

Zbigniew Mongiało, Michał Świtłyk¹

ANALIZA NAWOŻENIA MINERALNEGO JAKO CZYNNIK MINIMALIZACJI ZMIENNOŚCI PLONÓW

ANALYSIS OF MINERAL FERTILIZATION AS A FACTOR IN MINIMIZING YIELD VARIABILITY

Zakład Analizy Systemowej, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie
ul. Klemensa Janickiego 31, 71-270 Szczecin, e-mail: Zbigniew.Mongialo@zut.edu.pl

¹ Katedra Zarządzania Przedsiębiorstwami, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie
ul. Klemensa Janickiego 31, 71-270 Szczecin, e-mail: Michal.Switlyk@zut.edu.pl

Summary. The study, based on Central Statistical Office of Poland (GUS) data for the period 1998–2005, analyzed the relationship between variability of fertilization and crop variability: cereals, potatoes, sugar beet, oilseed rape, hay, number of tractors per 100 hectares of agricultural land, the value of crop production by years and provinces. The macro-scale analysis with difficulty shows the influence of fertilization on reducing the volatility of yields.

Słowa kluczowe: analiza w mikroskali, zmienność nawożenia mineralnego, zmienność plonów.

Key words: crop variability, macro-scale analysis, variability of fertilization.

WSTĘP

Proces produkcji rolniczej, zwłaszcza roślinnej, jest obarczony dużą niepewnością uzyskania zaplanowanej wielkości plonu i jego jakości. Nawożenie mineralne jest zaliczane do czynników produkcji zmniejszających tę niepewność (Gołębiowski i Świtłyk 1990, 1991, 1992 a, b). Rolnik zdając sobie sprawę ze znaczenia tego czynnika produkcji, z wielu względów (przede wszystkim ekonomicznych) jednak często nie stosuje go w sposób właściwy.

W pracy przeprowadzono analizę nawożenia w poszczególnych województwach w celu wykazania, że wypadkowa wielkości i zmienności nawożenia ma związek z niepewnością plonowania.

MATERIAŁ I METODY

Dane do analizy zebrano z Roczników Statystycznych Województw z lat 1998–2005. Dane te obejmowały: średni plon zbóż, średni plon ziemniaków, średni plon buraków cukrowych, średni plon rzepaku, średni plon siana, liczbę ciągników przypadających na 100 ha powierzchni użytków rolnych, wartość skupu produkcji roślinnej. Średnie dotyczyły poszczególnych województw, natomiast powtórzenia – kolejnych lat analizy (16 województw pomnożonych przez 8 lat daje 128 danych dla każdej cechy).

Analizie poddano skalę zmienności badanych cech i związki zachodzące między nimi. Obliczano parametry charakteryzujące rozkład badanych cech (średnie, odchylenia standardowe, współczynniki zmienności), miary współzależności badanych cech (korelację, korelację rangową, regresję dla dwu i wielu zmiennych), analizę wariancji (w tym nieparametryczną) – jedno- i dwuczynnikową (w celu wykazania zróżnicowania badanych cech w poszczególnych

województwach i latach) oraz analizę skupień (w celu wyłonienia grup cech, jak i grup województw jednorodnych). We wszystkich testach istotności, zastosowanych w tej pracy, dopuszczalny błąd I rodzaju wynosił 0,05.

WYNIKI

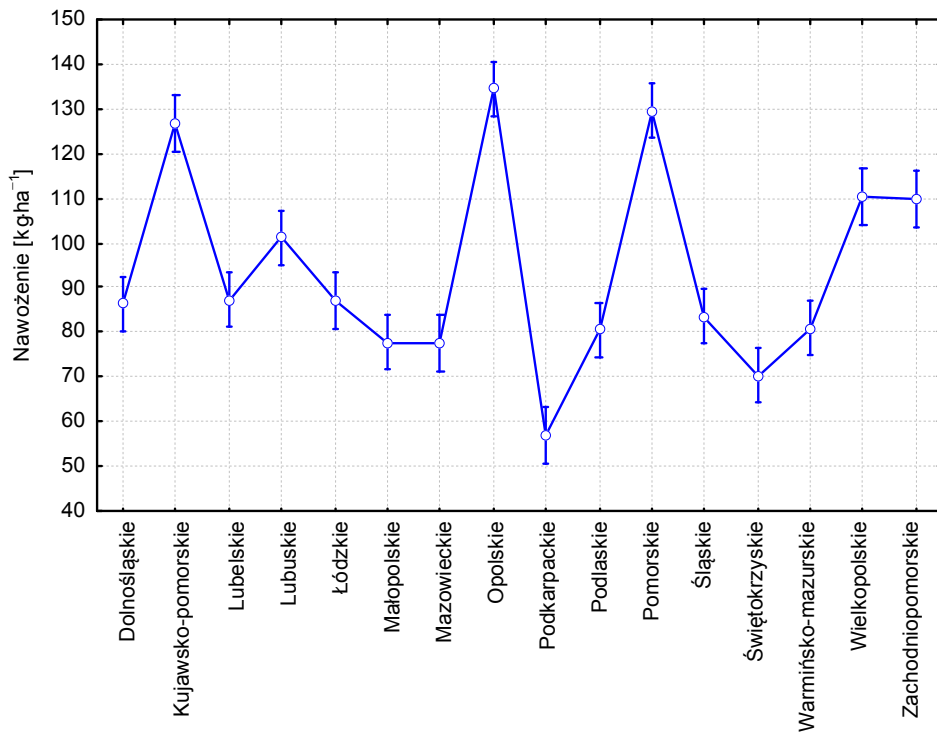
Analizę nawożenia rozpoczęto od badania zróżnicowania poziomu nawożenia w poszczególnych województwach. Test Bertleta wykazał brak jednorodności wariancji nawożenia. Dlatego w przypadku tej cechy przeprowadzono test Kruskala-Wallisa ($\chi^2 = 81$, przy 15 stopniach swobody), która potwierdziła istotność różnic w nawożeniu.

Porównując średnie nawożenie na hektar i średnie plony w poszczególnych województwach (rys. 1), można zauważyć, że w województwie opolskim średnie nawożenie było najwyższe; dotyczyło to też plonów z hektara. W województwie dolnośląskim średniej wielkości nawożenie zbliżone jest do średniej ogólnopolskiej, a średnie plony zbóż należą do największych w Polsce; natomiast w województwach kujawsko-pomorskim i pomorskim jest odwrotnie. W województwie podkarpackim – pomimo najniższego nawożenia – średnie plony nie są najmniejsze, natomiast w województwie świętokrzyskim, w którym poziom nawożenia należy do najniższych, plony zbóż należą do najmniejszych.

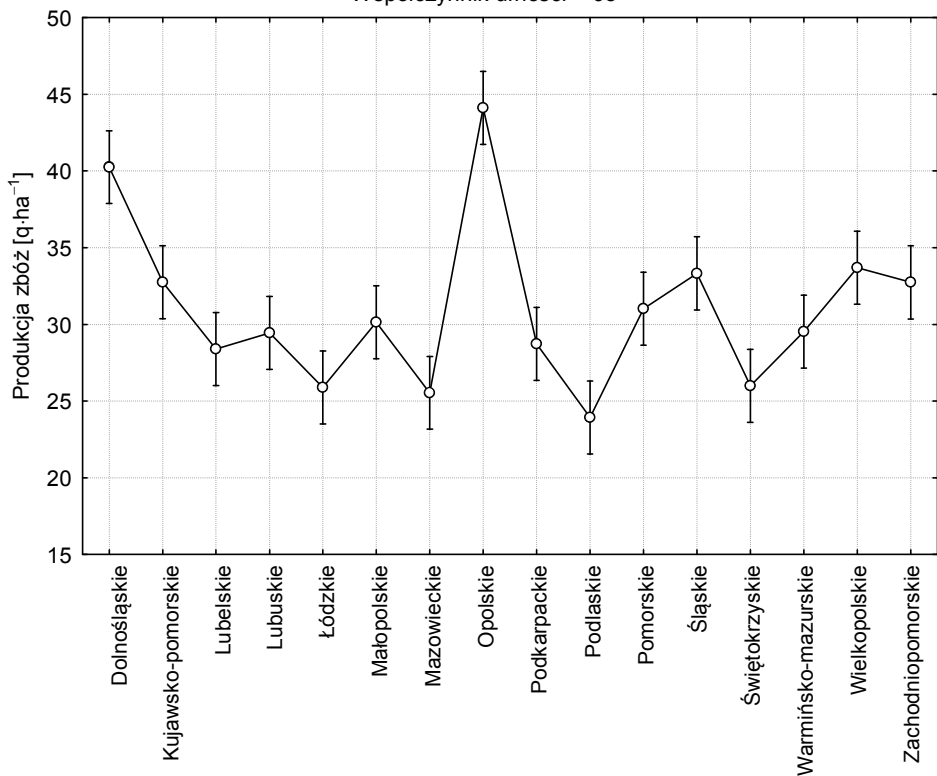
Rozkład średnich wielkości plonów ziemniaka z wielolecia w układzie województw (rys. 2) jest zbliżony do rozkładu plonów zbóż, jednak dla tej cechy największe wartości odnotowano w województwach zachodniopomorskim, dolnośląskim i opolskim, a najmniejsze – w województwach świętokrzyskim i małopolskim. Województwa charakteryzujące się średnio najniższym nawożeniem cechowały się najmniejszymi średnimi plonami w wieloleciu. W województwach, w których odnotowano największe średnie w wieloleciu plony ziemniaka, średnie nawożenie było najwyższe w województwie opolskim; w województwie zachodniopomorskim nawożenie mineralne było wyższe od średniej krajowej, a w województwie dolnośląskim niższe od średniej krajowej.

Średnie wieloletnie plony buraka cukrowego w poszczególnych województwach nie różniły się w sposób statystycznie istotny, dlatego na tym etapie rozważań nie odnoszono ich zmienności do zmienności nawożenia. Analizując średnie wieloletnie plony rzepaku (rys. 2), stwierdzono, że województwa opolskie i kujawsko-pomorskie, które charakteryzowały się najwyższymi średnimi wieloletnimi poziomem nawożenia mineralnego, charakteryzowały się też największymi średnimi wieloletnimi plonami rzepaku. W województwie podkarpackim, które charakteryzowało się najniższym średnim wieloletnim poziomem nawożenia, średnie plony rzepaku należały do najmniejszych. W większości województw wielkość ponów siana była podobna (rys. 3), jedynie w województwach dolnośląskim, lubuskim i zachodniopomorskim plony siana były bardzo małe. Należy zauważyć, że województwach dolnośląskim, lubuskim i zachodniopomorskim wraz z pomorskim i warmińsko-mazurskim odnotowano także najmniej ciągników na 100 ha powierzchni użytków rolnych (rys. 3), a województwach małopolskim, podkarpackim i świętokrzyskim – najwięcej. Największą średnią wartością skupu produkcji roślinnej w wieloleciu (rys. 4) charakteryzowały się województwa: opolskie, dolnośląskie i kujawsko-pomorskie (te, w których odnotowano największe plony); a najmniejszą – województwa podlaskie, podkarpackie oraz małopolskie i śląskie (przy najniższym nawożeniu).

$F(15, 112) = 51,255, p = 0,0000$
Współczynnik ufności – 95

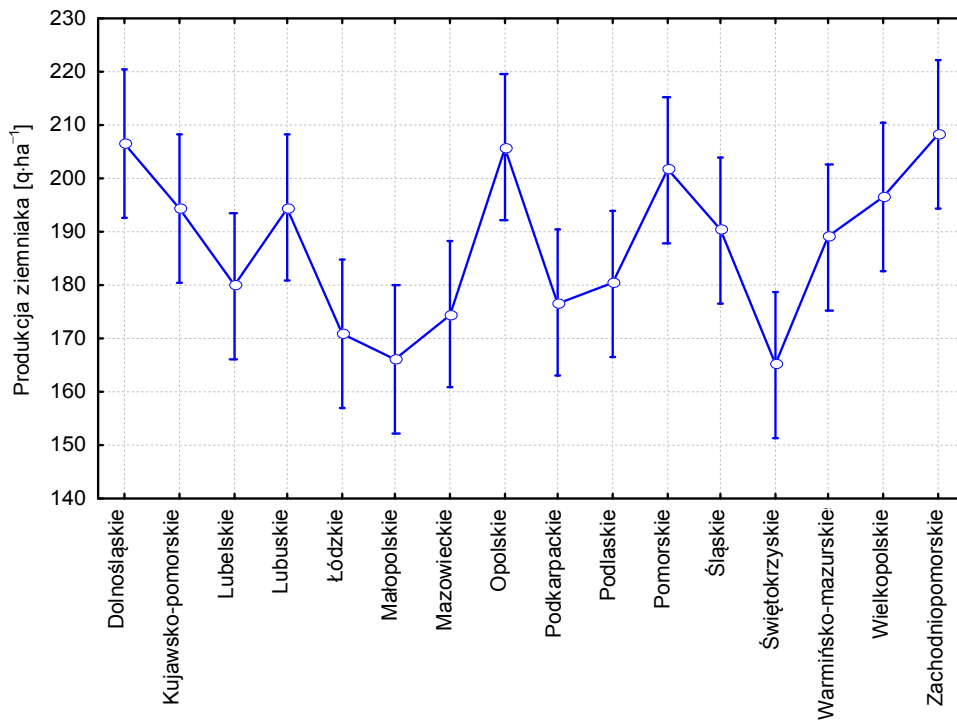


$F(15, 112) = 19,669, p = 0,0000$
Współczynnik ufności – 95

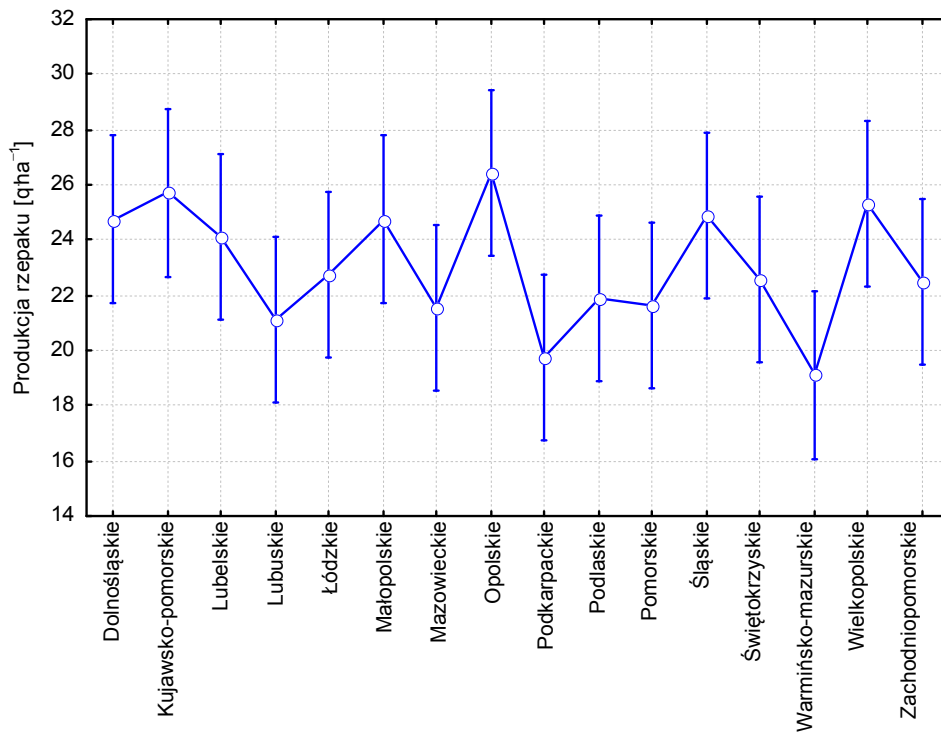


Rys. 1. Jednoczynnikowa analiza wariancji wielkości nawożenia (test Bertleja wykazał brak jednorodności wariancji) oraz plonów zbóż (poziomy czynnika – województwa, powtórzenia – lata)

$F(15, 112) = 4,3442, p = 0,00000$
Współczynnik ufności – 95



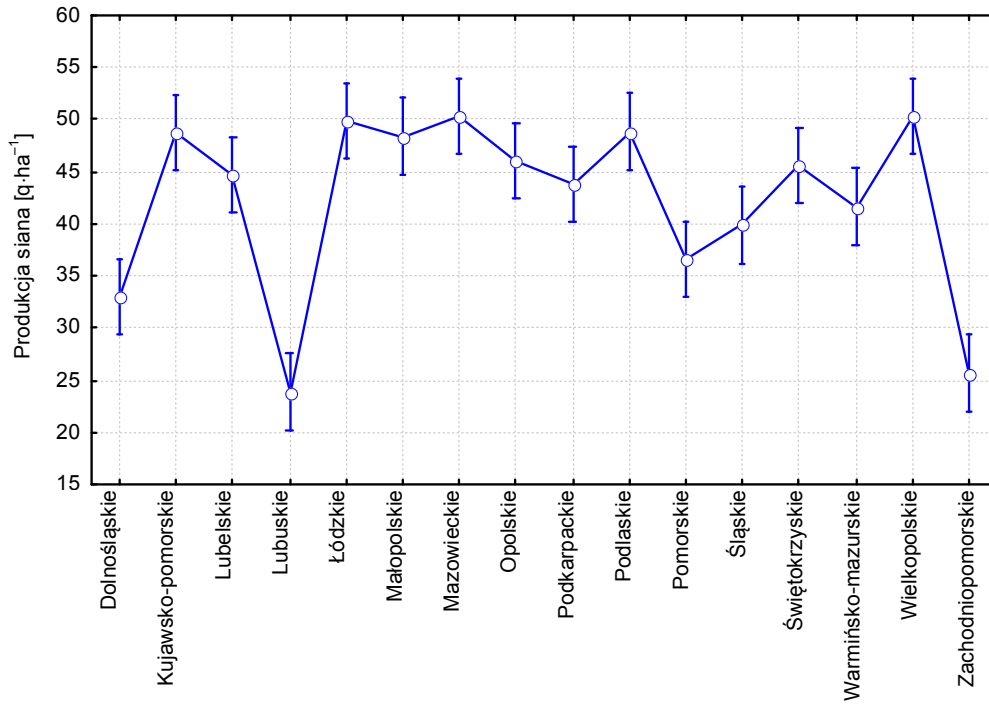
$F(15, 112) = 2,0236, p = 0,01938$
Współczynnik ufności – 95



Rys. 2. Jednoczynnikowa analiza wariancji plonów ziemniaków oraz plonów rzepaku (poziomy czynnik – województwa, powtórzenia – lata)

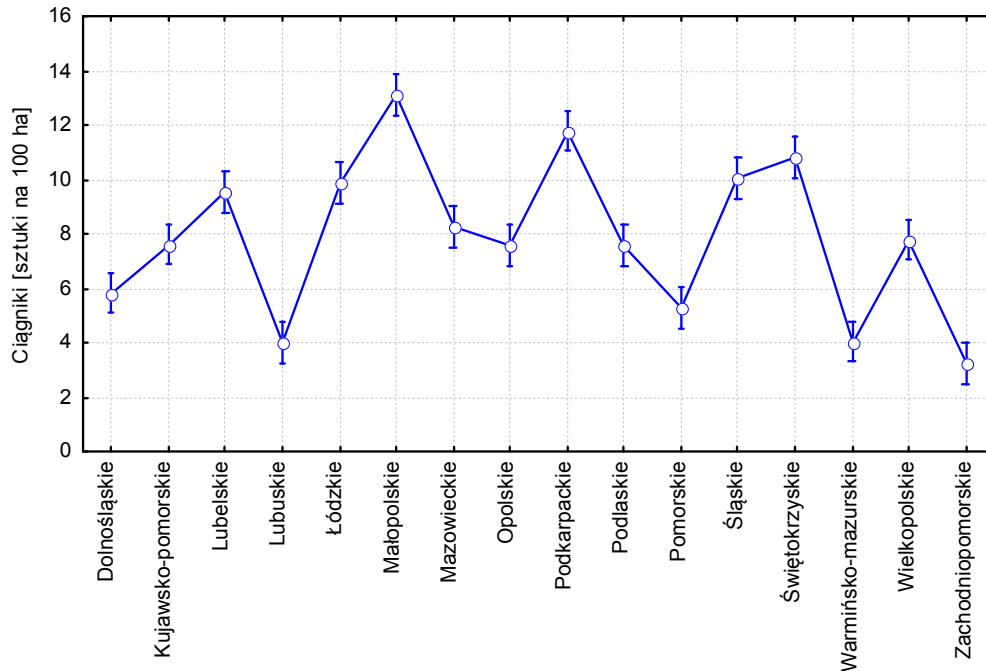
F(15, 112) = 21,280, p = 0,0000

Współczynnik ufności – 95

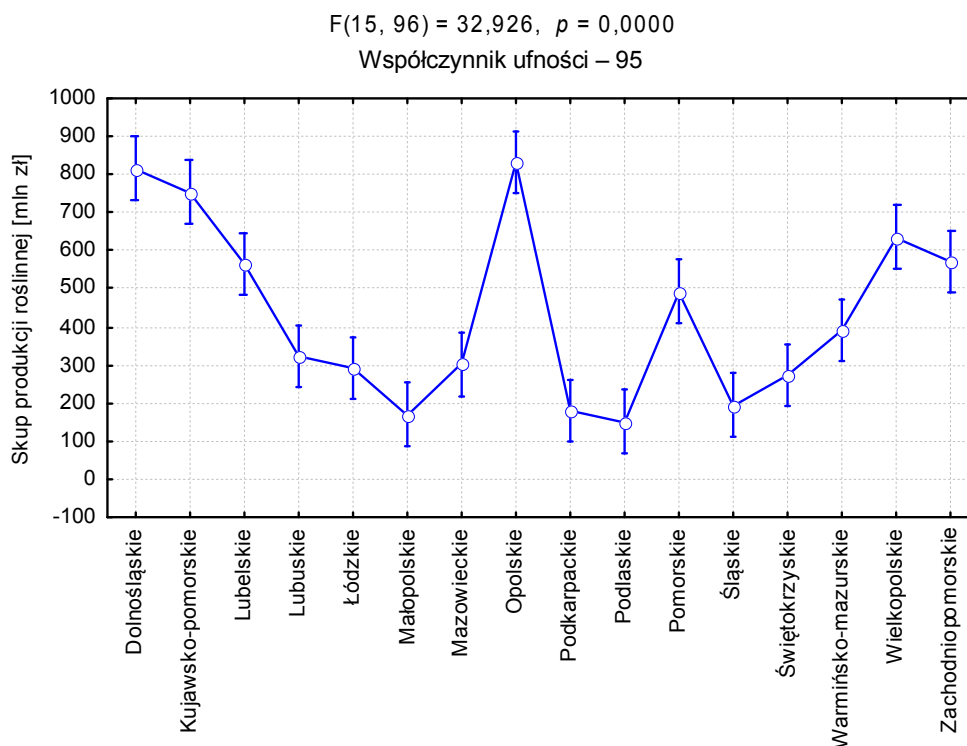


F(15, 96) = 58,525, p = 0,0000

Współczynnik ufności – 95



Rys. 3. Jednoczynnikowa analiza wariancji plonów siana oraz liczby ciągników na 100 ha. Test Berteleta wykazał brak jednorodności wariancji, a Test Kruskala-Wallisa ($\chi^2 = 97$, przy 15 stopniach swobody) potwierdził istotność różnic (poziomy czynnik – województwa, powtórzenia – lata)



Rys. 4. Jednoczynnikowa analiza wariancji wartości skupu produkcji roślinnej. Test Bertleta wykazał brak jednorodności wariancji, a test Kruskala-Wallisa^a ($\chi^2 = 81$, przy 15 stopniach swobody) potwierdził istotność różnic (poziomy czynnik – województwa, powtórzenia – lata)

Tabela 1. Macierz istotnych współczynników korelacji (porządku rang Spearmana) dla badanych cech (średnia z wielolecia)

Wyszczególnienie	Ś1	Ś2	Ś5	Ś7	Ś8
Nawożenie (Ś1)		0,71		0,97	0,88
Plon zbóż (Ś2)	0,71		0,71		
Plon rzepaku (Ś5)		0,71			
Ciągniki (Ś7)	0,97				0,85
Skup produkcji roślinnej (Ś8)	0,88			0,85	

Średnie wieloletnie wartości plonów buraka cukrowego w poszczególnych województwach nie różniły się w sposób statystycznie istotny, dlatego na tym etapie rozważań nie odnoszono ich zmienności do zmienności poziomu nawożenia. W województwach opolskim i kujawsko-pomorskim, które charakteryzowały się najwyższymi średnimi wieloletnimi poziomami nawożenia mineralnego, odnotowano największe średnie wieloletnie plony rzepaku (rys. 2). W województwie podkarpackim, które charakteryzuje się najniższym średnim wieloletnim poziomem nawożenia, średnie plony rzepaku ukształtowały się na jednym z najniższych poziomów. Większość województw charakteryzowała się zbliżoną wielkością plonów siana (rys. 3), jedynie województwach dolnośląskim, lubuskim i zachodniopomorskim odnotowano małe plony siana. Należy także zauważyć, że województwach dolnośląskim, lubuskim i zachodniopomorskim wraz z pomorskim i warmińsko-mazurskim odnotowano naj-

mniej ciągników na 100 ha powierzchni użytków rolnych (rys. 3), a w województwach małopolskim, podkarpackim i świętokrzyskim – najwięcej. Największym średnim skupem produkcji roślinnej w wieloleciu (rys. 4) charakteryzowały się województwa: opolskie, dolnośląskie i kujawsko-pomorskie (te, w których odnotowano największe plony): a najmniejszym – województwa podlaskie, podkarpackie oraz małopolskie i śląskie (przy najniższym nawożeniu).

Z danych zamieszczonych w tab. 1 można wnioskować, że:

1. im większe średnie nawożenie, tym większy średni plon zbóż oraz większy średni skup produkcji roślinnej;
 2. im większa średnia ilość ciągników na 100 ha powierzchni użytków rolnych, to tym większe średnie nawożenie na ha;
- im większy średni plon zbóż, tym większy średni plon rzepaku.

Tabela 2. Macierz istotnych współczynników korelacji (porządku rang Spearmana) dla badanych cech (odchylenia standardowe z wielolecia)

Wyszczególnienie	O2	O3	O6	O7	O8
Plon zbóż (O2)					0,74
Plon ziemniaków (O3)			0,79		
Plon siana (O6)		0,79			
Ciągniki (O7)					0,84
Skup produkcji roślinnej (O8)	0,73			0,84	

Z danych zamieszczonych w tab. 2 wynika, że im większy jest rozrzut w:

- plonach zbóż (mierzony odchyleniem standardowym), tym większy jest rozrzut w wartościach skupu produkcji roślinnej;
- plonach siana z 1 ha, tym większy jest rozrzut w plonach ziemniaka;
- liczbie ciągników na 100 ha powierzchni użytków rolnych, tym większy jest rozrzut w wartościach skupu produkcji roślinnej.

Z analizy wyników zamieszczonych w tab. 3 można wywnioskować, iż:

- im większy jest rozrzut w liczbie ciągników na 100 ha użytków rolnych, tym wyższe jest średnie nawożenie na 1 ha i większa wartość skupu produkcji roślinnej;
- im wyższe jest średnie nawożenie na 1 ha, tym większy jest rozrzut średnich wartości skupu produktów roślinnych.

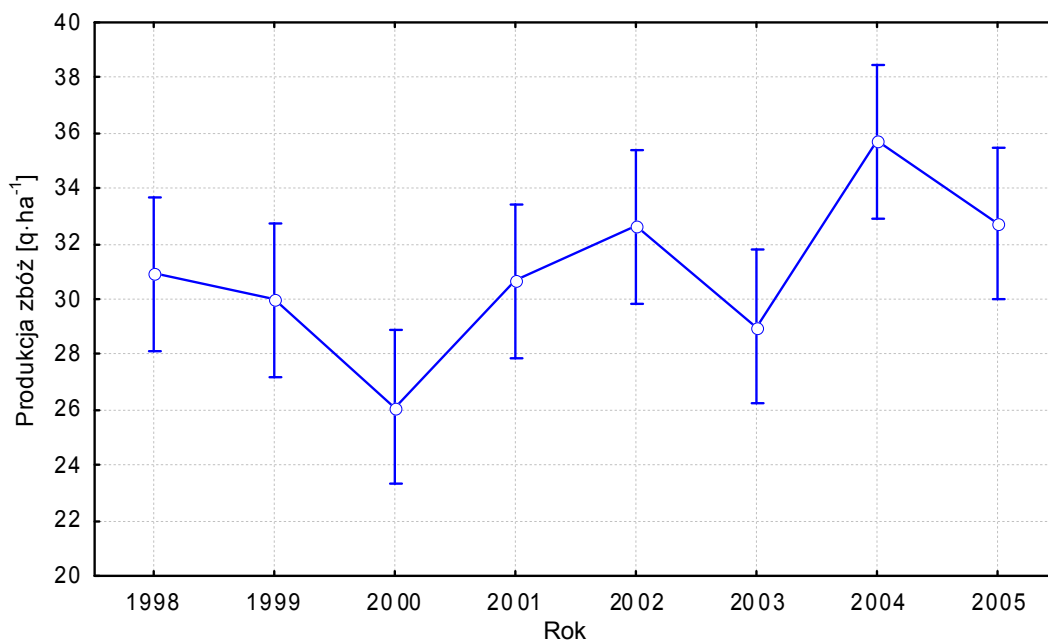
Tabela 3. Istotne współczynniki korelacji (porządku rang Spearmana) między średnimi a odchyleniami standardowymi dla badanych cech

Wyszczególnienie	O5	O7	O8
Ś1		0,90	0,88
Ś5	0,81		
Ś7		0,93	0,84
Ś8		0,92	0,85

Nawożenie na 1 ha w poszczególnych latach było statystycznie niezróżnicowane. Plon zbóż w poszczególnych latach (rys. 5) był statystycznie zróżnicowany; najmniejszy odnotowano w 2000 roku, a największy – w 2004 r. Plon ziemniaków w poszczególnych latach również był statystycznie zróżnicowany (rys. 5). W plonach ziemniaka można zauważyć malejące naprzemiennie spadki i wzrosty, z tym że spadki są coraz mniejsze, natomiast wzrosty w przybliżeniu osiągają podobny poziom.

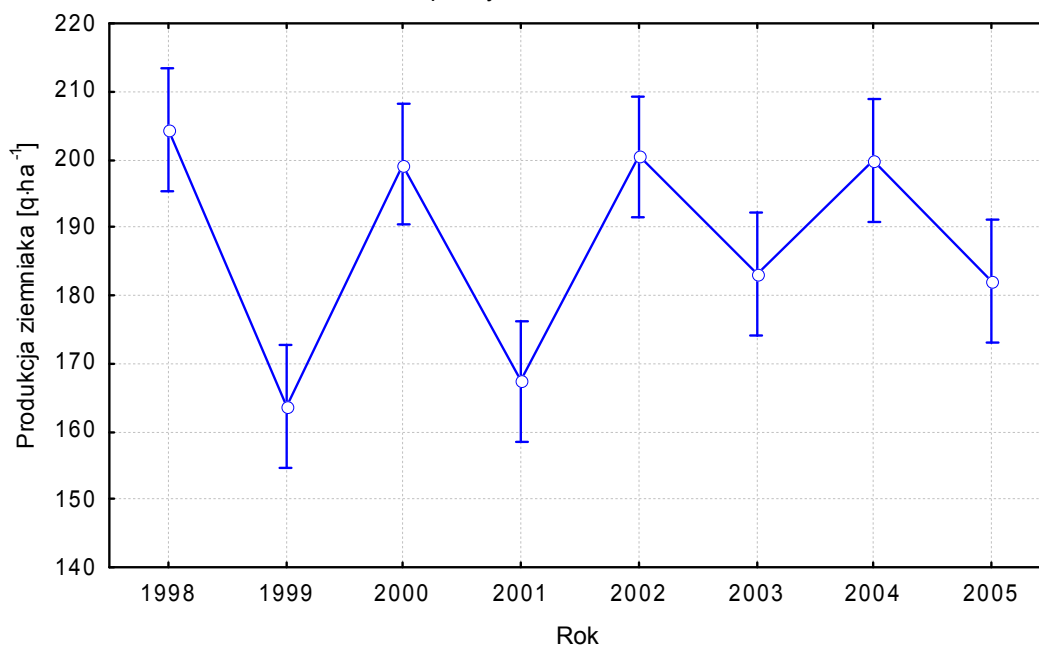
$$F(7, 120) = 4,1280, p = ,00042$$

Współczynnik ufności – 95



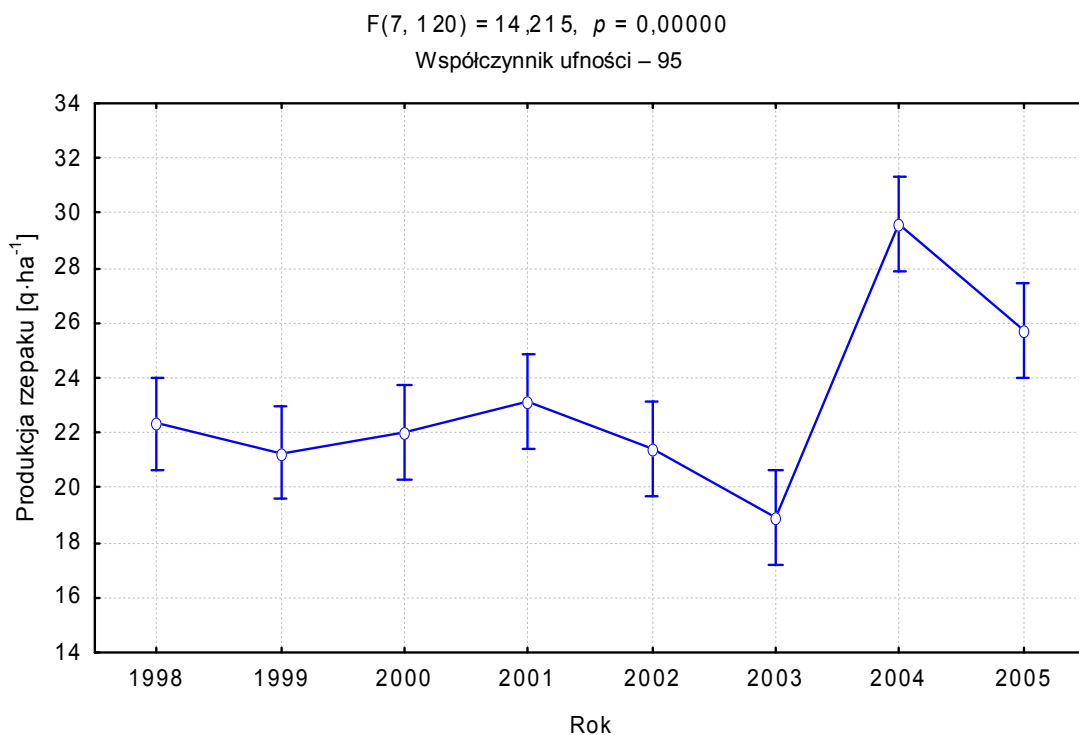
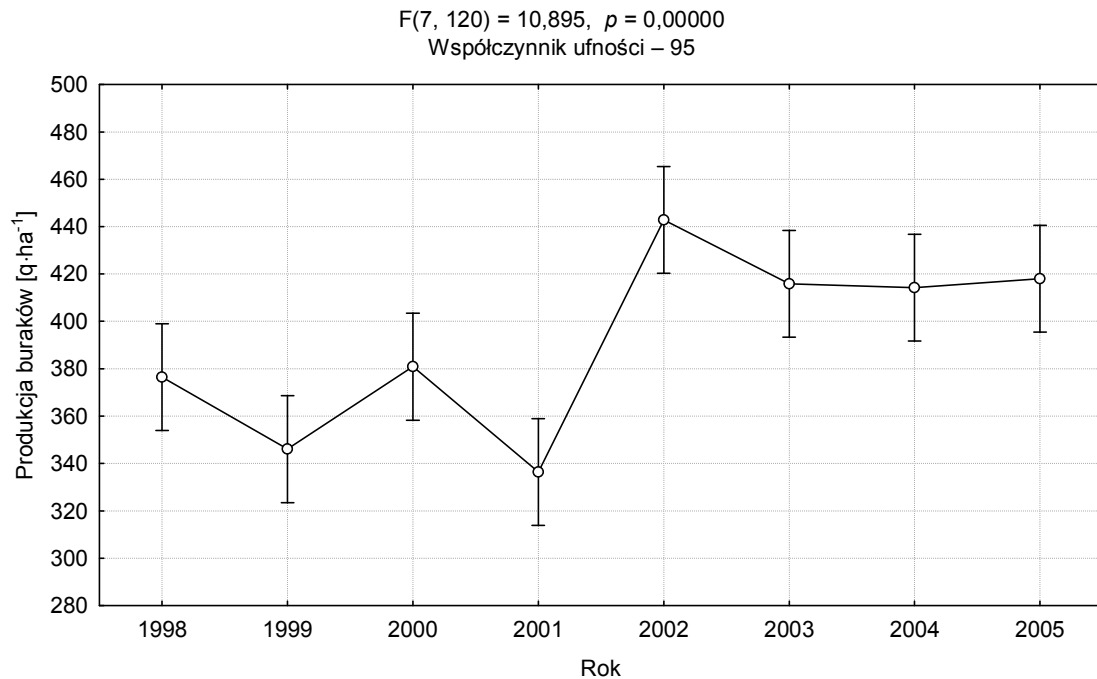
$$F(7, 120) = 12,205, p = 0,00000$$

Współczynnik ufności – 95



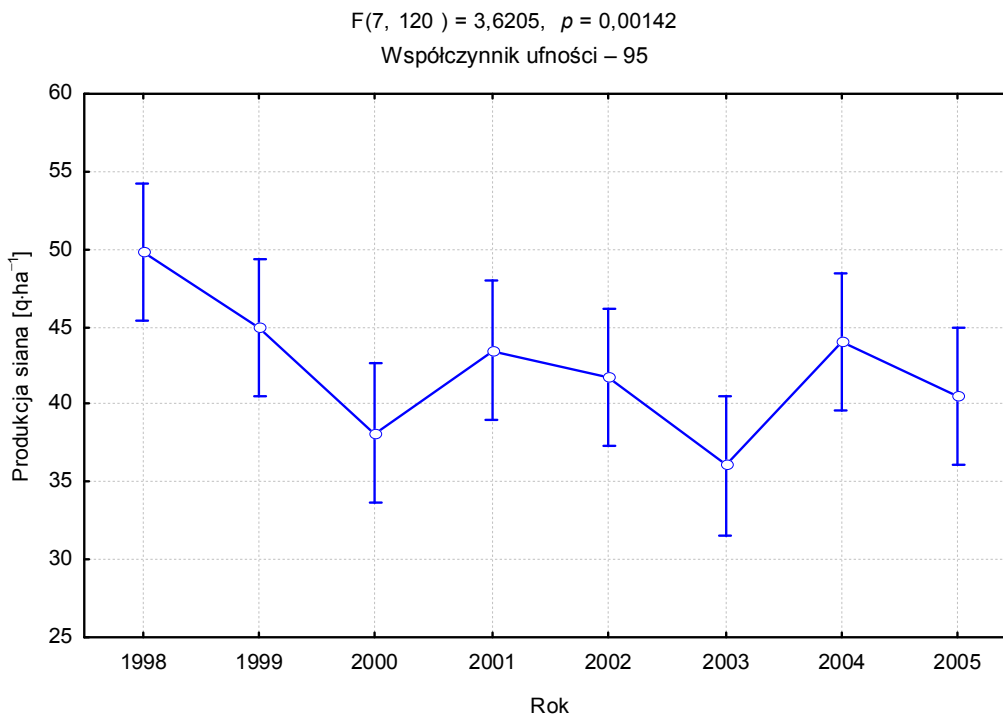
Rys. 5. Jednoczynnikowa analiza wariancji plonów zbóż oraz plonów ziemniaka z 1 ha (poziomy czynnik – lata, powtórzenia – województwa)

Plony buraka cukrowego (rys. 6) były statystycznie zróżnicowane w poszczególnych latach – najmniejszy plon odnotowano w 2001 r. (ok. $340 \text{ q}\cdot\text{ha}^{-1}$), a największy w 2002 r. ($440 \text{ q}\cdot\text{ha}^{-1}$). Do roku 2001 plony te oscylowały wokół $360 \text{ q}\cdot\text{ha}^{-1}$, a od 2002 roku – wokół $420 \text{ q}\cdot\text{ha}^{-1}$. Plony rzepaku z 1 ha w poszczególnych latach (rys. 6) były statystycznie zróżnicowane – najmniejsze odnotowano w 2003 r. ($19 \text{ q}\cdot\text{ha}^{-1}$), a największe w 2004 r. ($30 \text{ q}\cdot\text{ha}^{-1}$); do 2003 roku plony te nie przekraczały $23 \text{ q}\cdot\text{ha}^{-1}$, a po tym roku były większe od $25 \text{ q}\cdot\text{ha}^{-1}$.



Rys. 6. Jednoczynnikowa analiza wariancji plonów buraka cukrowego z ha oraz plonów rzepaku z 1 ha. Test Bertle'a wykazał brak jednorodności wariancji, a Test Kruskala-Wallis'a ($\chi^2 = 35$, przy 7 stopniach swobody) potwierdził istotność różnic (poziomy czynnik – lata, powtórzenia – województwa)

Zróznicowanie plonów siana z 1 ha było także statystycznie istotne (rys. 7). Plon siana wykazuje tendencję spadkową. Natomiast zróżnicowanie liczby ciągników na 100 ha użytkowników rolnych i wartość skupu produktów roślinnych w poszczególnych latach były statystycznie nieistotne.



Rys. 7. Jednoczynnikowa analiza wariancji plonu siana z 1 ha (poziomy czynnika – lata, powtórzenia – województwa)

Analiza zależności nawożenia z pozostałymi cechami (tab. 4) wykazała, że najczęściej poziom nawożenia był istotnie skorelowany z wartością skupu produkcji roślinnej, a następnie z wielkością plonu zbóż i ziemniaków; nie odnotowano korelacji z wielkością plonu w przypadku buraków cukrowych i siana.

Tabela 4. Istotne korelacje pomiędzy nawożeniem na 1 ha a wybranymi cechami w poszczególnych latach

Rok	Plon zbóż	Plon ziemniaków	Plon rzepaku	Wartość skupu
1998	tak	tak	tak	tak
1999	tak			
2000		tak		tak
2001	tak			tak
2002	tak	tak		tak
2003		tak		tak
2004	tak	tak	tak	tak
2005	tak			tak

Porównując zmienność badanych cech, wyrażoną w postaci współczynników zmienności (tab. 5), należy zauważyć, że uzyskane przedziały zmienności w poszczególnych latach, w których powtórzeniami były średnie z województw, miały przeważnie wartości mniejsze niż w przypadku województw, w których powtórzeniami były lata. Jednak rozpiętość tych przedziałów w poszczególnych latach była większa. Najmniejszą zmiennością charakteryzował się plon ziemniaka z 1 ha, a największą – wartość skupu produkcji roślinnej.

Tabela 5. Zakresy wartości współczynników zmienności badanych cech w poszczególnych latach oraz województwach [%]

Cechy	Współczynniki zmienności		
	dla lat	dla województw	ogólne
Nawożenie na 1 ha	3–21	20–27	25
Plon zbóż z 1 ha	7–18	15–24	20
Plon ziemniaków z 1 ha	7–16	8–13	12
Plon buraków z 1 ha	7–20	7–17	14
Plon rzepaku z 1 ha	12–25	10–18	20
Plon siana z 1 ha	10–20	17–24	23
Ciągniki na 100 ha	1–16	33–43	38
Skup produkcji roślinnej	13–38	51–63	58

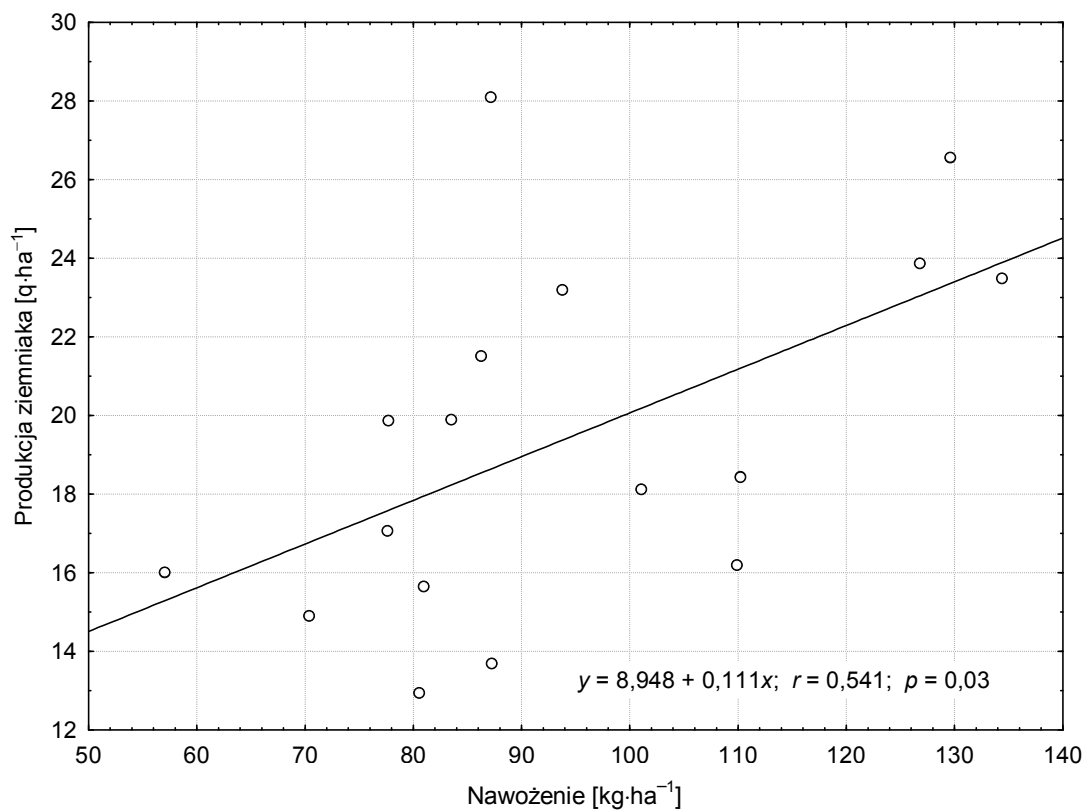
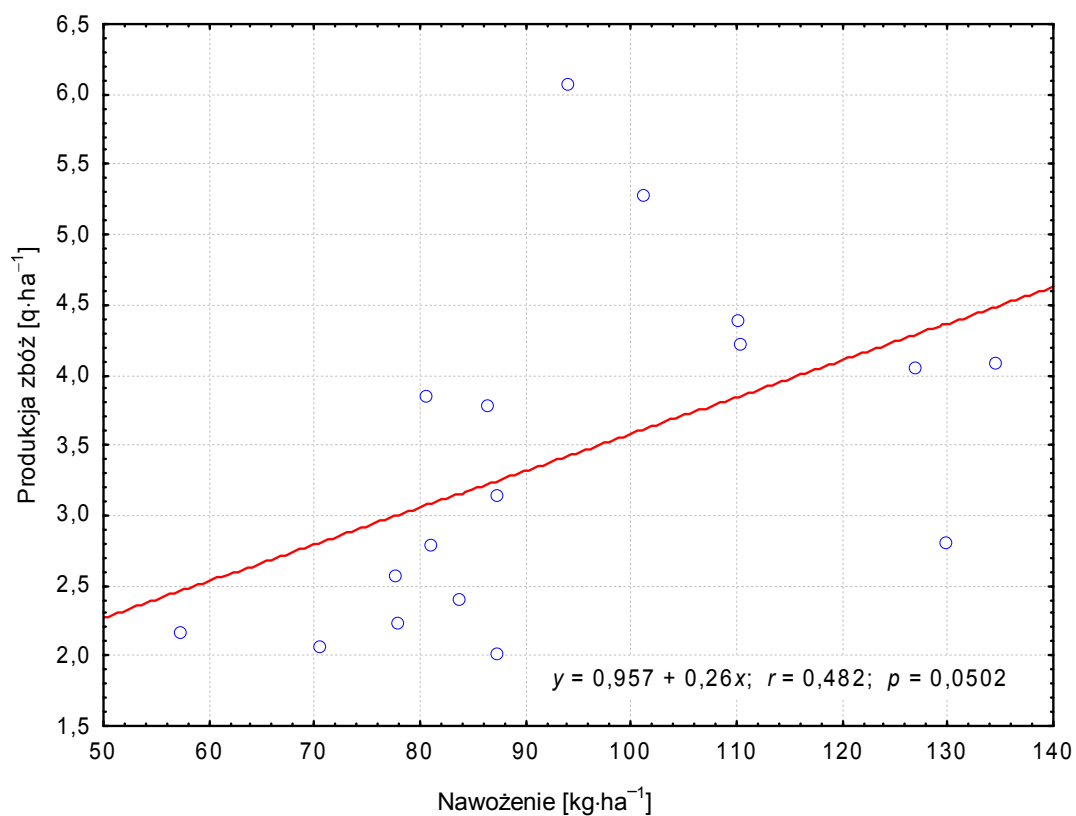
Analizując zależności między badanymi cechami w przypadku średnich z województw, udowodniono istotne zależności liniowe między wysokością nawożenia na 1 ha a:

- plonem zbóż (rys. 8);
- plonem ziemniaka (rys. 8);
- wartością skupu produkcji roślinnej (rys. 9).

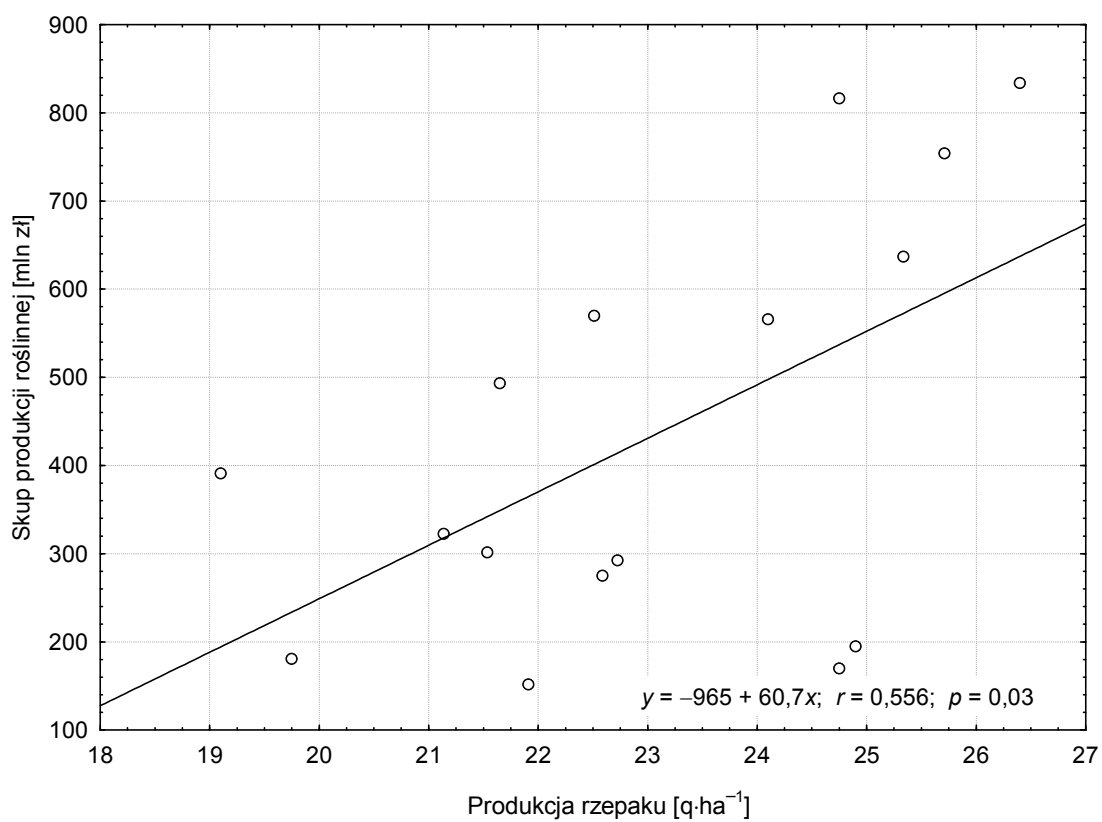
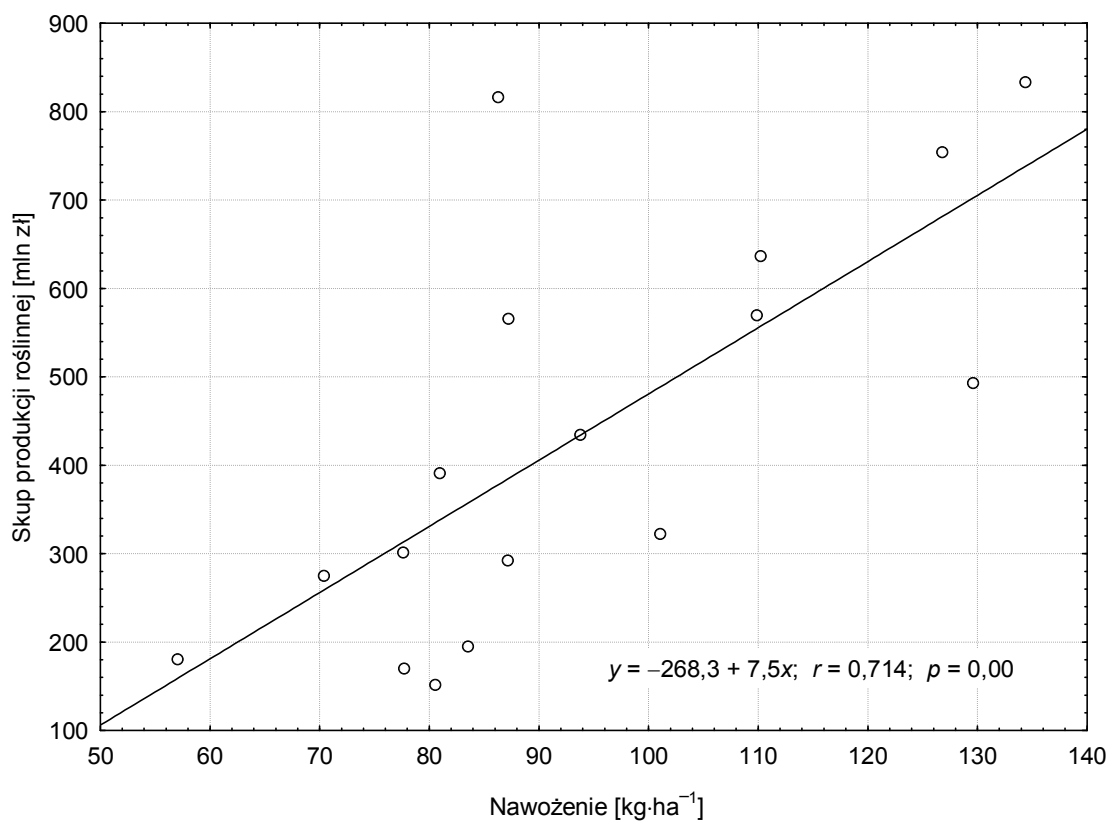
Wszystkie te zależności miały charakter rosnący.

Zbadano również, jak kształtują się wzajemne związki między średnimi (dla województw) wartościami badanych cech. Zależności te okazały się statystycznie istotne nie dla wszystkich badanych cech. Ustalono, że jedynie istnieje korelacja (dodatnia) między wielkością plonu rzepaku a wartością skupu produkcji roślinnej (rys. 9). Dodatkowo stwierdzono, iż im większa jest wartość skupu produkcji roślinnej w danym województwie, tym większa jest także zmienność wartości skupu w poszczególnych latach (rys. 10).

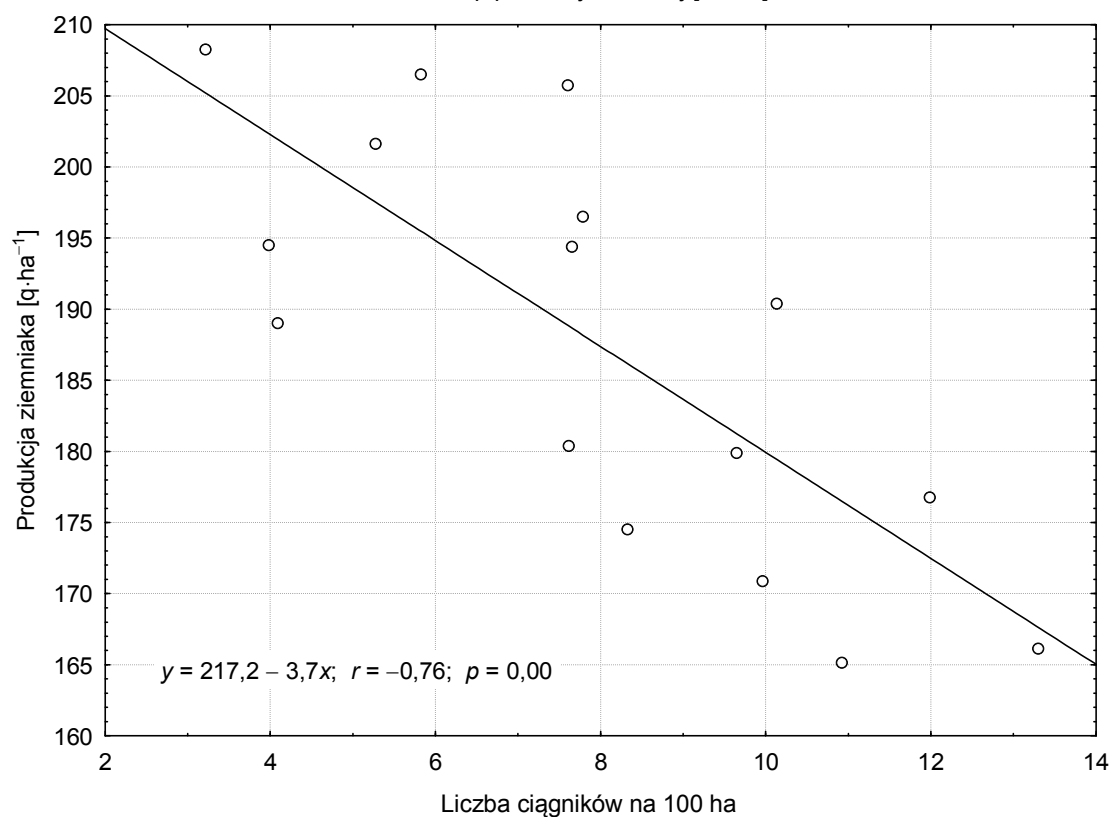
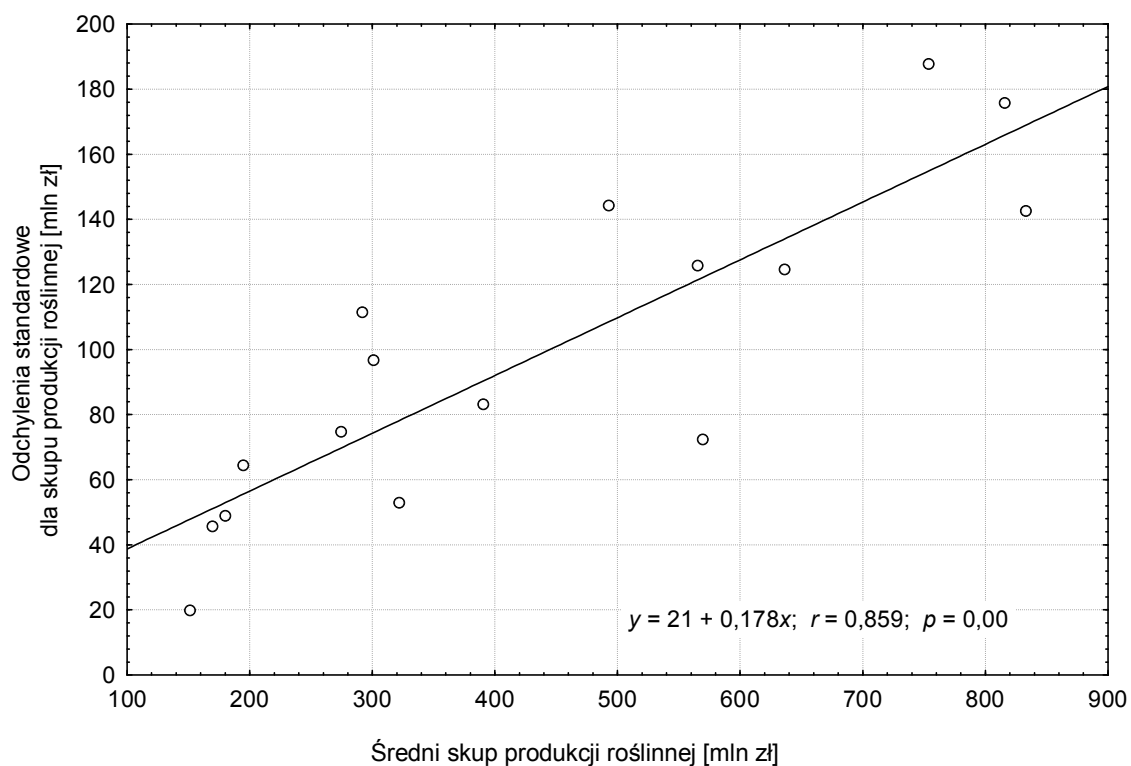
W województwach, w których odnotowano większą średnią liczbę ciągników przypadających na 100 ha, uzyskiwano mniejszy średni plon ziemniaka (rys. 9), niższy średni poziom nawożenia na 1 ha (rys. 10), a także mniejszą zmienność w plonach zbóż, mierzoną odchyleniem standardowym (rys. 12) i współczynnikiem zmienności (rys. 13). W województwach tych uzyskiwano większy plon siana (rys. 11) i większą zmienność tego plonu (rys. 12).



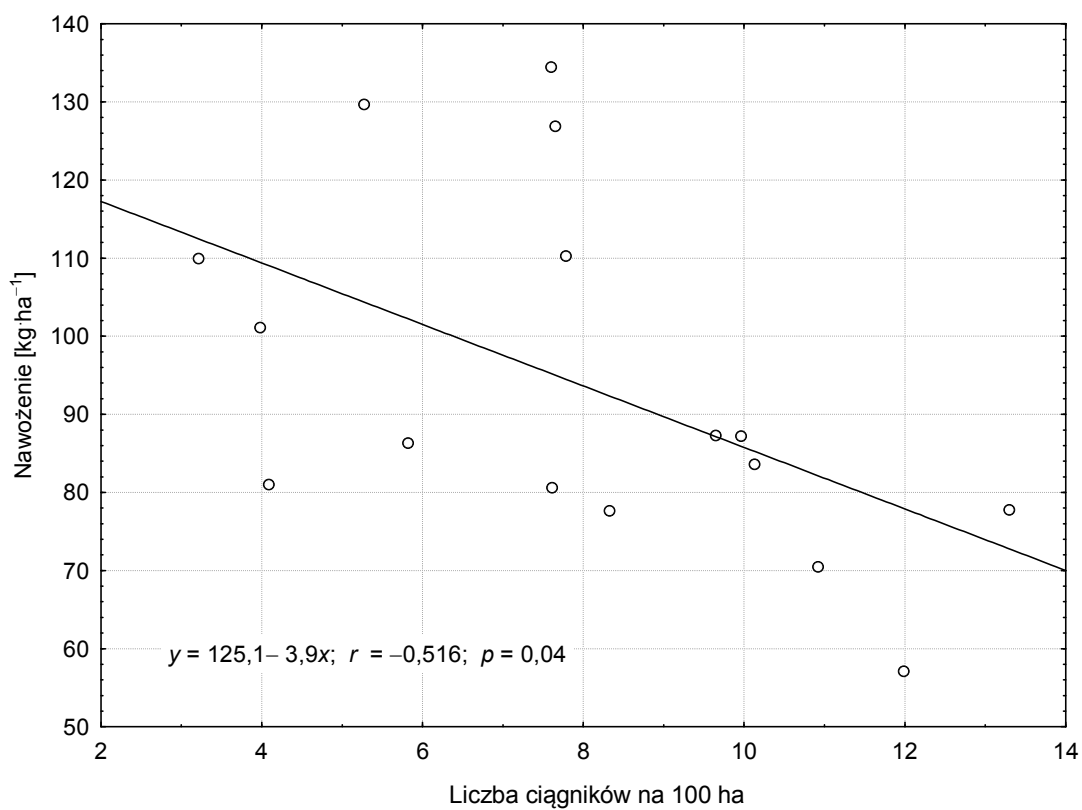
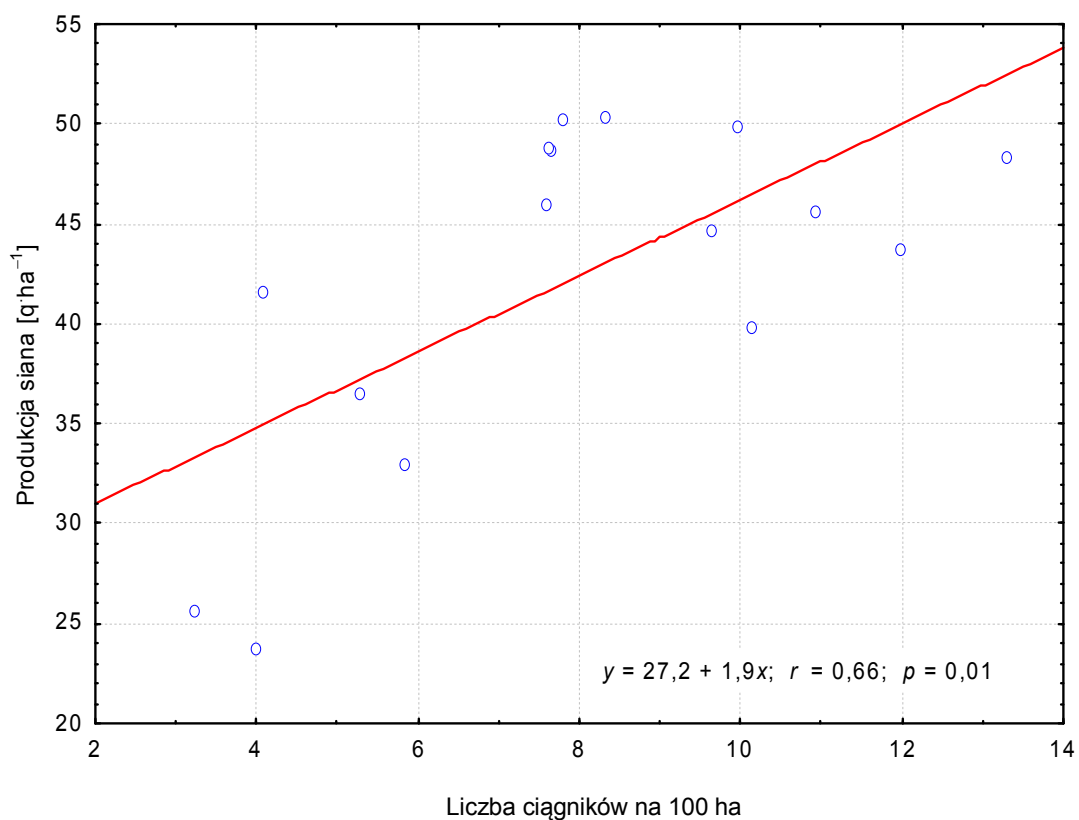
Rys. 8. Zależność między nawożeniem a plonem zbóż oraz plonem ziemniaka (średnie z województw)



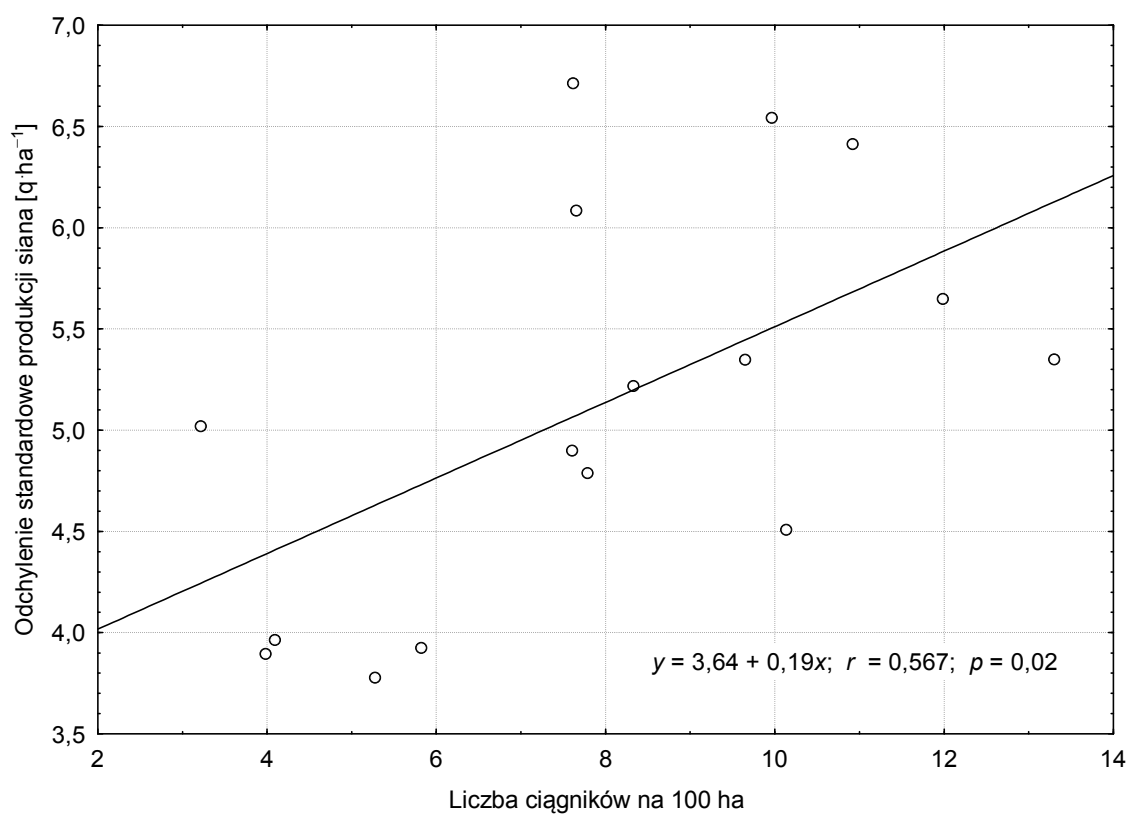
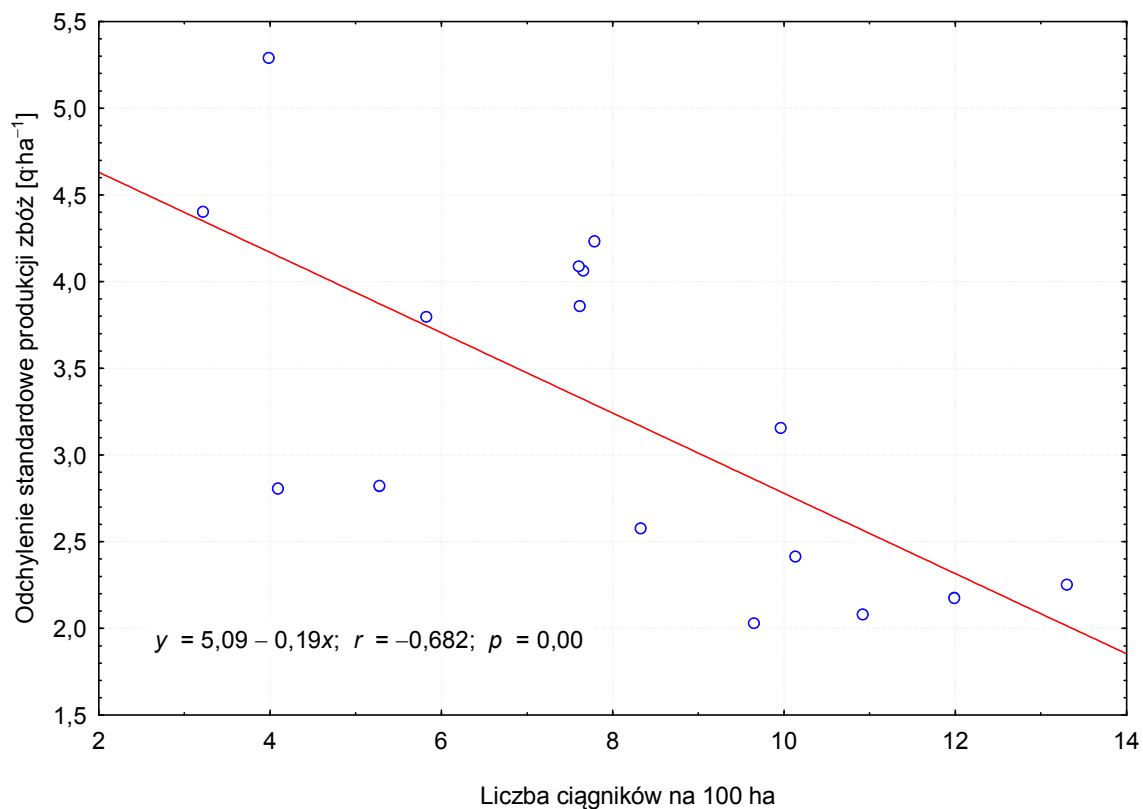
Rys. 9. Zależność między poziomem nawożenia oraz wielkością plonów rzepaku z 1 ha a wartością skupu produkcji roślinnej (średnie z województw)



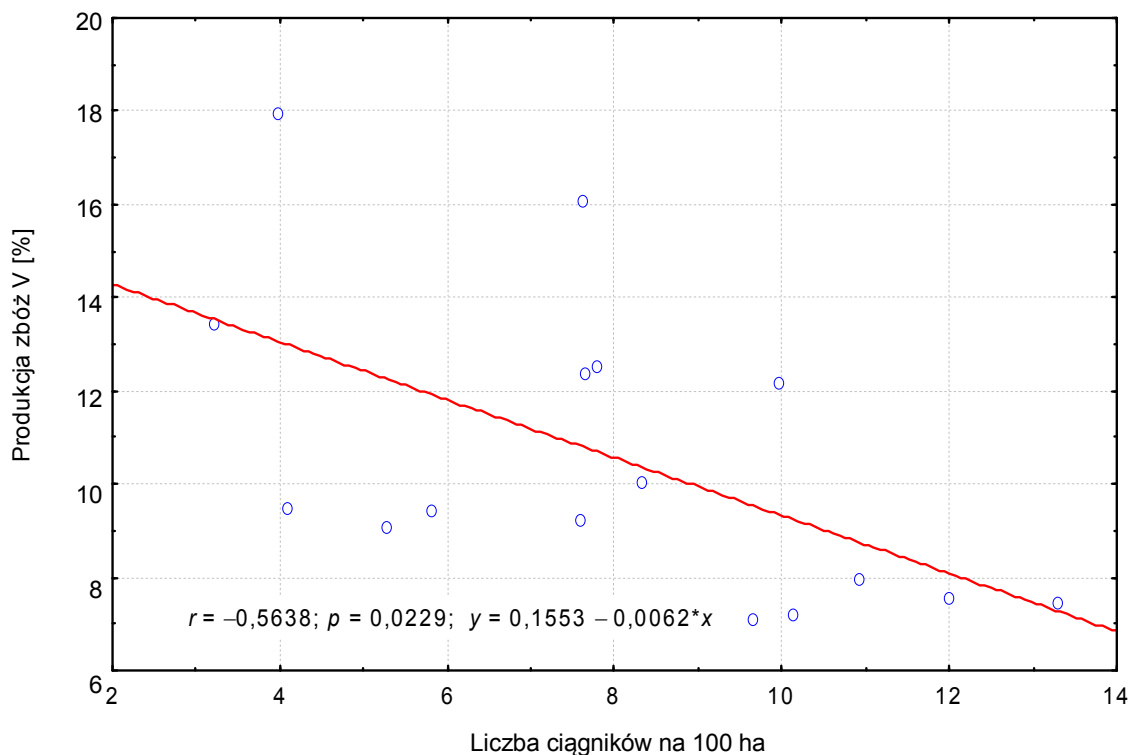
Rys. 10. Zależność między średnią wartością skupu produkcji roślinnej a odchyleniem standardowym dla wartości skupu produkcji roślinnej (średnie i odchylenia standardowe z województw) oraz zależność między liczbą ciągników na 100 ha a wielkością plonów ziemniaka z 1 ha (średnie z województw)



Rys. 11. Zależność między liczbą ciągników na 100 ha a wielkością plonu siana i poziomem nawożenia (średnie z województw)



Rys. 12. Zależność między liczbą ciągników na 100 ha a wartością odchylenia standardowego dla plonu zbóż oraz wartością odchylenia standardowego dla plonu siana z 1 ha (średnie z województw)



Rys. 13. Zależność między liczbą ciągników na 100 ha a wartością współczynnika zmienności produkcji zbóż na 1 ha (średnie z województw)

Zbadano także, za pomocą analizy korelacji i regresji, jak średnia i odchylenie standardowe dla nawożenia na 1 ha wpływają łącznie na badane cechy (tab. 6). Statystycznie istotny związek wykazano jedynie dla takich cech, jak: plon zbóż na 1 ha, plon ziemniaków na 1 ha, wartość skupu produkcji roślinnej, odchylenie standardowe dla plonu ziemniaka i odchylenie standardowe dla wartości skupu produkcji roślinnej. Generalnie zmienność średniej i odchylenia standardowego dla nawożenia wyjaśniało zmienność tych wymienionych istotnie zależnych cech jedynie najwyżej w 44%. Takich istotnych związków nie udało się wykazać dla plonów buraków cukrowych i rzepaku.

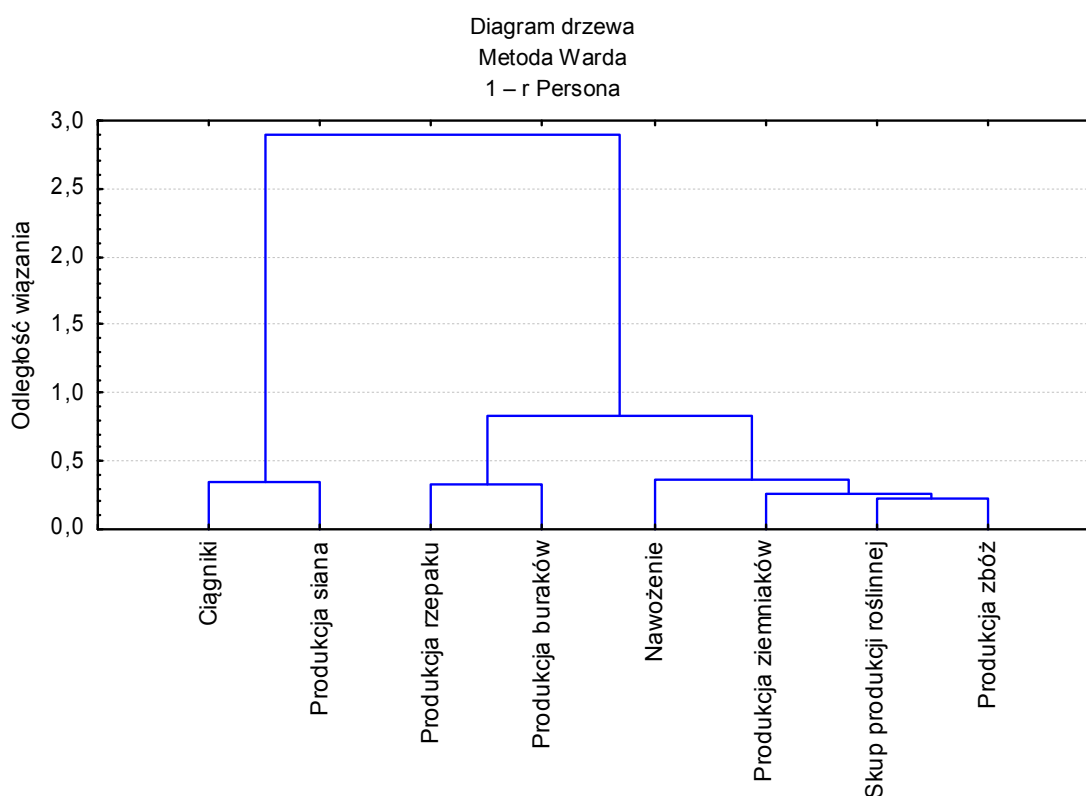
Tabela 6. Parametry równania regresji wpływu średniej i odchylenia standardowego nawożenia na badane cechy

Cechy zależne	Współczynnik regresji dla nawożenia	Współczynnik regresji dla odchylenia standardowego nawożenia	Stała	<i>p</i>	R^2 [%]
Plon zbóż na 1 ha	0,03	0,1	0,0*	0,018	35
Plon ziemniaków na 1 ha	0,112	0,385	5,4*	0,008	43
Skup produkcji roślinnej	7,48	-2,31*	-247,0	0,006	44
Odchylenie standardowe wartości skupu produkcji roślinnej	1,33	5,16	57,2	0,018	35
Odchylenie standardowe plonu ziemniaków	0,11	0,51	4,5*	0,011	42

* parametr statystycznie nieistotny.

Ostatnim etapem analiz wpływu nawożenia na badane cechy było podzielenie badanych cech i województw na zbiory najbardziej do siebie podobne. Cechy grupowano metodą Warda, stosując jako miarę bliskości cech dopełnienie do jedynki modułu współczynnika korelacji. Natomiast województwa grupowano, korzystając z metody k -średnich, gdzie miarą były odległości euklidesowe liczone na unormowanych cechach. Na podstawie analizy diagramu drzewa, uzyskanego metodą Warda (rys. 14), można wyróżnić 3 grupy cech najbardziej podobnych do siebie:

- liczbę ciągników na 100 ha i plon siana;
- plon rzepaku i buraków cukrowych;
- plon zbóż, wartość skupu produkcji roślinnej, plon ziemniaków oraz poziom nawożenia na 1 ha.



Rys. 14. Diagram drzewa z metody Warda (dane ze wszystkich województw i lat)

Za pomocą metody k -średnich uzyskano następujące grupy województw najbardziej podobnych pod względem badanych cech:

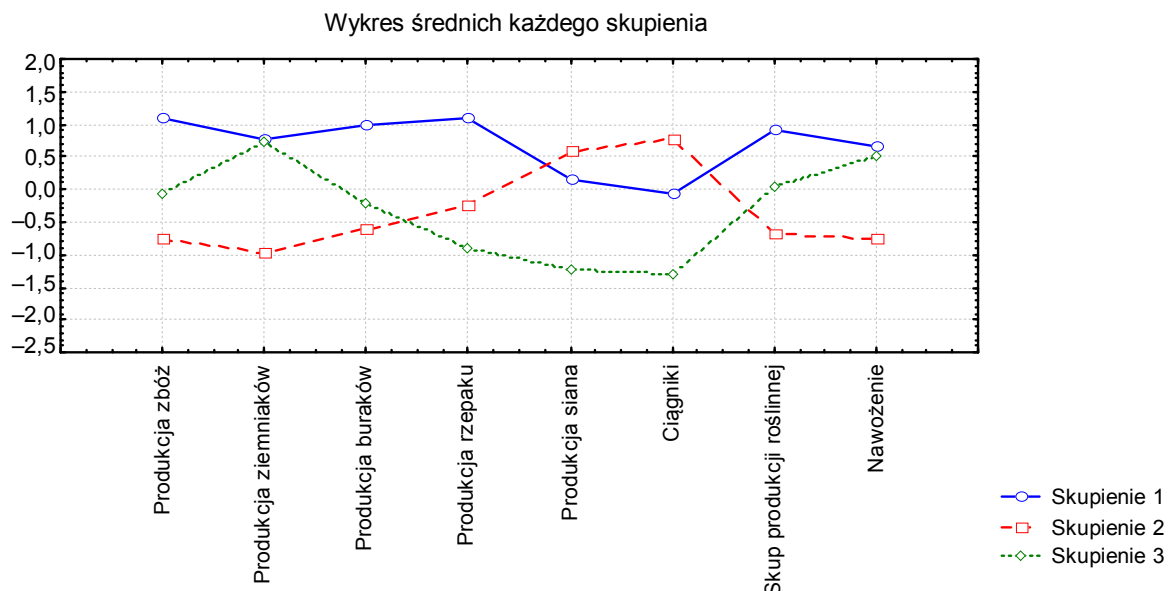
- dolnośląskie, kujawsko-pomorskie, opolskie, śląskie oraz wielkopolskie;
- lubelskie, łódzkie, małopolskie, mazowieckie, podkarpackie, podlaskie oraz świętokrzyskie;
- lubuskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie oraz zachodniopomorskie.

Na rysunku 15 przedstawiono wpływ badanych cechy na powstanie tych grup województw:

- grupa 1 charakteryzuje się największymi wartościami badanych cech, prócz plonu siana i liczbą ciągników na 1 ha;

– grupa 2 charakteryzuje się najłabszymi wynikami, prócz cech: produkcja rzepaku, siana oraz liczba ciągników na 100 ha.

– grupa 3 charakteryzuje się średnimi wynikami, prócz produkcji rzepaku, siana oraz liczby ciągników na 100 ha; cechy te osiągnęły najmniejsze wartości.



Rys. 15. Średnie wartości badanych unormowanych cech w skupieniach uzyskanych metodą k -średnich

Dodatkowo metodą Warda (rys. 16) wydzielono dwie grupy badanych cech na podstawie średnich z województw i z lat, z uwzględnieniem odchyłeń standardowych. W przypadku obu czynników można wyróżnić 3 grupy cech:

1) województwa jako powtórzenia:

– odchylenie standardowe plonu buraka, odchylenie standardowe dla plonu ziemniaka, odchylenie standardowe dla nawożenia;

– średnią liczbę ciągników na 100 ha, odchylenie standardowe dla liczby ciągników na 100 ha, średnią wielkość plonu siana, odchylenie standardowe dla plonu siana;

– wielkość plonu zbóż, plonu ziemniaka, poziom nawożenia, wartość skupu produkcji roślinnej, odchylenie standardowe dla skupu produkcji roślinnej, wielkość plonu buraka, plonu ziemniaka, odchylenie standardowe dla plonu zbóż, odchylenie standardowe dla plonu rzepaku;

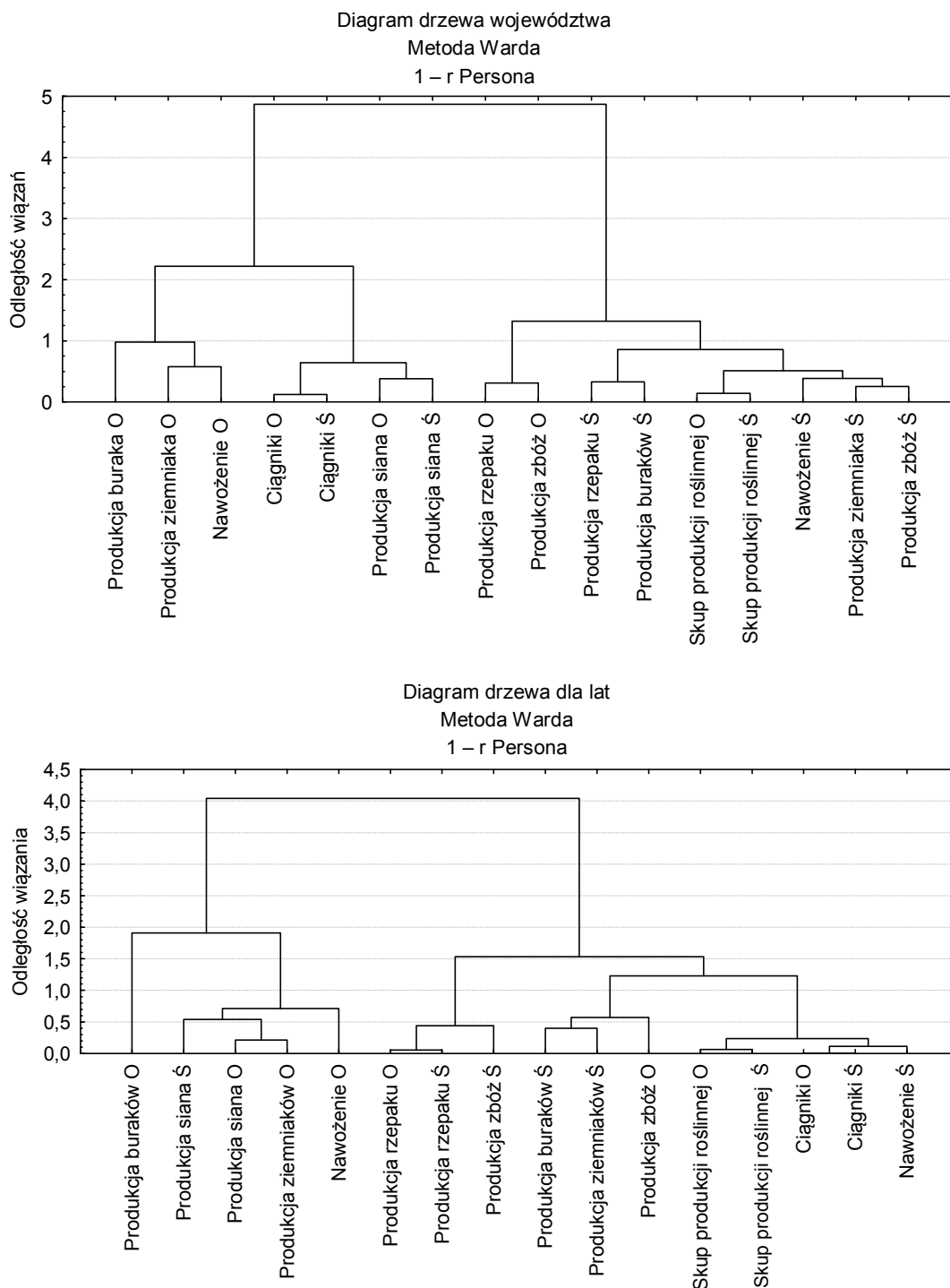
2) lata jako powtórzenia:

– odchylenie standardowe dla plonu siana, odchylenie standardowe dla plonu ziemniaka, średni plon siana, odchylenie standardowe dla nawożenia (poza grupą, ale najbliższej niej odchylenie standardowe dla plonu buraka);

– odchylenie standardowe plonu rzepaku, średni plon rzepaku, średni plon zbóż;

– średni poziom nawożenia na 1 ha, średnią liczbę ciągników na 100 ha, odchylenie standardowe dla liczby ciągników, wartość skupu produkcji roślinnej, odchylenie standardowe dla produkcji roślinnej, średni plon buraka, średni plon ziemniaka, odchylenie standardowe dla plonu zbóż.

Omawiane grupy są zróżnicowane, co oznacza, że zmienność badanych cech w poszczególnych województwach jest inna niż w poszczególnych latach.



Rys. 16. Diagram drzewa z metody Warda: średnie (\bar{S}) i odchylenia standardowe (O) (powtórzenia – województwa) oraz średnie (\bar{S}) i odchylenia standardowe (O) (powtórzenia – lata)

WNIOSKI

Przeprowadzona analiza wykazała, że istnieją związki między poziomem nawożenia i jego zmiennością a niektórymi badanymi cechami. Związki te były trudne do zbadania ze

względu na zmienność warunków pogodowych, jakość gleb oraz różnice technologii w stosowanych procesach produkcji. Najbardziej wyraźne były zależności między poziomem nawożenia i wielkością plonu. Trudniej było uchwycić wpływ nawożenia na zmniejszenie zmienności plonowania. Gdyby w sprawozdaniach GUS-u do średnich z województw dołączano odchylenia standardowe, wpływ zmienności nawożenia na badane cechy w skali makro byłby bardziej mierzalny.

PIŚMIENNICTWO

- Gołębiowski B., Świtłyk M.** 1990. Nawożenie mineralne i jego efektywność w gospodarstwach państwowych województwa szczecińskiego (1983–1987). Zesz. Nauk. AR Szczec. 142 (28), 53–64.
- Gołębiowski B., Świtłyk M.** 1991. Produktowność nawożenia w PGR woj. szczecińskiego (1983–1989). Szczecin, AR (opracowanie tematyczne).
- Gołębiowski B., Świtłyk M.** 1992 a. Efektywność ekonomiczna nawożenia w Polsce. Zesz. Nauk. AR Szczec. 154 (30), 59–69.
- Gołębiowski B., Świtłyk M.** 1992 b. Nawożenie i jego efektywność. Zesz. Nauk. AR Szczec. 154 (30), 45–58.
- Roczniki Statystyczne Województw.** 1998–2005. Warszawa, GUS.

