

TADEUSZ OLEKSIAK
DARIUSZ R. MAŃKOWSKI

Pracownia Ekonomiki Nasiennictwa i Hodowli Roślin
Zakład Nasiennictwa i Nasionoznawstwa, IHAR — Radzików

Wpływ terminu siewu na plonowanie pszenicy ozimej na podstawie wyników badań ankietowych

The effect of sowing date on winter wheat basing on survey research results

Termin siewu jest jednym z ważniejszych czynników agrotechnicznych decydujących o plonowaniu pszenicy ozimej. Zagadnienie to analizowano wielokrotnie w warunkach doświadczeń ścisłych, czego wynikiem są zalecenia dotyczące terminów siewu uwzględniające różnice regionalne. Określono wpływ terminu siewu pszenicy ozimej na uzyskiwane plony z uwzględnieniem różnic siedliskowych oraz różnic w poziomie agrotechniki. Materiał do analizy stanowiły wyniki badań ankietowych gospodarstw rolniczych z lat 1992–2003. Dane te obejmowały łącznie 6 241 pól uprawnych, na których uprawiano pszenicę ozimą. Dane podzielono na trzy grupy zgodnie z terminem siewu: pola, na których pszenicę ozimą wysiano przed terminem optymalnym, pola, na których wysiano pszenicę w terminie optymalnym oraz na pola, na których siew nastąpił po terminie optymalnym. Przeprowadzono analizę wariancji oraz analizę regresji liniowej w celu opisanie różnic i trendów w plonowaniu w zależności od zastosowanych terminów siewu. Analizy statystyczne wykonano dla wszystkich pól, dla pól z podziałem na trzy grupy według jakości stanowiska, dla pól z podziałem na trzy grupy według nawożenia mineralnego NPK oraz dla wszystkich pól po wyznaczeniu plonów teoretycznych, nieobciążonych innymi, mierzalnymi efektami plonotwórczymi niż termin siewu. Wyznaczono różnice pomiędzy terminami siewu oraz opisano trendy reakcji plonu na przyspieszenie bądź opóźnienie siewu.

Słowa kluczowe: pszenica ozima, termin siewu, plonowanie, nawożenie NPK, jakość siedliska

One of the most important factors deciding on winter wheat yielding is sowing date. The literature recommendations concerning optimal sowing time for particular regions are a result of precise field experiments. The present study based on statistical analysis of results of survey research conducted in the years 1992–2003 on 6 241 farms representing variable soil quality and differentiated level of agricultural technology. The data were partitioned into three groups according to the sowing date: before optimal or optimal or after optimal; next they were subjected to analysis of variance and linear regression analysis. The analyses were made separately for all fields, for fields partitioned into three groups of soil quality, for fields with three different levels of NPK fertilization and, finally, for all fields again after calculation of yields unbiased by any measurable effects other than sowing date. The highest yields were obtained at sowing dates earlier than those recommended as the optimal ones. The delayed sowing caused significant decreases of yield. Very high NPK fertilization level compensated the yield

losses due to the late sowing. In poor habitats yielding of winter wheat was distinctly lower and the sowing delay caused no significant negative effect on yield.

Key words: winter wheat, sowing date, yielding, NPK fertilization, habitant quality

WSTĘP

Termin siewu jest jednym z ważniejszych czynników agrotechnicznych decydujących o plonowaniu pszenicy ozimej. W przeciwieństwie do innych elementów agrotechniki zachowanie optymalnego terminu siewu nie wymaga, przynajmniej teoretycznie, dodatkowych nakładów. Opóźnienie siewu powoduje słabsze rozkrzewienie i słabszy rozwój systemu korzeniowego, skrócenie źdźbeł a tym samym pogorszenie architektury łanu i mniejsze plony. Zagadnienie to analizowano wielokrotnie w warunkach doświadczeń ścisłych, czego wynikiem są zalecenia dotyczące terminów siewu uwzględniające regionalne zróżnicowanie klimatyczne. Nie prowadzono natomiast badań oceniających wpływ terminu siewu z wykorzystaniem danych pochodzących bezpośrednio z produkcji.

Celem pracy jest określenie wpływu terminu siewu pszenicy ozimej na uzyskiwane plony w warunkach produkcyjnych. Jednocześnie jest to próba weryfikacji istniejących i od lat niezmiennych zaleceń dotyczących optymalnych terminów siewu.

MATERIAŁ I METODY

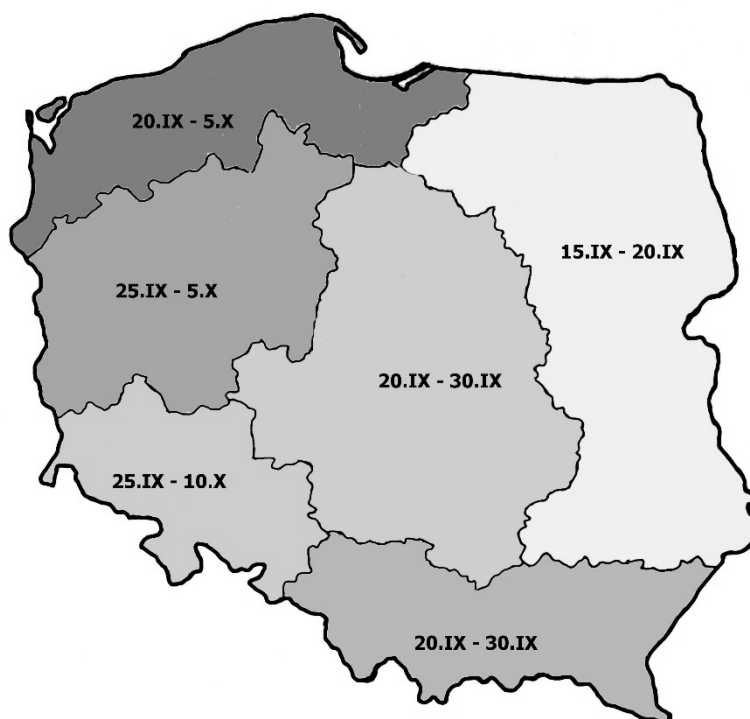
W pracy wykorzystano dane z badań ankietowych gospodarstw rolniczych uprawiających pszenicę ozimą w latach 1992–2003. Łącznie dane obejmowały 6241 pól uprawnych, na których uprawiano ten gatunek.

Analizowane pola uprawne podzielono na podstawie zaleceń agrotechnicznych (rys. 1) uprawy pszenicy ozimej (Podolska i Kaczyński, 1995) na pola, na których wysiewano pszenicę przed optymalnym terminem siewu (grupa T₋₁); na pola, na których wysiewano pszenicę w terminie optymalnym (grupa T₀) oraz na pola, na których siew wystąpił po terminie optymalnym (grupa T₁).

Dalsze analizy przeprowadzono oddzielnie dla:

- wszystkich pól łącznie;
- pól podzielonych na trzy grupy według jakości siedliska;
- pól podzielonych na trzy grupy według nawożenia mineralnego NPK;
- wszystkich pól łącznie, po przeliczeniu rzeczywistych plonów na plony teoretyczne nie obciążone różnicami wynikającymi z różnego poziomu agrotechniki ankietowanych gospodarstw indywidualnych.

Podział na grupy według jakości siedliska przeprowadzono na podstawie oceny jakości gleby wyrażonej w punktach waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej (Witek, 1981). Siedliska podzielono na trzy grupy: od 0 do 45 punktów — siedliska słabe (S₁); od 46 do 73 punktów — siedliska średnie (S₂) oraz od 74 do 100 punktów — siedliska dobre (S₃).



Rys. 1. Optymalne terminy siewy pszenicy ozimej (Podolska i Kaczyński, 1995)
Fig. 1. Winter wheat optimal sowing dates (Podolska and Kaczyński, 1995)

Ze względu na wielkość nawożenia mineralnego NPK pola uprawne podzielono trzy grupy: od 0 do 105 kg czystego składnika na hektar; od 106 do 211 kg czystego składnika na hektar oraz ponad 212 kg czystego składnika na hektar. Granice wyznaczono jako odchylenia o $\frac{1}{3}$ wartości średniej od średniego nawożenia mineralnego NPK w ankietowanych gospodarstwach indywidualnych.

Przeliczenie plonów rzeczywistych na plony teoretyczne, nieobciążone wpływem różnych poziomów agrotechniki w ankietowanych gospodarstwach, przeprowadzono zgodnie z metodyką zaproponowaną przez Oleksiaka i wsp. (2004). Za pomocą funkcji regresji wielokrotnej szacowano oddziaływanie czynników plonotwórczych na plonowanie, a następnie wyliczono plony teoretyczne przy średnich poziomach głównych czynników plonotwórczych. Wyniki analizy regresji wielokrotnej dla czynników plonotwórczych przedstawiono w tabeli 1. Współczynnik determinacji poprawiony względem stopni swobody wyniósł 30,25%, co oznacza, że jedynie taka część zmienności plonów jest tłumaczona przez analizowane czynniki plonotwórcze. Tak mała wartość współczynnika R^2 spowodowana jest specyfiką danych ankietowych. Do obliczeń wykorzystano ponad sześć tysięcy dwieście obserwacji pochodzących z różnych pól uprawnych. Informacje były zbierane za pomocą ankiety. Tak więc te dane obciążone są znaczącym błędem. Przy

analizie tego typu danych, uzyskany wynik jest jednak zadowalający, w przypadku innych tego typu analiz uzyskiwano wyniki porównywalne (Oleksiak i in., 2004; Laudański i in., 2007).

Tabela 1

Wyniki analizy regresji wielokrotnej głównych plonów względem czynników plonotwórczych
Multiple regression analysis results for yield versus main yielding factors

Analiza wariancji — Analysis of variance					
Źródło Source	DF	suma kwadratów sum of squares	średnia kwadratów mean square	wartość F F value	Pr > F
Model — Model	12	273121	22760	227,61	<,0001
Błąd — Error	6257	625680	99,99675		
Razem — Total	6269	898800			
Oceny parametrów — Parameters estimation					
zmienna variable	DF	ocena parametru parameter estimation	błąd standardowy standard error	wartość t t value	Pr > t
Stała regresji — Intercept	1	26,32099	1,93206	13,62	<,0001
Przedplon — Forecrop	1	0,10585	0,02668	3,97	<,0001
Nawożenie organiczne — Organic manure	1	-0,23428	0,07940	-2,95	0,0032
Nawożenie mineralne N — Mineral fertilization N	1	0,06553	0,00390	16,78	<,0001
Nawożenie mineralne P — Mineral fertilization P	1	0,00955	0,00714	1,34	0,1807
Nawożenie mineralne K — Mineral fertilization K	1	0,02635	0,00618	4,26	<,0001
Materiał siewny — Seeds	1	-1,11921	0,09689	-11,55	<,0001
Herbicydy — Herbicides	1	1,55111	0,27096	5,72	<,0001
Fungicydy — Fungicides	1	3,24492	0,21416	15,15	<,0001
Insektycydy — Insecticides	1	1,16549	0,54934	2,12	0,0339
Jakość siedliska — Habitat quality	1	0,13748	0,00760	18,08	<,0001
Termin zbioru — Time of harvest	1	-0,02113	0,00744	-2,84	0,0045
Odczyn gleby — Soil acidity	1	1,28025	0,15425	8,30	<,0001
R ²		0,3039	poprawiony R ² adjusted R ²		0,3025

DF — Liczba stopni swobody; Degrees of freedom

Do wyznaczenia plonów teoretycznych, nieobciążonych poziomem agrotechniki wykorzystano wszystkie zmienne włącznie z nawożeniem mineralnym fosforem, pomimo iż w analizie regresji wielokrotnej współczynnik regresji dla tej cechy nie wykazał istotnej statystycznie wartości statystyki testowej t ($t_{emp} = 1,34$).

Przeprowadzono testy F analizy wariancji wraz z procedurami porównań wielokrotnych Tukeya-Kramera, dla danych nieortogonalnych, dla klas terminów siewu względem uzyskiwanych plonów oraz wyznaczono funkcje regresji liniowej (tab. 2) w celu opisania trendów liniowych zmian plonowania zależnie od terminu siewu. Z racji dużej liczby obserwacji i dużych rozrzutów obserwowanej cechy, przy ustalonych klasach terminów siewu, uzyskane w analizie regresji liniowej współczynniki determinacji były bardzo niskie (1,33%–3,36%). Wyniki tej analizy należy traktować więc jedynie jako próbę stwierdzenia występowania oraz wyznaczenia trendu zmian średnich plonów pszenicy ozimej wraz ze zmianą terminu siewu. Uzyskane współczynniki regresji możemy interpretować jako wskaźniki intensywności zmian średnich plonów przy przyspieszeniu i opóźnieniu terminu siewu.

Wyniki analizy regresji liniowej plonów względem terminu siewu
Results of analysis of linear regression of yields on sowing terms

Zmienna Variable	Ocena parametru Parameter estimation	Wartość t t value	R ² modelu Models R ²	Poprawiony R ² modelu Models adjusted R ²	Wartość F modelu Models F-value
Analiza łączna — Combined analysis					
Stała — Intercept	44,63143	97,62**	0,0190	0,0188	120,82**
Współczynnik — Coefficient	-2,18273	-10,99**			
Siedliska słabe S ₁ — Poor habitats S ₁					
Stała — Intercept	40,21975	37,47**	0,0167	0,0157	17,66**
Współczynnik — Coefficient	-2,00356	-4,20**			
Siedliska średnie S ₂ — Medium habitats S ₂					
Stała — Intercept	44,20129	70,91**	0,0176	0,0173	59,26**
Współczynnik — Coefficient	-2,09066	-7,70**			
Siedliska dobre S ₃ — Good habitats S ₃					
Stała — Intercept	48,65956	59,79**	0,0336	0,0330	65,72**
Współczynnik — Coefficient	-2,81694	-8,11**			
Nawożenie — Fertilization NPK ≤ 105 kg					
Stała — Intercept	38,78764	52,74**	0,0210	0,0204	39,55**
Współczynnik — Coefficient	-1,96494	-6,29**			
Nawożenie — Fertilization NPK = 106–211 kg					
Stała — Intercept	43,09441	67,64**	0,0133	0,0129	36,46**
Współczynnik — Coefficient	-1,67660	-6,04**			
Nawożenie — Fertilization NPK ≥ 211 kg					
Stała — Intercept	51,22456	58,99**	0,0187	0,0181	31,87**
Współczynnik — Coefficient	-2,17184	-5,65**			
Analiza łączna dla plonów teoretycznych — Combined analysis for theoretical yields					
Stała — Intercept	43,18384	112,69**	0,0134	0,0133	84,87**
Współczynnik — Coefficient	-1,53338	-9,26**			

** — Istotne przy $\alpha=0,01$

** — Significant at $\alpha=0.01$

Przetwarzanie danych oraz analizy statystyczne przeprowadzono w Systemie SAS® w wersji 9.1 (Westfall i in., 1999; Freund i Littell, 2000; Rawlings i in., 2001; Müller i Fetterman, 2003; SAS Intitute Inc., 2004 a, 2004 b, 2004 c; Cody i Smith, 2005).

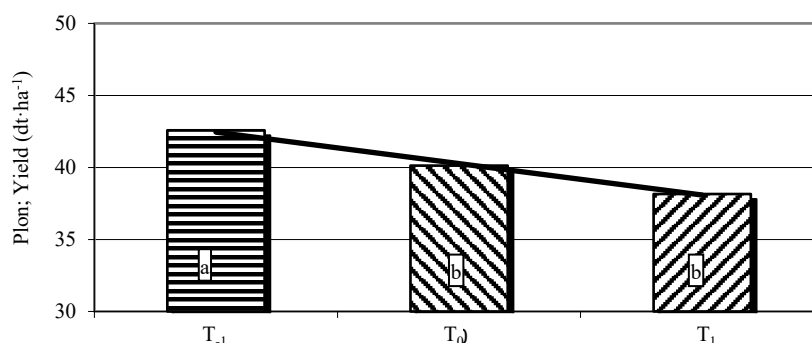
WYNIKI

Analiza łączna

W wyniku analizy wariancji przeprowadzonej dla terminów siewu stwierdzono istotne różnice pomiędzy klasami terminów siewu (statystyka $F = 60,70^{**}$). Przeprowadzona analiza funkcji regresji liniowej wykazała istotną zależność pomiędzy terminem siewu a uzyskanym plonem (tab. 2). Na rysunku 2 przedstawiono średnie plony dla klas terminu siewu, wyznaczoną funkcję regresji liniowej oraz wynik procedury porównań wielokrotnych Tukeya-Kramera.

Plony pszenicy ozimej wysianej w terminie optymalnym, zalecanym dla danego rejonu geograficznego były, średnio o $1,98 \text{ dt}\cdot\text{ha}^{-1}$ wyższe niż plony dla pszenicy wysianej

w terminie opóźnionym. Natomiast wysiew w terminie wcześniejszym od optymalnego spowodował wzrost plonów średnio o $2,45 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ (rys. 2).



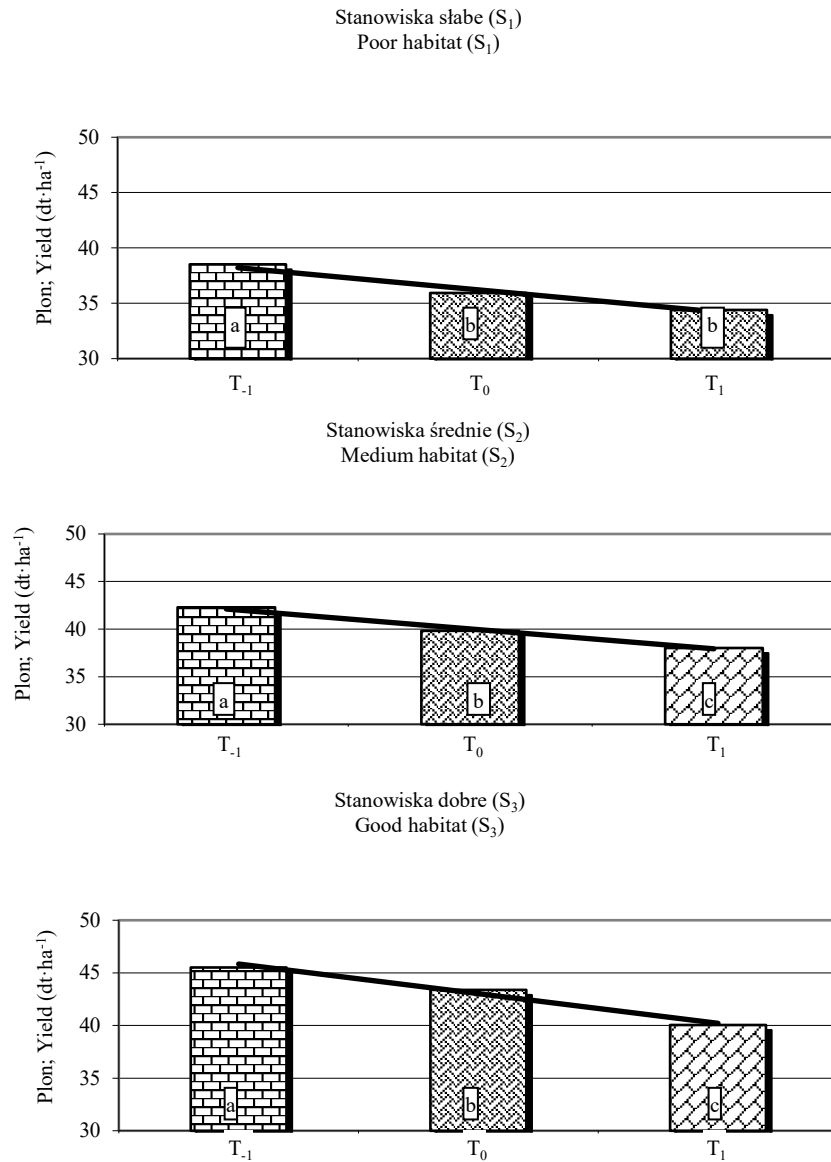
Rys. 2. Średnie plony dla terminów siewu, funkcja regresji liniowej i wyznaczone grupy jednorodne. T₋₁ — termin siewu wcześniejszy niż optymalny; T₀ — optymalny termin siewu; T₁ — opóźniony termin siewu. Literami (a, b, c) oznaczono grupy jednorodne, średnie plony z jednakowymi literami nie różnią się w sposób istotny przy $\alpha = 0,05$.

Fig. 2. Mean values of yield for sowing dates, linear regression function and homogeneous groups. T₋₁ — sowing before the optimal date; T₀ — the optimal date of sowing; T₁ — sowing after the optimal date. Homogeneous groups were marked as characters (a, b, c), mean yields with the same character are not significantly different at $\alpha = 0.05$

Analiza dla grup wydzielonych ze względu na jakość siedliska

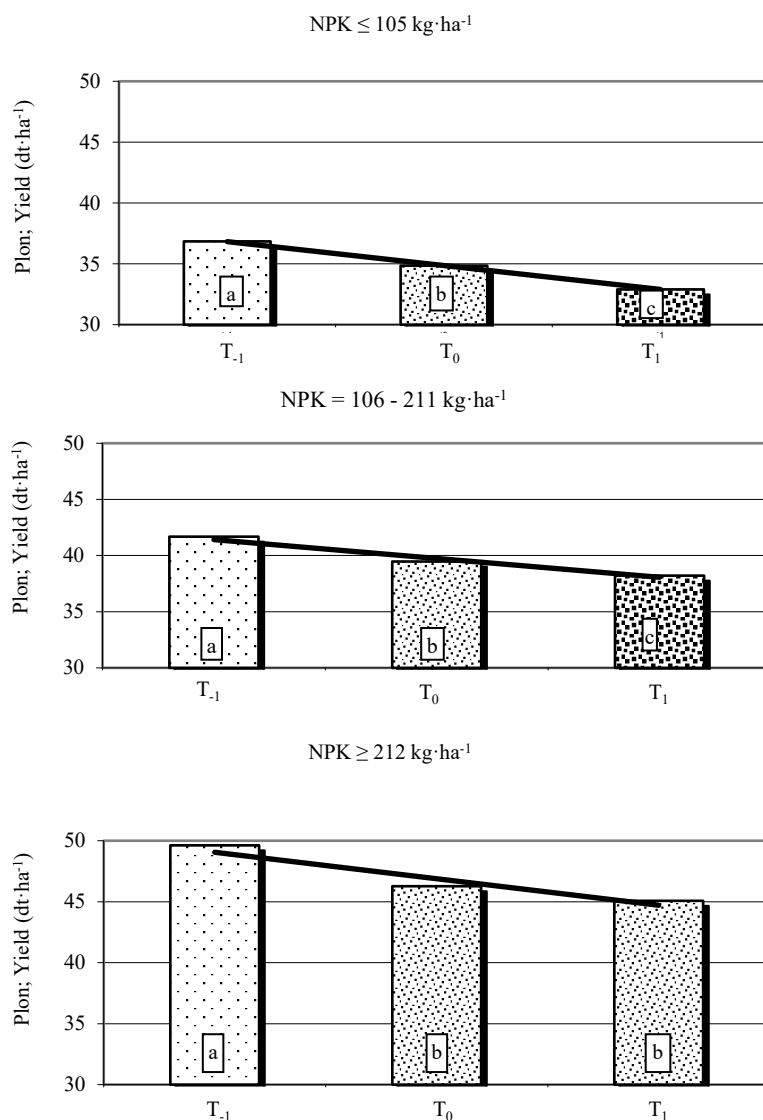
Po przeprowadzeniu analizy wariancji stwierdzono istotne różnice pomiędzy średnimi plonami dla terminów siewu (odpowiednio dla S₁ statystyka $F = 9,11^{**}$, dla S₂ — $29,94^{**}$, dla S₃ — $33,45^{**}$). Przeprowadzono analizę funkcji regresji liniowej (tab. 2). Na rysunku 3 przedstawiono średnie plony dla klas terminów siewu, wyznaczone funkcje regresji liniowej oraz grupy jednorodne wyznaczone za pomocą procedury Tukeya-Kramera.

Nie stwierdzono istotnych różnic pomiędzy terminem optymalnym a terminem opóźnionym w przypadku słabych siedlisk (S₁). Opóźnienie terminu siewu względem terminu optymalnego spowodowało spadek plonów pszenicy ozimej średnio o $1,79 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ w przypadku siedlisk średnich (S₂) oraz $3,33 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ w przypadku siedlisk dobrych (S₃). Natomiast siew przyspieszony spowodował wzrost średnich plonów odpowiednio o $2,6 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ dla S₁, $2,47 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ dla S₂ oraz $2,13 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ dla S₃ (rys. 3).



Rys. 3. Średnie plony dla terminów siewu, funkcja regresji liniowej i wyznaczone grupy jednorodne.
 T_{-1} — termin siewu wcześniejszy niż optymalny; T_0 — optymalny termin siewu; T_1 — opóźniony termin siewu. Literami (a, b, c) oznaczono grupy jednorodne, średnie plony z jednakowymi literami nie różnią się w sposób istotny przy $\alpha = 0,05$

Fig. 3. Mean values of yield for sowing dates, linear regression function and homogeneous groups.
 T_{-1} — sowing before the optimal date; T_0 — the optimal date of sowing; T_1 — sowing after the optimal date. Homogeneous groups were marked as characters (a, b, c), mean yields with the same character are not significantly different at $\alpha = 0.05$



Rys. 4. Średnie plony dla terminów siewu, funkcja regresji liniowej i wyznaczone grupy jednorodne. T₋₁ — termin siewu wcześniejszy niż optymalny; T₀ — optymalny termin siewu; T₁ — opóźniony termin siewu. Literami (a, b, c) oznaczono grupy jednorodne, średnie plony z jednakowymi literami nie różnią się w sposób istotny przy $\alpha = 0,05$

Fig. 4. Mean values of yield for sowing dates, linear regression function and homogeneous groups. T₋₁ — sowing before the optimal date; T₀ — the optimal date of sowing; T₁ — sowing after the optimal date. Homogeneous groups were marked as characters (a, b, c), mean yields with the same character are not significantly different at $\alpha = 0.05$

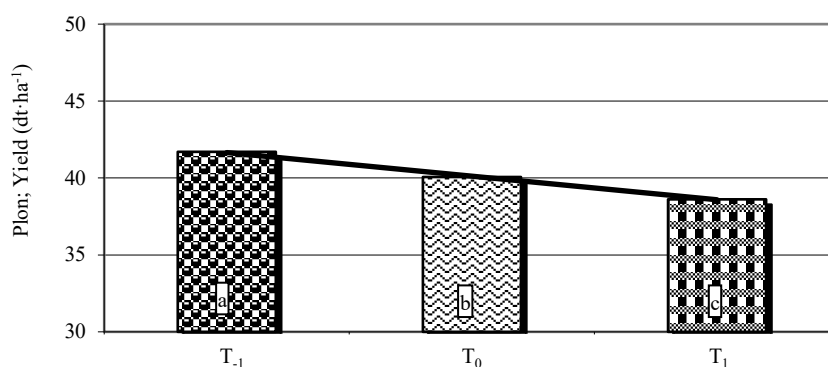
Analiza dla grup wydzielonych ze względu na poziom nawożenia mineralnego NPK

Stwierdzono istotne różnice pomiędzy wartościami średnich plonów dla terminów siewu w każdej z grup poziomów nawożenia mineralnego NPK (statystyka F dla NPK od 0 do 105 kg czystego składnika na hektar = 19,76**; statystyka F dla NPK od 106 do 211 kg czystego składnika na hektar = 18,85**; dla NPK od 212 kg czystego składnika na hektar = 17,62**). Przeprowadzono analizę funkcji regresji liniowej (tab. 2). Na rysunku 4 przedstawiono średnie plony dla klas terminów siewu, wyznaczone funkcje regresji liniowej oraz grupy jednorodne.

Nie stwierdzono istotnych różnic pomiędzy terminem optymalnym a terminem opóźnionym w przypadku stosowania wysokiego nawożenia mineralnego ($\text{NPK} \geq 212 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$). Opóźnienie terminu siewu względem terminu optymalnego spowodowało spadek plonów pszenicy ozimej średnio o $1,95 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ w przypadku zastosowania niskich dawek nawożenia mineralnego ($\text{NPK} \leq 105 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$) oraz $1,25 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ w przypadku średniego poziomu nawożenia mineralnego ($\text{NPK} = 106\text{--}211 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$). Natomiast siew przyspieszony spowodował wzrost średnich plonów odpowiednio o $1,98 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ w przypadku niskiego nawożenia NPK, $2,22 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ w przypadku średniego nawożenia NPK oraz $3,35 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$ w przypadku wysokich dawek nawożenia NPK (rys. 4).

Analiza łączna dla plonów teoretycznych

Stwierdzono istotne różnice pomiędzy wartościami średnich plonów teoretycznych dla terminów (statystyka F = 42,49**). Przeprowadzono analizę funkcji regresji liniowej (tab. 2). Na rysunku 5 przedstawiono średnie plony dla klas terminów siewu, wyznaczone funkcje regresji liniowej oraz grupy jednorodne.



Rys. 5. Średnie plony teoretyczne dla terminów siewu, funkcja regresji liniowej i wyznaczone grupy jednorodne. T₋₁ — termin siewu wcześniejszy niż optymalny; T₀ — optymalny termin siewu; T₁ — opóźniony termin siewu. Literami (a, b, c) oznaczono grupy jednorodne, średnie plony z jednakowymi literami nie różnią się w sposób istotny przy $\alpha = 0,05$

Fig. 5. Mean values of theoretical yield for sowing dates, linear regression function and homogeneous groups. T₋₁ — sowing before the optimal date; T₀ — the optimal date of sowing; T₁ — sowing after the optimal date. Homogeneous groups were marked as characters (a, b, c), mean yields with the same character are not significantly different at $\alpha = 0.05$

Plony teoretyczne pszenicy ozimej wysianej w terminie optymalnym, zalecanym dla danego rejonu geograficznego były, średnio o 1,45 dt z ha wyższe niż plony dla pszenicy wysianej w terminie opóźnionym. Natomiast wysiew w terminie wcześniejszym od optymalnego spowodował wzrost plonów teoretycznych średnio o 1,64 dt·ha⁻¹ (rys. 5). Wyznaczona funkcja trendu liniowego dla zmian terminu siewu charakteryzowała się współczynnikiem regresji rzędu — 1,53 dt·ha⁻¹.

DUSKUSJA I PODSUMOWANIE

Znaczenie przestrzegania optymalnych terminów i negatywny wpływ opóźnienia siewu badano wielokrotnie. Według Kusia i wsp. (1991) dwutygodniowe opóźnienie siewu pszenicy ozimej powodowało spadek plonu w stosunku do terminu optymalnego średnio o 9%. Wykazywano również zróżnicowanie efektu opóźnienia siewu w zależności od warunków glebowych — spadki plonów na glebach słabszych były prawie dwukrotnie większe (Kuś i Jończyk, 1997). Według Grabińskiego (2005) nie ma wyraźnie określonej daty siewu oziminy, której nie należy przekraczać, bo istnieje szereg przykładów na stosunkowo dobre efekty produkcyjne przy wysiewie zbóż w terminie opóźnionym o 3–4 tygodnie, to jest nawet w końcowych dniach października, a nawet przy siewach jeszcze późniejszych — listopadowych. Jednak ryzyko uzyskania niskich bądź bardzo niskich plonów przy siewach bardzo późnych znacznie wzrasta. W pracach zajmujących się wpływem terminu siewu na plon analizuje się głównie następstwa opóźnienia terminu siewu. Sporadycznie jest natomiast analizowany efekt wcześniejszych siewów. Na ten element zwracał uwagę Noworolnik (1991) badając efekty wcześniejszego siewu jęczmienia ozimego oraz Kuś i Jończyk (1997) badając efekty wcześniejszego siewu pszenicy ozimej. W obu przypadkach, nie stwierdzono istotnego różnicującego plony wpływu wcześniejszych siewów.

Istotnie wyższe plony ziarna pszenicy ozimej Rosa, przy siewie w najwcześniejszym z zalecanych terminów agrotechnicznych, stwierdzono natomiast w 3-letnim doświadczeniu mikroplotkowym przeprowadzonym na Dolnym Śląsku przez Śniadego i Sobkowicza (1999).

Nasze badania dotyczące efektu opóźnienia siewów zasadniczo potwierdziły wcześniejszy stan wiedzy w tym zakresie. Plony uzyskane z pól, na których siew pszenicy ozimej nastąpił w terminie opóźnionym były istotnie niższe niż plony z pól, na których siew nastąpił w terminie zalecanym. Tendencja ta znalazła potwierdzenie również przy porównaniu plonów teoretycznych, nieobciążonych efektem stosowanej agrotechniki. Plony z pól, na których siew nastąpił w terminie opóźnionym stanowiły 95,07% plonów z pól gdzie siew wykonano w terminie optymalnym. W przypadku plonów teoretycznych wartość ta była na poziomie 96,38%.

Przyspieszenie terminu siewu spowodowało istotny wzrost uzyskiwanych plonów pszenicy ozimej. Plony uzyskane z pól gdzie siew nastąpił w terminie przyspieszonym były średnio na poziomie 106,11% plonów uzyskiwanych z pól, na których pszenicę wysiano w terminie optymalnym. Poziom ten dla plonów teoretycznych wynosił natomiast 104,09%.

Modyfikujący wpływ nawożenia mineralnego NPK na efekt opóźnienia terminu siewu pszenicy ozimej był widoczny jedynie w przypadku stosowania przez rolników bardzo wysokich dawek nawożenia. Przy dawkach NPK powyżej 212 kg czystego składnika na hektar nie stwierdzono istotnych różnic pomiędzy uzyskiwanymi plonami w terminie siewu optymalnym i opóźnionym, gdy w przypadku niższych dawek nawożenia te różnice były istotne. Podobne wyniki dla pszenżyta prezentowano w pracy Spychaj–Fabisiak (2005) gdzie istotne różnice spowodowane opóźnieniem terminu siewu stwierdzono jedynie dla najniższych dawek azotu. W naszych badaniach, we wszystkich grupach nawożenia mineralnego widoczna była istotna różnica pomiędzy plonami uzyskanymi z pól, na których pszenicę ozimą wysiano przed terminem optymalnym, a polami, na których wysiew nastąpił w terminie zalecanym. Na polach gdzie przyspieszono termin siewu średnie plony pszenicy stanowiły 106,24% plonów uzyskanych na polach, na których wysiano ten gatunek w terminie optymalnym. Opóźniony termin siewu względem terminu optymalnego powodował średnio spadek plonów do poziomu 95,69% plonów uzyskiwanych przy wysiewie w terminie optymalnym.

Wpływ siedliska na efekt opóźnienia siewu był widoczny w przypadku siedlisk średnich i bardzo dobrych. W przypadku siedlisk słabych, nie stwierdzono istotnych różnic pomiędzy plonami z pól o terminie siewu optymalnym a plonami z pól o opóźnionym terminie siewu. Brak różnic pomiędzy tymi terminami mógł być spowodowany bardzo niskimi plonami pszenicy w niesprzyjających warunkach siedliskowych. Plony uzyskane przy wysiewie w terminie optymalnym były na tyle niskie, że opóźnienie terminu siewu nie spowodowało już ich istotnego pogorszenia. Jednak w przypadku wszystkich grup siedlisk plony pszenicy ozimej uzyskane przy wysiewie przyspieszonym były istotnie wyższe niż plony uzyskane przy wysiewie w terminie zalecanym. Średnie plony z pól, na których pszenicę wysiano przed terminem zalecanym stanowiły 106,04% plonów uzyskanych z pól, na których siew nastąpił w terminie optymalnym. Natomiast plony z pól, na których siew nastąpił w terminie opóźnionym były średnio na poziomie 93,85% plonów z pól, na których pszenice wysiano w terminie optymalnym.

O ile obniżenie plonów w przypadku opóźnienia terminu siewu jest zjawiskiem znanym, o tyle zaskakującym wynikiem jest bardzo korzystny efekt plonotwórczy siewów w terminach wcześniejszych niż dotychczas przyjmowane jako optymalne. Plony uzyskane w wyniku siewów w terminach wcześniejszych niż przyjęte za optymalne były we wszystkich analizowanych przypadkach istotnie wyższe niż uzyskiwane przy siewach w terminach przyjmowanych za optymalne.

Uzyskane wyniki mogą być sygnałem, że w następstwie zmieniających się warunków klimatycznych Polski, i zmieniającego się doboru stosowanych odmian należy ponownie przeanalizować i określić zalecenia uprawowe dotyczące terminów siewu dla pszenicy ozimej, a być może również i innych zbóż ozimych.

WNIOSKI

1. W warunkach produkcyjnych opóźnienie terminów siewu pszenicy ozimej powodowało istotne spadki plonów.

2. Stosowanie bardzo wysokich dawek nawożenia mineralnego, niwelowało straty plonów spowodowane opóźnieniem terminu siewu.
3. W siedliskach słabszych uzyskiwano wyraźnie niższe plony pszenicy a opóźnienie terminu siewu nie powodowało znaczącego spadku plonów.
4. Najwyższe plony uzyskiwano w wyniku siewu w terminach uważanych za wcześniejsze niż optymalne.

LITERATURA

- Cody R. P., Smith J. K. 2005. Applied Statistics and the SAS Programming Language. Fifth Edition. Upper Saddle River, NJ, USA: Pearson Education Inc.
- Freund R. J., Littell R. C. 2000. SAS System for Regression. Third Edition. New York, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc., John Wiley & Sons Inc.
- Grabiński J. 2005 Zasady agrotechniki. Zboże wysokiej jakości. Agroservis.
- Kuś J., Filipiak K., Jończyk K. 1991 Wpływ siedmiu wybranych czynników agrotechnicznych na plonowanie pszenicy ozimej. Pamiętnik Puławski, Z. 98: 7—22.
- Kuś J., Jończyk K. 1997 Oddziaływanie wybranych elementów agrotechniki na plonowanie pszenicy ozimej. Fragmenta Agronomica 3: 4—16.
- Laudański Z., Mańkowski D. R., Sieczko L. 2007. Próba oceny technologii uprawy pszenicy ozimej na podstawie danych ankietowych gospodarstw indywidualnych Część 1. Metoda wyodrębniania technologii uprawy. Biul. IHAR (w druku).
- Müller K. E., Fetterman B. A. 2003. Regression and ANOVA, an Integrated Approach Using SAS Software. New York, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc., John Wiley & Sons Inc.
- Noworolnik K. 1991 Wpływ terminu siewu i odleżenia się gleby na plonowanie jęczmienia ozimego. Pamiętnik Puławski, Z. 98: 67—76.
- Oleksiak T., Mańkowski D. R., Laudański Z. 2004. Metoda oceny postępu hodowlanego w warunkach produkcyjnych, Colloquium Biometryczne, 34a: 109—121.
- Podolska G., Kaczyński L. 1995. Charakterystyka i wymagania agrotechniczne odmian pszenicy ozimej. Puławy — Radzików — Słupia Wielka, IUNG, IHAR, COBORU.
- Rawlings J. O., Pantula S. G., Dickey D. A. 2001. Applied Regression Analysis — a Research Tool. Second Edition, New York, USA: Springer Verlag Inc.
- SAS Institute Inc. 2004 a. BASE SAS 9.1.3 Procedures guide. Cary, NC, USA, SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- SAS Institute Inc. 2004 b. SAS 9.1 Companion for Windows. Cary, NC, USA, SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- SAS Institute Inc. 2004 c. SAS/STAT 9.1 User's Guide. Cary, NC, USA, SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- Śniady R., Sobkowicz P. 1999. Reakcja pszenicy ozimej na termin i gęstość siewu. Zeszyty Naukowe Akademii Rolniczej we Wrocławiu., Rol. LXXIV, Nr 367, 205—215.
- Spychaj-Fabisiak E., Lozek O., Knapowski T., Balcewicz M. 2005 Ocena oddziaływania terminu siewu i nawożenia azotem na wysokość plonu i zawartość białka ogólnego w ziarnie pszenżyta. Fragmenta Agronomica 185: 551—562.
- Westfall P. H., Tobias R. D., Rom D., Wolfinger R. D., Hochberg Y. 1999. Multiple comparisons and multiple tests using SAS. Cary, NC, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- Witek T. (red.) 1981. Waloryzacja rolniczej przestrzeni produkcyjnej Polski według gmin. Puławy, IUNG.