

HENRYK PŁUDOWSKI
Akademia Rolnicza w Lublinie

EFEKTYWNOŚĆ WYSOKIEGO POZIOMU NAWOŻENIA MINERALNEGO W PRZEDSIĘBIORSTWIE ROLNICZYM

Szybko wzrastający poziom nawożenia mineralnego stawia obecnie wiele przedsiębiorstw rolniczych przed trudną decyzją odnośnie dalszego zwiększania dawek nawozowych i zapewnienia efektywności nawożenia na poziomie opłacalnym. Wymaga to wzmożonych badań naukowych i rozwiązań metodycznych, niezbędnych przy podejmowaniu tego rodzaju decyzji. Tym zagadnieniem poświęcona jest niniejsza publikacja, będąca próbą metodycznego ujęcia analizy efektywności nawożenia w przedsiębiorstwie, które osiągnęło wysoki poziom zużycia nawozów mineralnych.

Przegląd metodyczny

Przy określaniu efektywności nawożenia mamy zawsze na myśli związek przyczynowo-skutkowy: nakład (nawożenie) — efekt (plon) w ujęciu ilościowym (efektywność techniczna) lub w ujęciu wartościowym: koszt nawożenia — wartość plonu (efektywność ekonomiczna). Zarówno w pierwszym, jak i w drugim wypadku dąży się do określenia tej części efektu, która została uzyskana dzięki nawożeniu.

Przy badaniu efektywności nawożenia wykorzystywano różne źródła danych, które rzutowały na metodykę i sposób wyrażania zarówno miernika efektywności, jak i nakładu (nawożenia). Wykorzystywano dane z publikacji GUS (7, 11, 14, 20, 21, 22, 29), z dokumentacji spółdzielń produkcyjnych (10, 23), z PGR (15, 25, 26, 27), najczęściej z gospodarstw indywidualnych prowadzących rachunkowość rolną (2, 3, 4, 9, 15, 17, 18, 27, 28), względnie jednocześnie z kilku źródeł (10, 15, 27). Nie spotkano natomiast opublikowanych badań dotyczących efektywności nawożenia w konkretnym przedsiębiorstwie rolniczym i w tym zakresie nie ma opracowania metodycznego, szczególnie dla przedsiębiorstwa stosującego wysoki poziom nawożenia mineralnego.

W dotychczasowych badaniach efektywności nawożenia stosowano różne mierniki i różnie je obliczano. Najczęściej przyjmowano za jej miernik plon 4 zbóż, który ma reprezentować poziom produkcji roślinnej (10, 11,

15, 19, 20, 21, 22, 25, 28, 29) względnie różnego rodzaju plony przeliczeniowe (2, 3, 6, 7, 10, 14, 15, 27). Łubkowski (21) wraz z Olszewską (22) uważają, że plon 4 zbóż jest miernikiem prostym i bardziej obiektywnym niż różnego rodzaju plony „kombinowane”, które określane są mniej lub więcej subiektywnie.

Na temat wyboru mierników dla określania efektywności nawożenia zostały opublikowane dwie prace Zabierowskiego (28) i Kurek (16). Zabierowski, analizując przydatność takich mierników, jak: plon 4 zbóż, plon przeliczeniowy 6 podstawowych gatunków roślin, plon przeliczeniowy w jednostkach zbożowych i produkcję końcową netto w jednostkach zbożowych, doszedł do wniosku, że jednostki zbożowe są dobrym przelicznikiem i dobrze wyrażają efekt nawożenia. Do innego wniosku doszła Kurek, która zastosowała plon 4 zbóż, plon przeliczeniowy w jednostkach zbożowych i plon przeliczeniowy wg Grochowskiego (10). Autorka jest zdania, że przy mierzeniu efektywności nawożenia w jednostkach zbożowych można dojść do błędnych wniosków, gdyż jednostki zbożowe nie wyrażają plenności poszczególnych gatunków roślin, są one natomiast miarą wartości energetycznej poprawionej o białko przy żywieniu zwierząt. Wydaje się, że uzasadnienie takie nie jest uargumentowane, bo po pierwsze — plon przeliczeniowy, o którym autorka wyraża się z uznaniem, nie jest również miarą plenności innych gatunków roślin, poza zbożami, a po drugie — wartości energetyczne poprawione o białko nie stwarzają przeszkody w ocenie efektywności nawożenia. Wartości energetyczne (skrobiowe) są przecież wynikiem syntezy organicznej, wynikiem asymilacji węgla mineralnego przez rośliny. Stumulowanie tych procesów stanowi podstawowe zadanie rolnika, który do tego celu wykorzystuje między innymi nawozy mineralne. W tym aspekcie jednostki zbożowe lepiej wyrażają „plenność” niż plon przeliczeniowy, obliczony w stosunku do plonu zbóż. Wydaje się, że określanie plonu przy pomocy jednostek zbożowych nie powinno budzić większych zastrzeżeń. O jednostkach zbożowych korzystnie wyraża się Rychlik (25) i są one powszechnie stosowane w badaniach niemieckich (1, 7).

Podobnie, jak miernik efektywności, tak i samo nawożenie, jest ujmowane w różny sposób. Najczęściej całe nawożenie wyraża się w czystym składniku i przelicza się je na 1 ha użytków rolnych lub na 1 ha gruntów ornych. Jedni autorzy uwzględniają tylko nawożenia mineralne (3, 16, 19, 20, 21, 22), inni łącznie z obornikiem (2, 10, 11, 14, 25, 28), względnie oddzielnie jako dwie zmienne niezależne (3, 4, 19, 25, 29).

Nawożenie, jak wiadomo, nie jest jedyną przyczyną niskich plonów i jedynym czynnikiem plonotwórczym. Stąd przy badaniu efektywności nawożenia uwzględniane są inne zmienne niezależne, jak bonitacja gleby (2, 3, 4, 10, 19, 25), nakład pracy i obszar użytków rolnych (23), fundusz

płac i amortyzacja środków trwałych (25). W Związku Radzieckim, gdzie występuje w zmianowaniu ugor, wprowadza się jako zmienną procentowy udział zasiewu po czarnym ugorze [Triegubow (26)] *).

Analiza efektywności nawożenia mineralnego w konkretnym przedsiębiorstwie (gospodarstwie) jest zastosowaniem rachunku marginalnego, przy którym zakłada się, że pozostałe nakłady (zmiennie) są wielkościami stałymi, a analizuje się efektywność czynnika, który nas najbardziej interesuje. Tak więc i ten aspekt przemawia za tym, żeby do rachunku nie wprowadzać dodatkowych zmiennych i efektywność badać na tle wszystkich czynników będących w dyspozycji przedsiębiorstwa, bez wprowadzania ich do zastosowanej funkcji. Wprowadzanie dodatkowych zmiennych jest również niekorzystne ze względów metodycznych, gdyż przy analizie pionowej dysponujemy małą liczebnością, dodatkowe zmiennie natomiast obniżają ilość stopni swobody i czynią rachunek niepewnym.

W dotychczasowych badaniach efektywności nawożenia najczęściej stosowano korelację i regresję prostą (10, 14, 15, 16, 19, 20, 21, 22, 28), czyli funkcję w postaci $y=a+bx$, gdzie: y — plon, x nawożenie, a i b — parametry funkcji. Przy tej metodzie zakłada się, że zależność między zmiennymi jest prostoliniowa, a przyrost plonu, gdy nawożenie wzrasta o jednostkę — stały, a tym samym przybiera charakter efektywności przeciętnej (25). Jest to dużym uproszczeniem zagadnienia, bo zależności między nawożeniem a plonem nie można uznać za prostoliniowe; jest to fakt powszechnie stwierdzony.

Uwzględniając powyższy charakter zależności stosuje się funkcje krzywoliniowe Mitscherlicha—Spillmana, Cobb—Douglasa i inne (12, 13). Wybór funkcji nie przedstawia większego problemu, gdy dysponujemy materiałem empirycznym, którego współrzędne tworzą bardziej prosty odcinek krzywej. W tym przypadku mogą być przydatne różne funkcje, za wyjątkiem parabolicznej, przy której trudno jest udowodnić istotność efektu krzywoliniowego. Jeżeli natomiast z materiału empirycznego wynika, że musimy liczyć się ze współrzędnymi ekstremalnymi, a niekiedy i z ujemną efektywnością krańcową, to praktycznie nie ma innego wyboru, jak funkcja wielomianowa typu

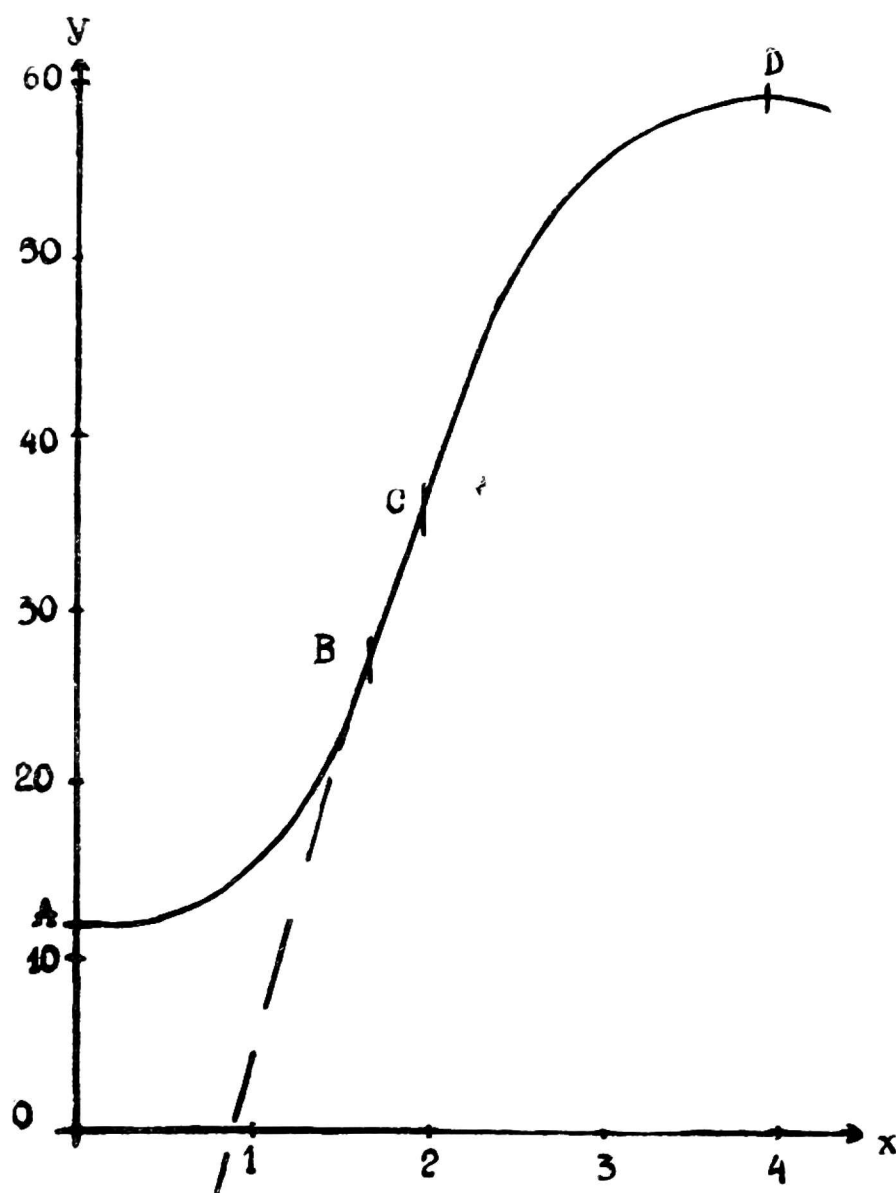
$$y=a+bx+cx^2$$

lub wyższych stopni, np. trzeciego stopnia

$$y=a+bx+cx^2+dx^3,$$

która przy badaniu efektywności nawożenia posiada kształt pochyłonego S , jak na rys. 1. Taki kształt funkcji opisywany jest przez Heady'ego (12),

*) Autor na materiale z 51 kołchozów woj. odeskiego, w oparciu o analizę funkcji produkcji, wykazał, że w miarę wzrostu nawożenia mineralnego znaczenie czarnego ugoru maleje



Rys. 1. Teoretyczna krzywa zależności między plonami (y) a nawożeniem w q NPK/ha (x)

Marszałkowicz (23) i Plebańskiego (24). Wyraz wolny (a) jest teoretycznym plonem, jaki można uzyskać bez nawożenia, na rys. 1 oznaczony literą A.

Od punktu A do punktu C efektywność krańcowa wzrasta, w punkcie C osiąga swoje maksimum, a następnie maleje do zera (punkt D), gdzie funkcja osiąga wartość maksymalną. Od tego punktu efektywność krańcowa zmniejsza się od zera i posiada znak ujemny, ale tego odcinka nie można pochopnie ekstrapolować.

Przy badaniu nie dysponuje się najczęściej danymi, które pozwalają udowodnić odcinek krzywej od punktu A do B (rys. 1). Pozostały odcinek posiada kształt paraboli drugiego stopnia i taką postać najczęściej stosuje się przy aproksymowaniu funkcji. Gdy przechodzi się od funkcji trzeciego do drugiego stopnia wyraz wolny (współczynnik „ a ”) traci swoje znaczenie merytoryczne. W funkcji kwadratowej posiada on znaczenie formalno-rachunkowe, spełniające warunki równania, co pokazane jest na rysunku 1 przez przedłużenie paraboli krzywą przerywaną. W tym wypadku współczynnik „ a ” występuje często ze znakiem minus, w zależności od stopnia wypukłości paraboli.

Funkcja paraboliczna (drugiego stopnia) okazała się najbardziej przydatną przy badaniu efektywności nawożenia w rozpatrywanym przedsiębiorstwie i ta wraz z jej pochodną została zastosowana w pracy. Parametry funkcji (współczynniki regresji) estymowano przy pomocy metody najmniejszych kwadratów, a obliczenia wykonano w Zakładzie Metod Numerycznych UMCS w Lublinie.

Dane wyjściowe

Dane liczbowe zebrano w Stacji Hodowli Roślin Ułhówek, w powiecie Tomaszów Lubelski. Jest to stacja wieloobiektowa, działająca na zasadzie przedsiębiorstwa, zorganizowana na bazie byłego kombinatu, położona na glebach bardzo dobrych, o wskaźniku bonitacji gruntów ornych 2,6 (przewaga czarnoziemów). W skład stacji wchodzi 9 gospodarstw, mało zróżnicowanych glebowo, wszystkie gospodarstwa posiadają 100% gleb dobrych. Powierzchnia użytków rolnych wynosi 4876 ha, w tym grunty orne 4150 ha. Średnia obsada inwentarza żywego za rok gospodarczy 1971/72 wynosiła 54 szt. oborn. na 100 ha gruntów ornych.

W oparciu o dokumentację pierwotną w skali stacji obliczono zmienne za 11 lat (zbiory z lat 1962—1972) i oznaczono je jak niżej:

y_1 — plon przeliczeniowy w jednostkach zbożowych dla całej produkcji roślinnej z gruntów ornych, łącznie z plonem ubocznym (słoma, liście).

y_2 — plon przeliczeniowy w jednostkach zbożowych dla podstawowych upraw towarowych (zboża, rzepak, buraki cukrowe, ziemniaki);

y_3 — plon przeliczeniowy podstawowych upraw towarowych, bez uwzględnienia rzepaku, obliczony przez podzielenie zbóż przez 1, ziemniaków przez 7 i buraków cukrowych przez 12,

y_4 — plon zbóż,

x — nawożenie mineralne w g NPK na 1 ha gruntów ornych,

x_1 — nawożenie azotowe N/ha GO,

x_2 — nawożenie fosforowe P_2O_5 /ha GO,

x_3 — nawożenie potasowe K_2O /ha GO.

Do plonu przeliczeniowego w jednostkach zbożowych podstawowych upraw towarowych (y_2) włączono rzepak, gdyż jest on w tych warunkach rzeczywiście jedną z podstawowych upraw i pomijanie go nie ma uzasadnienia. Rzepaku nie włączono przy plonie przeliczeniowym (y_3), gdyż chodzi o porównanie z innymi miernikami.

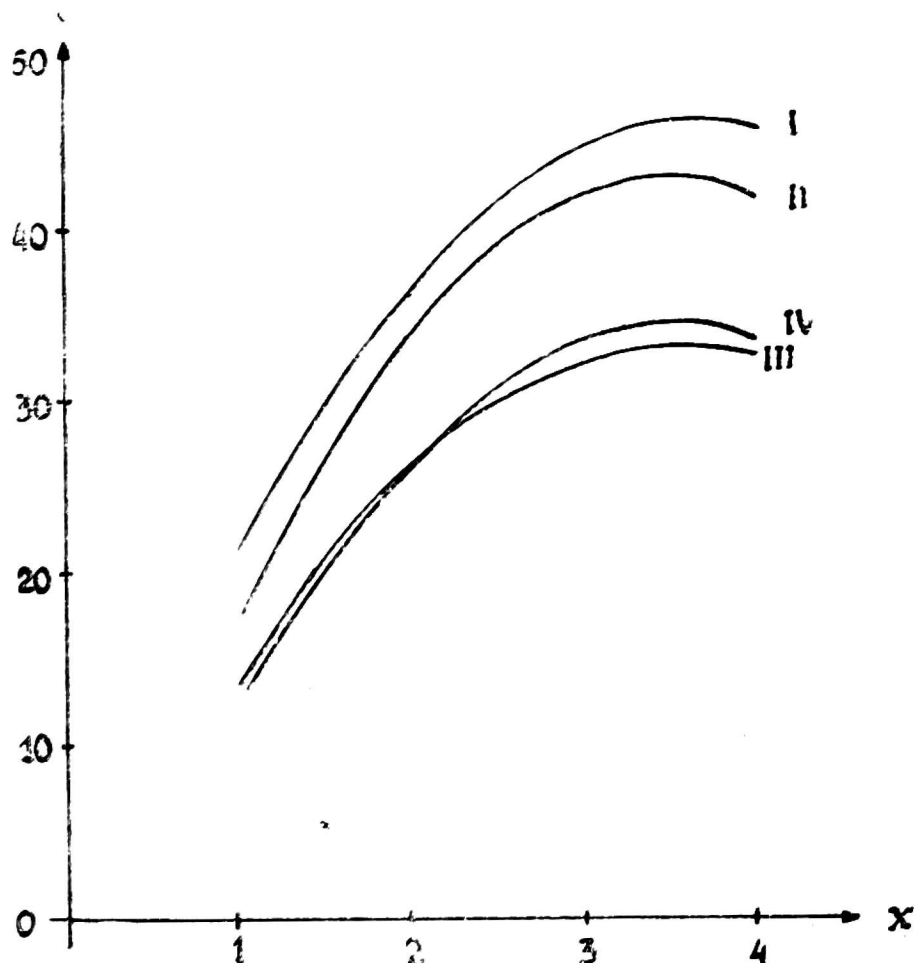
Przy opracowywaniu danych wyjściowych uwzględniono nawozy mineralne zastosowane na gruntach ornych i pod zbiory danego roku, zatem zmienne nie obejmują zużycia nawozów na użytkach zielonych. Użytki

zielone w analizowanym okresie były zagospodarowywane od podstaw, co powodowało duże zmiany skokowe i utrudniało przeprowadzenie analizy.

Opracowane zmienne podano w tabeli 1 wraz z ich podstawową charakterystyką statystyczną (średnie, trendy, współczynniki zmienności). Przedstawione zmienne charakteryzują się dużą zmiennością i dużą dynamiką wzrostu, co sprzyja wykrywaniu prawidłowości. W 11-letnim okresie SHR Ułhówek uzyskała duże przyrosty plonów (trendy), przekraczające średnio 2 q rocznie. Również wystąpiły znaczne przyrosty nawożenia, wynoszące średnio 27 kg NPK/ha. Jednak względne przyrosty nawożenia były wyższe od przyrostów plonu i współczynniki zmienności przy nawożeniu znacznie przekraczają odnośne współczynniki przy plonach, co wskazuje na możliwość wystąpienia malejącej efektywności wzrastających dawek nawozów mineralnych.

Efektywność nawożenia mineralnego

Krzywe zależności między różnymi wariantami plonu a nawożeniem mineralnym w NPK/ha GO przedstawiono na rys. 2. Krzywe te posiadają następujące wyrażenia matematyczne:



Rys. 2. Zależność między nawożeniem w q NPK/ha (x) a plonami (y): I — plon przeliczeniowy w jednostkach zbożowych dla produkcji roślinnej z gruntów ornych, II — plon przeliczeniowy w jednostkach zbożowych dla wybranych roślin, III — plon przeliczeniowy (zboża, buraki cukrowe i ziemniaki), IV — plon zbóż w q/ha

$$\begin{aligned} \text{I. } Y_1 &= -0,54 + 26,00x - 3,57x^2 \\ \text{II. } Y_2 &= -7,81 + 29,86x - 4,35x^2 \\ \text{III. } Y_3 &= -5,86 + 23,04x - 3,35x^2 \\ \text{IV. } Y_4 &= -6,22 + 22,91x - 3,20x^2 \end{aligned}$$

Charakterystyka statystyczna estymowanych funkcji (metodą najmniejszych kwadratów) podana jest w tabeli 2. Z podanej charakterystyki wynika, że mimo małej liczebności (11 lat) wystąpiła wysoka zależność i statystycznie udowodniona, indeksy determinacji duże i istotne przy poziomie 0,01. Indeksy determinacji wzrastają wraz ze wzrostem ilości upraw wziętych pod uwagę przy obliczeniu danego wariantu plonu. W odwrotnej kolejności wzrastają współczynniki zmienności (tab. 1). Można więc po-

Tabela 1

Plony i nawożenie w SHR Ułhówek

| Lata zbioru | Plony *) | | | | Nawożenie w q/ha GO | | | |
|-------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------|------------------------|----------------------------------------------------|---------------------------------------|
| | j. zb./ha (y ₁) | j. zb./ha (y ₂) | q/ha (y ₃) | q/ha (y ₄) | NPK (x) | N (x ₁) | P ₂ O ₅ (x ₂) | K ₂ O (x ₃) |
| 1962 | 22,75 | 18,93 | 15,08 | 15,40 | 1,15 | 0,21 | 0,29 | 0,65 |
| 1963 | 25,26 | 21,76 | 18,08 | 17,45 | 1,22 | 0,25 | 0,34 | 0,63 |
| 1964 | 27,38 | 24,00 | 18,60 | 18,01 | 1,36 | 0,32 | 0,40 | 0,64 |
| 1965 | 34,19 | 32,04 | 22,65 | 22,59 | 1,56 | 0,32 | 0,54 | 0,70 |
| 1966 | 34,55 | 32,03 | 24,39 | 24,43 | 1,73 | 0,39 | 0,65 | 0,69 |
| 1967 | 38,72 | 33,47 | 26,08 | 25,49 | 1,93 | 0,41 | 0,69 | 0,85 |
| 1968 | 41,15 | 37,48 | 30,80 | 30,57 | 2,21 | 0,61 | 0,74 | 0,86 |
| 1969 | 39,25 | 38,72 | 30,16 | 31,13 | 2,56 | 0,49 | 0,95 | 1,12 |
| 1970 | 41,29 | 37,79 | 27,94 | 28,16 | 3,23 | 0,86 | 1,11 | 1,26 |
| 1971 | 49,27 | 47,80 | 38,17 | 39,68 | 3,35 | 0,75 | 1,29 | 1,31 |
| 1972 | 47,98 | 43,25 | 33,55 | 34,65 | 3,84 | 1,03 | 1,24 | 1,57 |
| Średnie arytm. | 36,52 | 33,39 | 25,95 | 26,14 | 2,20 | 0,51 | 0,75 | 0,93 |
| Współczynniki zmienności % | 22,77 | 25,63 | 25,97 | 27,71 | 40,32 | 48,76 | 45,32 | 33,39 |
| Trendy | 2,55 | 2,60 | 2,02 | 2,17 | 0,27 | 0,08 | 0,11 | 0,09 |

*) Objasnienia w tekście.

wiedzieć i jest to zgodne z odczuciem, że im większy wachlarz gatunków roślin włączono do obliczania plonu, tym występują mniejsze odchylenia od krzywej i uzyskujemy ściślejszy związek, łatwiejszy do udowodnienia statystycznego przy małej liczebności. Jednakże w naszym przykładzie różnice między indeksami determinacji przy plonach wyrażonych w jednostkach zbożowych (Y_1 i Y_2) oraz przy plonach przeliczeniowych i plonach zbóż (Y_3 i Y_4) są nieistotne.

Poziom prawdopodobieństwa dla współczynników funkcji „b” i „c” należy uznać za dostatecznie wysoki, a tym samym przyjąć, że zależność krzywoliniowa została udowodniona.

Średnie błędy oceny regresji ($S_{y \cdot x}$), mimo dużego związku korelacyjnego między zmiennymi, są znaczne, do 3 q lub 3 jedn. zboż. na 1 ha, co spowodowane jest małą ilością stopni swobody, ale z takimi odchyleniami w dłuższym okresie czasu należy się liczyć.

Podane ekstremalne wartości zmiennych (tab. 2) wskazują, że optymalny przyrodniczo poziom nawożenia, przy którym uzyskuje się maksymalny plon, nie różni się przy funkcjach II i III oraz mała różnica występuje przy funkcjach I i IV.

Tabela 2

Charakterystyka statystyczna estymowanych funkcji

| Oznaczenie funkcji | Indeks determinacji (i^2_{yx}) | Błąd oceny ($S_{y \cdot x}$) | Poziom prawdopodobieństwa dla współczyn. | | Ekstremalne wartości zmiennych | |
|--------------------|------------------------------------|--------------------------------|------------------------------------------|-------|--------------------------------|------|
| | | | b | c | y | x |
| I (Y_1) | 0,914 | 2,87 | 0,995 | 0,967 | 46,80 | 3,64 |
| II (Y_2) | 0,910 | 3,01 | 0,997 | 0,982 | 43,43 | 3,43 |
| III (Y_3) | 0,880 | 2,75 | 0,992 | 0,961 | 33,76 | 3,44 |
| IV (Y_4) | 0,878 | 2,98 | 0,988 | 0,947 | 34,79 | 3,58 |

Zgodnie z charakterem obliczonych funkcji występuje zjawisko zmniejszania się przyrostów plonu, gdy nawożenie wzrasta o jednostkę, czyli następuje spadek krańcowej efektywności nawożenia. Krańcowa efektywność nawożenia, jako stosunek przyrostu plonu do przyrostu nawożenia, jest pierwszą pochodną funkcji. Pochodne funkcji w naszym przykładzie posiadają poniższe wyrażenie matematyczne:

$$\begin{aligned} \text{I. } Y_1' &= 26,00 - 7,14 x \\ \text{II. } Y_2' &= 29,86 - 8,70 x \\ \text{III. } Y_3' &= 23,04 - 6,70 x \\ \text{IV. } Y_4' &= 22,91 - 6,40 x \end{aligned}$$

W oparciu o powyższe pochodne obliczono krańcowe efektywności przy wzrastającym poziomie nawożenia i przedstawiono je w tabeli 3. Podane w tej tabeli liczby wskazują, że szybszy spadek krańcowej efektywności nawożenia występuje przy funkcjach II i III (plony przeliczeniowe podstawowych gatunków roślin) niż przy funkcjach I i IV (plon przeliczeniowy z gruntów ornych w jed. zb. i plon zboż).

Tabela 3

Krańcowe efektywności nawożenia mineralnego w kg lub setnych częściach jednostki zbożowej na 1 kg przyrostu nawożenia przy danym poziomie q NPK/ha GO

| Poziom nawożenia (x) | $\frac{\Delta y_1}{\Delta x}$ | $\frac{\Delta y_2}{\Delta x}$ | $\frac{\Delta y_3}{\Delta x}$ | $\frac{\Delta y_4}{\Delta x}$ |
|----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| 1,50 | 15,29 | 16,81 | 12,99 | 13,31 |
| 1,75 | 13,50 | 14,63 | 11,31 | 11,71 |
| 2,00 | 11,72 | 12,46 | 9,64 | 10,11 |
| 2,25 | 9,93 | 10,28 | 7,96 | 8,51 |
| 2,50 | 8,15 | 8,11 | 6,29 | 6,91 |
| 2,75 | 6,36 | 5,93 | 4,61 | 5,31 |
| 3,00 | 4,58 | 3,76 | 2,94 | 3,71 |
| 3,25 | 2,79 | 1,58 | 1,26 | 2,11 |
| 3,50 | 1,01 | -0,59 | -0,41 | 0,51 |
| 3,75 | -0,78 | — | — | -1,09 |

Z ekonomicznego punktu widzenia, czyli ze względu na maksymalizację wyniku finansowego czy produkcji czystej, optymalny przyrodniczo poziom nawożenia mineralnego nie jest poziomem, przy którym maksymalizuje się cele ekonomiczne. Ekonomicznie optymalnym poziomem nawożenia będzie takie zużycie nawozów mineralnych, przy którym koszt ostatniej jednostki nawożenia (koszt krańcowy) zrówna się z wartością przyrostu plonu, czyli przy

$$1 = \frac{\Delta y}{\Delta x}$$

gdzie Δy i Δx wyrażone są wartościowo.

Z pochodnej funkcji, uwzględniając cenę jednostki plonu (Q) i koszt jednostki nawożenia (K), można uzyskać wzór na optymalny ekonomicznie poziom nawożenia ($x_{op.}$):

$$x_{op.} = \frac{Qb - K}{2Qc}$$

Wzór ten jest matematycznym wyrażeniem znanej zasady, że optymalny ekonomicznie poziom nawożenia mineralnego zależy od cen uzyskiwanych za produkty rolnicze i płaconych za nawozy.

Średni koszt zakupu 1 q NPK w zużytych nawozach za rok gospodarczy 1971/72 wynosił w analizowanym przedsiębiorstwie 425 zł. Średnia wartość jednostki w różnych wariantach plonu w roku 1971/72 wynosiła: 1) jednostki zbożowej produkcji roślinnej z gruntów orných 358,41 zł,

2) jednostki zbożowej w plonie przeliczeniowym podstawowych upraw towarowych 421,31 zł, 3) kwintala przeliczeniowego podstawowych upraw towarowych 471,18 zł, 4) kwintala zboża w plonie zbóż 440,63 zł. Przy obliczaniu powyższych wartości jednostkowych dla artykułów targowych przyjęto aktualnie uzyskiwane ceny (łącznie z materiałem kwalifikowanym), a dla artykułów obrotu wewnętrznego przyjęto ceny, jakie stosuje przedsiębiorstwo w rozliczeniach między gospodarstwami. Dla porównania podaje się, że przeciętna wartość zrealizowanej jednostki zbożowej w całej produkcji towarowej brutto (rolniczej) wynosiła w roku 1971/72 390,96 zł. a w produkcji towarowej netto 380,62 zł.

Tabela 4

Charakterystyczne poziomy nawożenia mineralnego w q NPK na 1 ha gruntów ornych

| Oznaczenie funkcji | Poziom optymalny ekonomicznie | Poziom optymalny przyrodniczo | Poziom aktualny pod zbiory 1972 r. |
|--------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------------|
| I | 3,48 | 3,64 | 3,84 |
| II | 3,32 | 3,43 | 3,84 |
| III | 3,30 | 3,44 | 3,84 |
| IV | 3,43 | 3,58 | 3,84 |

W oparciu o podany wzór i przedstawione wartości jednostkowe obliczono dla interesujących nas funkcji optymalne ekonomiczne poziomy nawożenia i porównano je w tabeli 4 z poziomami optymalnymi przyrodniczo (ekstremalnymi) i aktualnymi, czyli zastosowanymi pod zbiory 1972 r.

Dane empiryczne podane w tabeli 4 wskazują, że optymalne ekonomicznie i przyrodniczo poziomy nawożenia dla funkcji I i IV nie różnią się istotnie. Nie ma też praktycznie różnicy między tymi poziomami dla funkcji II i III. Z danych tych wynika także, iż w SHR Ułhówek przekroczono optymalny ekonomicznie i przyrodniczo poziom nawożenia mineralnego, co wskazuje na fakt, że na tym etapie nawożenie mineralne nie ogranicza wzrostu plonów i stało się czynnikiem wyczerpanym. Dalsze zwiększanie nawożenia ponad poziom optymalny przyrodniczo nie ma ekonomicznego i agrotechnicznego uzasadnienia, chyba, że inne czynniki zostaną szybko uruchomione i pozwolą uzyskać dalszy średni wzrost plonów, a tym samym ekstremum funkcji przesunie się w górę i efektywność zostanie zabezpieczona na wyższym poziomie nawożenia.

Przeprowadzone porównanie zastosowanych funkcji wykazuje, że w naszym przypadku wyniki uzyskane przy czterech wariantach plonu nie

różnią się na tyle, aby można było kwestionować przydatność jednego z nich do wyrażania efektywności nawożenia. Szczególnie małe różnice występują między wynikami uzyskanymi z zastosowania funkcji dla plonów przeliczeniowych podstawowych gatunków roślin, wyrażonych zarówno w jednostkach zbożowych, jak i w stosunku do plonu zbóż. Również małe różnice występują między wynikami przy zastosowaniu funkcji dla plonów zbóż i przeliczeniowych z gruntów ornyc.

Badanie efektywności poszczególnych składników i kształtowanie ich wzajemnego stosunku

Dotychczas brak jest opracowanej metodyki statystycznego badania efektywności poszczególnych składników nawozowych. Były czynione próby zastosowania regresji wielorakiej (20, 27), ale bez większego powodzenia. W naszym przykładzie zastosowanie tej metody daje wątpliwe rezultaty (oznaczenie zmiennych, jak poprzednio):

$$Y_1 = 21,77 + 2,28 x_1 + 34,95 x_2 - 13,04 x_3 \quad (R = 0,957)$$

$$Y_2 = 23,56 + 8,30 x_1 + 31,73 x_2 - 16,13 x_3 \quad (R = 0,963)$$

$$Y_3 = 15,52 - 0,37 x_1 + 29,99 x_2 - 12,67 x_3 \quad (R = 0,953)$$

$$Y_4 = 13,68 - 3,57 x_1 + 21,18 x_2 - 9,70 x_3 \quad (R = 0,957)$$

W powyższych funkcjach cząstkowe współczynniki regresji przy nawożeniu azotowym (x_1) i potasowym (x_3) są nieistotne. Istotne są tylko współczynniki przy x_2 (nawożenie fosforowe). Podporządkowując wnioski metodzie, należałoby powiedzieć, że nawożenie azotowe i potasowe nie mają wpływu na plony, a nawet mogą oddziaływać ujemnie na ich wzrost; jedynie nawożenie fosforowe jest efektywne i ono oddziałuje na plony. Takie wnioski są nie do przyjęcia i przeczą innym dziedzinom wiedzy rolniczej. Przyczyną tego zjawiska jest współliniowość zmiennych niezależnych. Współliniowość jak zwraca uwagę Goldberger (8, str. 253), może powodować duże błędy standardowe współczynników regresji i wówczas nie jesteśmy w stanie przyjąć hipotezy o istnieniu współzależności między interesującymi nas zmiennymi. Współczynniki korelacji wielorakiej mogą być bardzo wysokie, a współczynniki regresji nieistotne i w oparciu o takie współczynniki nie można formułować żadnych wniosków merytorycznych.

Dokładna współzależność liniowa jest zjawiskiem rzadkim, ale występuje właśnie między poszczególnymi składnikami nawożenia. Tak na przykład w naszym przypadku zależność między N, P₂O₅ i K₂O ukształtowała się jak niżej:

$$X_1 = -0,01 + 0,69 x_2 \quad (r = 0,921)$$

$$X_1 = 0,21 + 0,77 x_3 \quad (r = 0,943)$$

$$X_2 = -1,17 + 2,90 x_3 - 0,89 x_3^2 \quad (i = 0,972)$$

Między nawożeniem azotowym i potasowym oraz azotowym i fosforowym nie występuje zależność krzywoliniowa, natomiast między nawożeniem fosforowym a potasowym brak jest zależności prostoliniowej. Początkowo szybszy był wzrost nawożenia fosforowego niż potasowego, a w końcowym okresie odwrotnie, co wpłynęło na ukształtowanie się omawianych współczynników regresji.

Współzależność między składnikami nawożenia przyczynia się do tego, że metoda regresji wielorakiej jest mało przydatna do badania efektywności poszczególnych składników nawożenia, szczególnie przy małej liczebności obserwacji. W tym przypadku nie jesteśmy w stanie rozbudować modelu matematycznego, który uwzględni kształt zależności i wzajemne powiązania między zmiennymi niezależnymi.

W SHR Ułhówek wystąpiła zależność krzywoliniowa, mniej lub bardziej ściśła, między poszczególnymi składnikami oddzielnie a plonami. Najściślejszy związek wystąpił przy plonie przeliczeniowym w jednostkach zbożowych podstawowych upraw towarowych (y_2) i przy pomocy tego miernika, ograniczając rozmiar artykułu, zostanie przeanalizowana zależność poszczególnych składników z osobna.

Krzywe zależności między azotem, fosforem i potasem a plonem przedstawiono na rys. 3. Matematyczna postać tych krzywych oraz indeksy korelacji i poziomy prawdopodobieństwa (p) dla współczynników „c” podaje się niżej:

$$Y_2 = 6,74 + 91,25 x_1 - 51,87 x_1^2 \quad (i = 0,941; \quad p = 0,981)$$

$$Y_2 = 11,32 + 47,20 x_2 - 15,03 x_2^2 \quad (i = 0,965; \quad p = 0,896)$$

$$Y_2 = -12,32 + 81,01 x_3 - 27,66 x_3^2 \quad (i = 0,900; \quad p = 0,863)$$

Wykreślone krzywe na rys. 3 wskazują, że ekstremum funkcji wystąpiło najwyraźniej przy nawożeniu azotowym, następnie przy potasowym, a przy nawożeniu fosforowym nie przekroczyło jeszcze poziomu optymalnego przyrodniczo. Optymalny przyrodniczo poziom nawożenia w porównaniu z zastosowanym pod zbiory 1972 r. przedstawiają liczby w tab. 5.

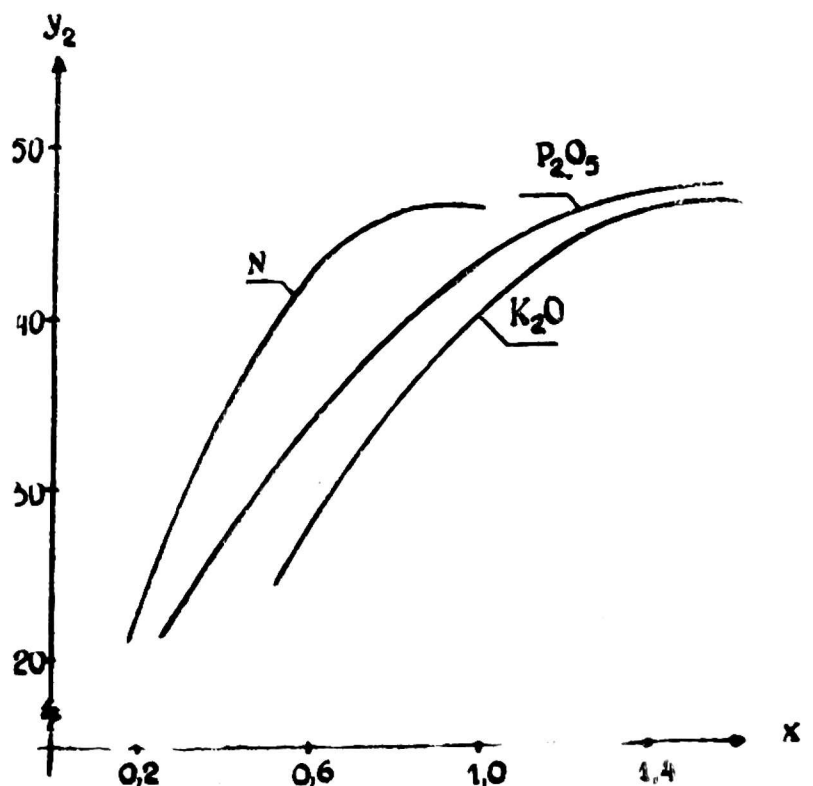
Tak więc optymalny przyrodniczo poziom nawożenia mineralnego wynikający z opracowanych funkcji dla poszczególnych składników jest wyższy o 46 kg NPK/ha w stosunku do takiego poziomu obliczonego na podstawie funkcji dla wszystkich składników łącznie. Suma składników nawożenia aktualnego, pod zbiory 1972 r., jest wprawdzie w pobliżu wartości ekstremalnej, ale przy poszczególnych składnikach występują znaczne różnice. Przekroczono i to znacznie optymalny przyrodniczo poziom nawoże-

Tabela 5

Optymalny przyrodniczo poziom nawożenia

| Nawożenie | Poziom optym. | Poziom aktual. |
|--------------------|---------------|----------------|
| Azotowe N | 0,88 | 1,03 |
| Fosforowe P_2O_5 | 1,57 | 1,24 |
| Potasowe K_2O | 1,46 | 1,57 |
| R a z e m | 3,91 | 3,84 |

nia azotowego; przekroczenie występuje przy nawożeniu potasowym, a nawożenie fosforowe znalazło się poniżej tego poziomu. Wynika stąd, że w ostatnim roku wzajemny stosunek składników odbiegał od tendencji występujących w tym przedsiębiorstwie. Ekstremalne ilości nawożenia mineralnego pozostają w stosunku, jak 1:1,78:1,66, a stosunek ten w nawożeniu pod zbiory 1972 r. wynosił, jak 1:1,20:1,52. Wydaje się, że pod zbiory 1972 r. zastosowano zbyt wysokie nawożenie azotowe i potasowe, a stosunkowo niskie nawożenie fosforowe. Wynika z tego, że kształtowanie właściwego stosunku składników nawożenia jest również czynnikiem wzrostu efektywności, a tym bardziej w warunkach wysokiego poziomu nawożenia, gdzie precyzja w dawkowaniu jest pożądana.



Rys. 3. Zależność między plonem przeliczeniowym w jednostkach zbożowych (y) a poszczególnymi składnikami nawożenia (x)

Poziom nawożenia mineralnego a dalszy wzrost plonów

Wspomniano już, że wielkość nawożenia, jako czynnika wzrostu plonów, została wyczerpana w analizowanym przedsiębiorstwie i że należy uruchomić inne czynniki plonotwórcze, które nie osiągnęły ekstremalnego poziomu. Nie wynika z tego, że dotychczas uzyskany wzrost plonów należy zawdzięczać wyłącznie nawozom mineralnym, bo tak nie jest. Obok nawożenia wzrost plonów osiągnięto przede wszystkim dzięki wzrostowi poziomu agrotechniki i przejściu, szczególnie przy uprawie zbóż, na odmiany intensywne i średnio intensywne. Jednak określenie roli poszczególnych czynników we wzroście plonów jest trudne i nie zawsze możliwe. Między poszczególnymi czynnikami istnieją sprzężenia zwrotne i oddziaływanie ich wzajemnie się warunkuje. Wzajemne warunkowanie się poszczególnych czynników plonotwórczych powoduje duże zależności stochastyczne między nimi, a te, jak wiadomo, utrudniają prawidłowe określenie znaczenia każdego czynnika z osobna.

Na tle przeprowadzonej analizy, uwzględniając ilość składników w zbieranych plonach (5) oraz wymagania nawozowe uprawianych roślin, wydaje się, że stosowany obecnie poziom nawożenia mineralnego nie ogranicza wzrostu plonów. Dotyczy to skali całego przedsiębiorstwa. Ścisłjsza analiza efektywności nawożenia dla poszczególnych gospodarstw i pól może wykazać celowość lokalnego zwiększania dawek nawozowych.

Uwagi i wnioski metodyczne

Przedstawiona na przykładzie SHR Ułhówek metodyka badania efektywności nawożenia mineralnego pozwala na sformułowanie poniższych uwag i wniosków metodycznych.

1. Zmienne, jakie zastosowano w analizie, są zagregatowane i stanowią średnie dla wszystkich zakładów wchodzących w skład przedsiębiorstwa. Tak opracowane zmienne, z metodycznego punktu widzenia, posiadają cechy dodatnie i ujemne.

2. Dodatnie cechy wynikają z agregacji, która ogranicza uwydatnianie się wpływu czynników losowych, a tym samym łatwiej jest ustalić występujące prawidłowości, gdyż uzyskuje się większą ścisłość związku między badanymi zmiennymi. Tym bardziej ma to duże znaczenie przy analizie pionowej (w czasie), przy której nie dysponujemy zwykle dużą ilością obserwacji.

3. Ujemną stroną tej metodyki jest to, że nie dostarcza ona wniosków szczegółowych, odnoszących się do poszczególnych gospodarstw, gatun-

ków, odmian i pól. Jednak przy przechodzeniu od ogółu do szczegółu wpływ czynników losowych uwydatnia się, co utrudnia przy małej liczebności uzyskanie wyników na wystarczającym poziomie prawdopodobieństwa. Z tego tytułu przedstawiona metoda, łącznie z metodą regresji prostej, może być stosowana do gospodarstwa włącznie, a nawet przy analizie efektywności nawożenia w grupach gatunków roślin.

4. Ciekawym ujęciem metodycznym może być analiza efektywności nawożenia w przedsiębiorstwie wieloobiekowym w czasie i dla poszczególnych gospodarstw. Jest to problem badania w czasie i przestrzeni, wymagający odpowiedniego podejścia metodycznego i odpowiedniej weryfikacji statystycznej; wykracza on jednak poza ramy obecnego opracowania, sygnalizując tylko konieczność dalszych badań.

5. Przedstawiony przykład analizy efektywności nawożenia wskazuje na konieczność prowadzenia tego rodzaju badań w różnych przedsiębiorstwach. Porównanie uzyskanych wyników z różnych przedsiębiorstw, gospodarujących w różnych warunkach przyrodniczo-ekonomicznych i na różnych glebach, może doprowadzić do szeregu ciekawych wniosków.

6. Prowadzenie tego rodzaju badań i praktyczne stosowanie rachunku marginalnego w działalności przedsiębiorstwa stanowi dużą pomoc w podejmowaniu decyzji oraz optymalizuje efektywność czynników produkcji (nie tylko nawożenie), a także zmniejsza materiałochłonność jednostki produktu rolniczego.

7. Metoda regresji wielorakiej, jak to wykazano, ma ograniczone zastosowanie przy badaniu efektywności nawożenia, szczególnie przy małej liczebności i badaniu efektywności poszczególnych składników nawozowych.

8. W rozpatrywanym przypadku jednostka zbożowa okazała się dobrym przelicznikiem przy wyznaczaniu miernika efektywności nawożenia. Potwierdzają to również badania innych autorów opublikowane w podanej literaturze (14, 25, 27). Można sądzić, że plon przeliczeniowy wyrażony w jednostkach zbożowych podstawowych upraw towarowych jest dobrym reprezentantem dla oceny poziomu produkcji roślinnej. Wymaga to jednak dalszego sprawdzania na obszerniejszym materiale badawczym.

LITERATURA

1. Blohm G.: *Ekonomika i organizacja gospodarstw rolniczych*. PWRiL, Warszawa 1961.
2. Brzoza A.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 4 1962.
3. Brzoza A.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 2 1964.
4. Brzoza A., Kurek E.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3 1972.
5. Chojnacki, Boguszcowski W.: *Pamiętnik Puławski* z. 50 1971.
6. Gawrońska-Kuleszowa A.: *Roczniki Nauk Rolniczych* 98-A-1, 1972.
7. Gericke S.: *Nährstoffbilanzen. Landw. Forschung.* t. 20, Berlin 1963.
8. Goldberger A.S.: *Teoria ekonometrii*. PWE, Warszawa 1972.
9. Gorzelak E., Rojewski M.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 6 1960.
10. Grochowski Z.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3 1960.
11. Grochowski Z.: *Nowe Rolnictwo* nr 16 1961.
12. Heady E.O.: *Ekonomika produkcji rolniczej*. PWRiL, Warszawa 1967.
13. Heady E.O., Dillon J.L.: *Funkcje produkcji rolniczej*. Zbiór prac pod redakcją K. Reya i A. Wosia: *Metody matematyczne w ekonomice i planowaniu rolnictwa*. PWRiL, Warszawa 1965.
14. Jędrzycka H., Król M.: *Wieś Współczesna* nr 9 1968.
15. Kurek E.: *Studia i Materiały* z. 182, IER, Warszawa 1968.
16. Kurek E.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3 69.
17. Kurek E.: *Roczniki Nauk Rolniczych* 138-D — Monografie, 1971.
18. Kurek E.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3/1971.
19. Kurek E.: *Studia i Materiały* z. 336, IER, Warszawa 1972.
20. Łubkowski Z.: *Roczniki Nauk Rolniczych*. 88-A-2 i 89-A-3, 1964.
21. Łubkowski Z.: *Nowe Rolnictwo* nr 12 1968.
22. Łubkowski Z., Olszewska A.: *Nowe Rolnictwo* nr 17 i 18 1972.
23. Marszałkiewicz T.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 6 1962.
24. Plebański T.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3 1963.
25. Rychlik T.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3 i 4 1963.
26. Triegubow K.G.: *Izd. „Kołos” Moskwa* 1972.
27. Zabierowski K.: *Zeszyty Naukowe WSR w Krakowie, Ekonomika* z. 2 1962.
28. Zabierowski K.: *Postępy Nauk Rolniczych* nr 3/1966.
29. Zelas Al.: *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3/1964.
30. Zbiorowa: *Aktualne problemy nawożenia*. PWRiL, Warszawa 1972.