

EUGENIUSZ GORZELAK
Komisja Planowania przy Radzie Ministrów
MARIAN ROJEWSKI
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
W a r s z a w a

EFEKTYWNOŚĆ NAWOŻENIA, PASZ I PRACY LUDZKIEJ W INDYWIDUALNYCH GOSPODARSTWACH CHŁOPSKICH

I.

W pracy niniejszej zajmujemy się efektywnością czynników mających bezpośredni związek z produkcją, jak nawożenie, pasze i praca ludzka zużyta w sferze produkcji rolniczej.

Środki obrotowe, do których należą nawozy i pasze, odznaczają się pewnymi specyficznymi właściwościami. Charakterystyczną cechą jest ich całkowite zużywanie się w procesie produkcyjnym w ciągu jednego cyklu produkcyjnego. Cała ich wartość wchodzi w koszty produkcji wytworzonego produktu. Nie wszystkie jednak składniki zaliczane do środków obrotowych odgrywają jednakową rolę w procesie produkcji. Dlatego też w analizie ekonomicznej istnieje potrzeba wyodrębnienia z ogólnej grupy środków obrotowych elementów najważniejszych, decydujących o poziomie produkcji. Takimi elementami w produkcji rolniczej są nawozy i pasze.

Składniki te, stanowiąc substancję, materialny składnik wytworzonego produktu jednocześnie tracą swój samoistny kształt w jakim występowały przed rozpoczęciem cyklu produkcyjnego. Nawozy wpływają bezpośrednio na poziom produkcji roślinnej. Pasze wpływają nie tylko na wielkość produkcji zwierzęcej, ale i roślinnej, poprzez dostarczanie obornika na użyźnianie pól. W tym złożonym procesie produkcji istnieje ciągły ruch, wzajemne zazębianie i splatanie się części składowych warsztatu rolnego, gdyż gospodarstwo rolne, jak żywy organizm, stanowi spójną i nierozrwalną całość.

Żywa praca człowieka pobudza materialny aparat produkcyjny gospodarstwa rolnego i wprzega do produkcji. Praca produkcyjna spożywa niejako surowiec, „wskrzesza środki produkcji” i „łączy się z nimi w produkty”¹. W wyniku dołączenia do środków produkcji pracy produkcyjnej, powstaje proces produkcyjny, a przerobione przez pracę surowce są elementami składowymi nowych produktów.

Efektywność nawożenia, pasz i pracy ludzkiej — zbadamy za pomocą produkcji czystej. Produkcja czysta, jako różnica produkcji globalnej

¹ K. Marks, Kapitał, tom I, str. 212, KiW Warszawa — 1951.

i nakładów materiałowo-pieniężnych jest wynikiem żywej pracy ludzkiej.

Na wysokość produkcji czystej w gospodarstwach rolniczych wpływa szereg czynników, które wzmagają się lub niwelują. Wpływ poszczególnych czynników na wysokość osiąganey produkcji bywa różny. Zadaniem naszym jest przynajmniej częściowe rozpoznanie wpływu różnorodnych czynników na wielkość osiąganey produkcji czystej.

II.

Badanie przeprowadziliśmy w oparciu o indywidualne wyniki gospodarstw prowadzących książki rachunkowe w roku gospodarczym 1956/57 w okręgu środkowo-zachodnim¹.

W zamknięciach ksiąg rachunkowych prowadzonych przez Instytut Ekonomiki Rolnej nie znajdujemy pełnego kosztu nawożenia, ani pełnej wartości zużytych pasz. Pasy i nawozy wchodzą w skład nakładów materiałowo-pieniężnych. IER nie wlicza jednak do nakładów kosztu nawozów organicznych pochodzących z własnej produkcji, wartości takich pasz, jak zielonki, trawy z pastwisk, słomy, kiszonek, liści buraczanych itp. Zaistniała więc konieczność doszacowania pominiętych w rachunkowości Instytutu niektórych elementów pasz i nawożenia. W wycenie nawożenia organicznego wzięliśmy pod uwagę jedynie obornik. Pominięliśmy natomiast nawozy zielone, gdyż zbyt trudno było ustalić ich ilość.

Wielkość nawożenia w naszym opracowaniu obejmuje więc wydatki pieniężne na zakup nawozów mineralnych oraz doszacowaną wartość obornika. Ilość obornika wyszacowaliśmy przeliczając cały inwentarz żywy na sztuki obornikowe na podstawie współczynników opublikowanych przez M. Czerniewską². Cenę 1 q obornika przyjęliśmy w wysokości 10 zł według cen porównywalnych³. W ten sposób doszliśmy do pięciennego wyrażenia nawozów w badanych gospodarstwach chłopskich.

W paszach doszacowaliśmy wartość trawy z pastwiska, wartość słomy zbóż jarych, zielonki i liście buraczane. Przyjęliśmy, że 1 ha średniej jakości pastwiska równa się 25 q siana łąkowego. Słomę jarą i liście buraczane wyszacowaliśmy stosując powszechnie przyjmowane współczynniki w stosunku do plonu ziarna i korzeni buraków. Przy wycenie pieniężnej posłużyliśmy się cennikiem używanym w IER do zamknięcia ksiąg rachunkowych. Zostały tu również pominięte niektóre pasze, jak plewy, zgoniny i część słomy ze zbóż ozimych, której nie uwzględniliśmy, zakładając, że została w całości zużyta jako ściółka itp. Są to jednak na ogół drobne elementy, które można pominąć bez szkody dla ścisłości rachunku i uchwycenia zasadniczych tendencji.

Nawozy i pasze zajmują największy udział w całości nakładów materiałowo-pieniężnych z tego względu czynniki te wzięliśmy do badań. Pozostałe nakłady stanowią niewielką część całości nakładów i zmiany ich nie wywierają poważniejszego wpływu na wielkość produkcji czystej.

¹ Instytut Ekonomiki Rolnej, Wyniki rachunkowości rolnej gospodarstw indywidualnych 1956/57, Warszawa 1959 r.

² M. Czerniewska, Wiadomości statystyczne 3/1956.

³ Obowiązywały one w całym okresie 1956/60.

Trzecim czynnikiem wziętym do badań, a mającym bezpośredni wpływ na wyniki produkcyjne gospodarstw, były nakłady pracy. Wzięliśmy pod uwagę jedynie przepracowaną ilość dni bezpośrednio w produkcji rolnej.

Efektywność badanych czynników mierzymy za pomocą produkcji czystej, uważamy ją bowiem za społeczną miarę efektywności gospodarstw rolniczych. Stanowi ona bezpośredni składnik dochodu narodowego. Może być również miernikiem sprawności finansowej gospodarstw. Produkcja czysta jest więc bardzo ważnym wykładnikiem socjalnego i ekonomicznego znaczenia gospodarstw rolnych.

Spośród ogółu indywidualnych gospodarstw chłopskich badanego rejonu wyodrębniliśmy dwie grupy gospodarstw. W I grupie znajdują się takie gospodarstwa, które mają identyczne nawożenie, (x), taką samą ilość pasz (q) i zużywają jednakową ilość dni pracy (u) w warsztacie rolnym. Grupa ta jest więc jednolita pod względem nawożenia, pasz i pracy. W grupie II znajdują się gospodarstwa jednolite pod względem nawożenia, pasz i pracy, ale różniące się od grupy I pod względem nawożenia, które będzie o jakąś jednostkę np. o sto złotych większe ($x \div 100$).

Wszystkie więc gospodarstwa zarówno należące do grupy I jak i II zużywają identyczną wielkość pasz i taką samą ilość dni pracy, a różnicującym je czynnikiem jest nawożenie. Jest rzeczą zrozumiałą, że wielkość uzyskanej produkcji czystej (y) w gospodarstwach obu grup może być różna. Przez $b_{yx \cdot qu}$ oznaczmy różnicę pomiędzy średnimi wielkościami produkcji czystej obliczonymi dla obu grup.

Ponieważ obie grupy różnią się jedynie pod względem nawożenia, które w drugiej grupie jest o jednostkę (czyli o 100 zł) większe, to wielkość ($b_{yx \cdot qu}$) możemy uważać za średni przyrost produkcji czystej związany z jednostkowym (stu złotowym) przyrostem nawożenia. Zatem liczba ($b_{yx \cdot qu}$) jest to średni przyrost jednostkowy, lub tak zwany cząstkowy współczynnik regresji y względem x przy ustalonych wielkościach q i u .

Chcąc jednak obliczyć współczynniki regresji musimy najpierw mieć pewność istnienia korelacji pomiędzy wziętymi do analizy cechami. Należy więc obliczyć najpierw współczynniki korelacji i jeżeli wystąpi korelacja między produkcją czystą a danym czynnikiem możemy zastanawiać się nad ilościowym określeniem wielkości tego związku, czyli możemy obliczyć współczynniki regresji.

W przeprowadzonych badaniach chodzi nam o:

1. Określenie przeciętnego procentu wartości produkcji czystej przyrostu powiększeniu nawożenia o jednostkę, przy ustalonych wielkościach paszy i nakładach pracy żywej ($r_{yx \cdot qu}$ i $b_{yx \cdot qu}$).
2. Określenie przyrostu produkcji czystej wraz ze wzrostem wartości pasz o jednostkę ($r_{yq \cdot xu}$ i $b_{yq \cdot xu}$).
3. Określenie przyrostu produkcji czystej wraz ze wzrostem nakładu pracy o jeden dzień ($r_{yu \cdot xq}$ i $b_{yu \cdot xq}$).
4. Określenie wielkości wpływu (w procentach) na produkcję czystą każdego z badanych czynników z osobna i przez wszystkie trzy czynniki razem wzięte.

Przedstawimy współczynniki korelacji całkowitej, cząstkowej i wielorakiej oraz współczynniki regresji liniowej i cząstkowej. Ustalenie za-

leżności produkcji czystej od każdego z osobna badanego czynnika po wyeliminowaniu wpływu dwóch pozostałych osiągniemy przy pomocy korelacji cząstkowej. Określenie łącznego wpływu jaki wywierają na wielkość produkcji czystej wszystkie włączone do analizy cechy przyczynowe osiągniemy stosując metodę korelacji wielorakiej oraz tzw. wskaźniki determinacji.

III.

Do analizy wzięliśmy 103 gospodarstwa¹. Gospodarstwa te zostały podzielone na następujące grupy obszarowe według powierzchni użytków rolnych: 3—7, 7—10, 10—14, 14—25 ha. Takie grupy ustala Instytut Ekonomiki Rolnej. Z analizy wyłączone gospodarstwa o powierzchni poniżej 3 ha i powyżej 25 ha z powodu bardzo małej ich liczebności. Dla każdej grupy obszarowej i dla całej populacji przeprowadziliśmy badania z zakresu efektywności nawożenia, pasz i pracy ludzkiej.

Wyniki badań odnoszą się do zbiorowości próbnej. Czy jednak wolno je przenosić na szerszą masę gospodarstw?

Otrzymane wyniki na podstawie badań gospodarstw rachunkowych mogłyby być ekstrapolowane na populację generalną wówczas, jeśliby gospodarstwa rachunkowe pod względem interesujących nas cech, stanowiły dobrą reprezentację ogółu gospodarstw, albo przynajmniej jeśliby odtwarzały typ najczęściej spotykany wśród zbiorowości generalnej. Gospodarstwa rachunkowe nie są dobierane losowo. Dobór ich jest wyrozumowany i jednostronny. Stąd też wszystkie badania stwierdzają, że gospodarstwa rachunkowe różnią się od ogółu gospodarstw w kraju.

Prace M. Sowińskiego², S. Antoniewskiego³, M. Czerniewskiej⁴ i inne wykazują, że gospodarstwa rachunkowe są silniejsze ekonomicznie od pozostałej masy gospodarstw.

Badania M. Czerniewskiej wykazały, że gospodarstwa rachunkowe mają produkcję o około 40% wyższą od przeciętnych gospodarstw w Polsce.

Wydaje się, że te odchylenia dla okręgu poznańsko-bydgoskiego są znacznie mniejsze. M. Sowiński wykazał, że w województwie poznańskim odchylenia w zakresie produktywności zbiorowości próbnej od ogólnej są minimalne, a w województwie pomorskim małe.

Nie jest jednak rzeczą technicznie możliwą zbadanie przejawów życia gospodarczego w oparciu o całą zbiorowość gospodarstw chłopskich. Jesteśmy zmuszeni stosować zasadę „pars pro toto” i na jej podstawie wnioskować o przejawach zjawisk ekonomicznych wśród całej zbiorowości, stosując jedynie odpowiednie metody.

Zastanawiając się nad efektywnością użycia nawozów i pasz oraz nad efektywnością włożonej pracy żywej w gospodarstwach rolnych, mamy podstawy przypuszczać, że efektywność ta jest wyższa w gospodarstwach

¹ Instytut Ekonomiki Rolnej, Indywidualne wyniki rachunkowości rolnej gospodarstw chłopskich 1956/57, tom I, Warszawa 1958.

² M. Sowiński „Reprezentatywność zbiorowości próbnej gospodarstw włościańskich objętej badaniami opłacalności” Warszawa 1933.

³ S. Antoniewski „Z ekonomiki gospodarstw dużych i małych” Warszawa 1938.

⁴ M. Czerniewska „Dochody gospodarstw chłopskich w latach 1952/53—1957/58”. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej Dodatek do numeru 5/1959.

rachunkowych. Odnosi się to zarówno do średnich arytmetycznych (wyższy poziom nawożenia i zużycia pasz), do współczynników korelacji (w większym odsetku przypadków zwiększenie nawożenia, ilości pasz lub pracy żywej spowoduje dodatni efekt w produkcji czystej), jak również do współczynników regresji (określony przyrost nawożenia, pasz, czy nakładów pracy żywej daje w efekcie wyższy przyrost produkcji czystej). Zwróćmy jednak uwagę na fakt, że:

— Gospodarstwa rachunkowe są znacznie między sobą zróżnicowane. Odnaczają się one wyższymi na ogół wartościami badanych cech, ale rozrzut tych wartości jest również duży. Oznacza to, że pośród gospodarstw rachunkowych znajdują się gospodarstwa słabsze i mocniejsze. Oczywiście, że efektywność nakładów jest w nich również bardzo różna.

— Można z dużym prawdopodobieństwem przypuszczać, że miary korelacji i regresji znacznie mniej odbiegają od siebie (przy porównywaniu gospodarstw rachunkowych i przeciętnych), aniżeli miary przeciętne (np. średnie arytmetyczne). Teza ta oparta jest na intuicji i wyrozumowaniu, a nie na ścisłym rachunku. Wydaje nam się, że co innego jest absolutny poziom nakładów i produkcji a co innego związek między tymi wielkościami. Gospodarstwa rachunkowe odznaczają się wysokim poziomem produkcji, ale wykazują też znacznie wyższe nakłady aniżeli gospodarstwa przeciętne.

Jakkolwiek więc zbadane w tym opracowaniu zależności statystyczne odnoszą się do gospodarstw rachunkowych, czyli populacji próbnej mogą one odzwierciedlać istniejące zależności w szerszej masie gospodarstw, z tym jedynie zastrzeżeniem, że na innym nieco poziomie.

IV.

Postawione na wstępie zagadnienia mogą być rozpatrywane z różnych punktów widzenia i przy pomocy różnych metod. W badaniu tym zastosowaliśmy metody „statystyki analitycznej”. Celowo używamy terminu „statystyka analityczna” zamiast powszechnie stosowanego „statystyka matematyczna”. Statystyka analityczna stanowi bowiem dział statystyki teoretycznej zajmujący się wnioskowaniem statystycznym, w oparciu o dane empiryczne przy pomocy matematycznych metod statystyki. Posługuje się więc ona aparatem statystyki matematycznej.

Chcemy tu zbadać przebieg konkretnych procesów w gospodarstwach chłopskich na określonym terytorium i w określonym czasie. Nie pretendujemy bynajmniej do sformułowania ogólnie występujących prawidłowości.

Stopień i kierunek współzależności między badanymi czynnikami, został określony za pomocą współczynników korelacji. Współczynnik korelacji, jest, jak wiadomo, liczbą oderwaną. Im związek korelacyjny jest ściślejszy, tym bardziej współczynnik zbliża się do + 1 albo do - 1. Natomiast jeżeli współczynnik korelacji zbliża się do zera, to nie należy jeszcze przesądzać o braku związku cech. Bowiem w przypadku regresji krzywoliniowej współczynnik korelacji może równać się zeru. Wówczas miarą związku cech może być tzw. stosunek korelacyjny K. Pearsona.

Zmierzenie stopnia ścisłości współzależności badanych cech jest bardzo ważne. Gdyby bowiem np. korelacja pomiędzy produkcją czystą z jednej strony, a nawożeniem, paszami oraz zużytą pracą żywą okazała się wysoką i dodatnią, to można by przypuszczać, że wymienione czynniki gospodarcze w decydującym stopniu determinują wielkość produkcji. Moglibyśmy dalej przypuszczać o istnieniu bezpośredniego związku przyczynowego pomiędzy wymienionymi czynnikami gospodarczymi.

W niniejszym opracowaniu posługujemy się współczynnikami korelacji pomiędzy dwiema zmiennymi, współczynnikami korelacji cząstkowej i wielorakiej oraz współczynnikami regresji liniowej i cząstkowej. Współczynniki korelacji cząstkowej pozwalają stwierdzić, która z badanych zmiennych x , q , u , w większej mierze decyduje o wielkości zmiennej y . Współczynnik zaś korelacji wielorakiej (R) wyraża stopień korelacji pomiędzy interesującą nas cechą, a kompleksem innych uwzględnionych w badaniu cech. W naszej pracy współczynnik korelacji wielorakiej $R_{y \cdot xqu}$ wskazuje, jaki wpływ wywierają na produkcję czystą wszystkie cechy razem wzięte, a więc nawożenie, pasze i praca żywa.

Współczynniki regresji liniowej informują o przeciętnym przyroście produkcji czystej, który odpowiada przyrostowi o jednostkę każdej z osobna cechy, podczas gdy współczynnik regresji cząstkowej informuje o przeciętnym przyroście produkcji czystej przy przyroście jednej z cech o jednostkę, po wyeliminowaniu wpływu dwóch pozostałych cech.

Ponieważ chcemy przenosić wyniki badań zbiorowości gospodarstw na szerszą masę statystyczną, więc z określonym prawdopodobieństwem, dokonujemy weryfikacji współczynników korelacji i obliczamy przedziały ufności dla współczynników regresji.

Weryfikację hipotezy, że $r = 0$ w populacji generalnej prowadzimy przy przyjęciu prawdopodobieństwa $\alpha = 0,05$ ($P = 95\%$), co oznacza, że przy ekstrapolowaniu wyników populacji próbnej na populację generalną sądy nasze mogą być mylne w 5 przypadkach na 100. Jeżeli zatem $b_{y \cdot xqu} = 1,44 \pm 1,19$ to oznacza¹ to, że wzrost nawożenia o 100 zł wywołuje przeciętny przyrost produkcji czystej o 144 zł przy innych niezmiennych czynnikach i najprawdopodobniej nie spadnie poniżej 25 zł (144—119), ani nie przekroczy 263 zł (144+119). Oczywiście, należy to rozumieć w ten sposób, że wzrostowi nawożenia o 100 zł towarzyszy przyrost produkcji czystej średnio o 144 zł.

V.

Najogólniej rzecz biorąc, zależność produkcji czystej gospodarstw od wartości nawożenia, pasz i pracy ludzkiej można przedstawić przy pomocy tablic korelacyjnych (tabele 1, 2 i 3).

Mimo pewnych założeń w niektórych przedziałach klasowych dominującą jest tendencja wzrostu produkcji czystej wraz ze wzrostem badanych czynników. Jednakże tego rodzaju grupowanie nie określa stopnia efektywności badanych czynników, który możemy dopiero określić stosując poprzednio opisaną metodę.

¹ Liczba podana wraz ze znakami \pm oznacza tzw. półprzedział ufności. Jest to wielkość, jaką należy dodać do przeciętnej (1,44), aby znaleźć granice A i B, których nie przekroczy przeciętna.

Informacji o zależności produkcji czystej od nawożenia dostarcza tabela 4.

Tabela 1

Produkcja czysta w grupach gospodarstw w zależności od wielkości nawożenia
(na 1 gospodarstwo)

Nawożenie w tys. zł	Grupy obszarowe gospodarstw			
	3—7 ha	7—10 ha	10—14 ha	14—25 ha
do 5	25 384	30 753	—	—
5—10	33 355	44 950	46 128	51 691
10—12	—	65 576	65 320	61 010
15—20	—	—	71 999	96 178
20—25	—	—	63 773	138 363

Tabela 2

Produkcja czysta w grupach gospodarstw w zależności od wielkości pasz
(na 1 gospodarstwo)

Pasz w tys. zł	Grupy obszarowe gospodarstw			
	3—7 ha	7—10 ha	10—14 ha	14—25 ha
do 30	30 950	34 618	42 887	54 270
30—60	42 939	54 884	56 032	53 330
60—90	—	—	89 223	84 501
90—120	—	—	63 773	126 138

Tabela 3

Produkcja czysta w grupach gospodarstw w zależności od nakładów pracy
(na 1 gospodarstwo)

Liczba dni pracy	Grupy obszarowe gospodarstw			
	3—7 ha	7—10 ha	10—14 ha	14—25 ha
do 400	21 195	—	—	—
400—800	33 834	44 612	51 783	41 017
800—1200	—	56 334	60 533	69 956
1200—1600	—	—	51 119	66 897

W trzech grupach obszarowych współczynnik korelacji jest znacznie większy od + 0,5. Oznacza to, że wraz ze wzrostem nawożenia wzrasta również produkcja czysta. Nawożenie wywiera więc szczególnie silny, dodatni wpływ we wszystkich grupach obszarowych, począwszy od gospodarstw małych a skończywszy na dużych. Z ekonomicznego punktu widzenia trudno wytłumaczyć dość poważny spadek współczynnika (ryx) w trzeciej grupie gospodarstw. Albo zebrały się przypadkowo w tej grupie gospodarstwa słabsze pod względem efektywności nawożenia, albo też występuje przeciwstawne działanie innych niezbadanych czyn-

Tabela 4

Współczynniki korelacji i regresji
(produkcja czysta i nawożenie)

Grupy obszarowe gospodarstw w ha uż. rolnych	Liczba gospodarstw	Współczynniki korelacji ^a		Współczynniki regresji	
		r_{yx}	$r_{yx \cdot qu}$	b_{yx}	$b_{yx \cdot qu}$
3—7	19	0,76 (+)	0,61 (+)	6,39	5,17
7—10	30	0,69 (+)	0,39 (+)	5,35	3,03
10—14	34	0,43 (+)	0,09 (—)	2,67	× ^b
14—25	20	0,89 (+)	0,75 (+)	7,72	6,48
Razem	103	0,72 (+)	0,23 (+)	4,52 ±0,85	1,44 ±1,19

^a Wartości współczynników korelacji zostały opatrzone znakami (+) i (—). Znak (+) oznacza, że z prawdopodobieństwem 95% korelacja występuje; znak (—) — oznacza, że korelacja nie występuje. Analogiczne oznaczenia będą wprowadzone w następnych tablicach.

^b Nie podajemy współczynnika regresji ponieważ nie została udowodniona korelacja.

ników (np. gleba). Może to być ewentualnie wynik działania czynników klimatycznych, które nie zostały wyeliminowane, ponieważ badanie dotyczy tylko jednego roku. Wielkość r_{yx} obliczona dla całej próby¹ wynosi +0,72. Weryfikacja jego wskazuje, że w populacji generalnej istnieje dodatnia korelacja pomiędzy produkcją czystą a nawożeniem. Możemy przeto z określonym uprzednio prawdopodobieństwem wnioskować, że w masie generalnej nawożenie wywiera dodatni i znaczny wpływ na wielkość produkcji czystej. Współczynnik współzależności cząstkowej ($r_{yx \cdot qu}$) określa tu ścisłość związku korelacyjnego pomiędzy produkcją czystą (y) a nawożeniem (x) po wyeliminowaniu wpływu pasz (q) i pracy (u). Również z wyjątkiem grupy trzeciej korelacja cząstkowa jest dość wyraźna. Weryfikacja współczynnika ($r_{yx \cdot qu}$) obliczonego dla całej próby (0,23) pozwala stwierdzić², że w populacji generalnej występuje dodatnia korelacja produkcji czystej i nawożenia. Świadczy to, że nawożenie, po wyłączeniu wpływu pasz i pracy, powoduje wzrost produkcji czystej w gospodarstwach chłopskich badanego okręgu.

Jeszcze ciekawszych informacji dostarczają współczynniki regresji liniowej i cząstkowej (b_{yx} oraz $b_{yx \cdot qu}$). Współczynniki b_{yx} określają wartość całościowego przyrostu jednostkowego produkcji czystej względem nawożenia bez eliminowania wpływu pasz i pracy. Wielkość tych współczynników wskazuje, że w każdej grupie obszarowej wraz ze wzrostem nawożenia o jednostkę, przy nieeliminowaniu wpływu innych

¹ Na wielkość tego współczynnika duży wpływ wywiera mała ścisłość związku korelacyjnego grupy trzeciej.

² Weryfikacji dokonano, posługując się tablicą rozkładu współczynnika korelacji, Taedusz Czechowski, Marek Fisiz, Tadeusz Iwiński, Oskar Lange, Wiesław Sadowski, Ryszard Zasępa, Tablice statystyczne PWN, Warszawa 1957, s. 88, tabl. 16.

czynników, przyrost produkcji czystej jest znacznie większy od wzrostu nawożenia. Wartość byx dla całej próby wynosi $+4,52 \pm 0,85$. Oznacza to, że gdybyśmy zwiększyli nawożenie np. o 100 złotych, to przeciętny przyrost produkcji czystej towarzyszący jednostkowemu, tj. sto złotowemu przyrostowi nawożenia byłby średnio większy o 452 zł i przypuszczalnie w szerokiej masie gospodarstw nie obniżyłby się poniżej 367 ($452 - 85$) zł ani nie przewyższyłby liczby 537 zł ($452 + 85$). Oczywiście ten średni przyrost produkcji czystej idzie jedynie w parze ze wzrostem nawożenia o jednostkę. Nie znaczy to jednak, że jest on wywołany wyłącznie przez nawożenie. Wzrost nawożenia może być tylko wykładnikiem jakichś innych poczynań gospodarczych, podejmowanych w gospodarstwach chłopskich.

Znacznie dokładniejszych informacji o efektywności nawożenia dostarcza współczynnik regresji cząstkowej ($b_{yx \cdot qu}$). Współczynnik ten określa przeciętny przyrost produkcji czystej (y) odpowiadający zwiększeniu nawożenia (x) o jednostkę w gospodarstwach o ustalonej wartości pasz (q) i ilości dni pracy żywej (u).

Wartość współczynnika ($b_{yx \cdot qu}$) jest mniejsza od wartości współczynnika (b_{yx}) ponieważ został wyeliminowany wpływ innych czynników. Wszędzie jednak współczynniki regresji cząstkowej są znacznie (poza grupą III, dla której wartości współczynnika nie podajemy ze względu na brak korelacji w tej grupie). Współczynnik regresji cząstkowej obliczony dla całej grupy ma bardzo małą wartość. Prawdopodobnie obniża go zachowanie się III grupy gospodarstw. Przy wyłączeniu grupy III wzrost nawożenia wywołuje przeciętny przyrost produkcji czystej znacznie przewyższający wzrost nakładów na nawożenie. W całej próbie współczynnik ($b_{yx \cdot qu}$) wynosi $1,44 \pm 1,19$. Interpretujemy ten współczynnik w następujący sposób. Gdybyśmy wśród ogółu gospodarstw badanego okręgu wyodrębnili jakieś dwie grupy, posiadające identyczną wartość nawożenia (x), pasz (q) i zużywające taką samą ilość dni pracy (u), lecz jedynie w gospodarstwach grupy pierwszej wartości nawożenia byłyby o jednostkę większa (o 100 zł) aniżeli w gospodarstwach grupy drugiej i wyniosłaby $x + 100$, to przeciętny przyrost produkcji czystej w gospodarstwach należących do grupy pierwszej byłby średnio większy o 144 zł od przeciętnego przyrostu tejże produkcji w gospodarstwach grupy drugiej i prawdopodobnie nie spadłby poniżej 25 zł ($1,44 - 1,19$) ani nie przekroczyłby 263 zł ($144 + 119$).

Duże wahania jednostkowych przyrostów produkcji czystej względem nawożenia wynikają niewątpliwie z dużej rozpiętości w zakresie poziomu nawożenia stosowanego przez gospodarstwa chłopskie. Korelacja pomiędzy produkcją czystą a nawożeniem po wyeliminowaniu wpływu pasz i pracy została stwierdzona dla populacji generalnej z prawdopodobieństwem $\alpha = 0,05$. Jakkolwiek amplituda wahań przyrostów może być dość znaczna, to należy zaznaczyć, że średni przyrost produkcji czystej jest większy od jedności, czyli że przeciętny przyrost produkcji czystej dość znacznie przekracza wzrost nakładu na nawożenie. Wynika stąd, że nawożenie jest bardzo efektywnym środkiem zwiększenia produkcji i dochodów indywidualnych gospodarstw chłopskich.

Informacji o zależności produkcji czystej od ilości zużytych pasz dostarcza tabela 5.

Tabela 5

Współczynniki korelacji i regresji
(produkcja czysta i pasze)

Grupy obszarowe gospodarstw w ha uż. rolnych	Współczynniki korelacji		Współczynniki regresji	
	r_{yq}	$r_{yq \cdot xu}$	b_{yq}	$b_{yq \cdot xu}$
3—7	0,69 (+)	0,31 (—)	0,89	x
7—10	0,68 (+)	0,34 (—)	1,07	x
10—14	0,47 (+)	0,21 (—)	0,48	x
14 i więcej	0,74 (+)	0,13 (—)	0,88	x
Razem	0,73 (+)	0,32 (+)	0,82 $\pm 0,15$	0,36 $\pm 0,21$

Współczynniki r_{yq} są we wszystkich grupach gospodarstw znamienne statystycznie. Żaden natomiast współczynnik $r_{yq \cdot xu}$ nie osiąga wymaganej wielkości, aby można było uznać korelację za istniejącą przy danej liczebności grupy. Jedynie współczynnik ($r_{yq \cdot xu}$) obliczony dla całej grupy gospodarstw jest znamienny. Oznacza to, że udowodniona została w całej grupie gospodarstw dodatnia korelacja między produkcją czystą, a użytymi paszami po wyeliminowaniu wpływu innych czynników.

Współczynniki (b_{yq}) oraz ($b_{yq \cdot xu}$) charakteryzują przeciętny przyrost produkcji czystej, jaki idzie w parze ze wzrostem wielkości pasz o jednostkę, w pierwszym przypadku bez wyeliminowania wpływu nawożenia i pracy, w drugim zaś po ich wyeliminowaniu.

Współczynniki (b_{yq}) podobnie jak przy nawożeniu, z wyjątkiem grupy III, układają się mniej więcej na zbliżonym poziomie. Współczynnik obliczony dla całej próby wynosi $0,82 \pm 0,15$. Oznacza to, że w masie generalnej bez wyeliminowania wpływu innych czynników, jednostkowej zwykle nakładu na paszę (np. 100 zł) towarzyszy przeciętny przyrost produkcji czystej 82 zł, który najprawdopodobniej nie spadnie poniżej 67 zł ($82 - 15$) i nie przewyższy 97 zł ($82 + 15$).

Średni przyrost produkcji czystej, odpowiadający wzrostowi wartości pasz o jednostkę po wyłączeniu wpływu nawożenia i pracy, określa współczynnik ($b_{yq \cdot xu}$). Bezwzględna wartość współczynnika ($b_{yq \cdot xu}$) mogliśmy uwzględnić wyłącznie w odniesieniu do całej grupy, gdzie korelacja została udowodniona. Obliczony dla całej grupy $b_{yq \cdot xu} = 0,36 \pm 0,21$. Na podstawie tego współczynnika mogliśmy nawet w pewnym sensie „gwarantować”, że jego średnia wartość w populacji generalnej nie będzie mniejsza od 0,15 ($0,36 - 0,21$) ani większa od 0,57 ($0,36 + 0,21$) co znaczy, że 100 zł zwykle nakładu na pasze towarzyszyć będzie średni przyrost produkcji czystej o 36 zł i nie spadnie w populacji generalnej poniżej 15 zł, ani nie przewyższy 57 zł¹.

Porównując ze sobą zależność produkcji czystej od nawożenia i od pasz, wypada stwierdzić nieco większą efektywność przyrostu dzięki nakładom nawożenia. Jak wynika z tabeli 4 ($b_{yx \cdot yq}$) wynosi $1,44 \pm 1,19$

¹ Wzrost produkcji globalnej pod wpływem zwykłej nawożenia o 100 zł wynosiłby od 115 do 157 zł.

(przy znacznie wyższych wartościach w poszczególnych grupach). Tutaj natomiast ($b_{yq \cdot xq}$) wynosi tylko $0,36 \pm 0,21$. Oznacza to, że 100 zł nakładu w postaci nawożenia daje przyrost produkcji czystej w granicach 25—263 zł, podczas gdy analogiczna wartość nakładu w postaci pasz przynosi efekt w postaci produkcji czystej w granicach 15—57 zł. Występuje tu wprawdzie zachodzenie na siebie granic przedziałów ufności obliczonych dla obu współczynników regresji, jednak należy to przypisać nietypowemu zachowaniu się grupy III, zwłaszcza w odniesieniu do korelacji produkcji czystej i nawożenia.

Informację o korelacji pomiędzy produkcją czystą a pracą żywą podaje tabela 6.

Tabela 6

Grupy obszarowe gospodarstw w ha uż. rolnych	Współczynniki korelacji i regresji ((produkcja czysta i praca żywa)			
	Współczynniki korelacji		Współczynniki regresji	
	r_{yu}	$r_{yu \cdot xq}$	b_{yu}	$b_{yu \cdot xq}$
3—7	0,36 (—)	0,17 (—)	x	x
7—10	0,36 (+)	0,06 (—)	35,1	x
10—14	0,23 (—)	0,09 (—)	x	x
14 i więcej	0,63 (+)	0,09 (—)	55,3	x
Razem	0,61 (+)	0,20 (+)	53,9 ±13,8	18,4 ±17,0

Spśród współczynników korelacji r_{yu} — dwa nie są statystycznie znamienne, a mianowicie w grupie I (mała liczebność grupy — 19) i w grupie III zachowującej się jak zwykle odmiennie.

Żaden ze współczynników ($r_{yu \cdot xq}$) obrazujących zależność między produkcją czystą a pracą żywą po wyeliminowaniu wpływu nawożenia i pasz, nie jest statystycznie znamienny z prawdopodobieństwem $P = 95\%$. Wartości współczynników tej korelacji są bardzo niskie, co świadczy o braku wpływu pracy nie uzbrojonej w środki produkcji (nawozy, pasze) na wielkość produkcji czystej.

Ta ostatnia teza ma istotne znaczenie dla polityki gospodarczej. Dodatkowe nakłady pracy żywej bez równoczesnego wzrostu nakładów materiałowych nie są efektywne lub też są mało efektywne, jak można przypuszczać, biorąc pod uwagę współczynniki korelacji i regresji obliczone dla całej grupy.

Bardzo łatwo tezę tę można potwierdzić, analizując 4 współczynniki regresji podane w tabeli 6. Wszystkie trzy współczynniki (b_{yu}) są znacznie większe od współczynnika ($b_{yu \cdot xq}$) oznacza to, że jeśli z pracą współdziałają nakłady materiałowe (nawozy, pasza), to dodatkowy nakład 1 dnia pracy przynosi od 35,1 do 55,3 zł produkcji czystej, podczas gdy taki sam dodatkowy nakład pracy żywej bez współdziałania nakładów materiałowych przynosi tylko 18,4 zł produkcji czystej. Współczynnik b_{yu} w grupie IV jest znacznie większy niż w grupie II. Należy stąd przypuszczać, że efektywność pracy żywej w gospodarstwach większych,

w których organiczny skład kapitału jest korzystniejszy, jest znacznie większa aniżeli w gospodarstwach małych. Wynika stąd, że poprawa efektywności dodatkowych nakładów pracy jest możliwa tylko przez równoczesne zwiększenie nakładów materiałowych, towarzyszących pracy żywej. Szczególnie silnie wystąpić może to współdziałanie w gospodarstwach mniejszych, o nadmiarze pracy żywej, słabo wyposażonej w środki produkcji.

* *
*

Znacznie słabsze związki korelacyjne pomiędzy produkcją czystą a poszczególnymi czynnikami po wyeliminowaniu za każdym razem wpływu dwóch pozostałych czynników, w porównaniu do korelacji pomiędzy produkcją czystą a tymi czynnikami bez takiej eliminacji, nasuwa myśl, że wybrane do badania czynniki są również skorelowane między sobą. Mamy więc do czynienia z wieloma współzmiennosćmi, które pokazuje tabela 7. Łączny wpływ czynników określają w tej tabeli współczynniki korelacji wielorakiej.

Tabela 7

Korelacja wieloraka

(produkcja czysta — y , praca żywa — u , nawożenie — x , pasze — q)

Grupy gospodarstw	r_{xq}	r_{xu}	r_{qu}	$R_{y \cdot xqu}$
I	0,78 (+)	0,37	0,22	0,86 (+)
II	0,74 (+)	0,52 (+)	0,48 (+)	0,71 (+)
III	0,82 (+)	0,28	0,33	0,40 (+)
IV	0,77 (+)	0,64 (+)	0,69 (+)	0,90 (+)

Najsilniejszy związek występuje między nawożeniem i paszami. Jest to związek typu funkcyjnego: większe nawożenie zwiększa plony, a więc i bazę paszową. W pozostałych dwóch związkach (praca i nawożenie oraz praca i pasze), które są nieco słabsze, zwraca uwagę tendencja do narastania wartości współczynników korelacji w gospodarstwach większych. Świadczyłoby to, że częściej, niż w małych gospodarstwach, następuje w nich zgranie nakładów pracy żywej i pracy uprzedmiotowionej.

Obliczenie współczynników korelacji wielorakiej pozwala ocenić siłę związku między produkcją czystą a wszystkimi czynnikami (pracą żywą, nawozami i paszami). Jest on dość nierównomierny. Jak zwykle wyróżnia się — in minus — grupa III. W innych grupach sytuacja jest lepsza.

Powstaje pytanie, w jakim stopniu przyjęte w badaniu czynniki wpływają na wartość produkcji czystej oraz, jaki margines pozostaje dla innych, nieuwzględnionych czynników. Odpowiedź na to pytanie dają współczynniki determinacji¹.

Okazuje się, że (poza grupą III) przyjęte w badaniu czynniki określają zmienność produkcji czystej około 50—74%. Na pozostałe 26—50% zmienności produkcji czystej mają wpływ inne, nie ujęte w tym opracowaniu czynniki. Mogą to być: naturalna żyzność gleb, obsada inwentarzem

¹ Posługiwaliśmy się w obliczaniu tych współczynników metodą zawartą w podręczniku F. C. Millsa — *Statistical Methods*, New York.

Tabela 8

Współczynniki determinacji

Grupy obszarowe gospodarstw w ha uż. rolnych	Nawożenie	Pasze	Praca	Determinacja ogólna ^a (5 = 2+3+4)	Współczynnik korelacji wielorakiej
3—7	0,47	0,21	0,06	0,74	0,86
7—10	0,28	0,24	—0,02	0,50	0,71
10—14	0,04	0,10	0,02	0,16	0,40
14 i więcej	0,68	0,09	0,05	0,82	0,90
Razem	0,17	0,24	0,13	0,54	0,74

a. Kwadraty współczynników korelacji wielorakiej stanowią współczynniki determinacji ogólnej.

żywym, produktywność zwierząt itp. Przyjęte czynniki wyjaśniają 54% zmienności w całej grupie zbadanych gospodarstw (tabela 8). Na nieujęte w badaniu czynniki przypada więc 46% zmienności.

Spośród badanych czynników największy wpływ na wartość produkcji czystej posiadają pasze (24% zmienności), następnie nawozy (17% zmienności) i dopiero na końcu praca żywa (13% zmienności). Potwierdzają się tym samym wypowiedziane wyżej tezy o efektywności dodatkowych nakładów pracy.

VI.

Zastrzegając się, że wypowiedziane tu prawidłowości mają ograniczony zasięg występowania (o czym wyżej pisaliśmy), chcemy sprecyzować kilka wniosków.

1. Stwierdzona została wysoka korelacja między nawozami, paszą i pracą żywą oraz między wszystkimi trzema czynnikami a produkcją czystą. Najsilniej zaznacza się to w IV grupie gospodarstw, z czego wynika, że w grupie tej proporcje między pracą żywą, uprzedmiotowioną i ziemią są w najbardziej optymalnym stosunku.

2. Trzy zbadane czynniki razem wzięte wyjaśniają około 54% zmienności produkcji czystej. W I i IV grupie gospodarstw określają one 74% i 82% zmienności produkcji, co należy uznać jako bardzo wysoki ich wpływ na produkcję oraz dobry wybór najważniejszych czynników. W tych grupach tylko 18% i 26% zmienności produkcji czystej zależy od innych, nie ujętych w badaniu, czynników.

III grupa gospodarstw wyłamuje się z występujących prawidłowości, gdyż decydujący wpływ na produkcję czystą (84% zmienności) mają w niej inne czynniki nieuwzględnione w badaniu (przede wszystkim gleba). Grupa ta obniża wartość współczynników obliczonych dla całej zbiorowości gospodarstw.

3. Częstkowe współczynniki determinacji obliczone łącznie dla wszystkich zbadanych gospodarstw każą przypuszczać, że największy wpływ na zmienność produkcji czystej mają pasze (24%), najmniejszy zaś praca

żywa (13%). Nie oznacza to bynajmniej, że określona jednostka nakładu wyrażona w paszach daje najwyższy przyrost produkcji, a wyraża jedynie częstość jednokierunkowych dodatnich zmian produkcji czystej pod wpływem dodatkowych dawek pasz. Analiza cząstkowych współczynników determinacji w poszczególnych grupach gospodarstw wysuwa na czoło nawożenie.

W trzech grupach (I, II i IV) nawożenie wyraźnie przoduje w określaniu zmienności produkcji czystej (tabela 8), przy czym w IV grupie gospodarstw jest ono zdecydowaną dominantą (68% zmienności).

Rozbieżność między wynikami dla całej zbiorowości i dla poszczególnych grup gospodarstw wyjaśnia bardzo niska korelacja między produkcją czystą a nawożeniem w grupie III. Potwierdza się uboczne działanie żyzności gleby, pozwalające na uzyskiwanie wysokich efektów bez intensywnego nawożenia. Na skutek wyłączenia III grupy gospodarstw (najliczniejszej) do całego zbioru obniżone zostały współczynniki korelacji cząstkowej, wielorakiej i współczynniki determinacji.

Bardziej wiarogodne wydają się wyniki uzyskane z analizy poszczególnych grup gospodarstw. Mówią one, że nawożenie najsilniej oddziaływa na zmianę produkcji czystej. Tezę tę potwierdzają współczynniki korelacji cząstkowej zawarte w tabelach 4, 5 i 6. W żadnej grupie gospodarstw nie udało się stwierdzić korelacji cząstkowej między produkcją czystą, a paszami i pracą żywą, natomiast z wyjątkiem grupy III, wszystkie grupy gospodarstw wykazały wysoką korelację między produkcją czystą a nawożeniem po wyeliminowaniu wpływu pozostałych czynników.

4. Badanie wykazało wysoką efektywność dodatkowych nakładów pracy (1 dzień pracy daje przyrost 35,1 zł — 55,3 zł produkcji czystej) pod warunkiem, że praca jest dobrze wyposażona technicznie, co ma miejsce szczególnie w gospodarstwach większych. Efektywność pracy, przy wyeliminowaniu wpływu nawożenia i pasz, jest stosunkowo niska (1 dzień pracy daje 18,4 zł produkcji czystej przy obszarze zmienności 1,4 zł — 35,4 zł).

5. Porównanie efektywności dodatkowych nakładów na nawożenie i pasze daje przewagę nawożenia. 100 zł przyrostu nawożenia (bez wyeliminowania wpływu pozostałych czynników) powoduje przyrost 452 zł produkcji czystej (obszar wahań 367 zł — 537 zł). W I i IV grupie gospodarstw współczynniki regresji są jeszcze wyższe. Nawet po wyeliminowaniu wpływu pracy i pasz efektywność nawożenia jest bardzo wysoka.

Е. ГОЖЕЛЯК

Комиссия Планирования при Совете Министров
и М. РАЕВСКИЙ

Главная Школа сельского хозяйства
В а р ш а в а

ЭФФЕКТИВНОСТЬ УДОБРЕНИЯ, КОРМОВ И РАБОЧЕЙ СИЛЫ В ЕДИНОЛИЧНЫХ КРЕСТЬЯНСКИХ ХОЗЯЙСТВАХ

Резюме

На цифровом материале, почерпнутом из единоличных хозяйств Познанского и Быдгощского воеводств, ведущих отчетность в хозяй-

ственном году 1956/57, были проведены анализы эффективности удобрения (стойловый навоз, минеральные удобрения, зеленые удобрения), кормов (собственных и докупленных) и живой рабочей силы на величину чистой продукции. Хозяйства были разделены на группы по отношению к величине площади, со следующей численностью хозяйств:

Группы хозяйств по отношению к величине площади:	Количество хозяйств:
га	19
3—7	30
7—10	34
10—14	20
14—25	В сумме 103 хозяйства

Рассматривается совместное влияние вышеназванных факторов на чистую продукцию, каждого фактора отдельно без исключения влияния двух остальных факторов, а также с исключением их влияния. Точность корреляционной связи определялась коэффициентами корреляции, а величину влияния в случаях доказанной корреляции — коэффициентами регрессии. Сверх того были определены коэффициенты детерминации.

В результате анализа было установлено, что:

1) Высокая степень корреляции между удобрениями, кормами и рабочей силой, а также между всеми тремя факторами и чистой продукцией отмечается сильнее в более крупных хозяйствах, что свидетельствует о том, что в этих хозяйствах пропорции между живой и овеществленной рабочей силой с одной стороны и землей с другой стороны находятся в наиболее благоприятном положении.

2) Три исследованные факторы, взятые вместе, разъясняют около 54% изменчивостей чистой продукции в самых малых хозяйствах, тогда как в самых больших хозяйствах коэффициент представляется выше: 74 и 82%.

3) Частичные коэффициенты детерминации, исчисленные вместе для всех исследованных хозяйств, показывают, что наибольшее влияние на изменчивость чистой продукции оказывают корма (24%), а самое малое — живая рабочая сила (13%), тогда как анализ частичных коэффициентов детерминации в отдельных группах выдвигает на первый план удобрение.

EUGENIUSZ GORZELAK

The Planning Commission at the Council of Ministers

MARIAN ROJEWSKI

Main School of Agriculture

Warsaw

THE EFFECTIVENESS OF FERTILIZING, FODDER AND LABOUR ON INDIVIDUAL PEASANT FARMS

Summary

On the basis of numerical material collected from those individual farms in the Poznań and Bydgoszcz districts where accounting records

were kept in the budget year 1956/57 an analysis was made of the effectiveness of fertilizing (manure, mineral fertilizers, green fertilizers), fodder (owned and purchased) and labour on the size of net production. Farms were divided, according to size into the following classes:

Size in Hectares	No. of Farms
3—7	19
7—10	30
10—14	34
14—25	20

Total 103

An analysis was made of the combined influence of the above factors on net production, of each factor separately without eliminating the influence of the two remaining factors and after eliminating this influence. The degree of correlation was defined with correlation coefficients and the degree of influence in cases where correlation was proved to exist—with regression coefficients. Determination coefficients were also given.

The analysis showed that:

1. High correlation between manure, fodder and labour and between the these factors and net production is more strongly marked on larger farms which proves that, on these farms, the ratios between direct labour and accumulated labour and land are at an optimum.

2. The three analysed factors taken together account for about fifty-four percent of the variability of net production on the smallest farms and seventy-four percent and eighty-two percent of the highest farms.

3. Partial determination coefficients calculated jointly for all farms investigated indicate that the greatest influence on the variability of net production is exercised by fodder (twenty-four percent) and the smallest by labour (thirteen percent). The analysis of partial determination coefficients in particular groups shows that fertilizing has the greatest influence.