, gooseberry, blueberry, strawberry, vegetative stocks for apple and plum trees
15	Instytut Warzywnictwa Skierniewice	Pomidor, ogórek, kalafior, kapusta głowiasta, kapusta brukselska, kapusta pekińska, marchew Tomato, cucumber, cauliflower, head cabbage, Brussel spouts cabbage, chinese cabbage, carrot

c.d. Tabela 1

1	2	3
16	PlantiCo Hodowla i Nasiennictwo Ogrodnicze Zielonki Sp. z o.o.	Pomidor, ogórek, sałata, marchew, por, pietruszka, papryka, burak ćwikłowy, cebula, groch, fasola, seler, kapusta Tomato, cucumber, radish, carrot, leek, parsley, pepper, red beet, onion, pea, bean, celery, cabbage
17	PlantiCo Hodowla i Nasiennictwo Ogrodnicze w Gołębiewie Sp. z o.o.	Pomidor, ogórek, sałata, marchew, por, pietruszka, papryka Tomato, cucumber, radish, carrot, leek, parsley, pepper
18	Legutko Przedsiębiorstwo Hodowlano – Nasienne	Begonia stale kwitnąca, dalia ogrodowa, papryka, ogórek, pomidor Wax begonia, garden dahlia, pepper, cucumber, tomato

W ankiecie wzięły udział wszystkie, zaproszone do jej wypełniania, ośrodki hodowlane: spółki AWRSP i grupy IHAR, instytuty resortowe oraz jedna firma prywatna. W tabeli 1 zestawiono informację o gatunkach roślin, dla których ankietowane ośrodki prowadzą hodowlę twórczą. Dziewięć firm prowadzi hodowlę twórczą roślin rolniczych, sześć ośrodków hoduje rośliny warzywne, trzy rośliny ozdobne, jeden rośliny sadownicze, dwa zajmują się roślinami przemysłowymi, w tym jeden również roślinami zielarskimi.

Ankieta obejmowała 14 rozbudowanych pytań, ukazujących obecny stan wykorzystania biotechnologii w hodowli twórczej oraz oczekiwania polskiej hodowli w aspekcie przyszłego udziału biotechnologii w procesie hodowlanym. Ankieta naświetla również problemy w hodowli poszczególnych gatunków, w których hodowle oczekują pomocy ze strony biotechnologii.

POŻĄDANE KIERUNKI POSTĘPU HODOWLANEGO

Wszystkie ankietowane ośrodki hodowli roślin przedstawiły pożądane kierunki postępu w hodowli nowych odmian w gatunkach, z którymi pracują.

Hodowla jakościowa, w której istotna jest **zawartość związków organicznych** jest prowadzona i ważna w połowie z 18 ankietowanych jednostek. Dotyczy to m.in. prac nad zawartością białek w roślinach zbożowych i motylkowych, skrobi w ziemniakach, tłuszczów w rzepaku i łubinie, beta-glukanów w owsie, alfa-kwasów w chmielu, tanin w bobiku, alkaloidów w łubinie, nornikotyny oraz nitrozoamin w tytoniu. **Skład wybranych związków organicznych** jest badany w 7 programach hodowlanych (np. kwasów tłuszczowych w rzepaku, białek w zbożach, aminokwasów i alkaloidów w roślinach motylkowych, olejków eterycznych w chmielu). **Wartość odżywcza** czy zawartość witamin jest istotna w 9 programach hodowlanych. Badanie zawartości antyoksydantów jest podkreślane jako ważne w 8 odpowiedziach, głównie firm zaangażowanych w hodowlę roślin warzywnych i sadowniczych oraz hodowlę owsa. Jako dodatkowe, ważne cechy jakości wskazano zawartość mikro- i makroskładników w jednym programie hodowli zbóż, zawartość metali ciężkich w roślinach zielarskich oraz smak owoców w roślinach sadowniczych.

W selekcji cech użytkowych plon ogólny jest priorytetowy w 16 programach hodowlanych. Podobnie ważny jest **plon handlowy** (15 programów). Selekcja na wybrane **cechy morfologiczne** jest istotna w 14 firmach hodowlanych i obejmuje cechy specyficzne dla danych gatunków np. karłowatość czy skrócenie źdźbła w zbożach, pokrój roślin, barwę

skórki i miąższu oraz kształt bulw w ziemniakach, odpowiednią treściwość liści tytoniu, barwę kwiatów i owoców roślin ozdobnych. Jako dodatkowe cechy użytkowe wymieniono tolerancję na wyleganie kukurydzy i grochu, czy wartość siewną nasion gatunków roślin włóknistych i zielarskich.

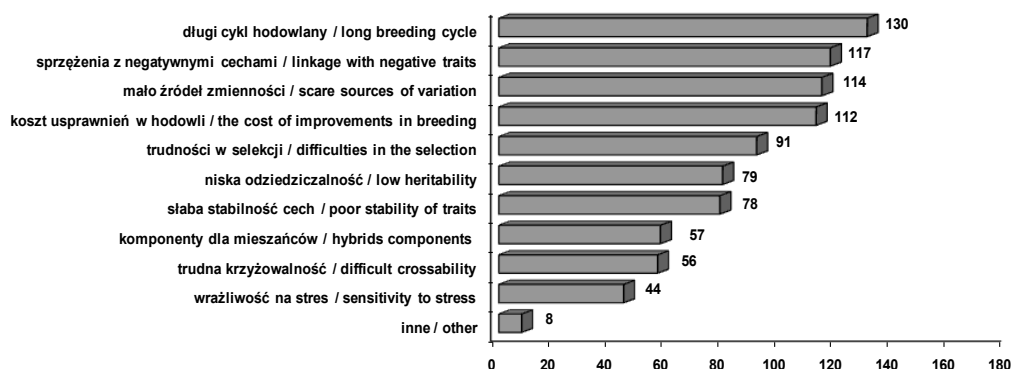
Odporność na patogeny wirusowe jest ważna w programach hodowlanych 17 ośrodków, a odporność na choroby pochodzenia grzybowego we wszystkich 18 analizowanych hodowlach. Odporność na choroby bakteryjne jest podkreślana przez 12 ankietowanych firm. Odporność na szkodniki została wymieniona jedynie przez dwa ankietowane ośrodki a odporność na fitoplazmy przez jeden. Wzrosło znaczenie **reakcji na stresy abiotyczne** w hodowli nowych odmian roślin użytkowych. Wyraźnie widoczne jest zainteresowanie aż szesnastu firm tolerancją na suszę, a dziesięciu firm tolerancją na wysokie temperatury. Tolerancja na chłód czy zimotrwałość jest w sferze zainteresowania trzynastu ośrodków hodowlanych. Mniej ważna w ocenie hodowców jest tolerancja na nadmiar wody, gdyż została wymieniona jedynie przez hodowlę buraka cukrowego i hodowlę roślin sadowniczych.

OCENA OGRANICZEŃ W UZYSKANIU OCZEKIWANEGO POSTĘPU HODOWLANEGO

Hodowla poszczególnych gatunków roślin ma swoją specyfikę. Wynika ona z biologii gatunku i jego genetycznej konstytucji, puli genetycznej, z której korzysta hodowca oraz sposobu użytkowania gatunku przez człowieka. Zapytaliśmy ankietowane hodowle jakie widzą ograniczenia w uzyskaniu postępu w hodowanych gatunkach i jak istotne są te trudności. Wymieniliśmy w ankiecie 10 potencjalnych ograniczeń, z którymi stykają się hodowcy i poprosiliśmy o ich oszacowanie przez ocenę każdego problemu w punktach od 1 do 10, zakładając że im więcej punktów tym większa trudność. Łącznie od wszystkich ankietowanych hodowli najważniejszy czynnik ograniczający postęp hodowlany mógł uzyskać do 180 punktów.

Na rysunku 1 zestawiono, wynikające z ankiety, uszeregowanie wg uzyskanych punktów poszczególnych przyczyn ograniczających postęp hodowlany. Za największe ograniczenie postępu hodowlanego hodowcy uznali **długi cykl hodowlany** (130 pkt), który trwa zależnie od gatunku od 8 do 15 lat.

Kolejnymi ważnymi czynnikami ograniczającymi postęp są, zdaniem hodowców, istniejące **sprzężenia cech hodowlanych z cechami niepożądanymi** (117 pkt) oraz **wąska pula nowych źródeł zmienności** (114 pkt). Istotne znaczenie ma również **koszt wprowadzania usprawnień w hodowli** (112 pkt). Średnie trudności (ocena od 91 do 78 pkt) powodują natomiast takie czynniki jak **trudności w selekcji** oraz **niska odziedziczalność selekcionowanych cech** czy **słaba stabilność wybranych cech** wiodących. **Dostępność komponentów rodzicielskich** do form mieszańcowych nie jest dużym problemem w większości programów hodowlanych (57 pkt) podobnie jak **trudna krzyżowalność** form rodzicielskich (56 pkt). Hodowcy nie ocenili również jako dużej przeszkody **zbytnej wrażliwości na czynniki biotyczne i abiotyczne** puli materiałów hodowlanych (44 pkt). Jako dodatkowe, inne problemy dla hodowców, dwa programy wymieniły płodność roślin oraz aborcję kwiatów w roślinach strączkowych (8 pkt).



Rys. 1. Łączna ocena ograniczeń w uzyskaniu postępu hodowlanego (w punktach od 1 do 10, dla każdej wymienionej trudności). Łącznie, najważniejszy czynnik ograniczający postęp hodowlany mógł uzyskać do 180 punktów

Fig. 1. Total assessment of the limitations in achieving the breeding progress (in points 1 to 10, for each of the listed difficulty). The most important factor limiting the breeding progress could get up to 180 points in total

OBECNE WYKORZYSTANIE TECHNIK BIOTECHNOLOGICZNYCH

W ocenie stosowania technik biotechnologicznych w pracy hodowlanej popularne okazało się wykorzystanie **kultur *in vitro*** do usprawniania hodowli. Łącznie 14 ośrodków wskazało na wykorzystywanie techniki *in vitro* do produkcji haploidów, 9 firm wykorzystuje kultury *in vitro* do szybkiego mnożenia materiału hodowlanego, 6 stosuje technikę *in vitro* przy uwalnianiu materiałów hodowlanych od patogenów i aż trzy ośrodki mają styczność z fuzją protoplastów w wyniku współpracy z UR w Krakowie (marchew, kapusta).

Markery molekularne jako technika wspomagająca selekcję była stosowana w 12 ankietowanych jednostkach hodowlanych w stosunku do takich cech jak obecność genów męskiej sterility typu Ogura oraz genów restorerów płodności w rzepaku, genów odporności na choroby i genów karłowatości w zbożach oraz genów odporności na zarazę ziemniaka w ziemniakach. Markery były stosowane w hodowli roślin sadowniczych i warzywnych oraz tytoniu. Skala stosowania markerów jest ograniczona do specyficznie wybranych materiałów hodowlanych.

Markery biochemiczne mają zastosowanie w 5 firmach hodujących zboża, głównie w selekcji form o wysokiej wartości wypiekowej, oceniane są skład i zawartość białek HMW frakcji prolamin. Markery biochemiczne stosowane są też w jednej firmie zajmującej się hodowlą cebuli, marchwi i buraka ćwikłowego.

Spośród 18 ankietowanych ośrodków tylko jeden wskazał na próby zastosowania **transgenezy** w ulepszaniu hodowanego gatunku — truskawki.

Stosunkowo słabo wykorzystywane są nowoczesne **metody diagnostyczne**. Najczęściej stosowana jest diagnostyka wykorzystująca reakcję łańcuchową polimerazy PCR (7 firm) oraz testy immunoenzymatyczne ELISA (6 firm). Testy immuno-fluorescencyjne IFAS stosują dwie firmy hodujące ziemniaki do detekcji sprawcy bakteriozy pierścieniowej. Poza wymienionymi wyżej technikami biotechnologicznymi, tylko jeden z ankietowanych ośrodków hodowlanych, sięga po dodatkowe techniki z zakresu genomiki strukturalnej i funkcjonalnej (w hodowla truskawki i jabłoni).

WYKORZYSTANIE MARKERÓW MOLEKULARNYCH W PROCESIE SELEKCJI

Hodowcy pytani o cechy, dla których markery molekularne mogą ułatwić selekcję wymieniają szereg różnorodnych cech dla poszczególnych roślin uprawnych: odporność na rizomanię i nicienie oraz tolerancję na suszę buraka cukrowego, odporność na stresy abiotyczne, męską sterylność w gatunkach warzywnych, determinację płci, rodzaj cytoplazmy (ważne w hodowli mieszańcowej), przywracanie płodności w gatunkach warzywnych i rzepaku, odporność na patogeny wirusowe, grzybowe i bakteryjne większości gatunków roślin, homozygotyczność względem wybranych cech. Markery molekularne mogą być też ważne w selekcji cech morfologicznych (np. karłowatość zbóż) oraz wybranych cech jakościowych w roślinach zbożowych i oleistych, jakości i ilości włókien w lnieniu i konopiach, zawartości substancji czynnych w roślinach zielarskich, niskiej zimotrwałości w zbożach ozimych czy odporności ziemniaka na mątwika ziemniaczanego.

Spośród 18 ankietowanych firm 13 ma pewne doświadczenie w stosowaniu markerów molekularnych w selekcji. Markery były stosowane np. do określenia dystansu genetycznego w buraku cukrowym, czy w selekcji form odpornych na patogeny np. ziemniaka odpornego na zarazę ziemniaka z genem *Rpi-phul*, czy w selekcji form odpornych na choroby grzybowe jabłoni, truskawki i porzeczki.

Cztery ankietowane jednostki są skłonne pracować zarówno z markerami specyficznymi w zależności od ocenianej cechy i źródła, jak i uniwersalnymi, ale są również cztery firmy, które nie chcą wdrażać markerów specyficznych i czekają na ofertę markerów uniwersalnych, które będą związane z daną cechą a nie z pochodzeniem tej cechy i będą działać w szerokim spektrum genetycznym.

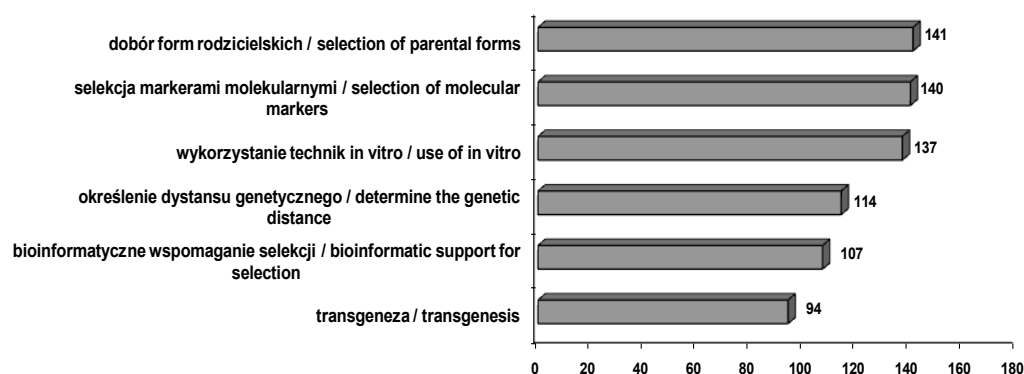
Zainteresowanie korzystaniem z usług biotechnologicznych (selekcja markerami, czy diagnostyka) prowadzonych przez wyspecjalizowaną firmę na zlecenie, wykazało 12 z 18 ankietowanych jednostek hodowlanych. Jednak pytanie o środki finansowe, które hodowle były lub są skłonne asygnować na usługi biotechnologiczne wspomagające proces hodowli było dla firm dość kłopotliwe. Proszono o wskazanie sumy, do której hodowle opłacały lub mogą opłacać testowanie potomstwa pod względem jednej cechy. Odpowiedź uzyskano od siedmiu firm. Hodowcy gatunków warzywnych zadeklarowali opłatę rzędu 20 zł za waloryzację jednej cechy w jednym genotypie (płacono dotychczas ok. 50 zł). Hodowcy zbóż zaproponowali ok. 10 zł za jedną cechę przy ogólnej wyasygnowanej puli od 10 000 zł do 50 000 zł w skali roku. Spółka hodująca ziemniak wskazała, że poza firmą prowadzi jedynie badania obowiązkowe (np. ocena odporności na raka ziemniaka czy

matówki). Skala zleczanych badań zadeklarowana przez hodowle jest ograniczona i nie jest przekonywującą podstawą dla stworzenia firmy z usługami tego rodzaju.

Spośród 18 ankietowanych jednostek 14 stwierdziło, że posiada własne laboratorium biotechnologiczne, z czego w 6 firmach są laboratoria kultur tkankowych, a w trzech polskich ośrodkach hodowli roślin są co najmniej dwa laboratoria biotechnologiczne. Wyszkolony personel posiada 11 firm, ale również co najmniej 8 firm potwierdziło chęć szkolenia swojego personelu do wdrażanych technik biotechnologicznych. Tylko jeden ankietowany ośrodek hodowlany korzystał z usług zagranicznej firmy biotechnologicznej, wykonując wysokoprzepustowe sekwencjonowanie roślin ogrodniczych.

OCENA JAK PROGRAMY BIOTECHNOLOGICZNE MOGĄ USPRAWNIĆ HODOWLĘ

Hodowle oceniały przydatność poszczególnych działań biotechnologicznych dla usprawnienia procesu hodowli odmian, przyznając wymienionym obszarom działań punkty w skali 1–10, gdzie 10 to ocena priorytetowa. Każdy z obszarów mógł osiągnąć maksymalnie 180 punktów. I tak największe znaczenie w ocenie hodowców ma **dobór form rodzicielskich** (141 pkt), a następnie **wykorzystanie markerów molekularnych** do selekcji (140 pkt) — rysunek 2.



Rys. 2. Oszacowanie roli obszarów działań biotechnologicznych w usprawnianiu hodowli (w punktach 1-10, gdzie 10 to znaczenie priorytetowe) przez 18 ośrodków hodowli twórczej. Łącznie każdy z obszarów mógł osiągnąć do 180 punktów

Fig. 2. Evaluation of the role of biotechnology areas in improvement of breeding (in points 1-10, where 10 is a high priority) by 18 breeding centers. Each area could get up to 180 points in total

Równie ważne, zdaniem hodowców, jest wykorzystanie różnych **technik *in vitro*** (137 pkt). Wyraźnie mniejsze znaczenie ma **określenie dystansu genetycznego** (114 pkt), następnie **bioinformatyczne wspomaganie selekcji** (107 pkt) i najmniej w tej grupie **transgeneza** (94 pkt). Hodowla komercyjna, finansowana z własnego nasiennictwa i nastawiona na działanie na rynku, ostrożnie ocenia wykorzystanie transgenezy w procesie hodowli, licząc się zapewne ze sceptyczną postawą społeczną w stosunku do żywności GM

na rynku krajowym i europejskim. Zaskakuje natomiast niewysokie oszacowanie znaczenia bioinformatyki, która może w istotny sposób wspomóc selekcję genomową.

Dwanaście ankietowanych ośrodków hodowli z 18 uznało za pożądane prowadzenie hodowli wstępnej (syntezę materiałów wyjściowych) przez wyspecjalizowane jednostki. Hodowle komercyjne oczekują, że materiały wyjściowe uzyskiwane w wyniku tych prac istotnie mogą wspomóc dobór form rodzicielskich w prowadzonych przez nie programach krzyżowań.

PODSUMOWANIE

Summary obraz obecnego wykorzystania różnych działań biotechnologicznych w hodowli twórczej nowych odmian wskazuje, że firmy hodowlane wdrożyły z dobrym skutkiem różne techniki kultur *in vitro* do procesu hodowli. Większość firm korzysta również z markerów molekularnych, jednak nie wszystkie same przeprowadzają analizy molekularne, korzystając ze współpracy z jednostkami badawczymi lub uczelniami. Obecnie, nie są to działania prowadzone w znacznej skali, ale oczekiwania poszczególnych hodowli są duże, co zostało wyrażone w długiej liście cech, dla których markery molekularne mogą ułatwić selekcję. Należy się liczyć z dynamicznym wzrostem wykorzystania markerów molekularnych do selekcji genotypowej (*MAS* — *marker assisted selection*), która istotnie może wspomóc selekcję fenotypową i usprawnić cykl hodowlany. Szerokie wdrożenie *MAS* powinno doprowadzić do skrócenia cyklu hodowli, którego długość, zdaniem hodowców, jest głównym czynnikiem ograniczającym postęp hodowlany. Jednocześnie należy zwrócić uwagę, aby koszty wprowadzania nowych technik były możliwie niskie, gdyż wysokość kosztów usprawnień w hodowli jest wymieniana w ankiecie jako ważny, czwarty z kolei czynnik ograniczający postęp. Duże oczekiwania mają hodowcy w zakresie doboru form rodzicielskich w oparciu o ich genotypy — jest to ich zdaniem działanie priorytetowe, które może usprawnić proces hodowlany. Obecnie w Polsce wiedza o genotypach krzyżowanych form rodzicielskich jest znikoma i wyrywkowa, bo dotyczy wybranych cech. Warto, aby inicjatywa stworzenia platformy DArT w Polsce wspomogła krajową hodowlę w genetycznym identyfikowaniu (metryczkowaniu) odmian i form rodzicielskich i pozwoliła na rozpoczęcie prac nad selekcją genomową. Stosunkowo zachowawczo reaguja hodowcy na wykorzystanie transgenezy w pracach hodowlanych, co zapewne wynika z konserwatywnej reakcji konsumentów na żywność GM. Nowoczesna diagnostyka oparta o techniki PCR, ELISA czy IFAS jest wykorzystywana w mniej niż połowie firm hodowlanych. Przeprowadzona ankieta wskazuje na ważne elementy współpracy nauki i hodowli. Ankietowane hodowle są zainteresowane współpracą z ośrodkami wyspecjalizowanymi w syntezie materiałów wyjściowych, co powinno przyspieszać postęp w hodowli. Widać również zainteresowanie hodowli szerszym wdrażaniem markerów molekularnych do selekcji roślin oraz doszkoleniem personelu w aplikacjach biotechnologicznych. Większość ośrodków hodowlanych jest zainteresowana zlecaniem usług biotechnologicznych wyspecjalizowanej firmie, aczkolwiek wielkość tego rynku nie jest sprecyzowana.

PODZIĘKOWANIE

Powyższe opracowanie powstało dzięki udziałowi w ankiecie wszystkich zaproszonych krajowych ośrodków prowadzących hodowlę twórczą roślin, za co autorki serdecznie dziękują.

ADRIANA DEREJKO¹**WIESŁAW MĄDRY¹****DARIUSZ GOZDOWSKI¹****JAN ROZBICKI²****JAN GOLBA²****MARIUSZ PIECHOCIŃSKI²****MARCIN STUDNICKI¹**¹ Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki, SGGW, Warszawa² Katedra Agronomii, SGGW, Warszawa

Wpływ odmian, miejscowości i intensywności uprawy oraz ich interakcji na plon pszenicy ozimej w doświadczeniach PDO

The influence of cultivar, location, crop management intensities, and their interactions on winter wheat yield in post-registration multi-environment trials (PDO)

Celem pracy jest adaptacja, przedstawienie, empiryczna ilustracja zastosowania oraz ocena przydatności łącznej trójkierunkowej analizy wariancji i procedury Tukeya dla wielokrotnych porównań średnich do wnioskowania o reakcji odmian na warunki agroekologiczne (środowiskowe) w miejscowościach i na intensywność uprawy (A1 i A2), z wykorzystaniem danych z jednorocznej, wielokrotnej serii dwuczynnikowych doświadczeń PDO, zakładanych w układzie split-block. Ilustracja empiryczna obejmowała analizę danych dla plonu ziarna pszenicy ozimej z mikropoletek, wyodrębnionych w doświadczeniach PDO w 2009 roku. Proponowana metodyka statystyczna okazała się efektywna przy wnioskowaniu o reakcji badanych odmian pszenicy ozimej zarówno na warunki środowiskowe, jak i intensywność uprawy. W badanych warunkach pogodowych odmiany pszenicy ozimej reagowały różnie pod względem plonu ziarna na zmienne warunki środowiskowe w Polsce, zaś reagowały one podobnym wzrostem plonu na zwiększenie intensywności uprawy, niezależnie od miejscowości. Średnie dodatnie efekty wzrostu intensywności uprawy na plon w środowiskach stacji oceny odmian zmniejszały się, wraz ze zmniejszaniem się produktywności tych środowisk.

Słowa kluczowe: interakcja odmiana × środowisko, interakcja odmiana × uprawa, interakcja środowisko × uprawa, niekompletny układ split-block, łączna analiza wariancji, procedura Tukeya

The objective of the research was adaptation, presentation, empirical illustration and evaluation of usefulness of the three-way combined analysis of variance and the Tukey's procedure of multiple mean comparisons to inference on cultivars response patterns to agro-ecological conditions (environments, locations) and to two crop management intensities (A1 and A2), using data obtained in post-registration

two-factorial multi-environment trials (the PDO trials), arranged in split-block design. Empirical illustration involves the analysis of winter wheat grain yield data recorded on micro-plots within plots of the PDO trials in 2009. The proposed statistical methodology was effective to inference on the studied cultivars response to environments and the crop management intensities. In the weather conditions of 2009 the winter wheat cultivars responded variously with grain yield to varied environments across Poland, meanwhile they showed similar increase of yield under more intensive crop management, independently on the test locations. The mean positive effects of more intensive crop management on yield decreased in locations when their productivity (fertility) decreased.

Key words: interaction cultivar $\times$ environment, interaction cultivar $\times$ crop management intensity, interaction environment $\times$ crop management intensity, incomplete split-block design, combined analysis of variance, Tukey's procedure

WSTĘP

W Polsce od 1998 roku wprowadzony został system doświadczeń odmianowo-uprawowego, zwany Porejestrowym Doświadczeniem Odmianowym (PDO). W ramach tego systemu doświadczeń wykonuje się wielokrotną (w wielu miejscowościach) i wieloletnią serię doświadczeń dwuczynnikowych, w których jednym czynnikiem są odmiany, drugim zaś, poziomy intensywności uprawy (A1 — o niższych nakładach, A2 — o wyższych nakładach). Największy zakres takich badań dotyczy odmian zbóż, w tym pszenicy ozimej. We wszystkich doświadczeniach założonych w systemie PDO obowiązuje metodyka opracowana przez Centralny Ośrodek Badania Odmian Roślin Uprawnych, w której zawarte są wytyczne dla każdego etapu doświadczenia, tj. planowania, obserwacji, pomiarów i sposobu dokumentowania wyników (COBORU 2002). W serii dwuczynnikowych doświadczeń PDO, w każdej miejscowości i roku, jest stosowany eksperymentalny niekompletny układ pasów prostopadłych, nazywany też układem split-block (Elandt, 1964; Mejza, 1999; Mintenko i in., 2002).

Serie dwuczynnikowych doświadczeń PDO prowadzone jednocześnie w wielu miejscowościach i wielu latach umożliwiają badanie zróżnicowanej reakcji odmian najważniejszych roślin pod względem cech rolniczych (głównie plonu i cech jego jakości) na przestrzennie zmienne warunki środowiskowe, czyli agroekologiczne (warunki glebowe, pogodowe, czynniki biotyczne) w kraju oraz poziomy intensywności uprawy w różnych warunkach środowiskowych. Takie serie doświadczeń i wszechstronne badania na nich oparte stanowią dojrzałą i bardzo wartościową koncepcję naukowo-wdrożeniową w agronomii (Ma i in., 2004; Anderson, 2010; Annicchiarico i in., 2010). Ich wyniki dostarczają sprawdzonych informacji o rolniczej przydatności odmian do uprawy intensywnej lub umiarkowanej intensywnej w różnych mikro-rejonach (podstawa do mikro-rejonizacji odmian w województwach) lub w całym kraju, a także pozwalają wykryć czynniki ograniczające dla uprawy zarejestrowanych odmian w niektórych rejonach kraju (Ayoub i in., 1994; Oscarsson i in., 1998; Cooper i in., 2001; Schmidt i in., 2001; Annicchiarico, 2002; Mintenko i in., 2002; Ma i in., 2004; Souza i in., 2004; Anderson, 2010; Annicchiarico i in., 2010).

Efektywne wnioskowanie w wymienionym zakresie na podstawie danych dla plonu ziarna i innych cech, otrzymanych z wielokrotnej i wieloletniej serii dwuczynnikowych

doświadczeń PDO, wymaga opracowania oraz zastosowania adekwatnej i specjalistycznej metodyki statystycznej, opartej na stałym lub mieszanym liniowym modelu ANOVA dla tych danych. Dotychczas niewielu biometryków i badaczy zajmowało się opracowaniem nowych oraz (lub) rozwinięciem, uogólnieniem i adaptacją istniejących metod, przydatnych do wielostronnego wnioskowania w takiej serii doświadczeń, głównie ze względu na duży stopień komplikacji celów wnioskowania. Dlatego brakuje sprawdzonych i uznanych rozwiązań metodycznych w tym obszarze badań, a ponadto ograniczony dorobek tej metodyki zagranicą jest mało znany i stosowany w kraju. Jedyną publikacją stricte statystyczno-metodyczną, przedstawiającą algorytmy analizy wariancji (ANOVA) do wnioskowania na podstawie danych z dwuczynnikowej serii doświadczeń, planowanych w układzie losowanych bloków i split-plot oraz powtarzanych w przestrzeni w jednym roku oraz w przestrzeni i czasie, jest krótka praca McIntosh (1983). W modelach ANOVA dla danych z wielokrotnej i wieloletniej serii doświadczeń dwuczynnikowych autorka przyjmuje, że odmiany i sposoby uprawy są czynnikami stałymi, zaś miejscowości i lata są alternatywnie, czynnikami stałymi, losowymi albo jeden z nich jest czynnikiem stałym, drugi zaś, losowym. Istnieją także nieliczne zastosowania tej metodyki (Ayoub i in., 1994; Cooper i in. 2001; Schmidt i in. 2001; Carr i in., 2003; Ma i in., 2004; Souza i in., 2004; Annicchiarico i in., 2010).

Prostszym podejściem do wnioskowania z wielokrotnej i wieloletniej serii doświadczeń jest przeprowadzenie analizy danych i wnioskowania oddzielnie dla każdego roku. To podejście jest uzasadnione, a nawet optymalne wtedy, gdy seria doświadczeń PDO była przeprowadzona tylko w dwóch latach (Fan i in., 2007) i stwierdzono co najmniej jeden rodzaj interakcji, w której uczestniczy czynnik lata. W takich przypadkach, ocena reakcji odmian na każdy z czynników środowiskowych, określona na podstawie odpowiednich średnich badanej cechy, obliczonych z dwóch lat, jest tym mniej miarodajna merytorycznie i mniej wiarygodna dla praktyki rolniczej, im większe jest znaczenie ilościowe efektów interakcji każdego z trzech badanych czynników (odmian, uprawy i miejscowości) z latami w uwarunkowaniu zróżnicowania badanej cechy. W pracy McIntosh (1983) został podany algorytm łącznej analizy wariancji dla jednorocznej, wielokrotnej serii doświadczeń dwuczynnikowych, planowanych w układzie losowanych bloków i split-plot, z odmianami i sposobami uprawy, traktowanymi jako czynniki stałe oraz miejscowościami traktowanymi, jako czynnik stały lub losowy. Jeśli miejscowości są uznane jako czynnik stały, wtedy odpowiadającym modelem ANOVA danych z serii doświadczeń jest model stały, zaś w przypadku potraktowania miejscowości za czynnik losowy, odpowiedni dla takiej serii doświadczeń jest model mieszany. Niektóre rodzaje algorytmów analizy wariancji podane w pracy McIntosh (1983) zostały zastosowane do wnioskowania w wielokrotnych seriach dwuczynnikowych doświadczeń odmianowo-uprawowych (Schmidt i in., 2001; Geleta i in., 2002; Carr i in., 2003).

Celem niniejszej pracy jest adaptacja podejścia McIntosh (1983), przedstawienie oraz empiryczna ilustracja zastosowania i ocena przydatności statystycznej metodyki wnioskowania o różnorodnej reakcji badanych odmian na zmienne warunki środowiskowe (agroekologiczne) w miejscowościach oraz intensywność uprawy na podstawie danych z jednorocznej, wielokrotnej serii dwuczynnikowych doświadczeń PDO, zakładanych w

układzie split-block. Metodyka ta obejmuje łączną trójkierunkową analizę wariancji według modelu stałego oraz procedurę Tukeya dla wielokrotnych porównań średnich obiektowych. Ilustracja empiryczna została przeprowadzona za pomocą analizy danych dla plonu ziarna pszenicy ozimej otrzymanych z mikropoletek, wyodrębnionych w doświadczeniach PDO w 2009 roku. Sformułowano także wnioski merytoryczne o reakcji plonu odmian na warunki środowiskowe w stacjach COBORU oraz intensywność uprawy.

MATERIAŁ I METODY

Materiał doświadczalny

Każdego roku przeprowadzane są serie odmianowo-uprawowych doświadczeń PDO dla pszenicy ozimej, uwzględniające odpowiedni zestaw odmian oraz badawczych miejscowości (Stacji Doświadczalnych Oceny Odmian, SDOO oraz Punktów Doświadczalnych), należących do bazy doświadczalnej COBORU i dobrze reprezentujących przestrzenną zmienność środowiskową najważniejszych rejonów uprawy tego gatunku roślin w Polsce. W kolejnych latach większość odmian badanych w ten sposób powtarza się, jednak permanentnie włączane są także inne odmiany, zarówno te nowo zarejestrowane w Polsce, jak i w Unii Europejskiej, a jednocześnie wyłączane są z badań odmiany starsze. Takie serie doświadczeń PDO nazywane są seriami L, z szerokim doбором odmian ustalonym przez specjalistów COBORU.

Doświadczenia w każdej stacji są przeprowadzane na dwóch poziomach intensywności uprawy: A1 i A2, przedstawione w tabeli 1 (COBORU, 2002).

Tabela 1

Charakterystyka dwóch poziomów intensywności uprawy A1 i A2, badanych w wielokrotnej serii doświadczeń PDO
Characteristics of two crop management intensities – A1 and A2, examined in the post-registration multi-environment trials (PDO)

Rodzaj zabiegu Agronomic treatment	Poziom intensywności uprawy Crop management intensity	
	A1	A2
Nawożenie azotowe (kg N/ha) Nitrogen application level	+	dawka N dla A1+40 N level for A1+40
Stosowanie fungicydu: pierwszy zabieg (ochrona podstawy źdźbła i liści) Fungicide use: the first treatment (protection of stalk and leaves)		+
Stosowanie fungicydu: drugi zabieg (ochrona liści i kłosa) Fungicide use: the second treatment (protection of culm base and leaves)		+
Stosowanie regulatora wzrostu Retardant use		+
Nawożenie dolistne preparatem wieloskładnikowym Foliar multicomponent fertilization use		+

Poziom A1 (niższy, czyli umiarkowanie intensywny) nie obejmuje zabiegów ochrony roślin, tylko nawożenie standardowe dostosowane do warunków danej stacji doświadczalnej. Na poziomie A2 (wyższym, czyli intensywnym) stosowano zwiększone nawożenie azotem o 40 kg/ha w porównaniu do poziomu A1 oraz ochronę przed chorobami roślin i

wyleganiem oraz nawożenie dolistne. Pozostałe zabiegi uprawowe i pielęgnacyjne były analogiczne dla obu poziomów intensywności uprawy.

Doświadczenia PDO z serii L zakładane są w dwóch powtórzeniach w dwuczynnikowym niekompletnym układzie split-block, zwanym także układem pasów prostopadłych (Elandt, 1964; Mejza, 1999; Mintenko i in., 2002). W obrębie bloków na jednych podblokach były rozlosowane odmiany, zaś na drugich podblokach, prostopadłych do pierwszych, były rozlosowane dwa poziomy intensywności uprawy. Wielkość poletka wynosi 16,5 m² (11 m × 1,5 m), natomiast do zbioru wykorzystuje się obszar 15,0 m² (10 m × 1,5 m). Dla obu poziomów intensywności uprawy obsada ziarniaków była jednakowa podczas siewu, zaś wahała się od 400 do 550 szt./m², w zależności od odmiany i żyzności gleby w stacji.

Tabela 2

Odmiany pszenicy ozimej badane w ośmiu miejscowościach serii dwuczynnikowych doświadczeń PDO w roku 2009

Winter wheat cultivars tested in eight locations of post-registration multi-environment trials (PDO) in 2009

Odmiana Cultivar	Rok rejestracji Release year	Hodowca Breeder
Markiza	2007	Hodowla Roślin Strzelce sp. z o.o. Grupa IHAR
Tonacja	2001	Hodowla Roślin Strzelce sp. z o.o. Grupa IHAR
Wydma	2005	Hodowla Roślin Smolice sp. z o.o. Grupa IHAR
Muszelka	2008	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.
Ostroga	2008	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.
Figura	2007	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.
Bogatka	2004	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.
Smuga	2004	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.
Finezja	2002	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.
Mewa	2000	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.
Naridana	2006	Poznańska Hodowla Roślin sp. z o.o.
Legenda	2005	Poznańska Hodowla Roślin sp. z o.o.
Nadobna	2003	Poznańska Hodowla Roślin sp. z o.o.
Kohelia	2008	Hodowla Roślin Rolniczych - Nasiona Kobierzyc
Satyna	2004	Hodowla Roślin Rolniczych - Nasiona Kobierzyc
Boomer	2006	RAGT Seeds Ltd.
Rapsodia	2003	RAGT Seeds Ltd.
Jenga	2008	Nordsaat Saatzeitgesellschaft mbH
Mulan	2008	Nordsaat Saatzeitgesellschaft mbH
Meteor	2007	SW Seed Hadmersleben GmbH
Türkis	2006	SW Seed Hadmersleben GmbH
Alcazar	2006	Secobra Recherches
Flair	2002	Saatzeit Hans Schweiger and Co. oHG
Ludwig	2006	Saatzeit Donau Ges.m.b.H. and CoKG
Kris	2000	RAGT Seeds Ltd.
Garantus	2007	R2n SAS
Anthus	2006	KWS Lochow GmbH
Akteur	2007	Deutsche Saatveredelung AG,

W tej pracy rozpatrywano dane dla plonu ziarna 28 celowo wybranych odmian pszenicy ozimej w serii L doświadczeń PDO (tab. 2), otrzymane w 8 miejscowościach badawczych (Stacjach Doświadczalnych Oceny Odmian i Punktach Doświadczalnych COBORU) w roku 2009 (rys. 1), które wybrano możliwie reprezentatywnie spośród uczestniczących w

tej serii doświadczeń, wszystkich Stacji i Punktów Doświadczalnych COBORU rozmieszczonych w całym kraju. Taki wybór stacji podnosi poznawcze i praktyczne ogólne znaczenie wyprowadzonych w pracy wniosków. Odmiany wybrano do badań tak, aby były one powtarzalne we wszystkich stacjach oraz reprezentowały różnorodność genetyczną pod względem cech jakości ziarna i środowiskowej adaptacji nowoczesnych odmian pszenicy ozimej, zarejestrowanych w ostatnich kilku latach w Polsce i Unii Europejskiej. Analizowane dane doświadczalne uzyskano w trakcie badań w ramach projektu badawczego MNiSW nr N N310 091136 pt. „Badanie uwarunkowania plonu ziarna odmian pszenicy ozimej przez cechy plonotwórcze roślin”. Z rysunku 1 wynika, że rozmieszczenie rozpatrywanych stacji doświadczalnych dobrze reprezentuje zmienność przestrzenną warunków środowiskowych (glebowych, klimatycznych i biotycznych) w ważnych rejonach uprawy pszenicy ozimej w Polsce.



Rys. 1. Lokalizacja Stacji Doświadczalnych Oceny Odmian (SDOO) i Punktów Doświadczalnych COBORU, z których pochodzą dane uzyskane w serii doświadczeń PDO z odmianami pszenicy ozimej w roku 2009

Fig. 1. The test locations (stations) of PDO trials in which the winter wheat data were collected in 2009

Rośliny pobierano w fazie dojrzałości pełnej z mikropoletek o powierzchni 1 m², wyciętych z każdego poletka w poszczególnych doświadczeniach, we wszystkich miejscowościach. Przeprowadzono analizę statystyczną dla plonu ziarna.

Analiza statystyczna

Do wnioskowania z danych uzyskanych w rozpatrywanej serii doświadczeń PDO w ośmiu miejscowościach była zastosowana łączna trójkierunkowa analiza wariancji według modelu stałego z trzema błędami doświadczalnymi, odpowiednimi dla eksperymentalnego układu doświadczalnego typu split-block oraz podejście post-hoc, oparte na procedurze Tukeya dla wielokrotnych porównań średnich obiektowych. W niniejszych rozważaniach przyjęto, że badawcze miejscowości (stacje) są czynnikiem stałym (tak samo, jak odmiany i intensywność uprawy). Konsekwencją metodyczno-statystyczną tego założenia jest odnoszenie wniosków o plonowaniu odmian pszenicy ozimej tylko do tych miejscowości, w których wykonano serię doświadczeń PDO. Jest to związane z naturą zastosowanego narzędzia statystycznego (procedura Tukeya), umożliwiającego testowanie istotności średnich obiektowych, przy merytorycznym wnioskowaniu o przeciętnym zróżnicowaniu plonowania odmian oraz ich różnorodnej reakcji pod względem plonu na środowiska w miejscowościach i intensywność uprawy, a także o reakcji pszenicy ozimej na intensywność uprawy w różnych warunkach środowiskowych miejscowości badawczych. Łączna analiza wariancji dla rozpatrywanego typu serii doświadczeń, planowanych w układzie split-block, z miejscowościami, odmianami i poziomami intensywności uprawy traktowanymi jako czynniki stałe (tab. 3), jest odpowiednio zmodyfikowaną postacią podobnej analizy wariancji dla serii doświadczeń wielokrotnych w układzie split-plot, podaną przez McIntosh (1983) i dostosowaną do układu split-block tych doświadczeń (Elandt, 1964; Mejza, 1999; Mintenko i in., 2002).

Łączną analizę wariancji dla plonu ziarna z rozpatrywanej serii doświadczeń wykonano za pomocą procedury GLM w programie SAS 9.1 (SAS Institute Inc. 2004 SAS OnlineDoc® 9.1.3. Cary, NC). Kod procedury wykorzystanej w łącznej analizie wariancji i wielokrotnych porównaniach średnich obiektowych za pomocą metody Tukeya jest przedstawiony poniżej:

```
PROC GLM data=danel;
  class miejscowosc blok poziom odmiana;
  model plon = miejscowosc blok(miejscowosc)
           poziom poziom*miejscowosc poziom*blok(miejscowosc)
           odmiana odmiana*miejscowosc odmiana*blok(miejscowosc)
           poziom*odmiana poziom*odmiana*miejscowosc;
  test h = poziom      e=poziom*blok(miejscowosc);
  test h = odmiana     e=odmiana*blok(miejscowosc);
  test h=poziom*miejscowosc e=poziom*blok(miejscowosc);
  test h=odmiana*miejscowosc e=odmiana*blok(miejscowosc);
  MEANS poziom/TUKEY      E= poziom*blok(miejscowosc);
  MEANS odmiana/TUKEY E= odmiana*blok(miejscowosc);
run;
```

WYNIKI I DYSKUSJA

Łączne średnie kwadraty dla każdego z trzech błędów w analizie wariancji (tab. 4) były następujące: $MS_5 > MS_{11}$ oraz $MS_8 > MS_{11}$. Największy był średni kwadrat dla błędu I

(równy 11498), określający losową (mikro-środowiskową) zmienność plonu ziarna pomiędzy dużymi podblokami (dla intensywności uprawy) w obrębie bloków. Natomiast, średnie kwadraty dla błędu II i III (MS_8 i MS_{11}) były ponad 2 razy mniejsze (równe odpowiednio 4491 i 4860). Zatem, losowa (mikro-środowiskowa) zmienność plonu ziarna pomiędzy znacznie (28 razy) mniejszymi podblokami (dla odmian) w obrębie bloków oraz zmienność losowa resztowa pomiędzy małymi poletkami (dla kombinacji odmian z intensywnością uprawy) w obrębie bloków jest znacząco mniejsza na polach w ośmiu miejscowościach badawczych. Ma to odpowiednie konsekwencje dla wiarygodności wnioskowania o istotności głównych i interakcyjnych efektów rozpatrywanych czynników. Zatem, zgodnie z zasadami testowania tych efektów z uwzględnieniem różnych błędów w analizie wariancji i procedurach porównań wielokrotnych (tab. 3 i 4), najmniej wiarygodnie (z najmniejszą precyzją) będziemy wnioskować o efektach głównych intensywności uprawy oraz interakcji podwójnej uprawa $\times$ miejscowości.

Tabela 3

Tabela łącznej analizy wariancji opartej na modelu stałym dla danych z jednorocznej, wielokrotnej serii doświadczeń dwuczynnikowych, planowanych w układzie split-block
Table of the combined analysis of variance based on the fixed effect model for data from single-year two-factorial PDO trials carried out in split-block design

Źródła zmienności — Sources of variation		Stopnie swobody Degrees of freedom (Df)	Średnie kwadraty Mean squares (MS)	F F-ratio
Nazwa Name	Symbol Abbreviation			
Miejscowości Locations	L	l-1	M1	M1/M2
Bloki w miejscowościach Blocks in locations	Bloki/L Blocks/L	(r-1)l	M2	
Uprawa Management	A	a-1	M3	M3/M5
Uprawa $\times$ miejscowości Management $\times$ locations	A $\times$ L	(a-1)(l-1)	M4	M4/M5
Bloki $\times$ uprawa w miejscowościach (Błąd I) Blocks $\times$ management in locations (Error I)	(A $\times$ Bloki)/L (A $\times$ Blocks)/L	(a-1)(r-1)l	M5	
Odmiany Cultivars	B	b-1	M6	M6/M8
Odmiany $\times$ miejscowości Cultivars $\times$ locations	B $\times$ L	(b-1)(l-1)	M7	M7/M8
Bloki $\times$ odmiany w miejscowościach (Błąd II) Blocks $\times$ cultivar in locations (Error II)	(B $\times$ Bloki)/L (B $\times$ Blocks)/L	(b-1)(r-1)l	M8	
Uprawa $\times$ odmiany Management $\times$ cultivars	A $\times$ B	(a-1)(b-1)	M9	M9/M11
Uprawa $\times$ odmiany $\times$ miejscowości Management $\times$ cultivars $\times$ locations	A $\times$ B $\times$ L	(a-1)(b-1)(l-1)	M10	M10/M11
Reszta (Błąd III) Residual (Error III)	(A $\times$ B $\times$ Bloki)/L (A $\times$ B $\times$ Blocks)/L	(a-1)(b-1)(r-1)l	M11	

a — liczba sposobów uprawy; number of crop managements
l — liczba miejscowości badawczych; number of test locations
b — liczba odmian; number of cultivars
r — liczba bloków; number of blocks

Tabela 4

Wyniki łącznej analizy wariancji opartej na modelu stałym dla plonu ziarna pszenicy ozimej z jednorocznej, wielokrotnej serii doświadczeń dwuczynnikowych PDO, planowanych w układzie split-block

Combined analysis of variance based on the fixed effect model for winter wheat grain yield data from one-year two-factorial PDO trials carried out in split-block design

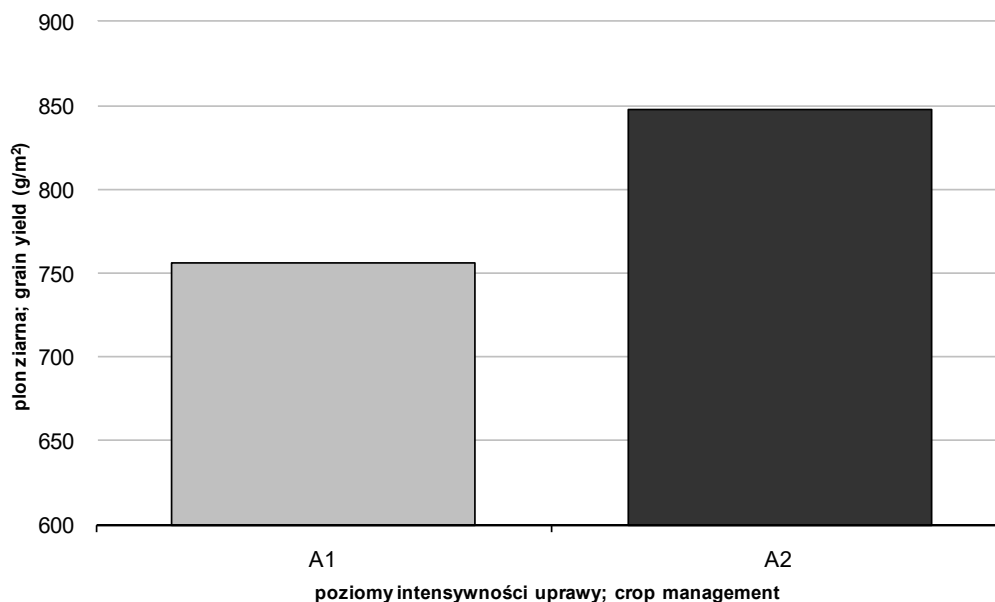
Źródła zmienności Sources of variability	Df	SS	MS	F	p
Miejscowości Locations	7	10444575	1492082	306,99	<0,0001
Bloki w miejscowościach Blocks in locations	8	394695	49337		
Uprawa Management	1	1877311	1877311	163,27	<0,0001
Uprawa × miejscowości Management × locations	7	375691	53670	4,67	0,0229
Błąd I Error I	8	91983	11498		
Odmiany Cultivars	27	503471	18647	4,15	<0,0001
Odmiany × miejscowości Cultivars × locations	189	1307860	6920	1,54	0,0011
Błąd II Error II	216	970121	4491		
Uprawa × odmiany Management × cultivars	27	161590	5985	1,23	0,2081
Uprawa × odmiany × miejscowości Management × cultivars × locations	189	894343	4732	0,97	0,574
Błąd III Error III (Residual)	216	1049823	4860		

Natomiast, ocena pozostałych efektów badanych czynników w serii doświadczeń i wnioskowanie o nich będzie odbywało się z podobną precyzją i wiarygodnością, ale większą, niż w odniesieniu do dwóch pierwszych rodzajów efektów.

Na podstawie analizy wariancji (tab. 3) stwierdzono testem F, istotny przeciętny (poprzez odmiany i miejscowości) wpływ poziomu intensywności uprawy na plonowanie pszenicy ozimej oraz istotne zróżnicowanie średniego (poprzez dwie intensywności uprawy i miejscowości) plonu ziarna badanych odmian. Natomiast, interakcja podwójna tych czynników była nieistotna. Zatem, wszystkie odmiany reagowały podobnym (nieistotnie różnym) zwiększeniem plonu pod wpływem większej intensywności uprawy (A2), w stosunku do niższego poziomu nakładów A1 (rys. 2 i 4). Ma i in. (2004) stwierdzili podobną (nieistotnie różną) reakcję plonu odmian pszenicy jarej na nawożenie azotem w zakresie 50–200kgN/ha na obszarach wschodniej Kanady. Także Carr i in. (2003) oraz Geleta i in. (2002) nie stwierdzili interakcji odmian pszenicy ozimej oraz ilości wysiewu, czyli odmiennej reakcji plonu odmian na ten czynnik uprawowy, odpowiednio w stanie Północna Dakota i Nebraska, USA. Głębsza interpretacja interakcji uprawa × odmiany dla plonu w tych badaniach będzie rozpatrywana w dalszej części pracy.

Na rysunku 2 przedstawiono średni plon dla każdego z dwóch poziomów intensywności uprawy A1 i A2, obliczone z danych dla 28 badanych odmian i 8 miejscowości (średnie te obliczano z 448 danych mikropoletkowych). Różnica między średnim plonem ziarna dla

poziomów intensywności uprawy A2 i A1 była statystycznie istotna (tab. 4) i wynosiła blisko 100 g/m^2 (1 t/ha), co oznacza, że zwiększenie intensywności uprawy w badaniach (A2) spowodowało przeciętny przyrost plonu o ok. 12% w porównaniu do uprawy o mniejszej intensywności (A1).



Rys. 2. Porównanie średniego plonu ziarna pszenicy ozimej między dwoma poziomami intensywności uprawy A2 i A1, obliczone poprzez 28 odmian i 8 miejscowości ($\text{NIR}_{\alpha=0,05}=16,5$)

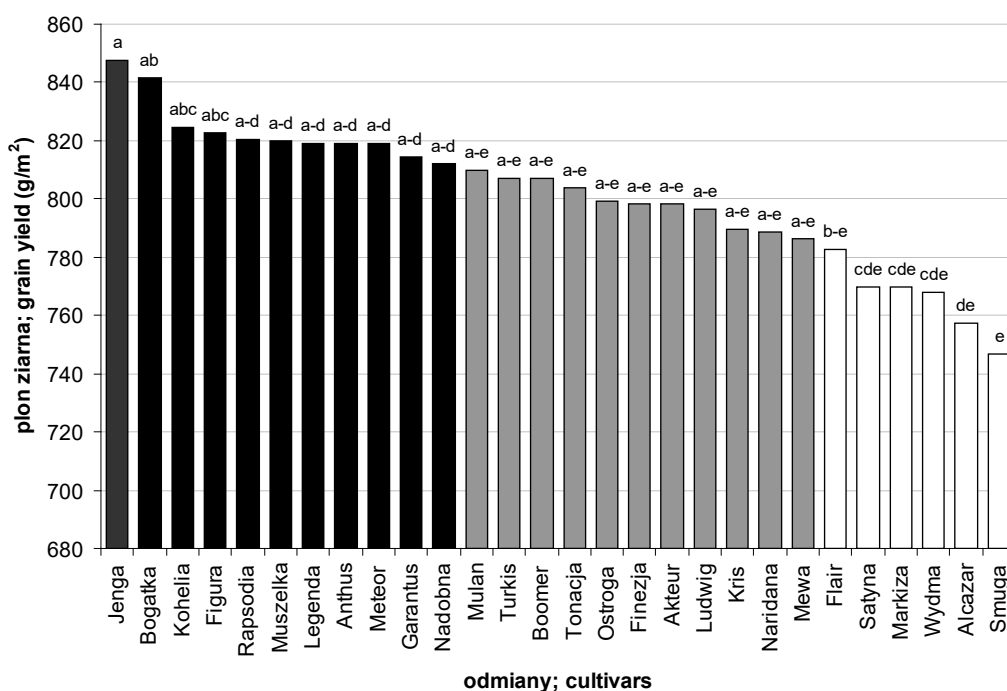
Fig. 2. Comparison of winter wheat grain yield means calculated across 28 cultivars and 8 locations for two crop management intensities ($\text{LSD}_{\alpha=0,05}=16,5$)

Porównania szczegółowe średnich odmianowych (obliczonych z 8 miejscowości i 2 intensywności uprawy) przedstawiono graficznie na rysunku 3. Zakres tych średnich mieścił się w granicach 750 do 850 g/m^2 (rozstęp między średnimi plonu wynosił około 100 g/m^2), co w przeliczeniu na hektar stanowi zakres $7,5$ do $8,5 \text{ t/ha}$. W obrębie badanych odmian wydzielono 5 grup jednorodnych pod względem średniego plonowania.

Wartość $\text{NIR}_{\text{Tukey } \alpha=0,05}$ dla średnich odmianowych była relatywnie wysoka i stanowiła około 60% rozstępu między tymi średnimi, ze względu na stosunkowo małą liczbę obserwacji mikropoletkowych, z których wyznaczano średnie odmianowe (było ich 32), pomimo mniejszego średniego kwadratu błędu II, niż błędu I, który współdecydował o wartości NIR dla średnich plonu przy obu poziomach intensywności uprawy. Zatem, grupy jednorodne są nierozłączne (jedna odmiana jest zwykle zaliczana do wielu grup jednorodnych), z wyjątkiem odmian o najwyższym (Jenga) i najniższym (Smuga) plonowaniu. Odmiana Jenga miała istotnie wyższy średni plon w porównaniu do odmian oznaczonych kolorem białym na rys. 3, natomiast odmiana Smuga miała istotnie niższy

średni plon w porównaniu do odmian oznaczonych kolorem czarnym. Szczególnym przykładem nierozłączności grup jednorodnych są odmiany oznaczone kolorem szarym pomarańczowym, które należały jednocześnie do wszystkich grup jednorodnych (od a do e), zatem nie różniły się statystycznie istotnie od pozostałych odmian.

Na rys. 4 przedstawiono plonowanie odmian średnio dla 8 miejscowości przy obu poziomach intensywności uprawy. Odmiany przedstawiono w nierosnącej kolejności średnich odmianowych plonu, tak jak na rysunku 3.

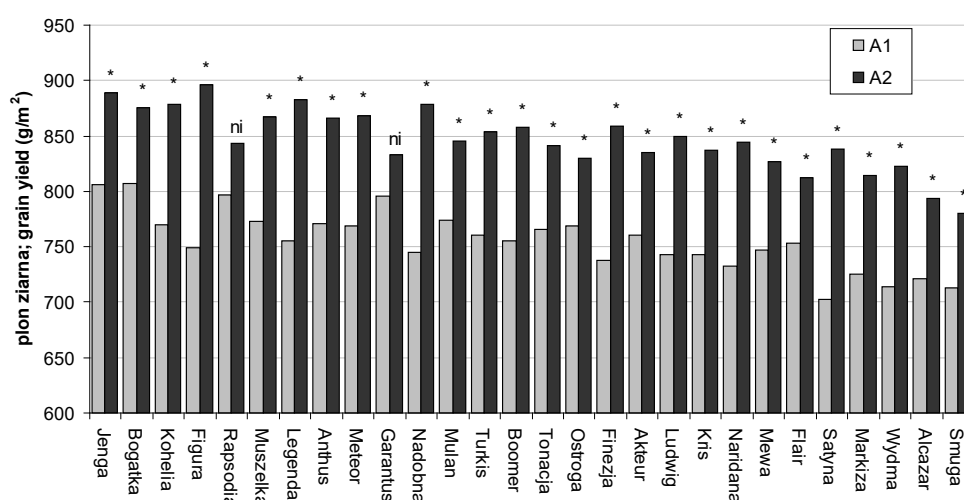


Rys. 3. Porównanie średnich plonu ziarna odmian pszenicy ozimej, obliczone poprzez 2 poziomy intensywności uprawy i 8 miejscowości oraz ich podział na grupy jednorodne za pomocą metody Tukeya (NIR_{Tukey} $\alpha=0,05=63,1$)

Fig. 3. Comparison of winter wheat cultivar means for grain yield calculated across 2 crop management intensities and 8 locations and homogenous groups established using the Tukey's procedure (LSD_{Tukey} $\alpha=0,05=63.1$)

Rysunek ten ilustruje szczegółowo i czytelnie wniosek o nieistotnej interakcji podwójnej uprawa $\times$ odmiany (tab. 4). Wskazuje on, że 26 odmian charakteryzowało się istotnie wyższym średnim plonem ziarna (obliczonym poprzez miejscowości) pod wpływem poziomu intensywności uprawy A2 w stosunku do A1 (na rysunku statystycznie istotne różnice oznaczono gwiazdką, *), jedynie dla odmian Rapsodia i Garantus różnice te były na „granicy istotności”, chociaż formalnie nieistotne (oznaczono je symbolem „ni”). Zatem, wnioskujemy, że dla wszystkich 28 odmian stwierdzono statystycznie istotnie większe plonowanie przy wyższym poziomie intensywności uprawy (A2) w porównaniu z

niższym poziomie (A1). Nieistotna interakcja uprawa $\times$ odmiany w analizie wariancji wskazuje także na statystycznie nieistotnie zróżnicowane średnie (obliczone poprzez miejscowości), przyrosty plonu u każdej z badanych odmian pod wpływem zwiększenia intensywności uprawy (A2). Inaczej mówiąc, szczegółowa interpretacja interakcji uprawa $\times$ odmiany na rys. 4, uściśla wniosek, że przeciętna, poprzez miejscowości, reakcja badanych odmian pszenicy ozimej pod względem plonu ziarna na poziom intensywności uprawy była zbliżona. Ze względu na nieistotną interakcję potrójną uprawa $\times$ odmiany $\times$ miejscowości ($p = 0,5741$) oraz podwójną uprawa $\times$ miejscowości ($p = 0,0229$), można wnioskować, że podobna, pozytywna, reakcja plonu ziarna każdej badanej odmiany pszenicy ozimej na zwiększenie intensywności uprawy ujawniła się w każdej rozpatrywanej miejscowości badawczej (Annicchiarico, 2002; Carr i in., 2003; Fan i in., 2007).

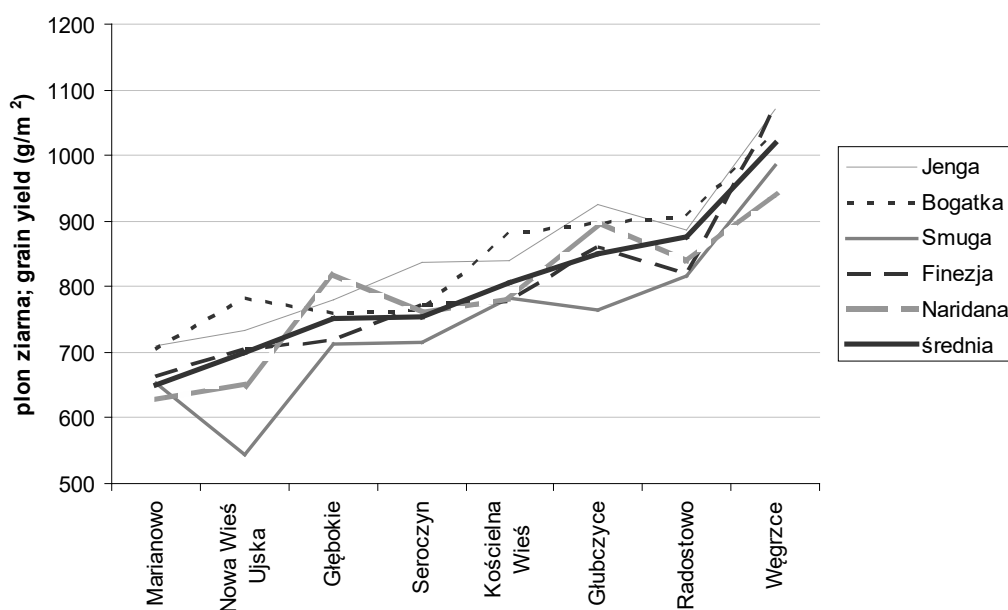


Rys. 4. Reakcja plonu ziarna badanych odmian pszenicy ozimej na intensywność uprawy A1 i A2, przeciętnie poprzez 8 miejscowości badawczych ($NIR_{\alpha=0,05} = 48,3$ dla porównania średnich przy A1 i A2 dla każdej z odmian)

Fig. 4. Response of grain yield of the examined winter wheat cultivars to two crop management intensities A1 and A2 as averaged across 8 locations ($LSD_{\alpha=0,05}=48.3$ for comparisons of means at A1 i A2, respective to each of the tested cultivars)

Interakcja odmiany $\times$ miejscowości była istotna (tab. 5), co wskazuje na niejednakową reakcję (kształt funkcji reakcji) plonu badanych odmian na zmienne warunki środowiskowe w miejscowościach. Ten rodzaj interakcji dla plonu i jego jakości u pszenicy ozimej i innych roślin jest powszechnie stwierdzanym zjawiskiem na różnych szerokościach geograficznych (Ayoub i in., 1994; Oscarsson i in., 1998; Cooper i in., 2001; Schmidt i in., 2001; Annicchiarico, 2002; Ma i in., 2004; Souza i in., 2004; Drzazga i in., 2009; Sharma i in., 2009; Anderson, 2010; Annicchiarico i in., 2010). Ze względu na dużą

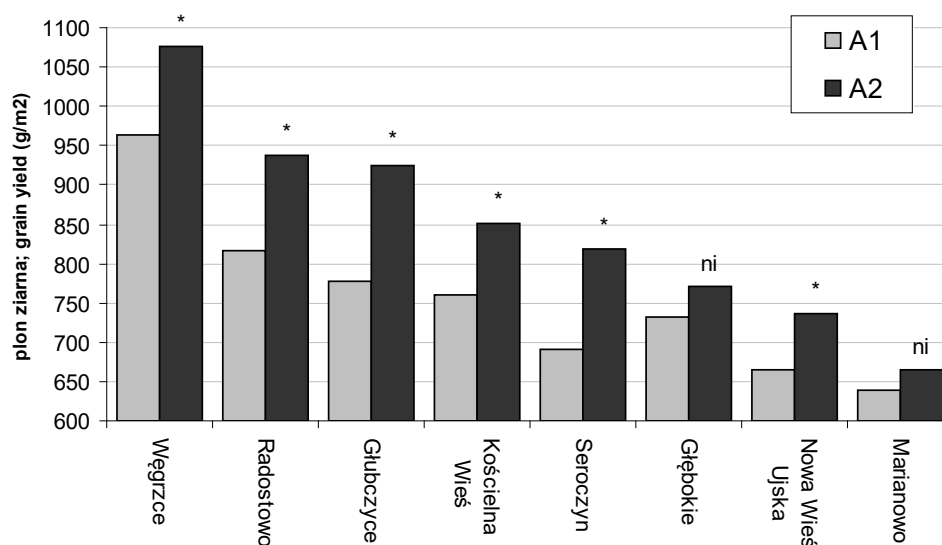
liczbę odmian i trudności w pokazaniu reakcji plonu każdej z nich na środowiska, wybrano do ilustracji tej interakcji tylko 5 odmian znacząco zróżnicowanych zarówno pod względem kształtu funkcji reakcji, jak i średniego plonowania. Na rys. 5 zobrazowano istotnie nierównoległe reakcje plonu wybranych odmian (określone przez średnie poprzez dwie intensywności uprawy dla kombinacji odmiany $\times$ miejscowości), odnosząc je także do średniej środowiskowej reakcji, obliczone za pomocą średnich plonu ze wszystkich rozpatrywanych odmian w miejscowościach.



Rys. 5. Zróżnicowane reakcje średniego (poprzez dwa poziomy intensywności uprawy) plonu ziarna 5 wybranych odmian pszenicy ozimej na warunki środowiskowe w miejscowościach badawczych
Fig. 5. Different responses of mean grain yield of five winter wheat cultivars to varied environments in the test locations

Na tym rysunku miejscowości zostały przedstawione w niemalejącym porządku względem średnich środowiskowych. Dwie odmiany, Jenga i Bogatka, odznaczały się największym i stabilnym plonowaniem, tj. powyżej średniej środowiskowej w każdej miejscowości (Annicchiario, 2002; Drzazga i in., 2009; Sharma i in., 2009). Odmiana Smuga odznaczała się najniższym i stabilnym plonowaniem, wyrażającym się podrzędnością plonu w stosunku do średniej środowiskowej we wszystkich miejscowościach. Dwie inne odmiany, tj. Finezja i Naridana charakteryzowały się przeciętnym poziomem plonowania (bliskim średnim środowiskowym). Jednakże, Finezja plonowała bardziej stabilnie (wykazywała mniejszą zmienność efektów interakcji $G \times E$, czyli plonowała bardziej zgodnie w stosunku do średnich środowiskowych), niż Naridana, o znaczącej zmienności efektów interakcji $G \times E$, co jest manifestowane przez mało zgodne plonowanie w stosunku do średnich środowiskowych. Naridana plonowała znacznie powyżej średniej środowiskowej w dwóch

miejsowościach, tj. w Głębokim, gdzie warunki środowiskowe (glebowe) należały do najmniej sprzyjających, potwierdzonych także średnim plonem — rys. 5 i 6) oraz w Głubczycach, gdzie warunki środowiskowe (glebowe) należały do najbardziej sprzyjających. Zatem, ta odmiana wykazała wąską (lokalną) adaptację do znacząco odmiennych warunków środowiskowych w tych dwóch miejscowościach. Należałoby postawić pytanie, co zdecydowało o takim relatywnie wysokim plonowaniu (w stosunku do innych odmian) tej odmiany. Odpowiedź wymaga szczegółowego porównania ekspresji innych cech plonotwórczych badanych odmian (porażenia chorobami, wylegania) we wszystkich rozpatrywanych stacjach. To badanie wykracza poza rozmiar tej pracy, a będzie podjęte w kolejnych publikacjach.



Rys. 6. Reakcja plonu ziarna pszenicy ozimej na intensywność uprawy A1 i A2, przeciętnie poprzez 28 odmian, w różnych miejscowościach badawczych ($NIR_{\alpha=0,05} = 46,7$ dla porównania średnich przy A1 i A2 w każdej miejscowości)

Fig. 6. Response of grain yield of winter wheat to two crop management intensities A1 and A2, as averaged across 28 examined cultivars, in the test locations ($LSD_{\alpha=0,05}=46,7$ for comparisons of means at A1 and A2, in each of the test locations)

Interakcja uprawa $\times$ miejscowości była istotna (tab. 4), co wskazuje na niejednakową reakcję średniej plonu z badanych odmian na zwiększenie intensywności uprawy w miejscowościach badawczych. Ten rodzaj interakcji dla plonu i jego jakości u pszenicy ozimej jest także często stwierdzanym zjawiskiem (Cooper i in., 2001; Anderson, 2010; Annicchiarico i in., 2010). Na rys. 6 przedstawiono graficznie średnie plonu dla kombinacji uprawa $\times$ miejscowości, które obrazują zmniejszające się plonotwórcze efekty wzrostu intensywności uprawy w miejscowościach badawczych wraz ze zmniejszaniem się ich

produktywności, mierzonym za pomocą średniego plonu. Prawie we wszystkich miejscowościach stwierdzono istotne zwiększenie średniej plonu dla intensywności uprawy A2 i A1. Wyjątek stanowiły jedynie dwie miejscowości o najniższym średnim plonie, tj. Głębokie oraz Marianowo, gdzie nie stwierdzono istotnej różnicy plonu przy A1 i A2.

WNIOSKI

1. Łączna trójkierunkowa analiza wariancji według modelu stałego oraz procedura Tukeya może być efektywną metodyką do wnioskowania o różnorodnej reakcji badanych odmian pszenicy ozimej i innych roślin na zmienne warunki środowiskowe w miejscowościach oraz na intensywność uprawy, wykorzystując dane z jednorocznej, wielokrotnej serii dwuczynnikowych doświadczeń PDO, zakładanych w układzie split-block.
2. W warunkach pogodowych sezonu 2008–2009 badane odmiany pszenicy ozimej plonowały na podobnym przeciętnym poziomie, obliczonym poprzez reprezentatywne stacje oceny odmian dla warunków agroekologicznych w Polsce i dwa poziomy intensywności uprawy, zakres średnich plonu ziarna dla odmian wynosił 740-840g/m².
3. W badanych warunkach pogodowych odmiany pszenicy ozimej reagowały różnie pod względem plonu ziarna na warunki agroekologiczne w Polsce, zaś reagowały one podobnym, istotnym, wzrostem plonu na zwiększenie intensywności uprawy, niezależnie od stacji oceny odmian.
4. Średnie, dla odmian, dodatnie efekty wzrostu intensywności uprawy na plon pszenicy ozimej w środowiskach stacji oceny odmian zmniejszały się, wraz z redukcją produktywności tych środowisk.

LITERATURA

- Anderson W. K. 2010. Closing the gap between actual and potential yield of rainfed wheat. The impacts of environment, management and cultivar. *Field Crops Research* 116: 14 — 22.
- Annicchiarico P. 2002. Genotype × environment interactions — Challenges and opportunities for plant breeding and cultivar recommendations, FAO plant productions and protection paper 174.
- Annicchiarico P., Chiapparino E., Perenzin M. 2010. Response of common wheat varieties to organic and conventional production systems across Italian locations, and implications for selection. *Field Crops Research*, 116: 230 — 238.
- Ayoub M., Guertin S., Fregeau-Reid J., Smith D. L. 1994. Nitrogen fertilizer effect on breadmaking quality of hard red spring wheat in eastern Canada. *Crop Science* 34: 1346 — 1352.
- Carr P. M., Horsley R. D., Poland W. W. 2003. Tillage and seeding rate effects on wheat cultivars: I. grain production. *Crop Sci.* 43: 202 — 209.
- COBORU. 2002. Zboża. Metodyka badania wartości odmian. COBORU, Słupia Wielka.
- Cooper M., Woodruff D.R., Phillips I. G., Basford K. E., Gilmour A. R. 2001. Genotype-by-management interactions for grain yield and grain protein concentration of wheat. *Field Crops Research* 69: 47 — 67.
- Drzazga T., Paderewski J., Mądry W., Kajewski P. 2009. Ocena rodzajów reakcji plonowania odmian pszenicy ozimej w doświadczeniach PDO na przestrzennie zmienne warunki przyrodnicze w kraju. *Biul. IHAR* 253: 71 — 82.

- Elandt R. 1964. Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczeń rolniczych. PWN Warszawa: 595 ss.
- Fan X. M., Kang M. S., Chen H., Zhang Y., Tan J., Xu C. 2007. Yield stability of maize hybrids evaluated in multi-environment trials in Yunnan, China. *Agron. J.* 99: 1: 220 — 228.
- Geleta B., Atak M., Baenziger P. S., Nelson L. A., Baltenesperger D. D., Eskridge K. M., Shipman M. J., Shelton D. R. 2002. Seeding rate and genotype effect on agronomic performance and end-use quality of winter wheat. *Crop Sci.* 42: 827 — 832.
- Ma B. L., Yan W., Dwyer L. M., Fregeau-Reid J., Voldeng H. D., Dion Y., Nass H. 2004. Graphic analysis of genotype, environment, nitrogen fertilizer, and their interactions on spring wheat yield. *Agron. J.* 96: 169 — 180.
- McIntosh M. S. 1983. Analysis of combined experiments. *Crop Sci.* 75:153 — 156.
- Mejza I. 1999. Planowanie serii doświadczeń dwuczynnikowych z rozszczepionymi jednostkami i analiza wyników. *Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu, Zeszyt* 301.
- Mintenko A. S., Smith S. R., Cattani D. J. 2002. Turfgrass evaluation of native grasses for the Northern Great Plains Region. *Crop Sci.* 42: 2018 — 2024.
- Oscarsson M., Andersson R., Aman P., Jonsson A. 1998. Effects of cultivar, nitrogen fertilization rate and environment on yield and grain quality of barley. *J. Sci. Food Agric.* 78: 359 — 366.
- Schmidt J. P., Lamb J. A., Schmitt M. A., Randall G. W., Orf J. H., Gollany H. T. 2001. Soybean varietal response to liquid swine manure application. *Agron. J.* 93: 358 — 363.
- Sharma R. C., Morgounov A. I., Braun H. J., Akin B., Keser M., Bedoshvili D., Bagci A., Martius C., van Ginkel M. 2009. Identifying high yielding stable winter wheat genotypes for irrigated environments in Central and West Asia. *Euphytica* 171: 3 — 64.
- Souza E. J., Martin J. M., Guttieri M. J., O'Brien K. M., Habernicht D. K., Lanning S. P., McLean R., Carlson G. R., Talbert L. E. 2004. Influence of genotype, environment, and nitrogen management on spring wheat quality. *Crop Science* 44: 425 — 432.

SYLWIA ANDRUSZCZAK
PIOTR KRASKA
EWA KWIECIŃSKA-POPPE
EDWARD PAŁYS

Katedra Ekologii Rolniczej, Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie

Wpływ wsiewek międzyplonowych oraz stosowania herbicydu Chwastox Extra 300 SL na plon ziarna i elementy plonowania jęczmienia jarego uprawianego w monokulturze

The influence of undersown crops and using of herbicide Chwastox Extra 300 SL on grain yield and yield components of spring barley cultivated in monoculture

Doświadczenie polowe przeprowadzono w Stacji Doświadczalnej w Bezku koło Chełma latach 2005–2007. Celem badań była ocena wpływu wsiewek międzyplonowych (koniczyna czerwona odm. Dajana, koniczyna biała odm. Astra) oraz stosowania herbicydu Chwastox Extra 300 SL na plon i elementy struktury plonu jęczmienia jarego odmiany Rataj uprawianego w monokulturze. Plon ziarna oraz elementy struktury plonu jęczmienia jarego były kształtowane przez warunki pogodowe w okresie wegetacji. Wsiewka koniczyny czerwonej powodowała istotny wzrost plonu ziarna, liczby kłosów produkcyjnych oraz liczby i masy ziaren w kłosie w stosunku do obiektu kontrolnego i obiektu z wsiewką koniczyny białej. Zastosowanie herbicydu Chwastox Extra 300 SL nie wpływało na istotną zmianę wielkości plonu ziarna jęczmienia jarego oraz elementów jego struktury.

Słowa kluczowe: jęczmień jary, wsiewki międzyplonowe, herbicyd, plon ziarna, elementy struktury plonu

The field experiment was carried out at the Experimental Station in Bezek near Chełm in the years 2005–2007. The aim of the study was to estimate the influence of undersown crops (red clover cv. Dajana, white clover cv. Astra) and herbicide Chwastox Extra 300 SL on grain yield and yield components of spring barley cv. Rataj cultivated in monoculture. Weather conditions of growing season significantly differentiated grain yield and yield components of spring barley. Underplant of red clover significantly increased grain yield, number of ears per 1 m² as well as the number and weight of grain per ear as compared to the control treatment and the treatment with white clover. Application of herbicide Chwastox Extra 300 SL did not affect either grain yield or yield components of spring barley.

Key words: spring barley, undersown crops, herbicide, grain yield, yield components

WSTĘP

Uprawa monokulturowa zbóż prowadzi między innymi do wzrostu zachwaszczenia pól oraz porażenia roślin przez choroby podsuszkowe, a w konsekwencji do zmniejszenia plonu ziarna i pogorszenia jego jakości (Stupnicka-Rodzinkiewicz i in., 1998; Pawłowski i Woźniak, 2000; Kwiatkowski, 2009). Jęczmień jary należy do gatunków wrażliwych na uprawę w monokulturze, co zmusza do intensyfikacji zabiegów plonochronnych (Wesołowski i Jędruszczak, 1997; Kraska i Pałys, 2006). Zdaniem Kuraszkiewicza (2004) i Kwiatkowskiego (2004) jedną z metod łagodzenia ujemnych skutków niekorzystnego następstwa roślin po sobie jest uprawa międzyplonów. Wprowadzenie roślin regenerujących stanowisko może być substytutem brakujących elementów zmianowania dla prawidłowego funkcjonowania agroekosystemu. Według Andrzejewskiej (1999) międzyplony powinno się traktować jako element agrotechniki podnoszący żyzność gleby oraz jako czynnik regenerujący specjalistyczne zmianowania zbożowe. Rośliny międzyplonu konkurują z chwastami o czynniki środowiska, a niektóre oddziałują na nie za pomocą związków o charakterze allelopatycznym, co w konsekwencji ogranicza liczbę i masę chwastów. Jednocześnie siła oddziaływania międzyplonu zależy od jego rodzaju i doboru gatunków (Hauggaard-Nielsen i in., 2001).

Celem podjętych badań było porównanie wpływu wsiewek międzyplonowych w postaci koniczyny białej i koniczyny czerwonej oraz stosowania herbicydu Chwastox Extra 300 SL na plon i elementy struktury plonu jęczmienia jarego uprawianego w monokulturze.

MATERIAŁ I METODY

Doświadczenie przeprowadzono w latach 2005–2007 w Gospodarstwie Doświadczalnym w Bezku koło Chełma, należącym do Uniwersytetu Przyrodniczego w Lublinie. Rośliną doświadczalną był jęczmień jary odmiany Rataj. Czynnikiem pierwszego rzędu był gatunek wsiewki śródplonowej, tj. koniczyna czerwona odm. Dajana i koniczyna biała odm. Astra. Obiekt kontrolny stanowiły poletka bez wsiewek międzyplonowych. Czynnikiem drugiego rzędu było zastosowanie herbicydu Chwastox Extra 300 SL. W wariancie kontrolnym nie stosowano herbicydu. Eksperyment prowadzono w układzie bloków losowanych, w czterech powtórzeniach, powierzchnia poletka wynosiła 12 m². Uprawę roli wykonywano zgodnie z ogólnie przyjętymi zaleceniami agrotechnicznymi. Ziarno jęczmienia zaprawiane zaprawą Panocrine 300 LS (s.a. — guazatyna w postaci octanu) wysiewano w liczbie 3,5 mln na 1 ha. Po wysiewie jęczmienia jarego wsiano rośliny śródplonowe w postaci koniczyny czerwonej (20 kg·ha⁻¹) lub koniczyny białej (10 kg·ha⁻¹). Zastosowano następujące środki ochrony roślin: Chwastox Extra 300 SL w ilości 3,0 l·ha⁻¹ (300 g·l⁻¹ MCPA) w fazie 25-29 w skali BBCH oraz fungicydy Alert 375 SC w ilości 1,0 l·ha⁻¹ (125 g·l⁻¹ flusilazol + 250 g·l⁻¹ karbendazym) w fazie 20-29 BBCH i Tango 500 SC w ilości 0,8 l·ha⁻¹ (tridemorf + epoksikonazol) w fazie 30–39 BBCH. Wnoszono następujące dawki nawozów mineralnych: N — 60; P — 17,5; K — 41,5 (w kg·ha⁻¹). Nawozy fosforowe i potasowe oraz 30 kg N·ha⁻¹ zastosowano przedsięwzięcie. Pozostałą

część dawki azotu wnoszono w fazie strzelania w źdźbło. Przed zbiorem jęczmienia jarego oznaczono liczbę kłosów w dwu punktach każdego poletka wyznaczonych ramką o powierzchni 0,5 m². Ponadto na 30 roślinach z każdego poletka określono ich wysokość. Jednocześnie na trzydziestu losowo wybranych kłosach z każdego poletka określono ich długość, liczbę ziaren w kłosie oraz masę ziaren z kłosa. Zbiór wykonano kombajnem w fazie dojrzałości pełnej. Masę 1000 ziaren oznaczono w dwóch powtórzeniach po 500 ziaren. Uzyskane wyniki opracowano statystycznie metodą analizy wariancji z użyciem półprzedziałów ufności Tukeya z 5% ryzykiem błędu. Wpływ poszczególnych elementów plonowania jęczmienia jarego na różnicę wielkości plonu ziarna w obiektach z wsiewkami międzyplonowymi wyznaczono posługując się metodą opracowaną przez Rudnickiego (2000).

Pole doświadczalne zlokalizowano na średnio ciężkiej rędzinie mieszanej, wytworzonej z opoki kredowej o składzie granulometrycznym gliny średniej pylastej. Gleba ta odznacza się obojętnym odczynem, bardzo wysoką zawartością fosforu i potasu, bardzo niską zawartością magnezu, wysoką zawartością węgla organicznego (ponad 3,5%) oraz należała do klasy bonitacyjnej IIIb i kompleksu pszenno-wadliwego. Suma opadów atmosferycznych okresu wegetacji w roku 2005 była zbliżona do normy wieloletniej, w roku 2006 niemal dwukrotnie mniejsza niż średnia z wielolecia, w roku 2007 zaś wyraźnie większa (o 32% w stosunku do wielolecia). Średnia temperatura powietrza w drugim i trzecim roku badań była wyższa od średniej wieloletniej odpowiednio o 1,4°C i 1,6°C, natomiast w roku 2005 osiągnęła podobną wartość jak w okresie wieloletnim (tab. 1).

Tabela 1

Suma opadu i średnia dzienna temperatura powietrza okresu wegetacji w latach 2005-2007 w zestawieniu ze średnimi wieloletnimi (1974-2003) wg Stacji Meteorologicznej w Bezku
Precipitation sum and mean daily temperature for vegetation period in the years 2003-2005 as compared to the long-term mean (1974-2003), according to the Meteorological Station at Bezek

Rok Year	Miesiąc Month				Łącznie Total
	IV	V	VI	VII	
	Suma opadu — Precipitation sum (mm)				
2005	35,6	81,1	55,3	52,4	224,4
2006	25,1	56,7	23,2	26,2	131,2
2007	12,9	93,6	87,5	137,0	331,0
Średnia z lat 1974–2003 Mean for 1974–2003	40,1	53,0	77,6	80,3	251,0
Średnia tempetratura dobową — Mean daily temperature (°C)					Średnio Mean
2005	7,0	13,0	15,8	19,8	13,9
2006	8,9	13,5	16,7	21,7	15,2
2007	8,3	15,3	18,6	19,4	15,4
Średnia z lat 1974–2003 Mean for 1974–2003	7,6	13,6	16,2	17,9	13,8

W celu pełniejszej analizy warunków pogodowych obliczono za Radomskim (1987) wskaźnik hydrotermiczny Sielianinowa (K) określający nasilenie posuchy atmosferycznej:

$$K = \frac{P}{0,1 \sum t}$$

P – suma opadów atmosferycznych dla danego miesiąca w mm,

$\sum t$ – suma średnich temperatur powietrza dla danego miesiąca w °C.

Wartości wskaźnika hydrotermicznego Sielanianova wskazują, że w 2006 roku w czerwcu i lipcu wystąpił znaczący niedobór wody, jednocześnie w kwietniu 2006 i 2007 roku oraz w lipcu 2005 roku wystąpiła posucha atmosferyczna (tab. 2). W rezultacie najmniej korzystne warunki pogodowe panowały w suchym i upalnym roku 2006, najlepsze zaś w roku 2005.

Tabela 2

Wartości współczynnika Sielanianova (K)
Sielanianov index (K)

Rok Year	Miesiąc Month			
	IV	V	VI	VII
2005	1,70	2,01	1,17	*0,85
2006	*0,94	1,36	**0,46	**0,39
2007	*0,52	1,97	1,57	2,27
Średnia z lat 1974–2003 Mean for 1974–2003	1,76	1,26	1,60	1,45

*K<1,0 = Posucha — Dry spell

** K<0,5 = Susza — Drought

WYNIKI

Warunki pogodowe w czasie trwania doświadczenia istotnie kształtowały wielkość plonu ziarna jęczmienia jarego. Najmniej korzystny pod tym względem był suchy i gorący rok 2006, w którym suma opadów atmosferycznych okresu wegetacji była aż o 48% niższa od średniej z wielolecia (tab. 1). Biorąc pod uwagę fakt, że elementy meteorologiczne działają zawsze kompleksowo i że żadnego z nich nie można rozpatrywać w oderwaniu od pozostałych, dla poszczególnych miesięcy okresu wegetacyjnego wyznaczono współczynniki hydrotermiczne Sielanianova. Ich wartości wskazują jednoznacznie, że w 2006 roku w okresie wschodów jęczmienia jarego wystąpiła posucha, w czerwcu i lipcu zaś susza atmosferyczna (tab. 2). W rezultacie plony ziarna z tego roku były istotnie mniejsze średnio od 30,3% do 51,4% w stosunku do pozostałych lat badań (tab. 3). Największy plon ziarna uzyskano w roku 2005, w którym warunki termiczne były zbliżone do normy wieloletniej, suma opadów zaś była o około 11% mniejsza niż średnia z wielolecia. Jednocześnie wartości współczynnika Sielanianova wskazują, iż w okresie intensywnego wzrostu roślin, zwłaszcza w maju i czerwcu 2005 roku nie stwierdzono wystąpienia posuch atmosferycznych.

Oceniane elementy strukturalne decydujące o plonie ziarna (z wyjątkiem masy ziaren w kłosie) istotnie zależały od przebiegu pogody w okresie wegetacji jęczmienia jarego (tab. 3). Ciepła i wilgotna wiosna 2005 roku sprzyjała równomiernym wschodom oraz produktywnemu krzewieniu jęczmienia jarego. W rezultacie liczba kłosów na jednostce

powierzchni była istotnie większa niż w pozostałych latach średnio od 32,2% do 94,8%. Największą liczbę ziaren w kłosie stwierdzono w roku 2006. Ziarno to było jednak dość drobne, co wynikało przede wszystkim z niedoboru opadów w czasie wegetacji roślin oraz wyjątkowo niekorzystnych warunków hydrotermicznych w czerwcu i lipcu tego roku (współczynniki Sielaninowa poniżej 0,5). W efekcie masa 1000 ziaren jęczmienia jarego była istotnie mniejsza w porównaniu z latami 2005 i 2007 odpowiednio o 7,0% i 12,1%.

Tabela 3

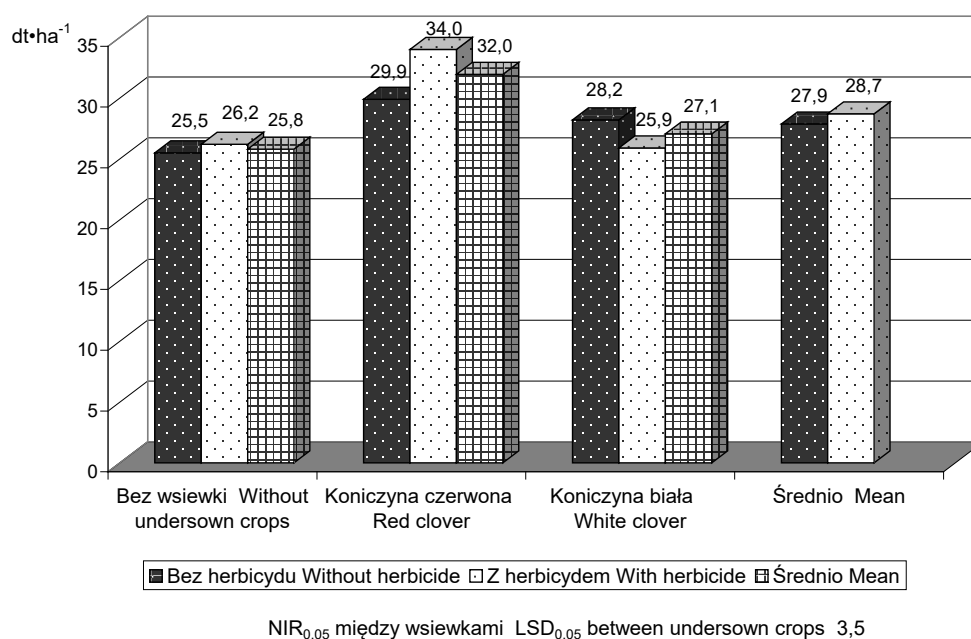
Plon ziarna i elementy plonowania jęczmienia jarego w latach 2005–2007
Grain yield and yield components of spring barley in the years 2005–2007

Cecha Feature	Rok Year			NIR — LSD P = 0,05
	2005	2006	2007	
Plon ziarna (dt·ha ⁻¹) Grain yield (dt·ha ⁻¹)	38,9	18,9	27,1	3,61
Liczba kłosów na 1 m ² Number of ears per 1 m ²	411	211	311	28,2
Liczba ziaren w kłosie Number of grain per ear	17,9	18,6	17,2	0,80
MTZ (g) Weight of 1000 grains (g)	47,0	43,7	49,7	1,12
Masa ziaren w kłosie (g) Weight of grain per ear (g)	0,90	0,94	0,88	*m-ns
Wysokość roślin (cm) Plant height (cm)	56,8	43,6	62,1	2,02
Długość kłosa (cm) Length of ear (cm)	6,3	7,6	8,0	0,37

* Różnica nieistotna; Not significant difference

Plon ziarna jęczmienia jarego istotnie zależał od zastosowanej wsiewki międzyplonowej. Największą wartość tej cechy uzyskano w kombinacji z koniczyną czerwoną (rys. 1). Plon ziarna w tym obiekcie był istotnie większy niż jęczmienia uprawianego w siewie czystym i z wsiewką koniczyny białej odpowiednio o 24,0% i 18,1%. Niezależnie od wsiewki międzyplonowej, zastosowanie herbicydu Chwastox Extra 300 SL zwiększyło plon ziarna jęczmienia w odniesieniu do wariantu bez herbicydu o 2,9%. Uzyskana różnica była jednak niewielka i statystycznie nieistotna. W warunkach przeprowadzonego doświadczenia nie stwierdzono istotnego współdziałania badanych czynników. Wykazano jedynie tendencję wzrostu plonu po zastosowaniu herbicydu Chwastox Extra 300 SL w obiekcie z koniczyną czerwoną oraz jego zmniejszenia w wariancie, w którym rośliną międzyplonową była koniczyna biała.

Istotnie większą liczbą kłosów na jednostce powierzchni i jednocześnie większą liczbą i masą ziaren w kłosie charakteryzowały się rośliny w obiekcie z wsiewką koniczyny czerwonej w porównaniu z pozostałymi wariantami doświadczenia (tab. 4). Ponadto rośliny z tego obiektu tworzyły istotnie dłuższe kłosa niż w kombinacji z koniczyną białą, natomiast masa 1000 ziaren i wysokość roślin jęczmienia jarego nie zależały istotnie od zastosowanej wsiewki międzyplonowej.



Rys. 1. Plon ziarna jęczmienia jarego w zależności od gatunku wsiewki i zastosowania herbicydu Chwastox Extra 300 SL (średnio z lat 2005–2007)

Fig. 1. Grain yield of spring barley depending on the species of undersown crop and use of herbicide Chwastox Extra 300 SL (mean in the years 2005–2007)

Tabela 4

Elementy struktury plonu jęczmienia jarego w zależności od gatunku wsiewki (średnio z lat 2005–2007)
Yield components of spring barley depending on the species of undersown crop (mean in the years 2005–2007)

Cecha Feature	Wsiewka międzyplonowa Undersown crops			NIR — LSD P = 0,05
	bez wsiewki without undersown crops	koniczyna czerwona red clover	koniczyna biała white clover	
Liczba kłosów na 1 m ² Number of ears per 1 m ²	289	336	308	27,7
Liczba ziaren w kłosie Number of grain per ear	17,7	18,5	17,4	0,77
MTZ (g) Weight of 1000 grains (g)	47,1	46,8	46,6	*rn-ns
Masa ziaren w kłosie (g) Weight of grain per ear (g)	0,90	0,96	0,87	0,059
Wysokość roślin (cm) Plant height (cm)	53,7	54,1	54,7	rn-ns
Długość kłosa (cm) Length of ear (cm)	7,3	7,5	7,0	0,40

* Różnica nieistotna; Not significant difference

Oceniane elementy plonowania jęczmienia jarego miały zróżnicowany udział w zwiększaniu plonów w obiektach z wsiewkami międzyplonowymi w porównaniu z obiektem kontrolnym. Stwierdzono, że o przyroście plonu ziarna jęczmienia w największym stopniu decydowała obsada kłosów na jednostce powierzchni (tab. 5). Z tego tytułu plon ziarna jęczmienia zwiększał się średnio o $3,6 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ (tj. 14,0%), z tym że wkład tego elementu był niemal 2,5-krotnie większy, gdy jęczmień uprawiano z wsiewką koniczyny czerwonej ($5,1 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$) aniżeli koniczyny białej ($2,1 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$). Większa liczba ziaren w kłosie jęczmienia w obiekcie z koniczyną czerwoną skutkowałą zwiększeniem plonu ziarna o $1,3 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ (tj. 4,9%) w porównaniu z obiektem kontrolnym. Jednocześnie jęczmień uprawiany z wsiewkami międzyplonowymi wykształcał mniej dorodne ziarno, co pomniejszało efekty pozostałych elementów plonowania o $0,3 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$, tj. 1,0%.

W doświadczeniu nie stwierdzono istotnego wpływu zastosowania herbicydu Chwastox Extra 300 SL na elementy plonowania jęczmienia jarego (tab. 6). Wprawdzie większość ocenianych parametrów w obiekcie herbicydowym (z wyjątkiem liczby ziaren w kłosie) osiągała większe wartości niż w wariancie kontrolnym, jednak analiza statystyczna nie potwierdziła istotności uzyskanych różnic (tab. 5).

Tabela 5

Wpływ elementów plonowania na różnice plonów jęczmienia jarego uprawianego z wsiewkami międzyplonowymi w porównaniu z obiektem kontrolnym
Effects of the field components on yield difference of spring barley cultivated with undersown crops in comparison with control treatment

Elementy plonowania Yield components	Wsiewka międzyplonowa Undersown crop		
	koniczyna czerwona red clover	koniczyna biała white clover	średnio mean
Wkład elementów plonowania w różnice plonów ($\text{dt} \cdot \text{ha}^{-1}$) Contribution of yield components to difference of yields ($\text{dt} \cdot \text{ha}^{-1}$)			
Liczba kłosów na 1 m^2 Number of ears per 1 m^2	5,1	2,1	3,6
Liczba ziaren w kłosie Number of grain per ear	1,3	-0,5	0,4
MTZ (g) Weight of 1000 grain (g)	-0,2	-0,3	-0,3
Suma Sum	6,2	1,3	3,8
Wkład elementów plonowania w różnice względne plonów (%) Contribution of yield components in relative difference of yields (%)			
Liczba kłosów na 1 m^2 Number of ears per 1 m^2	19,8	8,1	14,0
Liczba ziaren w kłosie Number of grain per ear	4,9	-1,9	1,5
MTZ (g) Weight of 1000 grains (g)	-0,7	-1,2	-1,0
Suma Sum	24,0	5,0	14,5

Tabela 6

Elementy struktury plonu jęczmienia jarego w zależności od zastosowania herbicydu Chwastox Extra 300 SL (średnio z lat 2005–2007)
Yield components of spring barley depending on the use of herbicide Chwastox Extra 300 SL (mean in the years 2005–2007)

Cecha Feature	Bez herbicydu Without herbicide	Z herbicydem With herbicide	NIR — LSD P = 0,05
Liczba kłosów na 1 m ² Number of ears per 1 m ²	309	313	*rn-ns
Liczba ziaren w kłosie Number of grain per ear	18,0	17,7	rn-ns
MTZ (g) Weight of 1000 grains (g)	46,8	46,9	rn-ns
Masa ziaren w kłosie (g) Weight of grain per ear (g)	0,90	0,91	rn-ns
Wysokość roślin (cm) Plant height (cm)	54,0	54,3	rn-ns
Długość kłosa (cm) Length of ear (cm)	7,2	7,3	rn-ns

*Różnica nieistotna; Not significant difference

DYSKUSJA

W warunkach poprawnej agrotechniki decydującej o ograniczeniu do minimum czynników limitujących plony, o ich wysokości w największym stopniu decyduje przebieg pogody w czasie wegetacji roślin (Grabiński, 2009). Na jęczmień jary największy wpływ mają opady od siewu do krzewienia, ponieważ rośliny te w mniejszym stopniu niż zboża ozime wykorzystują wodę zgromadzoną w glebie w czasie zimy. Jednocześnie najgroźniejsze dla wielkości plonu ziarna są posuchy atmosferyczne w fazie kłoszenia (Jasińska i Kotecki, 1999). W przeprowadzonym doświadczeniu najmniej korzystne warunki hydrotermiczne wystąpiły w roku 2006, czego efektem było istotne zmniejszenie obsady kłosów na 1 m² oraz masy 1000 ziarniaków. W rezultacie plon ziarna jęczmienia jarego był istotnie mniejszy w porównaniu z pozostałymi latami.

W literaturze poglądy dotyczące wpływu roślin międzyplonowych na kształtowanie się produktywności jęczmienia są podzielone. Wanic i in. (2006) zaobserwowali, że wsiewka koniczyny czerwonej obniżała plon ziarna jęczmienia jarego o 6,4% w porównaniu do uprawy samodzielnej. Podobnie Kuraszkiewicz (2004) stwierdził, że wsiewki międzyplonowe koniczyny czerwonej, lucerny chmielowej, seradeli pastewnej, nostryka białego i życicy westerwoldzkiej również obniżały plon ziarna jęczmienia jarego. Jedynie w obiektach z wsiewką koniczyny białej plon był taki sam jak w obiekcie kontrolnym. Z kolei Kwiatkowski (2009) dowiódł, że przyrost plonu ziarna jęczmienia jarego zależał od gatunku rośliny poplonowej. Międzyplon gorczyca białej istotnie zwiększył plon ziarna jęczmienia jarego, natomiast oddziaływanie życicy westerwoldzkiej na produktywność tego zboża było małe. Andrzejewska (1999) podaje, że dopiero wieloletnie stosowanie międzyplonów w monokulturach zbożowych daje pozytywne efekty, gdyż między innymi prowadzi do kumulacji materii organicznej w glebie. W omawianym doświadczeniu oddziaływanie koniczyny białej na wielkość plonu ziarna jęczmienia jarego było małe

(wzrost o 5,0%), natomiast wysiew koniczyny czerwonej jako rośliny międzyplonowej sprzyjał lepszemu plonowaniu jęczmienia o 24,0%, tj. $6,2 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ w porównaniu z obiektem kontrolnym. Ten przyrost plonu nastąpił przede wszystkim poprzez zwiększoną obsadę kłosów (o $5,1 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$, tj. 19,8%), w mniejszym stopniu zaś poprzez zwiększenie liczby ziaren w kłosie (o $1,3 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$, tj. 4,9%). Jednocześnie obecność wsiewek międzyplonowych wpływała nieznacznie na zdrobnienie ziarna, czego efektem była mniejsza wartość MTZ w odniesieniu do obiektu kontrolnego.

Zastosowanie herbicydu Chwastox Extra 300 SL nie różnicowało istotnie plonu ziarna i elementów plonowania jęczmienia jarego. Możliwym wyjaśnieniem braku istotnych różnic jest fakt, iż liczba chwastów w obiektach herbicydowym i kontrolnym była podobna, co zostało przedstawione w opublikowanej wcześniej pracy autorów (Kwiecińska-Poppe i in., 2009). Decydowały o tym przede wszystkim taksony jednoliścienne, zwłaszcza *Setaria pumila*, której udział w ogólnym zbiorowisku chwastów zwiększył się po zastosowaniu herbicydu z 45% do 54%. Wynikało to prawdopodobnie stąd, że substancja aktywna herbicydu Chwastox Extra 300 SL działa tylko na chwasty dwuliścienne, dlatego ograniczając ich liczebność stworzono korzystne warunki dla rozwoju taksonów jednoliściennych. Także Pawlonka (2008) stwierdził, że jęczmień jary słabo reagował na wprowadzenie ochrony chemicznej przed chwastami przez zastosowanie Chwastoxu Extra 300 SL. Jednocześnie wzrost intensywności ochrony nie zapobiegał negatywnym skutkom uprawy jęczmienia w monokulturze.

WNIOSKI

1. Niekorzystne warunki hydrotermiczne w roku 2006, zwłaszcza w czerwcu i lipcu, wpływały na istotne zmniejszenie plonu ziarna jęczmienia jarego, liczby kłosów na jednostce powierzchni, wysokości roślin oraz masy 1000 ziarniaków w porównaniu z pozostałymi latami.
2. Uprawa jęczmienia jarego z wsiewkami międzyplonowymi sprzyjała lepszemu plonowaniu przeciętnie o 14,5% w porównaniu z obiektem kontrolnym. O przyroście plonu w największym stopniu decydowała obsada kłosów jęczmienia. Z tego tytułu plon ziarna w obiekcie z koniczyną czerwoną zwiększał się o $5,1 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$, w obiekcie z koniczyną białą zaś o $2,1 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$.
3. Istotnie większą liczbą kłosów na 1 m^2 i jednocześnie większą liczbą i masą ziaren z kłosa odznaczały się rośliny w obiekcie z wsiewką koniczyny czerwonej w porównaniu z jęczmieniem jarym uprawianym w siewie czystym i z wsiewką koniczyny białej. W rezultacie plon ziarna uzyskany w tym obiekcie był istotnie większy niż w pozostałych wariantach doświadczenia.
4. Zastosowanie Chwastoxu Extra 300 SL nie zmieniało istotnie plonu ziarna oraz elementów plonowania jęczmienia jarego.

LITERATURA

- Andrzejewska J. 1999. Międzyplony w zmianowaniach zbożowych. *Post. Nauk Roln.* 1: 19 — 30.
- Grabiński J. 2009. Porównanie produktywności gatunków zbóż uprawianych w Polsce. *Zesz. Probl. Post. Nauk Rol.* 542: 167 — 175.
- Hauggaard-Nielsen H., Bambus P., Jensen E.S. 2001. Interspecific competition, N use interference with weeds in pea-barley intercropping. *Field Crops Res.* 70: 101 — 109.
- Jasińska Z., Kotecki A. 1999. Szczegółowa uprawa roślin. Wyd. AR we Wrocławiu: 191 — 233.
- Kraska P., Pałys E. 2006. Plonowanie jęczmienia jarego uprawianego w warunkach zróżnicowanych poziomów agrotechniki. *Fragm. Agron.* 2: 299 — 308.
- Kuraszkiewicz R. 2004. Następczy wpływ wsiewek międzyplonowych na plonowanie jęczmienia jarego na glebie lekkiej. *Annales UMCS, Sec. E*, 59 (4): 1815 — 1821.
- Kwiatkowski C. 2004. Wpływ międzyplonu na plonowanie i zachwaszczenie jęczmienia jarego uprawianego w monokulturze. *Annales UMCS, Sec. E*, 59 (2): 809 — 815.
- Kwiatkowski C. 2009. Studia nad plonowaniem jęczmienia jarego nagoziarnistego i oplewionego w płodozmianie i monokulturze. *Rozpr. Nauk. UP Lublin*, 336.
- Kwiecińska-Poppe E., Kraska P., Pałys E. 2009. The effect of intercropping on weed infestation of a spring barley. *Acta Agrobot.* 62 (1): 163 — 170.
- Pawlonka Z. 2008. Plonowanie jęczmienia jarego w monokulturze przy różnym poziomie ochrony chemicznej przed chwastami. *Prog. Plant Protection/Post. Ochr. Roślin* 48 (1): 307 — 312.
- Pawłowski F., Woźniak A. 2000. Wpływ wsiewek poplonowych i nawożenia organicznego na plonowanie, zachwaszczenie i zdrowotność pszenżyta ozimego w monokulturze. Część II. Zachwaszczenie i zdrowotność. *Zesz. Probl. Post. Nauk Roln.* 470: 83 — 89.
- Radomski Cz. 1987. *Agrometeorologia*. PWN, Warszawa.
- Rudnicki F. 2000. Wyznaczanie wpływu poszczególnych elementów plonowania na różnice plonów pomiędzy obiektami doświadczalnymi. *Fragm. Agron.* 3: 53 — 65.
- Stupnicka-Rodzinkiewicz E., Kozłowska A., Hochół T. 1998. Wpływ roślin regenerujących uprawianych w zmianowaniach zbożowych na zachwaszczenie. *Zesz. Probl. Post. Nauk Rol.* 331: 393 — 400.
- Wanic M., Majchrzak B., Waleryś Z. 2006. Wsiewka międzyplonowa a plonowanie i choroby podstawy źdźbła jęczmienia jarego w wybranych stanowiskach. *Fragm. Agron.* 90 (1): 148 — 161.
- Wesołowski M., Jędruszczak M. 1997. Przydatność niektórych odmian jęczmienia jarego do uprawy w monokulturze. *Acta Acad. Agric. Tech. Olst., Agricult.* 64: 193 — 197.

MAGDALENA TOMASZEWSKA-SOWA

Katedra Fizjologii i Podstaw Biotechnologii Roślin

Uniwersytet Technologiczno — Przyrodniczy, Bydgoszcz

Immunocytochemiczna lokalizacja epitopów pektyn i proteoglikanów AGP w regenerujących tkankach buraka cukrowego (*Beta vulgaris* L.)

Immunocytochemical localization of pectin and arabinogalactan protein epitopes in regenerating tissues of sugar beet (*Beta vulgaris* L.)

Pektyny i proteoglikany AGP, jako elementy ściany komórkowej są w istotny sposób powiązane z regulacją procesów morfogenezy i różnicowania roślin. Celem przeprowadzonych badań była próba lokalizacji epitopów charakteryzujących pektyny i proteoglikany AGP — (arabinogalactan proteins) w tkankach buraka cukrowego regenerujących z niezapłodnionych zalążków w kulturach *in vitro*. Biorąc pod uwagę dotychczasowe wyniki badań immunocytochemicznych tkanek buraka uznano za celowe przeprowadzenie analiz zmierzających do określenia różnic w dystrybucji tych związków w komórkach buraka cukrowego w zależności od rodzaju tkanki oraz składników pożywki determinujących procesy regeneracji w kulturach *in vitro*. Obecność charakterystycznych epitopów określano w różniącej się tkance kalusa z widocznymi regionami merystematycznymi, jak też w zarodkach somatycznych w stadium torpedy, powstałych w trakcie kultury niezapłodnionych zalążków. Detekcję przeprowadzono przy wykorzystaniu specyficznych przeciwciał monoklonalnych, a miejsca występowania określonych antygenów oligosacharydowych uwidaczniano *in situ* za pomocą reakcji z przeciwciałami wtórnymi sprzężonymi z alkaliczną fosfatazą. Wykazano, że cztery epitopy typowe dla pektyn, reagujące z przeciwciałami JIM5, JIM7, LM5 i LM6, występują powszechnie we wszystkich badanych tkankach i typach komórek. Wśród epitopów charakteryzujących proteoglikany AGP wyodrębniono takie, które występują w organogennym kalusie w relatywnie dużych ilościach (LM2, JIM13 i JIM14), bądź tylko w ilościach śladowych, albo takie, które w ogóle nie są obecne. W wyniku reakcji kontrolnych, wykonanych z pominięciem etapu inkubacji z przeciwciałem pierwotnym, uzyskano skrawki niezabarwione lub zabarwione w minimalnym stopniu, co świadczy o specyficzności przeprowadzonych badań immunocytochemicznych.

Słowa kluczowe: białka arabinogalaktanowe (AGP), burak cukrowy, kultury *in vitro*, pektyny, proteoglikany, zalążki, zarodki somatyczne

Pectin and arabinogalactan proteins, which are components of the cell wall, are significantly associated with the regulation processes of morphogenesis and differentiation of plants. The aim of this study was to characterize the location of the epitopes of pectins and arabinogalactan proteins in tissues of sugar beet (*Beta vulgaris* L.) regenerating from unfertilized ovules in *in vitro* cultures. Considering previous results of immunocytochemical analysis of tissues of sugar beet it seemed important to determine the differences in distribution of these compounds in the cells of sugar beet depending on the

type of tissue and medium components that determine the regeneration of explants in *in vitro* cultures. The presence of specific epitopes was determined in callus tissue with visible meristematic regions, as well as in somatic embryos at torpedo stage, growing in the culture of unfertilized ovules. Detection was conducted using specific monoclonal antibodies, and the location of specific oligosaccharide antigens was visualized *in situ* by reaction with secondary antibodies conjugated with alkaline phosphatase. It has been shown that the four epitopes typical for pectin, which react with antibodies JIM5, JIM7, LM5 and LM6 are common in all examined tissues and cell types. Among the AGP epitopes that typify arabinogalactan proteins there were distinguished those that occur in callus in relatively large quantities (LM2, and JIM14 JIM13), or only in trace amounts, or which in general are not present. In the control reaction, performed without the incubation stage of the primary antibody, the sections were obtained which showed no signs of coloration or minimally colored, which indicates specificity of the immunocytochemistry procedures.

Key words: sugar beet, *in vitro* culture, pectin, proteoglycans AGPs (arabinogalactan proteins), seeds, somatic embryos

Wykaz skrótów

AGP — białka arabinogalakтанowe

BAP — 6-benzylaminopuryna, BCIP/NBT - 5-bromo-4-chloro-3-indolilofosforan w obecności błękitu nitrotetrazolowego,

IBA — kwas indolilo-3-masłowy,

KIN — kinetyna, MS — pożywka wg Murashige i Skooga,

NAA — kwas naftylo-1-octowy,

TDZ — tidiazuron,

TIBA — kwas 2,3,5-trójiodobenzoesowy, 2,4-D - kwas 2,4-dichlorofenoksyoctowy

WSTĘP

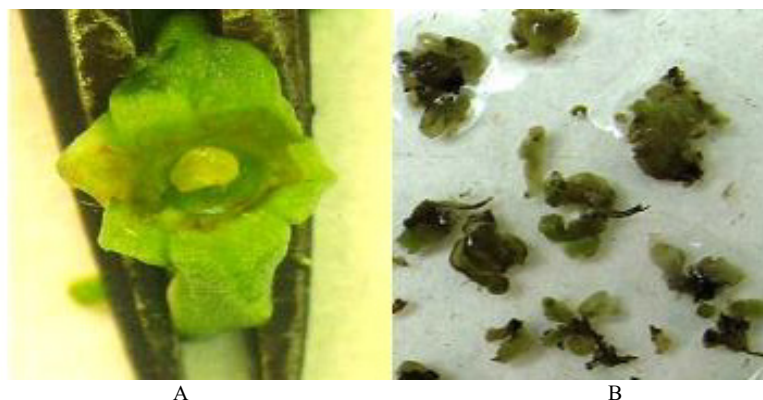
Ściana komórkowa to złożona sieć zbudowana z mikrofibrili celulozowych zanurzonych w matriks utworzonej przez polisacharydy, białka i związki fenolowe. Wymienione komponenty charakteryzują się ogromnym zróżnicowaniem struktury i przestrzennej organizacji, w zależności od gatunku i typu tkanki, a ponadto ulegają dynamicznym reorganizacjom w kolejnych etapach rozwoju. Składniki ścian komórkowych podlegają również regulacji przez czynniki środowiskowe, takie jak temperatura, wilgotność, światło, obecność jonów itp. (Varner i Lin, 1989). Wszelkie przekształcenia w obrębie ścian komórkowych są kontrolowane przez geny kodujące określone białka enzymatyczne, a mnogość biokatalizatorów świadczy o dużej aktywności metabolicznej tego kompartmentu (Fry, 1995). Ściana poprzez sieć plazmodesmów bierze udział w transporcie substancji i komunikacji międzykomórkowej. Stanowi ważny element systemu transdukcji sygnałów, gdyż enzymatyczna modyfikacja polisacharydów i proteoglikanów prowadzi do uwolnienia oligosacharydów, z których wiele jest zaangażowanych w regulację procesów morfogenezy, jak np. pektyny, które stanowią 30–50% Polisacharydów budujących ściany roślin dwuliściennych (Carpita i Gibeau, 1993). Funkcja tych związków w komórce jest uzależniona od ich długości, a oligogalakturnidy zawierające od 10 do 17 jednostek mogą pełnić rolę cząstek sygnałnych uczestniczących w regulacji morfogenezy i rozwoju roślin (David i in., 1994; Liners i in., 1994; Toonen i in., 1997; Malinowski i Filipecki, 2002). Badania embriogenezy algi morskiej *Fucus spiralis* i rzodkiewnika *Arabidopsis thaliana* wykazały, iż informacja o kierunku rozwoju jest

uwalniana ze ściany komórkowej i przekazywana do protoplastu właśnie w postaci cząstek sygnałnych, które kontrolować mogą ekspresję genów i poprzez to wpływać na procesy różnicowania (Berger i in., 1994; Brownlee i Berger, 1995). Funkcję pochodzących ze ściany komórkowej cząsteczek sygnałnych zwanych oligosacharydami opisano w organogenezie tytoniu *Nicotiana tabacum* (Eberhard i in., 1989), w procesach tworzenia elementów tkanki naczyniowej cynii *Zinnia elegans* (Roberts i in., 1997), podczas rozwoju zarodków somatycznych świerka *Picea abies* (Egertsdotter i von Arnold, 1995) i marchwi *Daucus carota* (van Hengel i in., 2001).

Kolejny z istotnych składników ściany komórkowej, czyli proteoglikany AGP występują powszechnie w świecie roślin, a ich obecność stwierdzono w tkankach wszystkich przebadanych dotąd gatunków (Nothnagel, 1997). Białka arabinogalaktanowe (AGP — arabinogalactan proteins) są grupą glikoprotein zewnątrzkomórkowych. Białkowy rdzeń cząsteczek AGP stanowi około 2–10% ich masy i utworzony jest głównie z proliny, hydroksyproliny, alaniny, glicyny, seryny i treoniny, natomiast rozbudowana część węglowodanowa zawiera łańcuchy galaktozy połączone wiązaniami β -1 $\rightarrow$ 3 i β -1 $\rightarrow$ 6 oraz reszty arabinozy, ramnozy, fruktozy i kwasu glukuronowego (Nothnagel, 1997). AGP obecne są głównie w plazmolemie i ścianie komórkowej, a w mniejszych ilościach również w cytoplazmie i w wakuolach. Ulegają też aktywnej sekrecji poza komórkę, stanowiąc bogaty składnik gum i śluzów roślinnych. W kulturach komórek i tkanek *in vitro* AGP są akumulowane w pożywkach i pełnią ważne funkcje regulacyjne w trakcie różnicowania. Dlatego też uznano za celowe przeprowadzenie badań zmierzających do określenia obecności zarówno proteoglikanów AGP, jak i pektyn w tkankach buraka cukrowego podczas różnicowania pędów i zarodków somatycznych.

MATERIAŁY I METODY

Roślinne kultury *in vitro*



Rys. 1. Początkowe etapy kultury *in vitro* zalążków: dno kwiatowe z zalążkiem w trakcie izolacji (A), różnicujące się zalążki w płynnej kulturze (B)

Fig. 1. Initiation of the *in vitro* culture of ovules: a flower receptacle with isolated ovule (A), differentiating ovules in the liquid medium (B)

Materiał do badań stanowiły niezapłodnione załączki buraka cukrowego (*Beta vulgaris* L.), genotyp 0170 (Kutnowska Hodowla Buraka Cukrowego), które po wyizolowaniu z pąków kwiatowych (rys. 1A) inkubowano w płynnej pożywce MS (Murashige i Skoog 1962) zawierającej 4,4 μ M BAP, 30 g/l sacharozy, 100 mg/l inozytolu, 0,4 mg/l tiaminy, w celu indukcji procesów morfogenetycznych. W kolejnym etapie, po około 12 tygodniach, różnicujące się tkanki (rys. 1B) przenoszono na pożywki regeneracyjne, będące modyfikacjami pożywki MS, które zawierały różne kombinacje regulatorów wzrostu z grupy auksyn: NAA, IBA, 2,4-D i cytokinin: BAP, KIN, TDZ, oraz antyauksynę TIBA a także substancje zestalające: agar lub gerlit oraz 0,09 M sacharozę. Kontrolę stanowiła pożywka MS bez regulatorów wzrostu (tab. 1).

Tabela 1

Skład pożywek regeneracyjnych zastosowane w doświadczeniu Composition of the regeneration media used in the experiment				
Numer pożywki The number of medium	Stężenie i rodzaj zastosowanych składników pożywki Concentration and type of components of the medium			
	cytokiny cytokinins	auksyny auxins	substancja zestalająca solidifying substance	inne other
1.	-	-	0,7% agar	-
2.	4,4 μ M BAP	-	0,7% agar	-
3.	4,4 μ M BAP	-	0,4% agar	-
4.	4,4 μ M BAP	-	0,2% agar	-
5.	4,4 μ M BAP	-	0,4%gerlit	-
6.	0,44 μ M BAP	-	0,7% agar	-
7.	2,2 μ M BAP	-	0,7% agar	-
8.	0,44 μ M BAP	0,44 μ M NAA	0,7% agar	-
9.	2,2 μ M BAP	0,44 μ M NAA	0,7% agar	-
10.	4,4 μ M BAP	0,44 μ M NAA	0,7% agar	-
11.	0,44 μ M KIN	0,44 μ M NAA	0,7% agar	-
12.	2,2 μ M KIN	0,44 μ M NAA	0,7% agar	-
13.	4,4 μ M KIN	0,44 μ M NAA	0,7% agar	-
14.	0,44 μ M KIN	0,44 μ M 2,4-D	0,7% agar	-
15.	2,2 μ M KIN	0,44 μ M 2,4-D	0,7% agar	-
16.	4,4 μ M KIN	0,44 μ M 2,4-D	0,7% agar	-
17.	4,4 μ M BAP	-	0,7% agar	1,0 μ M TIBA
18.	4,4 μ M BAP	-	0,7% agar	2,0 μ M TIBA
19.	1,0 μ M TDZ	1,0 μ M IBA	0,7% agar	-
20.	3,0 μ M TDZ	1,0 μ M IBA	0,7% agar	-
21.	5,0 μ M TDZ	1,0 μ M IBA	0,7% agar	-

Preparaty histologiczne

Tkanki rozwijające się na pożywkach regeneracyjnych pobrano i utrwalono w celu przygotowania preparatów mikroskopowych. Proces utrwalania zachodził w roztworze 4% paraformaldehydu i 0,5% glutaraldehydu w 0,05 M buforze Pipes. W kolejnym etapie tkanki odwadniano w roztworach alkoholu etylowego o wzrastającym stężeniu (od 30% do 100%), a następnie materiał przesycano mieszaniną bezwodnego alkoholu etylowego i ksylenu (3:1, 1:1, 1:3, 0:1) oraz paraplustu. Końcowy etap przesycania polegał na umieszczeniu materiału w czystym paraplastu i polimeryzacji poprzez zanurzenie w zimnej wodzie. Materiał roślinny zatopiony w paraplastu cięto przy pomocy mikrotomu

Leica RM 2155 na skrawki o grubości 10 μm , które nałożono na szkiełka podstawowe pokryte wodnym roztworem polilizyny. Po odparafinowaniu i wysuszeniu skrawki poddano analizie pod kątem obecności i lokalizacji epitopów oligosacharydowych, charakterystycznych dla proteoglikanów AGP i pektyn.

Immunocytochemiczna lokalizacja wybranych epitopów oligosacharydowych

Antygeny lokalizowano za pomocą 10 przeciwciał monoklonalnych, rozpoznających różne domeny strukturalne (tab. 2).

Tabela 2

Przeciwciała zastosowane w celu lokalizacji poszczególnych epitopów Antibodies used to detect epitopes

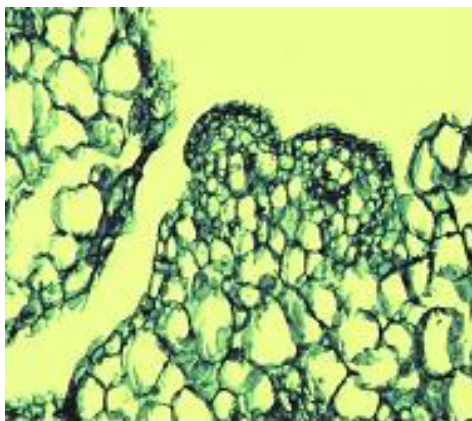
Przeciwciało pierwotne Primary antibodies	Rozpoznawany epitop Epitope	Referencje References
Przeciwciała charakterystyczne dla epitopów pektynowych Antibodies specific to pectin epitopes		
LM 5	Cztery reszty (1→4)- β -D-galaktozy (RG-I) Four (1→4)- β -D-galactose residues (RG-I)	Jones i in. 1997 Jones et al. 1997
LM 6	Pięć reszt (1→5)- α -L-arabinozy (RG-I) Five (1→5)- α -L-arabinose residues (RG-I)	Willats i in. 1999 Willats et al. 1999
JIM5	Nieznany, optymalne wiązanie z pektynami HGA o 31 – 40% estryfikacji, zawierającymi co najmniej cztery niezestryfikowane reszty GalA sąsiadujące z resztami zestryfikowanymi. Unknown, optimal binding to pectins (HGA) showing 31–40% esterification, containing epitopes composed of four or more contiguous unesterified residues adjacent to or flanked by residues with methyl-ester groups	Willats i in. 2000, Clausen i in. 2003 Willats et al. 2000, Clausen et al. 2003
JIM7	Nieznany, optymalne wiązanie z pektynami HGA o 15 – 80% estryfikacji, zawierającymi zestryfikowane reszty GalA na przemian z niezestryfikowanymi. Unknown, optimal binding to pectins (HGA) showing 15–80% esterification, containing epitopes composed of methyl-esterified residues with adjacent or flanking unesterified residues	Willats i in. 2000, Clausen i in. 2003 Willats et al. 2000, Clausen et al. 2003
Przeciwciała charakterystyczne dla epitopów AGP Antibodies specific to pectin epitopes		
LM 2	β -D-GlcA, β -D-GlcA (1-O-Me), oraz inne nieznanne β -D-GlcA, β -D-GlcA(1-O-Me) and possibly other unknown	Smallwood i in. 1996 Smallwood et al. 1996
JIM4	β -D-GlcA-(1→3)- α -D-GalpA-(1→2)-L-Rha oraz inne nieznanne β -D-GlcA-(1→3)- α -D-GalpA-(1→2)-L-Rha and possibly others unknown	Yates i in. 1996 Yates et al. 1996
JIM8	Nieznany Unknown	Pennell i in. 1991 Pennell et al. 1991
JIM13	β -D-GlcA-(1→3)- α -D-GalpA-(1→2)-L-Rha oraz inne nieznanne β -D-GlcA-(1→3)- α -D-GalpA-(1→2)-L-Rha and possibly other unknown	Yates i in. 1996 Yates et al. 1996
JIM14	L-Ara oraz inne nieznanne L-Ara and possibly other unknown	Knox i in. 1991 Knox et al. 1991
JIM15	β -D-GlcA(1-O-Me), D-GlcA oraz inne nieznanne β -D-GlcA(1-O-Me), D-GlcA and possibly other unknown	Yates i in. 1996 Yates et al. 1996

Detekcję wybranych epitopów zainicjowano poprzez blokowanie skrawków przy pomocy 1% albuminy wołowej, 1% odtłuszczonego mleka i buforu TBST. Wysuszone preparaty inkubowano w roztworach przeciwciał pierwotnych, a następnie wtórnych sprzężonych z alkaliczną fosfatazą. Po wypłukaniu przeciwciał w buforze AP skrawki inkubowano z

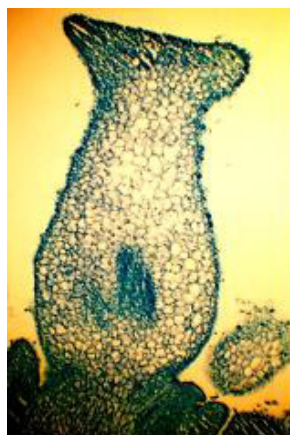
substratem BCIP/NBT przez 13 minut. Aktywności endogennej alkalicznej fosfatazy blokowano poprzez dodanie do substratu chlorowodorku lewamizolu. Reakcje kontrolne przeprowadzano bez udziału przeciwciał pierwotnych. Po wysuszeniu szkiełek preparaty poddano obserwacjom w mikroskopie świetlnym Jenalumar 2.

WYNIKI I DYSKUSJA

Obecność epitopów charakterystycznych dla pektyn i proteoglikanów AGP badano w różnicującej się tkance kalusa z widocznymi regionami merystematycznymi (rys. 2), jak też w zarodkach somatycznych w stadium torpedy (rys. 3).



Rys. 2. Merystemy na powierzchni tkanki kalusowej, (100x)
Fig. 2. Meristems on the surface of callus tissue, (100x)



Rys. 3. Zarodek somatyczny w stadium torpedy (100x)
Fig. 3. Somatic embryo at torpedo stage (100x)

Detekcję przeprowadzono na skrawkach tkanek przy wykorzystaniu specyficznych przeciwciał monoklonalnych, a miejsca występowania określonych antygenów oligosacharydowych uwidaczniano *in situ* za pomocą reakcji z przeciwciałami wtórnymi sprzężonymi z alkaliczną fosfatazą. Stosując tę technikę wykazano, że cztery epitopy typowe dla pektyn, reagujące z przeciwciałami JIM5, JIM7, LM5 i LM6, występują powszechnie we wszystkich badanych tkankach i typach komórek. Znakowanie w postaci brunatnej barwy obserwowano zarówno w dużych, niezróżnicowanych komórkach kalusa, w obrębie merystemów (rys. 4A - C, 5A, 5B), jak i w tkankach zarodków somatycznych (rys. 7A - D). Najbardziej intensywny sygnał uzyskano dla komórek tkanki przewodzącej (rys. 4B, 8B, 8D) (tab. 3).

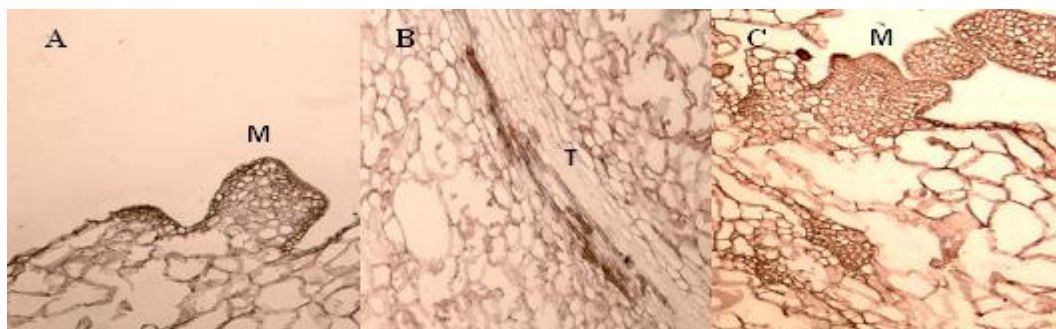
Tabela 3

Ocena intensywności sygnału w analizowanych tkankach
The degree of signal intensity in the analyzed tissue

Przeciwciała Antibodies		Intensywność sygnału — Signal intensity		
		tkanka kalusa z widocznymi strefami merystematycznymi callus tissue with visible meristematic areas	zarodki somatyczne somatic embryos	komórki tkanki przewodzącej the cells of vascular tissue
Przeciwciała charakterystyczne dla epitopów pektynowych Antibodies defining pectins epitopes	LM 5	+	+	+++
	LM 6	++	+	++
	JIM5	++	++	+++
	JIM7	+++	++	++
Przeciwciała charakterystyczne dla epitopów AGP Antibodies defining AGP epitopes	LM 2	++	+	++
	JIM4	-		-
	JIM8	-		-
	JIM13	++	+	++
	JIM14	+		-
	JIM15	-		-

*Stopień intensywności sygnału w skali: + słaby, ++ dobry, +++ bardzo dobry, - brak sygnału

*Signal intensity scale: +weak, ++good, +++very good, - lacking



Rys. 4. Immunocytochemiczna detekcja epitopów charakterystycznych dla pektyn w różnicującym się kalusie zawierającym strefy formujących się merystemów (M) oraz elementy tkanki naczyniowej (T): JIM5 (A, B), JIM7 (C) (100x)

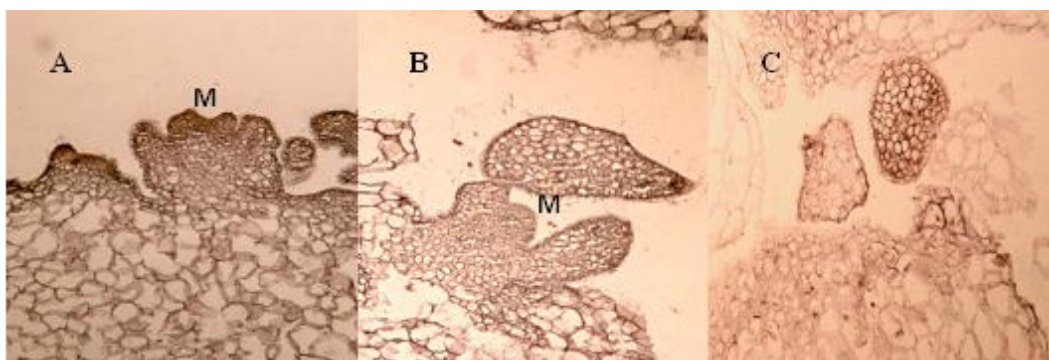
Fig. 4. Immunocytochemical detection of pectin epitopes in the differentiating callus tissue containing primordial meristems (M) and vascular tissue (T): JIM5 (A, B), JIM7 (C) (100x)



Rys. 5. Immunocytochemiczna detekcja epitopów charakterystycznych dla pektyn w różnicującym się kalusie zawierającym strefy formujących się merystemów (M): LM5 (A), LM6 (B). Reakcja kontrolna (C) (100x)

Fig. 5. Immunocytochemical detection of pectin epitopes in the differentiating callus tissue containing primordial meristems (M): LM5 (A), LM6 (B). Control reaction (C) (100x)

Wśród epitopów charakteryzujących proteoglikany AGP wyodrębniono takie, które występują w organogennym kalusie w relatywnie dużych ilościach bądź tylko w ilościach śladowych, albo takie, które w ogóle nie są obecne. Do pierwszej grupy zaklasyfikowano AGP wiążące się z przeciwciałami LM2, JIM13 i JIM14 (rys. 6A - C), do kolejnych te reagujące z JIM15, JIM4 i JIM8. W przypadku zarodków somatycznych analizowano dystrybucję dwóch epitopów charakteryzujących proteoglikany, tzn. LM2 i JIM13.

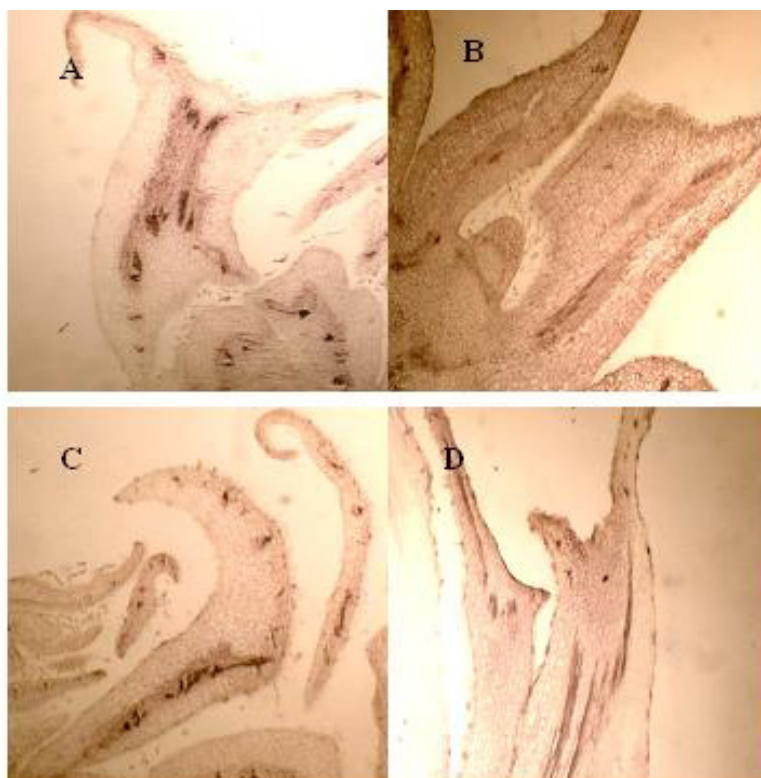


Rys. 6. Immunocytochemiczna detekcja epitopów charakterystycznych dla proteoglikanów AGP, rozpoznawanych przez przeciwciała LM2 (A), JIM13 (B), JIM14 (C) w różnicującym się kalusie zawierającym strefy formujących się merystemów (M) (100x)

Fig. 6. Immunocytochemical detection arabinogalactan protein epitopes recognized by antibodies: LM2 (A), JIM13 (B), JIM14 (C) in the differentiating callus tissue containing primordial meristems (M) (100x)

Potwierdzono, że badane domeny strukturalne są rozpowszechnione w analizowanych tkankach (rys. 8A–C) (tab. 3). W wyniku reakcji kontrolnych, wykonanych z pominięciem

etapu inkubacji z przeciwciałem pierwotnym, uzyskano skrawki niezabarwione lub zabarwione tylko w minimalnym stopniu (rys. 5C), co świadczy o specyficzności przeprowadzonych badań immunocytochemicznych. Nie stwierdzono zależności pomiędzy dystrybucją pektyn i proteoglikanów AGP w tkankach buraka cukrowego a rodzajem zastosowanego fitohormonu w pożywce regeneracyjnej. Stwierdzono, iż związki te są charakterystyczne dla wielu tkanek i faz rozwojowych.

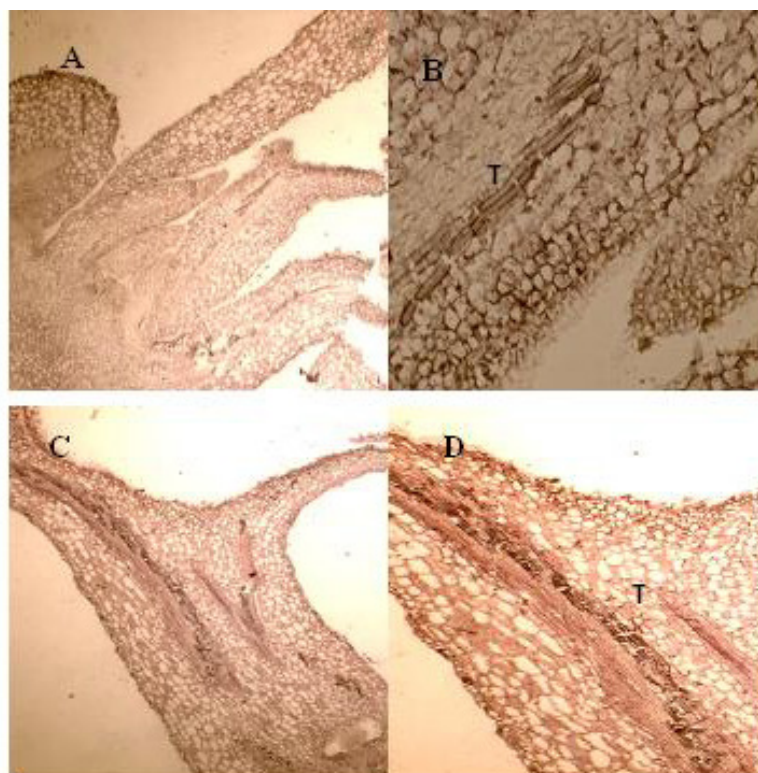


Rys. 7. Immunodetekcja epitopów charakterystycznych dla pektyn rozpoznawanych przez przeciwciała: JIM5 (A) i JIM7 (B) oraz LM5 (C) i LM6 (D) w zarodkach somatycznych (100x)
Fig. 7. Immunocytochemical detection of pectin epitopes recognized by antibodies: JIM5 (A) i JIM7 (B) oraz LM5 (C) i LM6 (D) in somatic embryos (100x)

Zastosowane w eksperymencie regulatory wzrostu i rozwoju były stymulatorem formowania się merystemów, zawiązków pędów, liści czy tkanki kalusowej. Wyniki analiz immunocytochemicznych przeprowadzonych na innych gatunkach roślin sugerują, iż niektóre z badanych związków mogą być uważane za markery procesów embriogenezy. Immunodetekcja epitopów charakterystycznych dla pektyn i proteoglikanów AGP w zarodkach somatycznych była możliwa tylko w przypadku regeneracji niezapłodnionych zalążków na pożywkach zestalonych 0,7% agarom, zawierających 2,2 μM BAP i 0,44 μM NAA, 0,44 μM KIN i 0,44 μM NAA oraz 0,44 μM KIN i 0,44 μM 2,4- D. Tylko w

obecności tych kombinacji fitohormonów zaobserwowano proces embriogenezy somatycznej buraka cukrowego.

Wyniki analiz przeprowadzonych w doświadczeniu dokumentują, że różnicowanie tkanek buraka, tzn. organogenego kalusa i zarodków somatycznych, związane jest z syntezą i depozycją epitopów pektynowych o różnym stopniu i wzorcu estryfikacji, jak też o odmiennej zawartości reszt arabinozy i galaktozy. Badania immunocytochemiczne tkanek buraka relacjonowane przez innych autorów potwierdziły obecność AGP reagujących z przeciwciałami JIM8, JIM13 i LM2 w liściach, protoplastach zawieszinowych, mezofilowych i szparkowych, w nieodróżnionych komórkach zawieszinowych oraz w organach generatywnych (Butowt i in., 1999; Majewska-Sawka i Munster, 2003; Wiśniewska, 2006; Majewska-Sawka i Rodriguez-Garcia, 2006; Wiśniewska i Majewska-Sawka, 2007).



Rys. 8. Immunodetekcja epitopów charakterystycznych dla proteoglikanów AGP rozpoznawanych przez przeciwciała LM2 (A, B) i JIM13 (C, D) w zarodkach somatycznych z widocznymi elementami tkanki naczyniowej (T) (100x a, c i 200x b, d)

Fig. 8. Immunocytochemical detection of arabinogalactan protein epitopes recognized by antibodies: LM2 (A, B) i JIM13 (C, D) in somatic embryos with visible elements of vascular tissue (T) (100x a, c and 200x b, d)

Prezentowane wyniki dokumentują, że dwa z wymienionych epitopów, tzn. JIM13 i LM2, są również obecne w komórkach kalusa, w merystemach, w tworzących się *in vitro* organach (zawiązkach pędów i liści) oraz w zarodkach somatycznych. Wnioski z analiz immunocytochemicznych przeprowadzonych na innych gatunkach roślin sugerują, że niektóre molekuły AGP pojawiają się w ściśle zdefiniowanych fazach rozwojowych, są zatem postrzegane jako ewentualne markery procesów organogenezy i embriogenezy. Często odmiennosc pomiędzy tkankami o właściwościach embriogennych i nieembriogennych można zdefiniować na podstawie różnic w obecności lub relatywnej zawartości poszczególnych epitopów. Zgodnie z tym stwierdzeniem wykazano, że cząsteczki reagujące z JIM13 są intensywnie syntetyzowane i akumulowane w kulturach embriogennych świerka *Picea abies* (Egertsdotter i von Arnold, 1995), w zarodkach cykorii *Cichorium* (Chapman i in., 2000), w specyficznych fazach rozwoju zarodków somatycznych i zygotycznych rzodkiewnika *Arabidopsis* (Qin i Zhao, 2006), jak też w zarodkach mikrosporowych rzepaku *Brassica napus* (Tang i in., 2006). Epitopy LM2 wydają się mieć związek z różnicowaniem kalusa wilczomlecza *Euphorbia pulcherrima*, gdyż ich całkowita zawartość w tkankach embriogennych znacznie przewyższa wartości charakteryzujące niezróżnicowane komórki kalusa (Saare-Surminski i in., 2000). Podobnie, procesy dyferencjacji kalusa pszenicy *Triticum aestivum* wydają się korelować ze zróżnicowaną ekspresją LM2 (Konieczny i in., 2007), a kalusa jodły *Abies alba* z syntezą epitopów galaktozy wykrywanych przez przeciwciało Gal4 (Samaj i in., 2008).

WNIOSKI

1. Pomimo, iż najintensywniejszy sygnał uzyskano dla komórek tkanki przewodzącej, badane epitopy typowe dla pektyn zaobserwowano we wszystkich analizowanych tkankach i typach komórek, niezależnie od stosowanej pożywki regeneracyjnej i obecnym w niej fitohormonom.
2. Stwierdzono ponadto, iż obecność domen AGP oraz synteza i depozycja epitopów pektynowych towarzyszy procesom różnicowania w obrębie tkanek buraka, tzn. organogenego kalusa i zarodków somatycznych.
3. Tylko niektóre z przeciwciał rozpoznających określone epitopy AGP mogą być uznawane za markery procesów morfogenetycznych bowiem obserwowane są w poszczególnych fazach rozwojowych inne natomiast obecne są w licznych komórkach kalusa, w merystemach, w tworzących się organach a nawet w zarodkach somatycznych.

LITERATURA

- Berger F., Taylor A., Brownlee C. 1994. Cell fate determination by the cell wall in early *Fucus* development. *Science* 263: 1421 — 1423.
- Brownlee C., Berger F. 1995. Extracellular matrix and pattern in plant embryos — on the lookout for developmental information. *Trends Genet.* 11: 344 — 348.
- Butowt R., Niklas A., Rodriguez-Garcia M. I., Majewska-Sawka A. 1999. Involvement of JIM13-and JIM8-responsive carbohydrate epitopes in early stages of cell wall formation. *J. Plant Res.* 112: 107 — 116.

- Carpita N. C., Gibeaut D. M. 1993. Structural models of primary cell walls in flowering plants: consistency of molecular structure with the physical properties of the walls during growth. *Plant J.* 3: 1 — 30.
- Chapman A., Blervacq A. S., Vasseur J., Hillbert J. L. 2000. Arabinogalactan-proteins in *Cichorium* somatic embryogenesis: effect of β -glucosyl Yariv reagent and epitope localisation during embryo development. *Planta* 211: 305 — 314.
- Clausen M. H., Willats W. G. T., Knox J. P. 2003. Synthetic methyl hexagalacturonate hapten inhibitors of anti – homologalacturonan monoclonal antibodies LM7, JIM15 and JIM7. *Carbohydr. Res.* 338: 1797 — 1800.
- David H., David A., Bade P., Millet J., Morvan O., Morvan C. 1994. Cell wall composition and morphogenic response in callus derived from protoplasts of two fibre flax (*Linum usitatissimum* L.) genotypes. *J. Plant. Physiol.* 143: 379 — 384.
- Eberhard S., Doubrava N., Marfa V., Mohnen D., Southwick A., Darvill A., Albersheim P. 1989. Pectic cell wall fragments regulate tobacco thin-cell-layer explant morphogenesis. *Plant Cell* 1: 747 — 755.
- Egertsdotter U., von Arnold S. 1995. Importance of arabinogalactan proteins for the development of somatic embryos of Norway spruce (*Picea abies*). *Physiol. Plant.* 93: 334 — 345.
- Fry S.C. 1995. Polysaccharide-modifying enzymes in the plant cell wall. *Annu. Rev. Plant Physiol. Plant. Mol. Biol.* 46: 497 — 520.
- Hengel van A., Tadesse Z., Immerzeel P., Schols H., van Kammen A., de Vries S. 2001. N-acetylglucosamine and glucosamine-containing arabinogalactan proteins control somatic embryogenesis. *Plant Physiol.* 125: 1880 — 1890.
- Jones L., Seymour G. B., Knox J. P. 1997. Localization of pectic galactan in tomato cell walls using a monoclonal antibody specific to (1 $\rightarrow$ 4) – β – D – galactan. *Plant Physiol.* 113: 1405 — 1412.
- Knox J. P., Linstead P. J., Peart J., Cooper C., Roberts K. 1991. Developmentally regulated epitopes of cell surface arabinogalactan proteins and their relation to root tissue pattern formation. *Plant J.* 1: 317 — 326.
- Konieczny R., Świerczyńska J., Czaplicki A. Z., Bohdanowicz J. 2007. Distribution of pectin and arabinogalactan protein epitopes during organogenesis from androgenic callus of wheat. *Plant Cell Rep.* 26: 355 — 363.
- Liners F., Gaspar T., Van Cutsem P. 1994. Acetyl- and methyl-esterification of pectins of friable and compact sugar-beet calli: consequences for intercellular adhesion. *Planta* 192: 545 — 556.
- Majewska-Sawka A., Münster A. 2003. Cell-wall antigens in mesophyll cells and mesophyll-derived protoplasts of sugar beet: possible implication in protoplast recalcitrance. *Plant Cell Rep.* 21: 946 — 954.
- Majewska-Sawka A., Rodriguez-Garcia M. I. 2006. Immunodetection of pectin and arabinogalactan protein epitopes during pollen exine formation of *Beta vulgaris* L. *Protoplasma* 228: 41 — 47.
- Malinowski R., Filipecki M. 2002. The role of cell wall in plant embryogenesis. *Cell. Mol. Biol. Lett.* 7: 1137 — 1151.
- Murashige T., Skoog F. 1962. A revised medium for rapid growth and bioassay with tobacco tissue cultures. *Physiol. Plant.* 15: 473 — 497.
- Nothnagel E. A. 1997. Proteoglycans and related components in plant cells. *Int. Rev. Cytol.* 174: 195 — 291.
- Pennell R. I., Janniche L., Kjellbom P., Scofield G. N., Peart J. M., Roberts K. 1991. Developmental regulation of plasma membrane arabinogalactan protein epitope in oilseed rape flowers. *Plant Cell* 3: 1317 — 1326.
- Roberts A. W., Donovan S. G., Haigler C. H. 1997. A secreted factor induces cell expansion and formation of metaxylem-like tracheary elements in xylogenetic suspension cultures of *Zinnia*. *Plant Physiol.* 115: 683 — 692.
- Saare-Surmiński K., Preil W., Knox J. P., Lieberei R. 2000. Arabinogalactan proteins in embryogenic and non-embryogenic callus cultures of *Euphorbia pulcherrima*. *Physiol. Plant.* 108: 180 — 187.
- Samaj J., Terezia S., Matusova R., Salaj J., Takac T., Samajova O., Volkmann D. 2008. Arabinogalactan-protein epitope Gal4 is differentially regulated and localized in cell lines of hybrid fir (*Abies alba* x *Abies cephalonica*) with different embryogenic and regeneration potential. *Plant Cell Rep.* 27: 221 — 229.
- Smallwood M., Yates E., Willats W. G., Martin H., Knox P. 1996. Immunochemical comparison of membrane – associated and secreted arabinogalactan – proteins in rice and carrot. *Planta* 198: 452 — 459.
- Tang X.Ch., He Y.Q., Wang Y., Sun M.X. 2006. The role of arabinogalactan proteins binding to Yariv reagents in the initiation, cell developmental fate, and maintenance of microspore embryogenesis in *Brassica napus* L. cv. *Topas*. *J. Exp. Bot.* 1 — 12.

- Toonen M.A.J., Schmidt E.D.L., van Kammen A., de Vries S.C. 1997. Promotive and inhibitory effects of diverse arabinogalactan proteins on *Daucus carota* L. somatic embryogenesis. *Planta* 203: 188 — 195.
- Qin Y., Zhao J. 2006. Localization of arabinogalactan proteins in egg cells, zygotes, and two-celled proembryos and effects of β -D-glucosyl Yariv reagent on egg cell fertilization and zygote division in *Nicotiana tabacum* L. *J. Exp. Bot.* 57: 2061 — 2074.
- Varner J. E., Lin L. S. 1989. Plant cell wall architecture. *Cell* 56: 231 — 239.
- Willats W. G. T., Steele-King C. G., Marcus S. E., Knox J. P. 1999. Side chains of pectic polysaccharides are regulated in relation to cell proliferation and cell differentiation. *Plant J.* 20: 619 — 628.
- Willats W. G. T., Limberg G., Buchholt H. C., van Alebeek G. J., Benen J., Christensen T. M. I E., Visser J., Voragen A., Mikkelsen J. D., Knox J. P. 2000. Analysis of pectic epitopes recognized by hybridoma and phage display monoclonal antibodies using defined oligosaccharides, polysaccharides, and enzymatic degradation. *Carbohydr. Res.* 327:309 — 320.
- Yates E. A., Valdor J. F., Haslam S. M., Morris H. R., Dell A., Mackie W., Knox J. P. 1996. Characterization of carbohydrate structural features recognized by anti-arabinogalactan-protein monoclonal antibodies. *Glycobiol.* 2: 31 — 39.
- Wiśniewska E. 2006. Charakterystyka cytologiczna i genetyczna komórek o wysokim i niskim potencjale do regeneracji roślin *in vitro* (*Nicotiana tabacum* L. vs *Beta vulgaris* L.). Praca doktorska. IHAR. Bydgoszcz: 1 — 149.
- Wiśniewska E., Majewska-Sawka A. 2007. Arabinogalactan-proteins stimulate the organogenesis of guard cell protoplasts-derived callus in sugar beet. *Plant Cell Rep.* 26: 1457 — 1467.

PODZIĘKOWANIA

Serdecznie dziękuję Pani Profesor Annie Majewskiej-Sawka za pomoc przy przeprowadzeniu niniejszych badań.

ALEKSANDRA GŁOWACKAZakład Ogólnej Uprawy Roli i Roślin
Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie

Wpływ uprawy pasowej na wielkość i strukturę plonu fasoli zwyczajnej na tle różnych metod regulacji zachwaszczenia

The influence of strip intercropping on size and structure of common bean yield at different methods of weed control

W trzyletnim doświadczeniu polowym porównywano wpływ siewu czystego i uprawy pasowej oraz różnych metod regulacji zachwaszczenia na wielkość i elementy strukturalne plonu fasoli zwyczajnej. Doświadczenie przeprowadzono w latach 2004–2006 w gospodarstwie położonym we wsi Frankamionka powiat zamojski, metodą losowanych podbloków, w czterech powtórzeniach. Czynnikiem eksperymentu były: I. metoda uprawy - siew czysty i uprawa współrzędna pasowa; II. metoda regulacji zachwaszczenia: mechaniczna, mechaniczno-chemiczna i chemiczna. Uprawa pasowa nie wpływała na wielkość plonu ogólnego, natomiast zwiększała plon handlowy nasion fasoli. Najniższe plony uzyskano stosując mechaniczne zabiegi regulacji zachwaszczenia, metoda mechaniczno-chemiczna i chemiczna istotnie zwiększały plon a różnice pomiędzy nimi były niewielkie, aczkolwiek istotne statystycznie. Metody regulacji zachwaszczenia istotnie różnicowały elementy struktury plonu tj. liczba strąków z rośliny, masa i liczba nasion z rośliny oraz masa 1000 nasion.

Słowa kluczowe: fasola zwyczajna, uprawa pasowa, regulacja zachwaszczenia, struktura plonu

The influence of sole- or mixed cropping system on yield and its structure was studied in common bean, in combination with different methods of weed control. A field experiment with four replications and split-plot design was conducted in a farm of the Frankamionka village (Zamość district), in the years 2004–2006. The cropping system was the first factor (sole cropping vs. strip intercropping with fodder maize and spring wheat) and the method of weed control (mechanical, mechanical-chemical, chemical) was the second one. The strip cropping did not affect total seed yield of bean, but significantly increased the trade yield. The lowest yield was obtained at the mechanical weed control. The mechanical-chemical and chemical methods considerably increased the yield, the difference between them was small, but statistically significant. The methods of weed control significantly influenced the yield structure elements, i.e. number of pods per plant, number and mass of seed per plant, mass of 1000 seeds.

Key words: common bean, strip cropping, method of tending, yield structure

WSTĘP

Fasola zwyczajna pochodzi z Ameryki Środkowej i Południowej. Jest głównie uprawiana w Ameryce, ale również w Europie, Azji. W Polsce powierzchnia uprawy fasoli na suche nasiona zajmuje ponad 20 tys. ha (Łabuda, 2010). Fasola zwyczajna jest przydatna do uprawy na terenie całego kraju, a szczególnie korzystne warunki ma w południowo-wschodnim rejonie, m.in. na Lubelszczyźnie. O plonowaniu fasoli oprócz przebiegu warunków atmosferycznych decyduje technologia uprawy, głównie zużycie nawozów mineralnych i pestycydów (Artyszak i Kucińska, 2005). Ważnym elementem w uprawie fasoli jest utrzymywanie plantacji w stanie wolnym od chwastów przynajmniej przez pierwsze 3–5 tygodni po siewie (Dobrzański, 1996; Chmielowiec i Borowy, 1998). Gdy chwasty towarzyszą roślinom fasoli przez cały okres wegetacyjny plon nasion może być zredukowany nawet o 60% (Hemss, 1985). Analiza efektywności technologii uprawy roślin strączkowych wykazała, że wyższe nakłady i koszty ponoszone w zalecanych technologiach kompleksowych są mniej efektywne ekonomicznie niż technologie niskonakładowe lub oszczędne (Podleśny, 1999; Książak i Kuś, 2005). Wysokie ceny środków produkcji i ograniczone zasoby finansowe wielu rolników, skłaniają do poszukiwania technologii mniej intensywnych, ale zapewniających wysoką efektywność ekonomiczną prowadzonej produkcji (Prusiński i Skinder, 2002). Również względy ochrony środowiska przemawiają za ograniczeniem stosowania przemysłowych środków produkcji. Natomiast w programach integrowanej produkcji roślinnej zaleca się zachowanie właściwego następstwa roślin i urozmaicenia gatunkowego pól przez wprowadzenie uprawy współrzędnej. Formą uprawy współrzędnej jest uprawa pasowa, która polega na uprawie dwóch lub więcej roślin obok siebie w pasach wystarczająco szerokich aby umożliwić niezależną mechaniczną uprawę, ale jednocześnie wystarczająco wąskich aby zachodziło współdziałanie czynników ekologicznych. Aby ten system przynosił pożądane efekty bardzo ważny jest tu dobór odpowiednich roślin, uwzględniający ich właściwości chemiczne, fizyczne, tj. charakter i szybkość wzrostu, rodzaj systemu korzeniowego oraz okres dojrzałości zbiorczej. Przestrzenna różnorodność pozwala na lepsze wykorzystanie składników pokarmowych, wody i światła dając możliwość ograniczenia nakładów na uprawę (Fukai i Trenbath, 1993; Zang i Li, 2003). Jednocześnie może zwiększyć plon całkowity i wpłynąć na jego strukturę (Głowacka, 2008a). Zmniejszona konkurencja ze strony szkodników i chwastów, daje możliwość ograniczenia stosowania pestycydów (Crusoe, 1990; Liebma i Dyck, 1993).

Celem badań była ocena wpływu uprawy pasowej w połączeniu z różnymi metodami regulacji zachwaszczenia na kształtowanie się wielkości plonu nasion oraz elementów struktur plonu fasoli zwyczajnej uprawianej na suche nasiona.

MATERIAŁ I METODY

Doświadczenia polowe przeprowadzono w latach 2004–2006 w miejscowości Frankamionka w powiecie zamojskim. Eksperyment realizowano w układzie losowanych podbloków w czterech powtórzeniach. Pole doświadczalne zlokalizowano na glebie o

składzie granulometrycznym pyłu ilastego, lekko kwaśnej (pH w 1 n KCl – 6,5), o zawartości materii organicznej 1,9%.

Przedmiotem badań była fasola zwyczajna odmiany Mela uprawiana na suche nasiona. Jest to odmiana bardzo wczesna, plenna, przydatna do uprawy na terenie całego kraju. Ze względu na wczesność nie jest porażana przez antraknozę.

W doświadczeniu analizowano następujące czynniki:

- I. metoda uprawy: a. siew czysty, w którym wielkość jednego poletka do siewu wynosiła 23,75 m², a do zbioru 17 m²; b. uprawa pasowa, która polegała na uprawie kolejno obok siebie trzech roślin: kukurydzy pastewnej, fasoli zwyczajnej i pszenicy jarej. Każda roślina uprawiana była w oddzielnych pasach o szerokości 2,5 m. Wielkość poletek fasoli oraz roślin towarzyszących wynosiła do siewu 11,75 m², a do zbioru 10,5 m².
- II. metoda regulacji zachwaszczenia: A — mechaniczna (dwukrotne opielanie międzyrzędzi, pierwszy zabieg cztery tygodnie po siewie a drugi trzy tygodnie później); B — mechaniczno-chemiczna; herbicyd Treflan 480 EC (substancja biologicznie czynna trifluralina, bezpośrednio przed siewem w dawce 1,5 L·ha⁻¹, zaraz po zastosowaniu wymieszana z glebą) + jednokrotne opielanie międzyrzędzi (około cztery tygodnie po siewie); C — chemiczna; herbicydy Treflan 480 EC (przed siewem w dawce 1,5 L·ha⁻¹), Basagran 600 SL (substancja biologicznie czynna bentazon, po wschodach w dawce 2 L·ha⁻¹) i Targa Super 05 EC (substancja biologicznie czynna chizalofof-P-etylu, powschodowo w dawce 1 L·ha⁻¹).

Fasolę wysiewano pomiędzy 30 kwietnia a 5 maja w rozstawie rzędów 45 cm, ilość wysiewu — 45 szt.·m⁻² nasion o pełnej wartości użytkowej. Pszenica jara była wysiewna w II–III dekadzie kwietnia w ilości 220 kg·ha⁻¹, kukurydza pastewna była wysiewana w tym samym czasie co fasola, w ilości zapewniającej obsadę 120 000 roślin na hektar. W roślinach towarzyszących (kukurydza i pszenica), również zastosowano trzy różne metody pielęgnacji (mechaniczna, mechaniczno-chemiczna, chemiczna). Plonowanie roślin towarzyszących fasoli w uprawie pasowej zostało przedstawione w innych pracach (Głowacka, 2008, 2010 a).

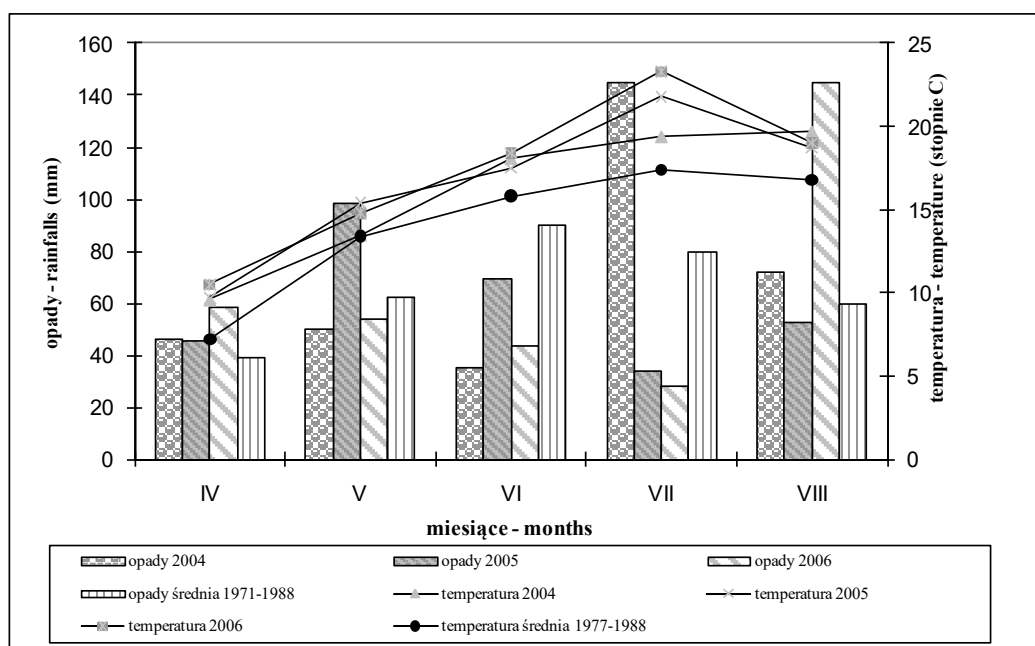
Pod fasolę zastosowano jednolite nawożenie mineralne w ilości: N — 30, P — 40 i K — 108 kg·ha⁻¹. Wszystkie nawozy wniesiono jednorazowo przed siewem. Uprawę roli przeprowadzono metodą tradycyjną zgodnie z zaleceniami agrotechnicznymi dla fasoli.

Corocznie, przed zbiorem fasoli z każdego poletka losowo wybrano 20 roślin, na których określono: liczbę strąków z jednej rośliny, liczbę i masę nasion z jednej rośliny, liczbę i masę nasion z jednego strąka, masę tysiąca nasion. Po zbiorze określono plon całkowity i handlowy w przeliczeniu na 1 hektar. Wyniki opracowano statystycznie metodą analizy wariancji (Kala, 2009). Różnice między średnimi oceniono testem T-Tukeya. Istotność różnic określono z 95% prawdopodobieństwem. Zależność pomiędzy plonem a cechami morfologicznymi roślin oceniono wykorzystując współczynniki korelacji przy użyciu programu Statistica PL.

WYNIKI I DYSKUSJA

Przebieg warunków pogodowych w latach badań zestawiono w oparciu o dane pochodzące ze stacji meteorologicznej w Zamościu. Suma opadów w okresie wegetacji była najwyższa w pierwszym roku badań i kształtowała się na poziomie zbliżonym dla wielolecia. W drugim i trzecim roku suma opadów była wyraźnie niższa. Bardzo wysokie opady wystąpiły w lipcu 2004 roku i w sierpniu w roku 2006 (rys. 1).

Średnie miesięczne temperatury powietrza w okresie badań były wyższe niż w wieloleciu. Szczególnie ciepły był rok 2006, w którym suma temperatury (liczona jako suma iloczynów średniej temperatury i liczby dni miesiąca) w miesiącach IV-IX wynosiła 3141°C, natomiast w wieloleciu kształtowała się na poziomie 2544°C (rys. 1).



Rys. 1. Opady i temperatura powietrza w miesiącach IV-IX w zestawieniu ze średnimi wieloletnimi (1971-1988) wg Stacji Meteorologicznej w Zamościu

Fig. 1. Rainfalls and air temperature in the months IV-IX as compared to the long-term means (1971-1988), according to the Meteorological Station in Zamość

Plony nasion fasoli zwyczajnej w Polsce wynoszą około $2,6 \text{ t} \cdot \text{ha}^{-1}$ (Milczyńska, 2002). Średni plon uzyskany w doświadczeniu był zdecydowanie mniejszy i wynosił $1,6 \text{ t} \cdot \text{ha}^{-1}$. W polskim piśmiennictwie brak jest doniesień dotyczących wpływu uprawy pasowej na plonowanie fasoli. W badania prowadzonych w Stanach Zjednoczonych soja w uprawie pasowej z kukurydzą i owsem plonowała na podobnym poziomie jak w siewie czystym lub obserwowano niewielkie zmniejszenie jej plonów (Ghaffarzadeh i in., 1994; Lesoing i Francis, 1999b). Lesoing i Francis (1999 a) stwierdzili zmniejszenie plonów soi uprawianej

pasowo z kukurydzą oraz brak wpływu na plonowanie, gdy była uprawiana z sorgiem. W prezentowanych badaniach wielkość ogólnego plonu nasion fasoli w siewie czystym była prawie taka sama jak w uprawie pasowej z kukurydzą pastewną i pszenicą jarą. Natomiast stwierdzono istotny wpływ metod uprawy na wielkość plonu handlowego fasoli (tab. 1).

Tabela 1

Wpływ metod uprawy i pielęgnacji na plon ogólny i handlowy nasion fasoli zwyczajnej (średnia dla lat 2004–2006)

The influence of different methods of cropping and tending on total and trade seed yield of common bean (means for 2004–2006)

Metoda uprawy Method of cultivation	Pielęgnacja Treatments	Plon nasion (t·ha ⁻¹) Yield of seeds (in t·ha ⁻¹)	
		ogólny total	handlowy trade
Siew czysty Sole cropping	A	1,09	0,93
	B	1,78	1,68
	C	1,89	1,81
	Średnio — Mean	1,59	1,48
Uprawa pasowa Strip cropping	A	1,20	1,14
	B	1,77	1,71
	C	1,89	1,80
	Średnio — Mean	1,62	1,55
Średnio Mean	A	1,14	1,04
	B	1,78	1,70
	C	1,89	1,81
	Średnio — Mean	1,60	1,52
NIR dla: LSD for	* U — C	0,04	0,04
	P — T	0,06	0,06
	U × P - C × T	0,11	0,11

* Objasnienia:

U — uprawa, P — pielęgnacja, U × P — uprawa × pielęgnacja; Explantations: C — cultivation, T — tending,
C × T — cultivation × tending

Uprawa pasowa zwiększała plon nasion pełnowartościowych, zmniejszając jednocześnie ilość odpadów i procentowy udział nasion porażonych przez choroby (plamistość zgorzelowa, rdza fasoli) w plonie ogólnym. Liebma i Dyck (1993) twierdzą, iż większa różnorodność gatunkowa w uprawie pasowej czyni ją bardziej stabilną i mniej podatną na choroby, zwłaszcza zależne od warunków pogodowych. Wpływ metody uprawy na kształtowanie elementów struktury plonu był nieznaczny i istotny statystycznie jedynie w odniesieniu do masy nasion z jednego strąka (tab. 2).

Stosowane sposoby pielęgnacji wyraźnie różnicowały plon nasion fasoli. Najmniej korzystnie na plonowanie fasoli wpłynęła pielęgnacja mechaniczna, ograniczona do dwukrotnego opielania międzyrzędzi. W jej warunkach, zarówno plon ogólny jak i handlowy był najniższy. Niewystarczające działanie odchwaszczające sprzyjało większemu porażeniu przez choroby i w konsekwencji uzyskano duży udział nasion niepełnowartościowych, który wyniósł 9,5% ogólnego plonu. Niskie plonowanie fasoli w warunkach ograniczenia regulacji zachwaszczenia do zabiegów mechanicznych stwierdził również Prusiński (2006 a). Aby nie nastąpiło obniżenie plonów fasoli powinna być ona wolna od chwastów przynajmniej pomiędzy 3 a 5 tygodniem od siewu (Woolley i in., 1993). Hemss (1985)

podaje, iż chwasty towarzyszące fasoli przez cały okres wegetacyjny mogą spowodować obniżenie plonu nawet o 60%. Metoda mechaniczno-chemiczna istotnie zwiększyła plon nasion (o 56%), ograniczając jednocześnie udział nasion niepełnowartościowych do 4,4%. Najkorzystniej na wielkość plonu wpływała metoda chemiczna z powschodowo stosowanymi herbicydami na chwasty dwuliścienne i jednoliścienne (tab. 1). Metoda mechaniczno-chemiczna i chemiczna sprzyjały zawiązywaniu większej liczby strąków na roślinie, a co za tym idzie liczba i masa nasion z rośliny była również istotnie większa (tab. 2). Analiza korelacji potwierdziła współzależność pomiędzy wielkością plonu ogólnego i handlowego a elementami struktury plonu (tab. 3). Plon był wysoce istotnie, dodatnio skorelowany z liczbą strąków z rośliny oraz liczbą i masą nasion z jednej rośliny. Jest to zbieżne z wynikami badań Prusińskiego (2006 b), który podaje, iż wzrost plonu nasion towarzyszący większemu zaangażowaniu przemysłowych środków produkcji wynika głównie z większej obsady strąków. Istotny udział tych elementów struktury w kształtowaniu wielkości plonu fasoli stwierdziła również Głowacka (2008).

Tabela 2

Cechy morfologiczne fasoli zwyczajnej (średnia dla lat 2004-2006)
Morphological features of common bean (mean for 2004-2006)

Metoda uprawy Method of cropping	Pielęgnacja Treatments	Cechy Traits					
		liczba — number			masa — weight		
		strąków na roślinie pods per plant	nasion z rośliny seeds per plant	nasion w strąku seeds per pod	nasion ze strąka seeds per pod	nasion z rośliny seeds per plant	1000 nasion 1000 seeds
Siew czysty Sole cropping	A	8,2	30,3	3,7	1,69	13,90	457,9
	B	15,9	46,0	2,9	1,42	22,60	492,3
	C	16,7	50,4	3,6	1,60	26,70	449,0
	Średnio — Mean	13,6	42,2	3,4	1,57	21,10	466,4
Uprawa pasowa Strip cropping	A	8,7	28,2	3,5	1,83	16,30	523,5
	B	14,8	49,2	3,5	1,52	21,65	429,3
	C	17,2	42,8	3,3	1,51	25,67	455,7
	Średnio — Mean	13,6	40,1	3,4	1,62	21,2	469,5
Średnio Mean	A	8,5	29,3	3,6	1,76	15,10	490,7
	B	15,3	47,6	3,2	1,47	22,10	460,8
	C	16,9	46,6	3,4	1,55	26,20	452,4
	Średnio — Mean	13,6	41,2	3,4	1,69	21,10	468,0
NIR dla: LSD for	* U — C	r.n. — n.s.	r.n. — n.s.	r.n. — n.s.	0,03	r.n — n.s.	r.n. — n.s.
	P — T	0,6	15,6	0,2	0,05	0,94	23,2
	U × P — C × T	1,1	r.n.	0,34	0,09	1,73	42,6

Objaśnienia:

U — uprawa, P — pielęgnacja, U × P — uprawa × pielęgnacja; Explantation: C — cultivation, T — tending, C × T — cultivation × tending

Warto podkreślić, iż korzystny wpływ uprawy pasowej (wyrażony większym plonem handlowym i mniejszym % odpadów) zaznaczył się w połączeniu z mechaniczną metodą odchwaszczania. W przypadku pozostałych metod różnice w działaniu stosowanych metod uprawy były nieistotne (tab. 1). Wynikał to prawdopodobnie, z większej skuteczności

mechanicznych zabiegów ograniczania zachwaszczenia fasoli w warunkach stosowania uprawy pasowej w porównaniu z siewem czystym (Głowacka, 2010 b).

Tabela 3

Współczynniki korelacji pomiędzy wielkością plonu i cechami morfologicznymi fasoli
The correlation coefficients between yield and morphological features of beans

	Liczba strąków z rośliny Number of pods per plant	Liczba nasion z rośliny Number of seeds per plant	Liczba nasion w strąku Number of seeds per pod	Masa nasion w strąku Weight of seeds per pod	Masa nasion z rośliny Weight of seeds per plant	MTN Weight of 1000 seeds
Plon handlowy Trade yield	0,963***	0,637*	-0,444*	-0,734***	0,950***	r.n. – n.s.
% odpadów % waste seeds	-0,642**	-0,436	r.n. – n.s.	r.n. – n.s.	-0,696***	r.n. – n.s.
Liczba strąków z rośliny Number of pods per plant	-	0,652**	-0,508**	-0,791***	0,971***	r.n. – n.s.
Masa z rośliny Weight from plant	0,971***	0,674***	r.n. – n.s.	-0,638**	-	r.n. – n.s.
MTN Weight of 1000 seeds	r.n. – n.s.	r.n. – n.s.	-0,430*	0,466*	r.n. – n.s.	-

*Istotne przy $p < 0,05$, ** Istotne przy $p < 0,01$; *** Istotne przy $p < 0,001$

*Significant at $p < 0,05$, ** Significant at $p < 0,01$; *** Significant at $p < 0,001$

WNIOSKI

1. Współrzędna uprawa pasowa nie wpływała na wielkość plonu ogólnego nasion fasoli, zmniejszała natomiast udział w plonie nasion niepełnowartościowych oraz zwiększała plon handlowy w porównaniu do siewu czystego.
2. Najkorzystniej na wielkość plonu ogólnego jak i handlowego fasoli wpływała chemiczna metoda regulacji zachwaszczenia. Ograniczenie pielęgnacji do zabiegów mechanicznych okazało się zdecydowanie nieefektywne, uzyskany plon nasion był najniższy, a udział odpadów najwyższy.
3. Uprawa pasowa w warunkach stosowania mechanicznej metody regulacji zachwaszczenia korzystniej wpływała na wielkość plonu handlowego nasion niż siew czysty. Wskazuje to, iż system ten może być przydatny w warunkach rolnictwa integrowanego lub ekologicznego. Wymaga to jednak dalszych badań uwzględniających różną szerokość pasów oraz dobór gatunków.

LITERATURA

- Artyszak A., Kucińska K. 2005. Stan agrotechniki fasoli na suche nasiona w południowo-wschodnim rejonie Lubelszczyzny w latach 2000–2004. Mat. Konf. Efektywne i bezpieczne technologie produkcji roślinnej. IUNG Puławy: 75 — 76.
- Chmielowiec P., Borowy A. 1998. Wpływ konkurencji chwastów na plonowanie fasoli zwykłej (*Phaseolus vulgaris* L.) uprawianej na suche nasiona. Zesz. Nauk. AR Kraków, 333: 75 — 80.
- Crusoe R. M. 1990. Strip intercropping. Farming Systems for Iowa: seeking Alternatives. Leopold Center for Sustainable Agriculture. Conference Proceedings. Iowa state University, Ames: 39 — 41.

- Dobrzański A. 1996. Krytyczne okresy konkurencji chwastów a racjonalne stosowanie herbicydów w uprawie warzyw. Prog. Plant Prot./Post. Ochr. Rośl. 36 (1): 110 — 116.
- Fukai S., Trenbath B. R. 1993. Processes determining intercrop productivity and yields of component crops. Field Crops Res. 34: 247 — 271.
- Ghaffarzadeh M., Garcia-Prehac F., Crusoe R. M. 1994. Grain field response of corn, soybean and oat grown in a strip intercropping system. Americ. J. Altern. Agric. 9: 171 — 177.
- Głowacka A. 2008. Wpływ współrzędnej uprawy pasowej na wielkość i strukturę plonu kukurydzy pastewnej. Fragm. Agronom. XXV, 3 (99): 52 — 60.
- Głowacka A. 2010 a. Plonowanie i struktura plonu pszenicy jarej w zależności od różnych metod uprawy i pielęgnacji. Biul. IHAR 256: 73 — 80.
- Głowacka A. 2010 b. Changes in weed infestation of common bean (*Phaseolus vulgaris* L.) under conditions of strip cropping and varied tending methods. Acta Agrobotanica vol.63 (2): 171 — 178.
- Heems H. D. J. 1985. The influence of competition on crop yield. Agric. Systems., 18: 81 — 93.
- Horwith B. 1985. A role for intercropping in modern agriculture. BioScience, 35: 286 — 291.
- Kala R. 2009. Statystyka dla przyrodników. Wyd. UP w Poznaniu: ss. 233.
- Książak J., Kuś J. 2005. Plonowanie bobiku w różnych systemach produkcji roślinnej. Annales UMCS, sect. E, Agricultura 60: 195 — 205.
- Lesoing G. W., Francis C. A. 1999 a. Strip intercropping effects on yield and yield components of corn, grain sorghum, and soybean. Agron. J. 91: 807 — 813.
- Lesoing G. W., Francis C. A. 1999 b. Strip intercropping of corn-soybean in irrigated and rainfed environments. J. Prod. Agric. 12: 187 — 192.
- Liebman M., Dyck E. 1993. Crop rotation and intercropping strategies for weed management. Ecol. App., 3: 92 — 122.
- Łabuda H. 2010. Runner bean (*Phaseolus coccineus* L.) — biology and use. Acta Sci. Pol. Horturum Cultus 9 (3): 117 — 132.
- Milczyńska E. 2002. Lista opisowa odmian. Rośliny warzywne. Korzeniowe. Strączkowe. COBORU Słupia Wielka.
- Podleśny J. 1999. Porównanie produkcyjnej i ekonomicznej efektywności różnych technologii uprawy łubinu białego. Mat. Konf. Lupin in Polish and European agriculture. Przysiek: 101 — 105.
- Prusiński J., 2006a. Plonowanie fasoli zwykłej (*Phaseolus vulgaris* L.) w zależności od intensywności technologii uprawy. Cz. I. Wysokość i jakość plonu nasion oraz ich agrotechniczne uwarunkowania.. Acta Sci. Pol., Agric. 5 (2): 65 — 76.
- Prusiński J., 2006 b. Plonowanie fasoli zwykłej (*Phaseolus vulgaris* L.) w zależności od intensywności technologii uprawy. Cz. II. Rolnicza i ekonomiczna ocena zastosowanych technologii. Acta Sci. Pol., Agric. 5 (2): 77 — 88.
- Prusiński J., Skinder Z. 2002. Analiza technologii rolnych stosowanych w rejonach intensywnego rolnictwa w powiązaniu z przyrodniczą jakością rolniczej przestrzeni produkcyjnej. W: Uwarunkowania rozwoju i koncepcje monitoringu rejonów intensywnego rolnictwa, pod red. Łojewskiego i Skindera, ART. Bydgoszcz: 135 — 159.
- Woolley B. L., Michaels T. E., Hall M. R., Swanton C. J. 1993. The critical period of weed control in white bean (*Phaseolus vulgaris* L.). Weed Sci., 41: 180 — 184.
- Zhang F., Li L. 2003. Using competitive and facilitative interactions in intercropping systems enhances crop productivity and nutrient — use efficiency. Plant and Soil, 248: 305 — 312.

KLAUDIA BOROWIAK¹**STANISŁAWA KORSZUN²**¹ Katedra Ekologii i Ochrony Środowiska, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu² Katedra Dendrologii i Szkółkarstwa, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

Wstępne badania aktywności fotosyntezy jednorocznych roślin wybranych odmian winorośli

Preliminary studies on photosynthetic activity of one-year old plants of grapevine cultivars

Celem przeprowadzonego doświadczenia było określenie różnic w intensywności procesu fotosyntezy pomiędzy wybranymi odmianami jednorocznych roślin winorośli o różnym poziomie plonowania. Metodą nieinwazyjną dokonano pomiarów takich parametrów jak: intensywność fotosyntezy netto, przewodność aparatów szparkowych, stężenie wewnętrzne CO₂ i intensywność transpiracji. Wykonano również dodatkowe pomiary parametrów charakteryzujących stan fizjologiczny roślin — zawartości chlorofilu, powierzchni liścia, specyficznej powierzchni liścia. Badania wykonano dwukrotnie na roślinach jednorocznych, w okresie wegetacyjnym 2010 roku. Wyniki badań powiązano ze średnim plonem z jednej rośliny w wieku produkcyjnym. Stwierdzono istotne różnice w poziomie intensywności fotosyntezy pomiędzy odmianami, jak również różnice w poziomach pozostałych badanych parametrów. Wykazano, że wysoka zawartość chlorofilu nie zawsze jest powiązana z poziomem aktywności fotosyntezy. Świadczy to o wysokiej wydajności fotosyntezy dla odmian o niskiej zawartości chlorofilu i odwrotnie. Poziom intensywności fotosyntezy powiązany był z powierzchnią liści. Na podstawie przeprowadzonych wstępnych badań jednorocznych roślin winorośli stwierdzono, że wysoki poziom badanych parametrów (tj. intensywność fotosyntezy, zawartość chlorofilu) odmiany Vertes Csillaga może być powiązany z dużym plonowaniem roślin w wieku produkcyjnym.

Słowa kluczowe: winorośl, intensywność fotosyntezy netto, przewodność aparatów szparkowych, wewnętrzne stężenie CO₂, transpiracja, zawartość chlorofilu, powierzchnia liści

The aim of the presented study was determination of differences in photosynthetic activity between ten grapevine cultivars with various level of berries yield. The analysis of photosynthetic rate, stomatal conductance, internal CO₂ concentration, transpiration rate was done on one-year old plants. The additional measurements were performed for chlorophyll content, leaf area and specific leaf area. The measurements were carried out twice during the 2010 growing season. The results were related to the mean level of grape yield of mature plants. Significant differences in photosynthetic activity were noticed between the cultivars. The other measured parameters were significantly differentiated, as well. The high chlorophyll content has not been always connected with high photosynthetic activity. It suggests high photosynthesis efficiency for the cultivars with low chlorophyll content. High

photosynthetic rate was usually related to high leaf area. High photosynthetic activity of the cv. Vertes Csillaga was probably connected with high grape yield of the cultivar.

Key words: grapevine, net photosynthetic rate, stomatal conductance, internal CO₂ concentration, transpiration rate, chlorophyll content, leaf area

WSTĘP

Szerokie możliwości zastosowania winogron wpływają na wzrastające zainteresowanie uprawą winorośli nie tylko w Europie, ale również w Polsce. Jagody winorośli to nie tylko owoce deserowe, ale i surowiec do wyrobu soków oraz win. W ostatnim czasie można zaobserwować wiele produktów spożywczych, do których wyrobu wykorzystano winogrona np. musli, słodycze, ciasta. Na rynku znajdują się też soki produkowane z odmian zarówno o zielonych, jak i czerwonych owocach. Popularny staje się ocet winny oraz olej spożywczy produkowany z nasion winogron. Świadomość prozdrowotnych wartości odżywczych winogron w diecie współczesnego człowieka jest coraz większa.

Plonowanie owoców winorośli jest powiązane z cechami odmianowymi, na które wpływa wiele czynników. Na plonowanie poszczególnych odmian ma również wpływ intensywność fotosyntezy organów asymilacyjnych roślin, która z kolei jest uzależniona od czynników zewnętrznych, jak i wewnętrznych.

Do zewnętrznych czynników zaliczyć można dostęp wody, promieniowanie słoneczne, temperaturę czy nawożenie. Downton i in. (1987) stwierdzili brak zmian poziomu intensywności fotosyntezy roślin winorośli w warunkach niedoboru wody, podczas gdy Escalona i in. (2003), Williams (1996) oraz Schultz (1996) zaobserwowali znaczny wzrost aktywności fotosyntetycznej liści podczas nawadniania. Niski potencjał wody w liściach powoduje natychmiastową inhibicję procesu fotosyntezy (Larcher, 2003). Wykazano również, że wysokie temperatury mogą powodować zmniejszenie intensywności procesu fotosyntezy u winorośli (Wang i in., 2010). Z drugiej strony Kadir i in. (2007) na podstawie badań fluorescencji chlorofilu wskazują na większą odporność winorośli na wysokie temperatury, co sprzyja produkcji winorośli na terenach narażonych na podwyższoną temperaturę w wyniku zmian klimatycznych. Zasobność w składniki pokarmowe wpływa również na proces fotosyntezy, co dotyczy zwłaszcza tych składników, które bezpośrednio lub pośrednio uczestniczą w tym procesie. Należą do nich: azot, potas, fosfor, żelazo, magnez i mangan. Istnieje wyraźna zależność między zaopatrzeniem roślin w wymienione składniki a intensywnością fotosyntezy. Niedobór azotu powoduje zmniejszenie intensywności procesu fotosyntezy. Większość ogólnej ilości azotu w liściach znajduje się w chloroplastach, stąd też istotna rola tego pierwiastka w procesie fotosyntezy. Potas spełnia w fotosyntezie rolę aktywatora enzymów uczestniczących w reakcjach fazy świetlnej, np. w fosforylacji fotosyntetycznej.

Czynnikami wewnętrznymi wpływającymi na aktywność fotosyntezy są między innymi układ chloroplastów, zawartość chlorofilu czy faza rozwoju organu asymilacyjnego (Kopcewicz i Lewak, 2002; Larcher, 2003).

W przypadku uprawy roślin w podobnych warunkach (nawadnianie, nasłonecznienie, temperatura, nawożenie) to czynniki wewnętrzne mają wpływ na zróżnicowanie poziomu intensywności fotosyntetycznej pomiędzy poszczególnymi gatunkami czy też odmianami.

Dotychczas nie prowadzono badań mających na celu określenie powiązania intensywności fotosyntetycznej z plonowaniem winorośli. Intensywność procesu fotosyntezy zmienia się w ciągu cyklu życiowego roślin. Celem prezentowanych badań była odpowiedź na następujące pytania: (i) czy istnieją różnice w intensywności procesu fotosyntezy pomiędzy odmianami winorośli we wczesnej fazie rozwojowej/pierwszym roku produkcji? (ii) czy intensywność fotosyntezy we wczesnej fazie rozwojowej jest powiązana z późniejszym plonowaniem poszczególnych odmian? (iii) czy intensywność fotosyntezy powiązana jest z innymi parametrami charakteryzującymi poszczególne odmiany?

MATERIAŁ I METODY

Materiał badawczy

Badania wykonano w Rolniczym Zakładzie Doświadczalnym (RZD) w Baranowie Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu, na wybranych odmianach winorośli zgromadzonych w kolekcji polowej. Od 2001 roku kolekcja zarejestrowana jest w Krajowym Centrum Roślinnych Zasobów Genowych Instytutu Hodowli i Aklimatyzacji Roślin w Radzikowie. Od 2010 roku w ramach programów Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi mających na celu utrzymanie w stanie żywym zasobów genowych roślin użytkowych i ich patogenów. W 2008 roku kolekcję zakwalifikowano do programu wieloletniego Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi „Ulepszanie Roślin dla Zrównoważonych AgroEkoSystemów, Wysokiej Jakości Żywności i Produkcji Roślinnej na Cele Nieżywnościowe”, którego merytorycznym koordynatorem oraz głównym wykonawcą jest Krajowe Centrum Roślinnych Zasobów Genowych Instytutu Hodowli i Aklimatyzacji Roślin w Radzikowie.

Do badań intensywności fotosyntezy wybrano ukorzenione sadzonki zdrewniałe następujących odmian: Baco Noir, Buffalo, Fredonia, Leon Millot, Maréchal Foch, Melinda (KM-289), Michigan, Refren (RF 16), Rosette i Vertes Csillaga. Doboru odmian dokonano na podstawie średniego plonowania z trzech poprzednich lat rośliny dorosłej uprawianej w kolekcji RZD Baranowo.

W dniu 10 maja 2010 roku ukorzenione rośliny posadzono do 3 dm³ pojemników wypełnionych torfem wysokim. Podłoże o jednakowej wadze dodawano indywidualnie do pojemników. Nawożenie zostało opracowane według wymagań pokarmowych wskazanych przez Hoffmanna i Korszun (1990 a i b, 1992).

Do doświadczenia użyto 10 roślin z każdej odmiany, które zostały umieszczone w tunelu foliowym. Rośliny podlewano wodą wodociągową w zależności od potrzeb.

Badania intensywności fotosyntezy

Badania intensywności fotosyntezy na tych samych roślinach i liściach wykonano przenośnym urządzeniem do pomiaru intensywności fotosyntezy CI-340aa (CID Biosciences Inc., USA) 8 lipca (termin 1) oraz 28 lipca 2010 roku (termin 2). Do analiz wybrano w pełni rozwinięte liście bez oznak starzenia się oraz mechanicznych uszkodzeń.

W celu wyeliminowania zewnętrznych czynników wpływających na intensywność fotosyntezy zastosowano stałe warunki w komorze pomiarowej, w której umieszczano badany liść. Wprowadzano stałe stężenie CO_2 ($330 \mu\text{mol CO}_2 \cdot \text{mol}^{-1}$ powietrza), poziom promieniowania aktywnego fotosyntetycznie ($1000 \mu\text{mol} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{s}^{-1}$) oraz temperaturę (30°C). Badania przeprowadzono w godzinach $10^{\circ}\text{--}14^{\circ}$. Wykonano pomiar następujących parametrów: intensywność fotosyntezy netto (P_n), przewodność aparatów szparkowych (g_s), wewnętrzne stężenie CO_2 (C_i) oraz wskaźnik transpiracji liści (E).

Pozostałe parametry charakteryzujące stan fizjologiczny roślin

Wykonano również badania zawartości chlorofilu $a+b$, a oraz b w świeżej masie metodą opracowaną przez Shoaf i Lium (1976) oraz Hiscox i Israelstam (1978).

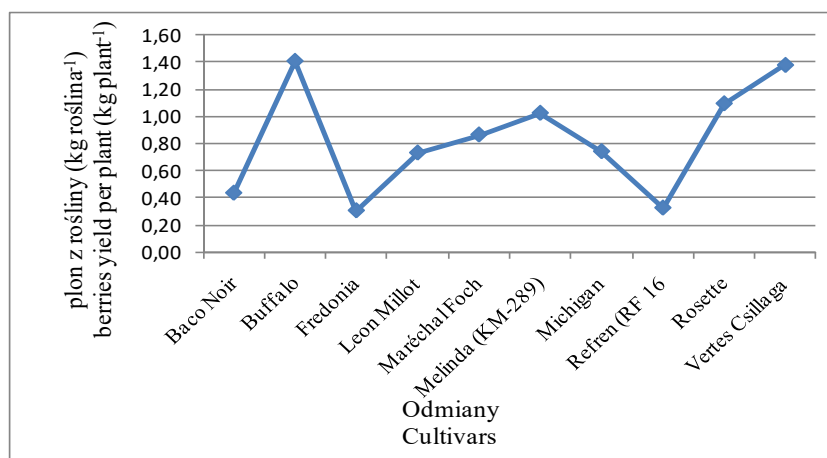
Przeprowadzono także pomiary powierzchni liści za pomocą przenośnego urządzenia Ci-202 (CID Bio-sciences Inc., USA). Obliczono wskaźnik specyficznej powierzchni liścia (SLA — specific leaf area) na podstawie wagi i wielkości blaszki liściowej (Garnier i in., 2001).

Analiza statystyczna

Uzyskane wyniki poddano dwuczynnikowej analizie wariancji za pomocą programu Statistica 9.1. Czynniki różnicujące badaną cechę to odmiana oraz termin pomiaru. Istotność różnic pomiędzy parami czynników zbadano za pomocą testu Tukeya i zaprezentowano w formie graficznej dla lepszej interpretacji wyników.

WYNIKI I DYKUSJA

W badaniach wykorzystano dwie odmiany o stosunkowo wysokim plonie (średnio $\pm 1,4$ kg/roślinę), pięć odmian o plonowaniu na średnim poziomie ($0,7\text{--}1,1$ kg/roślinę) oraz trzy odmiany o stosunkowo niskim plonowaniu $0,3\text{--}0,4$ kg/roślinę (rys. 1).



Rys. 1. Średnie plony wybranych odmian winorośli z kolekcji z lat 2007–2009

Fig. 1. Mean grape yield of the investigated grapevine cultivars from collection in 2007–2009

Parametry aktywności fotosyntetycznej

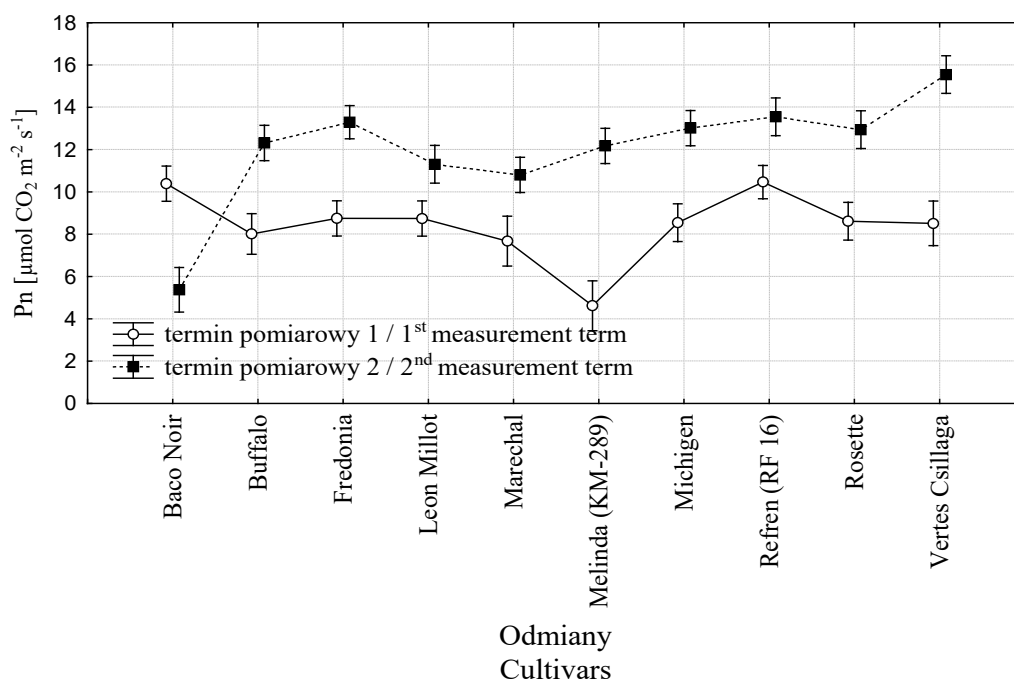
Dwuczynnikowa analiza wariancji wykazała istotny wpływ odmiany i terminu badań na parametry intensywności fotosyntezy poszczególnych odmian winorośli (tab. 1).

Tabela 1

Statystyki testowe F oraz poziomy istotności dwuczynnikowej analizy wariancji dla podstawowych parametrów aktywności fotosyntezy z odmianą i terminem badań jako czynnikami różnicującymi (* $p=0,001$, ** $p=0,01$)

Test statistics and significance levels of ANOVA for basic photosynthesis activity parameters with cultivar and term of investigation as determining factors (* $p=0,001$, ** $p=0,01$)

Parametr Parameter	Odmiana Cultivar	Termin badań Term of investigation	Interakcje Interactions
Intensywność fotosyntetyczna Photosynthetic rate	27,264*	302,75*	25,10*
Przewodność aparatów szparkowych Stomatal conductance	88,28*	134,53*	42,68*
Wewnętrzne stężenie CO ₂ Internal CO ₂ concentration	17,76*	9,95**	9,81*
Intensywność transpiracji Transpiration rate	50,60*	69,41*	32,04*

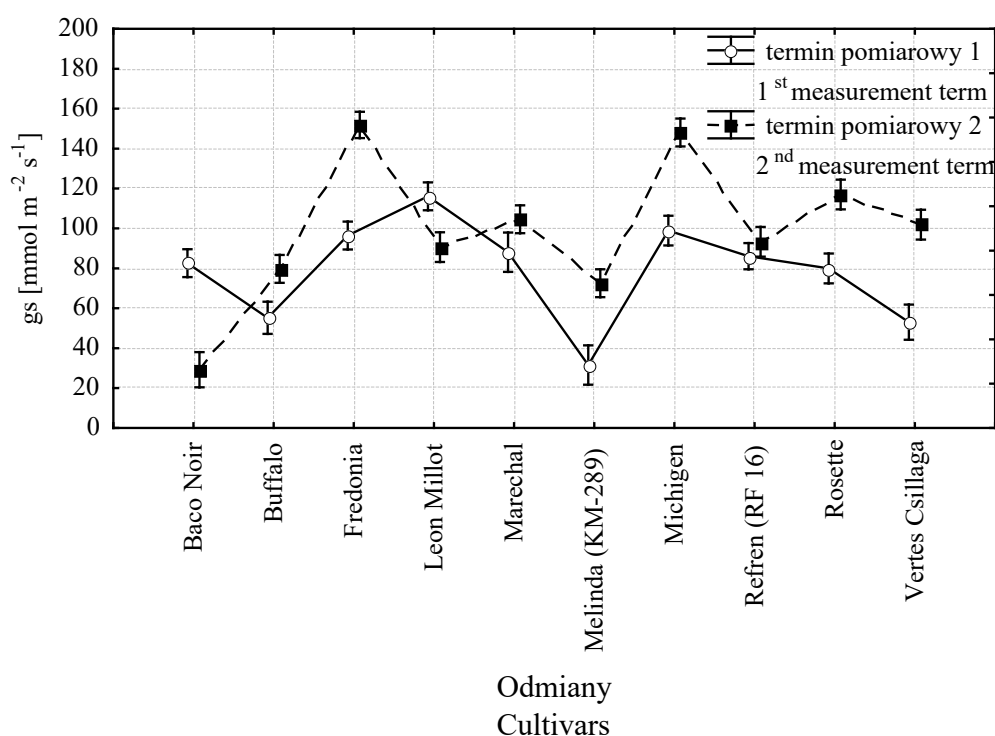


Rys. 2. Intensywność fotosyntezy netto (Pn) wybranych odmian winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 2. Net photosynthetic rate (Pn) of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0,95 confidence intervals

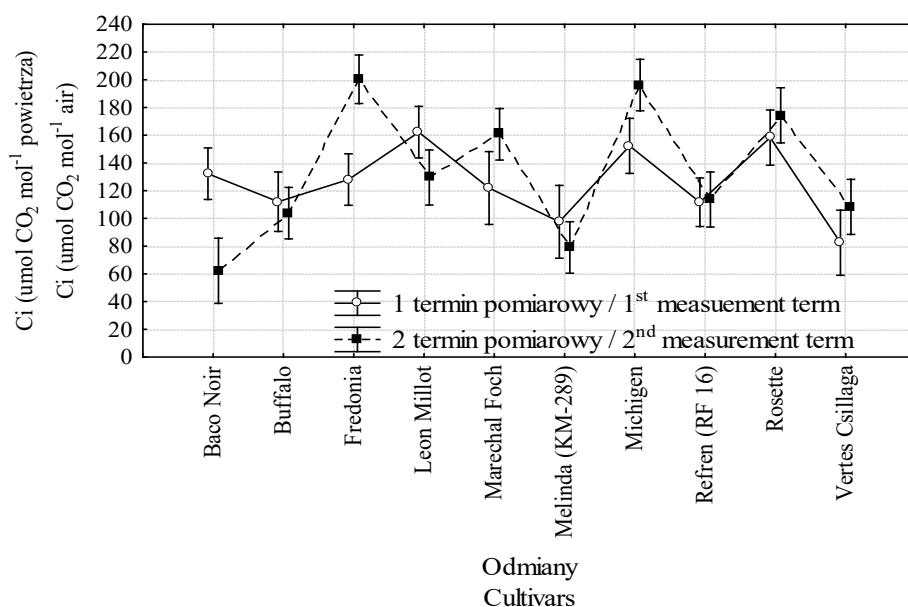
Stwierdzono wyższy poziom badanego parametru w terminach badawczych we wszystkich odmianach, poza Baco Noir, gdzie zanotowano wyraźny spadek. Największą intensywność fotosyntezy w pierwszym terminie odnotowano u odmiany Refren (RF 16) i Baco Noir, natomiast najniższą u odmiany Melinda (KM-289). W drugim terminie największe wartości stwierdzono u odmiany Vertes Csillaga i Refren (RF 16), najniższe u Baco Noir oraz stosunkowo niski poziom był w liściach odmiany Maréchal Foch i Leon Millot (rys. 2).

Intensywność fotosyntezy powiązana była najczęściej z przewodnością aparatów szparkowych. W przypadku odmiany Vertes Csillaga, gdzie odnotowano najwyższą intensywność fotosyntezy w drugim terminie nie zaobserwowano najwyższego poziomu przewodności aparatów szparkowych, podobnie dla odmiany Refren (RF 16). Niski poziom intensywności fotosyntezy oraz przewodności aparatów szparkowych zaobserwowano u odmiany Melinda (KM-289), natomiast wysokie poziomy obu parametrów u odmiany Fredonia. U odmiany Michigan zanotowano intensywność fotosyntezy netto na średnim poziomie, stwierdzono natomiast wyjątkowo wysoką przewodność aparatów szparkowych (rys. 3).



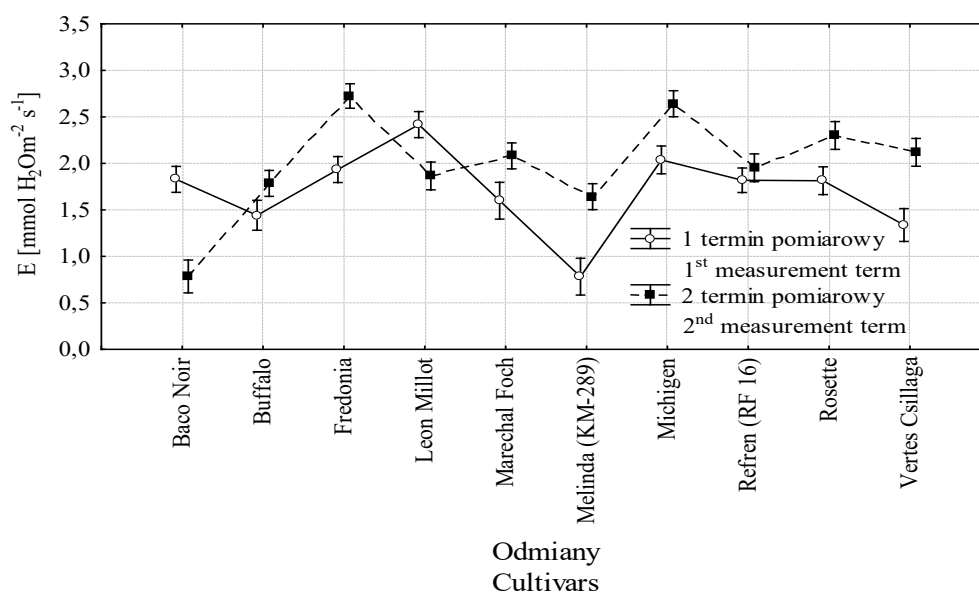
Rys. 3. Przewodność aparatów szparkowych (gs) wybranych odmian winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 3. Stomatal conductance (gs) of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0.95 confidence intervals



Rys. 4. Wewnętrzne stężenie CO₂ (Ci) wybranych odmian winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 4. Internal CO₂ concentration (Ci) of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0.95 confidence intervals



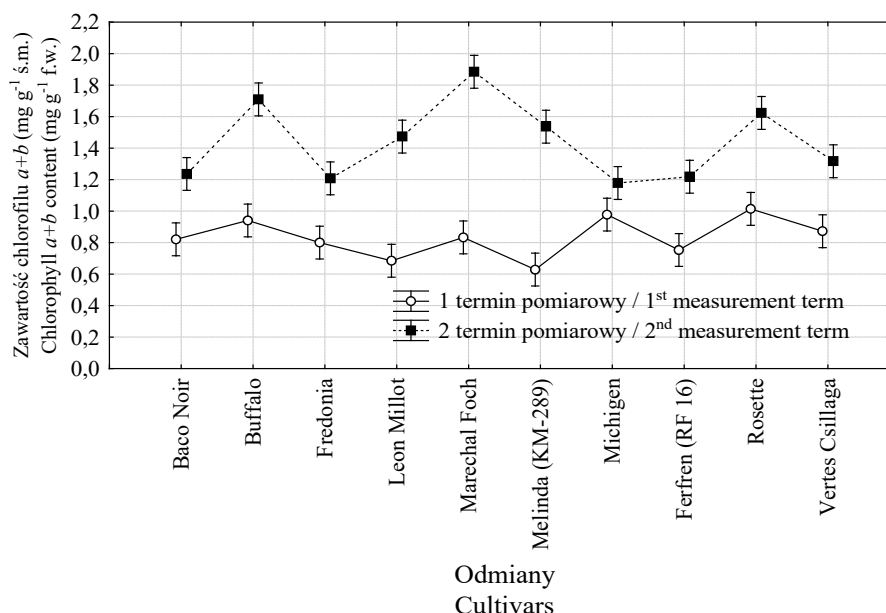
Rys. 5. Intensywność transpiracji liści (E) odmian wybranych winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 5. Transpiration rate (E) of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0.95 confidence intervals

W przypadku odmiany Vertes Csillaga, gdzie zanotowano wysoki poziom intensywności fotosyntezy, a stosunkowo niską przewodność aparatów szparkowych, oznaczono bardzo niski poziom wewnętrznego CO₂. Świadczy to o szybkim wykorzystaniu CO₂ w procesie fotosyntezy. Podobnie było u odmiany Refren (RF 16). Odmiana Michigan, która charakteryzowała się wysokim poziomem przewodności aparatów szparkowych, nie wykazywała pełnego wykorzystania magazynowanego CO₂, co mogło być przyczyną nie najwyższej intensywności fotosyntezy w porównaniu do innych dominujących pod tym względem odmian (rys. 4). Podobne tendencje zaobserwowano dla wskaźnika intensywności transpiracji (rys. 5).

Pozostałe parametry

Podobnie jak w przypadku intensywności fotosyntetycznej w drugim terminie badawczym stwierdzono wyższy poziom chlorofilu *a+b* oraz *a* we wszystkich odmianach winorośli. W pierwszym terminie badawczym najwyższe poziomy chlorofilu *a+b* wykazano u odmiany Buffalo, Michigan oraz Rosette. W drugim terminie ponownie dla odmian Buffalo i Rosette oraz Maréchal Foch (rys. 6).

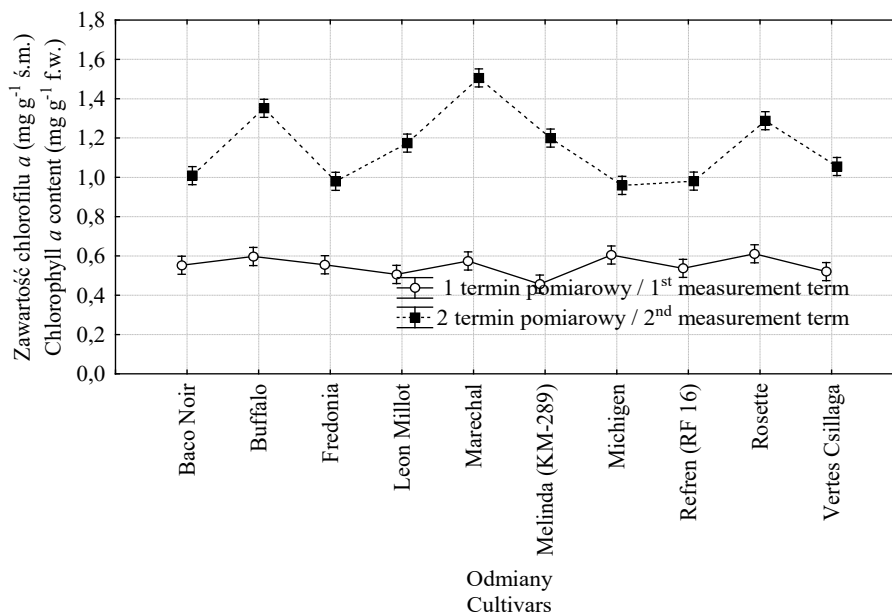


Rys. 6. Zawartość chlorofilu *a+b* w liściach wybranych odmian winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 6. Chlorophyll *a+b* content in leaves of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0,95 confidence intervals

Podobne tendencje zanotowano dla zawartości chlorofilu *a* (rys. 7). Porównując zawartość chlorofilu z parametrami aktywności fotosyntetycznej można stwierdzić, że nie zawsze najwyższa intensywność fotosyntezy powiązana była z najwyższą zawartością chlorofilu *a+b* oraz *a*. Pomimo wysokiego poziomu intensywności fotosyntezy nie stwierdzono

wysokiego poziomu zawartości chlorofilu $a+b$, a oraz b w liściach odmiany Vertes Csillaga (rys. 2, 6, 7 i 8). Podobne tendencje, w szczególności w drugim terminie badawczym, wykazała odmiana Refren (RF 16) oraz Fredonia. Niski poziom intensywności fotosyntezy odmiany Baco Noir powiązany był z niskim poziomem chlorofilu.

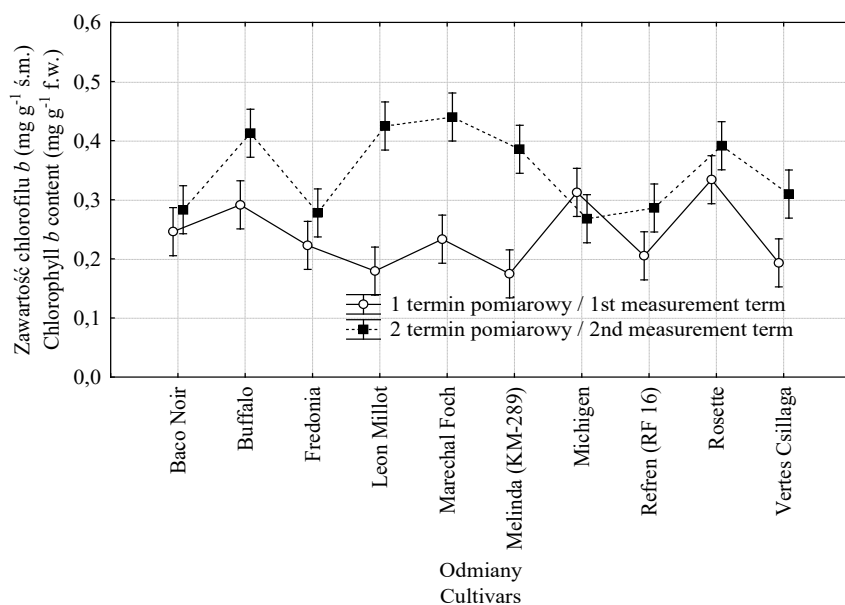


Rys. 7. Zawartość chlorofilu a w liściach wybranych odmian winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 7. Chlorophyll a content in leaves of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0.95 confidence intervals

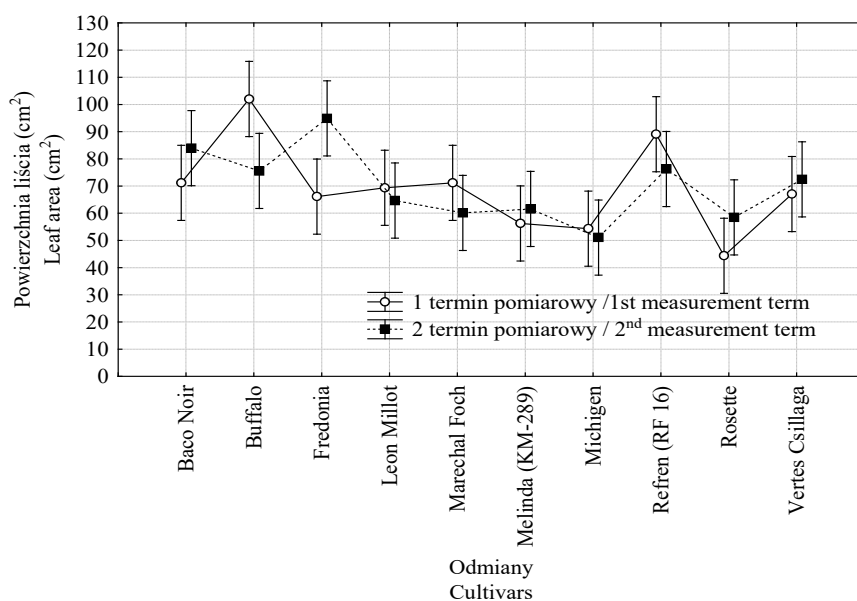
Przeprowadzone badania wykazały, że powierzchnia liści była powiązana z intensywnością fotosyntezy — dużą powierzchnię liści wykazano u odmiany Buffalo, Fredonia, Refren (RF 16) oraz Vertes Csillaga (rys. 9). Podobne wyniki uzyskali Craver i Nevo (1990) oraz Morgan i LeCain (1991) w badaniach nad powiązaniem intensywności fotosyntezy i wielkości liści wybranych genotypów pszenicy. Odnotowano również odwrotną tendencję, gdzie wielkość liści nie była powiązana z intensywnością fotosyntezy (Sirohi i Ghildiyal, 1975; Rawson i in., 1983; LeCain i in., 1989).

Zawartość chlorofilu w liściach nie była powiązana z wielkością liścia. Podobny brak powiązań można stwierdzić dla parametru specyficznej powierzchni liścia (SLA). Odmiana Rosette, u której stwierdzono średni poziom intensywności fotosyntezy wykazała najmniejsze wartości wskaźnika SLA. W przypadku odmiany Refren (RF 16), u której odnotowano najwyższy poziom intensywności fotosyntezy w pierwszym terminie badawczym stwierdzono wysoki poziom wskaźnika SLA (rys. 10).



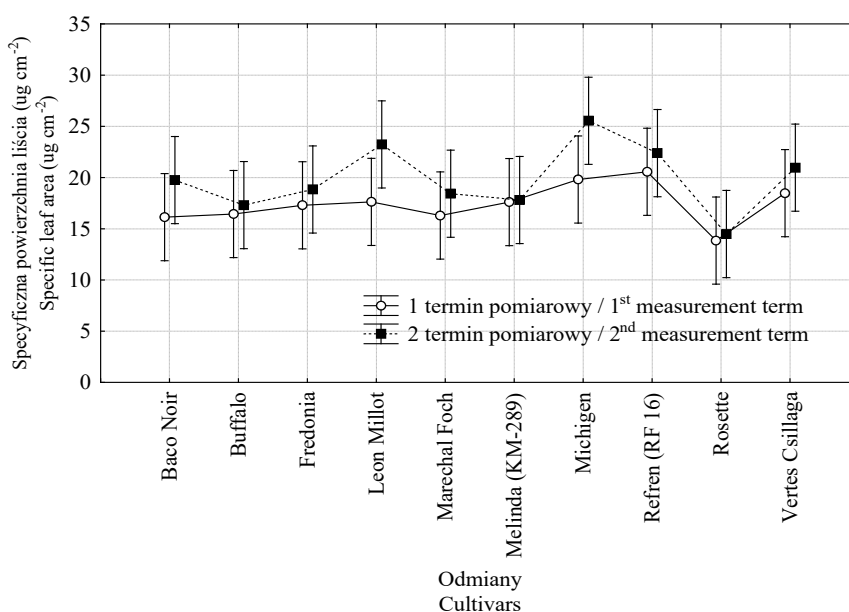
Rys. 8. Zawartość chlorofilu *b* w liściach wybranych odmian winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 8. Chlorophyll *b* content in leaves of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0.95 confidence intervals



Rys. 9. Powierzchnie liści wybranych odmian winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 9. Leaf areas of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0.95 confidence intervals



Rys. 10. Specyficzna powierzchnia liści wybranych odmian winorośli w dwóch terminach pomiarowych. Wąsy oznaczają 0,95 przedziały ufności

Fig. 10. Specific leaf areas of the grapevine cultivars in two measurement times. Vertical bars present 0.95 confidence intervals

Intensywność fotosyntezy u młodych roślin nie zawsze u wszystkich odmian może być powiązana z przyszłym ich plonowaniem. U odmiany Refren (RF 16), która charakteryzowała się wysoką intensywnością fotosyntezy jednorocznych roślin, stwierdzono stosunkowo niskie plonowanie w produkcji przemysłowej. Podobne tendencje wykazała odmiana Fredonia, odwrotnie niż odmiana Buffalo. W przypadku odmiany Vertes Csillaga zanotowano zarówno wysokie plonowanie, jak i wysoki poziom intensywności fotosyntezy.

Zaopatrzenie poszczególnych organów w asymilaty uzależnione jest od wielu czynników. Stwierdzono na przykład, że u roślin zbożowych fotoasymilaty z dolnych liści transportowane są do korzeni, z kolei u roślin z rodziny *Fabaceae* produkty fotosyntezy z pojedynczego liścia rozdysponowywane są pomiędzy pozostałe organy — kwiaty czy owoce (Larcher, 2003). Stąd wynikają również różnice w zestawionych powyżej wynikach badań, w których budowa liści, rozmieszczenie chloroplastów oraz dystrybucja fotoasymilatów może wpływać na aktywność fotosyntezy i późniejsze plonowanie. Niezbędne jest przeprowadzenie dalszych badań intensywności fotosyntetycznej roślin w fazie plonowania, jak również budowy anatomicznej liści w celu odpowiedzi na inne pytania związane z różnicami pomiędzy odmianami winorośli a plonowaniem i aktywnością fotosyntezy.

WNIOSKI

1. Badania wykazały istotne różnice międzyodmianowe u jednorocznych roślin winorośli w parametrach charakteryzujących intensywność procesu fotosyntezy.
2. Stwierdzono, że wysoki poziom intensywności fotosyntezy w liściach nie zawsze jest powiązany z zawartością chlorofilu.
3. Odmiany Buffalo, Fredonia, Refren (RF 16) oraz Vertes Csillaga wykazały wysoki poziom intensywności fotosyntezy powiązany z większym przyrostem liści i specyficzną powierzchnią liścia.
4. Wysoki poziom badanych parametrów roślin odmiany Vertes Csillaga sugeruje związek z większym plonowaniem roślin w wieku produkcyjnym.

LITERATURA

- Craver B. F., Nevo E. 1990. Genetic diversity of photosynthetic characters in native populations of *Triticum dicoccoides*. Photosynth. Res. 25: 119 — 128.
- Downton W. J. S., Grant W. J. R., Loveys B. R. 1987. Diurnal changes in the photosynthesis of field grown grape vines. New Phytol. 105: 71 — 80.
- Escalona J. M., Flexas J., Medrano H. 2003. From leaf photosynthesis to grape yield: influence of soil water availability. Vitis 42 (2): 57 — 64.
- Garnier E., Shipley B., Roumet C., Laurent G. 2001. A standardized protocol for the determination of specific leaf area and leaf dry matter content. Funct. Ecol. 15: 688 — 695.
- Hiscox J. D., Israelstam G. F. 1978. A method for the extraction of chlorophyll from leaf tissue without maceration. Can. J. Bot. 5: 1332 — 1334.
- Hoffmann M., Korszun S. 1990 a. Zmiany zawartości pobierania i przemieszczania N, P, K, Ca i Mg w winorośli odm. Schuyler rozmnażanej *in vitro* w I roku uprawy. PTPN. Pr. Komis. Nauk Rol. Leś. 69: 33 — 42.
- Hoffmann M., Korszun S. 1990 b. Wymagania pokarmowe winorośli odm. Skarb Panonii w pierwszym roku uprawy. PTPN. Pr. Komis. Nauk Rol. Leś. 69: 43 — 52.
- Hoffmann M., Korszun S. 1992. Uprawa winorośli z sadzonek zielnych i metodą *in vitro* w nieogrzewanym tunelu foliowym. PTPN. Pr. Komis. Nauk Rol. Leś. 73: 25 — 31.
- Kadir S., Von Weihe M., Al-Khatib K. 2007. Photochemical Efficiency and Recovery of Photosystem II in Grapes After Exposure to Sudden and Gradual Heat Stress. J. Amer. Society Hort. Sci. 132: 764 — 769.
- Kopcewicz J., Lewak S. 2000. Fizjologia roślin. Wydawnictwo naukowe PWN, Warszawa, ss. 806.
- Lambers H., Chapin F. S., Pons T. 1998. Plant physiological ecology, Springer Publishing, New York, ss. 540.
- Larcher W. 2003. Physiological plant ecology. Springer, Berlin: 513 pp.
- LeCain D. R., Morgan J. A., Zerbi G. 1989. Leaf anatomy and gas exchange in nearly isogenic semi dwarf and tall winter wheat. Crop Sci. 29: 1246 — 1251.
- Morgan J. A., LeCain D. R. 1991. Leaf gas exchange and related leaf traits among 15 winter wheat genotypes. Crop Sci. 31: 443 — 448.
- Rawson H. M., Hindmarsh J. H., Fischer R. A., Stockman Y. R. 1983. Changes in leaf photosynthesis with plant ontogeny and relationships with yield per year in wheat cultivars and 120 progeny. Aust. J. Plant Physiol. 10: 503 — 514.
- Schultz H. R. 1996. Water relations and photosynthetic response of two grapevine cultivars of different geographical origin during water stress. Acta Hort. 427: 251 — 266.
- Shoaf T. W., Liem B. W. 1976. Improved extraction of chlorophyll a and b from algae using dimethyl sulphoxide. Limnol. Oceanogr. 21: 926 — 928.
- Sirohi G. S., Ghildiyal M. C. 1975. Varietal differences in photosynthetic carboxylases and chlorophylls in wheat varieties. Indian J. Exp. Biol. 13: 42 — 44.

- Wang L. J., Fan L., Loescher W., Duan W., Liu G.-J., Cheng J.-S., Luo H.B., Li S.-H. 2010. Salicylic acid alleviates decrease in photosynthesis under heat stress and accelerates recovery in grapevine leaves. *Plant Biol.* 10: 34 — 44.
- Williams L. E. 1996. Grape. In: Zamski E. (ed.) *Photoassimilate distribution in plants and crops: source-sink relationships*. Marcel Dekker, New York: 851 — 881.

CEZARY TRAWCZYŃSKI**ANNA WIERZBICKA**

Zakład Agronomii Ziemniaka

Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — Państwowy Instytut Badawczy, Oddział w Jadwisinie

Reakcja nowych odmian ziemniaka na nawożenie azotem

The reaction of new potato cultivars to nitrogen fertilization

Celem doświadczeń polowych przeprowadzonych w Instytucie Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Oddział Jadwisin było określenie reakcji na nawożenie azotem nowych odmian ziemniaka: Impala, Miłek, Velox, Augusta, Ewelina, Nora, Oman, Elanda, Marlen, Meridian, Roko, Medea, Kuras, Pokusa. W badaniach określono wpływ zróżnicowanego poziomu nawożenia azotem na plon bulw, efektywność nawożenia, zawartość skrobi i azotanów w bulwach. Badania przeprowadzono na glebie lekkiej nawożonej słomą i poplonem gorczycy białej. W badaniach stosowano 5 poziomów nawożenia azotem: 0, 50, 100, 150 i 200 kg N·ha⁻¹. Nawożenie mineralne P i K stanowiło: 52,3 kg P·ha⁻¹ oraz 149,4 kg K·ha⁻¹. Stwierdzono, że odmiany Nora i Oman charakteryzowały się dużymi wymaganiami nawozowymi, odmiany Augusta, Elanda i Meridian wymaganiami średnimi, natomiast odmiany Impala, Miłek, Velox, Ewelina, Marlen, Roko, Medea, Kuras i Pokusa wymaganiami małymi. Efektywność maksymalnej dawki azotu wahała się od 20 do 109 kg bulw na 1 kg N. Największą efektywnością nawożenia charakteryzowały się odmiany: Velox, Kuras i Medea (powyżej 100 kg bulw na 1 kg N), a najmniejszą odmiana Nora. Zawartość azotanów w bulwach wzrastała, natomiast zawartość skrobi obniżała się w miarę zwiększania dawki azotu. Największą zawartością skrobi charakteryzowała się skrobiowa odmiana Kuras, a z jadalnych odmiany Marlen i Miłek. Największą zawartość azotanów stwierdzono w bulwach odmian Impala, Miłek, Velox i Meridian (powyżej 100 mg NO₃·kg⁻¹ świeżej masy bulw), a najmniejszą w bulwach odmiany Kuras (26 mg NO₃·kg⁻¹ świeżej masy bulw).

Słowa kluczowe: azotany, dawki azotu, odmiany ziemniaka, plon bulw, zawartość skrobi

The aim of the field experiments conducted in Plant Breeding and Acclimatization Institute — National Research Institute, Division in Jadwisin was to determine the reaction of the new potato cultivars (Impala, Miłek, Velox, Augusta, Ewelina, Nora, Oman, Elanda, Marlen, Meridian, Roko, Medea, Kuras, Pokusa) to the nitrogen fertilization. In the study, the influence of different nitrogen doses on tubers yield, fertilization efficiency, starch and nitrates content in tubers were determined. The experiment was carried out on the light soil fertilized with straw and aftercrop of white mustard. In these experiments 5 levels of nitrogen fertilization were applied: 0, 50, 100, 150 and 200 kg N·ha⁻¹. The mineral fertilization of P and K amounted to: 52.3 kg P·ha⁻¹ and 149.4 kg K·ha⁻¹. It was found that the cultivars Nora and Oman were characterized by high requirements for nitrogen dose, medium ones were suitable for cultivars Augusta, Elanda and Meridian but the requirements for cultivars: Impala, Miłek, Velox, Ewelina, Marlen, Roko, Medea, Kuras and Pokusa were low. The effectiveness of

maximum dose oscillated from 20 to 109 kg of tubers per 1 kg of N. The highest fertilization efficiency characterized cultivars: Velox, Kuras and Medea (above 100 kg of tubers per 1 kg of N) and the lowest one cultivar Nora. Along with the increasing nitrogen dose, the content of nitrates in tubers increased but the starch content decreased. The highest content of starch in tubers was noted for the starch cultivar Kuras and within the table cultivars: Marlen and Miłek. The cultivars Impala, Miłek, Velox and Meridian had highest content of nitrates in tubers (above 100 mg NO₃·kg⁻¹ fresh mass of tubers) and cultivar Kuras had the lowest one (26 mg NO₃·kg⁻¹ fresh mass of tubers).

Key words: nitrates content, nitrogen doses, potato cultivars, tubers yield, starch content

WSTĘP

Nawożenie azotem ma decydujący wpływ na plon i zawartość niektórych składników w bulwach ziemniaka (Roztropowicz, 1989; Chodkowski, 1997; Fotyma, 2000; Lisińska, 2006). Jedną z metod ustalenia potrzeb nawozowych w stosunku do azotu jest reakcja plonu bulw na wzrastający poziom nawożenia tym składnikiem (Mercik, 2002). Odmiany ziemniaka odznaczają się dużym zróżnicowaniem plonu w reakcji na zastosowany azot, dlatego zapotrzebowanie na ten składnik należy rozpatrywać w odniesieniu do poszczególnych genotypów (Wierzejska-Bujakowska, 1996 a; Jabłoński, 2004 b; Trawczyński, 2004, 2007). Podkreśla się również, że dawka azotu jest jednym z głównych czynników wpływających między innymi na zawartość skrobi i azotanów w bulwach (Lis, 1996; Jabłoński, 1996; Wierzbicka i in., 2008).

Celem badań było wyznaczenie poziomu nawożenia azotem warunkującego uzyskanie maksymalnego plonu bulw i określenie efektywności nawożenia zastosowanej dawki azotu dla nowych odmian ziemniaków oraz analiza wpływu nawożenia azotem na zawartość skrobi i azotanów w bulwach.

MATERIAŁ I METODY

W latach 2006–2009 w Zakładzie Agronomii Instytutu Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Oddział w Jadwisinie w ścisłych doświadczeniach polowych i laboratoryjnych badano reakcję 14 nowych odmian ziemniaka należących do różnych grup wczesności na nawożenie azotem. Badania przeprowadzono w cyklach 2-letnich (2006–2007, 2007–2008, 2008–2009). Doświadczenia 2-czynnikowe zakładano metodą losowanych podbloków w 3 powtórzeniach. Wielkość pojedynczego poletka stanowiła powierzchnię 7,425 m². Czynnikiem pierwszego rzędu były zróżnicowane dawki azotu (0, 50, 100, 150 i 200 kg N·ha⁻¹ N), a drugiego rzędu odmiany (jadalne bardzo wczesne — Impala, Miłek, Velox, jadalne wczesne — Augusta, Ewelina, Nora, Oman, jadalne średnio wczesne — Elanda, Marlen, Meridian, jadalna średnio późna — Roko, jadalna późna — Medea i skrobiowe późne — Kuras, Pokusa).

Doświadczenia prowadzono na glebie lekkiej, o składzie granulometrycznym piasku gliniastego lekkiego. Charakterystykę warunków glebowych przed założeniem doświadczenia dotyczącą odczynu, zawartości fosforu, potasu i magnezu w warstwie ornej przedstawiono w tabeli 1. Gleba w poszczególnych latach badań wykazywała kwaśny odczyn, bardzo wysoką zawartość przyswajalnego fosforu oraz średnią do wysokiej

zawartość potasu i magnezu. Warunki pogodowe dotyczące opadów i temperatury powietrza zamieszczono w tabeli nr 2. Lata 2006, 2008 i 2009 charakteryzowały się zbliżoną ilością opadów w poszczególnych okresach wegetacji roślin (od 316 do 340 mm), natomiast w roku 2007 stwierdzono większe opady (436 mm) w porównaniu do trzech pozostałych lat badań. Średnie temperatury powietrza w okresach wegetacji lat 2007 i 2008 stanowiły odpowiednio 13,8 i 14,2°C, zaś w latach 2006 i 2009 były wyższe i wahały się od 14,9 do 15,4°C.

Tabela 1

Zawartość P, K, Mg oraz pH gleby
Soil content of P, K, Mg and pH

Rok Year	pH w KCl pH in KCl	Zawartość w glebie (mg.kg ⁻¹) Content in the soil(mg.kg ⁻¹)		
		P	K	Mg
2006	5,0	106	129	32
2007	4,9	111	95	52
2008	5,5	102	154	70
2009	5,1	96	129	70

Nawożenie organiczne pod ziemniaki stanowiła słoma pszenna w dawce 4–5 t·ha⁻¹ z dodatkiem azotu mineralnego (około 1 kg N na 100 kg słomy) przyorywana podorywką oraz poplon ścierniskowy z gorczycy białej przyorywany jesienią orką przedzimową. Nawożenie mineralne fosforem stosowano w postaci superfosfatu potrójnego, a potasem w postaci soli potasowej. Jesienią pod orkę przedzimową wysiewano 39,2 kg P·ha⁻¹ i 99,6 kg K·ha⁻¹, a wiosną przed sadzeniem uzupełniające dawki fosforu — 13,1 kg P·ha⁻¹ i potasu — 49,8 kg K·ha⁻¹. Azot w dawkach 50 i 100 kg·ha⁻¹ wysiewano według schematu doświadczenia bezpośrednio przed sadzeniem bulw. Na poletkach nawożonych dawką 150 i 200 kg N·ha⁻¹ uzupełniano nawożenie azotem wysiewając 50 i 100 kg·ha⁻¹ przed wschodami ziemniaków. Chwasty niszczone metodą mechaniczno-chemiczną.

Ziemniaki sadzano ręcznie w III dekadzie kwietnia w rozstawie 75×33 cm, a zbierano w okresie od III dekady sierpnia (odmiany bardzo wczesne i wczesne) do I dekady października (odmiany późne). Liczba roślin na poletku do zbioru wynosiła 30. Podczas zbioru określono plon bulw oraz pobierano 5-kilogramowe próby w celu oznaczenia zawartości skrobi i azotanów w bulwach. Zawartość skrobi, z każdego poletka oznaczono metodą hydrostatyczną na podstawie pomiaru gęstości bulw ważonych w powietrzu i pod wodą. Oznaczenia wykonano na wadze elektronicznej. Zawartość azotanów w bulwach oznaczano w próbach obiektowych stosując kolorymetryczną metodę z wykorzystaniem reakcji Griessa. Odmiany podzielono na 3 grupy w zależności od skłonności do kumulacji azotanów w bulwach: niska – poniżej 100 mg NO₃·kg⁻¹; średnia od 100 do 200 mg NO₃·kg⁻¹; wysoka — powyżej 200 mg NO₃·kg⁻¹ św. masy przy poziomie nawożenia 100 kg N·ha⁻¹ (Nowacki i in., 2009).

Z zależności pomiędzy wielkością plonu bulw a dawką azotu określono zapotrzebowanie odmian na azot. Na podstawie parametrów funkcji kwadratowej $Y = a + bX + cX^2$, gdzie Y= plon bulw; X= dawka azotu; a= plon przy dawce 0 kg·ha⁻¹ N; b= przyrost plonu na 1 kg dawki N; c= współczynnik zmniejszającego się przyrostu plonu, wyznaczono

wielkość maksymalnej dawki azotu $X_{\max} = -b/2c$. Następnie wyliczono plon bulw dla maksymalnej dawki azotu $Y_{\max} = (a - b^2)/4c$ oraz efektywność agronomiczną maksymalnej dawki azotu $E_A = (Y_N - Y_0)/N$, gdzie Y_N = plon bulw przy maksymalnej dawce azotu; Y_0 = plon bulw na obiekcie bez azotu; N = dawka azotu.

Określenie potrzeb w stosunku do maksymalnej dawki azotu przeprowadzono przy zastosowaniu przedziału, który umożliwił podział odmian na 3 grupy: o małych (poniżej 145), średnich (145–177) i dużych (powyżej 177 kg N·ha⁻¹) wymaganiach. W praktyce racjonalne nawożenie należy jednak opierać nie na maksymalnych dawkach azotu, lecz na dawkach zalecanych. Na podstawie opisu graficznego (poprowadzenie prostej stycznej do paraboli określającej plon maksymalny) wyznacza się wielkości przedziałów zalecanych dawek azotu: poniżej 111 kg — wymagania małe, od 111 do 133 kg — wymagania średnie i powyżej 133 kg·ha⁻¹ — wymagania duże (Wierzejska-Bujakowska, 1996a; Trawczyński, 2004).

Wyniki doświadczeń opracowano posługując się programem statystycznym SAS Enterprise Guide. Analizę porównania średnich przeprowadzono metodą Tukeya.

Tabela 2

Rozkład opadów oraz średnie temperatury powietrza w okresie wegetacji
Rainfall distribution and average air temperatures during vegetation period

Rok Year	Miesiąc Month	Opady atmosferyczne (mm) — Rainfalls			Temperatura powietrza (°C) — Air temperature		
		suma m-ca sum of month	średnia wielolecia multiyear mean	odchylenie deviation	średnia m-ca mean for month	średnia wielolecia multiyear mean	odchylenie deviation
2006	IV	38,0	39	-1,0	7,7	7,7	0,0
	V	50,4	51	-0,6	12,8	13,7	-0,9
	VI	50,9	77	-26,1	15,2	16,5	-1,3
	VII	9,2	73	-63,8	22,0	18,4	3,6
	VIII	156,1	62	94,1	17,0	17,7	-0,7
	IX	11,5	49	-37,5	14,8	13,2	1,6
Suma — Sum		316,1					
2007	IV	16,3	39	-22,7	7,8	7,7	0,1
	V	78,4	52	26,4	13,1	13,6	-0,5
	VI	109,6	77	32,6	15,7	16,5	-0,8
	VII	54,1	73	-18,9	17,6	18,4	-0,8
	VIII	74,3	62	12,3	17,8	17,8	0,0
	IX	103,7	51	52,7	10,8	13,1	-2,3
Suma — Sum		436,4					
2008	IV	29,3	38	-8,7	7,4	7,7	-0,3
	V	62,9	52	10,9	13,6	13,6	0,0
	VI	43,5	77	-33,5	17,1	16,5	0,6
	VII	68,8	73	-4,2	18,1	18,4	-0,3
	VIII	80,9	62	18,9	17,6	17,7	-0,1
	IX	48,8	51	-2,2	11,6	13,1	-1,5
Suma — Sum		334,2					
2009	IV	0,0	36	-36,0	9,7	7,8	1,9
	V	80,8	53	27,8	12,3	13,6	-1,3
	VI	72,4	76	-3,6	17,3	16,5	0,9
	VII	85,6	73	12,6	21,3	18,5	2,9
	VIII	83,1	58	25,1	17,3	17,8	-0,5
	IX	18,8	49	-30,2	14,2	13,1	1,1
Suma — Sum		340,7					

WYNIKI I DYSKUSJA

Poziom plonu bulw analizowanych odmian w odniesieniu do wzrastających dawek azotu kształtował się według krzywej parabolicznej, a maksymalna dawka azotu wahała się od 122 do 197 kg·ha⁻¹, co wskazywało na zróżnicowane wymagania nawozowe odmian w stosunku do azotu (tab. 3). Potwierdzeniem różnic reakcji plonu bulw odmian na poziom zastosowanego azotu są wcześniejsze badania własne (Trawczyński, 2004) oraz innych autorów (Wierzejska-Bujakowska, 1994 i 1996 a; Jabłoński, 2004 a i 2004 b; Wierzbicka, Lis 2002; Wierzbicka, 2006 a). Największy plon bulw przy maksymalnej dawce azotu uzyskano w przypadku odmiany Kuras. Odmiany Nora i Oman charakteryzowały się dużymi maksymalnymi dawkami azotu, odmiany Augusta, Elanda i Meridian wymaganiami średnimi, natomiast pozostałych 9 odmian zaliczono do grupy o małych potrzebach nawożenia azotem (tab. 3). Racjonalne nawożenie należy opierać na dawkach zalecanych, które są mniejsze o około 20–40 kg N·ha⁻¹ niż dawki maksymalne (Trawczyński, 2004).

Tabela 3

Parametry równań określające wielkość i efektywność dawki azotu, plon bulw i wymagania nawozowe odmian (średnie z 2 lat)

Equations parameters to determine amount and efficiency of nitrogen dose, tubers yield and fertilization requirements cultivars (mean for 2 years)

Odmiana Cultivar	Parametry równań Equations parameters			Dawka N maksymalna a (kg·ha ⁻¹) Maximum N dose (kg·ha ⁻¹)	Dawka N zalecana (kg·ha ⁻¹) Recommend ed N dose (kg·ha ⁻¹)	Plon przy maksymalnej dawce N Yield at maximum N dose (t·ha ⁻¹)	Efektywność agronomiczna maksymalnej dawki N (kg bulw na 1 kg N) Agronomical efficiency of maximum N dose (kg tubers per 1 kg N)	Wymagania nawozowe w stosunku do zalecanej dawki N Fertilization requirements in relations to recommended N dose
	a*	b*	c*					
Impala	30,4	0,1801	-0,0007	129	100	42,0	90	małe/low
Milek	37,5	0,1930	-0,0007	138	100	50,8	96	małe/low
Velox	32,5	0,2183	-0,0008	136	100	47,4	109	małe/low
Augusta	28,0	0,0870	-0,0003	145	120	34,3	43	średnie/medium
Ewelina	34,3	0,1469	-0,0006	122	100	43,3	74	małe/low
Nora	21,2	0,0394	-0,0001	197	140	25,1	20	duże/high
Oman	27,8	0,0742	-0,0002	186	140	34,7	37	duże/high
Elanda	45,3	0,1499	-0,0005	150	120	56,5	75	średnie/medium
Marlen	40,6	0,1382	-0,0005	138	100	50,1	69	małe/low
Meridian	37,0	0,0961	-0,0003	160	120	44,7	48	średnie/medium
Roko	39,2	0,1696	-0,0006	141	100	51,2	85	małe/low
Medea	38,7	0,2069	-0,0008	129	100	52,1	103	małe/low
Kuras	58,8	0,2143	-0,0008	134	100	73,2	107	małe/low
Pokusa	51,9	0,1234	-0,0005	123	100	59,5	62	małe/low

*- Objaśnienie w metodyce; Explain in method

Zastosowanie właściwej dawki azotu pozwala uzyskać wysoką efektywność nawożenia. W odniesieniu do wielkości dawki azotu i otrzymanego plonu bulw uzyskano zróżnicowaną efektywność nawożenia. Największą efektywność agronomiczną maksy-

malnej dawki azotu, powyżej 100 kg bulw z 1 kg zastosowanego azotu stwierdzono dla odmian Velox, Kuras i Medea, a około 5-krotnie mniejszą wartością tego parametru charakteryzowała się odmiana Nora (tab. 1).

Do podstawowych cech jakości plonu bulw ziemniaka modyfikowanych w istotnym stopniu poziomem nawożenia azotem należą zawartość skrobi i azotanów w bulwach. Wraz ze wzrostem dawki azotu od 50 do 200 kg·ha⁻¹ stwierdzono obniżenie zawartości skrobi w bulwach w porównaniu do poprzedniej dawki azotu (tab. 4).

Tabela 4

Wpływ nawożenia azotem na procentową zawartość skrobi w bulwach
The influence nitrogen doses on percentage content of starch in tubers

Odmiana Cultivar	Dawka N kg·ha ⁻¹ — Dose of N kg·ha ⁻¹					Średnio Mean
	0	50	100	150	200	
Impala	11,5	10,9	10,9	10,6	10,4	10,8
Milek	14,7	14,3	14,3	14,2	14,0	14,3
Velox	13,4	13,1	12,8	12,8	12,7	13,0
Augusta	14,4	14,0	13,2	13,2	12,7	13,5
Ewelina	11,9	11,7	11,9	11,4	11,3	11,7
Nora	11,5	11,9	11,6	11,6	11,8	11,7
Oman	13,3	13,2	12,4	12,5	11,8	12,6
Elanda	11,4	11,8	11,7	11,6	11,3	11,5
Marlen	14,4	14,6	14,5	14,5	14,2	14,4
Meridian	13,0	12,9	13,2	12,8	12,4	12,8
Roko	13,1	13,3	13,2	12,6	12,6	12,9
Medea	14,0	14,3	14,2	14,0	13,7	14,0
Kuras	18,6	19,4	19,3	18,4	18,0	18,7
Pokusa	15,9	16,6	16,5	16,4	15,9	16,2
Średnio — Mean	13,6	13,7	13,5	13,3	13,1	
NIR _{0,05} — LSD _{0,05}			0,2			0,4

Dotychczas przeprowadzone badania na różnych glebach potwierdzają na ogół niekorzystne oddziaływanie dużych dawek azotu na zawartość skrobi w bulwach (Wierzejska-Bujakowska, 1996 b; Gusev, 1999; Jabłoński, 2004 a; Dmowski i in., 2004; Trawczyński, 2007; Wierzbicka, 2006 b). Niezależnie od wielkości zastosowanej dawki azotu największą zawartością skrobi w bulwach charakteryzowała się skrobiowa odmiana Kuras, a spośród odmian jadalnych: Marlen i Milek. Nawożenie azotem jest głównym czynnikiem przyczyniającym się do kumulacji azotanów w bulwach (Reda, Łojkowska, 1993; Lis, 1996; Trawczyński, 2007). Pod wpływem zwiększenia dawki azotu od 0 do 200 kg N·ha⁻¹, średnio dla badanych odmian przyrost zawartości azotanów w bulwach był istotny i stanowił 87 mg NO₃·kg⁻¹ świeżej masy bulw (tab. 5). W technologii nawożenia, głównie odmian ziemniaków jadalnych, ważne jest zastosowanie dawki azotu zapewniającej utrzymanie zawartości azotanów w bulwach poniżej szkodliwego poziomu, który stanowi 200 mg NO₃·kg⁻¹ świeżej masy bulw (Rozporządzenie MZ 2003). Jedynie w przypadku odmiany Impala po zastosowaniu azotu w dawce 150 kg N·ha⁻¹ oraz w odniesieniu do odmiany Velox, po zastosowaniu dawki azotu 200 kg·ha⁻¹ stwierdzono przekroczenie szkodliwej zawartości azotanów w bulwach. Zawartość azotanów w bulwach jest podstawową cechą, według której ocenia się między innymi jakość ziemniaka przeznaczonego do bezpośredniej konsumpcji.

Tabela 5

Wpływ nawożenia azotem na zawartość azotanów w bulwach ($\text{mg NO}_3 \cdot \text{kg}^{-1}$)
The influence nitrogen doses on the content of nitrates in tubers ($\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$)

Odmiana Cultivar	Dawka N kg ha^{-1} — Dose of N kg ha^{-1}					Średnio Mean
	0	50	100	150	200	
Impala	103,4	153,5	183,5	205,0	266,2	182,3
Milek	79,2	77,2	105,0	152,8	188,2	120,5
Velox	113,2	134,6	150,8	194,2	220,1	162,6
Augusta	17,0	30,5	54,5	82,8	116,6	60,3
Ewelina	45,8	59,4	89,8	113,8	146,8	91,1
Nora	37,0	48,8	86,9	108,7	144,4	85,1
Oman	17,6	27,9	55,5	88,0	117,7	61,3
Elanda	29,4	39,5	57,2	59,5	83,8	53,9
Marlen	19,9	27,7	49,4	47,7	55,7	40,1
Meridian	62,4	86,2	115,1	115,1	147,0	105,1
Roko	34,1	59,6	111,8	96,7	128,3	86,1
Medea	24,6	34,5	56,3	48,2	68,2	46,3
Kuras	11,5	15,5	31,1	39,0	33,0	26,0
Pokusa	39,9	76,6	101,8	106,1	136,7	92,2
Średnio — Mean	45,3	62,2	89,2	104,1	132,3	
NIR _{0,05} — LSD _{0,05}	4,7					9,8

Wcześniejsze badania wykazały, że niektóre odmiany mają skłonność do nagromadzania ich w nadmiarze (Lis 1996; Lis, Wierzejska-Bujakowska, 2000). W badaniach własnych stwierdzono, że odmiany: Impala, Milek, Velox, Meridian, Roko i Pokusa charakteryzowały się niską, a pozostałe odmiany średnią skłonnością do kumulowania azotanów w bulwach (tab. 6).

Tabela 6

Podział odmian według skłonności do kumulacji azotanów (NO_3) w bulwach
The division of cultivars according to disposition to cumulate of nitrates (NO_3) in tubers

Skłonność do kumulacji azotanów w bulwach Disposition to cumulate of nitrates in tubers		
Niska — low (poniżej — under $100 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1} \text{ NO}_3$)	Średnia — medium ($100 - 200 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1} \text{ NO}_3$)	Wysoka — high (powyżej — above $200 \text{ mg} \cdot \text{kg}^{-1} \text{ NO}_3$)
Impala, Milek, Velox, Meridian, Roko, Pokusa	Augusta, Ewelina, Nora, Oman, Elanda, Marlen, Medea, Kuras	—

WNIOSKI

1. Odmiany Nora i Oman charakteryzowały się dużymi wymaganiami w stosunku do zalecanej dawki azotu, odmiany Augusta, Elanda i Meridian wymaganiami średnimi, natomiast pozostałe badane odmiany wykazywały małe potrzeby nawozowe.
2. Największą efektywność maksymalnej dawki azotu stwierdzono dla odmian; Velox, Kuras i Medea (powyżej 100 kg bulw na 1 kg zastosowanego azotu), a najmniejszą dla odmiany Nora.

3. Nawożenie azotem do dawki 50 kg N·ha⁻¹ nie różnicowało istotnie zawartości skrobi w bulwach, a po zastosowaniu wyższego poziomu nawożenia (od 50 do 200 kg N·ha⁻¹) stwierdzono obniżenie tego związku w bulwach.
4. W miarę wzrostu dawki azotu stwierdzono podwyższenie zawartości azotanów w bulwach, ale średnio dla badanych odmian nie odnotowano przekroczenia jej szkodliwego poziomu.

LITERATURA

- Chotkowski J. 1997. Produkcja ziemniaków. Technologia – Ekonomia – Marketing. Wyd. IHAR Oddział Bonin: 352 ss.
- Dmowski Z., Nowak L., Chmura K. 2004. Reakcja odmian ziemniaka o różnej długości wegetacji na zróżnicowane warunki wodno-nawozowe. Biul. IHAR 232: 141 — 148.
- Fotyma E. 2000. Wpływ nawożenia azotem na wielkość i jakość plonu. Agrochemia 12: 3 — 5.
- Gusev G. S., Sabirova R. A., Ruchkin A. S. 1999. Effectiveness of manure and mineral fertilizer for potato growing depending on the seed quality. Agrochimija 36 (11): 39 — 44.
- Jabłoński K. 1996. Nawożenie ziemniaków. Fundacja „Rozwój SGGW” Warszawa: 38 — 48.
- Jabłoński K. 2004 a. Wpływ nawożenia azotowego na plon i jakość nowych odmian ziemniaka jadalnego uprawianych na glebach średnio zwięzłych. Biul. IHAR 232: 157 — 165.
- Jabłoński K. 2004 b. Efektywność nawożenia azotem nowych odmian ziemniaków skrobiowych. Zesz. Prob. Post. Nauk Rol. z. 500: 253 — 262.
- Jabłoński K. 2006. Wpływ poziomu nawożenia azotem na plon i zawartość skrobi oraz na jakość nowych odmian ziemniaka. Zesz. Prob. Post. Nauk Rol. z. 512: 193 — 200.
- Lis B. 1996. Wpływ długości okresu wegetacji odmian i nawożenia azotowego na zawartość azotanów w bulwach ziemniaka. Zesz. Prob. Post. Nauk Rol. 440: 217 — 222.
- Lis B., Wierzejska-Bujakowska A. 2000. Wykorzystanie azotu przez jadalne odmiany ziemniaka, a ich plonowanie. Biuletyn IHAR 213: 87 — 98.
- Lisińska G. 2006. Wartość technologiczna i jakość konsumpcyjna polskich odmian ziemniaka. Zesz. Prob. Post. Nauk Rol. z. 511: 81 — 94.
- Mercik S. 2002. Chemia rolna-podstawy teoretyczne i praktyczne. Wyd. SGGW: 237 — 245.
- Nowacki W. (Red.) 2009. Charakterystyka krajowego rejestru odmian ziemniaka. Wyd. XII. Jadwisin 2009: 34 ss.
- Reda S., Łojkowska E. 1993. Wpływ nawożenia azotem na zawartość azotanów w bulwach ziemniaka. Biul. Inst. Ziemn. 42: 29 — 37.
- Rozporządzenie MZ. 2003. Z dnia 13.01.2003 w sprawie maksymalnych poziomów zanieczyszczeń azotanami warzyw i ziemniaków. Dz. U. Nr 37, poz. 326: 9.
- Roztropowicz S. 1989. Środowiskowe, odmianowe i nawozowe źródła zmienności składu chemicznego bulw ziemniaka. Fragn. Agron. 6(6): 33 — 75.
- Trawczyński C. 2004. Zależność między dawką azotu a plonem odmian ziemniaka. Biul. IHAR 232: 131 — 140.
- Trawczyński C. 2006. Ocena skrobiowości nowych odmian ziemniaka pod wpływem nawożenia azotem. Zesz. Prob. Post. Nauk Rol. z. 511: 141 — 148.
- Trawczyński C. 2007. Reakcja kilku nowych odmian ziemniaka na nawożenie azotem. Biul. IHAR 246: 73 — 81.
- Wierzejska-Bujakowska A. 1994. Rola odmian w dążeniu do zwiększenia efektywności nawożenia azotem. W: Makroproblemy produkcji ziemniaka w Polsce w okresie przemian organizacyjno-ekonomicznych. Sesja Naukowa PAN. Inst. Ziemn. Bonin: 48 — 51.
- Wierzejska-Bujakowska A. 1996a. Maksymalne biologicznie dawki azotu dla 22 odmian ziemniaka i ich zmiana pod wpływem ochrony przed zarzą ziemniaka (*Phytophthora infestans* (Monu) de Bary). Biul. Inst. Ziemn. 46: 51 — 62.

- Wierzejska-Bujakowska A. 1996 b. Wpływ ochrony ziemniaka przed zarazą (*Phytophthora infestans* (Mont) de Bary) na długość okresu wegetacji i na zawartość skrobi w bulwach modyfikowaną nawożeniem azotem. Biul. Inst. Ziem. 46: 63 — 71.
- Wierzbicka A., Lis B. 2002. Optymalizacja nawożenia azotem wczesnych odmian ziemniaka. Zesz. Prob. Post. Nauk Rol. z. 489: 203 — 212.
- Wierzbicka A. 2006a. Wymagania nawozowe nowych odmian ziemniaka wczesnego na glebach lekkich. Ziemniak Polski 2: 12 — 17.
- Wierzbicka A. 2006 b. Zmienność wybranych cech jakości bulw wczesnych odmian ziemniaka w zależności od nawożenia azotem i terminu zbioru. Zesz. Prob. Post. Nauk Rol. z. 511: 175 — 187.
- Wierzbicka A., Mazurczyk W., Wroniak J. 2008. Wpływ nawożenia azotem i terminu zbioru na plon i wybrane cechy jakości bulw wczesnych odmian ziemniaka. Zesz. Prob. Post. Nauk Rol. z. 530: 207 — 216.

ANNA WIERZBICKA
CEZARY TRAWCZYŃSKI

Zakład Agromonii Ziemiaka

Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — PIB, Oddział Jadwisin

Czynniki wpływające na pobranie i wykorzystanie azotu przez jadalne i skrobiowe odmiany ziemniaka

Factors affecting the uptake of nitrogen and its utilization from fertilizers by table and starch potato varieties

W pracy przedstawiono wyniki doświadczenia polowego przeprowadzonego w Jadwisinie na glebie lekkiej w latach 2006–2009 z zastosowaniem nawożenia azotem w zakresie 0–200 kg·ha⁻¹. Pobranie azotu z plonem bulw (P_N) i współczynnik wykorzystania azotu (W_N) obliczono dla trzech grup badanych odmian: jadalnych wczesnych, jadalnych „późniejszych” i późnych skrobiowych. Pobranie azotu z plonem bulw było kształtowane głównie przez dawki azotu, którym można przypisać średnio 50% udziału w zmienności całkowitej P_N , i 19% udziału w zmienności całkowitej wykorzystania azotu W_N . Wraz ze wzrostem dawki pobranie wzrastało, a wykorzystanie malało w każdej badanej grupie odmian. Kolejnym czynnikiem modyfikującym znacząco proces pobrania i wykorzystania azotu przez rośliny ziemniaka były warunki klimatyczne, którym można przypisać nieco ponad 20% udziału w zmienności całkowitej P_N oraz 26% udziału w zmienności całkowitej W_N . Stwierdzono istotne zróżnicowanie stopnia pobrania azotu między badanymi odmianami. Najwyższymi wartościami pobrania charakteryzowały się odmiany skrobiowe, a najniższymi odmiany jadalne wczesne. Mokre okresy wegetacji zmniejszały wartości pobrania (P_N) u wszystkich badanych grup odmian i wykorzystania (W_N) u odmian wczesnych w porównaniu z optymalnym okresem wegetacji.

Słowa kluczowe: ziemniak, nawożenie azotem, odmiany, pobranie N z plonem, współczynnik wykorzystania azotu

A field experiment was carried out on sandy loam soil in Jadwisin in the years 2006–2009, in order to investigate uptake of nitrogen with yield and its utilization by 12 potato varieties (5 table early, 5 table mid-early and late and 2 starch late ones). The varieties were cultivated at different nitrogen doses, in the range 0–200 kg·ha⁻¹. The fertilization with phosphorus — 53 kg·ha⁻¹, potassium — 150 kg·ha⁻¹ and aftercrop of mustard, as an organic fertilizer, were applied each year. The N — uptake with tuber yield (P_N) and N — utilization percentages (W_N) were calculated for the varieties and their groups. The uptake of nitrogen with tuber yield, at the recommended doses of N — fertilization (100–140 kg·ha⁻¹), amounted from 120 to 180 kg·ha⁻¹ and its utilization ranged from 34 to 46%. The P_N value was shaped mainly by the N-doses, which contributed to 50% of total variance. Weather conditions in the years of study were the second important factor, which influenced both the P_N and W_N parameters (ca. 20% and 26% of total variance, respectively). Wet conditions lowered the P_N values, in comparison with those

for the optimal growing season (2008), in all three groups of varieties and decreased also the W_N values in the group of early potatoes. Significant differences of uptake and utilization were found between the tested cultivars. The starch varieties showed the highest uptake, while the table early ones had the lowest P_N .

Key words: nitrogen fertilization, nitrogen utilization coefficient, potato, uptake of nitrogen with the yield, varieties

WSTĘP

Azot pobierany jest przez rośliny w formie jonów NO_3^- i NH_4^+ z azotu mineralnego, nawozów organicznych i mineralnych istniejących glebie. Najważniejszym źródłem azotu dla roślin zielonych jest jon NO_3^- . Jony NO_3^- nie są zatrzymywane w kompleksie sorpcyjnym gleby i pozostają w roztworze glebowym, dzięki czemu są dla roślin łatwiej dostępne. Azot występujący w nadmiarze rośliny pobierają „na zapas” przechowując go w wakuolach aż do wyczerpania zapasów (Vos, MacKerron, 2000). Z dostarczonej dawki azotu rośliny wykorzystują około połowy, 20% przechodzi w formy niedostępne, a 25% stanowią straty, z czego 20% ulega rozproszeniu w formie amonowej i tlenkowej do atmosfery, a 5% jest wymywane w głąb profilu glebowego. W warunkach klimatycznych Polski wymycie 10–20 kg N- $NO_3^- \cdot ha^{-1}$ zagraża jakości wody (Sapek, 1996).

Przedstawiona praca podaje ocenę zróżnicowania w pobraniu azotu z plonem bulw i jego wykorzystanie z nawozów mineralnych powodowanych czynnikami: genetycznym (odmiany), poziomem nawożenia azotem oraz warunkami klimatycznymi okresu wegetacji.

MATERIAŁ I METODY

Pobranie i wykorzystanie azotu z nawozu mineralnego przez rośliny odmian ziemniaka oceniano na podstawie wyników uzyskanych ze ścisłych doświadczeń polowych przeprowadzonych w latach 2006–2009 w IHAR, Oddział w Jadwisinie. Rośliny ziemniaka uprawiano na glebie lekkiej (piasek gliniasty lekki) zaliczanej pod względem użytkowo-rolniczym do kompleksu żyniego dobrego o odczynie kwaśnym. Gleba charakteryzowała się wysoką zawartością przyswajalnego fosforu (23,1 mg P·100 g⁻¹ gleby); wysoką potasu (15,3 mg K·100 g⁻¹ gleby) i wysoką magnezu (5,5 mg·100 g⁻¹ gleby). Zawartość węgla organicznego wynosiła średnio 0,7%, a azotu mineralnego przed sadzeniem 40–50 kg·ha⁻¹ (w warstwie 0–60 cm).

Doświadczenie założono metodą losowanych podbloków w trzech powtórzeniach. Czynniki pierwsze stanowiły dawki azotu; 0, 50, 100, 150, 200 kg·ha⁻¹, a drugi — odmiany. Wyższe dawki: 150 i 200 kg N·ha⁻¹ dzielono na dwie części: do 100 kg N·ha⁻¹ wysiewano przed sadzeniem, a pozostałą ilość — przed ostatnim obsypywaniem roślin. W dwuletnich cyklach badano odmiany jadalne wczesne (W) tj.: odmiany bardzo wczesne: Impala, Krasa, Miłek, Velox i wczesną Ewelina; jadalne średnio wczesne i późne (P) tj. odmiany średnio wczesne: Elanda, Marlen, Meridian, średnio późna — Roko i późna — Medea określane, jako odmiany „późniejsze” oraz późne skrobiowe (S) — Kuras i Pokusa. Ziemniaki uprawiano na słomie i międzyplonie ścierniskowym z gorzycy białej przyorany jesienią

przy stałym nawożeniu fosforem i potasem wynoszącym odpowiednio: 53 kg P·ha⁻¹, 150 kg K·ha⁻¹. Oznaczono między innymi:

- plon suchej masy bulw,
- zawartość azotu ogólnego metodą Kjeldahla z wykorzystaniem automatycznego destylatora Kjeltex 2200 firmy Foss Tecator,
- pobranie azotu dostępnego w glebie z plonem bulw — P_N według wzoru:

$$P_N \text{ kg N} \cdot \text{ha}^{-1} = [(\% \text{Nog w s.m.} \times \text{Plon s.m.}) / 100] \times 1000$$
- współczynnik wykorzystania azotu z nawozów mineralnych (dla bulw) — W_N według wzoru:

$$W_N\%: W_N = [(P_N - P_0) / N_N] \times 100$$

gdzie:

P_N — pobranie azotu z plonem bulw w obiekcie z dowolną dawką N, kg N·ha⁻¹

P₀ — pobranie azotu z plonem bulw w obiekcie kontrolnym, kg N·ha⁻¹

N_N — zastosowana dawka N.

Charakterystykę okresu wegetacji pod względem warunków wodno-termicznych oceniono na podstawie współczynnika B obliczonego według wzoru Chomicza (Mazurczyk, 1995), który uwzględnia liczbę dni z opadem efektywnym (od 1,0 mm wzwyż), wilgotność względną, sumę opadów oraz średnią temperaturę powietrza rozpatrywanego okresu. Wartości optymalne mieszczą się w zakresie 2,5–3,0, wartości powyżej 5 oznaczają bardzo mokry okres wegetacji z nadmiarem wody (tab. 1).

$$B = \frac{n \times P \times H}{t_{sr} \times D^2}$$

gdzie:

B — współczynnik Chomicza,

n — liczba dni z opadem efektywnym (od 1,0 mm wzwyż),

P — suma opadów danego miesiąca; H — wilgotność względna powietrza,

t_{sr} — średnia temperatura powietrza rozpatrywanego okresu,

D — długość okresu: tu miesiąc.

Straty suchej masy bulw spowodowane ograniczającym działaniem czynnika wodnego w czasie wegetacji obliczono według metodyki Mazurczyka (1996).

Okresy wegetacji odmian ziemniaka podzielono w oparciu o wartości współczynnika B na mokry, pośredni i optymalny (tab. 1). Lata 2007 i 2009 uznano za mokre, gdyż wartość współczynnika B wynosiła powyżej 5, i dominowały w nich straty plonu suchej masy bulw, spowodowane nadmiarem wody. Sezon wegetacji roku 2008 ze względu na wartości współczynnika B zaliczono do optymalnego a 2006 do pośredniego. W badanym cyklu nie było sezonu, który można by uznać za suchy. Sezon wegetacji roku 2006 okazał się najmniej korzystny ze względu na nierównomierny rozkład opadów (susza w lipcu nadmiar opadów w sierpniu) powodujący znaczne straty plonu suchej masy, spowodowane niedoborem wody. Jednak ze względu na dość wysoką wartość współczynnika B — 3,5 zaliczono ten sezon wegetacji do pośredniego. Uzyskane wyniki opracowano statystycznie

programem SAS Enterprises Guide wykonując analizę wariancji dla grup odmian oddzielnie z wykorzystaniem testu zakresu studentyzowanego Tukeya.

Tabela 1

Charakterystyka klimatyczna okresów wegetacji (V–IX) lat 2006–2009. Jadwisin
Climatic features of the growing periods of the years 2006–2009. Jadwisin

Okresy wegetacji (lata) The growing periods (years)	B	Max	Min	Δd (t·ha ⁻¹)	Δr (t·ha ⁻¹)
Mokry (2007, 2009)	5,3	11,2 V	0,5 IX	0,5	2,6
Pośredni (2006)	3,5	10,8 VIII	0,0 VII	4,1	1,4
Optymalny (2008)	2,7	4,5 IX	1,0 V	1,2	0,8

Mokry — Wet

Pośredni — Intermediate

Optymalny sezon — Optimum season

B — współczynnik B; B — coefficient

Min., Max — Wartości minimalna i maksymalna w danym zbiorze; Minimum and maximum values in the data set,

Δd i Δr — Straty suchej masy bulw spowodowane niedoborem (d) lub nadmiarem wody (r) w czasie wegetacji; Losses of tuber dry matter during vegetation period caused by water shortage (d) or water excess (r)

WYNIKI I DYSKUSJA

Ocenę wpływu trzech badanych czynników (dawki N, odmiany, lata) na pobranie i wykorzystanie azotu z nawozów mineralnych przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2

Wyniki analizy wariancji dla pobrania azotu z plonem bulw (P_N) i współczynnika wykorzystania azotu (W_N). Jadwisin 2006–2009
Results of variance analysis for values of nitrogen uptake with the tuber yield (P_N) and nitrogen utilization coefficient (W_N)

Badane parametry Tested parameters	Istotność wpływu Significance of the influence						Udział w wariancji całkowitej (%) Share in total variability (%)					
	1	2	3	1×2	1×3	2×3	1	2	3	1×2	1×3	2×3
P_N - W	XX	XX	XX	X	X	-	47	28	10	7	8	1
P_N - P	XX	XX	XX	XX	XX	XX	56	11	17	4	5	7
P_N - S	XX	XX	XX	X	X		46	10	36	4	5	0
							50	16	21	5	6	3
W_N - W	X	X	XX			X	14	22	37	9	10	8
W_N - P	X		X				32	9	26	13	19	0
W_N - S	X	XX	XX	X	XX		10	38	16	6	30	0
							19	23	26	9	20	3

1 — Dawka azotu — N rate

2 — Odmiana — Cultivar

3 — Lata — Years

Istotny przy P: 0,05 — X, 0,01 — XX;

Significant at P: 0.05 — X, 0.01 — XX

W, P, S — Grupy odmian; Groups of varieties

W — Jadalne wczesne; table early

P — Jadalne średnio wczesne i późne; Table mid-early and late

S — Późne skrobiowe; Late starch

Pobranie azotu z plonem bulw kształtowały głównie dawki azotu, którym można przypisać średnio 50% udziału w zmienności całkowitej P_N i 19% udziału w zmienności całkowitej wykorzystania azotu — W_N . Wpływ dawek N uwidocznił się podobnie u odmian jadalnych i skrobiowych. Pobranie azotu przez rośliny wzrastało liniowo wraz ze

wzrostem zastosowanych dawek, a wykorzystywanie tego składnika z nawozów zmniejszało się (tab. 3). Te zależności potwierdzają wcześniejsze prace (Vos, Marshall, 1993; Wierzejska-Bujakowska, Lis, 1997; Lis i in. 2000; Mackenzie, Taureau, 2001; Mazurczyk i in., 2005). Najwyższymi wartościami pobrania charakteryzowały się odmiany skrobiowe, a najniższymi odmiany jadalne wczesne. PN w zakresie dawek 0-200 kg N·ha⁻¹ wahało się w granicach 127,7-185,7 kg N·ha⁻¹ u odmian skrobiowych, 99,8-155,6 kg N·ha⁻¹ u jadalnych średnio wczesnych i późnych oraz 82,6-132,8 kg N·ha⁻¹ u wczesnych. Krótszy okres wegetacji, ziemniaków wczesnych powodował zmniejszenie plonu bulw, a tym samym zmniejszenie pobrania azotu (tab. 3).

Tabela 3

Średnie wartości pobrania azotu z plonem bulw (P_N) współczynnika wykorzystania (W_N) oraz plonu suchej masy dla dawek N. Jadwisin 2006-2009

Mean values of nitrogen uptake with the tuber yield (P_N), nitrogen utilization coefficient (W_N) and dry matter yield for N rates

Parametry Parameters	Grupy odmian Group of varieties	N N	Dawka N — Rate (kg·ha ⁻¹)					NIR _{0,05} LSD _{0,05}
			0	50	100	150	200	
P _N (kg·ha ⁻¹)	Jadalne wczesne — W	(30)	82,6	105,5	122,5	135,0	132,8	5,6
	Jadalne „późniejsze” — P	(30)	99,8	122,7	142,5	156,7	155,6	
	Skrobiowe — S	(12)	127,7	151,0	173,8	182,0	185,7	
			103,4	126,4	146,3	157,9	158,0	
W _N (%)	Jadalne wczesne — W	(30)		45,7	39,9	34,9	25,1	8,6
	Jadalne „późniejsze” — P	(30)		45,9	42,7	38,0	27,9	
	Skrobiowe — S	(12)		46,7	46,1	36,3	29,0	
				46,1	42,9	36,4	27,3	
Plon s.m. DM yield (t·ha ⁻¹)	Jadalne wczesne — W	(30)	6,30	7,23	8,00	7,98	7,48	0,80
	Jadalne „późniejsze” — P	(30)	8,24	8,91	9,87	9,78	9,41	
	Skrobiowe — S	(12)	14,47	16,40	16,90	17,06	16,40	
			9,67	10,85	11,59	11,61	11,10	

N — Liczba wyników; Number of results: Table early — W, Table mid early and late — P, Late starch — S

Najwyższe wykorzystanie azotu — 46% zaobserwowano przy najniższej zastosowanej dawce 50 kg N·ha⁻¹, natomiast przy dawkach dochodzących do 200 kg N·ha⁻¹ zmniejszyło się ono przeciętnie do 27,3%. Długi okres wegetacji ziemniaków skrobiowych nie wpłynął na zwiększenie wykorzystania azotu przez rośliny. Największe zróżnicowanie w wykorzystaniu azotu przez odmiany jadalne i skrobiowe zaobserwowano przy dawce 100 kg N·ha⁻¹, które wynosiło prawie 40% u odmian wczesnych, 42,7 u średnio wczesnych i późnych oraz 46,1% u skrobiowych. Badanie reakcji na azot pokazuje zmniejszającą się efektywność w pobieraniu azotu wraz ze wzrostem dawki ze 100 do 200 kg N·ha⁻¹. Wynika to głównie z braku istotnego wzrostu w plonach suchej masy przy dawkach azotu powyżej 100 kg N·ha⁻¹ (tab. 3). W zakresie dawek azotu zalecanych w uprawie ziemniaka, czyli 100-140 kg azotu na hektar (Nowacki, 2009), pobranie wynosiło od 122,5 do 180 kg·ha⁻¹ (wartość interpolowana dla dawki 140 kg N·ha⁻¹), a wykorzystanie tego makroskładnika oscylowało między wartościami 46,1% przy dawce 100 i 34,0% (wartość interpolowana dla dawki 140 kg N·ha⁻¹) przy dawce 140 kg N·ha⁻¹. Po zbiorach ziemniaka uprawianego na dawce azotu 100 kg·ha⁻¹, w glebie pozostaje od około 35 do 40 kg niewykorzystanego azotu, czyli ilość, która może niekorzystnie oddziaływać na środowisko (Sapek, 1996).

Konieczna jest, więc uprawa międzyplonu, aby ten składnik pokarmowy został wbudowany w biomasę roślinną.

Kolejnym czynnikiem modyfikującym proces pobrania i wykorzystania azotu przez rośliny ziemniaka były warunki klimatyczne. Analiza komponentów wariacyjnych wykazała, że czynnikowi temu można przypisać nieco ponad 20% udziału w zmienności całkowitej P_N (W, P, S) oraz 26% udziału w zmienności całkowitej W_N (W, P, S). Dominujący wpływ warunków klimatycznych (37%) odnotowano w przypadku wykorzystania N przez wczesne odmiany ziemniaka. W latach mokrych wykorzystanie wynosiło średnio dla tej grupy odmian 43%, w sezonie wegetacji optymalnym 50%, a w sezonie pośrednim było najniższe — 24%. W latach mokrych niekorzystny wpływ nadmiaru wody zaznaczony był silniej niż jej niedoboru, w sezonie pośrednim sytuacja była odwrotna. Mokre okresy wegetacji zmniejszały wartości pobrania (P_N) u wszystkich badanych grup odmian i wykorzystania (W_N) u odmian wczesnych w porównaniu z okresem wegetacji optymalnym. Analiza porównawcza zbiorów wyników P_N i W_N przedstawiona w tabeli 4, potwierdza te ustalenia.

Tabela 4

**Pobranie azotu z plonem bulw (P_N) i współczynnik jego wykorzystania z nawozów (W_N)
w okresach wegetacji
Uptake of nitrogen with the tuber yield and its utilization coefficient from fertilizers (W_N)
in the growing periods**

Nazwa zbioru Data set	N	P_N — średnia P_N — mean	Odchylenie standardowe Standard deviation	Test Tukeya P-value	N	W_N — średnia W_N — mean	Odchylenie standardowe Standard deviation	Test Tukeya P-value
(W) Mokry ²	60	123,7	28,2	<0001	48	43,0	21,8	<0001
(W) Pośredni	45	104,4	22,6		36	24,3	24,3	
(W) Optymalny	45	129,4	29,5		36	49,8	30,4	
(P) Mokry	60	129,2	26,7	<0001	48	42,4	14,7	<0001
(P) Pośredni	45	127,6	21,0		36	28,9	22,9	
(P) Optymalny	45	151,9	27,6		36	43,3	18,8	
(S) Mokry	30	147,5	25,5	<0001	24	48,0	20,2	<0001
(S) Optymalny	30	180,6	25,4		24	31,1	16,8	

N — Liczba wyników; Number of results

²Mokry — Wet

Optymalny — Optimum

W literaturze spotyka się prace o odmianowym zróżnicowaniu w efektywności pobrania i wykorzystywania azotu, które mogą być uwarunkowane zmianami: składu chemicznego poszczególnych organów, dystrybucji azotu w obrębie rośliny, w oddziaływaniu metabolizmu azotu na dystrybucję węglowodanów czy w rozwoju systemu korzeniowego (Vos, Marshall, 1993; Szmigiel, Kołodziejczyk, 2004). W niniejszej pracy wykazano istotne różnice międzyodmianowe w P_N we wszystkich badanych grupach, natomiast w W_N wykazano nieistotne różnice odmianowe u jadalnych średnio wczesnych i późnych. Wśród odmian jadalnych najlepiej wykorzystywały azot odmiany Miłek i Roko, a skrobiowych odmiana Kuras (tab. 5). Należy jednak pamiętać, że w grupie odmian skrobiowych badano tylko dwie odmiany a w grupie jadalnych 2×5 , czyli analiza statystyczna w przypadku

odmian jadalnych uwzględniła większe spektrum zróżnicowania genetycznego, a mimo to odmiany jadalne średnio wczesne i późne określane, jako "późniejsze" podobnie wykorzystywały azot.

Tabela 5

Średnie wartości pobrania (P_N) i współczynnika wykorzystania azotu (W_N) dla odmian. Jadwisin 2006–2009
Mean values of uptake (P_N) and nitrogen utilization coefficient (W_N) for the varieties. Jadwisin 2006–2009

N	Odmiana variety	P_N	Max	Min	NIR _{0,05} LSD _{0,05}	W_N	Max	Min	NIR _{0,05} LSD _{0,05}
W (30)	Milek	139,2	162,0	98,3		43,9	49,1	31,9	
W (30)	Ewelina	117,9	131,1	79,8		43,6	57,0	25,9	
W (30)	Impala	115,6	135,6	76,6	10,7	43,2	60,4	29,5	18,6
W (30)	Krasa	114,1	139,5	83,3		30,6	35,6	25,8	
W (30)	Velox	91,7	76,6	75,1		20,6	36,0	10,2	
P (30)	Marlen	152,3	180,6	114,5		40,0	43,1	33,1	
P (30)	Elanda	136,4	167,8	101,1		37,0	44,1	33,3	
P (30)	Roko	135,3	149,8	95,1	7,0	44,3	52,7	27,4	r.n.
P (30)	Meridian	129,8	151,6	95,2		38,7	54,0	28,2	
P (30)	Medea	123,6	128,3	93,1		33,1	35,3	17,6	
S (30)	Kuras	174,2	199,3	126,1	3,4	53,7	69,7	36,6	7,0
S (30)	Pokusa	153,9	172,0	129,2		25,4	31,4	21,4	

N — Liczba wyników; Number of results: r.n. — Różnica nieistotna; No significant difference

Pozostałe objaśnienia: w tabeli 3; More explanations: see table 3

WNIOSKI

1. Warunki klimatyczne okresu wegetacji i poziom nawożenia azotem istotnie zróżnicowały pobranie azotu z plonem bulw (od 82 do 186 kg·ha⁻¹) i jego wykorzystanie z zastosowanych nawozów (od 25 do 47%).
2. Wykorzystanie azotu przy najniższej dawce (50 kg N·ha⁻¹) wynosiło 46%, a przy najwyższym poziomie nawożenia azotem (200 kg·ha⁻¹) stanowiło 27%.
3. Najwyższymi wartościami pobrania azotu z plonem bulw i wykorzystania z zastosowanych nawozów charakteryzowały się odmiany skrobiowe, a najniższymi odmiany jadalne wczesne.
4. Mokre okresy wegetacji (2007, 2009) w porównaniu do optymalnego (2008) zmniejszały wartości pobrania azotu (P_N) u wszystkich badanych grup odmian i wykorzystania (W_N) u odmian wczesnych.

LITERATURA

- Lis B., Mazurczyk W., Trawczyński C., Wierzbicka A. 2000. Czynniki ograniczające wykorzystanie azotu przez rośliny ziemniaka a zagrożenie środowiska. Zesz. Probl. Post. Nauk Roln. 489: 165 — 174.
- Mackenzie G. H., Taureau J. C. 2001. Recommendation systems for nitrogen — a review. Nawozy i Nawożenie 4 (9): 5 — 51.
- Mazurczyk W. 1995. Modelowanie potencjalnej produktywności oraz czynników kształtujących nagromadzenie biomasy i plonu bulw w łanach ziemniaka. Fundacja „Rozwój SGGW”: 27 — 28.
- Mazurczyk W. 1996. Wyznaczanie potencjału produkcji biomasy oraz kwantyfikacja wybranych czynników kształtujących plon ziemniaka. Fragm. Agron. 13: 5 — 39.

- Sapek A. 1996: Zagrożenie zanieczyszczenia wód azotem w wyniku działalności rolniczej. Zesz. Probl. Post. Nauk Roln. 440: 309 — 329.
- Mazurczyk W., Wierzbicka A., Wroniak J. 2005. Wykorzystanie azotu z nawozów mineralnych przez odmiany wczesne ziemniaka. *Fragm. Agron.* 1: 512 — 520
- Nowacki W. 2009. Charakterystyka krajowego rejestru odmian ziemniaka. Wydanie XII. IHAR Jadwisin. 2009: 17 — 19.
- Szmigiel A., Kołodziejczyk M. 2004. Wybrane wskaźniki efektywności nawożenia ziemniaka. *Annales Univesitatis, Lublin.* vol. lix., 3: 1446 — 1453.
- Vos J., MacKerron L. 2000. Basic concepts of the management of supply of nitrogen and water in potato production In: *Management of nitrogen and water in potato production.* Wageningen Press, Wageningen: 15 — 33.
- Vos J., Marshall B. 1993. Nitrogen and potato production: strategies to reduce nitrate leaching. 12th Trienn. Conf. of EAPR. Paris 1993: 101 — 110.
- Wierzejska-Bujakowska A., Lis B. 1997. Wpływ nawożenia azotem na plonowanie i wykorzystanie azotu przez odmiany ziemniaka różniące się długością okresu wegetacji. *Mat. z I Krajowej Konf. „Hodowla Roślin”.* Poznań: 517 — 52.

MAGDALENA GRUDZIŃSKA**KAZIMIERA ZGÓRSKA**

Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — PIB, Oddział w Jadwisinie

Zakład Przetwórstwa i Przechowywania Ziemniaka

Wpływ zabiegu rekondycjonowania na zmniejszenie zawartości cukrów redukujących w bulwach badanych odmian ziemniaka

Effect of reconditioning on decrease of the content of reducing sugars in tubers of some potato cultivars

Celem pracy było określenie wpływu zastosowania zabiegu rekondycjonowania na zmiany zawartości cukrów redukujących w wybranych odmianach bulw ziemniaka oraz ustalenie zależności między zawartością cukrów redukujących w bulwach ziemniaka po zbiorze i po zabiegu rekondycjonowania. Badania prowadzono na pięciu odmianach ziemniaka jadalnego: Finezja, Flaming, Jelly, Oman i Wiarus. Ziemniaki przechowywano w temperaturach 3°C, a następnie poddawano je rekondycjonowaniu w temperaturze 15°C przez okres 7 i 14 dni. Badania prowadzono w trzech terminach: po zbiorze i po 3 i 7 miesiącach przechowywania. Oznaczano zawartość cukrów redukujących. Ziemniaki badanych odmian cechowały się niską zawartością cukrów redukujących po zbiorze. Przechowywanie bulw wszystkich odmian ziemniaka w niskiej temperaturze powodowało akumulację cukrów redukujących. Najwyższe obniżenie zawartości cukrów redukujących uzyskano w bulwach odmian Flaming i Jelly niezależnie od czasu przechowywania bulw oraz czasu prowadzenia zabiegu rekondycjonowania. Wykazano istotną zależność między zawartością cukrów redukujących w ziemniakach po zbiorze a obniżeniem zawartości cukrów redukujących po zabiegu rekondycjonowania ($r = 0,90$).

Słowa kluczowe: cukry redukujące, odmiana, przechowywanie, rekondycjonowanie, ziemniak

The aim of the study was estimation of the influence of reconditioning of tubers of some potato cultivars on the content of reducing sugars and determination of relationship between the levels of the reducing sugars after harvest and after reconditioning. Tubers of the cultivars Finezja, Flaming, Jelly, Oman and Wiarus were stored at 3°C and reconditioned at 15°C for 7 and 14 days. The reducing sugars content was determined after harvest and after 3 and 7 months of storage. In all cultivars concentration of the sugars was low after harvest and increased in storage. The highest effect of reconditioning on decrease of the reducing sugars concentration was observed in the cultivars Flaming and Jelly, independently on the storage time or duration of the reconditioning treatment. A significant positive correlation ($r = 0.90$) has been stated between the levels of the reducing sugars after harvest and after reconditioning.

Key words: cultivars, reconditioning, reducing sugar, potato, storage

WSTĘP

W praktyce ziemniaki do produkcji produktów smażonych przechowywane są w temperaturze 6–8°C. W tym zakresie temperatur akumulacja cukrów redukujących jest ograniczona, ale wzmożone są procesy fizjologiczne bulw, co w konsekwencji prowadzi do przedwczesnego starzenia się ziemniaków (Sowa-Niedziałkowska, Zgórska, 2005).

Przechowywanie bulw ziemniaka w niskich temperaturach (3–5°C) ogranicza proces oddychania, transpiracji i kiełkowania, ale w znaczący sposób prowadzi do akumulacji cukrów redukujących (Sowokinos, 2007; Sowa-Niedziałkowska, Zgórska, 2005). Badania Claassen i in. (1992) dowodzą, że wzrost zawartości cukrów redukujących może być nawet kilkukrotny. Przyczyną jest uaktywnienie się enzymu inwertazy katalizującej rozkład sacharozy do glukozy i fruktozy.

Zbyt wysoka zawartość cukrów redukujących (powyżej 0,25%) prowadzi do brunatnego zabarwienia produktów smażonych. Podczas procesu smażenia cukry redukujące wchodzi w reakcję z wolnymi aminokwasami (reakcja Maillarda) (Copp i in., 2000; Grudzińska, Zgórska, 2008), w wyniku której tworzą się związki o brunatnym zabarwieniu i powstają szkodliwe dla zdrowia akrylamidy (Pedreschi i in., 2005; Hebeisen i in., 2005). Ciemne produkty są gorzkie, a ich barwa jest niepożądana.

Jedną z metod ograniczających zawartość cukrów redukujących w ziemniakach jest przechowywanie bulw w niskich temperaturach i poddanie ich zabiegowi rekondycjonowania. Proces ten polega na przeniesieniu surowca na okres od 7 do 14 dni do temperatury 15–20°C.

Zdaniem Sowokinosa (2007) podwyższenie temperatury przywraca stan fizjologiczny błon i prowadzi do syntezy skrobi z cukrów prostych. Wynikiem tego jest obniżenie zawartości cukrów redukujących w surowcu od 20% do 87% (Frydecka-Mazurczyk, Zgórska, 2000).

Celem pracy było określenie wpływu zastosowania zabiegu rekondycjonowania na zmiany zawartości cukrów redukujących w wybranych odmianach bulw ziemniaka oraz ustalenie zależności między zawartością cukrów redukujących w bulwach ziemniaka po zbiorze i po zabiegu rekondycjonowaniu.

MATERIAŁ I METODY

Badania prowadzono w latach 2008–2009 i 2009–2010. Materiałem doświadczalnym było pięć odmian ziemniaka jadalnego: Flaming — odmiana bardzo wczesna, Oman — odmiana wczesna, Finezja i Wiarus — odmiany średnio wczesne, oraz Jelly odmiana średnio późna.

Ziemniaki do doświadczenia uprawiano na polu doświadczalnym IHAR Oddział w Jadwisinie. Stosowano nawożenie organiczne gorczyca (15,4 t/ha), a pod gorczycę zastosowano nawożenie azotem 42,5 kg/ha oraz nawożenie mineralne P₂O₅ — 42 kg/ha, K₂O — 145 kg/ha, N — 94 kg/ha. W okresie wegetacji przeprowadzono takie same zabiegi agrotechniczne jakie stosowane są na plantacjach produkcyjnych.

Ziemniaki bezpośrednio po zbiorze (III dekada września) umieszczano w doświadczalnej przechowalni w następujących warunkach:

- w okresie przygotowawczym przez pierwsze dwa tygodnie po zbiorze utrzymywano temperaturę 15°C, przy wilgotności względnej 90–95%,
- w ciągu następnych dwóch tygodni temperaturę stopniowo obniżano do temperatury 3°C, zachowując taką samą wilgotność.

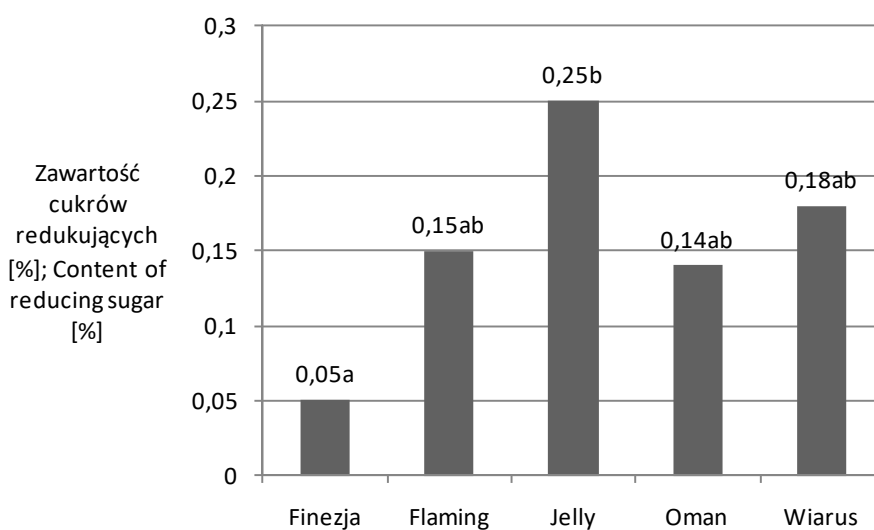
Po 3 i 7 miesiącach przechowywania bulw w niskiej temperaturze (3°C) pobierano próby (około 20 kg) z każdej odmiany i poddawano je zabiegowi rekondycjonowania w temperaturze 15°C przez okres 7 i 14 dni.

Do analiz pobierano po około 20 bulw z każdej odmiany i z każdego terminu badań (po zbiorze, 3 i 7 miesiącach przechowywania oraz po rekondycjonowaniu). W próbach oznaczano zawartość cukrów redukujących metodą DNP (Talbert i Smith, 1987).

Analizę statystyczną otrzymanych wyników przeprowadzono przy użyciu analizy wariancji ANOVA oraz analizy regresji liniowej w modelu R^2 . Do testowania różnic między wartościami średnimi przy poziomie istotności $p < 0,05$ wykorzystano test Tukeya oraz do obliczenia najmniejszej istotnej różnicy NIR stosowano test t-Studenta.

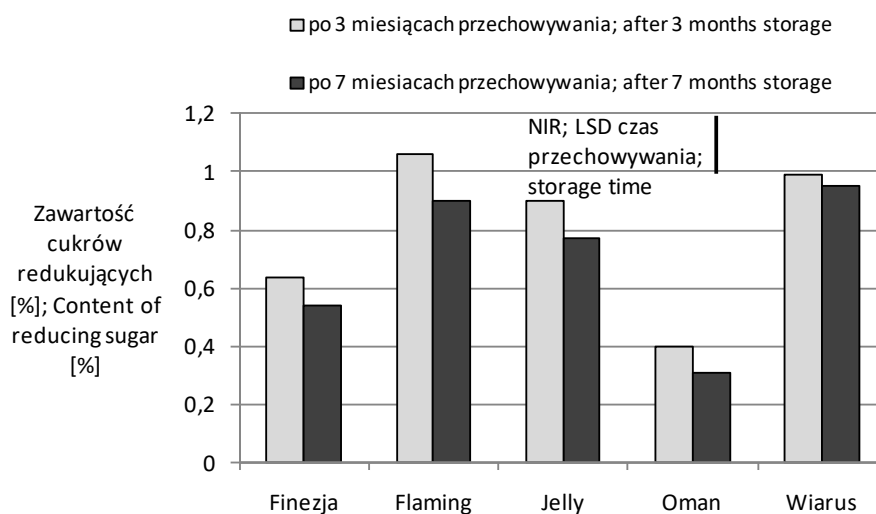
WYNIKI I DYSKUSJA

Na rysunku 1 przedstawiono zawartość cukrów redukujących w bulwach badanych odmian ziemniaka po zbiorze. Najmniejszą zawartością cukrów cechowały się ziemniaki odmiany Finezja, a największą odmiany Jelly (0,25%). Zawartość cukrów redukujących w bulwach wszystkich odmian nie przekraczała 0,25%, czyli poziomu wymaganego przez producentów frytek i przetworów suszonych.



Rys. 1. Zawartość cukrów redukujących w bulwach badanych odmian ziemniaka po zbiorze
Fig. 1. Reducing sugars content in potato tubers of the tested cultivars after harvest

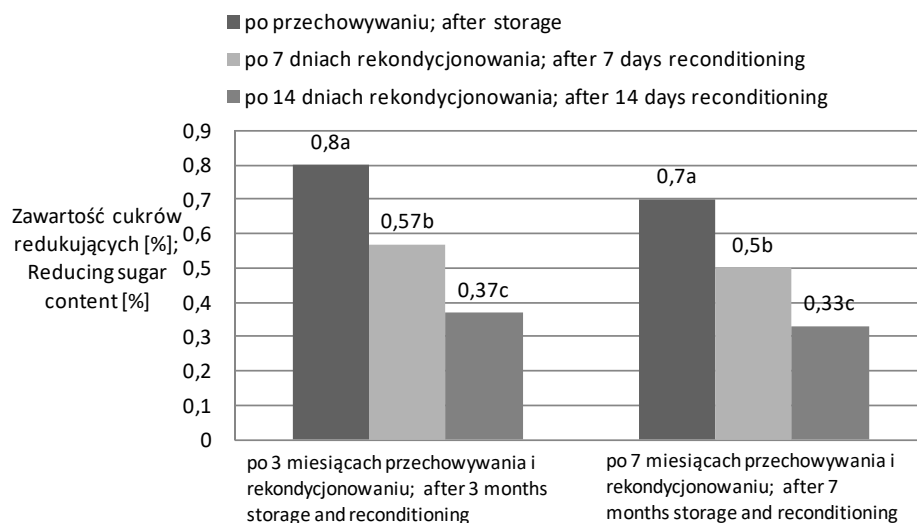
Po 3 miesiącach przechowywania bulw w temperaturze 3°C obserwowano zwiększenie zawartości cukrów w ziemniakach wszystkich odmian (rys. 2). Wysoki poziom tych związków utrzymywał się przez cały okres przechowywania. Przyczyną akumulacji cukrów redukujących w bulwach przechowywanych w niskich temperaturach jest zwiększona aktywność inwertazy, która katalizuje rozkład sacharozy do cukrów prostych (Cottrel, 1993; Nourian i in., 2003). Podobne wyniki badań prezentowane są w pracach Claassena i in. (1992), Frydeckiej-Mazurczyk, Zgórskiej (2000) oraz Kaaber i in. (2001). Autorzy dowodzą, że w pierwszych miesiącach przechowywania bulw ziemniaka w niskich temperaturach (3–4°C) wzrost zawartości cukrów redukujących może być nawet kilkukrotny, utrzymujący się przez cały okres przechowywania. Uppal (1995) oraz Peshin (2000) tłumaczą to aktywnością inwertazy, która jest największa w pierwszych miesiącach przechowywania bulw.



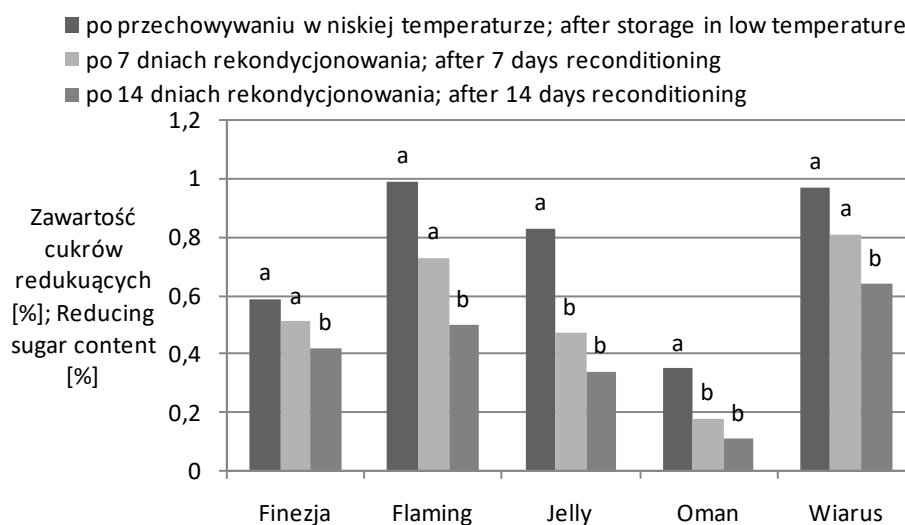
Rys. 2. Zawartość cukrów redukujących w bulwach badanych odmian ziemniaka po przechowywaniu w temperaturze 3°C przez 3 i 7 miesięcy

Fig. 2. Reducing sugar content in potato tubers of the tested cultivars after 3 and 7 months of storage at 3°C

Zabieg rekondycjonowania powodował zmniejszenie koncentracji cukrów w ziemniakach wszystkich odmian, niezależnie od czasu prowadzenia zabiegu (rys. 3). Dłuższy czas rekondycjonowania (14 dni) był efektywniejszy, gdyż poziom tych związków obniżył się o około 50%. Podobne wyniki przedstawili Kuzunori i in. (2003), którzy wykazali, że największe obniżenie zawartości cukrów redukujących w wyniku zabiegu rekondycjonowania uzyskuje się między 10 a 15 dniem prowadzenia zabiegu w temperaturze około 15°C.



Rys. 3. Zawartość cukrów redukujących w bulwach ziemniaka po 3 i 7 miesiącach przechowywania w niskiej temperaturze oraz po rekondycjonowaniu (średnia 4 odmiany, 2 lata)
Fig. 3. Reducing sugar content in potato tubers after 3 and 7 months of storage at low temperature and after reconditioning (average for 4 cultivars, 2 years)



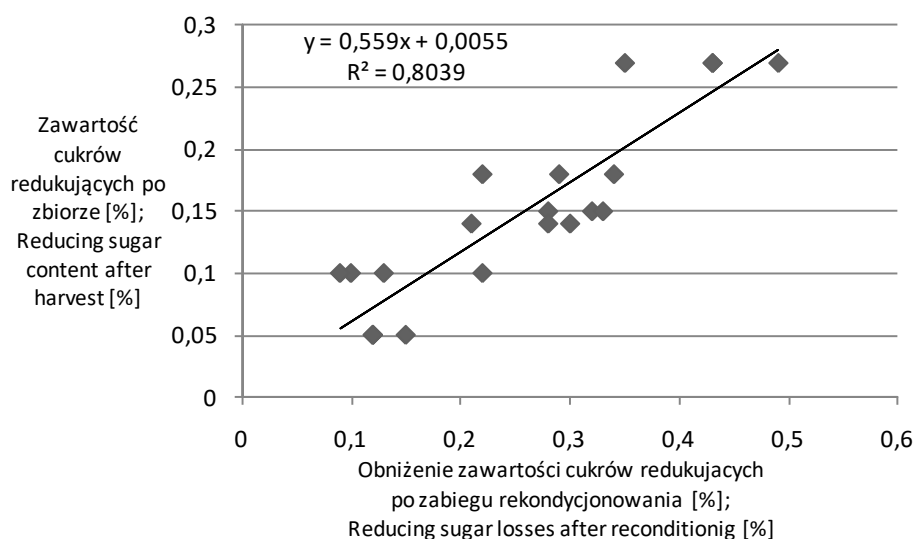
Rys. 4. Zawartość cukrów redukujących w bulwach 5 odmian ziemniaka po przechowywaniu w niskiej temperaturze oraz po rekondycjonowaniu (średnia 2 lata)
Fig. 4. Reducing sugar content in 5 potato cultivars after storage in low temperature and after reconditioning (average for 2 years)

Efekt rekondycjonowania zależał od odmiany i czasu prowadzenia zabiegu. Ziemniaki odmian Oman i Jelly po 7 dniach rekondycjonowania osiągnęły istotne obniżenie zawartości cukrów redukujących, natomiast odmian Finezja, Flaming i Wiarus wymagały 14 dniowego rekondycjonowania (rys. 4).

Siedmiodniowy okres rekondycjonowania bulw odmiany ziemniaka Oman był wystarczający do obniżenia zawartości cukrów redukujących do poziomu pożądanego (poniżej 0,25%).

Wysoka skuteczność zabiegu rekondycjonowania czyli obniżenie zawartości cukrów redukujących do odpowiednio niskiego poziomu jest cechą odmianową co wykazali również inni autorzy (Claassen i in., 1992; Sowokinos 2007; Grudzińska, Zgórska, 2010).

Efekt rekondycjonowania zależał od zawartości cukrów redukujących w bulwach po zbiorze (rys. 5). Im większa była zawartość cukrów po zbiorze tym zabieg rekondycjonowania był skuteczniejszy, gdyż powodował większe zmniejszenie zawartości tych związków. Podobne zależności przedstawił Samotus (1974).



Rys. 5. Zależność między zawartością cukrów redukujących w ziemniakach po zbiorze i po zabiegu rekondycjonowaniu

Fig. 5. Correlation between reducing sugar content in potato tubers after harvest and after reconditioning

WNIOSKI

1. Niezależnie od czasu przechowywania bulw oraz czasu prowadzenia zabiegu rekondycjonowania najwyższe obniżenie zawartości cukrów redukujących uzyskano w ziemniakach odmian Flaming i Jelly.

2. Wykazano istotną zależność między zawartością cukrów redukujących w ziemniakach po zbiorze, a zawartością cukrów redukujących w ziemniakach po zabiegu rekondycjonowania.

LITERATURA

- Claassen P. A. M., Van Calker M. H., Marinus J. 1992. Accumulation of sugars in microtubers of potato node cuttings (cv. Kennebec) during cold storage. *Potato Res.* 35: 191 — 194.
- Cottrell J. E., Duffus C. M., Paterson L., Mackay G. R., Allison M. J., Bain H. 1993. The effect of storage temperature on reducing sugar concentration and the activities of three amylolytic enzymes in tubers of the cultivated potato. *Solanum tuberosum* L. *Potato Res.* 36: 107 — 117.
- Copp L. J., Blenkinsop R. W., Yada R. Y., Marangoni A. G. 2000. The relationship between respiration and chip color during long — term storage of potato tubers. *Am. J. Potato Res.* 77: 279 — 287.
- Frydecka-Mazurczyk A., Zgórska K. 2000. Wpływ zabiegu rekondycjonowania na jakość bulw ziemniaków przeznaczonych do przetwórstwa. *Biul. IHAR* 214: 313 — 319.
- Grudzińska M., Zgórska K. 2008. Wpływ zawartości cukrów w bulwach ziemniaka na barwę chipsów. *Żywność. Nauka. Technologia. Jakość* 5 (60): 107 — 115.
- Grudzińska M., Zgórska K. 2010. Wpływ efektywności zabiegu rekondycjonowania wybranych odmian bulw ziemniaka na barwę frytek. *Nauka, Przetr., Technol.* 4: 2 — 17.
- Hebeisen T., Ballmer T., Guthapfel N., Torche J. M., Reust W. 2005. Suitable potato varieties reduce acrylamide formation in processed products and dishes, 16th Triennial Conference of the European Association for Potato Research, July 17–22, Bilbao, Spain 2005: 496 — 500.
- Kaaber L., Bråthen E., Martinsen B. K., Shomer I. 2001. The effect of storage conditions on chemical content of raw potatoes and texture of cooked potatoes. *Potato Res.* 44: 153 — 163.
- Kazunori H., Ken-ichi K., Mochihumi M., Hiroshi K. 2003. Sugar and starch contents of processing potatoes during reconditioning. *Food Preservation Science* 29: 95 — 100.
- Nourian F., Ramaswamy H. S., Kushalappa A. C. 2003. Kinetics of quality changes associated with potatoes stored at different temperatures. *Lebensm. — Wiss. u. — Technol.* 36: 49 — 65.
- Pedreschi F., Moyano P., Kaack K., Granby K. 2005. Color changes and acrylamide formation in fried potato slices. *Food Res. International* 38: 1 — 9.
- Peshin A. 2000. Influence of storage temperature on invertase activity and sugar content in potato (*Solanum tuberosum* L.) tubers, *Indian J. Plant Physiology* 5: 297 — 299 (abst.).
- Putz B. 2004. Reduzierende Zucker in Kartoffel, *Kartoffelbau* 5: 188 — 192.
- Samotus B., Niedźwiedź M., Kołodziej Z., Leja M., Czajkowska B. 1974. Storage and reconditioning of tubers of Polish potato varieties and strains. 2. Changes in sugar level in potato tubers of different varieties and strains during reconditioning of cold-stored potatoes, *Potato Res.* 17: 82 — 96.
- Sowa-Niedziałkowska G., Zgórska K. 2005. Wpływ czynnika termicznego i odmianowego na zmiany ilościowe w czasie długotrwałego przechowywania bulw ziemniaka, *Pamiętnik Puławski* 139: 233 — 243.
- Sowokinos J. R. 2007. The canon of potato science: carbohydrate metabolism. *Potato Res.* 50: 367 — 370.
- Talbert W. F., Smith O. 1987. *Potato Processing* (4 ed.) AVI Van Nostrand Reinhold Company, New York.
- Uppal D. S. 1995. Free sugars and inverters activity in stored potato tubers. *Journal of the Indian Potato Association* 22(1/2) (abst.).
- Zgórska K., Czerko Z. 2006. Rekondycjonowanie bulw przechowywanych w niskich temperaturach — metodą ograniczającą zawartość cukrów redukujących w bulwach ziemniaka. *Zesz. Probl. Post. Nauk Rol.* 511: 547 — 556.

BARBARA SAWICKA¹**WŁADYSŁAW MICHAŁEK**²**PIOTR PSZCZÓLKOWSKI**³¹Katedra Szczegółowej Uprawy Roślin, ²Katedra Fizjologii Roślin, Uniwersytet Przyrodniczy, Lublin³Stacja Doświadczalna Oceny Odmian, Uhnin, 21-200 Dębowa Kłoda

Uwarunkowania potencjału plonowania średnio późnych i późnych odmian ziemniaka w warunkach środkowo-wschodniej Polski

Determinants of yield potential of medium-late and late potato cultivars in central-eastern Poland

Analizę oparto na wynikach ścisłego doświadczenia polowego przeprowadzonego w latach 1998–2000 w stacji doświadczalnej w Uhninie. Obiektem badań było jedenaście średnio późnych (Ania, Anielka, Arkadia, Fregata, Grot, Klepa, Omulew, Rybitwa, Rywał, Salto, Vistula) i pięć późnych (Dunajec, Hinga, Jantar, Meduza, Wawrzyn) odmian ziemniaka. Nawożenie mineralne na stałym poziomie stosowano wiosną przed sadzeniem, zaś organiczne — jesienią. Zdrowotność sadzeniaków była porównywalna (C/A). W doświadczeniu określono plon bulw, suchą masę oraz plon suchej masy. Plony potencjalne obliczano wg metody van der Zaag z modyfikacją Mazurczyka. Celem było określenie wpływu aktywności fotosyntetycznej na potencjał plonowania średnio późnych i późnych odmian ziemniaka w warunkach polowych a także ocena możliwości zwiększenia produktywności i produkcyjności tych odmian. W warunkach wschodniej części Polski potencjalne plony bulw średnio późnych odmian ziemniaka mogą być o 35% wyższe od plonów rzeczywistych, natomiast w przypadku odmian późnych o 22,2%. Stosunek plonów aktualnych do potencjalnych na poziomie 0,66 zapewnia już uzyskiwanie dobrych plonów, zarówno średnio późnych, jak i późnych odmian ziemniaka. Czynniki genetyczny najsilniej decydował o zmienności fenotypowej zawartości suchej masy, czynniki siedliska najsilniej determinowały zmienność fenotypową plonu bulw i plonu suchej masy, zaś współdziałanie odmian i lat oddziaływało najsilniej na plon suchej masy.

Słowa kluczowe: ziemniak, odmiany, wskaźniki fizjologiczne, plon aktualny, plon potencjalny

The analysis of potato yield is based on a field experiment carried out at the Uhnin experiment station in the years 1998–2000. Tuber yield, dry matter and dry matter yield were determined in eleven medium-late (Ania, Anielka, Arkadia, Fregata, Grot, Klepa, Omulew, Rybitwa, Rywał, Salto, Vistula) and five late (Dunajec, Hinga, Jantar, Meduza, Wawrzyn) cultivars. The mineral fertilization was applied before planting in spring, at a constant level, to the soil fertilized with manure in autumn. The health status of seed material was similar (C/A class). The potential yield was calculated using the van der Zaag method, with modification of Mazurczyk. Under the conditions of central-eastern Poland the potential yield of medium-late cultivars could be 35% higher than the actual yield, in case of the late cultivars the difference was 22,2%. The 0.66 ratio of actual to potential yield was sufficient to obtain

good yields for cultivars of both maturity groups. The genetic factor strongly influenced the phenotypic variation of dry matter, while the habitat determined the phenotypic variation of tuber yield and dry matter yield. The interaction of cultivars with years affected most highly the yield of dry matter.

Key words: potato, cultivar, physiological indices, actual yield, potential yield

WSTĘP

W ostatnich latach obserwuje się wzrost zainteresowania problematyką biologii plonowania roślin uprawnych. Najprawdopodobniej wynika to z faktu, że pierwotna produkcja roślinna stanowi podstawę produkcji żywności. Jednym z najefektywniejszych gatunków roślin w przekształcaniu energii słonecznej na pożywienie człowieka, zarówno pod względem ilościowym, jak i jakościowym jest ziemniak, o czym świadczy wysoki plon suchej masy uzyskiwany z jednostki powierzchni (Niederhauser, 1993; Kamasa, 2003). Natomiast Mackerron i Heilbronn (1985) zwracają uwagę na stosunkowo dużą wartość współczynnika plonowania tych roślin. Z kolei Pietkiewicz (2000) twierdzi, że wytwarzanie dużej masy bulw charakteryzuje przede wszystkim te gatunki, których liście jak najdłużej utrzymują aktywność fizjologiczną. Według Starck (2003) każda odmiana w indywidualny sposób produkuje asymilaty, czyli jest to cecha wyłącznie odmianowa. Biorąc pod uwagę powyższe przesłanki oraz to, że w naszym kraju w uprawie znajduje się duży asortyment odmian ziemniaka o zróżnicowanej produktywności fotosyntetycznej i różnej plenności przeprowadzono badania, których celem było określenie wpływu aktywności fotosyntetycznej na potencjał plonowania średnio późnych i późnych odmian ziemniaka w warunkach polowych, a także ocena możliwości zwiększenia ich produktywności i produktywności.

MATERIAŁ I METODY

Analizę oparto na wynikach ścisłego doświadczenia polowego przeprowadzonego w latach 1998–2000 w stacji doświadczalnej w Uhninie. Obiektem badań były średnio późne odmiany ziemniaka: Ania, Anielka, Arkadia, Fregata, Grot, Klepa, Omulew, Rybitwa, Rywał, Salto, Vistula oraz odmiany późne: Dunajec, Hinga, Jantar, Meduza, Wawrzyn. Nawożenie mineralne na stałym poziomie (N — 90 kg, P₂O₅ — 90 kg, K₂O — 135 kg·ha⁻¹) stosowano wiosną przed sadzeniem, zaś organiczne w dawce 25 t·ha⁻¹ — jesienią. Zdrowotność sadzeniaków była porównywalna (C/A). W doświadczeniu określono plon bulw i ich suchą masę metodą suszenia. Plony potencjalne obliczano wg metody Zaag van der (1984) z modyfikacją dotyczącą współczynników świetlnych stosowanych przez Mazurczyka (1990).

Do obliczeń plonów potencjalnych wykorzystano wartości promieniowania całkowitego, które dotyczyły stacji doświadczalnej w Uhninie (51°34' N; 23°02' E).

W metodzie przyjętej do obliczeń dobowy przyrost biomasy netto (CGR_p) określano wg następującego wzoru: $CGR_p = P_p \times I_k \times t_k$

$$CGR_p \text{ — kg s.m.} \times \text{ha}^{-1} \times \text{d}^{-1};$$

P_p — obliczano wg wzoru zamieszczonego w pracy Mazurczyka (1996):

$$P_p = F \times P_o + (1-F) \times P_c$$

I_k — współczynnik świetlny wg Mazurczyka (1996);

t_k — współczynnik termiczny wg Mazurczyka (1996).

Dane dotyczące dziennego całkowitego promieniowania słonecznego dla nieba czystego (R_c), do obliczenia potencjalnej fotosyntezy brutto (P_p), pochodziły z pracy Goudriaan i van Laar (1978).

Statystyczne opracowanie wyników wykonano głównie za pomocą analizy wariancji. Istotność źródeł zmienności testowano testem "F" Fischera-Snedecora. W celu określenia udziału poszczególnych źródeł zmienności oraz ich współdziałania w zmienności całkowitej badanych cech przeprowadzono ocenę komponentów wariancyjnych, stosując następujące oznaczenia: σ_e^2 — ocena zmienności środowiskowej, związanej z powtarzaniem obserwacji lub pomiaru w czasie; σ_G^2 — ocena zmienności genotypowej (odmianowej); σ_P^2 — ocena zmienności fenotypowej (całkowitej). Uzyskane z analizy wariancji wartości empiryczne średnich kwadratów porównywano z ich wartościami oczekiwanymi. Rozwiązując w ten sposób układy równań otrzymano oszacowanie komponentów wariancyjnych odpowiadających poszczególnym źródłom zmienności. Wzajemne relacje wyznaczonych ocen komponentów wariancyjnych oraz ich struktura procentowa stanowiły podstawę oceny wpływu czynnika odmianowego, lat oraz współdziałania odmian i lat na zmienność plonu bulw, zawartość i plon suchej masy.

Lata badań charakteryzowały się znaczną zmiennością warunków termicznych, a także rozkładem i intensywnością opadów, co znajduje odzwierciedlenie w wartościach współczynników Sielianinova (tab. 1).

Tabela 1

Wartości współczynników Sielianinova (k)
Sielianinov's coefficient values (k)

Lata Years	Miesiące Months						Średnio dla okresu wegetacji Mean for growing season
	IV	V	VI	VII	VIII	IX	
1998	1,97	1,50	1,43	1,29	2,30	1,18	1,61
1999	2,94	0,66	1,98	0,32	1,34	0,58	1,30
2000	1,32	1,20	0,50	2,45	1,38	1,67	1,42
Średnia Mean	2,08	1,12	1,30	1,35	1,67	1,14	1,45

$k \leq 0.50$ — strong drought — silna posucha

$0.50 \leq k \leq 0.69$ — drought — posucha

$0.70 \leq k \leq 0.99$ — slight drought — słaba posucha

$k \geq 1$ — no drought — brak posuchy, według Baca i in. (1993) — according to Bac et al. (1993)

WYNIKI

Średni plon rzeczywisty badanych odmian kształtował się od 397,7 dt — dla odmian średnio późnych do 409,2 dt ha⁻¹ — dla odmian późnych (tab. 2). Różniły się one, tak między grupami wczesności, jak i wewnątrz nich. Wśród odmian średnio późnych, w tej samej grupie homologicznej, o najwyższych plonach, znalazły się odmiany: Omulew, Rywał, Ania, Grot, Salto i Anielka. Wśród odmian późnych bezkonkurencyjną, pod

względem plonu, okazała się odmiana Wawrzyn, zaś pozostałe odmiany znalazły się w tej samej, jednorodnej grupie.

Średnia wartość plonów potencjalnych, uwarunkowanych niedoborem opadów i liniowym trendem czasowym, w rejonie środkowo-wschodniej części Polski, dla odmian średnio późnych wynosiła 612,0 dt, dla późnych zaś — 525,9 dt·ha⁻¹ (tab. 2). Wartości te mogą być uznane za reprezentatywne również dla województwa lubelskiego, z uwagi na to, że rozbieżności w ilości fotosyntetycznie aktywnej energii słonecznej docierającej do łanów ziemniaka, w warunkach Polski, nie są większe niż 5%. W grupie odmian o najwyższych potencjalnych plonach znalazły się: Rywał, Salto, Ania i Anielka — z grupy średnio późnych oraz Wawrzyn — z grupy późnych.

Tabela 2

Średnie plony potencjalne (Y_P) i aktualne (Y_A) [dt·ha⁻¹] średnio późnych i późnych odmian ziemniaka
The average potential yields (Y_P) and actual yields (Y_A) [dt·ha⁻¹], for the medium-late and late potato cultivars

Grupa wczesności Group maturity	Odmiany Cultivars	Y_A	Y_P	Y_A/Y_P
Średnio późne Medium-late	Ania	442,3 d*	695,8	0,64
	Anielka	422,1 cd	682,6	0,62
	Arkadia	332,8 ab	535,1	0,62
	Fregata	379,2 bc	635,2	0,60
	Grot	434,8 d	501,4	0,87
	Klepa	314,0 a	525,9	0,60
	Omulew	453,0 d	525,1	0,86
	Rybitwa	363,9 ab	616,5	0,59
	Rywał	444,2 d	715,6	0,62
	Salto	432,8 d	711,4	0,61
	Vistula	355,3 ab	587,8	0,60
	Średnia Mean	397,7	612,0	0,66
Późne Late	Wawrzyn	522,9 e	710,2	0,74
	Dunajec	376,0 bc	426,9	0,88
	Hinga	381,9 bc	521,4	0,73
	Jantar	382,4 bc	456,3	0,84
	Meduza	381,9 bc	514,6	0,74
	Średnia Mean	409,0	525,9	0,79
Średnia Mean		401,2	585,11	0,70
NIR — LSD $\alpha \leq 0,05$		50,4	60,2	0,05

* wskaźniki literowe grup homologicznych (jednakowe wskaźniki literowe przy średnich oznaczają brak istotnych różnic pomiędzy nimi) — letter indicators for homologous groups the same letters indicate no significant differences between the objects; Y_A — plon bulw aktualny — actual tuber yield (dt·ha⁻¹), Y_P — plon bulw potencjalny — potential tuber yield (dt·ha⁻¹)

Najważniejszym wskaźnikiem potencjalnych możliwości plonowania badanych odmian jest stosunek Y_A/Y_P . Wyższą średnią wartość Y_A/Y_P uzyskały odmiany późne (0,79), niż odmiany średnio późne (0,66) (tab. 2). Na uwagę zasługują, ze względu na wartość stosunku Y_A/Y_P , takie odmiany średnio późne, jak: Grot i Omulew (odpowiednio 0,87 i 0,86). W przypadku odmiany Rybitwa stosunek ten był najniższy i wynosił 0,59. W grupie

odmian późnych u odmiany Dunajec wystąpiła najkorzystniejsza wartość stosunku Y_A/Y_P , wynosząca 0,82. Odmiana Hinga cechowała się zaś najniższą wartością tego stosunku (0,73) w tej grupie wczesności.

Charakterystykę średnio późnych i późnych odmian ziemniaka, pod względem zawartości suchej masy oraz aktualnych i potencjalnych plonów suchej masy ziemniaka, przedstawia tabela 3. Ze względu na zawartość suchej masy odmiany różniły się istotnie, tak między grupami wczesności, jak i wewnątrz nich. Przeciętnie wyższą wartością tej cechy odznaczały się odmiany późne niż średnio późne. W grupie odmian późnych wyróżniały się korzystnie dwie odmiany: Omulew i Klepa. Najwyższą zawartością suchej masy w grupie odmian późnych odznaczała się odmiana Meduza, a homologiczną pod względem tej cechy była Hinga.

Tabela 3

**Średnia zawartość suchej masy oraz potencjalne (Y_P), aktualne (Y_A) plony suchej masy (dt·ha⁻¹)
średnio późnych i późnych odmian ziemniaka**
**The average dry matter content, and potential (Y_P) and actual (Y_A) dry matter yields (dt·ha⁻¹), for the
medium-late and late cultivars of potato**

Grupy wczesności Maturity group	Odmiany Cultivars	Sucha masa (%) Dry matter (%)	Y _A	Y _P	Y _A /Y _P
Średnio późne Medium-late	Ania	26,20e*	115,88 fghi	160,90	0,72
	Anielka	23,40c	98,77 cde	127,20	0,78
	Arkadia	23,82c	79,27 ab	126,54	0,63
	Fregata	27,49f	104,24 def	137,87	0,76
	Grot	29,92i	130,09 j	151,45	0,86
	Klepa	28,38gh	89,11 bc	120,11	0,74
	Omulew	28,55h	129,33 ij	150,99	0,86
	Rybitwa	20,98a	76,35 a	126,77	0,60
	Rywał	24,91d	110,65 efgh	144,22	0,77
	Salto	26,02e	112,61 tgh	147,87	0,76
	Vistula	26,38e	93,73 cd	138,87	0,67
	Średnia Mean	26,00	103,64	139,34	0,74
Późne Late	Wawrzyn	30,45b	113,78 fgh	140,77	0,81
	Dunajec	31,28j	114,49 fgh	155,34	0,74
	Hinga	28,00k	119,46 ghij	145,33	0,82
	Jantar	31,55g	107,07efg	158,12	0,68
	Meduza	21,76h	120,49 hij	150,11	0,80
	Średnia Mean	28,61	115,06	149,93	0,77
Średnia Mean		26,82	107,21	142,65	0,75
NIR — LSD $\alpha \leq 0,05$		1,12	8,67	12,22	0,05

* wskaźniki literowe grup homologicznych (jednakowe wskaźniki literowe przy średnich oznaczają brak istotnych różnic pomiędzy nimi) — letter indicators for homologous groups the same letters indicate no significant differences between the objects; Y_A — plon bulw aktualny — actual tuber yield (dt·ha⁻¹), Y_P — plon bulw potencjalny — potential tuber yield (dt·ha⁻¹)

Średni, aktualny plon suchej masy bulw wynosił 103,64 dt — w grupie odmian średnio późnych i 115,06 dt·ha⁻¹ — w grupie odmian późnych. Najwyższy plon suchej masy bulw, w grupie odmian średnio późnych, uzyskała odmiana Grot, w tej samej jednorodnej grupie

znalazła się też odmiana Omulew. Najniższą wartość tej cechy uzyskała odmiana Rybitwa, a homologiczną, pod tym względem, okazała się Arkadia. W tej grupie wczesności można ponadto wyróżnić następujące grupy jednorodne: Ania, Rywal, Salto; Fregata, Anielka; Vistula, Klepa. W grupie odmian późnych najwyższy, aktualny plon suchej masy uzyskała Meduza, ale jednocześnie aż 4 odmiany: Hinga, Dunajec i Wawrzyn znalazły się w tej samej, homologicznej grupie. Potencjalny plon suchej masy bulw kształtował się od 139,34 dt — w grupie średnio późnych do 142,65 dt ha⁻¹ — w grupie odmian późnych. Najwyższy, potencjalny plon suchej masy, w grupie odmian średnio późnych, uzyskano w przypadku odmiany Ania (160,9 dt ha⁻¹), a homologiczne pod względem wartości tej cechy okazały się: Grot i Omulew. W grupie odmian późnych najwyższym potencjalnym plonem suchej masy wyróżniała się odmiana Jantar; przy czym jednorodne, z uwagi na tę cechę, okazały się: Dunajec i Meduza (tab. 3).

Nieco wyższą średnią wartość Y_A/Y_P , w przypadku plonu suchej masy, uzyskały odmiany późne (0,77), niż odmiany średnio późne (0,74) (tab. 3). W grupie odmian średnio późnych najwyższą wartością tego stosunku cechowały się odmiany Grot i Omulew (0,86), zaś w grupie odmian późnych na uwagę zasługują 3 odmiany: Hinga, Wawrzyn i Meduza, homologiczne pod względem wartości tej cechy.

Ocena komponentów wariancyjnych wykazała, że aktualny plon bulw był uzależniony w największym stopniu od warunków wegetacji (81,7%) w mniejszym od współdziałania odmian i lat (10,9%) i w najmniejszym — od cech genetycznych odmian (3,3%) (tab. 4).

Tabela 4

Wpływ odmian i lat na plon bulw, zawartość i plon suchej masy oraz ich procentowy udział w wariancji całkowitej
Effect of cultivar and years on the yield, content of dry matter and yield of dry matter and their percentages of the total variance

Cecha Trait	Istotność wpływu Impact significance			Procentowy udział wariancji w wariancji całkowitej The percentage of variance in total variance		
	odmian cultivars	lat years	odmiany × lata cultivars × years	odmian cultivars	lat years	odmiany × lata cultivars × years
Plon bulw Yield of tubers	*	**	**	3,3	81,7	10,9
Zawartość suchej masy Content of dry matter	**	**	**	55,9	31,6	9,1
Plon suchej masy Yield of dry matter	**	**	**	15,1	71,2	11,7

** istotność przy poziomie $\alpha \leq 0,01$; significance at the level $\alpha \leq 0.01$ * istotność przy poziomie $\alpha \leq 0,05$; significance at the level $\alpha \leq 0.05$

Na zawartość suchej masy największy wpływ wywarły odmiany (55,9%), w mniejszym stopniu warunki meteorologiczne w latach badań (31,6%), a w najmniejszym — współdziałanie odmian i lat (9,1%). Plon suchej masy był związany głównie z warunkami meteorologicznymi w okresie wegetacji (71,2%), w mniejszym stopniu — z czynnikiem odmianowym (15,1%) oraz efektem współdziałania odmiany x lata (11,7%).

DYSKUSJA

Zmienność plonu gatunków uprawnych, w warunkach Polski, może być determinowana przebiegiem pogody nawet w około 30% (Koźmiński i Michalska, 2001; Grabarczyk, 2004; Kalbarczyk, 2005; Bombik i in., 2007), a w latach skrajnie niekorzystnych — nawet w 50% (Kalbarczyk 2004). W przeprowadzonych badaniach wpływ warunków środowiskowych kształtował się od 31,6%, w przypadku zawartości suchej masy do 81,7% — w przypadku plonu ogólnego bulw ziemniaka. Silva i Andrew (1987) podają różnice w plonach ziemniaka, tej samej odmiany, nawet do 14-krotnych. Przyczyn tak dużej zmienności można doszukiwać się w zmienności krzakowej w redlinie, która może powodować zmienność masy bulw w ponad 50%, a dodatkowo może występować zmienność między redlinami (Sawicka, 1991). Ingerencja człowieka w kształtowanie warunków pogodowych jest nadal bardzo ograniczona, stąd też jedynym sposobem zmniejszenia ich niekorzystnego wpływu na wielkość plonu powinno być rozmieszczenie upraw ziemniaka w tych regionach kraju, w których ryzyko występowania niekorzystnej pogody, w tym niedoboru opadów atmosferycznych, jest najmniejsze. W związku z tym takie ryzyko powinno być określone dla każdej odmiany ziemniaka i uaktualniane ze względu na coraz nowsze odmiany wprowadzane do produkcji, jak również na prognozowane zmiany warunków klimatycznych. Zdaniem Holden i in. (2003) podstawowym warunkiem ograniczenia niekorzystnego oddziaływania niedoboru opadów na plon świeżej i suchej masy jest rozpoznanie czasowe i przestrzenne tego elementu pogody, a następnie określenie zagrożenia, jakie może wynikać z ich wystąpienia.

Czynniki genetyczne, w przeprowadzonych badaniach, najsilniej determinowały zawartość suchej masy, najmniej zaś — plon ogólny bulw. Duży wpływ czynników dziedzicznych na zawartość suchej masy potwierdzają Silva i Andrew (1987), Sawicka (1991), Holden i in. (2003) oraz Styszko i Kamasa (2006). W opinii Sawickiej (1991) zawartość suchej masy, w największym stopniu determinowana przez genotyp, podlega także zmienności pod wpływem warunków agrotechnicznych i meteorologicznych, bowiem wzrost zawartości suchej masy następuje w miarę zwiększania liczby godzin słonecznych i temperatury okresu lipiec-sierpień. Z kolei Xu i in. (1998) stwierdzili, że wzrost suchej masy bulw uzależniony jest od długo utrzymujących się podziałów komórkowych. Z kolei Styszko i Kamasa (2006), wyodrębniając efekt odmian ziemniaka, lat, wczesności oraz miejsca ich wyhodowania na plon suchej masy i skrobi stwierdzili, że wpływ odmian był 3–4-krotnie silniejszy niż efekt lat oraz 76–98-krotnie większy niż efekty miejsca wyhodowania i wczesności.

Stosunek Y_A/Y_P , będący najważniejszym wskaźnikiem potencjalnych możliwości plonowania odmian, w badaniach własnych wahał się od 0,66 — w przypadku odmian średnio późnych do 0,79 — w przypadku odmian późnych. Mazurczyk i in. (2009), w centralnej Polsce, w warunkach nawadniania, uzyskali ten wskaźnik dla średnio wczesnej odmiany na poziomie 0,73–0,78 — zależnie od roku badań. Nasuwa się, zatem pytanie, czy w tej sytuacji słusznym posunięciem było wykreślenie z Krajowego Rejestru odmian, o wysokim wskaźniku potencjalnego plonowania, bliskim 0,9 (np. Grot, Omulew, Dunajec). Odmiany wpisywane do Rejestru, tj. urzędowego wykazu odmian mogących

znajdować się w legalnym obrocie w Polsce, muszą cechować się odpowiednią plennością, jakością i odpornością na najważniejsze choroby. Według stanu na 2010 rok, rejestr odmian ziemniaka liczył 138 oryginalnych odmian, z których 75 było hodowli krajowej, a 63 hodowli zagranicznej. Z tej liczby tylko 11% stanowiły odmiany średnio późne i 13% — późne, stanowiące zarówno podstawę jadalnych odmian na długie, zimowe przechowywanie, jak i odmian przemysłowych, wysokoskrobiowych. W ostatnim pięcioleciu (2006–2010) nastąpił duży dopływ nowych odmian ziemniaka. W tym okresie zarejestrowano 49 nowych odmian, w tym 27 krajowych i 23 zagraniczne, co stanowi ponad 1/3 obecnego stanu (Gacek, Zych, 2010), z tego tylko 10 odmian stanowiły średnio późne i późne, a więc wymiana w grupie tych odmian była stosunkowo niewielka i odczuwa się brak dobrych, plennych odmian tego typu. Duży udział odmian zagranicznych, w tych grupach wczesności, mało odpornych na choroby, może nie zapewnić dobrego poziomu ich plonowania, w warunkach Polski. Wysoki poziom cech ziemniaka, uwarunkowanych genetycznie, wsparty agrotechniką i ochroną roślin umożliwia, bowiem dopiero otrzymanie wysokich jego plonów.

Efekty interakcyjne właściwości odmianowych i lat badań, w przeprowadzonych badaniach, stanowiły od 9,1 do 11,7%, zależnie od rozpatrywanej cechy. Współdziałanie tych czynników ze sobą przynosi odmienny efekt, niż każdy z nich osobno. Bombik i in. (2007) wykazali, że zmienność plonu bulw determinowana jest głównie przez efekty interakcyjne lat z badanymi czynnikami i błąd doświadczalny. Wartości te, w ich analizie, wynosiły odpowiednio 44,3% i 34,7% dla plonu bulw. Podobną reakcję odnotowali w przypadku zmienności zawartości suchej masy. Plon suchej masy determinowany był głównie przez efekty interakcyjne lat z badanymi czynnikami (39,9%) oraz błąd doświadczalny (32,2% zmienności całkowitej). W wieloletnich badaniach Sawickiej (1991), z serią 35 odmian, udział współdziałania odmian i lat stanowił dla plonu ogólnego — 26,0%, dla zawartości suchej masy — 25,3%, plonu suchej masy — 27,8% udziału wariancji w wariancji całkowitej (fenotypowej).

Plony ziemniaka w Polsce mogłyby być znacznie wyższe. Przemawiają za tym zarówno wartości plonów potencjalnych ziemniaka wyliczone przez Mazurczyka (1995) na poziomie $740 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$, jak i wysokie plony uzyskiwane w stacjach COBORU (Kamasa 2003, Pszczółkowski 2009). W przeprowadzonych badaniach, w warunkach wschodniej części Polski, potencjalne plony średnio późnych odmian ziemniaka oceniono na $612,0 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$, zaś późnych na $525,9 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$. Przy warunkach wzrostu ziemniaka, występujących w Uhninie, plony aktualne stanowiły 65,0% plonów potencjalnych dla odmian średnio późnych oraz o 77,8% — w przypadku odmian późnych. Zdaniem Mazurczyka (1996) plon potencjalny charakteryzuje potencjał produkcji biomasy danego regionu i zmienia się w poszczególnych latach w wyniku różnic warunków klimatycznych. Ważnym czynnikiem warunkującym w dużej mierze wielkość plonu jest zawartość barwników w liściach, a szczególnie chlorofilu, substancji, dzięki której roślina, przy współudziale energii słonecznej może produkować asymilaty. Według Mazurczyka (1996) istnieje liniowa zależność między ilością energii pochłoniętej przez rośliny ziemniaka a wyprodukowaną z nich suchą masą, gdy wegetacja zdrowych roślin przebiega w warunkach optymalnego zaopatrzenia w wodę i składniki mineralne. Rolnika najbardziej interesuje potencjalna

możliwość wytwarzania ogólnej biomasy roślin, zwłaszcza jej plenność, czyli zdolność wytwarzania masy organów użytkowych lub ta ilość biomasy, która stanowi surowiec użytkowy (Richards, 2000).

Zawartość suchej masy w bulwach ziemniaka decyduje o wartości odżywczej, kulinarnej oraz przydatności do przerobu na uszlachetnione produkty spożywcze (Niederhauser, 1993). W miarę wzrostu i dojrzewania roślin w bulwach zmienia się zawartość suchej masy. Simmonds (1977) wykazał, że wśród europejskich odmian ziemniaka występuje bliski związek między suchą masą a czasem dojrzewania, mianowicie sucha masa wzrasta o 1,15% w każdej z następujących grup wczesności: bardzo wczesne, średnio późne, późne. W przeprowadzonych badaniach różnica między grupami wczesności była wyższa i wynosiła 2,61%. Potencjalne plony suchej masy średnio późnych odmian ziemniaka oceniono na 139,34 dt·ha⁻¹, zaś późnych na 149,93 dt·ha⁻¹. W związku z tym można przypuszczać, że na wielkość plonu suchej masy ziemniaka w znacznym stopniu wpływają również inne czynniki, w tym agrotechniczne i wzrost wrażliwości ziemniaka na niekorzystne warunki pogodowe, które zwiększają wpływ czynnika losowego. Powstające w oparciu o metody statystyczne formuły empiryczne pozwalają na efektywny opis złożonych struktur, jakie reprezentują systemy inżynierii rolniczej. Konieczność prezentacji omawianej klasy zagadnień wynika głównie z faktu występowania losowych zakłóceń, towarzyszących realizacji samego procesu poznawczego.

WNIOSKI

1. Uzyskane, w warunkach wschodniej Polski, plony ziemniaka świadczą o dużych możliwościach potencjalnego plonowania polskich, średnio późnych i późnych odmian ziemniaka.
2. Stosunek plonów aktualnych do potencjalnych na poziomie 0,66 zapewnia już uzyskiwanie dobrych plonów zarówno średnio późnych, jak i późnych odmian ziemniaka.
3. W warunkach wschodniej części Polski potencjalne plony suchej masy średnio późnych odmian ziemniaka mogą być o 25,6% wyższe od plonów rzeczywistych, natomiast w przypadku odmian późnych — o 23,3%.
4. Czynniki genetyczne najsilniej decydował o zmienności fenotypowej zawartości suchej masy, czynniki siedliska determinowały zmienność fenotypową w następującej kolejności: plon bulw > plon suchej masy > zawartość suchej masy. Współdziałanie odmian i lat uprawy oddziaływało najsilniej na plon suchej masy.

LITERATURA

- Bac S., Koźmiński C., Rojek M. 1993. Agrometeorologia. PWN, Warszawa.
- Bombik A., Rymuza, Markowska M., Stankiewicz Cz. 2007. Variability analysis of selected quantitative characteristics in edible potato varieties. *Acta Sci. Pol., Agricultura* 6 (3): 5 — 15.
- Gacek E., Zych J. 2010. Lista opisowa odmian. Rośliny rolnicze cz. 2. Oleiste, okopowe, strączkowe, motylkowe drobnonasienne, trawy. Red. E. Gacek. Wyd. COBORU, Słupia Wielka: 124 ss.

- Goudriaan J., van Laar H. H. 1978. Calculation of daily totals of the gross CO₂ assimilation of leaf canopies. *Neth. J. Agric. Sci.*, 26: 373 — 382.
- Holden N. M., Brereton A. J., Sweeney J., Fealy R. 2003. The predicted change in Irish climate and its impact on barley and potato yields. *Agric. For. Meteorol.* 116: 181 — 196.
- Kalbarczyk R. 2004. Czynniki agrometeorologiczne a plony ziemniaka w różnych rejonach Polski. *Acta Agrophys.*, 4 (2): 339 — 350.
- Kalbarczyk R. 2005. Strefy klimatycznego ryzyka uprawy ziemniaka późnego w Polsce. *Folia Univ. Agric. Stein., Agricultura*, 244 (99): 83 — 90.
- Kamasa J. 2003. Syntezy wyników doświadczeń odmianowych. 1971 — 2003: Ziemniak. COBORU, Słupia Wielka.
- Mackerron D.K.L., Heilbronn T.D. 1985. A method for estimating harvest indices for use in survey of potato crops. *Potato Res.* 28: 279 — 282.
- Mazurczyk W. 1990. Potencjalne i rzeczywiste plony ziemniaka. Cz. I. Metoda określania potencjalnych plonów ziemniaka. Cz. II. Porównanie potencjalnych i rzeczywistych plonów polskich odmian ziemniaka. *Fragm. Agronom.* 2: 18 — 38.
- Mazurczyk W. 1995. Potencjalne i aktualne plony ziemniaka w Polsce. *Biul. Inst. Ziemn.* 45: 7 — 19.
- Mazurczyk W. 1996. Wyznaczanie potencjału produkcji biomasy oraz kwantyfikacja wybranych czynników kształtujących plon ziemniaka. *Fragm. Agronom.* 4: 5 — 39.
- Mazurczyk W., Wierzbicka A., Trawczyński C. 2009. Harvest index of potato crop grown under different nitrogen and water supply. *Acta Sci. Pol., Agricultura* 8 (4): 15 — 21.
- Niederhauser J.S. 1993. International cooperation and the role of potato in feeding the world. *Am. Potato J.*, 70: 385 — 403.
- Pietkiewicz S. 2000. Strategia gromadzenia suchej masy przez rośliny ziemniaka *Solanum tuberosum* L. w ujęciu analizy wzrostu. Wyd. SGGW Warszawa.
- Pszczółkowski P. 2009. Wyniki doświadczeń porejestrowych z odmianami ziemniaka w 2009 r. Wyd. SDOO Cicibór: 18 ss.
- Richards R.A. 2000. Selectable traits to increase crop photosynthesis and field of grain crops. *J. Exp. Bot. Spec.* 51: 447 — 458.
- Sawicka B. 1991. Studia nad zmiennością wybranych cech oraz degeneracją różnych odmian ziemniaka w rejonie białkopodlaskim. Wyd. AR Lublin: 141.
- Silva G. H., Andrew W.T. 1987. Hill to hill variations in tuber field in Alberta. *Am. Potato J.*, 62 (3): 119 — 127.
- Simmonds N. W. 1977. Relations between specific gravity, dry matter content and starch content of potatoes. *Potato Research*, 20 (2): 134 — 140.
- Starck Z. 2003. Transport i dystrybucja substancji pokarmowych w roślinach. Wyd. SGGW Warszawa.
- Styszko L., Kamasa J. 2006. Relacje pomiędzy odpornością odmian ziemniaka na patogeny a plonem skrobi w latach o różnym poziomie plonowania. *Progress in Plant Protection/Postępy w Ochronie Roślin*, 46 (2): 512 — 516.
- Xu J., Vreugdenhil D., van Lammeren A.A.M. 1998. Cell division and cell enlargement during potato tuber formation. *J. Exp. Bot.*, 49: 573 — 582.
- Zaag van der D. E. 1984. Valuable calculation regarding the potato crop. *Int. Agric. Centre. Wageningen*.

BARBARA SAWICKA¹**BARBARA KROCHMAL-MARCZAK**²¹Pracownia Towaroznawstwa Produktów Roślinnych, Uniwersytet Przyrodniczy, Lublin²Zakład Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich, PWSZ, Krosno

Ekologiczny aspekt uprawy ziemniaka w warunkach Pogórza Strzyżowsko- Dynowskiego

Ecological aspects of potato cultivation in Strzyżowsko-Dynowskie Foothills

Analizę oparto o badania polowe, przeprowadzone w latach 2007–2009, w Żyżnowie, w powiecie strzyżowskim na wysokości 387 m n.p.m. Eksperyment założono w układzie zależnym, split-split-plot, w 3 powtórzeniach. Czynnikiem pierwszego rzędu były odmiany: Amerykany, Denar; drugiego rzędu — terminy sadzenia (optymalny, opóźniony), trzeciego rzędu — zabiegi (podkiełkowanie i brak podkiełkowania). Optymalny termin sadzenia przypadał na 17 kwietnia, zaś opóźniony — 2 tygodnie po pierwszym terminie. Materiał nasienny odmiany Denar był w klasie C/A, zaś odmiany Amerykany — był niecertyfikowany. W doświadczeniu stosowano jedynie nawożenie organiczne, w ilości 25 t·ha⁻¹, jesienią. Zabiegi agrotechniczne prowadzono zgodnie z dobrą praktyką rolniczą. Szczególnie niekorzystne dla uprawy ziemniaka, w warunkach Pogórza Strzyżowsko-Dynowskiego, okazało się opóźnienie terminu sadzenia, powodując istotny spadek plonu ogólnego i handlowego; przy czym podkiełkowanie bulw przed sadzeniem łagodziło ten ujemny efekt. Zabieg podkiełkowania przyspieszył wschody o 12 dni, przesuując wegetację na wcześniejszy okres, co pozwoliło na „ucieczkę” przed zarzą ziemniaka, zwiększenie plonu ogólnego i handlowego oraz złagodzenie ujemnego efektu opóźnienia sadzenia. Bardzo stara odmiana Amerykany, uprawiana w warunkach podgórskich, okazała się istotnie plenniejsza i lepiej reagująca na czynniki agrotechniczne od współczesnej odmiany Denar, stąd też zasługuje na większe zainteresowanie i może zwiększyć bioróżnorodność odmian dostępnych dla ekologicznego systemu uprawy.

Słowa kluczowe: odmiany, podkiełkowanie, system ekologiczny, terminy sadzenia, ziemniak

The analysis was based on field research conducted in 2007–2009, in Żyżnów, District Strzyżów at a height of 387 m above the sea level. The experiment was conducted in a subsidiary arrangement, a split-split-plot in three replications. First-order factor was cultivars: Amerykany and Denar, second-order: planting dates (optimal, delayed), the third order: treatments (sprouting and non sprouting). The optimum planting date was April 17, while the delayed one meant 2 weeks after the first date. Seed material comprised of cultivar Denar Class C/A, and the cultivar Amerykany that was non-certified. The experiment used only organic fertilizers, in an amount of 25 t·ha⁻¹, in the autumn. Agrotechnical treatments were conducted in accordance with the good agricultural practice. Delayed planting date proved to be especially detrimental to the cultivation of potato in Strzyżowsko-Dynowskie Foothills, resulting in a significant decrease in total and marketable yield, while the sprouting of tubers before planting neutralized this negative effect. The sprouting accelerated the emergence of plants for 12 days,

moving the vegetation to an earlier period, allowing the "escape" before the potato blight, increased total and marketable yield and mitigating the negative effect of delayed planting. A very old cultivar of Amerykany, grown in the foothills conditions, proved to be significantly more productive and more responsive to agronomic factors than a contemporary cultivar Denar, and therefore deserves greater attention and may increase the biodiversity of cultivars available to organic cultivation system.

Key words: potato, cultivars, planting dates, germination, ecological system

WSTĘP

Duże znaczenie ziemniaka w Polsce, mimo spadkowego trendu, wynika z możliwości wielostronnego wykorzystania bulw tego gatunku. Jest on podstawowym składnikiem codziennego pożywienia, o wysokich walorach odżywczych a jednocześnie niskiej wartości energetycznej. Jego roczne spożycie w Polsce na jednego mieszkańca jest nadal wysokie. Szacuje się, że ogólna konsumpcja ziemniaka, w sezonie 2009/2010, będzie wynosić ok. 119 kg/osobę/rok (Dzwonkowski i in., 2010). Popyt na odmiany jadalne ziemniaka łączy się z rosnącymi wymaganiami konsumentów, co do jakości bulw. Ziemniak przeznaczony do bezpośredniego spożycia lub przetwórstwa spożywczego musi spełniać określone wymagania jakościowe, zapewniające bezpieczeństwo zdrowotne żywności (Chotkowski, 2006). Takie bezpieczeństwo może zapewnić uprawa ziemniaka w systemie ekologicznym. Zdaniem Chotkowskiego (2006), Sawickiej i in. (2007) oraz Goliszewskiego (2010), produkcja ziemniaka w tym systemie jest trudna, ale perspektywiczna i opłacalna. Na tle masowej, krajowej produkcji ziemniak ekologiczny znajduje nabywców. Będzie ich w przyszłości więcej, gdy społeczeństwo będzie bogatsze, jeśli zaufa, że produkt z napisem „ekologiczny” będzie rzeczywiście produktem ekologicznym. Wymaga to jednak od rolnika zmiany mentalności, poddania się procedurze certyfikacji a przede wszystkim przyswojenia sobie wiedzy o rolnictwie ekologicznym, w tym o ekologicznej produkcji ziemniaka. W rolnictwie ekologicznym poszukuje się odmian ziemniaka nie tylko o dobrych cechach jakościowych, ale również o wysokiej odporności na choroby i szkodniki, a zwłaszcza odpornych na *Phytophthora infestans* (Spiert i in., 1996; Chrzanowska, 2002; Sawicka i in., 2007; Zimnoch-Guzowska, 2010). Stosowanie odmian genetycznie odpornych na zarazę ziemniaczaną jest bardzo ważne w rolnictwie ekologicznym, gdyż nie można w nim stosować chemicznej ochrony roślin. Ponieważ w rejonie prowadzonych badań uprawia się nadal starą odmianę Amerykany (Wczesny Różowy), stąd też podjęto badania nad jej przydatnością do uprawy ekologicznej, reakcją na czynniki agrotechniczne i siedliskowe oraz odpornością na zarazę ziemniaczaną i porównano ją ze współczesną odmianą Denar. Nazwa Amerykany, jest prawdopodobnie nazwą regionalną, wywodzącą się od nazw własnych obcych, inne nazwy tej odmiany to: Ameryki, Hameryki, Marykany, Marysie — od nazwy kontynentu, z którego pochodzą (Tomczak, 2001). Jest to odmiana bardzo wczesna, jadalna, o bardzo dobrym smaku, wytworzona w Vermont (USA), o okresie wegetacji ok. 80 dni, bulwach średniej wielkości, owalnych, spłaszczonych, o dość regularnym kształcie, różowej barwie skórki a białej miąższu. W obrocie handlowym istnieje od 1867 roku (Roguski, 1978).

MATERIAŁ I METODY

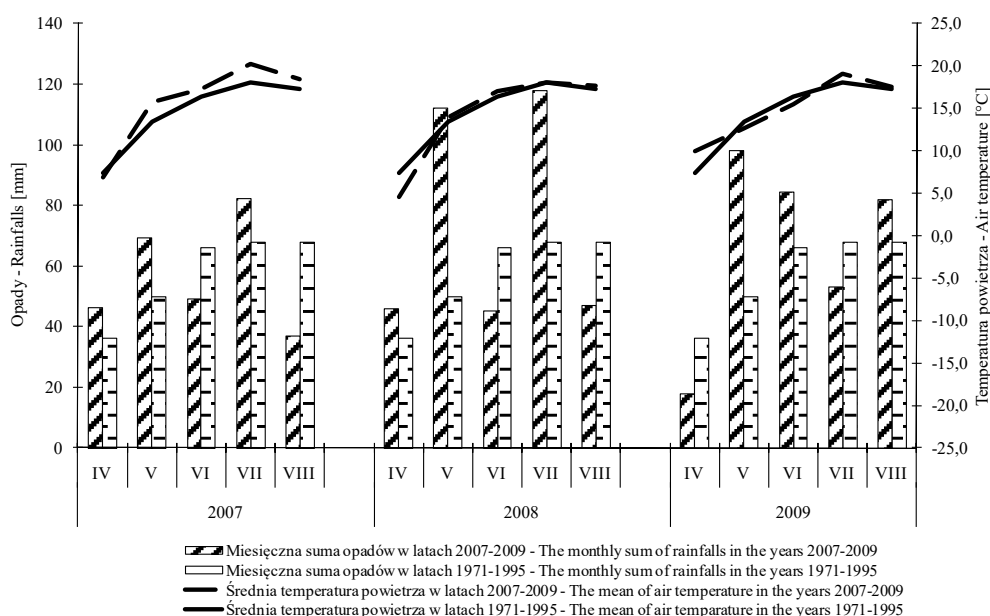
Wyniki badań oparto na doświadczeniu polowym, przeprowadzonym w latach 2007–2009, w miejscowości Żyżnów, w powiecie strzyżowskim na wysokości 387 m n.p.m., na glebie wytworzonej z osadów fliszowych, o składzie mechanicznym gliny średniej pyłastej, klasy bonitacyjnej IVb, kompleksu pszennego wadliwego, o lekko kwaśnym odczynie (6,1 pH w 1n KCl). Zasobność gleby w przyswajalny fosfor była bardzo wysoka (23,4 mg $P_2O_5 \cdot 100 \text{ g}^{-1}$ gleby), w potas — bardzo wysoka (20,3 mg $K_2O \cdot 100 \text{ g}^{-1}$ gleby), w magnez — bardzo wysoka (10,2 mg $Mg \cdot 100 \text{ g}^{-1}$ gleby), a zawartość próchnicy w warstwie ornej wynosiła średnio 1,8%. Eksperyment założono metodą losowanych podbloków, w układzie zależnym, split-split-plot, w 3 powtórzeniach. Czynnikiem I rzędu były odmiany (Amerykany, Denar), II rzędu — terminy sadzenia (optymalny, opóźniony), III rzędu — podkielkowanie.

Zmianowanie na polu doświadczalnym było następujące: ziemniak $\Rightarrow$ jęczmień jary $\Rightarrow$ koniczyna czerwona $\Rightarrow$ pszenica + poplon z gorczycy białej na przyoranie. W doświadczeniu stosowano jedynie nawożenie obornikiem w ilości $25 \text{ t} \cdot \text{ha}^{-1}$, jesienią. Materiał nasienny odmiany Denar stanowiły sadzeniaki w klasie C/A, zaś Amerykany był niecertyfikowany. Materiał sadzeniakowy tej ostatniej był reprodukowany regionalnie, w gospodarstwie ekologicznym w Gliniku Dolnym, w powiecie strzyżowskim, z zachowaniem warunków produkcji nasiennej. Gospodarstwo jest położone w terenie górzystym, o dużym nachyleniu stoków, co przyczynia się do uzyskania zdrowszych niż w innych rejonach Polski sadzeniaków, gdyż na tej wysokości występuje znacznie mniejsza presja infekcyjna mszyc, głównych wektorów chorób wirusowych. Sadzeniaki były wolne od szkodników oraz chorób pochodzenia bakteryjnego i grzybowego. Bulwy przeznaczone do podkielkowania umieszczano na 5 tygodni przed planowanym terminem sadzenia w niskich, ażurowych skrzynkach z tworzywa sztucznego, które układano w pionowe słupki. W czasie podkielkowania stosowano oświetlenie mieszane (sztuczne + naturalne) przez 12 godzin na dobę i dwukrotnie przestawiono skrzynki z sadzeniakami w celu doświetlenia bulw w skrzynkach, będących w dolnej partii. Wilgotność pomieszczeń, w których odbywało się podkielkowanie wynosiła ok. 85%. Optymalny termin sadzenia przypadał na 17 kwietnia, zaś opóźniony — 2 tygodnie po pierwszym terminie. Sadzeniaki wysadzano ręcznie w rozstawie $67,5 \times 33 \text{ cm}$. Wielkość poletek do zbioru wynosiła $22,5 \text{ m}^2$. Zachwaszczenie regulowano przy pomocy metod pośrednich (odpowiednie zmianowanie, właściwy dobór odmian, nawożenie zgodne z zasadami rolnictwa ekologicznego) i bezpośrednich: mechaniczne (bronowanie broną chwastownik do wschodów i 2-krotne obredlanie) i ręczne odchwaszczanie. Nie stosowano ochrony przed zarzą ziemniaka, zaś ochrona przed stonką ziemniaczaną ograniczała się do 2-krotnego opryskiwania preparatem Novodor 02 SC — $2,5 \text{ dm}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ (2 zabiegi). W okresie wegetacji prowadzono obserwację faz rozwojowych i zarazy ziemniaka. Zbiór przeprowadzano w okresie technicznej dojrzałości bulw, kopaczką elewatorową. W czasie zbioru określano ogólny plon bulw oraz pobrano próbki spod 10 krzaków do oznaczeń struktury plonu. Strukturę plonu określono wg frakcji: <3, 3–4, 4–5, 5–6 i >6 cm. Jako handlowe traktowano bulwy o średnicy >4 cm. Wyniki badań poddano obliczeniom statystycznym

za pomocą analizy wariancji. Istotność źródeł zmienności testowano testem „F” Fischera-Snedecora, a istotność różnic testem Tukeya. W czasie wegetacji roślin wykonywano ocenę zainfekowania naci roślin przez *Phytophthora infestans* w polu od momentu pojawienia się pierwszych objawów choroby, co 10 dni, wg skali 9°. Wyniki porażenia naci zaraza ziemniaka opracowano statystycznie za pomocą rachunku regresji liniowej. Porażenie wyrażano w wartościach logarytmicznych odpowiadających stopniom skali 9°, korzystając ze wzoru:

$$y = \log e \frac{x}{1-x}$$

gdzie x — wartości wyrażone w % lub setnych częściach jednośc. Pozwalają one wyrazić procentowe zniszczenie powierzchni liści w formie linii prostej. Tempo szerzenia się *Phytophthora infestans* traktowano, jako jednostkowy przyrost porażenia w czasie. Do obliczeń daty obserwacji kodowano przyjmując pierwszą za „0”, drugą za „10”, trzecią za „20”, itd.



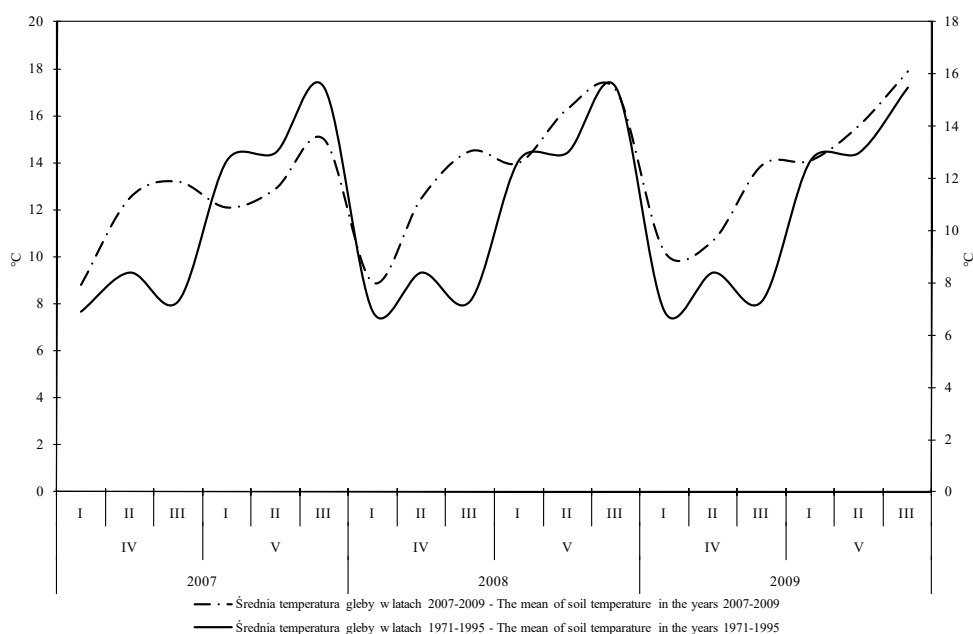
Rys. 1. Opady i temperatura powietrza w okresie wegetacji ziemniaka wg stacji meteorologicznej IMGW w Dukli

Fig. 1. Rainfalls and air temperature during the potato growing period of potatoes according to the meteorological station of IMGW in Dukla

Klimat Pogórza Strzyżowsko-Dynowskiego należy do typu klimatów podgórskich i górskich, jest umiarkowanie ciepły, z przewagą wpływów oceanicznych. Długość okresu wegetacyjnego, w tym regionie, trwa 217 dni i zaczyna się już 28 marca. Negatywny

wpływ na wzrost i rozwój roślin mają tutaj przymrozki, występujące na przełomie kwietnia i maja. Średnioroczne sumy opadów wahają się od 700 do 1000 mm. Cechą charakterystyczną tego terenu jest wzrost opadów w okresie od kwietnia do maja, kiedy osiągają maksymalne sumy oraz wiatry typu fenowego, bardzo silnie wiejące z południa, podnoszące temperaturę powietrza i spadek wilgotności powietrza (Markowicz, 1992). Przebieg opadów i temperatur powietrza w okresie wegetacji ziemniaka był zróżnicowany w latach badań. Rok 2007 był ciepły, o nadmiernych opadach w kwietniu, maju i lipcu, ale znacznym ich niedoborze w sierpniu. W 2008 roku znaczny nadmiar opadów obserwowano w maju i lipcu, zaś w 2009 roku — w maju, czerwcu i sierpniu, co miało wpływ na rozwój chorób grzybowych, w tym zarazy ziemniaka (rys. 1).

Temperatura gleby, w okresie sadzenia (połowa kwietnia — termin optymalny) i początek maja (opóźniony termin sadzenia) odbiegała in plus od normy z wielolecia, we wszystkich latach badań, zaś temperatura gleby w maju tylko w 2007 roku była niższa, a w pozostałych latach wyższa od normy wieloletniej (rys. 2).

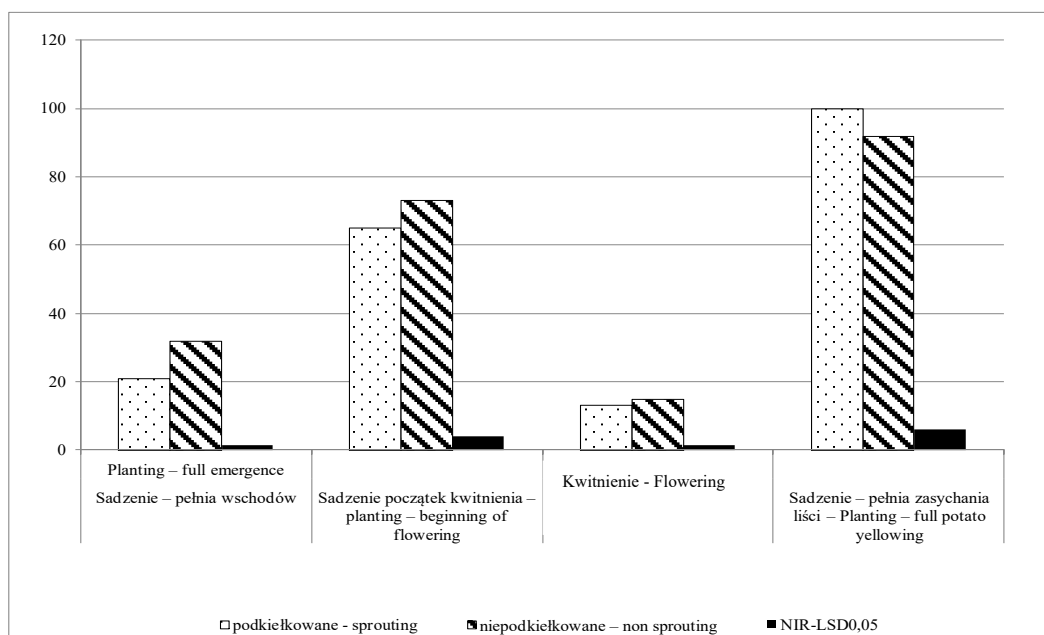


Rys. 2. Temperatura gleby na głębokości 5 cm w okresie kwiecień-maj wg stacji meteorologicznej IMGW w Dukli

Fig. 2. The soil temperature at a depth of 5 cm in the period April-May according to the meteorological station in Dukla IMGW

WYNIKI BADAŃ

Czynniki eksperymentu wywarły istotny wpływ na długość analizowanych faz rozwojowych ziemniaka. Dzięki procesowi jarowizacji zostały przyspieszone wschody ziemniaka, średnio o 12 dni, a zależnie od odmiany o 10–14 dni. Zabieg podkielkowania skracał też istotnie fazę od sadzenia do początku kwitnienia, okres kwitnienia, a wydłużał czas od sadzenia do pełni zasychania roślin (rys. 3).



Rys. 3. Przyspieszenie faz rozwojowych roślin pod wpływem podkielkowania sadzeniaków
Fig. 3. Acceleration of physiological plant phases influenced by presprouting

Pierwsze symptomy *Phytophthora infestans* obserwowano po upływie 67–78 dni od sadzenia w zależności od roku badań i 70–74 dni — w zależności od odmiany (tab. 1).

Tabela 1

Terminy pierwszych plam zarazowych
Dates of first late blight necroses

Odmiany Cultivars	Lata Years		
	2007	2008	2009
Amerykany	19.06	22.06	04.07
Denar	25.06	26.06	07.07

Spośród badanych odmian szybsze tempo szerzenia się tego patogena miała odmiana Amerykany, niż Denar (rys. 4–5). Stosowanie podkielkowania zmniejszyło wartość

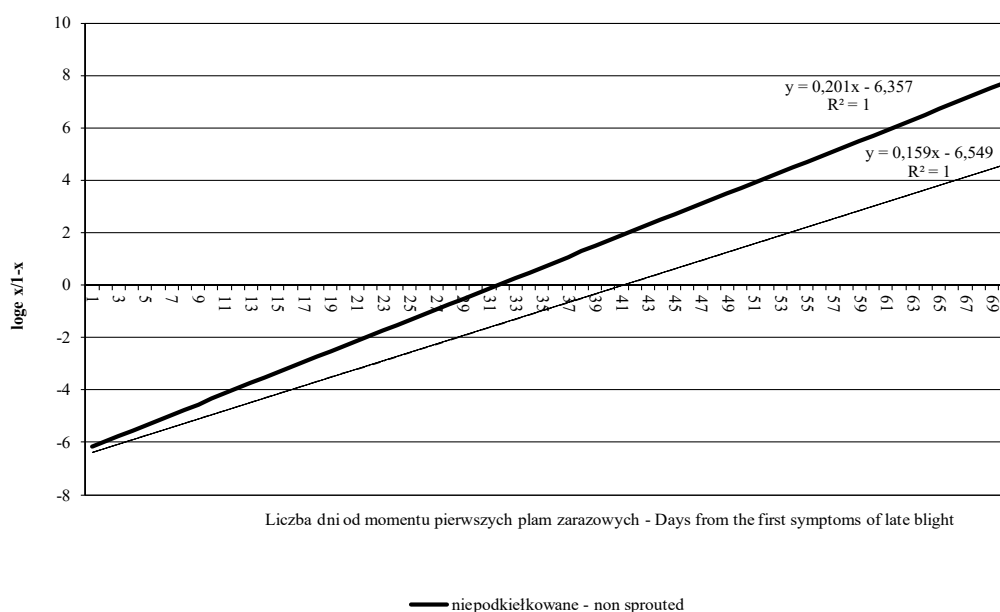
współczynnika tempa szerzenia się zarazy z 0,198 do 0,136 (tab. 2). Dzięki temu nastąpiło przedłużenie momentu porażenia 50% powierzchni blaszek liściowych przeciętnie o 12 dni. Stosowanie podkielkowania w przypadku odmiany Amerykany przedłużyło moment zniszczenia 50% powierzchni blaszek liściowych o ok. 10 dni (rys. 4); w przypadku odmiany Denar — o 14 dni (rys. 5).

Czynnik genetyczny różnicował istotnie plon ogólny bulw. Odmiana Amerykany okazała się bardziej plenną i stabilną w plonowaniu niż współczesna odmiana Denar, z tej samej grupy wczesności (tab. 3).

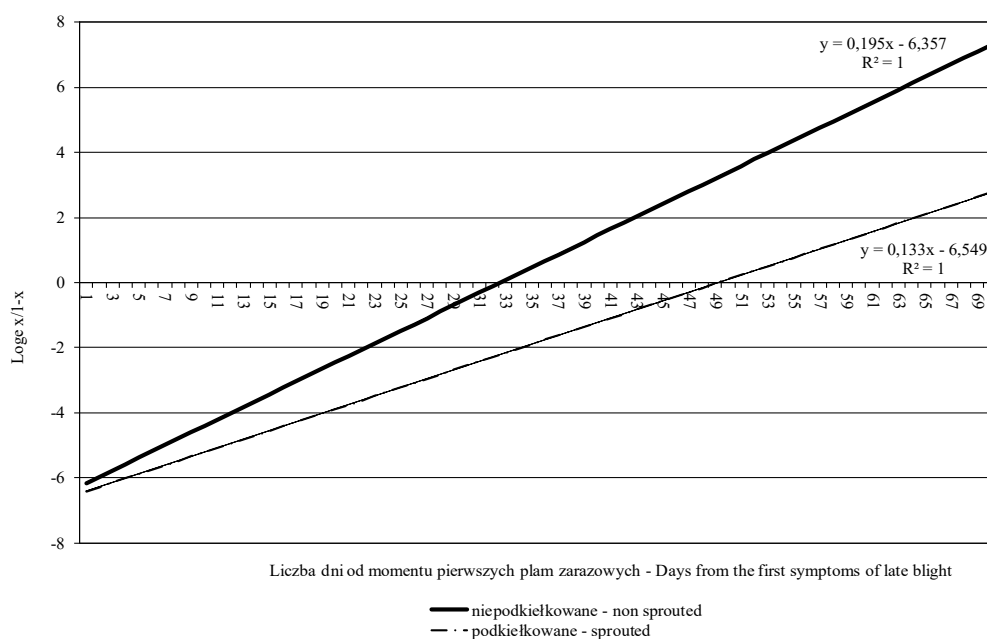
Tabela 2

Współczynniki tempa szerzenia się zarazy ziemniaka
Coefficients of the late blight disease progress

Odmiany Cultivars	Odporność na zarazę w skali 9° Resistance to <i>Ph. infestans</i> in 9° scale	Współczynniki tempa szerzenia się zarazy Coefficients of the late blight disease progress		
		niepodkielkowane non sprouted	podkielkowane sprouted	średnio mean
Amerykany	2	0,201	0,159	0,180
Denar	4	0,195	0,113	0,154
Średnia Mean		0,198	0,136	0,167



Rys. 4. Tempo szerzenia się *Phytophthora infestans* na odmianie Amerykany w zależności od podkielkowania sadzeniaków
Fig. 4. The disease progress of *Phytophthora infestans* on the cultivar Amerykany, depending on sprouting of the seed potato



Rys. 5. Tempo szerzenia się *Phytophthora infestans* na odmianie Denar w zależności od podkiełkowania sadzeniaków

Fig. 5. The disease progress of *Phytophthora infestans* on the cultivar Denar, depending on sprouting of the seed potato

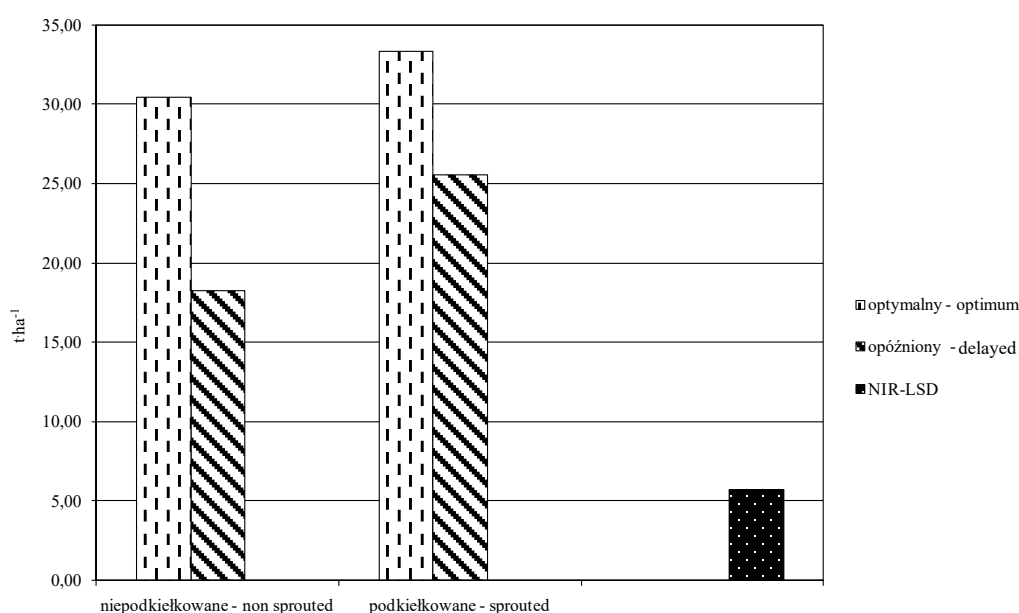
Tabela 3

Wpływ odmian, terminu sadzenia, podkiełkowania i lat na plon ogólny, udział i plon bulw handlowych ziemniaka

The influence of cultivars, time of planting, sprouting and years on the total yield, the share of commercial tubers and commercial yield of potato

Czynniki eksperymentu Experimental factors		Plon ogólny bulw Total yield of tubers (t·ha ⁻¹)	Udział bulw handlowych (%) Share of commercial tubers (%)	Plon handlowy bulw Commercial yield (t·ha ⁻¹)
Odmiany Cultivars	Amerykany	28,78	56,37	16,22
	Denar	25,00	47,11	11,78
	NIR — LSD _{0,05}	1,40	2,68	0,73
Terminy sadzenia Date of planting	optimalny — optimal	31,89	58,72	18,73
	opóźniony — delayed	21,89	44,76	9,80
	NIR — LSD _{0,05}	1,40	2,68	0,73
Zabiegi Treatments	podkiełkowane — sprouting	29,44	50,38	14,83
	niepodkiełkowane — non sprouting	24,33	53,10	12,92
	NIR — LSD _{0,05}	1,40	2,68	0,73
Lata Years	2007	21,17	49,60	10,50
	2008	29,18	54,54	15,91
	2009	30,33	51,09	15,50
	NIR — LSD _{0,05}	2,10	4,02	1,10
Średnia Mean		26,89	51,74	14,00

Szczególnie niekorzystne dla plonu ziemniaka okazało się jednak opóźnienie terminu sadzenia. Obniżka plonu ogólnego, spowodowana opóźnieniem terminu sadzenia o 2 tygodnie wynosiła średnio, dla obu odmian, 45,7%, a zależnie od odmiany o 39,8% u odmiany Amerykany do 53,5% — w przypadku odmiany Denar. Proces jarowizacji łagodził skutki opóźnienia terminu sadzenia, przy optymalnym jego terminie wywoływał zwiększenie plonu o około 9,5%, a w terminie opóźnionym — o 40,2% (rys. 6). Warunki siedliskowe w latach badań również różnicowały plon ogólny bulw. Najniższy plon uzyskano w 2007 roku, o najniższych opadach w okresie wegetacji, najwyższy zaś – w 2009, wilgotnym roku, przy czym plony w tymże roku nie różniły się istotnie od wartości uzyskanych w roku poprzednim (tab. 3). Badane odmiany ziemniaka odznaczały się zróżnicowaną reakcją na podkielkowanie i terminy sadzenia (rys. 6). Większy efekt wczesnego terminu sadzenia, jak i podkielkowania, obserwowano u odmiany Amerykany niż Denar.



Rys. 6. Wpływ terminów sadzenia i podkielkowania na plon ogólny bulw
Fig. 6. Influence of the date of planting and sprouting on the total field of tubers

W plonie bulw największy udział miały bulwy małe i średnie, najmniejszy zaś – bulwy największe, o średnicy >6 cm (tab. 4). Odmiana Denar, w porównaniu z odmianą Amerykany, charakteryzowała się znacząco większym udziałem bulw najmniejszych w plonie, o średnicy <3 cm, ale za to mniejszą partycypacją bulw o kalibrze: 3–4, 4–5, 5–6 i >6 cm. Opóźnienie terminu sadzenia niekorzystnie rzutowało na strukturę plonu powodując spadek udziału bulw o kalibrze 5–6 cm oraz >6 cm w plonie, jednocześnie zwiększając partycypację bulw małych i średnich. Proces jarowizacji przyczyniał się do

wzrostu udziału w plonie, zarówno bulw, o rozmiarach 3–4 cm, jak i tych o największym kalibrze (>6 cm), zaś zmniejszył udział bulw o średnicy 4–5 i 5–6 cm. Warunki siedliskowe modyfikowały również strukturę masy bulw w plonie. Najkorzystniejszą strukturę, wyrażającą się najwyższym udziałem masy bulw o średnicy 5–6 i >6 cm średnicy, uzyskano w 2008 roku, najmniej korzystną zaś w 2007, najsuchszym roku.

Tabela 4

Wpływ odmian, terminu sadzenia, podkielkowania i lat na udział bulw o średnicy <3, 3-4, 4-5, 5-6, >6 cm w plonie ogólnym
Effect of cultivars, date of planting, sprouting and years on the share of tubers with a diameter of <3, 3-4, 4-5, 5-6, >6 cm in the total yield

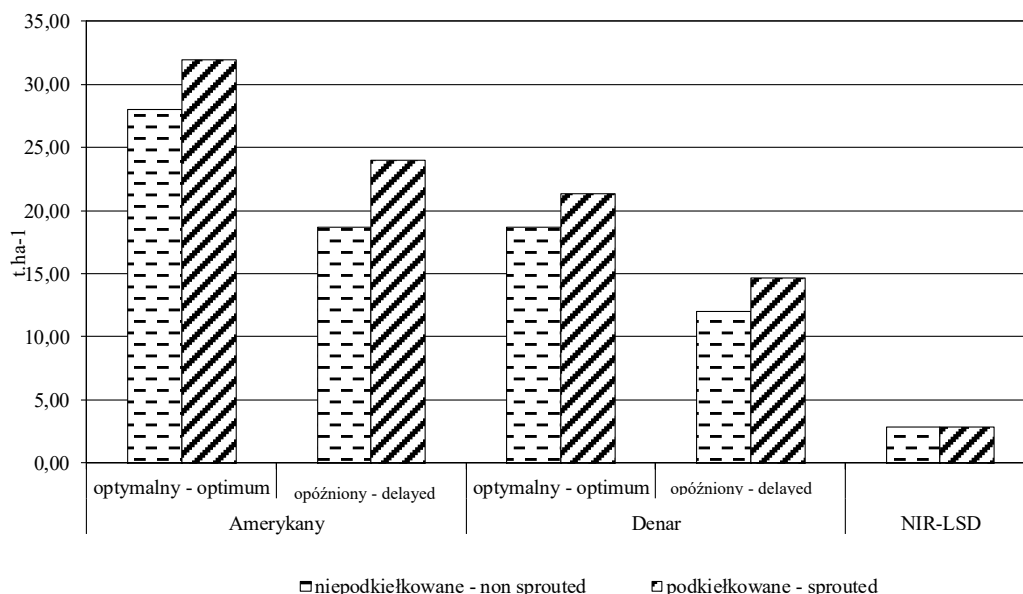
Czynniki eksperymentu Experimental factors		Średnica bulw Tubers diameter (cm)				
		<3	3-4	4-5	5-6	>6
Odmiany Cultivars	Amerykany	18,92	24,71	24,13	19,11	13,13
	Denar	29,56	23,33	21,33	14,67	11,11
	NIR — LSD _{0,05}	1,22	1,23	1,16	0,87	0,62
Terminy sadzenia Date of planting	optymalny — optimal	21,25	20,03	21,95	20,91	15,85
	opóźniony — delayed	27,23	28,01	23,51	12,87	8,38
	NIR — LSD _{0,05}	1,22	1,23	1,16	0,87	0,62
Zabiegi Treatments	Podkielkowane — sprouting	24,34	25,28	22,26	14,15	13,97
	Niepodkielkowane — non sprouting	24,14	22,76	23,20	19,63	10,27
	NIR — LSD _{0,05}	n*	1,23	1,16	0,87	0,62
Lata Years	2007	23,23	27,17	24,41	16,54	8,65
	2008	24,20	21,26	22,34	18,66	13,54
	2009	25,28	23,63	21,43	15,48	14,18
	NIR — LSD _{0,05}	1,83	1,85	1,74	1,31	0,93
Średnia Mean		24,24	24,02	22,73	16,89	12,12

* Nieistotne przy poziomie $\alpha \leq 0,05$

* Not significant at $\alpha \leq 0.05$

Przeciętnie w masie plonu bulwy handlowe stanowiły 51,7% (tab. 3). Odmiana Amerykany odznaczała się wyższym udziałem bulw handlowych niż odmiana Denar o 19,7%. Optymalny termin sadzenia zwiększył przeciętnie ich udział o 31,2%, zaś podkielkowanie bulw przed sadzeniem obniżyło istotnie partycypację tej frakcji bulw o ok. 5,1%. Niższe opady w 2007 roku przyczyniły się do mniejszego wytworzenia bulw o frakcji handlowej, zaś wzrost opadów, zwłaszcza w okresie okołotuberyzacyjnym w 2008 roku, przyczyniły się do istotnego zwiększenia udziału tej frakcji bulw.

Plon handlowy jest wypadkową plonu ogólnego i udziału w nim bulw handlowych a na jego kształtowanie wywarły wpływ wszystkie czynniki eksperymentu (tab. 3). Odmiana Amerykany wykształciła wyższy o ok. 37,8% plon handlowy bulw niż Denar. Optymalny termin sadzenia gwarantował o 91,1% wyższy plon niż sadzenie w terminie opóźnionym. Mniejszy, aczkolwiek istotny efekt, w postaci zwwyżki plonu handlowego o 14,8%, przyniosło zastosowanie podkielkowania sadzeniaków. Najwyższy plon handlowy uzyskano w 2008 roku; przy czym plon otrzymany w 2009 roku nie różnił się istotnie od tego w poprzednim roku.



Rys. 7. Wpływ odmian, terminów sadzenia i podkielkowania na plon ogólny bulw
Fig. 7. Effect of cultivar, dates of planting and sprouting on total yield of tubers

DYSKUSJA

Rykaczewska (2002) oraz Sawicka i Pszczółkowski (2004) wykazali, że odmiana jest głównym czynnikiem decydującym o wielkości plonu bulw ziemniaka. Odmiana Amerykany, która od około 100 lat utrzymuje się w uprawie na Podkarpaciu, a zwłaszcza na Pogórzu Strzyżowsko-Dynowskim, okazała się bardziej plenną i stabilną w plonowaniu niż współczesna odmiana Denar, z tej samej grupy wczesności, toteż zasługuje na większe zainteresowanie i może zwiększyć bioróżnorodność odmian dostępnych dla ekologicznego systemu uprawy. Dzięki korzystaniu z PROW 2007-2013 będzie możliwe objęcie dofinansowaniem lokalnych, starych gatunków i odmian roślin uprawnych i powrót ich do uprawy (Twardy, 2008). Zachowanie istniejących, starych odmian ułatwi rolnikom podjęcie decyzji o uprawie ekologicznej ziemniaka. Z kolei określenie zasobów lokalnych, starych odmian pozwoli na utworzenie rezerwuaru genetycznego poprzez stworzenie odmian zebranych lokalnie oraz utworzenie archiwum klonów starych odmian (Zimnoch-Guzowska, 2010). Działania te w efekcie pozwolą na podniesienie wiedzy mieszkańców regionu, w zakresie znaczenia starych odmian i zachowania ich w kontekście roli przyrodniczej i zdrowotnej.

Optymalny termin sadzenia ziemniaka jest bardzo ważny, ponieważ umożliwia głębsze ukorzenienie się roślin i pozwala na lepsze wykorzystanie zimowych zapasów wody oraz składników mineralnych z gleby, ponadto przesuną wegetację na korzystniejszy okres

dłuższych dni i zmniejsza szkody powodowane przez zarazę ziemniaka. Najlepszym terminem sadzenia ziemniaka dla rejonów podgórskich jest III dekada kwietnia. Jabłoński (2009) udowodnił, że opóźnienie sadzenia o 2 tygodnie, w stosunku do terminu optymalnego, w zależności odmiany, obniża plon o 5–7%. W przeprowadzonych badaniach obniżka plonu ogólnego, spowodowana opóźnieniem terminu sadzenia o 2 tygodnie, była znacznie wyższa i wynosiła średnio 45,7%. Odmianą, która mniej drastycznie reagowała na opóźnienie sadzenia okazała się Amerykany. Opóźnienie terminu sadzenia było bardzo niekorzystne, nie tylko z powodu obniżenia plonu, ale również ze względu na pogorszenie jego struktury, a dokładniej – zdrobnienia bulw. Jabłoński (2009) dowiódł, że pod wpływem opóźnienia terminu sadzenia, następuje również obniżka zawartości suchej masy, skrobi oraz zwiększona ilość uszkodzeń mechanicznych bulw podczas zbioru, transportu i sortowania, co wyraźnie pogarsza ich trwałość podczas przechowywania.

Proces jarowizacji przyspieszył wschody ziemniaka, średnio o 12 dni. Podobne wyniki uzyskali Sawicka i Skalski (1992), Bernat i Jabłoński (2000), Szutkowska i Wierzejska-Bujakowska (2000), gdzie podkielkowanie przyspieszało wschody od kilku do kilkunastu dni. Dzięki podkielkowaniu sadzeniaków tempo szerzenia się *Phytophthora infestans* było w tych obiektach wolniejsze, a porażenie 50% powierzchni blaszki liściowych nastąpiło o 10–15 dni później, zależnie od odmiany. Podobne wyniki uzyskał Croxall i Smith (1976), Sawicka (1993) oraz Sawicka i Kapsa (2001). Zdaniem Zarzyńskiej i Goliszewskiego (2005) podkielkowanie sadzeniaków powoduje przyspieszenie wschodów o 1–2 tygodnie, w zależności od stanu fizjologicznego sadzeniaków i pogody od momentu sadzenia do wschodów, co sprzyja tzw. „ucieczce przed zarazą”, a w związku z tym następuje przesunięcie wegetacji na okres lepszego nasłonecznienia (zwiększenie wydajności fotosyntezy i większe przyrosty plonu), lepszy rozwój systemu korzeniowego, a tym samym lepsze wykorzystanie wody i składników pokarmowych, zwiększenie odporności roślin na porażenie przez wirusy, przyspieszenie zbioru na okres wyższych temperatur, co wpływa na zmniejszenie uszkodzeń mechanicznych i lepszą trwałość przechowalniczą bulw. Prośba-Białczyk (1988), Sawicka (1989) oraz Sawicka i Skalski (1992) dowiedli, że sadzenie bulw podkielkowanych wpływa na zwiększenie plonu ogólnego bulw. W przeprowadzonych badaniach plon w obiektach podkielkowanych był wyższy o 5,1 t · ha⁻¹, co stanowiło 21% plonu. Zdaniem Rudkiewicz (2006) podkielkowanie sadzeniaków umożliwia wytworzenie wystarczająco wysokiego plonu zanim zaraza ziemniaka się rozwinie. Podkielkowanie sadzeniaków ma również istotny wpływ na zmniejszenie pierwotnych źródeł infekcji w roku następnym. W opinii Prośby-Białczyk (1988), Sawickiej i Skalskiego (1992), Szutkowskiej i Wierzejskiej (2000), Bernata i Jabłońskiego (2002) ważny jest nie tylko sam zabieg podkielkowania, ale również jego długość, która może wpływać na wzrost plonu ogólnego, skrobi, liczby bulw pod krzakiem, suchej masy i białka. Efekt ten jest silniejszy przy wcześniejszych zbiorach, dlatego Wróbel (2006) zaleca podkielkowanie bulw szczególnie wtedy, gdy przewiduje się zabieg wcześniejszego niszczenia naci. W niniejszej pracy podkielkowanie przyczyniło się również do zmiany struktury plonu, poprzez wzrost udziału bulw frakcji sadzeniakowej

oraz bulw dużych, o średnicy powyżej 6 cm, co potwierdzają wyniki badań Prośby-Białczyk (1988), Sawickiej i Skalskiego (1992), Szutkowskiej i Wierzejskiej-Bujakowskiej (2000), oraz Wróbla (2006).

Z badań Chotkowskiego (2006) wynika, że udział ziemniaka w strukturze zasiewów gospodarstw ekologicznych wynosi ok. 4,8%, a więc mniej niż średnio w rolnictwie. Zatem mimo istotnej roli w systemach rolnictwa zrównoważonego, produkcja ziemniaka w gospodarstwach ekologicznych ulega niewielkiemu ograniczeniu. Przyczyną tego stanu są trudności w zwalczaniu stonki ziemniaczanej oraz chorób, głównie zarazy ziemniaka. Z uwagi na to ziemniak jest gatunkiem trudnym do uprawy w rolnictwie ekologicznym (Chotkowski, 2006; Sawicka i in., 2007; Zarzyńska i Goliszewski, 2007; Goliszewski, 2010). Krajowa hodowla ziemniaka charakteryzuje się wprawdzie znaczącymi osiągnięciami w zakresie odporności na choroby (Chrzanowska, 2002; Zimnoch-Guzowska, 2010), jednak podobnie jak zagraniczne hodowle (Spieth i in., 1996) nie dysponuje dobrymi odmianami jadalnymi, odpornymi na wirusy, mącznika czy zarzę ziemniaka. Stąd też uzyskanie dobrych efektów w przypadku starej, uprawianej w tym regionie od ponad 100 lat odmiany Amerykany, w zakresie: stabilności plonowania, jak też reakcji na niekorzystne warunki, jak np. opóźnienie terminu sadzenia, wskazuje na jej dużą przydatność do uprawy w systemie ekologicznym. Odmianę tę można odnowić poprzez techniki mikrorozmnażania *in vitro*. Ponieważ jednak są one drogie, wskazane byłoby skorzystanie ze środków pomocowych z UE (PROW 2007–2013). Zatem, zarówno elementy postępu biologicznego, jak i prawidłowego doboru odmian w systemie produkcji ekologicznej odgrywają i będą nadal odgrywać znaczącą rolę.

WNIOSKI

1. Uprawiana na Podkarpaciu, w warunkach podgórskich, stara odmiana Amerykany okazała się istotnie plenniejsza i lepiej reagująca na czynniki agrotechniczne od współczesnej odmiany Denar, stąd też zasługuje na większe zainteresowanie i może zwiększyć bioróżnorodność odmian dostępnych dla ekologicznego systemu uprawy, a dzięki PROW 2007-2013 – jest możliwe objęcie jej dofinansowaniem i odnowienie tej odmiany metodą mikrorozmnażania.
2. Szczególnie niekorzystne dla uprawy ziemniaka, w warunkach Pogórza Strzyżowsko-Dynowskiego, okazało się opóźnienie terminu sadzenia, powodując istotny spadek plonu ogólnego i handlowego bulw.
3. Zabieg podkielkowania okazał się niezbędnym elementem uprawy, gdyż przyspieszył wschody o 12 dni, przesuwając wegetację na wcześniejszy okres, co pozwoliło na „ucieczkę” roślin przed zarzą ziemniaka oraz wzrost plonu ogólnego i handlowego odpowiednio o 21 i 14,8% oraz złagodzenie ujemnego efektu opóźnienia sadzenia.

LITERATURA

Bernat E., Jabłoński K. 2000. Wpływ podkielkowania i nawożenia azotowego na plon handlowy odmian wczesnych Bila i Sumak. Biul. IHAR 213: 99 — 107.

- Chotkowski J. 2006. Rozwój produkcji i rynku żywności ekologicznej na przykładzie ziemniaków. Zesz. Nauk. AR we Wrocławiu, Rolnictwo 87 (540): 119 — 124.
- Chrzanowska M. 2002. Wykorzystanie odporności odmian na choroby w ekologicznej uprawie ziemniaka. Zesz. Probl. Post. Nauk. Rol. 489: 21 — 32.
- Croxall M. E., Smith L. P. 1976. The epidemiology of potato blight in the East Midlands. Ann. Biol. 82: 451 — 466.
- Dzwonkowski W., Szczepaniak I., Zalewski A., Chotkowski J., Rembeza J., Lewandowski R. 2010. Rynek ziemniaka. Stan i perspektywy. W: Analizy rynkowe. 36 (1). Wyd. IERiGŻ, ARR, MRiRW, Warszawa.
- Goliszewski W. 2010. Rozwój badań nad ekologiczną uprawą ziemniaka. Ogólnopolska Konf. Nauk. nt.: Tradycja i nowoczesność w produkcji ziemniaka. Jadwisin, 7 — 9 lipca: 16.
- Jabłoński K. 2009. Nowe elementy w technice i technologii produkcji ziemniaków. Cz. I. Uprawa gleby, nawożenie i sadzenie. Technika Rolnicza Ogrodnicza i Leśna 4: 1 — 4.
- Markowicz K. M. 1992. Klimat Strzyżowa. http://www.igf.fuw.edu.pl/meteo/stacja/klimat/klimat_Strzyzowa.pdf.
- Prośba-Białczyk U. 1988. Wpływ podkielkowania sadzeniaków, obsady roślin i terminów zbioru ziemniaka na jakość plonu bulw. Rocz. Nauk Rol. A 107 (2): 119 — 129.
- Roguski K. 1978. Atlas odmian ziemniaka. PWRiL, Warszawa.
- Rudkiewicz F. 2006. Zaraza ziemniaka. Wyd. IHAR Oddz. Jadwisin: 84 ss.
- Rykaczewska K. 2002. Rola wieku fizjologicznego bulw matecznych w kształtowaniu architektury łanu i plonu ziemniaka. Cz. II. Wpływ na plon i jego strukturę. Biul. IHAR, 223/224: 281 — 299.
- Sawicka B. 1989. Wpływ niektórych czynników siedliskowych i agrotechnicznych na kształtowanie się plonu ziemniaków. Rocz. Nauk Roln. A-108 (2): 28 — 42.
- Sawicka B., Skalski J. 1992. Wpływ niektórych zabiegów agrotechnicznych na plonowanie kilku odmian ziemniaka. Rocz. Nauk Roln. A 109 (3): 143 — 152.
- Sawicka B. 1993. Zmienność pojawu i szerzenia się zarazy ziemniaka (*Phytophthora infestans* (Mont.) de Bary w warunkach ochrony plantacji i nawożenia azotem. Biul. Inst. Ziemn. 43: 113 — 122.
- Sawicka B., Pszczółkowski P. 2004. Fenotypowa zmienność struktury plonu odmian ziemniaka w warunkach środkowo-wschodniej Polski. Biul. IHAR 232: 53 — 66.
- Sawicka B., Barbaś P., Kuś J. 2007. Variability of potato yield and its structure in organic and integrated crop production systems, EJPAU 10(1), #02. Online: <http://www.ejpau.media.pl/volume10/issue1/art-02.html>
- Spiert J., Haverkart A., Vereijken P. 1996. Environmentally safe and consumer-friendly potato production in the Netherlands. 1. Development of ecologically sound production systems. Potato Res. 39: 371 — 378.
- Szutkowska M., Wierzejska-Bujakowska A. 2000. Rola prawidłowego przygotowania sadzeniaków i nawożenia azotem, jako podstawowe elementy w produkcji ziemniaków na bardzo wczesny zbiór. Biul. IHAR 213: 75 — 85.
- Twardy S. 2008. Znaczenie gospodarstw ekologicznych oraz formy ich wsparcia w ramach PROW 2007–2013. Wieś Jutra 10: 15 — 17.
- Tomczak L. 2001. Ludowe nazwy ziemniaków i ich odmian. Acta Universitatis Wratislaviensis 2282 (16): 123 — 129.
- Wróbel S. 2006. Wpływ podkielkowania sadzeniaków na plon oraz porażenie bulw ospowością i parchem zwykłym. Acta Sci. Pol., Agricultura 5 (1): 93 — 94.
- Zarzyńska K., Goliszewski W. 2005. Influence of seed potato tubers preparation on plants development and yield of potatoes growing in organic production system on different types of soil. Journal of Research and Applications in Agricultural Engineering 52 (4): 104 — 107.
- Zimnoch-Guzowska E. 2010. Nowe osiągnięcia w hodowli ziemniaka. Mat. VI Konf. Nauk.: Ziemniak spożywczy i przemysłowy oraz jego przetwarzanie: „Ziemniak jako czynnik środowiska rolniczego i surowiec żywnościowy”. Szklarska Poręba, 10–13.05: 5 — 8.

KRYSTYNA ZARZYŃSKAInstytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — PIB, Oddział Jadwisin
Zakład Agronomii Ziemniaka

Rola wybranych czynników agrotechnicznych w kształtowaniu jakości handlowej ziemniaków uprawianych w systemie ekologicznym

The influence of some agrotechnical factors on marketable quality of potato grown under organic farming system

W latach 2008–2009 przeprowadzono badania dotyczące wpływu kilku czynników, tj: miejsca uprawy (jakości gleby), nawadniania, przygotowania sadzeń i stosowania efektywnych mikroorganizmów na jakość handlową bulw ziemniaków uprawianych w systemie ekologicznym. Przebadano 8 odmian należących do różnych grup wczesności. Stwierdzono, że największy wpływ na występowanie w plonie wad zewnętrznych i wewnętrznych miał czynnik odmianowy. Miejsce uprawy (jakość gleby) wpłynęło na występowanie parcha zwykłego, ospowatości i deformacji bulw. Nawadnianie ograniczało występowanie parcha zwykłego, deformacji i rdzawej plamistości miąższu. Najmniejszy wpływ na jakość handlową bulw miało podkiełkowanie sadzeń i efektywne mikroorganizmy.

Słowa kluczowe: efektywne mikroorganizmy, gleba, jakość, nawadnianie, podkiełkowanie, system ekologiczny, ziemniak

The investigation, carried out in the years 2008–2009, aimed an assessment of effects of four factors: place of growing, irrigation, presprouting of seed potatoes and use of effective microorganisms on marketable quality of potatoes grown under organic farming system. Eight cultivars, representing different earliness groups, were tested. Genotype had the largest influence on occurrence of external and internal tuber disorders. The place of growing (soil type) affected occurrence of common scab, black scurf, deformations and rust spot. Drip irrigation reduced incidence of common scab, tuber deformations and rust spot. Presprouting of seed potatoes and effective microorganisms exerted the smallest influence on the marketable tuber quality.

Key words: effective microorganisms, irrigation soil, organic system, potato, presprouting quality

WSTĘP

W Polsce udział wszystkich upraw ekologicznych w powierzchni zasiewów wynosi ok.2% i systematycznie wzrasta. Powierzchnia uprawy ziemniaków kształtuje się na poziomie ok. 1000 ha, co stanowi tylko 0,2% całkowitej powierzchni uprawy ziemniaków w kraju. Średni plon ziemniaków w gospodarstwach ekologicznych w Polsce jest o ok.

25% niższy w stosunku do średniego plonu krajowego Zarzyńska (2009). Wynika to głównie z trudności uprawy tej rośliny w systemie, w którym praktycznie zabronione jest stosowanie chemicznych środków ochrony roślin. Bardzo duże zagrożenie ze strony agrofagów, a głównie stonki ziemniaczanej i zarazy ziemniaka jest tu głównym ogranicznikiem. Dlatego też, poszukuje się ciągle nowych rozwiązań mających na celu poprawę efektywności uprawy w tym systemie, zwiększających plonowanie, ograniczających porażenie chorobami i poprawę jakości plonu. Do zabiegów tych można zaliczyć prawidłowe przygotowanie sadzeniaków, nawadnianie plantacji, czy stosowanie efektywnych mikroorganizmów.

Celem pracy jest ocena wpływu niektórych czynników agrotechnicznych stosowanych w produkcji ekologicznej ziemniaków na występowanie wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw.

METODA BADAŃ

Badania przeprowadzono w latach 2008–2009 w dwóch miejscowościach: Jadwisin, woj. mazowieckie i Osiny, woj. lubelskie na dwóch różnych kompleksach glebowych: Jadwisin — żytні dobry, Osiny — żytні bardzo dobry. W każdej miejscowości stosowano płodozmian dopasowany do warunków glebowych:

- Jadwisin: ziemniaki → owies + peluszką → żyto z wsiewką seradeli → łubin na nasiona → facelia na nasiona + gorczyca biała jako poplon,
- Osiny: ziemniaki → jęczmień jary z wsiewką koniczyny czerwonej → koniczyna czerwona z trawami (2 lata) → pszenica ozima + bobik → gorczyca biała jako poplon.

W tym systemie produkcji nie stosowano nawozów mineralnych. Wyjątek stanowił dozwolony w uprawach ekologicznych siarczan potasu (Osiny). Nie stosowano również chemicznych środków ochrony roślin z wyjątkiem preparatów miedziowych przeciwko zarazie ziemniaka i Novodoru (preparat bakteryjny) przeciwko stoncy ziemniaczanej. Pod ziemniaki stosowano kompost (Osiny) lub obornik (Jadwisin) w dawce 250 dt·ha⁻¹. Zwalczanie chwastów odbywało się w sposób mechaniczny. Oprócz standardowej technologii stosowano dodatkowe zabiegi agrotechniczne takie jak: podkielekowanie sadzeniaków (w obu miejscowościach przez 2 lata) przez okres 4 tygodni, nawadnianie kropłowe plantacji (tylko w Jadwisinie w roku 2008). Nawadnianie stosowano wtedy, gdy potencjał wody glebowej spadał poniżej — 40 kPa. W ciągu całego okresu wegetacji na kombinacji nawadnianej zastosowano 100 mm wody w 11 dawkach. Efektywne mikroorganizmy stosowano na sadzeniaki tylko w Jadwisinie w 2009 roku. Uprawiano 8 odmian ziemniaka należących do różnych grup wczesności:

- Berber, Miłek — bardzo wczesne,
- Owacja, Vitara — wczesne,
- Tajfun, Agnes — średnio wczesne,
- Fianna, Ursus — średnio późne i późne.

Oceniano występowanie wad zewnętrznych bulw, takich jak: parch zwykły, ospowatość, deformacje, uszkodzenia przez szkodniki, bulwy zielone oraz wad wewnętrznych: rdzawa plamistość miąższu i pustowatość bulw.

Dane dotyczące ilości opadów w obu miejscowościach w okresie wegetacji podano w tabeli 1.

Tabela 1

Ilość opadów w okresie wegetacji (IV–IX) w latach badań w dwóch miejscowościach
Precipitation during vegetation periods in two years and two places

Miejscowość — Place	Rok — Year	2008	2009
Jadwisin		334,2	340,9
Osiny		340,7	305,0

W obliczeniach statystycznych stosowano program SAS Enterprises Guide.

WYNIKI BADAŃ

Istotność wpływu badanych czynników na cechy jakości bulw.

Największy wpływ na jakość handlową bulw miał czynnik odmianowy (tab. 2). Genotyp w sposób istotny decydował o występowaniu wszystkich wad bulw. Kolejnym czynnikiem decydującym w dużej mierze o jakości handlowej bulw było miejsce uprawy (jakość gleby), a następnym nawadnianie plantacji. Najmniejszy wpływ na występowanie wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw miało podkiełkowanie sadzeniaków i stosowanie efektywnych mikroorganizmów.

Tabela 2

Wpływ badanych czynników na udział wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw
Influence of the tested factors on share of external and internal tuber disorders

Badany czynnik Tested factor	Wady bulw Tuber disorders						
	parch zwykły common scab	ospowatość black scurf	deformacje deformations	uszkodzenia przez szkodniki pest damages	bulwy zielone green tubers	rdzawość miąższu rust spot	pustowatość hollow hearts
Gleba Soil	+	+	+	-	-	-	-
Nawadnianie Irrigation	+	-	+	-	-	+	-
Podkiełkowanie Presprouting	-	-	-	-	-	+	-
Efektywne mikroorganizmy Effective microorganisms	+	-	-	-	-	-	-
Odmiana Cultivar	+	+	+	+	+	+	+

+ Istotne przy $\alpha 0,05$;

+ Significant for $\alpha 0,05$

- Nieistotne; Non significant

Wpływ gleby (miejsca uprawy) na jakość handlową bulw

Jak wynika z danych tabeli 3. miejsce uprawy wpłynęło w sposób istotny na porażenie bulw parchem zwykłym, ospowatością i na udział bulw z deformacjami. Istotnie większe porażenie parchem i ospowatością wystąpiło w Jadwisinie na glebie lżejszej, natomiast w tej miejscowości odnotowano istotnie mniej bulw zdeformowanych. Nie stwierdzono istotnego wpływu tego czynnika na pozostałe badane cechy.

Tabela 3

Wpływ miejsca uprawy (jakości gleby) na występowanie wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw
Influence of growing place (type of soil) on share of external and internal tuber disorders

Gleba Type of soil	Parch zwykły Common scab (%)	Ospowatość Black scurf (%)	Deformacje Deformations (%)	Uszkodzenia przez szkodniki Pest damages (%)	Zazielenienia Green tubers (%)	Rdzawość miąższu (szt./20 bulw dużych) Rust spot	Pustowatość (szt./20 bulw dużych) Hollow hearts
Lekka Light	21,5	8,6	6,9	1,6	4,3	2,0	0,9
Średnia Medium	6,9	4,1	12,8	1,9	4,1	1,4	0,4
NIR LSD	3,4	3,4	3,8	—	—	—	—

Wpływ nawadniania na jakość handlową bulw

Nawadnianie plantacji ziemniaka istotnie ograniczyło występowanie parcha zwykłego, deformacji bulw i rdzawej plamistości miąższu (tab. 4). Nie odnotowano istnego wpływu tego zabiegu na pozostałe cechy jakości bulw.

Tabela 4

Wpływ nawadniania na udział wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw
Influence of irrigation on share of external and internal disorders

Badany czynnik Tested factor	Parch zwykły Common scab (%)	Ospowatość Black scurf (%)	Deformacje Deformations (%)	Uszkodzenia przez szkodniki Pest damages (%)	Zazielenienia Green tubers (%)	Rdzawość miąższu (szt./20 bulw dużych) Rust spot	Pustowatość (szt./20 bulw dużych) Hollow hearts
Nawadniane Irrigated	5,5	8,2	6,9	1,8	6,3	1,7	0,1
Nie nawadniane Non irrigated	24,4	5,2	9,9	2,6	5,6	2,8	0,6
NIR LSD	12,0	—	2,6	—	—	0,6	—

Wpływ efektywnych mikroorganizmów na jakość handlową bulw

Zastosowanie efektywnych mikroorganizmów wpłynęło jedynie na ograniczenie porażenia bulw parchem zwykłym (tab. 5). Zabieg ten nie miał istotnego wpływu na pozostałe wady bulw.

Tabela 5

Wpływ efektywnych mikroorganizmów na udział wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw
Influence of effective microorganisms on share of external and internal disorders

Badany czynnik Tested factor	Parch zwykły Common scab (%)	Ospowatość Black scurf (%)	Deformacje Deformations (%)	Uszkodzenia przez szkodniki Pest damages (%)	Zazielenienia Green tubers (%)	Rdzawość miąższu (szt./20 bulw dużych) Rust spot	Pustowatość (szt./20 bulw dużych) Hollow hearts
Efektywne mikroorganizmy Effective microorganisms	1,1	9,1	3,2	0,3	1,7	1,4	1,2
Bez efektywnych mikroorganizmów Without effective microorganisms	10,0	7,8	4,5	0,4	2,4	1,8	1,1
NIR	5,5	—	—	—	—	—	—
LSD							

Wpływ podkiełkowania sadzeniaków na jakość handlową bulw

Podkiełkowanie sadzeniaków wpłynęło istotnie jedynie na ograniczenie udziału bulw ze rdzawą plamistością miąższu. Zabieg ten nie miał wpływu na pozostałe wady bulw (tab. 6).

Tabela 6

Wpływ przygotowania sadzeniaków na udział wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw
Influence of seed tubers preparation on share of external and internal tuber disorders

Badany czynnik Tested factor	Parch zwykły Common scab (%)	Ospowatość Black scurf (%)	Deformacje Deformations (%)	Uszkodzenia przez szkodniki Pest damages (%)	Zazielenienia Green tubers (%)	Rdzawość miąższu (szt./20 bulw dużych) Rust spot	Pustowatość (szt./20 bulw dużych) Hollow hearts
Sadzeniaki podkiełkowane Presprouted	7,1	7,4	4,2	0,3	2,0	1,1	1,8
Sadzeniaki niepodkiełkowane Without presprouting	7,2	7,2	3,4	0,4	1,8	2,1	1,0
NIR	—	—	—	—	—	0,9	—
LSD							

Wpływ czynnika odmianowego na jakość handlową bulw

Czynnik odmianowy w największym stopniu oddziaływał na udział wad w plonie bulw ziemniaka (tab. 7). Największy udział wad zewnętrznych odnotowano u odmiany Vitara, najmniejszy u odmiany Berber. W przypadku wad wewnętrznych największą ich ilość charakteryzowała się odmiana Ursus, najmniej tych wad stwierdzono u odmiany Tajfun. Największe różnice odmianowe odnotowano w przypadku porażenia bulw parchem zwykłym. Zakres porażenia wynosił w zależności od odmiany od 1,1 do 23%. Porażenie ospowatością kształtowało się w zależności od odmiany od 4,8 do 15,5%. Udział bulw

zdeformowanych wynosił od 0,9 do 8,4% a zazieleniałych od 0,6 do 4,0%. Najmniejszy udział w sumie wszystkich wad zewnętrznych miały bulwy uszkodzone przez szkodniki.

Tabela 7

Wpływ czynnika odmianowego na udział wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw
Influence of cultivar on share of external and internal tuber disorders

Odmiana Cultivar	Parch zwykły Common scab (%)	Ospowa- tość Black scurf (%)	Deforma- cje Deforma- tions (%)	Uszkodze- nia przez szkodniki Pest dama ges (%)	Zaziele- nienia Green tu- bers (%)	Rdzawość miąższu (szt./20 bulw dużych) Rust spot	Pustowa- tość (szt./20 bulw dużych) Hollow hearts	Suma wad zewnętrz- nych Sum of external disorders (%)	Suma wad wewnętrz- nych (szt./20 bulw dużych) Sum of internal disorders
Berber	4,8	5,9	1,0	0,9	1,8	2,7	0,8	14,4	3,5
Milek	1,1	15,5	3,9	0,5	4,0	1,4	1,5	25,0	2,9
Owacja	6,2	4,8	5,4	0,5	2,9	0,7	1,0	19,8	1,7
Vitara	23,0	5,6	8,4	0,3	1,4	0,5	0	41,7	0,5
Agnes	6,5	7,7	3,0	0,2	2,1	1,8	0,8	16,9	2,6
Tajfun	9,1	7,7	0,9	0,2	1,6	0	0,3	19,5	0,3
Fianna	5,0	9,9	3,4	0,1	0,6	1,8	0,9	19,0	2,7
Ursus	1,5	10,9	4,8	0,2	0,8	3,9	3,6	18,2	7,5
NIR	18,6	10,1	7,3	0,4	2,0	2,8	2,0		
LSD									

DYSKUSJA

Czynnikami, które w największym stopniu limitują poziom plonowania i jakości różnych roślin rolniczych w systemie ekologicznym są duże ograniczenia w stosowaniu pestycydów, oraz deficyt składników pokarmowych wywołany brakiem stosowania nawozów mineralnych. Należy więc poszukiwać innych rozwiązań mogących przyczynić się do zwiększenia plonowania i poprawy jakości bulw. Zabiegami, które w znacznym stopniu mogą zniwelować wymienione ograniczenia są np. właściwe przygotowanie sadzeniaków, nawadnianie plantacji, czy stosowanie dozwolonych w uprawach ekologicznych użyźniaczy glebowych i efektywnych mikroorganizmów. Podkiełkowanie sadzeniaków jest zabiegiem szczególnie polecanym w produkcji ekologicznej, ponieważ przyspiesza wschody i początkowy rozwój roślin, co sprzyja tzw. ucieczce przed zarazą, przesuwając wegetację na okres lepszego nasłonecznienia, co zwiększa wydajność fotosyntezy i sprzyja większym przyrostom plonu. Pozwala to na lepszy rozwój systemu korzeniowego, a więc lepsze wykorzystanie wody i składników pokarmowych, zwiększa odporność roślin na porażenie wirusami i przyspiesza dojrzewanie, co w konsekwencji zwiększa odporność bulw na uszkodzenia mechaniczne i powoduje lepszą przechowywalność bulw. Wpływ zabiegu podkiełkowania na rozwój roślin i plon bulw w ekologicznej uprawie ziemniaka został szczegółowo opisany w pracy Zarzyńskiej (2002) oraz Zarzyńskiej i Goliszewskiego (2007). W niniejszej publikacji skoncentrowano się na wpływie tego zabiegu na jakość handlową bulw. Niestety, istotny wpływ podkiełko-

wania stwierdzono jedynie na zmniejszenie udziału bulw ze rdzawą plamistością miąższu. O wiele lepsze rezultaty uzyskano dzięki nawadnianiu plantacji. Zabieg ten wpłynął bowiem na ograniczenie występowania parcha zwykłego, deformacji bulw i rdzawej plamistości miąższu. Takie działanie nawadniania jest powszechnie znane w praktyce i potwierdzone przez wielu autorów (Głuska, 1994; Gładysiak, Grześ, 2006; Mazurczyk i in., 2007; Rębarz, Borówcza, 2006; Zarzyńska, 2006). Stosowanie nawadniania w ekologicznej uprawie ziemniaka może jednak rodzić negatywne konsekwencje. Deszczowanie plantacji zwiększa bowiem zagrożenie ze strony zarazy ziemniaka i może powodować wypłukiwanie składników pokarmowych z rizosfery do głębszych warstw gleby. Idealnym rozwiązaniem wydaje się być zastosowane w naszych badaniach nawadnianie kropłowe. Kolejnym czynnikiem mogącym udoskonalić produkcję ekologiczną ziemniaka jest stosowanie efektywnych mikroorganizmów. Większość prac dotyczących oddziaływania tego czynnika w produkcji ekologicznej dotyczy głównie wpływu na glebę, poprawy plonowania i zdrowotności roślin. Istnieją doniesienia mówiące o tym, że wprowadzenie do gleby szczepionki EM daje szereg pozytywnych efektów, tj. ograniczenie procesów gnilnych, przyspieszenie przemiany materii, zwiększenie efektu fotosyntezy, zwiększenie zawartości próchnicy, odtruwanie gleby skażonej pestycydami, hamowanie rozwoju patogenów roślin, oraz podnoszenie jakości biologicznej plonów roślin (Kucharski, Jastrzębska, 2007). O wpływie tego czynnika na jakość bulw ziemniaków napisano niewiele. Jednymi z nielicznych są badania Boligłowy (2005), w których potwierdzono pozytywny wpływ EM na ograniczenie wstępowania zarazy ziemniaka i parcha zwykłego. W badaniach własnych również odnotowano dodatni wpływ EM głównie na zmniejszenie porażenia bulw parchem zwykłym.

Kontynuowanie badań dotyczących poprawy jakości bulw i efektywności produkcji ekologicznej wydaje się uzasadnione ze względu na coraz większe zainteresowanie ludności żywnością ekologiczną.

WNIOSKI

1. Najistotniejszym czynnikiem decydującym o jakości handlowej bulw okazał się czynnik odmianowy. Przystępując do uprawy ziemniaków w systemie ekologicznym należy zatem bardzo dokładnie przeanalizować dobór właściwej odmiany.
2. Jakość handlową bulw uprawianych w systemie ekologicznym można poprawić stosując dodatkowe zabiegi uprawowe. Zabiegiem najbardziej poprawiającym jakość bulw okazało się nawadnianie plantacji.
3. Podkiełkowanie sadzeniaków i stosowanie efektywnych mikroorganizmów w niewielkim stopniu wpłynęło na udział wad zewnętrznych i wewnętrznych bulw.

LITERATURA

- Boligłowa E. 2005. Ochrona ziemniaka przed chorobami i szkodnikami przy użyciu Efektywnych Organizmów (EM) z udziałem ziół. Wybrane zagadnienia ekologiczne we współczesnym rolnictwie. Red Z. Zbytek, PIMR, Poznań: 165 — 170.

- Dlouhy J. 1992. Product quality in alternative agriculture. In: Food quality Concepts and methodology. Elm Farm Research Centre, Newbury, UK: 30 — 35.
- Gładysiak S., Grześ S. 2006. Plonowanie bardzo wczesnych ziemniaków zależności od deszczowania, podkielkowania sadzeniaków i nawożenia azotem. Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu CCCXXX, Rolnictwo 66: 91 — 97.
- Głuska A. 1994. Wpływ ilości i rozkładu opadów w głównych miesiącach wegetacji (VI–IX) na plon ziemniaka w zależności od terminu sadzenia i wczesności odmiany. Biul. Inst. Ziemn. 44:65 — 82.
- Kucharski J., Jastrzębska E. 2005. Rola mikroorganizmów efektywnych (EM) i glebowych w kształtowaniu właściwości mikrobiologicznych gleby. Zeszyty Problemowe Postępów Nauk Rolniczych 507: 315 — 322.
- Mazurczyk W., Głuska A., Trawczyński C., Nowacki W., Zarzyńska K. 2007. Optymalizacja nawadniania plantacji ziemniaka (FertOrgaNic) za pomocą metody kroplowej oraz systemu DSS. Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu CCCLXXX: 235 — 241.
- Rębarz K., Borówczak F. 2006. Wpływ deszczowania, technologii uprawy i nawożenia azotowego na jakość ziemniaków odmiany Bila. Zeszyty Prob. Post. Nauk Roln. Zeszyt 511. Cz. II. Ziemniak spożywczy i przemysłowy oraz jego przetwarzanie. Jakość polskich odmian ziemniaka: 287 — 301.
- Shock C. C. 2007. The Canon of potato science: 31. Irrigation. Potato Res. 50: 331 — 333.
- Zarzyńska K. 2002. Przygotowanie sadzeniaków ziemniaka z uwzględnieniem produkcji ekologicznej. Zesz. Probl. Post. Nauk Roln., z. 489: 103 — 113.
- Zarzyńska K. 2006. Influence of precise fertigation on plant development, yield and potato tuber quality. Biblioteca Fragmenta Agronomica, Book of Proceedings. Part I, Volume 11: 255 — 256.
- Zarzyńska K., Goliszewski W. 2007. Wpływ sposobu przygotowania sadzeniaków na rozwój roślin i plon bulw ziemniaków uprawianych w systemie ekologicznym na różnej kategorii glebach. Journal of Research and Applications in Agricultural Engineering 2006, Vol. 52 (4): 104 — 108.
- Zarzyńska K. 2009. Problemy ekologicznej uprawy ziemniaków w Polsce i krajach UE. Ziemniak Polski 3: 28 — 32.

SŁAWOMIR WRÓBELInstytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — Państwowy Instytut Badawczy w Radzikowie
Zakład Nasiennictwa i Ochrony Ziemiaka w Boninie

Adiuwanty w ochronie ziemniaka przed porażeniem PVY i PVM

Adjuvants in seed potato protection against PVY and PVM infection

Badania polowe przeprowadzono w latach 2005–2007. Oceniano dwa adiuwanty: Ikar 95 EC (95% oleju mineralnego SAE 10/95) oraz Olemix 84 EC (84% oleju mineralnego DSA). Standard (wzorzec) stanowił olej mineralny Sunspray 850 EC (98,8% oleju mineralnego + 1,2% emulgatora). Wpływ olejów na porażenie PVY i PVM oceniano na dwóch odmianach ziemniaka: Rosalind — odmiana wczesna (odporność na PVY — 5,5; PVM — 3,5, w skali 1–9, gdzie 1 oznacza brak odporności, a 9 odporność skrajną) oraz Clarissa — odmiana średnio wczesna (odporność na PVY — 4,5; PVM — 3). W celu zwiększenia presji infekcyjnej wirusów wokół poletek wysadzano dodatkowo ziemniaki wtórnie porażone PVY i PVM. Oleje stosowano w stężeniu 2% i 4%. Rocznie wykonywano od 8 do 9 zabiegów w odstępach 7-dniowych. Największą skutecznością w ograniczaniu porażenia PVY i PVM przy zróżnicowanej, często bardzo wysokiej presji infekcyjnej w latach badań wykazał się adiuwant Olemix 84 EC (udział bulw porażonych niższy o 65%), następnie nieco słabiej olej Sunspray 850 EC (udział bulw porażonych niższy o 56%), oraz Ikar 95 EC (udział bulw porażonych niższy o 50%). Korzystniejsze nie tylko ze względów ekonomicznych okazało się zastosowanie 2% stężenia oleju, dla którego skuteczność ochrony przed PVY była równa lub nieco lepsza niż przy wyższym stężeniu 4%. Intensywna ochrona olejem Olemix 84 EC oraz Ikar 95 EC w niektórych latach i na niektórych odmianach powodowała niewielkie objawy fitotoksyczności na roślinach przypominające wyglądem pierwotne porażenie PVY (tuste nekrozy na spodniej stronie blaszki liściowej) oraz nieznaczne spadki plonu (maksymalnie do 8%).

Słowa kluczowe: adiuwanty, olej mineralny, PVM, PVY, sadzeniak, ziemniak

Field experiments were conducted in 2005–2007. We evaluated two adjuvants: Ikar 95 EC (95% mineral oil SAE 10/95) and 84 Olemix EC (84% mineral oil DSA). Mineral oil Sunspray EC 850 (98.8% mineral oil + 1.2% emulsifier) was used as a standard. Effects of oils on PVY and PVM infections were evaluated on two potato cultivars: Rosalind — early cultivar (resistance to PVY — 5.5; PVM — 3.5 on a scale 1–9, which 1 means lack of resistance and 9 - extreme resistance) and Clarissa — medium early variety (resistance to PVY — 4.5; PVM — 3). In order to increase the infection pressure, potato plants secondarily infected by PVY and PVM were planted around the plots. Oils were applied at concentrations of 2% and 4%, with 8 to 9 treatments yearly performed in the 7-day intervals. The adjuvant Olemix 84 EC has shown the greatest efficacy in reducing PVY and PVM infection (proportion of infected tubers lower than 65%) under diverse and often very high infection pressure in the years of research. A little lower efficacy was noticed for the oil Sunspray 850 EC (proportion of infected tubers lower than 56%) and Ikar 95 EC (proportion of infected tubers lower than 50%).

Application of 2% concentration of oil has been beneficial not only for economical reasons but also because the effectiveness of protection against PVY was equal or slightly better than at the higher concentration of 4%. Intensive protection using oil Olemix 84 EC and Ikar 95 EC in certain years and on certain varieties of potato caused minor symptoms of phytotoxicity on the plants closely resembling the primary PVY infection (fat necrosis of the underside of the leaf) and slight decreases in yield (up to 8%).

Key words: adjuvants, mineral oil, PVM, PVY, seed potato

WSTĘP

Podstawowym wskaźnikiem reprodukcji nasiennej jest zdrowotność produkowanych sadzeniaków w aspekcie porażenia chorobami wirusowymi. Dlatego ochrona plantacji nasiennych związana jest ściśle z zabiegami ograniczającymi porażenie sadzeniaków przez wirusy. Stosowanie insektycydów zwalczających mszyce — wektory wirusów, skutecznie ogranicza szerzenie się jedynie wirusa liściozwoju (*Potato leafroll virus*, PLRV). Natomiast w przypadku wirusów przenoszonych przez mszyce w sposób nietrwały, jak wirus Y (*Potato virus Y*, PVY) oraz wirus M (*Potato virus M*, PVM) insektycydy nie są już tak skuteczne, szczególnie w sytuacji obecności na plantacji lub w jej sąsiedztwie źródeł wirusów (Martín-López i in. 2006, Rolot i in., 2008). Dlatego od wielu lat poszukuje się innych substancji, które ograniczałyby szerzenie się wirusów, w szczególności PVY. Jedną z nich jest olej mineralny. Jego wykorzystanie w ochronie roślin nabiera coraz większego znaczenia na świecie, szczególnie w aspekcie ograniczania stosowania tradycyjnych środków ochrony roślin. Oleje mineralne wykorzystywane są od wielu lat w ochronie między innymi sadów owocowych przed przędziorkami i mszycami (Heng i in. 2002). Odgrywają ponadto kluczową rolę w integrowanych programach walki ze szkodnikami i chorobami w USA (Kallianpur i in., 2002), Nowej Zelandii (Beresford i in., 1996), Australii (Nicetic i in., 2001, Nicetic i in., 2002, Northover i Timmer, 2002). Już w latach 80 XX wieku, we Francji stosowanie oleju mineralnego w ochronie plantacji nasiennych ziemniaka w czasie wegetacji było zabiegiem standardowym (Kerlan i in., 1987).

Prowadzone w ostatnich latach w Polsce badania nad wykorzystaniem oleju mineralnego w ochronie plantacji nasiennych ziemniaka przed porażeniem wirusami (PVY i PVM) wykazały jego wysoką skuteczność, szczególnie w wypadku odmian trudnych w nasiennictwie (Turska i Wróbel, 1999; Wróbel, 2005). Są one często jedynymi skutecznymi środkami stosowanymi w okresie wegetacji roślin, które ograniczają szerzenie się wirusów Y i M (Wróbel, 2006). Obecnie w Polsce praktycznie wszystkie hodowle korzystają z ochrony olejowej szczególnie cennych materiałów hodowlanych. Również od kilku lat olej mineralny jest stosowany w ochronie prawie wszystkich bardzo podatnych na PVY odmian holenderskich pochodzących z HZPC.

W Polsce jedynym zarejestrowanym olejem mineralnym jest Sunspray 850 EC. Jest on bardzo skuteczny, jednakże koszt jego aplikacji jest bardzo wysoki. Postanowiono poszukać jego tańszej alternatywy, tym bardziej że odmian o niskiej odporności na wirusy, a więc potrzebujących skutecznej ochrony z roku na rok przybywa. Szczególną uwagę zwrócono na grupę adiuwantów oferowanych w handlu, opartych na oleju mineralnym. W ochronie roślin mają one zastosowanie jedynie jako preparaty zwiększające skuteczność

działanie środka ochrony roślin. Ponieważ brakuje alternatywnych, a przy tym tanich i skutecznych substancji olejowych do stosowania w ochronie ziemniaka przed infekcją wirusową, postanowiono określić praktyczną możliwość wykorzystania w warunkach polowych kilku adiuwantów zawierających w swoim składzie olej mineralny.

MATERIAŁ I METODY

Badania przeprowadzono w warunkach polowych w latach 2005–2007 na północy Polski w Zakładzie Nasiennictwa i Ochrony Ziemniaka IHAR — PIB w Boninie. Oceniano dwa adiuwanty: Ikar 95 EC (95% oleju mineralnego SAE 10/95) oraz Olemix 84 EC (84% oleju mineralnego DSA). Standard (wzorzec) stanowił olej mineralny Sunspray 850 EC (98,8% oleju mineralnego + 1,2% emulgatora).

Doświadczenie założono w 3 powtórzeniach. Wpływ olejów na porażenie wirusami oceniano na dwóch odmianach ziemniaka różniących się wczesnością i poziomem odporności na wirusy: Rosalind — odmiana wczesna (odporność na PVY — 5,5; PVM — 3,5, w skali 1–9, gdzie 1 oznacza brak odporności, a 9 odporność skrajną) oraz Clarissa — odmiana średnio wczesna (odporność na PVY — 4,5; PVM — 3). Co roku nowy materiał sadzeniowy w stopniu elitarnym (B/I lub B/II) pochodził z firm hodowlanych. Każde poletko składało się z 2 odmian po 50 roślin, wokół których wysadzano dodatkowo ziemniaki wtórnie porażone PVY i PVM w ilości około 100 sztuk, które stanowiły źródła infekcji. Taki układ miał na celu zwiększenie presji wirusów.

Zabiegi opryskiwania roślin olejami wykonywano małym opryskiwaczem ciągnikowym wykorzystując rozpylacze wirowe (rozmiar 1.0) oraz ciśnienie około 8–10 bar. Stosowano dwa stężenia olejów w substancji roboczej (wodzie) — 2% i 4%. Oceniane substancje olejowe zawierały w swoim składzie emulgator, dzięki któremu po zmieszaniu z wodą tworzyły emulsję, czyli pozornie jednolitą mieszaninę.

W sezonie wegetacyjnym wykonywano od 8 do 9 zabiegów w odstępach 7-dniowych. Pierwszy zabieg przeprowadzano z chwilą uzyskania około 75–90% wschodów roślin. Ostatni, na tydzień przed wykonaniem zabiegu niszczenia naci. Nać niszczone metodą mechaniczno-chemiczną. W tym celu w pierwszej kolejności rozbijano część nadziemną roślin przy użyciu ciągnikowego rozbijacza łęcin, pozostawiając około 15 cm odcinki łodyg, które następnie opryskano preparatem Reglone 200 SL w obniżonej o 50% dawce, tj. 2,5 l/ha.

Po około 2 tygodniach od zniszczenia naci pobierano próby bulw. Dla oceny porażenia PVY i PVM — po jednej bulwie średniej wielkości z każdej rośliny, a dla oceny struktury plonu — plon z 10 kolejnych roślin. Plon całkowity stanowił zbiór z całego poletka. Ocenę porażenia PVY i PVM zebranych bulw przeprowadzono w roku następnym w okresie wiosennym (po około 8–9 miesiącach przechowywania) w próbie oczkowej z wykorzystaniem testu ELISA.

Do analiz statystycznych porażenia bulw wirusami brano wartości transformowane, przyjmując transformację dla stałego inokulum (liczby infektorów wokół poletka) według wzoru (Wójcik i in., 1976):

$$y = \log \left[100 \ln \left(1 - \frac{\text{value in \%}}{100} \right)^{-1} \right] + 1$$

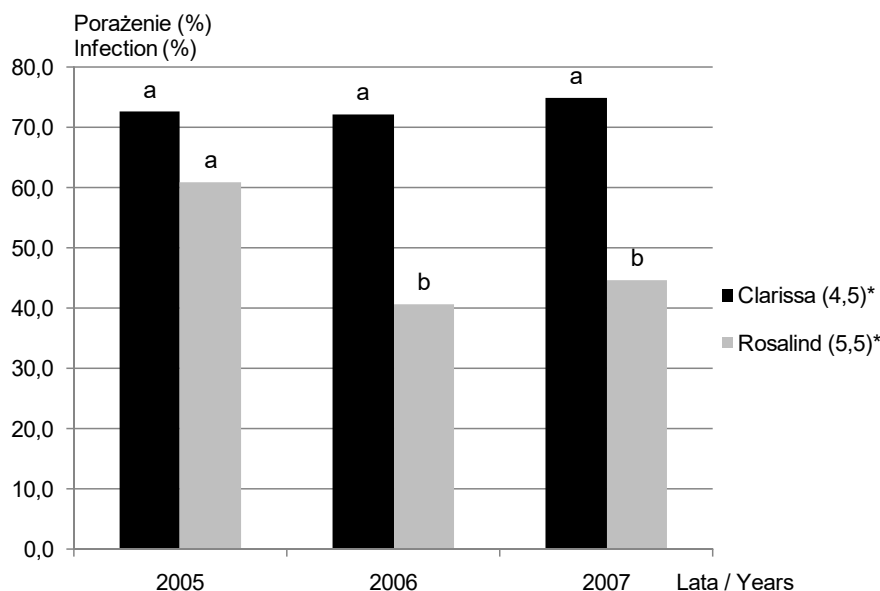
* value in % — poziom porażenia wirusami.

Następnie uzyskane wartości poddano analizie wariancji (ANOVA). W celu określenia istotności różnic pomiędzy badanymi kombinacjami, wartości średnie testowano testem Tukeya przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Obliczenia statystyczne przeprowadzono przy użyciu programu Statistica 9.0. Po wykonaniu analiz otrzymane wartości retransformowano na wartości liczbowe lub procentowe i w takiej postaci przedstawiono je w opracowaniu.

WYNIKI

Wirusy

Presja infekcyjna PVY była bardzo wysoka w latach badań (rys. 1).



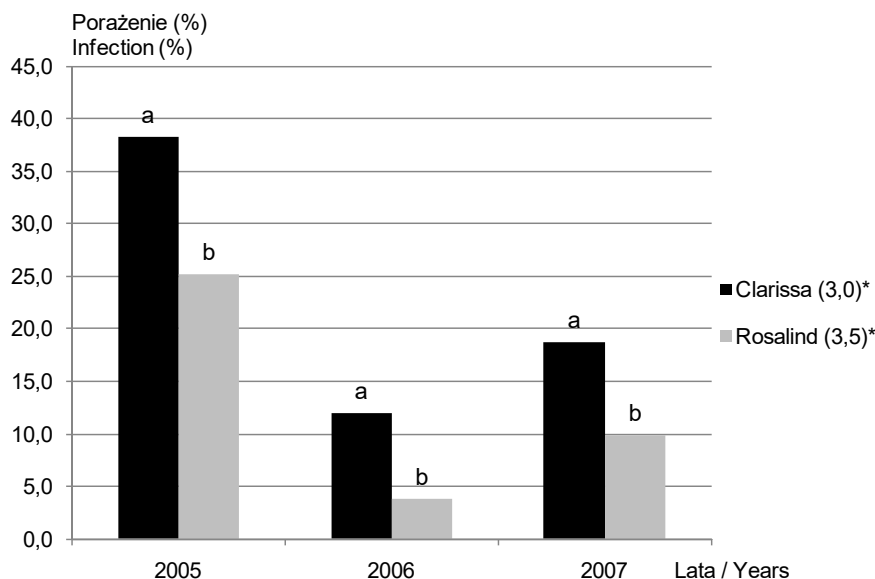
*odporność na PVY w skali 1-9, gdzie 1 oznacza brak odporności, a 9 odporność skrajną; resistance to PVY in scale 1-9, in which 1 means no resistance and 9 — extreme resistance
 średnie oznaczone tymi samymi literami nie różnią się między sobą istotnie ($p = 0,05$); means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0.05$)

Rys. 1. Średnie porażenie bulw ziemniaka PVY na obiektach kontrolnych (bez ochrony olejowej) w latach 2005–2007

Fig. 1. Average infection of potato tubers with PVY on control objects (with no oil protection) in the years 2005–2007

Na tym tle obserwowano wyraźne zróżnicowanie w poziomie odporności pomiędzy odmianami. Bardziej podatna odmiana Clarissa (odporność w skali 1–9 — 4,5) ulegała istotnie wyższemu porażeniu PVY niż odmiana Rosalind (odporność w skali 1–9 — 5,5), szczególnie w roku 2006 i 2007, w których notowano zdecydowanie niższą liczebność mszyc (Kostiw i Robak, 2007).

Szerzenie się PVM było znacznie słabsze niż PVY (rys. 2). Jedynie w roku 2005, w którym notowano dużą presję mszyc (Wróbel, 2008), udział porażonych bulw był zdecydowanie wyższy niż w latach następnych. Pomimo tego we wszystkich latach obserwowano istotną różnicę w odporności odmian.



*odporność na PVM w skali 1–9, gdzie 1 oznacza brak odporności, a 9 odporność skrajną; resistance to PVM in scale 1–9, in which 1 means no resistance and 9 – extreme resistance
 średnie oznaczone tymi samymi literami nie różnią się między sobą istotnie ($p = 0,05$); means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0,05$)

Rys. 2. Średnie porażenie bulw ziemniaka PVM na obiektach kontrolnych (bez ochrony olejowej) w latach 2005–2007

Fig. 2. Average infection of potato tubers with PVM on control objects (with no oil protection) in the years 2005–2007

Zróżnicowana odporność odmian nie miała wpływu na skuteczność ochrony poszczególnych kombinacji (olejów). Niezależnie od odmiany wszystkie oceniane substancje olejowe wyraźnie ograniczały porażenie PVY. W przypadku PVM różnice w skuteczności nie były już tak wyraźne jak dla PVY.

Spośród ocenianych substancji olejowych najsilniej ograniczał porażenie bulw PVY — Olemix 84 EC (tab. 1). Pomimo, że jego skuteczność była różna w latach, udział sadzeniaków porażonych na obiektach chronionych tym olejem był 2–6-krotnie niższy niż

na kontroli (bez ochrony olejowej). Pozostałe oleje (Ikar 95 EC oraz Sunspray 850 EC) ograniczały porażenie wirusem Y 1,5–3-krotnie.

W roku 2005, tj. roku silnej presji PVM, ochrona olejem była praktycznie nieskuteczna (tab. 2). Nieznacznie słabiej, aczkolwiek nieistotnie statystycznie, uległy porażeniu jedynie rośliny chronione olejem Olemix 84 EC. Wyraźne różnice wystąpiły w roku 2007, gdzie wszystkie oleje skutecznie ograniczały infekcję bulw PVM. W ujęciu wieloletnim najskuteczniejszym okazał się adiuwant Olemix 84 EC, który wyróżniał się istotnie lepszą ochroną niż olej stanowiący wzorzec — Sunspray 850 EC.

Tabela 1

Porażenie bulw ziemniaka PVY (%) — średnia dla odmian Clarissa i Rosalind
PVY infection of potato tubers (%) — average for Clarissa and Rosalind cultivars

Oleje Oils	Lata badań – Years						Średnia Mean
	2005*		2006		2007		
	Clarissa	Rosalind	Clarissa	Rosalind	Clarissa	Rosalind	
Kontrola — no treatments	72,6 a	60,9 a	72,2 a	40,7 a	74,8 a	44,7 a	60,7 a
Sunspray 850 EC	34,5 b	21,1 b	37,1 a	31,1 a	26,3 b	15,7 b	26,8 bc
Ikar 95 EC	41,3 ab	42,1 ab	41,8 a	25,9 a	26,0 b	14,9 b	30,5 b
Olemix 84 EC	31,0 b	30,2 ab	42,7 a	19,1 a	12,3 b	9,0 b	21,6 c

* Grupy w obrębie jednego roku, dla jednej odmiany; Within one year and one cultivar

** Średnie oznaczone tymi samymi literami nie różnią się między sobą istotnie ($p = 0,05$); Means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0.05$)

Tabela 2

Porażenie bulw ziemniaka PVM (%) — średnia dla odmian Clarissa i Rosalind
PVM infection of potato tubers (%) — average for Clarissa and Rosalind cultivars

Oleje Oils	Lata badań — Years						Średnia Mean
	2005*		2006		2007		
	Clarissa	Rosalind	Clarissa	Rosalind	Clarissa	Rosalind	
Kontrola — no treatments	38,3 a	25,2 a	12,0 a	3,8 a	18,8 a	9,9 a	14,9 a
Sunspray 850 EC	35,8 a	29,2 a	4,8 a	7,6 a	4,2 ab	5,3 a	10,4 a
Ikar 95 EC	25,2 a	23,4 a	2,9 a	4,6 a	5,2 ab	3,6 a	9,3 ab
Olemix 84 EC	24,0 a	25,2 a	5,7 a	5,9 a	1,7 b	3,8 a	7,8 b

* Grupy w obrębie jednego roku, dla jednej odmiany; Within one year and one cultivar

** Średnie oznaczone tymi samymi literami nie różnią się między sobą istotnie ($p = 0,05$); Means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0.05$)

Nie stwierdzono wpływu zastosowanych stężeń substancji olejowych w ograniczaniu porażenia PVY i PVM (tab. 3 i 4). Pomimo tego zaobserwowano mniejszy udział bulw porażonych PVY w wyniku stosowania 2% stężenia oleju w substancji roboczej. Największą różnicę (nieistotną statystycznie) notowano dla oleju Sunspray 850 EC, gdzie pomiędzy aplikacją 2% a 4% różnica w udziale bulw porażonych wynosiła około 7 punktów procentowych na korzyść niższego ze stężeń. W praktyce ma to bardzo duże znaczenie, ponieważ obecnie zalecana dawka tego oleju wynosi $15 \text{ l} \cdot \text{ha}^{-1}$, co daje stężenie około 3,8%. Możliwość obniżenia dawki do 2% ($7\text{--}8 \text{ l} \cdot \text{ha}^{-1}$) bez utraty skuteczności, pozwala istotnie ograniczyć koszty ochrony.

Tabela 3

Wpływ zastosowanego stężenia oleju na porażenie bulw ziemniaka PVY (%)
Influence of oil concentration on PVY infection of potato tubers (%)

Oleje Oils	Odmiana / stężenie oleju Cultivar / oil concentration				Średnia Mean	
	Clarissa		Rosalind			
	2%	4%	2%	4%	2%	4%
Kontrola — no treatments	73,2 a		48,5 a		60,7 a	
Sunspray 850 EC	27,6 b	37,7 b	20,3 b	23,7 b	23,7 b	30,1 b
Ikar 95 EC	34,9 b	36,8 b	23,3 b	28,5 ab	28,7 b	32,5 b
Olemix 84 EC	22,3 b	30,5 b	17,8 b	17,4 b	20,0 b	23,2 b

* Grupy w obrębie jednego stężenia; Within one concentration

** Średnie oznaczone tymi samymi literami nie różnią się między sobą istotnie ($p = 0,05$); Means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0.05$)

Tabela 4

Wpływ zastosowanego stężenia oleju na porażenie bulw ziemniaka PVM (%)
Influence of oil concentration on PVM infection of potato tubers (%)

Oleje Oils	Odmiana / stężenie oleju Cultivar / oil concentration				Średnia Mean	
	Clarissa		Rosalind			
	2%	4%	2%	4%	2%	4%
Kontrola — no treatments	21,0 a		10,3 a		14,9 a	
Sunspray 850 EC	15,4 a	5,9 b	11,5 a	10,6 a	13,3 a	8,0 ab
Ikar 95 EC	8,5 a	7,1 ab	9,2 a	13,2 a	8,8 a	9,7 ab
Olemix 84 EC	10,5 a	4,4 b	9,5 a	8,0 a	10,0 a	6,0 b

* Grupy w obrębie jednego stężenia; Within one concentration

** Średnie oznaczone tymi samymi literami nie różnią się między sobą istotnie ($p = 0,05$); Means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0.05$)

Plon i jego struktura

Wielokrotne zabiegi olejem mineralnym wpłynęły w konsekwencji również na wielkość plonu ogólnego (całkowitego) (tab. 5).

Tabela 5

Wpływ cotygodniowych zabiegów ochronnych olejami na plon ogólny bulw ziemniaka ($\text{dt}\cdot\text{ha}^{-1}$)
(średnia z lat 2005-2007)
The impact of weekly treatments with oils on total potato yield ($\text{dt}\cdot\text{ha}^{-1}$) (mean from the years 2005-2007)

Oleje Oils	cv. Clarissa	cv. Rosalind
Kontrola — no treatments	227,3 a	301,6 ab
Sunspray 850 EC	233,8 a	319,1 a
Ikar 95 EC	228,6 a	277,2 b
Olemix 84 EC	208,9 a	276,2 b

* Grupy w obrębie jednej odmiany, średnie oznaczone tymi samymi literami nie różnią się między sobą istotnie ($p = 0,05$)

* Groups within one cultivar, means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0.05$)

Analiza trzyletnich badań wykazała, że badane adiuwanty powodowały obniżkę plonu z tym, że istotnym elementem była odmiana oraz lata badań. Silniej oddziaływał na ten parametr Olemix 84 EC, który powodował spadki plonu do 8%, natomiast Ikar 95 EC

maksymalnie do 4%. Stosowanie oleju wzorcowego (Sunspray 850 EC) nie wpływało na spadki plonu. Nie stwierdzono również istotnego wpływu zastosowanych stężeń ocenianych olejów na wielkość plonu.

Stosowanie ochrony olejowej od wczesnej fazy wzrostu roślin oraz zróżnicowanych stężeń nie wpłynęło istotnie na liczbę bulw potomnych z jednej rośliny, tzw. współczynnik rozmnażania. Obserwowane w niektórych latach nieznacznie mniejsze wartości w praktyce nie miały większego znaczenia — brak istotnych różnic (tab. 6).

W nasiennictwie najważniejszym parametrem plonu jest udział frakcji sadzeniakowej, tj. bulw o średnicy 30–50 mm. Nie stwierdzono, aby oleje istotnie wpływały na ten parametr, przy czym można było zauważyć niewielkie różnice w plonowaniu zarówno pomiędzy odmianami, jak i stosowanymi substancjami olejowymi (tab. 7). Stwierdzone różnice pomiędzy olejem wzorcowym, a adiuwantami mieściły się w granicach błędu statystycznego (+/- 3–8%).

Tabela 6

Wpływ substancji olejowych na liczbę bulw z jednej rośliny (średnia z lat 2005-2007)
Impact of oils substances on the number of tubers from one plant (mean from the years 2005-2007)

Oleje Oils	cv. Clarissa	cv. Rosalind
Kontrola — no treatments	9,5 a	11,7 a
Sunspray 850 EC	9,4 a	11,5 a
Ikar 95 EC	8,7 a	11,6 a
Olemix 84 EC	8,6 a	10,6 a

* Grupy w obrębie jednej odmiany, means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0,05$)

* Groups within one cultivar, means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0,05$)

Tabela 7

Wpływ substancji olejowych na plon sadzeniaków – $\text{dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ (średnia z lat 2005-2007)
Impact of oil substances on seed-potatoes yield – $\text{dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ (mean from the years 2005-2007)

Oleje Oils	cv. Clarissa	cv. Rosalind
Kontrola – no treatments	106,1 a	150,8 a
Sunspray 850 EC	119,9 a	155,3 a
Ikar 95 EC	104,0 a	162,1 a
Olemix 84 EC	109,8 a	144,5 a

* Grupy w obrębie jednej odmiany, means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0,05$)

* Groups within one cultivar, means marked with the same letters do not differ significantly ($p = 0,05$)

Charakterystyczną reakcją fitotoksyczną po zastosowaniu Olemixu 84 EC i częściowo Ikarze 95 EC, głównie w stężeniu 4%, były ciemnobrązowe nerwy (podobne do nekroz) na spodniej stronie blaszki liściowej przypominające objawy pierwotnego porażenia PVY, przy czym, przy bliższym poznaniu wyróżniały się one tłustym wyglądem, bez uszkodzeń epidermy. Ponadto obserwowana reakcja zależała w duże mierze od roku badań i odmiany. Zaobserwowano również efekt ograniczenia wzrostu roślin na poletkach chronionych olejami mineralnymi w tym również olejem Sunspray 850 EC.

DYSKUSJA

Przebieg warunków pogodowych w poszczególnych latach badań był bardzo zróżnicowany od skrajnie suchego sezonu wegetacyjnego w roku 2006 do ponad przeciętnie mokrego w roku 2007, co nie pozostało bez wpływu na presję mszyc w okresie wegetacji ziemniaka (Wróbel, 2008) a w konsekwencji presję infekcyjną wirusów, szczególnie PVM. Na tym tle stwierdzono wyraźne zróżnicowanie wpływu odporności odmian na porażenie wirusami, w szczególności PVY. Średnie porażenie (udział bulw porażonych) tym wirusem u odmiany Clarissa było o 34% wyższe niż dla odmiany Rosalind odporniejszej zaledwie o 1 stopień w skali 9-stopniowej. W przypadku PVM różnica była jeszcze większa, bo aż 50%, przy podobnej różnicy odporności pomiędzy odmianami. Pomimo tego zastosowanie do ochrony olejów mineralnych istotnie hamowało rozprzestrzenianie się wirusów przenoszonych przez mszyce w sposób nietrwały.

Oba adiuwanty oparte na oleju mineralnym (Olemix 84 EC i Ikar 95 EC) wykazały się wysoką skutecznością w ochronie ziemniaka przed PVY, porównywalną, a niekiedy nawet lepszą od oleju wzorcowego — Sunspray 850 EC. W ocenie trzech bardzo odmiennych sezonów wegetacyjnych stwierdzono, że najkorzystniej wypadł Olemix 84 EC, który stosowany systematycznie co 7 dni ograniczał porażenie PVY o prawie 65% w stosunku do obiektów kontrolnych (bez ochrony). Skuteczność pozostałych substancji olejowych była również wysoka. W przypadku Ikara 95 EC udział bulw porażonych był niższy o 50%, natomiast po zastosowaniu Sunspray 850 EC – 56% w stosunku do kontroli (bez ochrony olejowej). Na wysoką efektywność obu adiuwantów w ochronie pelargonii przed *Puccinia pelargonii-zonalis* wskazuje również Wojdyła (2005). Natomiast uzyskana skuteczność oleju wzorcowego jest potwierdzeniem wcześniejszych badań autora (Wróbel, 2006), w których stwierdzono, że ograniczał on porażenie PVY nawet o około 55%, przy czym zdecydowanie silniej w odmianie podatniejszej. Podobne wyniki w ograniczaniu PVY w uprawie ziemniaka przy wykorzystaniu różnych olejów mineralnych w warunkach polowych uzyskali między innymi Kurppa i Hassai (1989), Milošević (1996), Turska i Wróbel (1999), Rolot i in. (2008), Boiteau i in. (2009). Według Martín-López i in. (2006) oraz Rolot i in. (2008) olej mineralny stosowany samodzielnie redukował liczbę bulw porażonych PVY od 50,3% do 68,5% w zależności od roku badań, natomiast w mieszaninie z insektycydem od 51,0% do nawet 74,8%. Przy zastosowaniu jedynie ochrony insektydowej, jej skuteczność była bardzo mała – 6,6-8,4%, lub żadna. Zdaniem Boiteau i in. (2009) jeszcze większą skuteczność ochrony można uzyskać stosując dodatkowo oprócz oleju mineralnego odpowiednią izolację wokół uprawy podatnej np. z roślin ziemniaka odpornych na PVY. Udało im się w ten sposób ograniczyć udział bulw porażonych nawet o 97% w roku niskiej presji infekcyjnej i o 59%, gdy presja była bardzo wysoka.

Wysoka skuteczność obu adiuwantów przy ich zdecydowanie niższej cenie powinna być zachętą do ich praktycznego stosowania w produkcji nasiennej.

Przy silnej presji infekcyjnej PVM jaka wystąpiła w sezonie 2005 ochrona olejem mineralnym nie była skuteczna. Podobna sytuacja wystąpiła w bardzo suchym roku 2006, gdzie również nie stwierdzono wyraźnych różnic pomiędzy ochroną olejem a jej brakiem,

niezależnie od zastosowanego środka. Jedynie w roku 2007 o ponadprzeciętnych opadach deszczu w sezonie wegetacyjnym stwierdzono bardzo wyraźną przy tym istotną statystycznie skuteczność wszystkich zastosowanych olejów mineralnych. W dostępnej literaturze praktycznie brakuje informacji na temat możliwości i roli oleju mineralnego w ograniczaniu szerzenia się PVM. Z własnych obserwacji wynika (Wróbel 2006), że w przypadku tego wirusa oleje mineralne w warunkach polowych nie zawsze są tak skuteczne jak dla PVY pomimo, że mechanizm przenoszenia obu wirusów przez mszyce jest bardzo podobny (Kostiw, 1976). Ciekawym jest, że we wcześniejszych badaniach laboratoryjnych stwierdzono bardzo wysoką skuteczność oleju w ograniczaniu zarówno PVM — 73–95%, jak i PVY — 64–90%, w zależności od tego czy chronione olejem były rośliny zdrowe czy również rośliny stanowiące źródło infekcji w sąsiedztwie roślin zdrowych (Wróbel, 2007). Na możliwość ograniczenia PVM w warunkach polowych przy wykorzystaniu różnych olejów mineralnych wskazywali również wcześniej Kostiw i Iskrzycka (1976) oraz Turska (1980), która wyraźnie wskazywała na istotną rolę częstotliwości zabiegów.

Bardzo ważnym wynikiem uzyskanym w trakcie badań jest brak różnic w skuteczności ograniczania wirusów pomiędzy ocenianymi stężeniami. Stwierdzona wysoka skuteczność niższego ze stężeń (2%) pozwala w praktyce ograniczyć zalecaną dawkę oleju prawie o połowę bez utraty jego skuteczności.

Interesujące jest to, że w literaturze wielu autorów wskazuje na bardzo wysoką skuteczność (powyżej 40%) oleju mineralnego w ochronie ziemniaka przed PVY już w stężeniu 1% (Martin-Lopez i in., 2006; Rolot i in., 2008; Boiteau i in., 2009). Podobnie jest w ochronie innych roślin przed wirusami (Trujillo-Pinto i in., 1989; Marco, 1993; Migliori i in., 1998). Wzrost stężenia może czasami wywoływać reakcje fitotoksyczności, które mogą ujemnie wpływać na rozwój roślin a w konsekwencji utrudniać wykonanie np. selekcji negatywnej. Z własnych badań w warunkach szklarniowych (Wróbel i Urbanowicz, 2007) wynika, że spośród ocenianych olejów zarówno Ikar 95 EC, jak i Olemix 84 EC wywoływały objawy fitotoksyczności na roślinach, przy wyższym 4% stężeniu, przy czym silniejszą reakcją charakteryzował się drugi z olejów. Stwierdzono również, że spadek plonu występował jedynie w przypadku dużego nasilenia objawów. Przy słabej reakcji nie obserwowano wpływu na plon bulw.

Wielokrotne zabiegi olejami mogą w niektórych latach wpływać na spadki plonu ogólnego, przy czym w przypadku ocenianych olejów mineralnych spadki nie przekraczały 4% dla Ikara 95 EC i 8% dla Olemixa 84 EC. Ważniejszym parametrem, o bardzo dużym znaczeniu w nasiennictwie jest udział frakcji sadzeniakowej plonie. W przypadku obu adiuwantów nie stwierdzano w latach badań niższych plonów sadzeniaków niż na obiektach kontrolnych (bez ochrony).

Częściowym wyjaśnieniem zaistniałego zjawiska może być zmniejszona produktywność samych roślin ziemniaka związana z warstwą oleju na liściach. Według Goszczyńskiego i in. (2003), którzy badali wymianę gazową liści róż po zastosowaniu oleju Sunspray 850 EC w różnych stężeniach, wyższe 1% stężenie wpływało na spadek intensywności fotosyntezy o około 12% już po 24 godzinach od aplikacji. Zjawisko to było jeszcze obserwowane po upływie 3 dni od zabiegu. Na niżki plonu z powodu zredukowanej

intensywności fotosyntezy wskazywali wcześniej również Ayers i Barden (1975) oraz Gudin i in. (1976).

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

1. Największą skutecznością w ograniczaniu porażenia PVY i PVM przy zróżnicowanej, często bardzo wysokiej presji infekcyjnej w latach badań wykazał się adiuwant Olemix 84 EC, następnie nieco słabiej olej Sunspray 850 EC oraz Ikar 95 EC.
2. Korzystniejsze nie tylko ze względów ekonomicznych jest zastosowanie 2% stężenia oleju (szczególnie u odmian bardzo podatnych), dla którego skuteczność ochrony przed PVY była równa lub nieco lepsza niż przy wyższym stężeniu 4%.
3. Intensywna ochrona olejem Olemix 84 EC oraz Ikar 95 EC może w niektórych latach i na niektórych odmianach powodować niewielkie objawy fitotoksyczności na roślinach ziemniaka oraz nieznaczne spadki plonu ogólnego (maksymalnie do 8%).

LITERATURA

- Ayres J. C., Barden J. A. 1975. Net photosynthesis and dark respiration of apple leaves as affected by pesticides. J. Am. Soc. Hort. Sci. 100: 24 — 28.
- Beresford R. M., Wearing C. H., Marshall R. R., Shaw P. W., Spink M., Wood P. N. 1996. Slaked lime, baking soda and mineral oil for black spot and powdery mildew control in apples. Proc. 49th New Zealand Plant Prot. Conf.: 106 — 113.
- Boiteau G., Singh M., Lavoie J. 2009. Crop border and mineral oil sprays used in combination as physical control methods of the aphid-transmitted potato virus Y in potato. Pest Manag. Sci. 65: 255 — 259.
- Chauvel G., Jumeau N., Garçon P. 1998. Fungicidal oil contribution to the study on their utilization. First transnational workshop on biological, integrated and rational control: status and perspectives with regard to regional and European experiences, Lille, France 21–23 January 1998: 103 — 104.
- Goszczyński W., Tomczyk A., Bednarek A. 2003. Wpływ oleju mineralnego Sunspray 850 EC (Ultra Fine) na wymianę gazową liści róż. Prog. Plant. Prot. 43 (2): 648 — 650.
- Gudin C., Syrratt W.J., Boize L. 1976. The mechanisms of phytosynthetic inhibition and the development of scorch in tomato plants treated with spray oils. Ann. Appl. Biol. 84: 213 — 219.
- Heng J., Chunshu P., Chunsou Y., Hanjie C. 2002. Application of an nC24 horticultural mineral oil for control of hawthorn spider mite and spiraea aphid in apple orchards in northern China. In: Beattie G. A. C., Watson D. M., Stevens M. L., Rae D. J., Spooner-Hart R. N., eds. Spray Oils Beyond 2000. Univ. Western Sydney: 427 — 431.
- Kallianpur A. S., Beattie G. A. C., Watson D. M. 2002. Potter spray tower evaluations of two horticultural mineral oils against apple powdery mildew and apple scab. In: Beattie G. A. C., Watson D. M., Stevens M. L., Rae D. J., Spooner-Hart R. N., eds. Spray oils beyond 2000. Univ. Western Sydney: 106 — 111.
- Kerlan C., Robert Y., Perennec P., Guillery E. 1987. Mise au point sur l'incidence du virus Y⁰ et méthodes de lutte mises en oeuvre en France pour la production de semences de pomme de terre. Potato Research 30: 651 — 667.
- Kostiw M. 1976. Wpływ czasu trwania żeru nabycia i żeru inokulacyjnego na efektywność przenoszenia wirusów Y i M ziemniaka przez dwa gatunki mszyc (*Myzus persicae* Sulz. i *Aphis nasturtii* Kalt.). Ziemniak: 69 — 86.
- Kostiw M., Iskrzycka T. 1976. Możliwość ograniczenia szerzenia się nietrwałych wirusów ziemniaka przy pomocy opryskiwania substancjami olejowymi. Biul. Inst. Ziemn. 18: 59 — 64.
- Kostiw M., Robak B. 2007. Presja mszyc — wektorów wirusów ziemniaka w 2007 roku. Ziem. Pol. 4: 8 — 11.

- Kurppa A., Hassai A. 1989. Reaction of four table potato cultivars to primary and secondary infection by potato viruses Y⁰ and Y^N. *Ann. Agric. Fenniae* 28 (4): 297 — 307.
- Marco S. 1993. Incidence of nonpersistently transmitted viruses in pepper sprayed with whitewash, oil and insecticide, alone or combined. *Plant Disease* 77 (11): 1119 — 1122.
- Martín-López B, Varela I., Marnotes S, Cabaleiro C. 2006. Use of oils combined with low doses of insecticide for the control of *Myzus persicae* and PVY epidemics. *Pest Manag Sci.* 62(4): 372 — 378.
- Migliori A., Quiot J. B., Labonne G., Boudon J. P., Lauriaut F., Freydier M., Renaud L.Y. 1998. L'huile mineale, moyen de lutte preventive contre l'agent de la Sharka, dissemine par des pucerons en pepiniere. *Phytoma*. 507: 32 — 35.
- Milošević D. 1996. Efficacy of oil and insecticides in potato plant protection against infection by potato virus Y and leaf roll virus (PVY and PLRV). *Plant Prot.* 47 (4), No 218: 333 — 342.
- Nicetic O., Watson D.M., Beattie G. A. C. 2002. A horticultural mineral oil-based program for control of two-spotted mite and powdery mildew on roses in greenhouses. In: Beattie G. A. C., Watson D. M., Stevens M.L., Rae D.J., Spooner-Hart R.N., eds. *Spray Oils Beyond 2000*. Univ. Western Sydney: 387 — 395.
- Nicetic O., Watson D.M., Beattie G. A. C., Meats A., Zheng J. 2001. Integrated pest management of two-spotted mite *Tetranychus urticae* on greenhouse roses using petroleum spray oil and predatory mite *Phytoseiulus persimilis*. *Exper. Appl. Acarol.* 25, Kluwer Acad. Publ.: 37 — 53.
- Northover J., Timmer L. W. 2002. Control of plant diseases with petroleum- and plant derived oils. In: Beattie G.A.C., Watson D.M., Stevens M.L., Rae D.J., Spooner-Hart R.N., eds. *Spray Oils Beyond 2000*. Univ. Western Sydney: 512 — 526.
- Rolot J. L., Seutin H., Deveux L. 2008. Effectiveness of paraffinic mineral oil, insecticides and vegetal oil to control Potato virus Y (PVY) spread in potato seeds multiplication fields. Abstracts. 17th Triennial Conference of the European Association for Potato Research, July 6-10, Braşov, România: 111 — 118.
- Trujillo-Pinto G., Vegas A., Monteverde E. 1989. Control del viruse de la mancha anillada y distorsionante de la lechosa (DRSV) mediante aspersions con aceite blanco. *Revista de la Facultad de Agronomia, Universidad Central de Venezuela* 15 (1-2): 141 — 155.
- Turska E. 1980. Einschränkung der Ausbreitung der Kartoffelviren Y, M und S durch Mineralölspritzungen. *Tagungsber. Probleme Pflanzenvir., Akad. Landwirtsch.-Wisse. DDR* 184: 285 — 295.
- Turska E., Wróbel S. 1999. Ograniczenie szerzenia się wirusa Y (PVY) ziemniaka przy użyciu oleju Sunspray 11 E. *Prog. Plant Prot.* 39 (2): 841 — 844.
- Wójcik A.R., Gabriel W., Woźnica W. 1976. Metody transformowania danych procentowych porażenia w epidemiologii wirusów ziemniaka. *Biul. Inst. Ziemn.* 17: 83 — 100.
- Wojdyła A. T. 2005. Activity of plant and mineral oils in the control of *Puccinia pelargonii-zonalis*. *Commun. Agric. Appl. Biol. Sci.* 70 (3): 193 — 198.
- Wróbel S. 2005. Optymalizacja metod agrotechnicznych w ochronie ziemniaka przed PVY. *Biuletyn IHAR* 237/238: 123 — 131.
- Wróbel S. 2006. Rola oleju mineralnego w ochronie ziemniaka przed mszycami i porażeniem wirusami. *Acta Sci. Pol. s. Agricultura* 5 (1): 83 — 92.
- Wróbel S. 2007. Effect of a mineral oil on *Muzus persicae* capability to spread of PVY and PVM to successive potato plants. *Journal of Plant Protection Research* 47 (4): 383 — 390.
- Wróbel S. 2008. Dynamika występowania mszyc w warunkach naturalnych po zastosowaniu różnych substancji olejowych. *Progress in Plant Protection* 48(4): 1383 — 1387.
- Wróbel S., Urbanowicz J. 2007. Reakcja 9 odmian ziemniaka na adiuwanty mineralne i roślinne. *Progress in Plant Protection* 47 (2): 375 — 379.

SPIS TREŚCI — CONTENTS

Marcin Kozak	Analiza związków przyczynowo-skutkowych w agronomii i hodowli roślin Analysis of cause-and-effect relationships in agronomy and plant breeding	3
Zygmunt Kaczmarek Dariusz R. Mańkowski	Wprowadzenie do statystycznych analiz wielozmiennych Część I. Podstawy teoretyczne An introduction to multivariate statistical analyses Part I. Theoretical background	23
Zygmunt Kaczmarek Dariusz R. Mańkowski	Wprowadzenie do statystycznych analiz wielozmiennych Część II. Przykład zastosowania An introduction to multivariate statistical analyses Part II. The application	35
Tadeusz Śmiałowski Maria Bogacka Zygmunt Nita Edward Witkowski	Wykorzystanie wieloczynnikowej analizy wariancji do oceny przezimowania wybranych rodów pszenicy ozimej The use of multifactorial analysis of variance in estimation of winter hardiness of winter wheat strains	51
Dariusz Gozdowski Daniel Sas Stanisław Samborski Andrzej Kapeliński	Ocena zmienności przestrzennej zasobności gleby i plonowania pszenicy ozimej z wykorzystaniem pakietu R Evaluation of spatial variability of soil fertility and yielding of winter wheat using R software	63
Małgorzata Tartanus Marcin Kozak Agnieszka Wnuk	Wykorzystanie diagramu łodyga i liście do analizy danych w środowisku R Use of stem-and-leaf diagram for data analysis in R environment	73
Agnieszka Wnuk Marcin Kozak Małgorzata Tartanus	Wprowadzenie do interaktywnej wizualizacji danych w środowisku R Introduction to interactive data visualization in R environment	83
Monika Janaszek Dariusz R. Mańkowski Janusz Kozdój	Sieci neuronowe typu MLP w prognozowaniu plonu jęczmienia jarego MLP artificial neural networks in predicting the yield of spring barley	93
Anna Hadam Zbigniew Karaczun	Wpływ zasolenia na wzrost i rozwój traw gazonowych utrzymywanych w podłożu z dodatkiem hydrożelu Salinity effect on the turf grass species cultivated with hydrogel addition	113
Ewa Zimnoch-Guzowska Małgorzata Gołębiowska	Wykorzystanie biotechnologii przez polską hodowlę roślin Exploitation of biotechnology by Polish plant breeding	121
Adriana Derejko Wiesław Mądry Dariusz Gozdowski Jan Rozbicki Jan Golba Mariusz Piechociński Marcin Studnicki	Wpływ odmian, miejscowości i intensywności uprawy oraz ich interakcji na plon pszenicy ozimej w doświadczeniach PDO The influence of cultivar, location, crop management intensities, and their interactions on winter wheat yield in post-registration multi-environment trials (PDO)	131

Sylvia Andruszczak Piotr Kraska Ewa Kwiecińska-Poppe Edward Pałys	Wpływ wsiewek międzyplonowych oraz stosowania herbicydu Chwastox Extra 300 SL na plon ziarna i elementy plonowania jęczmienia jarego uprawianego w monokulturze The influence of undersown crops and using of herbicide Chwastox Extra 300 SL on grain yield and yield components of spring barley cultivated in monoculture	147
Magdalena Tomaszewska-Sowa	Immunocytochemiczna lokalizacja epitopów pektyn i proteoglikanów AGP w regenerujących tkankach buraka cukrowego (<i>Beta vulgaris</i> L.) Immunocytochemical localization of pectin and arabinogalactan protein epitopes in regenerating tissues of sugar beet (<i>Beta vulgaris</i> L.)	157
Aleksandra Głowacka	Wpływ uprawy pasowej na wielkość i strukturę plonu fasoli zwyczajnej na tle różnych metod regulacji zachwaszczenia The influence of strip intercropping on size and structure of common bean yield at different methods of weed control	171
Klaudia Borowiak Stanisława Korszun	Wstępne badania aktywności fotosyntezy jednorocznych roślin wybranych odmian winorośli Preliminary studies on photosynthetic activity of one-year old plants of grapevine cultivars	179
Cezary Trawczyński Anna Wierzbicka	Reakcja nowych odmian ziemniaka na nawożenie azotem The reaction of new potato cultivars to nitrogen fertilization	193
Anna Wierzbicka Cezary Trawczyński	Czynniki wpływające na pobranie i wykorzystanie azotu przez jadalne i skrobiowe odmiany ziemniaka Factors affecting the uptake of nitrogen and its utilization from fertilizers by table and starch potato varieties	203
Magdalena Grudzińska Kazimiera Zgórska	Wpływ zabiegu rekondycjonowania na zmniejszenie zawartości cukrów redukujących w bulwach badanych odmian ziemniaka Effect of reconditioning on decrease of the content of reducing sugars in tubers of some potato cultivars	211
Barbara Sawicka Władysław Michałek Piotr Pszczółkowski	Uwarunkowania potencjału plonowania średnio późnych i późnych odmian ziemniaka w warunkach środkowo-wschodniej Polski Determinants of yield potential of medium-late and late potato cultivars in central-eastern Poland	219
Barbara Sawicka Barbara Krochmal-Marczak	Ekologiczny aspekt uprawy ziemniaka w warunkach Pogórza Strzyżowsko-Dynowskiego Ecological aspects of potato cultivation in Strzyżowsko-Dynowskie Foothills	229
Krystyna Zarzyńska	Rola wybranych czynników agrotechnicznych w kształtowaniu jakości handlowej ziemniaków uprawianych w systemie ekologicznym. The influence of some agrotechnical factors on marketable quality of potato grown under organic farming system	243
Sławomir Wróbel	Adiuwanty w ochronie ziemniaka przed porażeniem PVY i PVM Adjuvants in seed potato protection against PVY and PVM infection	251