

dzić, że przydatność ich w analizach porównawczych jest podobna. W prezentowanym opracowaniu do oceny produktywności gospodarstw posłużono się produkcją globalną w złotych. Przyjęcie tej kategorii produkcji wypłynęło z następujących przesłanek:

1) bezpośrednim efektem procesu wytwórczego jest produkcja globalna;

2) zastosowany czynnik produkcji jest związany zarówno z produktem głównym, jak i ubocznym;

3) wielkość produkcji globalnej nie zależy od sposobu jej rozdysponowania w przeciwieństwie do produkcji końcowej lub czystej.

Podobny pogląd wyraził A. Brzoza stwierdzając, że „do ustalenia rzeczywistego poziomu produkcyjnego gospodarstwa nadaje się lepiej od produkcji gotowej produkcja globalna” (5, s. 14). Produkcję globalną ujęto jako sumę wartości produktów pochodzenia rolniczego, wytworzonych w roku gospodarczym. Według nomenklatury IER składa się ona z produkcji końcowej (A), produkcji przeznaczonej na zużycie wewnętrzne (B) i wartości zielonek, pastwiska, słomy oraz obornika (C) (9, 24).

Na wielkość uzyskanej produkcji rolniczej wpływa bardzo wiele czynników. Zagadnieniem wyodrębniania oraz klasyfikacji czynników produkcji, jak też ich wzajemnymi związkami, zajmowali się między innymi J. Sondel (54), B. Kopeć (29, 30), T. Marszałkiewicz (40, 41, 42, 43), W. Kwiecień (34), J. Krzywonos (33) i inni.

Niektóre czynniki produkcji, jak np. umiejętności produkcyjne rolników, są cechami niemierzalnymi (14, s. 27). Czynniki ekonomicznie niewymiernymi są również m. in.: klimat, przygotowanie zawodowe służby rolnej i poziom kulturalny ludności rolniczej (57, s. 35). Także wpływ umiejętności kierowniczych, odgrywających dużą rolę w pojedynczym gospodarstwie, w większej ich liczbie — wyrównuje się (8, s. 96). W podjętych badaniach nie uwzględniono takiego czynnika, jak wykształcenie, które według Małynicza jest jednym z podstawowych, o oddziaływaniu podobnym do poprzedniego, tzn. w masie gospodarstw wyrównuje się. Ponadto, jak wynika z obserwacji, poziom wiedzy fachowej nie zawsze odpowiada ilości ukończonych klas. Dlatego też i tego czynnika nie wzięto pod uwagę. Ze względu na niemożliwość precyzyjnego ujęcia liczbowego wymienionych wyżej czynników, pominięto je w rachunku. W badanych grupach gospodarstw wpływ tych czynników ulega pewnemu wyrównaniu i można uznać je za względnie stałe.

Spśród czynników produkcji wybrano siedem przyjmowanych przez wielu ekonomistów za najważniejsze (3, 6, 7, 15, 16, 18, 31, 34, 36, 39, 42, 44, 48, 61 i in.). Są to:

X_2 — procentowy udział użytków zielonych w strukturze użytków rolnych,

- X_3 — powierzchnia przeliczeniowa użytków rolnych w hektarach,
- X_4 — nakład pracy żywej,
- X_5 — maszyny i narzędzia w złotych,
- X_6 — inwentarz żywy w SD na dzień 1 lipca,
- X_7 — nakład na nawozy mineralne w złotych,
- X_8 — nakład na pasze w złotych.

Wszystkie wymienione czynniki są wielkościami mierzalnymi i posiadają charakter zmiennych ciągłych.

O poziomie produkcji gospodarstw decydują nie zasoby, lecz produktywność czynników produkcji (58, s. 37). Ponieważ produktywność gospodarstw oceniono wartością produkcji globalnej przypadającej na 1 ha UR, dlatego też i stopień wykorzystania czynników określono tą samą kategorią produkcji.

Produktywność badanych czynników ustalono, posługując się metodą regresji prostoliniowej. Metoda ta pozwala wyznaczyć przeciętny efekt użytego czynnika, co w badaniach porównawczych ma istotne znaczenie. Ponadto z badań Brzozy wynika, że „im więcej czynników wpływających na produkcję ulega równoległej zmianie, tym bardziej zależność między nakładem a produktem przybiera charakter liniowy” (6, s. 41). Podobny pogląd wyraził również Goldberger (13, s. 281). Oprócz tego poziom produktywności badanych gospodarstw wskazuje, że znajdują się one na różnym odcinku wspólnej krzywej produkcji. Krzywą tę można opisać, oczywiście z pewnym przybliżeniem, odcinkami prostej. Biorąc pod uwagę wymienione wyżej przesłanki teoretyczne dla rozwiązania nakreślonego celu posłużono się wspomnianą wyżej metodą regresji. W związku z tym ocena produktywności dokonywana jest tylko w obszarze zmienności zmiennych niezależnych.

Zastosowanie metody regresji umożliwiło określenie produktywności absolutnej, której wielkość wyznacza równanie regresji, oraz względnej — współczynniki regresji.

Estymacji parametrów regresji dokonano przy pomocy klasycznej metody najmniejszych kwadratów, polegającej na znalezieniu takich ocen parametrów, przy których suma kwadratów odchyłeń rzeczywiście zaobserwowanych wartości zmiennej zależnej od wartości ocenionych przez regresję jest najmniejsza. Metoda ta, jak wiadomo, jest najlepiej opracowana i powszechnie stosowana (10, 13, 19, 35, 43, 49).

Przy weryfikacji zaś statystycznej współczynników regresji, dokonywanej przy pomocy testu t-Studenta, przyjmowano poziom istotności $\alpha=0,01$ lub $\alpha=0,05$. Następnie, po weryfikacji statystycznej współczynników regresji poszczególnych czynników pozostawiono tylko te, które speł-

niały warunki wynikające z przyjętego poziomu istotności. Otrzymane w toku takiego postępowania równania regresji, zawierające czynniki, których wpływ na poziom produkcji okazał się statystycznie istotny, zamieszczono w opracowaniu. Dlatego też zrezygnowano z podawania poziomu istotności współczynników przy każdym modelu funkcji produkcji. Znakomita ich większość jest istotna przy poziomie $= 0,01$.

Testowania wyrazu wolnego „a” nie dokonywano, gdyż on nas bliżej nie interesuje i spełnia tylko warunek wynikający z metody estymacji (metody najmniejszych kwadratów).

W opracowaniu tym zamiast współczynników korelacji używa się współczynników determinacji, ponieważ — jak wskazała na to Marszałkiewicz — ich interpretacja jest bardziej zrozumiała i bezpośrednio związana ze stosowaną funkcją produkcji (42, 43).

Zastosowaną w pracy metodę można określić jako modelową (34, 46, 59, 60). Poprzez wzajemne porównania modeli funkcji produkcji, ustalonych dla badanych gospodarstw indywidualnych woj. lubelskiego i poznańskiego, stało się możliwe z jednej strony wykazanie różnic między nimi, a z drugiej przeprowadzenie analizy związków zachodzących pomiędzy czynnikami kształtującymi aktualny poziom produkcji rolniczej w każdym z badanych województw.

WYNIKI BADAŃ

Wielkość uzyskanej produkcji zależy od całego szeregu powiązanych ze sobą czynników produkcji. Dlatego też, dąży się do wyznaczenia takiej funkcji produkcji, w której zmienne niezależne, charakteryzujące się istotnym statystycznie wpływem na jej wzrost przy zakładanym poziomie istotności, wyjaśniałyby wariancję zmiennej zależnej w jak najwyższym stopniu. Ponadto uzyskane oceny współczynników regresji są bardziej zbliżone do rzeczywistej produktywności danego czynnika.

Efektywność dodatkowego nakładu danego czynnika oceniono przy pomocy współczynników regresji cząstkowej. Okazało się, że w modelu funkcji produkcji (dla wymienionych wyżej zmiennych niezależnych) przy przejściu od gospodarstw o niższej produktywności ziemi do gospodarstw o wyższej nieistotny statystycznie wpływ na wzrost produkcji globalnej (po odjęciu współzmienności z pozostałymi cechami) mają w woj. lubelskim — powierzchnia przeliczeniowa UR oraz inwentarz żywy w SD, a w poznańskim — praca w dniach i inwentarz żywy w SD. Przyczyną nieistotnego statystycznie oddziaływania tego ostatniego czynnika jest stosunkowo wysoka jego współzmiennność z nakładami na pasze wyrażonymi w złotych. Ścisłość związku tych dwu cech, oceniona przy pomocy współ-

czynnika determinacji brutto, wynosi w lubelskim 0,7560, a w poznańskim 0,8165. Występuje przy tym wyższa ścisłość związku między produkcją globalną a paszami niż inwentarzem żywym. Współczynnik determinacji brutto między produkcją globalną a paszami wynosi w lubelskim 0,8588, a w poznańskim 0,8414, zaś między tą pierwszą zmienną a inwentarzem żywym odpowiednio 0,8019 i 0,7770. W wyniku tych zależności pasze stały się niejako reprezentantem również tego drugiego czynnika, dlatego też wpływ inwentarza żywego na poziom produkcji globalnej okazał się statystycznie nieistotny. Potwierdzeniem tego jest istotny statystycznie wpływ inwentarza żywego na wzrost produkcji, gdy zamiast tego czynnika wyeliminujemy z równania regresji pasze. Na przykład, w woj. poznańskim współczynnik determinacji wielorakiej: $D_{1.234567}=0,9332$ a $D_{1.234578}=0,9539$. W pierwszym równaniu regresji wielorakiej wpływ inwentarza żywego (X_6) na wzrost produkcji globalnej jest statystycznie istotny, a w drugim — podobnie jest z paszami (X_8). Ponieważ w tym ostatnim modelu istnieje większa ścisłość związku między zmienną zależną a zmiennymi niezależnymi, zrezygnowano z posługiwania się inwentarzem żywym w SD, dla określenia poziomu produkcji w badanych gospodarstwach. Podkreśla to jednocześnie trudność doboru czynników do ogólnego modelu regresji.

W rozpatrywanej grupie czynników okazało się także, iż zwiększenie powierzchni UR w hektarach przeliczeniowych w woj. lubelskim nie powoduje statystycznie istotnego wzrostu produkcji. W województwie tym powierzchnia UR w hektarach przeliczeniowych wynosi średnio 6,61, a w poznańskim 10,31 ha. Poziom nakładów materiałowo-pieniężnych w woj. lubelskim jest znacznie niższy (12 111 zł/ha) niż w poznańskim (15 024 zł/ha) przy wyższych nakładach pracy żywej (odpowiednio 87,5 i 69,9 dnia/ha). Poza tym czynnik ziemi (w stosunku do potencjalnych możliwości) po połączeniu z nakładami materialnymi jest zbyt słabo w woj. lubelskim wykorzystany (47, s. 74). Głównie te przyczyny spowodowały, że zwiększenie obszaru UR w hektarach przeliczeniowych nie powoduje statystycznie istotnego wzrostu produkcji.

W woj. poznańskim zaś statystycznie nieistotnym wpływem na wzrost produkcji w tej grupie czynników charakteryzuje się praca żywa, wyrażona w dniach pracy w gospodarstwie rolniczym. Wynika to z wysokiego wyposażenia w maszyny i narzędzia oraz ze względnie dużej powierzchni gospodarstw.

Po wyeliminowaniu cech, których wpływ był statystycznie nieistotny, po odjęciu współzmienności z pozostałymi zmiennymi niezależnymi, równania regresji wielorakiej prostoliniowej dla badanych grup gospodarstw przybrały następującą postać:

grupa lubelska:

$$X'_1 = 2752,50 - 475,47X_2 + 83,92X_4 + 0,44X_5 + 5,93X_7 + 1,74X_8$$

$$p \quad |143,0| \quad |17,68| \quad |0,14| \quad |1,29| \quad |0,14|$$

$$D_{1.24578} = R^2 = 0,9584$$

$$S_{1.24578} = 14349,25$$

grupa poznańska:

$$X'_1 = 36631,06 - 626,11X_2 + 4649,15X_3 + 0,21X_5 + 4,38X_7 + 1,72X_8$$

$$p \quad |242,1| \quad |1222| \quad |0,09| \quad |0,73| \quad |0,17|$$

$$D_{1.23578} = R^2 = 0,9532$$

$$S_{1.23578} = 25093,48$$

Współczynniki determinacji wielorakiej wskazują na dużą ścisłość związku między uwzględnionymi w równaniu regresji zmiennymi niezależnymi a produkcją globalną. Wprowadzone do równania regresji wielorakiej zmienne niezależne wyjaśniają wariancję całkowitą zmiennej zależnej (X_1) w grupie lubelskiej w 95,84%, a w poznańskiej w 95,32%.

Przeciętne odchylenie danych rzeczywistych od wielkości ustalonych na podstawie równania regresji, w stosunku do wartości produkcji globalnej przypadającej na gospodarstwo, są dość niskie.

Przy przejściu od gospodarstw mniejszych do większych, po odjęciu współzmienności z pozostałymi zmiennymi niezależnymi uwzględnionymi w modelu, wartość produkcji globalnej wzrasta o wielkość współczynnika regresji cząstkowej przy danej zmiennej niezależnej, gdy ta ostatnia wzrasta o jednostkę.

Produktywności dodatkowych jednostek różnych czynników określonej przy pomocy współczynników regresji cząstkowej nie można porównywać między sobą w danym modelu funkcji produkcji, ponieważ każdy z nich posiada właściwą mu jednostkę miary, np. praca w dniach, a nakłady na paszę w złotych. Dlatego też, dokonując porównania produktywności czynników w grupach gospodarstw, czy też między nimi, posługujemy się miarą względną. W tym celu cząstkowe współczynniki regresji (b_j) wyrażamy w jednostkach stosunku odchylenia standardowego zmiennej X_j do odchylenia standardowego zmiennej (X_1), czyli:

$$b'_j = \frac{S_{X_j}}{S_{X_1}} \cdot b_j$$

Otrzymane w wymieniony wyżej sposób standaryzowane współczynniki regresji cząstkowej pozwalają ustalić hierarchię ważności poszczególnych czynników z punktu widzenia ich produktywności krańcowej. Obliczone standaryzowane współczynniki regresji cząstkowej zestawiono w tabeli.

W tabeli uwzględniono dla porównania również te zmienne niezależne, których wpływ — przy oszacowanej współzmienności z innymi —

Standaryzowane współczynniki regresji cząstkowej między wartością produkcji globalnej (X_1) a zmiennymi niezależnymi wymienionymi w tabeli w woj. lubelskim i poznańskim

Standardized coefficients of partial regression between the value of overall production (X_1) and independent variables included in the table for the Lublin and Poznań voivodeships

Symbol standaryzowanego współczynnika regresji cząstkowej	Zmienna niezależna (X_j)	Zmienna zależna X_1 w zbiorowości	
		lubelskiej	poznańskiej
^b 12.345678	X_2 — % użytków zielonych w UR	-0,0991	-0,0860
^b 13.245678	X_3 — powierzchnia przelicz. UR w ha	0,0799	0,1557
^b 14.235678	X_4 — nakład pracy w dniach	0,1932	0,0298
^b 15.234678	X_5 — maszyny i narzędzia w zł	0,0858	0,1128
^b 17.234568	X_7 — nakład na nawozy mineralne w zł	0,1837	0,2691
^b 18.234567	X_8 — nakład na paszę w zł	0,5321	0,3837

Źródło: Opracowanie własne.

w modelu regresji na produkcję globalną, okazał się statystycznie nieistotny w jednej z grup gospodarstw.

Z danych liczbowych zawartych w omawianej tabeli wynika, że relatywnie największy wpływ na wzrost produkcji rolniczej wywierają nakłady na pasze w obydwu zbiorowościach z tym, że w lubelskiej wyższy. Na drugim miejscu w tej hierarchii ważności znajduje się w woj. lubelskim nakład pracy żywej, a w poznańskim nakład na nawozy mineralne. Najważniejszymi więc czynnikami określającymi poziom produkcji rolniczej są:

— w grupie lubelskiej: nakłady na pasze w złotych, nakłady pracy żywej w dniach (przy obecnym wyposażeniu w maszyny), nakłady na nawozy mineralne w złotych;

— w grupie poznańskiej: nakłady na pasze w złotych, nakłady na nawozy mineralne w złotych, użytki rolnicze w hektarach przeliczeniowych.

Produktywność określonych czynników, jak i poziom nakładów materialnych na 1 ha UR świadczą o tym, że w woj. lubelskim mamy ciągle jeszcze do czynienia z intensyfikacją o charakterze pracochłonnym, a w woj. poznańskim — kapitałochłonnym. Różnice w kierunkach intensyfikacji produkcji przyczyniły się do tego, iż te same czynniki nie powodują statystycznie istotnego wzrostu produkcji w obydwu grupach.

Badane zbiorowości różnią się dość istotnie poziomem produktywności. Wskazuje na to funkcja produkcji ustalona dla woj. lubelskiego oraz poznańskiego, z której wynika, że produktywność gospodarstw lubelskich jest niższa aniżeli poznańskich. W związku z tym, pożądanym wydaje się być określenie wpływu czynników przyrodniczo-organizacyjnych i na-

kładów na wzrost produkcji rolniczej obydwu grup gospodarstw. Wykorzystano w tym celu zespołowy współczynnik determinacji cząstkowej (43). Określa on, jaka część wariancji zmiennej zależnej może być wyjaśniona przez określony zespół zmiennych niezależnych, przy wyeliminowaniu wpływu innego zespołu zmiennych niezależnych. Na podstawie tych współczynników można sądzić, że:

— 74,74% w woj. lubelskim, a tylko 52,50% w woj. poznańskim zmienności produkcji globalnej (X_1), jaka pozostała nie wyjaśniona po uwzględnieniu w badaniu czynników przyrodniczo-organizacyjnych (X_2 , X_3 , X_5 , X_6) jako zmiennych niezależnych, może być wyjaśniona łącznie przez nakłady, tj. pracę żywą (X_4), nawożenie mineralne (X_7) i pasze (X_8);

— 29,64% w woj. lubelskim, a 36,42% w poznańskim zmienności produkcji globalnej, jaka pozostała nie wyjaśniona po uwzględnieniu w badaniach nakładów (X_4 , X_7 , X_8) jako zmiennych niezależnych, może być wyjaśniona przez czynniki przyrodniczo-organizacyjne.

Z dokonanej analizy wynika, że tym mniejsza jest rola czynników typu nakładów w dalszym wzroście produkcji rolniczej, im wyższa jest produktywność gospodarstw, gdyż ich możliwości finansowe nie ograniczają tak silnie wysokości stosowanych nakładów. W takiej sytuacji wzrasta znaczenie czynników przyrodniczo-organizacyjnych, decydujących przy obecnym stanie wiedzy o pułapie maksymalnej, potencjalnej wydajności ziemi. W woj. lubelskim o niższej w stosunku do poznańskiego produktywności gospodarstw podstawowe znaczenie dla dalszego wzrostu produkcji rolniczej mają nakłady.

Wspomniano tutaj o niższym poziomie nakładów, szczególnie materiałowo-pieniężnych w gospodarstwach indywidualnych woj. lubelskiego w porównaniu do poznańskiego. Ponieważ źródłem akumulacji w gospodarstwie rolniczym jest dochód rolniczy, celowe wydaje się rozpatrzenie kształtowania się jego wysokości w obu badanych zbiorowościach (50, s. 149). Okazuje się, że dochód rolniczy przypadający na 1 ha UR jest nieco wyższy w woj. lubelskim (7963,72 zł) niż w poznańskim (7522,60 zł). Natomiast na jedno gospodarstwo dochód ten w grupie lubelskiej wynosił średnio 49 336 zł, a w poznańskiej 80 793 zł. Efektywność gospodarowania w zbiorowości lubelskiej jest podobna do poznańskiej (47), ale skala dochodu uzyskiwanego przez jedną rodzinę jest bardzo różna. Tak więc, rolnicy lubelscy mają znacznie mniejsze możliwości zwiększenia nakładów niż poznańscy.

Dzięki temu można było wyjaśnić przyczyny niskiej intensywności produkcji w gospodarstwach indywidualnych woj. lubelskiego. Jednocześnie przedstawione wyżej liczby wskazują na konieczność zwiększenia dochodu rolniczego w gospodarstwach woj. lubelskiego celem zapewnienia szybszego niż dotychczas wzrostu produkcji rolniczej.

Z przeprowadzonych badań wynika, że:

1) istotny wpływ na poziom produktywności gospodarstw wywierają następujące czynniki: w grupie lubelskiej: użytki zielone, praca żywa, maszyny i narzędzia, nakłady na nawozy mineralne oraz pasze, w grupie poznańskiej: użytki zielone, użytki rolnicze, maszyny i narzędzia, nakłady na nawozy mineralne i pasze;

2) w gospodarstwach woj. poznańskiego czynniki typu nakładów odgrywają mniejszą rolę we wzroście produkcji rolniczej aniżeli lubelskiego,

3) najważniejszymi czynnikami określającymi wzrost produkcji rolniczej, według malejącego ich znaczenia, są: nakłady na pasze w złotych, nakłady pracy żywej w dniach, nakłady na nawozy mineralne w złotych — w grupie gospodarstw woj. lubelskiego, oraz: nakłady na pasze w złotych, nakłady na nawozy mineralne w złotych, użytki rolne w hektarach przeliczeniowych — w grupie gospodarstw woj. poznańskiego.

Dokonana analiza produktywności gospodarstw ujawniła, że względnie korzystniejsze warunki przyrodnicze w woj. lubelskim predystynują tujejsze gospodarstwa do osiągnięcia wysokiego poziomu produkcji. Uzyskać go można, jak wykazano, na drodze zwiększenia nakładów materialnych, stanowiących w badanych gospodarstwach woj. lubelskiego barierę wzrostu produkcji.

WYKAZ PIŚMIENICTWA

1. Adamowski Z.: Wpływ niektórych zmian w strukturze agrarnej rolnictwa na poziom zatrudnienia w rolnictwie. Zeszyty Ekonomiki Rolnictwa i Planowania, 1958, nr 15.
2. Antoniewski S.: Opłacalność kierunków w drobnych gospodarstwach. Cz. I, Warszawa 1965.
3. Blohm G.: Ogólna ekonomika i organizacja gospodarstwa rolniczego. Warszawa 1965.
4. Bolesławska B.: Znaczenie siły roboczej w procesie intensyfikacji produkcji rolnej (na podstawie analizy porównawczej gospodarstw spółdzielczych z województw lubelskiego i poznańskiego). Roczniki Nauk Rolniczych, 1965, t. 77-G-4.
5. Brzoza A.: przyczynek do metodologii mierzenia intensywności i produktywności w rolnictwie. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1958, nr 6.
6. Brzoza A.: Czynniki produkcji i ich substytucja w gospodarstwach chłopskich. Zeszyty Naukowe SGPiS, Warszawa 1961.
7. Brzoza A.: Przyczynek do zagadnienia funkcji produkcji w gospodarstwach chłopskich. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1962, nr 2.
8. Curzytek J.: Badania nad rentownością gospodarstw włościańskich. Cz. I, Warszawa 1928.
9. Czerniewska M.: Dochody gospodarstw chłopskich w 1959/60 r. Dodatek do Zagadnień Ekonomiki Rolnej, 1961, nr 6.
10. Elandt R.: Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczalnictwa rolniczego. Warszawa 1964.
11. Farkowski C.: Zróżnicowanie produktywności gospodarstw indywidualnych w Polsce. Zeszyty Naukowe SGGW, Warszawa 1971, z. 20.

12. Głównia J.: Monografia statystyczno-ekonomiczna elementem ułatwiającym zarządzanie gospodarką rejonu. Wiadomości Statystyczne, 1959, nr 5—6.
13. Goldberger A. S.: Zarys ekonometrii. Warszawa 1972.
14. Gorzelak E.: Regionalne nierównomierności rozwoju produkcji rolniczej w Polsce. Wiś Współczesna, 1969, nr 2.
15. Grochowski Z.: Wpływ różnych czynników produkcji na wyniki produkcyjne i finansowe gospodarstw rolnych (na przykładzie spółdzielni produkcyjnych). Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1959, nr 1.
16. Grochowski Z.: Efektywność nawożenia w Polsce i za granicą. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1960, nr 3.
17. Grochowski Z.: W sprawie mierzenia intensywności i poziomu produkcji w gospodarstwie rolnym. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1961, nr 5.
18. Grochowski Z.: Czynniki określające produktywność i opłacalność gospodarstw zespołowych. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1962, nr 1.
19. Obliczanie współczynników regresji. Zeszyty metodologiczne — Materiały pomocnicze GUS. Warszawa 1968, nr 8.
20. Rocznik statystyczny GUS 1970. Warszawa 1970.
21. Rocznik statystyczny GUS 1971. Warszawa 1971.
22. Rocznik statystyczny rolnictwa 1971. GUS, Warszawa 1970.
23. Wyniki rachunkowości rolnej gospodarstw indywidualnych 1968/69. Cz. II, IEiR, Warszawa 1970.
24. Wyniki rachunkowości rolnej gospodarstw indywidualnych 1969/70. Cz. II, IER, Warszawa 1971.
25. Jerzak M.: Mierniki produktywności i specjalizacji gospodarstw. Nowe Rolnictwo, 1973, nr 4.
26. Kaczor A.: Terytorialne zróżnicowanie w wyposażeniu gospodarstw chłopskich w sprzęt mechaniczny. Nowe Rolnictwo, 1972, nr 10.
27. Kalbarczyk S., Marek J.: Zmiany w strukturze gospodarstw według wartości produkcji. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1970, nr 2.
28. Kempisty L.: O metodach analizy porównawczej PGR. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1959, nr 2.
29. Kopeć B.: Izolacja cech w badaniach nad organizacją gospodarstw. Roczniki Nauk Rolniczych, 1964, t. 77-G-3.
30. Kopeć B.: Charakter cech ekonomicznych a rachunek korelacji w ekonomice gospodarstw. Roczniki Nauk Rolniczych, 1964, t. 77-G-2.
31. Kozłowski Z.: Teoria czynników produkcji w nauce ekonomiczno-rolniczej. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1960, nr 6.
32. Kozłowski Z.: Międzyrejonowe różnice wyników ekonomicznych i nakładów w produkcji chłopskiej. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1962, nr 2.
33. Krzywonos J.: Podstawowe czynniki produkcji w rolnictwie. Warszawa 1961.
34. Kwiecień W.: Metoda modelowa w badaniach ekonomiczno-rolniczych. Warszawa 1968.
35. Lange O.: Wstęp do ekonometrii. Warszawa 1961.
36. Liczkowski J.: Badanie intensywności rolnictwa w ujęciu przestrzennym. Warszawa 1964.
37. Małanicz Z.: Ekonomiczna efektywność wykształcenia w rolnictwie. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1967, nr 5.
38. Manteuffel R.: Intensywność produkcji a intensywność organizacji. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1968, nr 2.

39. Maślankowski I.: Czynniki produktywności gospodarstw chłopskich. Poznań—Szczecin 1971.
40. Marszałkiewicz T.: Problem przeliczania na hektar wartości zmiennych przy badaniu zależności między nimi. Roczniki Nauk Rolniczych, 1962, t. 76-G-4.
41. Marszałkiewicz T.: Model produkcji rolniczej. Roczniki Nauk Rolniczych, 1964, t. 77-G-2.
42. Marszałkiewicz T.: Funkcja produkcji rolniczej. Warszawa 1965.
43. Marszałkiewicz T.: Metody statystyczne w badaniach ekonomiczno-rolniczych. Warszawa 1972.
44. Michna K.: Produkcja gospodarstw chłopskich. Warszawa 1968.
45. Michna K.: Społeczno-ekonomiczne przemiany w gospodarstwach rolnych i ich wpływ na rozwój produkcji rolniczej. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1972, nr 4.
46. Moszczeński S.: Porównawcza metoda badań w gospodarstwach wiejskich. Kłosy, 1934, 41, Pomorska Izba Rolnicza, Toruń.
47. Niezgoda D.: Analiza produktywności gospodarstw indywidualnych prowadzących rachunkowość rolniczą w woj. lubelskim i poznańskim. Maszynopis w Bibliotece IEiOR AR, Lublin.
48. Okuniewski J.: Intensywność i poziom produkcji w gospodarstwach chłopskich. Warszawa 1959.
49. Pawłowski Z.: Ekonometria. Warszawa 1966.
50. Encyklopedia ekonomiczno-rolnicza. Warszawa 1964.
51. Lubelskie — rozwój województwa w Polsce Ludowej. Praca zbiorowa, Warszawa 1964.
52. Radoń Z.: Reprezentatywność gospodarstw chłopskich prowadzących rachunkowość rolną. Studia i Materiały IER, z. 294, Warszawa 1971.
53. Rzendowski L.: Chłopska gospodarka drobnotowarowa. Warszawa 1965.
54. Sondel J.: Wzajemny stosunek uprawianych roślin i jego aspekt ekonomiczny. Postępy Nauk Rolniczych, 1962, nr 2.
55. Stelmach J.: Modele produkcyjne indywidualnych gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną w woj. wrocławskim. Studia i Materiały IER, z. 337, Warszawa 1972.
56. Stelmach J.: Analiza porównawcza rozwoju gospodarstw rolniczych w rejonie północno-wschodnim oraz środkowo-zachodnim Polski (Na podstawie danych rachunkowości rolnej). Studia i Materiały IER, z. 334, Warszawa 1972.
57. Tomaszewski Z.: Próba ustalenia wskaźników określających potencjalne warunki produkcji rolniczej. Zeszyty Ekonomiki Rolnictwa i Planowania, 1960, nr 24.
58. Wielburski R.: Międzynarodowe porównania ekonomicznej produktywności rolnictwa. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1972, nr 5—6.
59. Wojtaszek Z.: Metoda analogii w organizacji gospodarstw rolnych. Nowe Rolnictwo, 1958, nr 19.
60. Wojtaszek Z.: Znaczenie modelowania w ekonomice i organizacji gospodarstw rolnych. Wiś Współczesna, 1960, nr 9.
61. Woś A.: Określenie udziału poszczególnych czynników produkcji we wzroście globalnej produkcji rolniczej (na przykładzie 63 gospodarstw woj. poznańskiego). Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1960, nr 3.

РЕЗЮМЕ

Пользуясь методом функции сельскохозяйственной продукции, проводится анализ продуктивности 67 единоличных хозяйств Люблинского воеводства, ведущих бухгалтерский учет для Института экономики сельского хозяйства, и 72 единоличных хозяйств Познанского воеводства в 1967/68—1969/70 гг. С этой целью была оценена продуктивность 7 факторов продукции: сельскохозяйственных угодий, лугопастбищных угодий, живого труда, работы машин и оборудования, живого инвентаря, минеральных удобрений и кормов.

Затем при помощи стандартизированных коэффициентов частной регрессии между величиной валовой продукции (x_1) и независимыми величинами (x_j) определялась иерархия важности отдельных факторов для роста сельскохозяйственной продукции в рассматриваемых группах хозяйств.

Кроме того, при помощи коэффициента частной детерминации установлено, в какой степени факторы природно-организационного и экономического характера могут объяснять изменчивость валовой продукции.

SUMMARY

By means of the method of agricultural production function the author analysed the productivity of 67 individual farms in the Lublin voivodeship and of 72 farms in the Poznań voivodeship, all of the farms sending agricultural accounts to the IER (Institute of Agricultural Economy), for the years 1967/68 — 1969/70. The evaluation concerned seven factors of production, namely, cropland, grassland, direct labour, machines and tools, livestock, mineral fertilizers, and feeds.

The hierarchy of importance of individual factors for the increase of agricultural production in the farm communities examined was then determined by means of standardized coefficients of partial regression between the value of overall production (X_1) and independent variables (X_j).

Applying the complex coefficient of partial determination, the author also specified the degree to which the natural — organizational and economic factors explain the changeability of overall production in agriculture.