

DARIUSZ R. MAŃKOWSKI¹**ZBIGNIEW LAUDAŃSKI**²¹ Pracownia Ekonomiki Nasiennictwa i Hodowli Roślin

Zakład Nasiennictwa i Nasionoznawstwa, IHAR — Radzików

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

Postęp biologiczny w hodowli, nasiennictwie i produkcji ziemniaka w Polsce Część II. Ocena ilościowego postępu hodowlanego i odmianowego na podstawie doświadczeń odmianowych z lat 1957–2003

Biological progress in breeding, seed technology and production of potato in Poland Part II. Estimation of quantitative breeding and cultivar progress based on cultivar trials 1957–2003

Praca prezentuje rezultaty podjętej próby oceny postępu biologicznego w hodowli, nasiennictwie i produkcji polowej ziemniaka w Polsce. Na podstawie danych ankietowych wyznaczono wzorzec pomostowy do porównań (zbudowany w oparciu o plony kilku odmian w wieloletciu). Następnie przeprowadzono ocenę ilościowego postępu hodowlanego na podstawie danych z doświadczeń przedrejestracyjnych oraz ocenę ilościowego postępu odmianowego na podstawie danych z doświadczeń porejestracyjnych. Analizy wykonano łącznie i w ramach grup wczesności odmian ziemniaka.

Słowa kluczowe: interakcja genotypowo-środowiskowa, postęp biologiczny, postęp hodowlany, postęp odmianowy, postęp technologiczny, ziemniak

This paper presents the results of estimation of biological progress in breeding, seed technology and production of potato in Poland. Based on survey data the gangway-standard for comparisons was assigned. Next, quantitative breeding progress based on the results of pre-registration trials and quantitative cultivar progress based on the results of after-registration trials were estimated. Joint analysis for all potato cultivars as well as analyses for particular earliness groups were done.

Key words: genotype-environment interaction, biological progress, breeding progress, cultivar progress, technological progress, potato

WSTĘP

W Polskim rolnictwie ziemniak był i jest uważany za jedną z ważniejszych roślin uprawnych. W szczytowym okresie (1938), powierzchnia jego uprawy sięgała około

3 000 000 hektarów (Arseniuk i in., 2004). Ziemniak miał bardzo duże znaczenie w żywieniu ludzi i zwierząt, w przemyśle skrobiowym oraz gorzelnictwie.

W ostatnim okresie (od roku 1996) obserwuje się wyraźny spadek powierzchni produkcji ziemniaka. Spada również jego znaczenie w żywieniu zwierząt i w przemyśle gorzelniczym. Wzrasta natomiast rola przetwórstwa spożywczego ziemniaka (chipsy, frytki, itp.). Zmniejszaniu powierzchni uprawy towarzyszy postępująca specjalizacja produkcji.

Obserwując średnie plony ziemniaka w Polsce podawane przez GUS, można by stwierdzić, że od wielu lat nic się nie zmienia. Średnie plony wahają się w przedziale 16–19 t·ha⁻¹. Tymczasem prace traktujące o postępie biologicznym, postępie odmianowym i postępie hodowlanym, wskazują na ciągły postęp w hodowli nowych odmian ziemniaków, świadczy o tym również ciągły ruch odmianowy, czyli wykreślanie przez COBORU z rejestru odmian starych, a wpisywanie odmian nowych, teoretycznie lepszych. Pojawia się więc pytanie, jaki dokładnie jest ten „postęp” i jak wygląda jego transmisja z hodowli do produkcji oraz jak wygląda jego wykorzystanie. Ponieważ nie obserwuje się wzrostu plonów w produkcji polowej, pojawia się pytanie o przyczynę takiego stanu rzeczy. Wielu analityków i badaczy poszukuje wytłumaczenia tego zjawiska.

Produkcja ziemniaka była przez wiele lat polską specjalnością. W chwili obecnej nie jesteśmy już potentatem w skali światowej w produkcji tego gatunku. Jednak nasza hodowla wciąż pozostaje na bardzo wysokim poziomie.

W niniejszym opracowaniu podjęto próbę oceny postępu biologicznego w hodowli, nasiennictwie i produkcji ziemniaka w Polsce. W tej części zaprezentowane zostaną wyniki oceny ilościowego postępu hodowlanego i odmianowego.

CEL PRACY

Celem pracy, jest przede wszystkim oszacowanie wielkości postępu biologicznego w hodowli, nasiennictwie i produkcji polowej ziemniaka w Polsce w okresie powojennym.

Niniejsza praca koncentruje się na oszacowaniu ilościowego postępu hodowlanego i odmianowego ocenionego na etapie doświadczeń przed i porejestrowych w latach 1957–2003.

MATERIAŁ I METODY

Do oceny postępu hodowlanego i odmianowego na etapie rejestracji nowych odmian ziemniaka wykorzystano dane pochodzące z doświadczeń odmianowych prowadzonych od roku 1957 przez Ministerstwo Rolnictwa (Wyniki doświadczeń..., 1961, 1962, 1964, 1966 a, 1966 b, 1968, 1969), a następnie przez Centralny Ośrodek Badań Odmian Roślin Uprawnych (Lista odmian..., 1970–2003; Rozmiarek, 1970; Syntezy wyników..., 1970–1999; Syntezy wyników..., 2000–2003; Wyniki porejestrowych..., 2000–2003).

Dane z doświadczeń odmianowych obejmowały łącznie 1234 odmiany i rody hodowlane. Do oceny postępu wybrano informacje o tych odmianach i rodach, które były

badane w doświadczeniach dłużej niż jeden rok, co stanowiło łącznie 819 odmian i rodów hodowlanych.

Do wyboru odmian do budowy wzorca pomostowego wykorzystano dane pochodzące z badań ankietowych indywidualnych gospodarstw rolniczych. Badania te prowadzone były przez Pracownię Ekonomiki Nasiennictwa i Hodowli Roślin, Instytutu Hodowli i Aklimatyzacji Roślin w Radzikowie. Rozpoczęto je w roku 1986. Badania ankietowe przeprowadzane były w gospodarstwach prowadzących rachunkowość rolną dla potrzeb Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej. W latach 1986–2003, ankietowano rocznie od 420 do 620 indywidualnych gospodarstw rolniczych. Dane z badań ankietowych dotyczące ziemniaka obejmowały łącznie, w latach 1986–2003, 14 847 pól uprawnych.

Ocenę postępu hodowlanego i odmianowego poprzedzono wyznaczeniem wzorca pomostowego do porównań. W tym celu, opierając się na wynikach badań ankietowych, przeprowadzono analizę stabilności plonowania odmian ziemniaka z wykorzystaniem modelu mieszanego Scheffégo-Calińskiego wraz z modelem regresji łącznej Calińskiego-Kaczmarka (Scheffé, 1959; Caliński, 1966; Caliński i in., 1979, 1997; Kaczmarek, 1986; Mądry i Rajfura, 2003; Mądry i Kang, 2005) zaimplementowanego w programie SERGEN 3 (Caliński i in., 1998). Do analizy stabilności cech wykorzystano dane pochodzące z badań ankietowych gospodarstw indywidualnych. Wybrano odmiany, które w ciągu 18 lat badań znajdowały się w produkcji nie krócej niż 15. Dodatkowo odmiany te musiały występować przynajmniej 4 razy w każdym roku. Powyższe kryteria zdeterminowane były konstrukcją modelu oraz wymaganiami związanymi z odpowiednią liczebnością obserwacji. Dane pochodzące z badań ankietowych charakteryzowały się dużą nieortogonalnością, co wymuszało zachowanie odpowiedniej reprezentatywności danych. Poszczególne lata badań potraktowano jako odrębne środowiska. Każdy rok reprezentował losowy układ warunków klimatycznych. Aby uniknąć wpływu innych warunków otoczenia, takich jak warunki siedliska czy stosowana agrotechnika, analizę stabilności plonowania badanych odmian wykonano na plonach poprawionych, nieobciążonych wpływem warunków siedliskowo-agrotechnicznych. Do „poprawienia” plonów wykorzystano analizę regresji wielokrotnej, którą wykonano w Systemie SAS® (SAS Institute Inc., 2004 b). Identyfikację czynników agrotechnicznych, wpływających istotnie na obserwowane plony badanych odmian, przeprowadzono w oparciu o statystykę $C(p)$ Mallowsa (1973). $C(p)$ wyznacza się dla modeli zawierających wszystkie możliwe kombinacje zmiennych niezależnych, według wzoru:

$$C(p) = \frac{SSE_q}{MSE_{full}} - n + 2 \cdot q$$

gdzie: $C(p)$ — wartość statystyki $C(p)$ Mallowsa; q — liczba wszystkich zmiennych w analizowanym modelu (zarówno zmiennych niezależnych jak i zmiennej zależnej); SSE_q — suma kwadratów odchyłeń dla modelu z q zmiennymi; MSE_{full} — średni kwadrat odchyłeń dla modelu ze wszystkimi badanymi zmiennymi; n — liczba obserwacji.

Do wyboru najlepszego modelu (zawierającego właściwy zestaw zmiennych) stosuje się dwa różne kryteria, zależnie od przeznaczenia szacowanego modelu (Rawlings i in., 2001, Konishi i Kitagawa, 2008). W przypadku modeli służących do predykcji zmiennej zależnej stosuje się kryterium Mallowsa w postaci warunku: $C(p) \leq q$ (Mallows, 1973; Konishi i Kitagawa, 2008). Natomiast w przypadku modeli, dla których najważniejsze jest jak najlepsze oszacowanie ich parametrów, stosuje się kryterium Hockinga w postaci warunku: $C(p) \leq 2 \cdot q - p$, gdzie p oznacza liczbę wszystkich badanych zmiennych (Hocking, 1976; Konishi i Kitagawa, 2008). Jeżeli żaden z analizowanych modeli nie spełnia danego kryterium, wybiera się pierwszy model najbliższy temu kryterium. Na podstawie cząstkowych współczynników regresji ustalono wagi istotnych czynników plonotwórczych. Następnie, z pomocą tych wag, wyznaczono tak zwane „plony poprawione”, czyli takie wartości teoretyczne plonów badanych odmian, dla których występowałyby średnie poziomy istotnych czynników plonotwórczych.

Do grupy odmian wzorcowych wybrano odmiany plonujące stabilnie. Aby wzorzec obejmował cały badany okres, rozszerzono go o odmiany powszechnie uprawiane przez długi czas w latach 50., 60. i 70. XX wieku. Dla tych odmian nie dysponowano szczegółowymi danymi, które umożliwiłyby stwierdzenie ich stabilności plonowania. Występujące braki danych ekstrapolowano w relacji do pozostałych odmian z wzorca. Tak zbudowany wzorzec wykorzystano do dalszych analiz.

Ocenę postępu hodowlanego i odmianowego wykonano z wykorzystaniem zmodyfikowanej „metody Feyerherma” (Oleksiak i in., 2004; Mańkowski, 2009).

WYNIKI

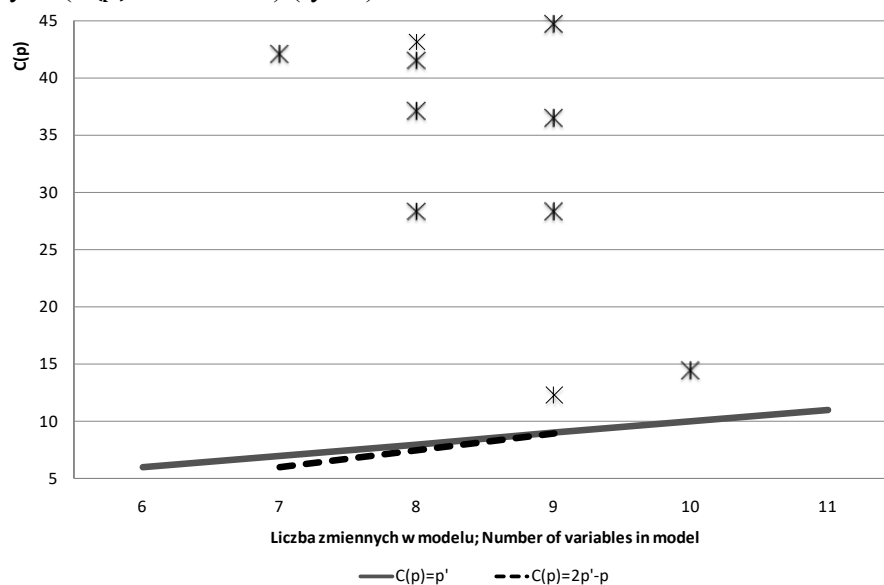
Wyznaczenie wzorca pomostowego do porównań

Ze względu na wieloletni okres badań, mających na celu ocenę postępu biologicznego, konieczne było utworzenie wzorca pomostowego, zbudowanego z kilku odmian. Aby porównania z takim wzorcem były miarodajne i nieobciążone wpływem interakcji genotypowo-środowiskowych, odmiany budujące wzorzec powinny cechować stabilność plonowania ze względu na zróżnicowane warunki uprawy.

Na zmienność danych, pochodzących z produkcji polowej, poza interakcją genotypu z warunkami klimatycznymi, mogą mieć także wpływ interakcje genotypu z warunkami siedliskowymi i poziomem stosowanej agrotechniki. W celu wyeliminowania wpływu wyżej wymienionych czynników na ocenę stabilności plonowania badanych odmian, „poprawiono” ich plony, czyli wyznaczono odpowiednie plony teoretyczne odmian w jednakowych, uśrednionych warunkach siedliskowo-agrotechnicznych. „Poprawienia” plonów dokonano metodą regresji wielokrotnej.

W pierwszej kolejności do modelu regresyjnego dobrano zmienne wpływające istotnie na obserwowane plony. Dla każdej z możliwych kombinacji czynników plonotwórczych uwzględnionych w badaniach ankietowych wyznaczono wartości statystyki $C(p)$ Mallowsa. Wybór właściwego modelu oparto na kryterium Hockinga, gdyż dla potrzeb „poprawiania” plonów najważniejsze było jak najbardziej precyzyjne oszacowanie

parametrów modelu. Wartość $C(p)$ najbliższą progowi kryterium Hockinga miał model z 9 zmiennymi ($C(p) = 12,3036$) (rys. 1).



Rys. 1. Wykres $C(p)$ Mallowsa z uwzględnieniem kryteriów Mallowsa i Hockinga
Fig. 1. Mallows $C(p)$ graph with Mallows's and Hocking's criteria

Tabela 1

Główne czynniki plonotwórcze wybrane do analizy regresji wielokrotnej
Main yielding factors chosen to multiple regression analysis

Zmienna — Variable	Oznaczenie* Code name*	\bar{x}	SD
Gleba w punktach waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej Soil quality in agriculture area valorization points	soil_p	49,0026	19,1744
Ilość wysiewu ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) Sowing amount	seed_no	2495,2500	317,0042
Liczba zabiegów fungicydami Number of fungicide treatments	fungi	0,7623	0,9279
Liczba zabiegów herbicydami Number of herbicide treatments	herb	0,2063	0,4279
Materiał siewny (odsiew) Seed material	seed	5,1893	1,2039
Nawożenie K ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) K fertilization ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$)	K	42,9226	53,8660
Nawożenie N ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) P fertilization ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$)	N	53,7330	48,3100
Nawożenie obornikiem (ile lat temu) Manure (numbers of years before now)	manure	0,4165	0,8133
Nawożenie P ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) P fertilization ($\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$)	P	31,8687	38,6491

* — Oznaczenie przyjęte do dalszych obliczeń; Code name used in next calculations

W tabeli 1 przedstawiono średnie i odchylenia standardowe czynników plonotwórczych uwzględnionych w badaniach ankietowych gospodarstw indywidualnych, które weszły do budowanego modelu regresji wielokrotnej. W tabelach 2 oraz 3 przedstawiono podsumowanie analizy regresji wielokrotnej dla tych czynników. Współczynnik determinacji modelu regresji wielokrotnej wynosił 0,1599, co oznacza, że model ten tłumaczy około 16% zmienności plonów. Najsilniejszy wpływ (około 8%) na plonowanie miała liczba wykonanych zabiegów ochrony chemicznej przed chorobami grzybowymi.

Tabela 2

Podsumowanie procedury krokowej regresji wielokrotnej
Multiple regression stepwise procedure summary

Krok Step	Zmienna wprowadzona [‡] Insert variable [‡]	Zmienna usunięta Removed variable	Liczba zmiennych w modelu Number of variables in model	Cząstkowy R^2 Partial R^2	R^2 modelu Models R^2	$C(p)$ Mallowsa Mallows $C(p)$	Statystyka F F statistic
1.	fungi	—	1	0,0822	0,0822	1337,0000	1300,33**
2.	K	—	2	0,0408	0,1230	635,0290	674,59**
3.	seed	—	3	0,0120	0,1349	460,6670	200,47**
4.	soil_p	—	4	0,0061	0,1411	326,7930	103,58**
5.	N	—	5	0,0060	0,1471	225,4470	101,81**
6.	seed_no	—	6	0,0046	0,1517	147,7900	78,89**
7.	herb	—	7	0,0032	0,1548	95,0447	54,42**
8.	P	—	8	0,0027	0,1576	50,2008	46,71**
9.	manure	—	9	0,0023	0,1599	12,3036	39,89**

Prawdopodobieństwo wejścia zmiennej do modelu; Significance level to entry into model — $SLE = 0,05$;

Prawdopodobieństwo pozostania zmiennej w modelu; Significance level to stay in model — $SLS = 0,10$;

** — Istotne przy $\alpha=0,01$; Significant at $\alpha = 0,01$

‡ — Oznaczenia z tabeli 1; Codes from Table 1

Wyznaczony model regresji wielokrotnej był istotny statystycznie (statystyka $F_{emp} = 306,69^{**}$) wszystkie zmienne budujące model miały również istotne (na poziomie istotności $\alpha = 0,01$) cząstkowe współczynniki regresji (tab. 3). Na podstawie, cząstkowych współczynników regresji wyliczono plony teoretyczne, sprowadzając każdy z istotnych czynników plonotwórczych do poziomu średniego. Uzyskane w ten sposób plony „poprawione”, nieobciążone warunkami agrotechnicznymi, wykorzystano do dalszej analizy, której celem było zbudowanie wzorca pomostowego i oszacowanie postępu odmianowego w produkcji polowej ziemniaka.

Do prawidłowego przeprowadzenia statystycznej analizy interakcji $G \times E$ każda odmiana musi być reprezentowana w każdym środowisku w kilku powtórzeniach (minimum 3). Ze względu na liczebności obiektów oraz zróżnicowanie warunków uprawy, analizę stabilności plonowania przeprowadzono na danych, pochodzących z badań ankietowych gospodarstw indywidualnych. Środowiskami były lata doświadczeń, ponieważ każdy rok reprezentował inne, losowe układy warunków klimatycznych. Do analizy wybrano odmiany, które występowały nie krócej niż przez 15 w ciągu 18 lat objętych badaniami. Dodatkowo każda odmiana musiała występować minimum cztery razy w roku. Zgodnie z wcześniej założonymi kryteriami, z puli 151 odmian objętych badaniami ankietowymi, wybrano 14, były to: Atol, Bronka, Bryza, Bzura, Flisak, Frezja, Ina, Irga, Irys, Janka, Kalina, Miła, Pola i Sokół.

Tabela 3

Model regresji wielokrotnej
Multiple regression model

Zmienna [‡] Variable [‡]	Ocena cząstkowego współczynnika regresji Partial regression coefficient estimation	Błąd standardowy Standard error	Suma kwadratów odchyłeń Sum of squares	Statystyka F F statistic
Stała — Intercept	142,88586	5,5478	3063561	663,33**
soil_p	0,30582	0,0298	487371	105,53**
manure	4,57745	0,7248	184233	39,89**
N	0,08881	0,0142	180545	39,09**
P	0,13860	0,0219	184383	39,92**
K	0,10868	0,0154	229630	49,72**
seed	-6,06662	0,4882	713071	154,40**
seed_no	0,01532	0,0018	332761	72,05**
herb	10,45485	1,4323	246066	53,28**
fungi	15,90015	0,6714	2590482	560,90**

Tabela analizy wariancji dla modelu — Models analysis of variance table

Źródło zmienności Source of variation	Stopnie swobody Degrees of freedom	Suma kwadratów odchyłeń Sum of squares	Średni kwadrat odchyłeń Mean square	Statystyka F F statistic
Model — Model	9	12747765	1416418,0000	306,69**
Błąd Error	14505	66990319	4618,4295	
Razem skorygowane Total corrected	14514	79738084		

** — istotne przy $\alpha=0,01$; significant at $\alpha=0,01$

‡ — Oznaczenia z tabeli 1; Codes from Table 1

Tabela 4

Ogólna analiza wariancji dla układu odmiany × lata uprawy
General analysis of variance for cultivars × years interaction

Źródło zmienności Source of variation	Stopnie swobody Degrees of freedom	Suma kwadratów odchyłeń Sum of squares	Średni kwadrat odchyłeń Mean square	Statystyka F F statistic
Środowiska Environments	16	1478,28	92,39	28,82**
— Regresja względem interakcji — Interaction regression	13	1412,88	108,68	4,99
— Odchylenia od regresji — Regression deviations	3	65,40	21,80	
Genotypy Genotypes	13	170,67	13,13	6,34*
Genotypy × Środowiska Genotypes × Environments	208	832,62	4,00	2,77**
— Regresja względem — Environment regression	13	102,23	7,86	
— Odchylenia od regresji — Regression deviations	195	730,39	3,75	2,54**
Błąd losowy Random error	8180		3,21	

* — Istotne przy $\alpha=0,05$; Significant at $\alpha=0,05$;

** — Istotne przy $\alpha=0,01$; Significant at $\alpha=0,01$

Wybrane odmiany poddano analizie stabilności plonowania, którą przeprowadzono w programie SERGEN 3. Wykonano ogólną analizę wariancji (tab. 4), a także szczegółową analizę oraz testowanie regresji plonów genotypów względem lat uprawy (środowiska) (tab. 5). Na rysunku 2 przedstawiono oceny efektów głównych i proste regresji efektów interakcyjnych odmian względem środowiska.

Tabela 5

Szczegółowa analiza dla układu odmiany × lata uprawy oraz testowanie regresji względem środowisk
Detailed cultivars × years interaction analysis and environment regression testing

Odmiana Cultivar	Ocena efektu głównego Main effect estimation	Statystyka F dla efektu głównego Main effect F statistic	Statystyka F dla interakcji Interaction F statistic	Współczynnik regresji Regression coefficient	R^2	Statystyka F dla regresji Regression F statistic	Statystyka F dla odchylenia od regresji regression deviation F statistic
Irys	-0,725	6,85*	1,31	—	—	—	—
Frezja	-1,064	4,84*	1,84*	-0,171	0,0487	0,77	1,86*
Kalina	0,999	1,23	5,67**	0,460	0,1014	1,69	5,44**
Pola	-0,651	3,39	0,25	—	—	—	—
Mila	-0,127	0,21	1,84*	0,117	0,0688	1,11	1,83*
Ina	-0,593	0,82	0,44	—	—	—	—
Irga	0,055	0,01	5,16**	0,503	0,4110	10,47**	1,49
Sokół	-0,199	0,70	1,30	—	—	—	—
Bryza	-0,322	0,73	5,69**	-0,032	0,0028	0,04	6,05**
Atol	0,572	2,25	3,83**	-0,177	0,0836	1,37	3,74**
Flisak	-0,624	1,24	1,80*	-0,481	0,2844	5,96*	1,38
Janka	-0,599	2,40	1,23	—	—	—	—
Bronka	1,653	37,09**	2,34**	0,116	0,0705	1,14	2,32**
Bzura	1,625	14,13*	1,54*	0,210	0,0920	1,52	3,24**

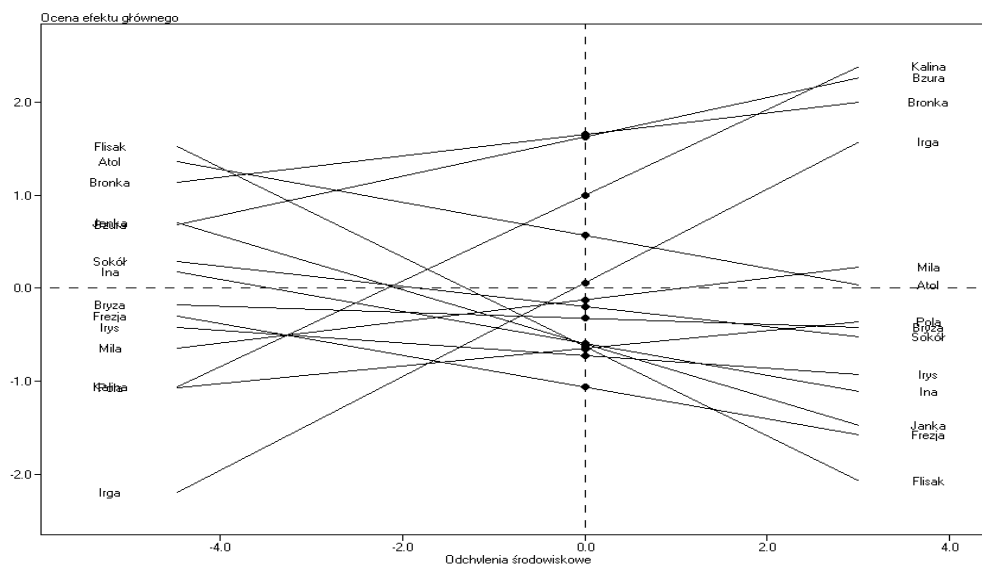
* — Istotne przy $\alpha=0,05$; Significant at $\alpha=0,05$;

** — Istotne przy $\alpha=0,01$; Significant at $\alpha=0,01$

Ogólna analiza wariancji dla układu $G \times E$ (tab. 3) wykazała istotną interakcję badanych odmian z warunkami środowiska. Stwierdzono również istotne statystycznie efekty głównych i interakcji (dla środowisk $F_{emp} = 28,82^{**}$; dla genotypów $F_{emp} = 6,34^*$: dla interakcji genotypy × środowiska $F_{emp} = 2,77^{**}$) oraz odchylenia od regresji względem środowisk ($F_{emp} = 2,54^{**}$; tab. 4).

Szczegółowa analiza wraz z testowaniem regresji względem środowisk umożliwiła wyodrębnienie odmian, których plony różniły się istotnie od średniej środowiskowej. Plonowanie odmian Irys i Frezja (efekty główne odpowiednio -0,7 i -1,1) było istotnie gorsze, a odmian Bronka i Bzura (efekt główny odpowiednio +1,7 i +1,6) istotnie lepsze od średniej środowiskowej. Odmiany Frezja, Kalina, Mila, Irga, Bryza, Atol, Flisak, Bronka i Bzura wykazały istotną interakcję ze zmieniającymi się warunkami klimatycznymi. Odmianę Irga można uznać za odmianę niestabilną, intensywną (istotna regresja interakcyjna, współczynnik regresji ($\beta_1 = +0,5$), czyli plonującą relatywnie lepiej w lepszych warunkach klimatycznych. Odmianę Flisak można uznać za odmianę niestabilną, ekstensywną (istotna regresja względem środowisk, współczynnik regresji ($\beta_1 = -0,5$), czyli plonującą relatywnie lepiej w gorszych warunkach klimatycznych. Zachowanie pozostałych odmian, wykazujących istotną interakcję ze środowiskiem, której nie da się

opisać za pomocą regresji liniowej (regresji względem środowisk) wskazywało, że są to odmiany niestabilne, „nieprzewidywalne”. Odmiany Irys, Pola, Ina, Sokół oraz Janka można uznać za odmiany plonujące stabilnie, ponieważ nie wykazały one istotnej interakcji ze środowiskiem. Wymienione odmiany wykorzystano do budowy wzorca pomostowego.



Rys. 2. Oceny efektów głównych i proste regresji efektów interakcyjnych badanych odmian względem środowiska

Fig. 2. Estimation of main effects and regression lines for interaction effects regression lines for cultivars in environments

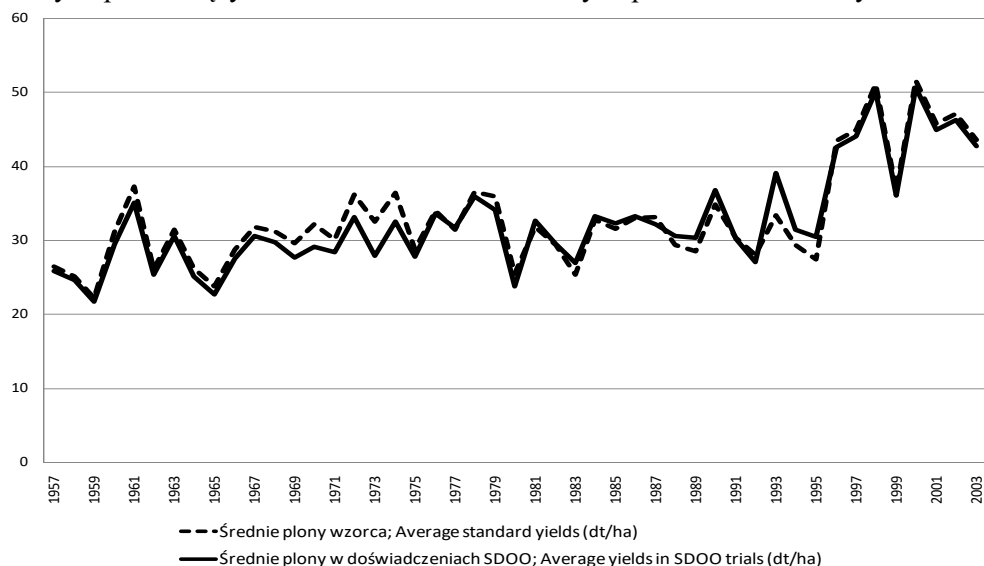
Tabela 6

Odmiany budujące wzorzec pomostowy
Cultivars building the gangway-standard

Odmiana Cultivar	Grupa wczesności Earliness group	Rok wpisania do rejestru Year of registration	Rok wykreślenia z rejestru Year of removing from register
Ina	średnio wczesne — medium early	1977	1986
Irys	bardzo wczesne — very early	1975	...
Janka	średnio późne i późne — medium late and late	1976	1996
Lenino	średnio późne i późne — medium late and late	1955	1990
Pola	średnio wczesne — medium early	1974	1990
Sieglinde	Wczesne — early	1968	1995
Sokół	średnio późne i późne — medium late and late	1972	1998

Ponieważ okres w którym przeprowadzano ocenę postępu hodowlanego i odmianowego był bardzo długi (od 1957 roku), należało rozszerzyć zbiór odmian wzorcowych o odmiany stare. Wybór tych odmian na podstawie analizy stabilności plonowania nie był możliwy ze względu na brak odpowiednich danych. Do wzorca włączono zatem odmiany Lenino i Sieglinde (znajdujące się w Rejestrze Odmian Roślin Uprawnych odpowiednio 36 i 28 lat),

które wybrano uznaniowo. Wzorzec pomostowy składał się więc z siedmiu odmian, których opis zamieszczono w tabeli 6. Braki danych w plonowaniu odmian wzorcowych ekstrapolowano metodą regresyjno-proporcjonalną. Średnie plony ogólne i plony wzorca dla danych pochodzących z doświadczeń odmianowych przedstawiono na rysunku 3.



Rys. 3. Średnie plony odmian ziemniaka i plony wzorca na podstawie danych z doświadczeń odmianowych SDOO

Fig. 3. Average yield of potato cultivars and standard based on data from SDOO cultivar trials

Postęp hodowlany na etapie rejestracji nowych odmian

Ocenę postępu hodowlanego na etapie rejestracji nowych odmian przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z doświadczeń odmianowych SDOO. Ponieważ postęp hodowlany obejmuje wszystko to, co zostało wytworzone przez hodowlę i zgłoszone do doświadczeń odmianowych, do analiz wybrano wszystkie odmiany i rody, które badano w doświadczeniach COBORU nie krócej niż dwa lata. Łącznie w okresie 47 lat (1957-2003) było to 819 odmian i rodów hodowlanych. Analizę przeprowadzono w oparciu o wyznaczone wcześniej wzorzec pomostowy. Odmiany analizowano łącznie, a następnie oddzielnie w grupach wczesności (bardzo wczesne, wczesne, średnio wczesne oraz średnio późne i późne) zgodnie z metodyką opisaną w części pierwszej niniejszej pracy (Mańkowski, w druku).

W pierwszej kolejności dla każdej odmiany i dla każdego roku wyznaczono indeksy $CDYA_i$ (indeksy zdolności plonotwórczej i -tej odmiany). Następnie indeksom $CDYA_i$ przypisano wagi odpowiadające udziałowi odmian w doświadczeniach w danym roku (1 — jeśli odmiana występowała w doświadczeniach w danym roku i 0 — gdy nie występowała). W ten sposób wyznaczono indeksy $SDYA_r$ (indeksy zdolności plonotwórczej gatunku w roku r). W celu opisu zmian tych indeksów w kolejnych latach przeprowadzono

analizę trendu liniowego, gdzie zmienną zależną były wartości indeksów $SDYA_r$, a zmienną determinującą następujące kolejno po sobie lata (rok 1957 — 1, 1958 — 2, ..., 2003 — 47). Wyniki analizy funkcji regresji przedstawiono w tabeli 7. Wykres wartości indeksów $SDYA_r$ oraz wyznaczone funkcje regresji przedstawiono na rysunkach 4a, 4b, 4c, 4d oraz 4e.

Tabela 7

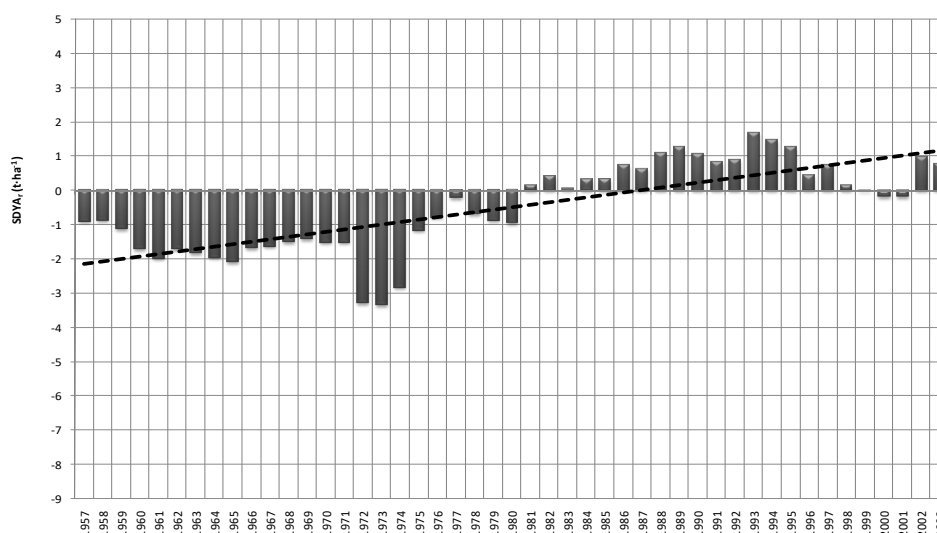
Analiza funkcji regresji dla wyznaczonych indeksów $SDYA_r$
Analysis of regression function for estimated $SDYA_r$ indexes

Grupa odmian i rodów Cultivars and lines groups	Statystyka F dla modelu Models F statistic	R^2	Poprawiony R^2 Adjusted R^2	Stała regresji Intercept		Współczynnik regresji Regression coefficient	
				wartość value	statystyka t t statistic	wartość value	statystyka t t statistic
Wszystkie odmiany i rody All cultivars and lines	62,22**	0,5803	0,5710	-2,20163	-8,77**	0,07183	7,89**
Bardzo wczesne Very early	60,29**	0,5726	0,5631	-6,34635	-10,89**	0,16413	7,76**
Wczesne Early	58,13**	0,5636	0,5540	-7,18981	-9,51**	0,20915	7,62**
Średnio wczesne Medium early	79,51**	0,6386	0,6305	-2,42964	-10,26**	0,07663	8,92**
Średnio późne i późne Medium late and late	10,36**	0,1872	0,1691	-0,36104	-1,09 ^{NS}	0,03870	3,22*

^{NS} — Nieistotne; Not significant

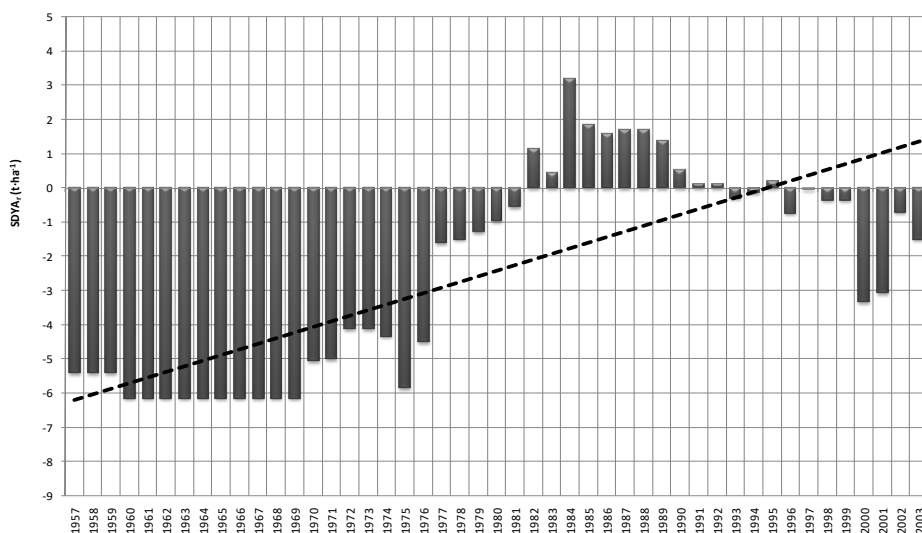
* — Istotne przy $\alpha = 0,05$; Significant at $\alpha=0.05$

** — Istotne przy $\alpha = 0,01$; Significant at $\alpha = 0.01$



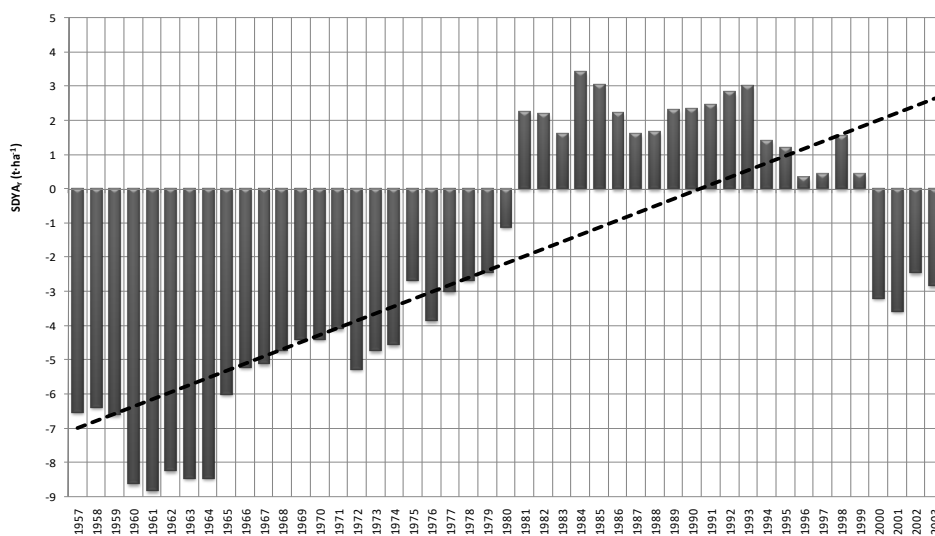
Rys. 4 a. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla wszystkich odmian i rodów znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003

Fig. 4 a. Linear trends and values of $SDYA_r$ indexes for all cultivars and lines tested in COBORU trials in the years 1957–2003



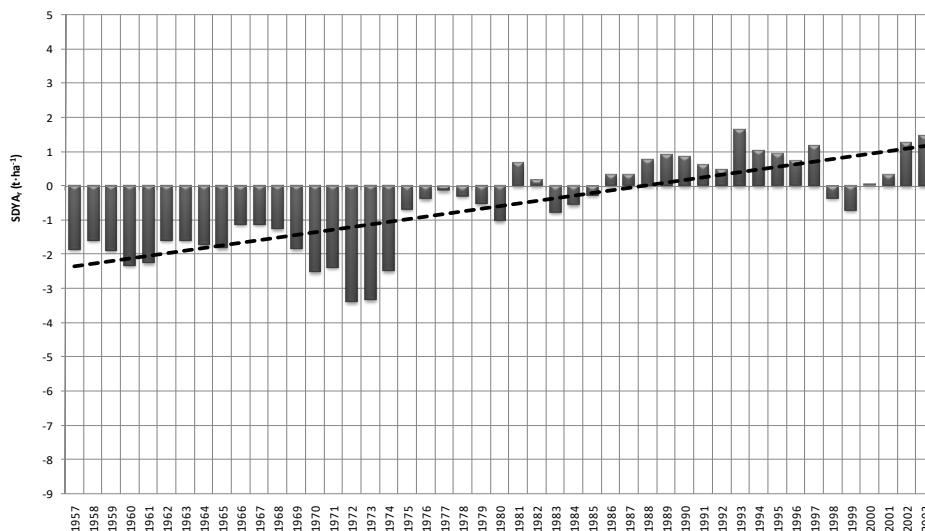
Rys. 4 b. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla bardzo wczesnych odmian i rodów znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003

Fig. 4 b. Linear trends and values of $SDYA_r$ indexes for very early cultivars and lines tested in COBORU trials in the years 1957–2003



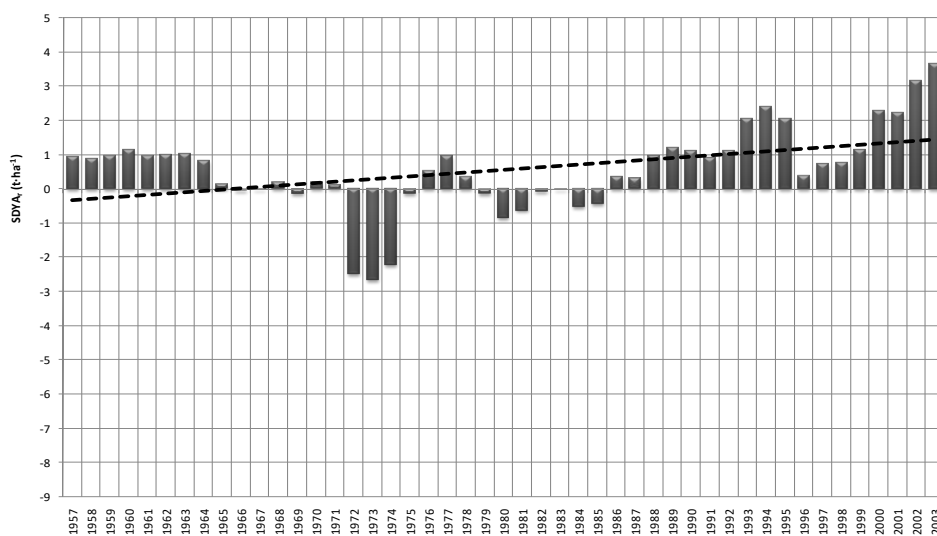
Rys. 4 c. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla wczesnych odmian i rodów znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003

Fig. 4 c. Linear trends and values of $SDYA_r$ indexes for early cultivars and lines tested in COBORU trials in the years 1957–2003



Rys. 4 d. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla średnio wczesnych odmian i rodów znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003

Fig. 4 d. Linear trends and values of $SDYA_r$ indexes for medium early cultivars and lines tested in COBORU trials in the years 1957–2003



Rys. 4e. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla średnio późnych i późnych odmian i rodów znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003

Fig. 4e. Linear trends and values of $SDYA_r$ indexes for medium late and late cultivars and lines tested in COBORU trials in the years 1957–2003

We wszystkich grupach odmian stwierdzono istotny trend świadczący o przyroście indeksów $SDYA_r$ w latach. Roczny przyrost wartości indeksów $SDYA_r$ dla wszystkich odmian wynosił $0,07 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$, dla bardzo wczesnych — $0,16 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$, dla wczesnych — $0,21 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$, dla średnio wczesnych — $0,08 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$, dla średnio późnych i późnych — $0,04 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$ rocznie. Tak więc największy postęp w hodowli w latach 1957-2003 odnotowano w odmianach wczesnych ziemniaka (rys. 4c), a najmniejszy w odmianach średnio późnych i późnych (rys. 4e).

Postęp odmianowy na etapie rejestracji nowych odmian

Ocenę postępu odmianowego na etapie rejestracji nowych odmian przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z doświadczeń odmianowych SDOO. Do analiz wybrano wszystkie zarejestrowane odmiany, które badano w doświadczeniach COBORU minimum przez dwa lata. Łącznie w okresie 47 lat (1957–2003) było to 258 odmian. Analizę przeprowadzono w oparciu o wcześniej wyznaczony wzorzec pomostowy. Odmiany analizowano łącznie, a następnie oddzielnie w grupach wczesności (bardzo wczesne, wczesne, średnio wczesne oraz średnio późne i późne).

Wyznaczonym wcześniej dla każdej odmiany indeksem $CDYAi$ przypisano wagi odpowiadające udziałowi odmian w doświadczeniach w danym roku (1 lub 0). W ten sposób wyznaczono indeksy $SDYAr$. W celu opisanie zmienności tych indeksów w kolejnych latach przeprowadzono analizę funkcji regresji liniowej (tab. 8). Rysunki 5a, 5b, 5c, 5d oraz 5e przedstawiają wykresy wartości indeksów $SDYA_r$ oraz wyznaczone funkcje regresji.

Tabela 8

Analiza funkcji regresji dla wyznaczonych indeksów $SDYA_r$
Analysis of regression function for estimated $SDYA_r$ indexes

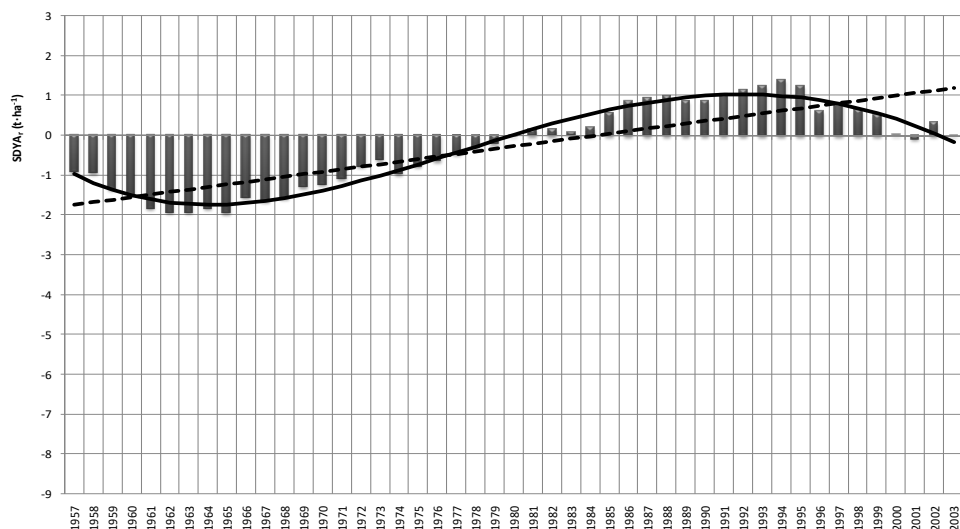
Grupa odmian Cultivars groups	Statystyka F dla modelu Models F statistic	R^2	Poprawiony R^2 Adjusted R^2	Stała regresji Intercept		Współczynnik regresji Regression coefficient	
				wartość value	statystyka t t statistic	wartość value	statystyka t t statistic
Wszystkie odmiany All cultivars	115,08**	0,7189	0,7126	-1,80134	-10,98**	0,06383	10,73**
Bardzo wczesne Very early	98,46**	0,6863	0,6794	-6,29520	-13,70**	0,16540	9,92**
Wczesne Early	42,46**	0,4855	0,4740	-6,51307	-7,84**	0,19629	6,52**
Średnio wczesne Medium early	213,41**	0,8259	0,8220	-2,20183	-15,39**	0,07582	14,61**
Średnio późne i późne Medium late and late	0,04 ^{NS}	0,0008	0,0004	0,67559	5,45**	-0,00087	0,19 ^{NS}

NS — Nieistotne; Not significant;

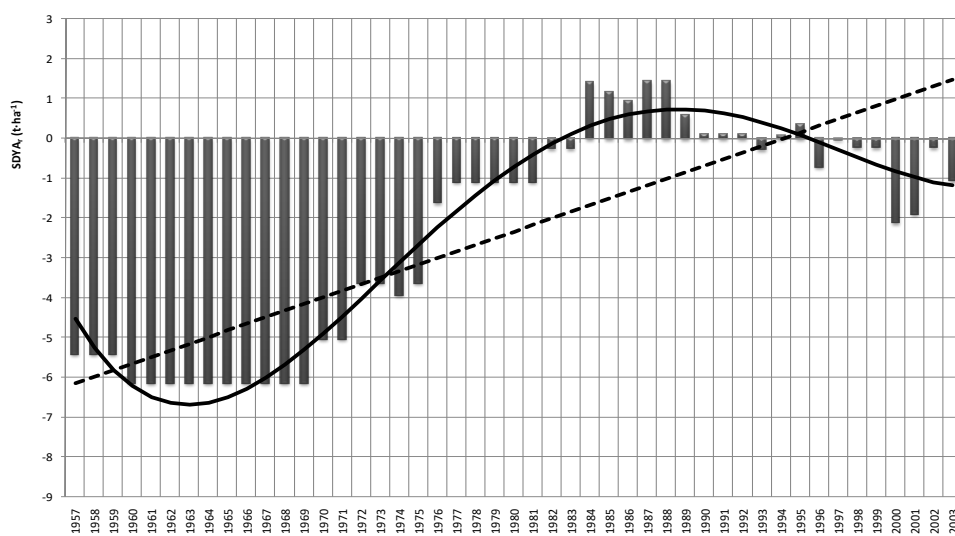
* — Istotne przy $\alpha=0,05$; Significant at $\alpha=0,05$;

** — Istotne przy $\alpha = 0,01$; Significant at $\alpha = 0,01$

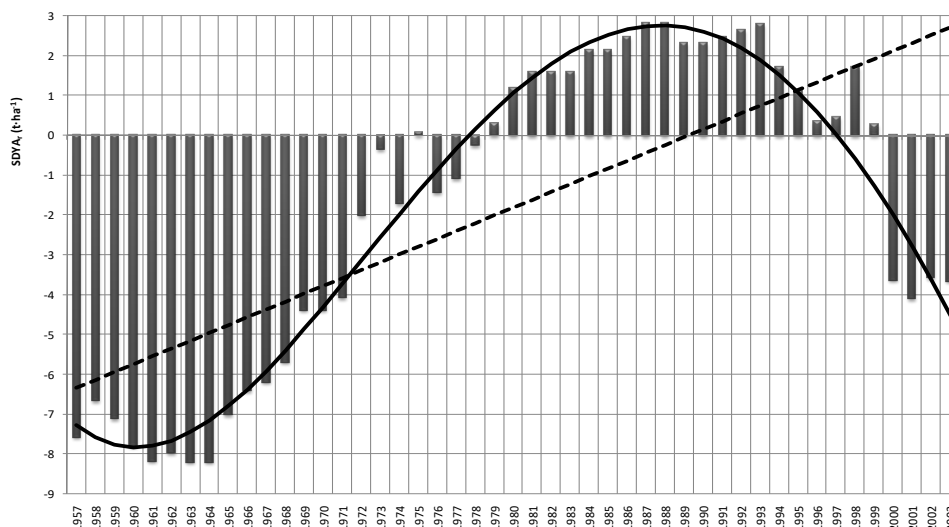
Istotne funkcje regresji liniowej stwierdzono w przypadku analizy wszystkich odmian łącznie (rys. 5a), oraz w grupie odmian bardzo wczesnych (rys. 5b), wczesnych (rys. 5c), i średnio wczesnych (rys. 5d). Nie stwierdzono występowania istotnego trendu liniowego w grupie odmian średnio późnych i późnych (tab. 8, rys. 5e).



Rys. 5 a. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla wszystkich odmian znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003
Fig. 5 a. Trends and values of $SDYA_r$ indexes for all cultivars tested in COBORU trials in the years 1957–2003

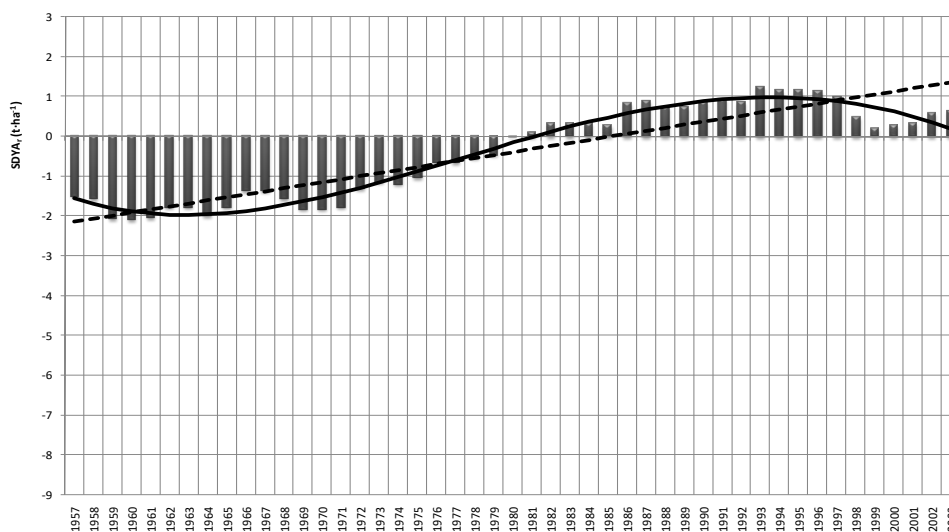


Rys. 5 b. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla bardzo wczesnych odmian znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003.
Fig. 5 b. Trends and values of $SDYA_r$ indexes for very early cultivars tested in COBORU trials in the years 1957–2003



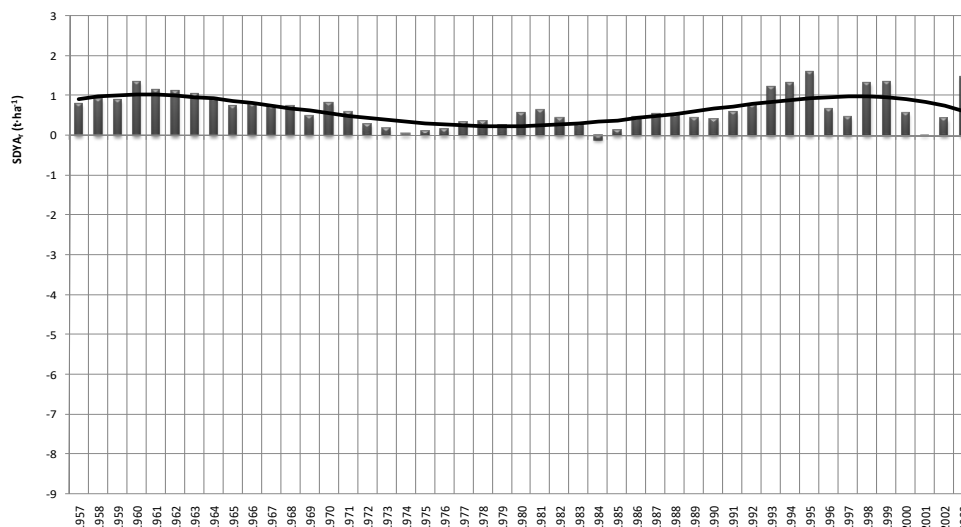
Rys. 5 c. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla wczesnych odmian znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003

Fig. 5 c. Trends and values of $SDYA_r$ indexes for early cultivars tested in COBORU trials in the years 1957–2003



Rys. 5 d. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla średnio wczesnych odmian znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003

Fig. 5 d. Trends and values of $SDYA_r$ indexes for medium early cultivars tested in COBORU trials in the years 1957–2003



Rys. 5 e. Trendy i wartości indeksów $SDYA_r$ dla średnio późnych i późnych odmian znajdujących się w doświadczeniach COBORU w latach 1957–2003

Fig. 5 e. Trends and values of $SDYA_r$ indexes for medium late and late cultivars tested in COBORU trials in the years 1957–2003

Roczne przyrosty indeksów $SDYA_r$ dla wszystkich odmian wynosiły $0,06 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$, dla bardzo wczesnych — $0,17 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$, dla wczesnych — $0,20 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$ oraz $0,08 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$ — dla średnio wczesnych. Na tej podstawie stwierdzono, że największy postęp odmianowy miał miejsce w grupie odmian wczesnych, a najmniejszy w grupie odmian średnio wczesnych. W przypadku grupy odmian średnio późnych i późnych nie zanotowano istotnych zmian indeksów $SDYA_r$. Należy jednak zwrócić uwagę, że indeksy $SDYA_r$ dla tej grupy wczesności, miały w badanym okresie wartość dodatnią, co można interpretować jako zachowanie istniejącego postępu odmianowego na stałym i dość korzystnym poziomie (rys. 5e).

Postęp odmianowy na etapie rejestracji nowych odmian, analiza w przedziałach czasowych

Obserwując wykresy indeksów $SDYA_r$ obrazujących postęp odmianowy na etapie rejestracji nowych odmian stwierdzono, że występują pewne trendy lokalne obejmujące krótsze okresy czasu. W celu ich opisania przeprowadzono analizę regresji wielomianowej czwartego stopnia według modelu liniowego: $y = a + b \cdot x + c \cdot x^2 + d \cdot x^3 + e \cdot x^4$. W tabeli 9 zamieszczono wyniki analizy regresji wielomianowej czwartego stopnia. Dodatkowo wskazano ekstrema funkcji i miejsca przecięcia wyznaczonych funkcji wielomianowych z osią rzędnych. Na rysunkach 5a, 5b, 5c, 5d oraz 5e przedstawiono wyznaczone funkcje wielomianowe z uwzględnieniem grup wczesności odmian.

Obserwacja zmiany indeksów $SDYA_r$ dla wszystkich analizowanych odmian ziemniaka (rys. 5a) wykazała, że w początkowym okresie (lata 1957–1964) pogłębiał się regres,

dopiero po roku 1964 można było mówić o stopniowej poprawie w potencjale plonotwórczym odmian. W roku 1980 potencjał plonotwórczy odmian znajdujących się w doświadczeniach zaczął przewyższać potencjał odmian wzorcowych. Wzrost potencjału plonotwórczego następował aż do roku 1992, po którym wartości indeksów $SDYA_r$ znów zaczęły spadać. Od roku 2002 obserwowany potencjał plonotwórczy badanych odmian był niższy niż potencjał odmian wzorcowych.

W przypadku odmian bardzo wczesnych (rys 5b) pod koniec lat 50. XX wieku potencjał plonotwórczy badanych odmian był aż o $5,4 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$ mniejszy niż potencjał odmian wzorcowych. W latach 60. następował dalszy spadek indeksów $SDYA_r$. Po roku 1970 następowała stopniowa poprawa. W latach 1982–1983 wartość oszacowanego potencjału plonotwórczego dla badanych odmian bardzo wczesnych przewyższyła potencjał odmian wchodzących w skład wzorca. Dalszy wzrost potencjału plonotwórczego następował do roku 1989. Od tego roku obserwowano systematyczny spadek indeksów $SDYA_r$.

Tabela 9

Analiza funkcji regresji wielomianowej czwartego stopnia dla indeksów $SDYA_r$
Analysis of fourth degree multinomial regression for $SDYA_r$ indexes

Wyszczególnienie Specification	Wszystkie odmiany All cultivars	Bardzo wczesne Very early	Wczesne Early	Średnio wczesne Medium early	Średnio późne i późne Medium late and late	
Statystyka F dla modelu — Models F statistic	286,90**	233,39**	245,83**	263,37**	9,24**	
R^2	0,9647	0,9569	0,9590	0,9617	0,4681	
Poprawiony R^2 — Adjusted R^2	0,9613	0,9528	0,9551	0,9580	0,4174	
Stała regresji Intercept $a^{1)}$	wartość — value statystyka t — t statistic	-0,70865 -4,19**	-3,61778 -7,30**	-6,80785 -9,99**	-1,36248 -6,98**	0,83084 3,15**
Współczynnik Coefficient $b^{1)}$	wartość — value statystyka t — t statistic	-0,28013 -5,87**	-1,00075 -7,16**	-0,52672 -2,74**	-0,18987 -3,44**	0,10533 1,42 ^{NS}
Współczynnik Coefficient $c^{1)}$	wartość — value statystyka t — t statistic	0,02256 5,66**	0,09825 8,42**	0,07579 4,72**	0,01718 3,73**	-0,01605 -2,59*
Współczynnik Coefficient $d^{1)}$	wartość — value statystyka t — t statistic	-0,00045607 -3,68**	-0,00270 -7,43**	-0,00201 -4,01**	-0,00033372 -2,33*	0,00059956 3,10**
Współczynnik Coefficient $e^{1)}$	wartość — value statystyka t — t statistic	0,00000230 1,79 ^{NS}	0,00002311 6,15**	0,00001400 2,71**	0,00000147 0,99 ^{NS}	-0,00000655 -3,28**
Ekstrema funkcji (rok)	minimum — minimum	1964	1963	1960	1963	1960 1997
Function extreme (year)	maksimum — maximum	1992	1989	1988	1994	1979
Miejsca przecięcia wyznaczonych funkcji wielomianowych z osią rzędnych		1980	1982/1983	1978	1981	—
Estimate multinomial regression functions cross location with X axis		2002	1995/1996	1997		

¹⁾ — Oznaczenie współczynników regresji zgodne z zapisem modelu regresji wielomianowej; Notation of regression coefficient corresponding to multinomial regression model: $y = a + b \cdot x + c \cdot x^2 + d \cdot x^3 + e \cdot x^4$

Indeksy $SDYA_r$ dla odmian wczesnych ziemniaka (rys 5c) cechowały się największymi zmianami. Potencjał plonotwórczy badanych odmian na początku lat 60. XX wieku był aż o $8,2 \text{ t}\cdot\text{ha}^{-1}$ niższy niż potencjał odmian wzorcowych. Po roku 1964 widoczna była stopniowa poprawa, a w latach 1987–1988 indeksy $SDYA_r$ osiągnęły poziom maksymalny. Po roku 1993 potencjał plonotwórczy tej grupy odmian ponownie zaczął spadać.

Najniższy potencjał plonotwórczy odmian średnio wczesnych (rys. 5d) obserwowano w latach 1959–1971. Najwyższy poziom indeksów $SDYA_r$ w tej grupie wczesności stwierdzono w latach 1993–1997.

Potencjał plonotwórczy odmian średnio późnych i późnych (rys 5e) w badanym okresie przewyższał potencjał odmian wzorcowych. Najwyższe wartości indeksów $SDYA_r$ obserwowano na początku lat 60. oraz w latach 90. XX wieku. Najniższe wartości odnotowano pod koniec lat 70.

DYSKUSJA I PODSUMOWANIE

Analiza efektów prac hodowlanych (w postaci badanych w doświadczeniach 1 234 odmian i rodów hodowlanych) prowadzonych w latach 1957–2003 umożliwiła ocenę postępu hodowlanego na etapie rejestracji nowych odmian. W latach 1957–2003, w badaniach obejmujących okres minimum 2 lat, pozostawało 819 odmian i rodów hodowlanych. Może to świadczyć o dużej efektywności prac hodowlanych. W ziemniaku średnio rocznie do doświadczeń zgłaszano ponad 17 nowych odmian i rodów.

W przypadku wszystkich grup wczesności odnotowano istotne trendy wzrostowe potencjału plonotwórczego badanych odmian i rodów ziemniaka (tab. 7). Wartości indeksu $SDYA_r$ wykazywały jednak duże wahania (rys. 5), które mogły być wywołane różnorodnością odmian i rodów zgłaszanych do doświadczeń przedrejestracyjnych. Najważniejsze jest jednak to, że średnio co roku odnotowywano wzrost potencjału plonotwórczego. Na przestrzeni lat 1957–2003 największe zmiany obserwowano w przypadku grup odmian bardzo wczesnych i wczesnych. U odmian i rodów bardzo wczesnych średni roczny przyrost indeksu $SDYA_r$ wynosił $0,164 \text{ dt}\cdot\text{ha}^{-1}$, a u wczesnych $0,209 \text{ dt}\cdot\text{ha}^{-1}$.

Ilościowy postęp odmianowy na etapie rejestracji nowych odmian, został oszacowany na podstawie wyników doświadczeń porejestracyjnych, w których obserwowano znajdujące się w rejestrze odmiany ziemniaka. W latach 1957–2003 badano łącznie 258 zarejestrowanych odmian. Porównanie liczby odmian badanych w doświadczeniach porejestracyjnych z liczbą odmian i rodów badanych w doświadczeniach przedrejestracyjnych wskazuje wyraźnie na ich ostrą selekcję przeprowadzoną przez COBORU podczas rejestracji nowych odmian ziemniaka.

Wyraźny efekt selekcji odmian i rodów przed wpisaniem do rejestru był widoczny również w samych wartościach indeksów $SDYA_r$ oraz ich trendach liniowych. O ile w przypadku postępu hodowlanego (tab. 7) występowały wyraźne i znaczące odchylenia obserwacji od wyznaczonego trendu (stosunkowo niskie wartości współczynnika determinacji R^2), to w przypadku oceny postępu odmianowego (tab. 8) odchylenia obserwacji od wyznaczonej funkcji trendu były znacznie mniejsze.

Przy ocenie postępu odmianowego nie stwierdzono istotnego trendu w grupie odmian średnio późnych i późnych, jednak wartości potencjału plonotwórczego były dodatnie. W pozostałych grupach wczesności obserwowano istotne trendy wzrostowe, świadczące o postępie odmianowym. Analogicznie, jak w przypadku oceny postępu hodowlanego, najwyższe średnie przyrosty obserwowano dla odmian z grupy bardzo wczesnych ($0,165 \text{ dt}\cdot\text{ha}^{-1}$) oraz wczesnych ($0,196 \text{ dt}\cdot\text{ha}^{-1}$).

W celu dokładnego opisu charakteru zmian indeksów $SDYA_r$, wyznaczono funkcje trendów w postaci wielomianów czwartego stopnia, które charakteryzowały się wysokimi współczynnikami determinacji (tab. 9). Na podstawie wyznaczonych trendów możliwe było dokładne opisanie zmian w czasie w wartościach indeksów $SDYA_r$.

Największe zmiany obserwowano w grupie odmian bardzo wczesnych i wczesnych. Najmniejsze, aczkolwiek istotne zmiany obserwowano w grupie odmian średnio późnych i późnych. W grupie odmian bardzo wczesnych wartości potencjału plonotwórczego wyrażone wartościami indeksów $SDYA_r$ były w początkowym okresie ujemne. Oznacza to, że odmiany wczesne plonowały na poziomie znacznie niższym niż średnie plony wzorca. Dopiero od roku 1963 nastąpił, w tej grupie odmian, dynamiczny wzrost potencjału plonotwórczego. Po roku 1982 średnie plony odmian bardzo wczesnych zaczęły przewyższać plony odmian wzorcowych. Wzrost potencjału plonotwórczego obserwowano do roku 1989, po którym aż do roku 2003 następował powolny spadek wartości indeksów $SDYA_r$. W grupie odmian wczesnych, podobnie jak w grupie bardzo wczesnych, średnie plony były w początkowym okresie znacznie niższe niż plony wzorca. Od roku 1960 potencjał plonotwórczy odmian z tej grupy zaczął wzrastać. Indeks $SDYA_r$ osiągnął najwyższe wartości w roku 1988, po którym nastąpił spadek potencjału plonotwórczego. W grupie odmian średnio wczesnych obserwowane zmiany miały łagodniejszy charakter. W latach 50. i 60. XX wieku średnie plony odmian z tej grupy były niższe niż plony wzorca. Różnica ta nie była jednak tak znacząca, jak w przypadku odmian z grup bardzo wczesnych i wczesnych. Przyrost indeksów $SDYA_r$ obserwowano w okresie 1963–1994, po którym nastąpił niewielki spadek potencjału plonotwórczego odmian średnio wczesnych. Indeksy $SDYA_r$ dla odmian średnio późnych i późnych przez cały okres badań były dodatnie, występowały jednak pewne okresowe zmiany w ich poziomie. Najwyższe wartości potencjału plonotwórczego tych odmian obserwowano w roku 1960 i 1997, najniższe natomiast w roku 1979.

Istotny wpływ na ocenę ilościowego postępu odmianowego i hodowlanego w doświadczeniach odmianowych COBORU mogły mieć zmiany w stosowanej ochronie chemicznej doświadczeń. Kluczowym momentem zatem okazał się przełom lat 60. i 70. XX wieku, kiedy zaczęto częściowo chronić chemicznie doświadczenia oraz rok 1996, od którego zaczęto stosować pełną ochronę chemiczną. W tych latach jednak nie zaobserwowano żadnych nietypowych odchyłeń indeksów $SDYA_r$. Może to świadczyć o tym, że zastosowana metodyka oceny ilościowego postępu hodowlanego i odmianowego pozwoliła na wyeliminowanie wpływu czynników towarzyszących, które mogłyby istotnie wpływać na ocenę wyznaczanych parametrów.

Porównanie obserwowanych efektów postępu hodowlanego i postępu odmianowego na etapie rejestracji nowych odmian wskazuje, iż po selekcji i rejestracji nowych odmian zachowały się ogólne trendy w obserwowanych wartościach potencjału plonotwórczego gatunku w roku. Zmniejszeniu uległy jedynie wahania (zmiennosc) tych efektów. Świadczy to o prawidłowych działaniach COBORU, które polegały na rejestrowaniu odmian o cechach najlepszych, spośród badanych w doświadczeniach przedwstępnych odmian i rodów.

Prezentowane w niniejszej pracy wyniki pokrywały się ze spostrzeżeniami innych autorów, zajmujących się postępowaniem odmianowym i hodowlanym. Ocenę postępu odmianowego i hodowlanego w latach 1965–1978 przeprowadził Kamasa (1983), w latach 1965–1984 Krzymuski i Wilkos (1986), w latach 1966–1980, 1966–1993 i 1991–1995 Krzymuski (odpowiednio 1988, 1996 a, 1997). Wszyscy autorzy stwierdzili występowanie postępu hodowlanego i odmianowego w analizowanych okresach. Ocena postępu hodowlanego w ziemniaku w latach 1946–2007 przeprowadzona przez Chotkowskiego i Stypę (2007) wykazała wyraźny postęp w potencjale plonotwórczym odmian. Prezentowane w niniejszej pracy wyniki potwierdzają opinie prezentowane przez innych autorów.

Zimnoch-Guzowska i wsp. (2006) stwierdzili, że dalsze prace nad plennością odmian są zasadne, powinny jednak iść w parze z pracami nad strukturą i wyrównaniem plonów nowych odmian ziemniaka.

LITERATURA

- Arseniuk E., Krzymuski J., Martyniak J., Oleksiak T. (red.). 2004. Historia hodowli i nasiennictwa na ziemiach Polskich w XX wieku. Rośliny rolnicze. Poznań, IHAR Radzików.
- Caliński T. 1966. On the distribution of the F-type statistic in the analysis of a group of experiments. *J. Roy. Stat. Soc. Series B*, 28: 526 — 542.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z. 1979. Analiza interakcji genotypowo-środowiskowej. Cz. 3. Zastosowanie analizy regresji oraz analizy składowych głównych. IX Coll. Metodol. Z Agrobiom. PAN, Warszawa: 5 — 28.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z. 1997. A multivariate approach to analysis genotype-environment interactions. In: Krajewski P., Kaczmarek Z. (ed.), *Advances in Biometrical Genetics*. Poznań: 3 — 14.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z., Krajewski P., Siatkowski I. 1998. SERGEN — Analiza serii doświadczeń odmianowych i genetyczno hodowlanych. Program komputerowy, Poznań, IGR.
- Chotkowski J., Stypa I. 2007. Ocena postępu hodowlanego w produkcji ziemniaka w Polsce w latach 1946–2007. *Biul. IHAR* 245: 181 — 189.
- Hocking R. R. 1976. The analysis and selection of variables in linear regression. *Biometrics*, 32: 1 — 49.
- Kaczmarek Z. 1986. Analiza doświadczeń wielokrotnych zakładanych w blokach niekompletnych. *Roczniki AR w Poznaniu, Rozprawy Naukowe*, Poznań.
- Kamasa J. 1983. Postęp odmianowy ziemniaka w Polsce. Praca doktorska, Słupia Wielka, COBORU.
- Konishi S., Kitagawa G. 2008. *Information criteria and statistical modeling*. New York: Springer Science+Business Media LLC.
- Krzymski J. 1988. Ocena postępu odmianowego w plonach głównych ziemniaków w skali kraju. *Biuletyn Oceny Odmian*, Tom XIII Z. 19: 13 — 23.
- Krzymski J. 1996 a. Zmiany w uprawie i w produkcji ziemniaka. Cz. I. Postęp biologiczny. *Biuletyn IHAR*, Nr 197: 273 — 282.
- Krzymski J. 1997. Postęp w hodowli odmian i jego wykorzystanie w produkcji w latach 1991–1995. Cz. I. Główne ziemniaki — zboża podstawowe, ziemniak, burak cukrowy i rzepak ozimy. *Biuletyn IHAR*, Nr 201: 5 — 13.
- Krzymski J., Wilkos S. 1986. Postęp odmianowy w ziemniaku i jego wykorzystanie. *Biuletyn Instytutu Ziemniaka*, 34: 13 — 23.
- Lista Odmian Roślin Rolniczych. 1970–2003. Słupia Wielka, COBORU.
- Mallows C. L. 1973. Some comments on Cp. *Technometrics* 15: 661 — 675.
- Mańkowski D. R. 2009. Postęp biologiczny w hodowli, nasiennictwie i produkcji ziemniaka w Polsce. Część 1. Przegląd ilościowych metod oceny postępu hodowlanego i odmianowego. *Biul. IHAR* 251: 153 — 173.

- Mądry W., Kang M. S. 2005. Scheffe-Caliński and Shukla Models: Their interpretation and usefulness in stability and adaptation analyses. *Journal of Crop Improvement*, 14 (1/2): 325 — 369.
- Mądry W., Rajfura A. 2003. Analiza statystyczna miar stabilności na podstawie danych w klasyfikacji genotypy × środowiska. Cz. I. Model mieszany Scheffego-Calińskiego i model regresji łącznej. *Colloquium Biometryczne*, 33: 181 — 205.
- Oleksiak T., Mańkowski D. R., Laudański Z. 2004. Metoda oceny postępu hodowlanego w warunkach produkcyjnych. *Colloquium Biometryczne*, 34a: 109 — 121.
- Rawlings J. O., Pantula S. G., Dickey D. A. 2001. *Applied Regression Analysis — a Research Tool*. 2nd Edition. New York, USA, Springer-Verlag Inc.
- Rozmiar A. 1970. Ziemniak — wyniki doświadczeń odmianowych przeprowadzonych w roku 1969. Słupia Wielka, COBORU.
- SAS Institute Inc. 2004 a. *BASE SAS 9.1.3 Procedures Guide*. SAS Publishing, SAS Institute Inc., Cary, NC, USA.
- SAS Institute Inc. 2004 b. *SAS/STAT 9.1 Users Guide*. SAS Publishing, SAS Institute Inc., Cary, NC, USA.
- Scheffé 1959. *The analysis of variance*. J. Wiley & Sons, New York.
- Syntezy wyników doświadczeń odmianowych — Ziemniak. 1970–1999. Słupia Wielka, COBORU.
- Syntezy wyników doświadczeń rejestrowych — Ziemniak. 2000–2003. Słupia Wielka, COBORU.
- Wyniki doświadczeń odmianowych. 1961. Seria A. Sprawozdanie roczne. Zeszyt 53. Ziemniak. 1960 r. Warszawa, Ministerstwo Rolnictwa.
- Wyniki doświadczeń odmianowych. 1962. Seria B. Opracowanie wieloletnie. Tom XX. Ziemniak w latach 1957–1959. Warszawa, Ministerstwo Rolnictwa.
- Wyniki doświadczeń odmianowych. 1964. Seria A. Sprawozdanie roczne. Zeszyt 104. Ziemniak. 1963 r. Warszawa, Ministerstwo Rolnictwa.
- Wyniki doświadczeń odmianowych. 1966 a. Seria A. Sprawozdanie roczne. Zeszyt 116. Ziemniak. 1964 r. Warszawa, Ministerstwo Rolnictwa.
- Wyniki doświadczeń odmianowych. 1966 b. Seria B. Ziemniak w latach 1960–0962. Warszawa, Ministerstwo Rolnictwa.
- Wyniki doświadczeń odmianowych. 1968. Seria A. Sprawozdanie roczne. Zeszyt 151. Ziemniak 1966 r. Warszawa, Ministerstwo Rolnictwa.
- Wyniki doświadczeń odmianowych. 1969. Seria A. Sprawozdanie trzyletnie. Ziemniak 1966–1968. Warszawa, Ministerstwo Rolnictwa.
- Wyniki porejestrowych doświadczeń odmianowych — Ziemniak. 2000–2003. Słupia Wielka, COBORU.
- Zimnoch-Guzowska E., Flis B., Pawlak A. 2006. Strategiczne kierunki hodowli ziemniaka. W: *Ulepszanie roślin uprawnych dla zróżnicowanych agroekosystemów*. Materiały z Sympozjum Naukowego z okazji 55-lecia IHAR. IHAR, Radzików.