

AUGUSTYN WOŚ

Szkoła Główna Planowania i Statystyki  
Warszawa

## ELASTYCZNOŚĆ UPRAWY ZIEMNIAKÓW

(na przykładzie 4 województw <sup>1)</sup>)

Celem niniejszego artykułu jest przedstawienie wyników badań nad skutecznością oddziaływania państwa na produkcję ziemniaków za pomocą cen płaconych producentom. Podstawę do uogólnień stanowią wyniki badań empirycznych przeprowadzonych na materiałach czterech, celowo dobranych, województw: poznańskiego, łódzkiego, krakowskiego i białostockiego. W szczególności interesuje nas wpływ czynników cenowych i pewnych innych zmiennych w sposób bezpośredni określających produkcję.

Cenowe oddziaływanie na produkcję rolniczą iść może w dwu kierunkach: 1) oddziaływanie pośrednie za pomocą cen środków produkcji dla rolnictwa; 2) oddziaływanie bezpośrednie poprzez ceny samych ziemniaków i produktów w stosunku do ziemniaka finalnych, zwłaszcza ceny trzody chlewnej. Spośród tych dwu kierunków specjalne znaczenie wydaje się mieć manewrowanie ceną samych ziemniaków, a to ze względu na selekcyjność tego instrumentu polityki ekonomicznej. Obniżając np. ceny nawozów sztucznych czy maszyn rolniczych oddziałujemy równocześnie i w zasadzie z jednakową siłą na wszystkie kierunki produkcji roślinnej. Jeśli zależy nam natomiast na stworzeniu warunków konkurencji między ziemioplodami, wybrać musimy instrument działający jednokierunkowo. Jest nim w danym przypadku cena ziemniaków, oraz w jakimś stopniu także cena żywca.

Badania nad elastycznością produkcji ziemniaków mogą być przeprowadzane zasadniczo w dwu wariantach. Możemy zmierzać do określenia reakcji zbiorów, czyli produkcji, bądź też do określenia reakcji zasie-

<sup>1</sup> Jest to fragment szerszego studium nad elastycznością uprawy ziemniaków w Polsce po wojnie. Z braku miejsca nie zamieszczono szczegółowych materiałów statystycznych i wykresów, jak też pominięto niektóre kwestie merytoryczne, jak np. problem konkurencji ziemniak: żyto, wyniki badań uzyskane przy użyciu metody eliminacji do trendu, problem tzw. działki marginalnej w badaniu elastyczności produkcji i inne. Niektóre z tych luk zapełnia opracowanie autora pt.: „Statystyczne badania nad elastycznością uprawy ziemniaków”, wyd. IER w Serii: „Studia i Materiały”.

wów. Zdaniem naszym, bardziej celowe jest badanie elastyczności zasiewów, które — jeśli wyłączyć sporadyczne przypadki klęsk żywiołowych — określa w sposób celowy sam producent. Zbiory natomiast pozostają pod decydującym nieraz wpływem urodzaju, którego nie jesteśmy w stanie skutecznie kontrolować. Jeśli zasiewy traktować jako produkcję zamierzoną (a to jest chyba słuszne), teza nasza wydaje się być przekonująca. Nie oznacza to bynajmniej, że jest to wariant jedyny. Niemniej celowe wydaje się badanie elastyczności nakładów na produkcję, która — jak wolno oczekiwać — wykazuje określoną wrażliwość na zmiany cen rynkowych. Opłacalne ceny zachęcają producenta do staranniejszej uprawy, bardziej oszczędnego zbioru, zwiększenia nakładów pracy żywej, nawożenia itp.

Zasadniczym problemem metodycznym, który przy badaniach elastyczności produkcji musi być wstępnie rozstrzygnięty, jest sprawa cen przewidywanych. Istnieje bowiem pytanie: na jaką cenę (z którego okresu) orientuje się rolnik w swych przewidywaniach. W tej skali, w jakiej wytwarza on na sprzedaż — interesuje się ceną, jaka wystąpi na rynku w momencie realizacji jego produkcji, wobec czego w zakresie rynkowej części produkcji (sprzedaż + częściowo spasanie) winien orientować się na ceny przewidywane. Problem ten nie ma oczywiście takiego znaczenia w przypadku produkcji na samozaopatrzenie. Teza ta winna być jednak formułowana warunkowo, gdyż produkcja na samozaopatrzenie stanowi potencjalnie (jeśli warunki rynkowe będą korzystne) także produkcję na zbył.

Wydaje się sprawą bezsporną, że producent orientuje się na ceny przyszłe, przewidywane, a nie na ceny bieżące. Cały problem polega jednakże na tym, jaki jest mechanizm przewidywania cen przyszłych. W sprawach tych przeprowadzono szereg badań empirycznych i skonstruowano wiele modeli przewidywania cen przez producentów rolnych. Są to głównie badania amerykańskie. Z badań tych jak i z naszych obserwacji wydaje się wynikać, iż producenci za cenę przyszłą przyjmują najczęściej cenę okresu bezpośrednio poprzedzającego podjęcie decyzji. Czasem jest to cena dwu ostatnich okresów.

Nie ustosunkowując się szerzej do tego, w jakim stopniu problem przewidywanej ceny jest ważny w naszych warunkach, chcieliśmy zwrócić uwagę na fakt, że samo przewidywanie cen jest u nas bardzo uproszczone, gdyż wiele cen ustala państwo i są one znane producentowi w momencie podejmowania decyzji.

W naszym studium przyjmujemy istniejący konkretny układ cen i pytamy jak do tej sytuacji dostosowują się indywidualni producenci rolni. Odpowiedzi na to pytanie można udzielić badając zachowanie się zarówno poszczególnych producentów, jak i całej ich zbiorowości. Z tych dwu możliwych ujęć: mikro- i makroekonomicznego, wybieramy to drugie, jako dające szanse do bardziej całościowego i pełniejszego rozwiązania problemu.

### Przedmiot badania i jego zakres

Dobór rejonów stanowiących przedmiot badania nie był przypadkowy. Jak łatwo można się zorientować, każde z dobranych województw przedstawia sobą określony typ społeczno-ekonomiczny i produkcyjny

polskiego rolnictwa i jest reprezentatywne dla większego rejonu. Sama koncepcja badania problemu w skali wojewódzkiej, a nie całego kraju, nie jest tu przypadkowa. Przyjęte przez nas ujęcie daje możliwość porównań przestrzennych i możliwość udzielenia odpowiedzi na szereg ważnych pytań. Skoro wahania i kierunki ewolucji cen były we wszystkich okręgach w przybliżeniu takie same, to różnice w sile i charakterze reakcji winny być przypisane specyficznym warunkom poszczególnych rejonów. Gdyby odwrotnie — społeczno-ekonomiczne i produkcyjne warunki rozwoju rolnictwa były w przybliżeniu takie same, a występowały tylko różnice cen, to zmiany zasiewów winny być przypisane działaniu czynników cenowych. Metoda porównań rejonowych stwarza rozległe perspektywy dla badań nad przebiegiem reakcji dostosowawczych w sferze produkcji rolnej.

Wybór wariantu „wojewódzkiego” do naszych badań uzasadnia się tym, że między poszczególnymi województwami występują istotne różnice pod względem:

- 1) demograficznym: zagęszczenie ludności, nadwyżki siły roboczej w rolnictwie;
- 2) przemysłowym: stopień uprzemysłowienia rejonu i zapotrzebowanie na wolną siłę roboczą;
- 3) stopnia zorganizowania rynku zbytu na produkty rolne;
- 4) poziomu absolutnego i struktury kosztów produkcji, co wynika z lokalnych różnic cen wolnorynkowych produktów i najemnej siły roboczej;
- 5) różnic strukturalnych wyrażających się w dominacji różnych grup obszarowych w poszczególnych województwach.

Jeśli idzie o dobór okresu w jakim się przeprowadza badanie, to jak zawsze jest to sprawa bardzo kłopotliwa. W badaniach ekonomicznych na ogół zawsze trudno dobrać taki okres, który byłby całkowicie jednorodny. Zmiany w strukturze gospodarczej i polityce państwa przebiegają bardzo szybko tak, że często sąsiadujące ze sobą lata nie są do siebie podobne pod wieloma względami. Badania statystyczne — a o takich mowa — z konieczności objąć muszą dłuższy okres czasu. Spełnienie tych dwu warunków w jednym studium nie jest rzeczą łatwą.

Bierzemy pod uwagę możliwie najkrótszy, a zarazem — zdaniem naszym — możliwie najdłuższy okres, jaki w przypadku takiego badania można przyjąć. Jest to okres sześcioletni (1953—1958), a więc z formalno-statystycznego punktu widzenia zbyt krótki dla dokonywania daleko idących uogólnień, dostatecznie jednak długi dla stwierdzenia pewnych prawidłowości i dokonania pomiarów. Za początek naszych badań przyjęto rok 1952, a więc moment, kiedy już utrwalił się system dostaw obowiązkowych z perspektywą utrzymania się w szeregu najbliższych lat i z tego punktu widzenia okres ten jako całość jest stosunkowo jednorodny. W całym sześcioleciu dostawy obowiązkowe utrzymały się, aczkolwiek przeszły one określoną ewolucję. W tym stanie rzeczy dostawy obowiązkowe uznać możemy za czynnik *constans*, który oczywiście w jakiś sposób oddziaływał na zasiewy, ale w kolejnych latach mniej więcej jednakowo. Jeśli to założenie nie okazałoby się słuszne (empiryczna jego weryfikacja nie jest raczej możliwa), to dostawy obowiązkowe winny być wprowadzone do funkcji zasiewów ziemnia-

ków jako jedna ze zmiennych objaśniających. Do problemu tego wrócimy jeszcze w dalszym toku dociekań.

Tabela 1

**Dane wyjściowe przyjęte w badaniu elastyczności uprawy ziemniaków  
w 4 wybranych województwach, w latach 1953—1958**

| Rok                      | Obszar<br>ziemniak.<br>w tys. ha<br>(a) | Procentowy<br>udział<br>ziemniaka<br>w zasiew.<br>ogółem | Realna<br>cena ziem-<br>niaków | Pogłowie<br>trzody<br>chlewnej<br>w tys. szt. | Realna<br>cena<br>żyta | Nawożenie<br>obornikiem<br>na 1 ha<br>ziemi ornej<br>(w q) |
|--------------------------|-----------------------------------------|----------------------------------------------------------|--------------------------------|-----------------------------------------------|------------------------|------------------------------------------------------------|
|                          | X <sub>1</sub>                          | X <sub>2</sub>                                           | X <sub>3</sub>                 | X <sub>4</sub>                                | X <sub>5</sub>         | X <sub>5</sub>                                             |
| <b>P o z n a ń</b>       |                                         |                                                          |                                |                                               |                        |                                                            |
| 1953                     | 222,1                                   | 19,1                                                     | 55                             | 972,8                                         | 209                    | 57,4                                                       |
| 1954                     | 219,3                                   | 20,1                                                     | 65                             | 902,0                                         | 301                    | 56,7                                                       |
| 1955                     | 207,9                                   | 19,4                                                     | 64                             | 1036,0                                        | 338                    | 60,6                                                       |
| 1956                     | 215,8                                   | 21,0                                                     | 71                             | 1068,1                                        | 220                    | 61,3                                                       |
| 1957                     | 241,4                                   | 19,8                                                     | 63                             | 1220,7                                        | 203                    | 58,9                                                       |
| 1958                     | 241,5                                   | 19,5                                                     | 71                             | 1163,3                                        | 190                    | 58,3                                                       |
| <b>Ł ó d ź</b>           |                                         |                                                          |                                |                                               |                        |                                                            |
| 1953                     | 201,3                                   | 21,7                                                     | 90                             | 567,7                                         | 248                    | 57,3                                                       |
| 1954                     | 203,6                                   | 21,9                                                     | 70                             | 571,6                                         | 328                    | 57,4                                                       |
| 1955                     | 200,1                                   | 21,7                                                     | 63                             | 637,5                                         | 317                    | 57,2                                                       |
| 1956                     | 200,6                                   | 21,7                                                     | 73                             | 722,9                                         | 222                    | 63,4                                                       |
| 1957                     | 209,9                                   | 22,5                                                     | 58                             | 826,4                                         | 209                    | 65,1                                                       |
| 1958                     | 211,5                                   | 22,4                                                     | 69                             | 767,0                                         | 196                    | 61,8                                                       |
| <b>K r a k ó w</b>       |                                         |                                                          |                                |                                               |                        |                                                            |
| 1953                     | 140,8                                   | 19,1                                                     | 97                             | 370,7                                         | 319                    | 80,4                                                       |
| 1954                     | 138,3                                   | 18,7                                                     | 99                             | 391,8                                         | 372                    | 82,0                                                       |
| 1955                     | 134,9                                   | 18,2                                                     | 90                             | 408,1                                         | 309                    | 81,4                                                       |
| 1956                     | 136,9                                   | 18,5                                                     | 105                            | 414,2                                         | 274                    | 79,8                                                       |
| 1957                     | 144,8                                   | 19,1                                                     | 65                             | 507,8                                         | 238                    | 81,2                                                       |
| 1958                     | 146,1                                   | 19,3                                                     | 79                             | 560,1                                         | 225                    | 81,4                                                       |
| <b>B i a ł y s t o k</b> |                                         |                                                          |                                |                                               |                        |                                                            |
| 1953                     | 145,6                                   | 16,5                                                     | 66                             | 518,1                                         | 183                    | 47,7                                                       |
| 1954                     | 148,6                                   | 16,5                                                     | 83                             | 540,5                                         | 318                    | 49,8                                                       |
| 1955                     | 162,5                                   | 18,1                                                     | 68                             | 564,5                                         | 254                    | 52,4                                                       |
| 1956                     | 160,9                                   | 17,9                                                     | 74                             | 671,8                                         | 205                    | 56,8                                                       |
| 1957                     | 162,8                                   | 17,3                                                     | 57                             | 771,2                                         | 218                    | 55,3                                                       |
| 1958                     | 162,4                                   | 17,3                                                     | 65                             | 709,5                                         | 203                    | 52,9                                                       |

(a) Podajemy tu dane GUS skorygowane o zmiany graniczne poszczególnych województw. Zabieg ten był niezbędny do przeprowadzenia, gdyż spora część wahań powierzchni zasiewów, jaką podają „Roczniki Statystyczne” GUS, wynika z dokonywanych w międzyczasie zmian granic administracyjnych między województwami.

Stwierdziliśmy wyżej, że w przypadku ziemioplodów celowe jest badanie zmienności zasiewów, a nie produkcji (zbiorów). Zmienna ta ma dwie formy zewnętrznego przejawiania się. Badać bowiem możemy: (1) ruch powierzchni zasiewów w jej wyrażeniu absolutnym oraz (2) procentowy udział ziemniaków w ogólnej powierzchni zasiewów. To rozróżnienie jest ważne — jak mało prawdopodobne to wydawałoby się — dla powojennych warunków polskich. W wyniku realizowanej, w interesującym nas okresie, znanej polityki w stosunku do drobnotowarowego rolnictwa — zmieniła się ogólny areal powierzchni zasiewów. W Poznaniu, Łodzi i Białostoku sześciolletni trend ogólnej powierzchni zasiewów ma wyraźnie kształt wklęsłej paraboli, której dno wypada na lata 1955—1956. Identyczne zjawisko da się zaobserwować także w skali całego kraju. Wyjątek stanowi tu Krakowskie, gdzie obserwujemy zasadniczo trend prostoliniowy, stale wznoszący się. Za zmianami ogólnej powierzchni nie musiały oczywiście iść zmiany w strukturze zasiewów, aczkolwiek różne ziemioplody mogły się tu zachować rozmaicie z uwagi na specyficzną i właściwą im tylko skalę elastyczności, określoną z reguły przez inne parametry (potrzeby żywnościowe, bilans paszowy itp.).

W tabeli 1 zestawiono dane wyjściowe stanowiące podstawę naszego badania. Z łatwością można stwierdzić na ich podstawie, że zmienność udziału ziemniaków w strukturze zasiewów jest w skali badanego okresu mniejsza niż zmienność samych zasiewów.

Z dotychczas prowadzonych rozważań wynika, że jest szereg możliwych wariantów badania interesującego nas problemu elastyczności zasiewów. Z braku miejsca musimy ograniczyć jednak zakres naszych zainteresowań i zająć się wyłącznie mierzeniem skali wrażliwości zasiewów na niektóre czynniki ekonomiczne, problem zmian wskaźnika struktury pozostawiając do ewentualnego późniejszego rozpatrzenia.

Z zamieszczonej tabeli 1 wynika, że szereg czasowy powierzchni pod ziemniakami w trzech województwach (poznańskie, łódzkie i krakowskie) ma wyraźnie kształt wklęsłej paraboli; w Białostoku natomiast kształt paraboli lekko wypukłej. Linie teoretyczne zasiewów wyjaśniają się równaniami o następujących parametrach:

$$\begin{aligned} \text{Poznań} & \quad - X' = 214290 + 1749 t + 3033 t^2 \\ \text{Łódź} & \quad - X' = 200429 + 232 t + 1360 t^2 \\ \text{Kraków} & \quad - X' = 136614 + 289 t + 1113 t^2 \\ \text{Białystok} & \quad - X' = 157409 + 3524 t - 497 t^2 \end{aligned}$$

Linie te dość dobrze odpowiadają układowi punktów empirycznych, co łatwo sprawdzić przy pomocy formuły najmniejszych kwadratów.

### Zmienne objaśniające przyjętej funkcji produkcji

Najtrudniejszym niewątpliwie problemem w tego typu badaniach jest dobór zmiennych objaśniających. Bierze się to stąd, że na produkcję, a także podaż, wpływa równocześnie wiele różnorodnych czynników, których działanie nie jest bynajmniej jednokierunkowe. Badacz dysponujący dość prymitywną techniką obliczeniową może w tej sytuacji zrobić je-

dno — w drodze rozumowania dedukcyjnego i ogólnej znajomości procesów gospodarczych ustalić tzw. wpływy główne i usiłować badać ich udział w ewolucji zmiennej zależnej. Ilość użytych zmiennych objaśniających jest z konieczności ograniczona. Trudności w uwzględnieniu większej ilości zmiennych są nie tylko rachunkowe, ale głównie merytoryczne. Nie łatwo bowiem tak dobrać większą ilość zmiennych objaśniających, aby nie były one wzajemnie ze sobą skorelowane. W jednym z wcześniejszych artykułów<sup>1</sup> usiłowaliśmy wyjaśnić charakter powiązań między zmiennymi objaśniającymi i określić zakres, w jakim zastosować da się do badań względnie prostą metodę korelacji wielorakiej i regresji. Nie chcemy powtarzać tu całego rozumowania w tej sprawie. Wspomniemy tylko, że jedyną — zdaniem naszym — praktycznie możliwą do zastosowania w Polsce w tej chwili metodą badania elastyczności produkcji i podaży jest model równania pojedynczego (klasyczna teoria korelacji i regresji) rozwiązywany metodą najmniejszych kwadratów. Możliwość użycia metody najmniejszych kwadratów jest jednakże ograniczona do przypadków, kiedy użyte przez nas zmienne są bądź egzogeniczne, bądź też są opóźnionymi wartościami zmiennych endogenicznych. Ta okoliczność zmusza nas do doboru takich zmiennych, które nie są wzajemnie ze sobą skorelowane.

Zapytać wobec tego należy, jakie są owe główne determinanty zasiewów ziemniaków. Ogólna znajomość rzeczywistości pozwala stwierdzić, że są to następujące zmienne:

1) **Realna cena ziemniaków ( $X_2$ )**, rozumiana jako średnia ważona cena skupu państwowego i wolnego rynku, obejmująca skup nadobowiązkowy, kontraktację i wolny rynek<sup>2</sup>. W procesie deflowania posłużyliśmy się w danym przypadku oszacowanym wcześniej relatywnym indeksem cen skupu nadobowiązkowego i kontraktacji, obliczonym przy użyciu cen porównywalnych<sup>3</sup>. Ceny te są zróżnicowane rejonowo.

2) **Pogłowie trzody chlewnej ( $X_3$ )** w roku zbiorów ziemniaków. Uwzględnienie tej zmiennej uzasadnia się tym, że ziemniak odgrywa ciągle istotną rolę w tuczu trzody i jak wskazują ostatnie nasze doświadczenia (zwłaszcza zjawiska związane z załamaniem się trendu hodowlanego w roku 1958—1959) fizyczna jego obecność w gospodarstwie ma decydujące znaczenie dla rozwoju hodowli.

Innym, bardziej złożonym wariantem tej zmiennej może być rzeczywista kontraktacyjna cena żywca, zdeflowana przez indeks cen skupu nadobowiązkowego i kontraktacji, obliczony przy użyciu cen porównywalnych. Myślimy w danym przypadku o średniej ważonej cenie

<sup>1</sup> Woś A.: Uwagi o metodach badania elastyczności produkcji podaży ziemio-plodów. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej nr 4/1961, s. 149—156.

<sup>2</sup> Podstawę obliczenia tej kategorii ceny stanowią z jednej strony materiały rachunkowości rolnej, skąd wzięliśmy kwoty sprzedaży (wagi), oraz dane statystyki masowej z drugiej strony, skąd wzięliśmy absolutny poziom cen. Obliczenia dokonujemy w następujący sposób: w związku z tym, że z syntetycznych materiałów rachunkowości rolnej nie można ustalić cen rzeczywiście uzyskiwanych w poszczególnych formach sprzedaży, musimy posłużyć się cenami ze statystyki masowej, które w przypadku cen kontraktacji i skupu nadobowiązkowego są cenami średnimi ważonymi, a w przypadku cen wolnorynkowych średnimi arytmetycznymi cen notowanych przez korespondentów rolnych GUS.

<sup>3</sup> Por. A. Woś: W sprawie indeksu cen rolnych, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej nr 6/1960, s. 75 (vide: indeks IV).

otrzymywanej w ramach kontraktacji przez producentów, obliczonej bez względu na terminy dostaw, jako średniej poszczególnych gatunków i klas. Może to być wobec tego średnia roczna cena żywca bekonowego i mięsno-słoninowego. Wybór ceny kontraktacyjnej nie wymaga w danym przypadku specjalnego uzasadnienia.

3) Istnieje ponadto — zdaniem naszym — potrzeba uwzględnienia **realnej ceny żyta** ( $X_4$ ), które w stosunku do ziemniaka jest ziemiopłodem konkurencyjnym. Mowa w danym przypadku o średniej ważonej cenie żyta, obliczonej i zdeflowanej analogicznie jak cena ziemniaków.

4) Potencjalne możliwości nawożenia, a ściślej biorąc **ilość obornika** ( $X_5$ ).

Zaproponowany układ zmiennych został w danym przypadku przyjęty hipotetycznie. Dalsza analiza — jak zobaczymy — doprowadzi do weryfikacji poszczególnych zmiennych i oceny ich ostatecznej przydatności z punktu widzenia przyjętego modelu.

Z dokonanego tu wyliczenia proponowanych zmiennych wynika, że zamierzamy posłużyć się kategorią średniej ważonej ceny państwowego skupu ponadobowiązkowego, kontraktacji i wolnego rynku<sup>1</sup>, a więc ceną, którą Z. Kozłowski nazywa wolnorynkową w szerokim tego słowa znaczeniu<sup>2</sup>. Z czterech możliwych kategorii cen: 1) cena wolnorynkowa *sensu stricto*, 2) średnia ważona cena skupu państwowego, 3) średnia ważona cena całej masy towarowej i 4) średnia ważona cena skupu państwowego i wolnego rynku — ta ostatnia wydaje się być najbardziej adekwatna przedmiotowi badania.

W sprawie tej od kilku lat trwa ciekawa dyskusja, która — jak się wydaje — doprowadziła już do pewnych pozytywnych rozstrzygnięć. Dotychczas prowadzone badania stawiały sobie za cel danie odpowiedzi: która z istniejących cen odgrywa w naszym systemie rolę regulatora produkcji rolnej (z punktu widzenia przebiegu procesów dostosowawczych), a która funkcję instrumentu podziału. Nie pretendując do całościowego ujęcia tego złożonego problemu chcemy zauważyć, że samo postawienie pytania nie jest najszcześniejsze, a to z dwu ważnych powodów.

<sup>1</sup> Ruch średnich ważonych cen skupu nadobowiązkowego, kontraktacji i wolnego rynku w interesującym nas okresie czasu wyjaśniają następujące parametry równań regresji czasowej:

|           |                                 |
|-----------|---------------------------------|
| Poznań    | $P' = 67,2 + 1,82 t - 0,51 t^2$ |
| Łódź      | $P' = 64,7 + 2,75 t + 1,37 t^2$ |
| Kraków    | $P' = 94,7 + 3,82 t - 1,11 t^2$ |
| Białystok | $P' = 71,8 + 1,75 t - 0,65 t^2$ |

Wyrównane szeregi cen mają na wykresie kształt paraboli wypukłej, z wyjątkiem wojew. łódzkiego, gdzie ta parabola jest wklęsła. Różnice w kształcie linii cen wynikają z różnego ciężaru gatunkowego poszczególnych form realizacji produkcji towarowej.

<sup>2</sup> „Naszym zdaniem w systemie obowiązkowych dostaw funkcję regulatora produkcji należy przypisać cenie wolnorynkowej w jej szerokim rozumieniu: może to być cena rynku chłopskiego, kontraktacyjna lub w jakiś sposób obie razem. Natomiast funkcję regulatora podziału spełnia *cena średnioważona masy towarowej*”. Por. Z. Kozłowski: „Procesy różnicowania się cen produktów rolnych w okresie planu 6-letniego na tle ogólnej dynamiki”. Roczniki Nauk Rolniczych, tom 75, seria G, z. 4/1959, s. 650—651.

Wydaje się, że szukanie jakiegoś jednego (jedyne) determinanta produkcji rolniczej (obojętne, czy będzie to cena czy cokolwiek innego) jest zajęciem próżnym. W istocie rzeczy mamy do czynienia z jednoczesnym i wielokierunkowym oddziaływaniem szeregu zmiennych, które składają się na cały system bodźców ekonomicznych. W żadnych warunkach jakaś konkretna cena nie potrafi wyjaśnić, sama przez się, zmienności zasiewów (produkcji) i podaży, co nie oznacza, że nie bierze ona udziału w tym procesie. Odmawianie jakiegokolwiek cenie funkcji regulatora produkcji tylko dlatego, że jej związek z ruchami zasiewów, czy podaży, jest ujemny lub słaby — samo w sobie nie jest słuszne. Przymierzanie bowiem jednej ceny do zmian produkcji nie jest metodologicznie poprawne, gdyż nie pozwala nam określić wpływu netto danej zmiennej. Z takiego prostego przyrównania otrzymujemy wyłącznie wpływ brutto, który obciążony jest zazwyczaj efektem działania innych zmiennych. Z tego też powodu uważamy, że badać należy jednocześnie wpływ kilku najważniejszych zmiennych, przy czym cena jest tylko jedną z nich.

Odrywanie od siebie dwu mechanizmów działania systemu cen (regulatora produkcji i instrumentu podziału) nie jest merytorycznie i metodologicznie poprawne. Jak słusznie twierdzi M. Pohorille<sup>1</sup>, nie można oddziaływać na produkcję rolniczą inaczej jak tylko regulując dochody producentów. Każda cena powoduje powstanie określonego efektu dochodowego i z tego punktu widzenia oddziałuje na kierunki produkcji. Ważną jest sprawą znać okresy, w jakich ów efekt dochodowy zaczyna się ujawniać. Ogólnie można powiedzieć, że efekt dochodowy działa w okresach długich, kiedy znaczenia nabiera stopień pokrycia kosztów produkcji przez ceny. W okresach krótkich, z roku na rok, konieczność rekompensaty pełnych kosztów wytwarzania nie istnieje, wobec czego powodując się zasadą względnej opłacalności, producent rozumujący logicznie, winien orientować się na cenę, która zapewnia mu wyższy dochód globalny w danym momencie. Z tego też powodu uważamy, że badając elastyczność produkcji w dłuższych okresach czasu nie winniśmy rezygnować z użycia średniej ważonej ceny całej masy towarowej, obejmującej także dostawy obowiązkowe. Cena dostaw obowiązkowych nie mogła z pewnością wywierać samodzielnego wpływu na kierunki produkcji ale z drugiej strony, oddziałując na dochody, nie mogła pośrednio wpływać na intensywność i strukturę produkcji. W tym znaczeniu rację ma niewątpliwie A. Brzoza<sup>2</sup>, który polemizując ze zwolennikami posługiwania się w badaniach kategorią ceny wolnorynkowej (w szerokim jej rozumieniu), podnosi problem pośredniego wpływu ceny dostaw obowiązkowych na produkcję poprzez średnią ważoną cenę masy towarowej. Najtrudniejszym i nie rozwiązany dotąd problemem jest kwestia okresów, w jakich działa średnia ważona cena masy towarowej.

Szerszego nieco omówienia wymaga sprawa wprowadzenia do badań czynnika nawożenia naturalnego ( $X_5$ ). Zanim podamy powody skłaniające nas do uwzględnienia tej zmiennej, wyjaśnimy może sposób, w jaki doszliśmy do jej kwantytatywnego określenia. Punkt wyjścia szacunku

<sup>1</sup> M. Pohorille. Wstęp do teorii regulowania cen rolnych. Warszawa 1960.

<sup>2</sup> A. Brzoza. Zagadnienie opłacalności produkcji rolniczej w gospodarce chłopskiej. *Ekonomista* nr 3/1957.

stanowią dane GUS o stanie inwentarza żywego w poszczególnych województwach, w interesującym nas okresie. Przyjęto nadto, że 1 szt. bydła (krowy, jałówki, buhaje, cielęta — łącznie) „produkuje” rocznie 75 q obornika, a analogiczne normy dla trzody chlewnej wynoszą 11,5 q, dla koni natomiast 55 q. Tak uzyskaną szacunkową ilość obornika przeliczyliśmy przez ilość ha ziemi ornej w danym roku (tabela 1).

Nie jest to — jak widać — szacunek zbyt dokładny, ale dla naszych potrzeb taka dokładność jest dostateczna.

Czym uzasadnia się potrzeba uwzględnienia tej zmiennej? Otóż w pierwszym etapie prowadzonych przez autora badań pominięto zupełnie czynnik nawożenia. W trakcie badań okazało się jednakże, iż wiele zjawisk pozostaje nadal nie wyjaśnionych. Dopiero uwzględnienie nawożenia obornikowego pozwoliło uściślić niektóre parametry naszej funkcji produkcji, a inne zweryfikować. Jest to o tyle logiczne, że ziemniak, jak mało która uprawa, wymaga szczególnie intensywnego nawożenia. Tradycyjnie jest nim ciągle obornik.

W wyniku weryfikacji statystycznej okazało się, że istnieją nadspodziewanie silne pozytywne korelacje między ilością obornika a uprawą ziemniaków. Jeśli oprzeć się na szeregach czasowych, to w badanym sześcioleciu dla trzech spośród czterech badanych województw otrzymujemy korelację zdecydowanie istotną (Łódź + 0,827, Kraków + 0,849, Białystok + 0,912). Jedynie w województwie poznańskim korelacja ta jest wybitnie słaba, prawie zerowa i wynosi +0,089. Warto w tym miejscu jednak zauważyć, że wynik ten otrzymujemy korelując nawożenie z ogólnym arealem pod ziemniakami w jego wyrażeniu absolutnym. Gdy jednak zamiast zmiennej  $X_1$  uwzględnimy procentowy udział ziemniaka w zasiewach ogółem ( $Y_1$ ), to dla Poznania otrzymamy korelację znacznie wyższą, mianowicie +0,400. Wskazywałoby to, że w województwie poznańskim, na zmiany nawożenia znacznie silniej reaguje udział ziemniaka w zasiewach niż absolutne rozmiary jego uprawy. Teza ta potwierdza się również w badaniu statycznym.

W celu dokładniejszego zbadania czynników determinujących uprawę ziemniaków w woj. poznańskim, przeprowadziliśmy badanie uzupełniające na podstawie danych z 64 gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną IER w 1956/1957 roku. Dla każdego gospodarstwa obliczono ilość obornika na 1 ha ziemi ornej (według norm wspomnianych wyżej) i odnieśliśmy je do procentowego udziału ziemniaka w zasiewach. Istnieje dość daleko idąca (przypadkowa może) zbieżność wyników uzyskanych z badania dynamicznego i statycznego. W tym ostatnim przypadku otrzymaliśmy współczynnik korelacji równy +0,438. (Trzeba jednakże powiedzieć, że rozszanie punktów na wykresie jest dość duże).

Otrzymane przez nas wyniki nie stanowią jeszcze oczywiście absolutnego i ostatecznego dowodu. Pozwalają jednak wyodrębnić pewien typ współzależności, charakterystyczny dla tego rejonu. Jest to o tyle ciekawe, że jak dalej zobaczymy, problem ten wystąpi także w stosunku do innych zmiennych naszej funkcji produkcji.

Jest jeszcze druga przyczyna, która powoduje tu słabszą zależność uprawy ziemniaka od nawożenia naturalnego. Jest to nawożenie mineralne, które ze względu na wyższą kulturę rolną stanowi tu poważny substytut obornika.

Kończąc te dygresyjne uwagi na temat obornika chcemy zwrócić uwagę, że należy być bardzo ostrożnym w wyciąganiu zbyt daleko idących wniosków z parametrów funkcji produkcji ziemniaków, zwłaszcza w tych przypadkach, kiedy występują łącznie dwie zmienne:  $X_3$  i  $X_5$ . Problem polega na tym, że pogłowie trzody chlewnej ( $X_3$ ) jest skorelowane z nawożeniem ( $X_5$ ). W tej sytuacji oszacowane parametry funkcji produkcji obarczone zostają pewnym błędem systematycznym, który jest tym większy im to skorelowanie jest silniejsze<sup>1</sup>. O ile uwagi nasze w tej sprawie są istotnie ważne, wskazuje przykład województwa poznańskiego i łódzkiego. Jeśli weźmiemy funkcję produkcji uwzględniającą wpływ  $X_3$  i  $X_5$ , to okaże się, że w dwu przypadkach parametr przy  $X_5$  jest ujemny, co jest tu sprzeczne ze zwykłą logiką ekonomiczną. Rachunkowo rzecz biorąc, fakt ten uznać można by za efekt wzajemnego skorelowania dwu badanych zmiennych.

### Podstawowe współzależności badanego zespołu zmiennych

Podejmując problem określenia wpływu poszczególnych czynników ekonomicznych na zasiewy, musimy najpierw dowieść, że związki między badanymi zmiennymi są istotne. Obliczając w pierwszej kolejności proste współczynniki korelacji między arealem pod ziemniakami a realną ceną ziemniaków stwierdzamy, że wspomniane zależności nie są zbyt silne, a nawet wręcz słabe (tabela 2). Jeśli wziąć pod uwagę małą liczebność badanych szeregów, współczynniki rzędu 0,3—0,4 nie mogą być uznane za istotne. Sugeruje to, iż cena ziemniaków nie należy do grupy głównych determinantów zasiewów. Wniosek ten rzutuje w jakiś sposób na celowość badania elastyczności uprawy względem ceny.

Wprowadzenie do badania dalszych zmiennych, w sposób widoczny, zwiększa odnośne korelacje tak, że związek między arealem pod ziemniakami a zespołem czterech uwzględnionych zmiennych objaśniających może być uznany za ścisły. Wydaje się, iż na podstawie otrzymanych wyników można przyjąć, że dalsze włączenie nowych zmiennych jest w tej sytuacji zbędne. Świadczą o tym w jakiś sposób również błędy standardowe ( $S_{1,2345}$ ), które obliczyliśmy dla  $R_{1,2345}$  (tabela 2). Wymowy podanych wyżej współczynników korelacji łącznej nie należy jednakże przeceniać; są one rzeczywiście wysokie, ale przy tej liczbie obserwacji, jaką dysponujemy (6 elementów) współczynniki poniżej 0,7 winny być uznane za słabe. Jeśli realnie zatem oceniać ich wartość — dowodzą one istnienia związków istotnych, ale nic więcej. Daje to wystarczającą podstawę, aby do otrzymanych wyników odnosić się z zaufaniem.

Współczynniki korelacji wielorakiej obliczono rozwiązując uprzednio odpowiednie układy równań regresyjnych<sup>2</sup> i szacując parametry regresji cząstkowych.

<sup>1</sup> Korelacja między  $X_3$  a  $X_5$  wynosi dla województwa poznańskiego +0,119; dla łódzkiego +0,934; dla krakowskiego +0,279 i dla białostockiego +0,840.

<sup>2</sup> Chcemy zwrócić uwagę, na proste współczynniki regresji ( $X_1 = a + bX_n$ ) obliczono z następującego układu:

$$b = \frac{\sum (X_1 X_n) - N (M_{X1} M_{Xn})}{\sum (X_1^2) - N (M_{X1})^2}$$

$$a = M_n - bM_1$$

Tabela 2

Współczynniki korelacji między obszarem pod ziemniakami ( $X_1$ ), ceną realną ziemniaków ( $X_2$ ), stanem pogłowia trzody chlewnej ( $X_3$ ), realną ceną żyta ( $X_4$ ) i ilością posiadanego obornika ( $X_5$ ) obliczone na podstawie danych masowych za lata 1953—1958<sup>a</sup>

| Rodzaj zależności | Poznań | Łódź   | Kraków | Białystok |
|-------------------|--------|--------|--------|-----------|
| $r_{12}$          | +0,141 | +0,128 | +0,067 | —0,498    |
| $r_{13}$          | +0,114 | +0,467 | +0,535 | +0,702    |
| $r_{14}$          | —0,214 | +0,066 | +0,041 | —0,008    |
| $r_{15}$          | +0,089 | +0,827 | +0,849 | +0,912    |
| $R_{1.23}$        | +0,126 | +0,848 | +0,748 | +0,697    |
| $R_{1.34}$        | +0,006 | +0,701 | +0,653 | +0,513    |
| $R_{1.35}$        | +0,014 | +0,743 | +0,851 | +0,853    |
| $R_{1.234}$       | +0,227 | +0,713 | +0,872 | +0,732    |
| $R_{1.325}$       | +0,074 | +0,697 | +0,831 | +0,763    |
| $R_{1.345}$       | +0,049 | +0,648 | +0,569 | +0,500    |
| $R_{1.2345}$      | +0,242 | +0,964 | +0,957 | +0,840    |
| $S_{1.2345}$      | ±0,384 | ±0,035 | ±0,044 | ±0,096    |

<sup>a</sup> Współczynniki korelacji wielorakiej obliczono wg następującej formuły:

$$R^2_{1.234 \dots m} = \frac{b_{12.34 \dots n} (\sum X_1 X_2) + b_{13.24 \dots m} (\sum X_1 X_3) \dots + b_{1m \dots 23 \dots (m-1)} (\sum X_1 X_m)}{\sum (X_1^2)}$$

(por. M. Ezekiel, K. A. Fox: *Methods of Correlation and Regression Analysis*, New York—London, s. 191.

Poszczególne wartości przy  $X_2 \dots X_5$  informują, o ile tys. ha zmienił się w latach 1953—1958 obszar pod ziemniakami, gdy zmieniały się kolejno: realna cena ziemniaków ( $X_2$ ) o 1 zł, pogłowie trzody chlewnej ( $X_3$ ) o 1 tys. sztuk, realna cena żyta ( $X_4$ ) o 1 zł i poziom nawożenia obornikowego ( $X_5$ ) o 1 q na 1 ha ziemi ornej. Pragniemy zwrócić uwagę, że podane równania dotyczą badanego okresu jako całości i trudno byłoby przy ich pomocy wyjaśnić wszelkie wahania obszaru z roku na rok. Poszczególne parametry określają reakcje produkcji w skali przeciętnej. Mając powyższe na względzie podjąć teraz możemy próbę analizy otrzymanych wyników.

Otrzymane wyniki nakazują oddzielnie rozpatrzyć problem elastyczności uprawy ziemniaków w województwach: łódzkim, krakowskim i białostockim, osobno zaś w województwie poznańskim. Występują tu bardzo wyraźne różnice w kierunkach i charakterze reakcji dostosowawczych. Wydaje się, iż badanie nasze pozwala określić przyczyny tego zróżnicowania reakcji.

Zacniemy od grupy trzech województw: łódzkiego, krakowskiego i białostockiego, gdzie interesujące nas procesy zdają się przebiegać podobnie.

Kiedy przyjrzeć się uważniej współczynnikom korelacji wielorakiej między uprawą ziemniaków a różnymi zespołami poszczególnych zmiennych objaśniających — stwierdzamy, że zasadniczy skok w sile związku następuje z wprowadzeniem zmiennej  $X_3$ , tj. pogłowia trzody chlewnej. Włączenie kolejno: ceny żyta i poziomu nawożenia obornikowego wprowadza już z reguły nieznaczne tylko korekty do omawianego współczynnika.

Tytułem próby autor rozwiązał kilka wariantów funkcji produkcji uwzględniających realną cenę żyta, cenę ziemniaków, nawożenie obornikowe, a także ilość ludności rolniczej w poszczególnych rejonach (zmienna ta została ostatecznie wyeliminowana z naszego badania, gdyż okazało się, iż jej wpływ na uprawę ziemniaków jest przypadkowy i z reguły nieistotny). Okazało się ostatecznie, że w każdym wariancie, który nie uwzględnia stanu pogłowia trzody chlewnej, lub też nawożenia obornikowego, korelacje z obszarem pod ziemniakami są nieistotne. Potwierdza to tezę o decydującym znaczeniu pogłowia trzody dla kształtowania się uprawy ziemniaków.

Warto nadto zwrócić uwagę, że podobny efekt uzyskujemy uwzględniając rozmiary nawożenia obornikowego ( $X_5$ ). Jak już wcześniej mówiliśmy, spowodowane to jest wzajemnym skorelowaniem  $X_3$  i  $X_5$ .

### Elastyczność uprawy ziemniaków względem ich ceny

Otrzymane z naszego badania wyniki pozwalają stwierdzić, że **decydujący wpływ na uprawę ziemniaków mają bynajmniej nie realne ceny ziemniaków, a ceny trzody chlewnej**. Twierdzenie to opiera się na możliwości do przyjęcia (nawet bez dowodu) tezie, że pogłowie trzody chlewnej pozostaje w prostym związku z cenami żywca wieprzowego. W tym znaczeniu, ceny żywca regulując jego pogłowie, oddziałują automatycznie na rozmiary produkcji ziemniaków. Jest to o tyle logiczne, że między pogłowiem trzody a paszami (w tej liczbie także ziemniakami) obowiązują czysto techniczne współczynniki, uwarunkowane istniejącymi realnie systemami tuczu. Wyniki (choćby gospodarstw prowadzących rachunkowość rolniczą IER) wskazują dobitnie, że ziemniak odgrywa wciąż poważną rolę w strukturze zużywanych pasz<sup>1</sup>. Tam, gdzie jego znaczenie jest mniejsze, np. w woj. poznańskim, wykazuje on znacznie słabszą wrażliwość na zmiany stanu pogłowia. Warto zwrócić uwagę, że podczas gdy w trzech badanych województwach proste współczynniki korelacji między uprawą ziemniaka a pogłowiem trzody ( $r_{13}$ ) wynoszą od 0,4 do 0,7, to w woj. poznańskim współczynnik ten jest zdecydowanie niski (+0,114). Aczkolwiek trudno byłoby wynik ten

<sup>1</sup> Według badań H. Marczewskiej i J. Dobrowolskiej prowadzonych w IER pod kierunkiem A. Brzozy (por. „Koszty i opłacalność podstawowych produktów rolnych w indywidualnych gospodarstwach chłopskich w latach 1957/58 — 1959/60”. Studia i materiały Instytutu Ekonomiki Rolnej, z. 13, Warszawa 1960, tabl. 9) udział okopowych w ogólnych nakładach na produkcję 100 kg żywca wieprzowego wyraża się współczynnikiem 25—35% w zależności od rejonu. Udział pasz treściwych był na ogół niższy i wynosił 18—25% ogólnych nakładów (w ich wyrażeniu wartościowym). Wyrażając udział okopowych i innych rodzajów pasz w jednostkach karmowych stwierdzamy dominujący wręcz udział tych pierwszych. Wynosi on w zależności od rejonu, 50—62% ogólnej ilości zużytych jednostek karmowych (por. tabl. 26)

uznać za dowód ostateczny, to jednak zespół innych współczynników, jakie z badania otrzymaliśmy, każe nam teżę tę traktować poważnie.

Proste współczynniki korelacji, których wartość poznawczą i dowodową należy traktować na ogół ostrożnie, wskazują, akurat w naszym przypadku, na występowanie istotnych i logicznie uzasadnionych współzależności. Mając do dyspozycji cały zespół współczynników korelacji (prostej i wielorakiej) możemy powiedzieć, że już proste współczynniki korelacji w sposób prawidłowy ujmują podstawowe współzależności w obrębie badanych zmiennych. Wprowadzenie dalszych zmiennych nie odwraca bynajmniej siły związku, a tylko koryguje go i to w sposób nieznaczny. Wynika stąd, że do otrzymanych prostych współczynników korelacji możemy odnosić się z umiarkowanym zaufaniem.

Jeśli mówić o województwach: łódzkim, krakowskim i białostockim łącznie, to rzuca się w oczy wysoka korelacja dodatnia uprawy ziemniaków z nawożeniem obornikowym (wynosi ona kolejno +0,827, +0,849, +0,912), oraz nieco słabsza korelacja dodatnia z pogłowiem trzody chlewnej (+0,467, +0,535 i +0,702).

Charakterystyczne jest nadto, że korelacja z czynnikami cenowymi (realną ceną ziemniaków i realną ceną żyta) jest zdecydowanie niska, a w przypadku woj. białostockiego nawet ujemna. Wpływa to rozstrzygająco na charakter cenowej elastyczności uprawy ziemniaków. Ogólnie da się powiedzieć, że elastyczność obszaru pod ziemniakami względem jego cen jest bardzo niska i w zależności od wariantu funkcji produkcji, wyraża się następującymi współczynnikami (tabela 3).

Tabela 3

**Współczynniki elastyczności areалу pod ziemniakami względem ich ceny realnej, obliczone z różnych funkcji produkcji**

| Obrany wariant funkcji produkcji                  | Poznań | Łódź   | Kraków | Białystok |
|---------------------------------------------------|--------|--------|--------|-----------|
| I) $X_1 = a + b_2X_2$                             | +0,016 | +0,093 | +0,009 | -0,043    |
| V) $X_1 = a + b_2X_2 + b_3X_3$                    | +0,159 | +0,113 | +0,092 | -0,079    |
| VI) $X_1 = a + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_4$          | +0,480 | +0,116 | +0,058 | -0,072    |
| XI) $X_1 = a + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_4 + b_5X_5$ | +0,309 | +0,128 | +0,024 | -0,146    |

Powyższe współczynniki elastyczności oszacowano biorąc za punkt wyjścia odpowiednie współczynniki regresji cząstkowej. Obliczono je tylko dla niektórych wariantów naszej funkcji produkcji.

Otrzymane wyniki dowodzą bardzo słabej wrażliwości produkcji na zmiany cen samych ziemniaków. Wyjątek stanowi tylko województwo poznańskie, gdzie relatywnie wysoka elastyczność względem ceny tłumaczy się wyższą towarowością produkcji i ogólnie biorąc silniejszym powiązaniem gospodarstw z rynkiem.

Ogólnie niska cenowa elastyczność produkcji wydaje się być u nas zjawiskiem zrozumiałym i w danym przypadku nie zaskakuje nas. Składa się na to charakterystyczna, dla okresu badanego, struktura rynku i zwięzanie się (z powodu wystąpienia dostaw obowiązkowych) wolnego obrotu ziemniakami. Cena ziemniaków straciła w dużym stop-

niu swoje samodzielne znaczenie instrumentu regulującego produkcję. Funkcję tę — jak się okazuje — zaczęła spełniać cena produktów, w stosunku do ziemniaka, finalnych.

Pozostając jeszcze przez chwilę przy problemie elastyczności uprawy względem ceny ziemniaków zwrócić trzeba uwagę na województwo białostockie. Dla rejonu tego uzyskaliśmy bowiem ujemną cenową elastyczność produkcji. We wszystkich wariantach funkcji produkcji współczynniki regresji areału względem ceny ziemniaka mają znak ujemny. W każdej więc z możliwych kombinacji 5 czynników, cena wykazuje negatywny wpływ na produkcję.

Zapytać wolno, w jakim stopniu ten typ reakcji nosi znamiona racjonalności. A zatem, w jakiej mierze otrzymany wynik jest dziełem zwykłego przypadku, w jakiej mierze ogólniejszych procesów ekonomicznych.

Jeśli rozpatrzyć działanie ceny w oderwaniu od wpływu innych czynników, to wykluczając reakcje typu „inverse Anpassung”, negatywna reakcja producenta na cenę nie może być uznana za ekonomicznie racjonalną. Nie może być dowodem, ani też przejawem racjonalności gospodarowania zmniejszanie areału (a co za tym idzie także produkcji) wówczas, kiedy rosną ceny i opłacalność produkcji. Byłoby to może zrozumiałe gdyby przedsiębiorstwo nie wytwarzało na rynek i kiedy żadne zmiany cen nie miałyby dla niego znaczenia. Tej okoliczności jednak nie rozpatrujemy, jako że leży ona poza kręgiem naszych zainteresowań. W przypadku całkowicie naturalnego charakteru gospodarki, badanie reakcji producentów nie znajduje bowiem merytorycznego uzasadnienia.

Znajomość ekonomicznych warunków rozwoju rolnictwa w województwie białostockim pozwala nam przyjąć, że nie mogło tam być mowy o reakcji antykoniunkturalnej. Produkcja ziemniaków była tam zbyt mało towarowa, aby mogła stanowić źródło pokrycia ubytku dochodu spowodowanego spadkiem cen. Inaczej bez wątpienia wyglądałby ten problem, gdyby szło o produkt wysoko towarowy i dający istotną część dochodów producenta, np. trzoda chlewna, rośliny przemysłowe, mleko itp. Rzeczywistość była taka, że mimo spadkowej tendencji średniej ważonej ceny wolnego rynku i skupu nadobowiązkowego — areał pod ziemniakami systematycznie wzrastał. Jest to jedyny rejon spośród badanych, gdzie szereg czasowy uprawy miał kształt paraboli wypukłej (a nie wklęsłej). Średnie roczne przyrosty areału były w tym rejonie stosunkowo największe.

Czy wszystko to w sumie pozwala przyjąć, że wspomniany dynamiczny wzrost areału pozostawał w związku z malejącą ceną realną? Czy właśnie spadek cen pozwala wytłumaczyć wzrost produkcji ziemniaków? Pozytywną odpowiedź na tak sformułowane pytanie można by dać jedynie wówczas, gdybyśmy dopuścili możliwość wystąpienia reakcji odwrotnej; w każdym innym przypadku odpowiedź winna być negatywna. Jeśli tak, jedyne co pozostaje — to uznanie, iż cena realna ziemniaków nie grała roli determinanta produkcji. Można by wówczas uznać ją za siłę neutralną. Rolnicy rozszerzali obszar uprawy ziemniaków bynajmniej nie ze względu na cenę samych ziemniaków, a ze względu na ich znaczenie dla rozwoju hodowli, głównie trzody chlewnej. Zwraca

uwagę fakt, że w Białostockiem korelacja obszaru pogłowiem trzody jest silniejsza niż w trzech pozostałych rejonach i wynosi 0,702.

Ujemny współczynnik korelacji ( $-0,498$ ) ma tu znaczenie czysto technicznej miary stosunku dwóch szeregów do siebie, nie dowodzi natomiast istnienia związków przyczynowych. Teza ta nie pozostaje — jakby się na pierwszy rzut oka wydawało — w sprzeczności z teorią korelacji. Wiadomo powszechnie, że korelacja nie dowodzi jeszcze przyczynowości między zjawiskami. Można często uzyskiwać bardzo wysokie korelacje dla przypadkowych zupełnie par zmiennych. Sądzić wolno, że w danym przypadku zasiewy i cena — jakby się to dziwne nie wydawało — mają właśnie charakter zmiennych przypadkowych.

Poza ceną realną ziemniaków występują w naszym układzie takie zmienne, które w całości pozwalają wytłumaczyć zmiany obszaru pod ziemniakami.

Aczkolwiek przeprowadzone tu rozumowanie na temat roli ceny rynkowej ziemniaków dotyczy woj. białostockiego, niemniej sądzimy, że w dużym stopniu może być ono rozszerzone także i na pozostałe województwa. W trzech pozostałych rejonach uzyskaliśmy dodatnie korelacje obszaru z ceną; są one jednakże tak słabe, że mogą być w zasadzie uznane za zerowe. Nie naciągając bynajmniej interpretacji można by przyjąć, że dowodzą one braku związku i w tym znaczeniu ich wymowa jest bardziej negatywna niż pozytywna.

Różnica między Białostockiem a pozostałymi rejonami jest w tym względzie jednak wyraźna. Podczas gdy w pierwszym przypadku czynnik ceny winien być uznany za neutralny, to w drugim, jego wpływ wydaje się być pozytywny, aczkolwiek bardzo słaby. Istnieją — można by powiedzieć — ślady pozytywnego wpływu cen na produkcję, są one jednak bardzo znikome i nie ujawniają się bezpośrednio w czystej postaci. Uzyskane współczynniki korelacji (prostej i wielorakiej) wskazują, że cena realna w żadnym razie nie należy u nas do grupy głównych determinantów uprawy ziemniaków. Wniosek ten jest słuszny w zasadzie dla wszystkich rejonów.

### **Związki między uprawą ziemniaków a pogłowiem trzody chlewnej**

Traktując rzecz w sensie ogólnym należałoby raczej stwierdzić, że silna reakcja ziemniaków na zmiany pogłowia trzody jest w istocie reakcją na ceny trzody chlewnej, lub też na relatywną opłacalność trzody względem innych kierunków. Prowadzone w tym względzie prace badawcze wydają się wskazywać, że mamy do czynienia z reakcją pogłowia trzody zarówno na ceny żywca, jak i na jego relatywną opłacalność, w zależności od rejonu.

W trzech województwach, spośród czterech badanych, związki między uprawą ziemniaków a pogłowiem trzody chlewnej są istotne. Wyjątek stanowi tu tylko woj. poznańskie, gdzie — jak usiłowaliśmy wykazać — ziemniak reaguje stosunkowo najsilniej na jego ceny rynkowe, wykazując równocześnie słabszą korelację z pogłowiem trzody. Tłumaczy się to z pewnością stosunkowo mniejszym jego znaczeniem w systemie tuczu trzody w województwie poznańskim. Z uwagi na

dominację produkcji bekonów rośnie znaczenie pasz treściwych, zmniejsza się natomiast rola pasz objętościowych.

Jeśli mówić o rejonach, gdzie wpływ pogłowia trzody wydaje się być istotny (łódzkie, krakowskie, białostockie), to wypada wskazać, że już proste współczynniki korelacji ( $r_{13}$ ) dają zasadniczo odpowiedź na interesujące nas pytanie. Uzyskaliśmy korelację rzędu 0,47—0,70. Można je ocenić jako średnio silne. Warto zwrócić uwagę, że uwzględnienie (obok pogłowia trzody) realnej ceny ziemniaków ( $R_{1.23}$ ) poważnie wzmacnia siłę związku. Otrzymujemy współczynniki rzędu 0,70—0,85. Jedynie w woj. białostockim, gdzie  $r_{12}$  jest ujemny (i dość wysoki, bo — 0,498), korelacja wieloraka z ceną i pogłowiem jest nieco niższa (+0,697) niż prosta korelacja z pogłowiem trzody (+0,702). Jest to oczywiście efekt ujemnej korelacji ziemniaka z jego ceną realną.

Włączenie realnej ceny żyta ( $X_4$ ), zamiast ceny ziemniaków, obniża wszędzie korelację wieloraką (zob.  $R_{1.34}$ ), co wskazuje, że cena żyta odgrywa tu rolę negatywną. Nie stanowi to jednakże dowodu na występowanie zjawisk konkurencji żyto ÷ ziemniak. Różnica między  $R_{1.23}$  a  $R_{1.34}$  jest w danym przypadku miarą wpływu ceny żyta względem ceny ziemniaków. Jest to więc efekt relatywnego wpływu realnej ceny ziemniaków. Dowodzi to tylko, że ceny ziemniaka i ceny żyta oddziałują w przeciwnych kierunkach; wpływ ceny żyta jest jednakże tak słaby, że nie jest w stanie przełamać pozytywnego wpływu ceny ziemniaków.

Włączenie czynnika nawożenia obornikowego ( $X_5$ ) z uwagi na skorelowanie  $X_3$  i  $X_5$  daje odpowiednio wyższe współczynniki korelacji wielorakiej (por.  $R_{1.35}$ ).

Gdy wziąć pod uwagę ostateczną postać naszej funkcji produkcji, uwzględniającą równoczesny wpływ wszystkich czterech zmiennych objaśniających, to okazuje się, że wzrost lub spadek pogłowia trzody o 1 000 szt. związany był ze wzrostem lub spadkiem obszaru ziemniaków o 90 ha w woj. poznańskim, o 148 ha w woj. łódzkim, o 79 ha w woj. krakowskim i o 54 ha w woj. białostockim. Jeśli przyjąć średni dla badanego okresu poziom plonów ziemniaka w poszczególnych województwach, to okazuje się, że na 1 szt. przyrostu pogłowia trzody chlewnej przypadało średnio od 6 do 19 q ziemniaków w zależności od rejonu. W tabeli 4 zestawiono obok siebie (dla celów porównawczych) obliczone z naszej funkcji produkcji wskaźniki zużycia ziemniaków przypadające średnio na 1 szt. trzody chlewnej w latach 1953—1958, oraz skalkulowane w IER przez H. Marczewską i I. Dobrowolską spasanie ziemniaków na 100 kg żywca trzody chlewnej w interesujących nas województwach w roku 1957/1958.

Zwraca uwagę fakt, że uzyskane z naszej funkcji produkcji wskaźniki są wszędzie wyższe od wskaźników oszacowanych na podstawie rachunku kosztów. Różnice wynikają przede wszystkim stąd, że dane nasze dotyczą 1 szt. trzody, rachunek kosztów dotyczy natomiast 100 kg żywca wieprzowego. Ponadto, wyniki uzyskane z naszego badania dotyczą okresu 6 lat, rachunek kosztów został przeprowadzony tylko dla jednego roku i na znacznie węższej reprezentacji. Z tych powodów wyniki te nie mogą być wprost porównywalne. Przytaczamy je dlatego, że stanowią one obecnie jedyną podstawę weryfikacji. Jeśli uwzględnić

Tabela 4

**Spasanie ziemniaków w świetle badań nad funkcją produkcji i w świetle rachunku kosztów produkcji prowadzonego na materiałach rachunkowości rolnej IER**

| Województwo | Ilość ziemniaków przypadająca średnio na 1 szt. trzody chlewnej oszacowana z funkcji produkcji na podstawie danych masowych<br>(w q) | Ilość ziemniaków przypadająca średnio na 100 kg żywca wieprzowego, oszacowane na podstawie danych rachunkowości rolnej IER*<br>(w q) |
|-------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Poznań      | 11,80                                                                                                                                | 9,20                                                                                                                                 |
| Łódź        | 18,90                                                                                                                                | 11,04                                                                                                                                |
| Kraków      | 9,00                                                                                                                                 | 4,86                                                                                                                                 |
| Białystok   | 6,30                                                                                                                                 | 10,08                                                                                                                                |

\* H. Marczevska, I. Dobrowolska. Koszty podstawowych produktów rolnych w indywidualnych gospodarstwach chłopskich w latach 1957/1958, 1958/1959 i 1959/1960, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, dodatek do nr 2/1961, tabl. 22, s. 80.

wymienione zastrzeżenia, to okazuje się, że mamy do czynienia z daleko idącą zbieżnością wyników uzyskanych przy użyciu dwu różnych metod. Dla autora niniejszego opracowania stanowi to dowód na wiarygodność prowadzonych obliczeń. Fakt, że uzyskane wyniki są zgodne z logiką gospodarczą i zasadniczo zbieżne ze wskaźnikami uzyskanymi z dość precyzyjnego przecież rachunku kosztów, stanowi podstawę do optymizmu.

Przypuszczać zatem wolno, że zastosowana przez nas metoda może być z powodzeniem użyta w pracach nad programowaniem rozwoju bazy paszowej z punktu widzenia potrzeb hodowli. Nad rachunkiem kosztów posiada ona tę przewagę, że może być zastosowana do danych statystyki powszechnej, a ponadto jest o wiele tańsza w użyciu.

Uzyskane z badania parametry funkcji produkcji stanowią wystarczającą podstawę do oszacowania współczynników elastyczności uprawy ziemniaków względem zmian w pogłowie trzody chlewnej, lub też — inaczej się wyrażając — względem ekonomicznych warunków rozwoju hodowli. A oto same współczynniki:

|           |        |
|-----------|--------|
| Poznań    | +0,425 |
| Łódź      | +0,490 |
| Kraków    | +0,248 |
| Białystok | +0,215 |

Oszacowano je na podstawie ostatecznej postaci naszej funkcji produkcji, uwzględniając równocześnie wpływ wszystkich badanych zmiennych. Są one — jak widać — wyższe od współczynników elastyczności obliczonych względem realnej ceny ziemniaków (por. tabl. 3). Daje to wyobrażenie o przypuszczalnej wrażliwości producentów, z jednej strony, na ceny samych ziemniaków i z drugiej — na ceny i opłacalność trzody chlewnej, a więc produktów w stosunku do ziemniaka finalnych.

АУГУСТЫН ВОСЬ

Главная Школа Планирования и Статистики  
В а р ш а в а**ФАКТОРЫ, ВЛИЯЮЩИЕ НА ВЕЛИЧИНУ ПОСЕВНОЙ ПЛОЩАДИ  
КАРТОФЕЛЯ**

## Резюме

Автор делает попытку изучить факторы, влияющие на величину посевной площади картофеля. Это обследование рассматривалось как один из вариантов функции производства картофеля в Польше после войны. Оно проводилось на примере 4 избранных воеводств: Познанского, Лодзинского, Краковского и Белостокского. Основой обследования являются статистические данные за 1953—1958 гг. В качестве переменных, объясняющих обследуемую функцию производства были приняты: реальная цена картофеля, поголовье свиней, реальная цена ржи как конкурирующего корнеплода и удобрение навозом. В результате обследований было установлено, что рыночные цены в незначительной степени влияют на производство картофеля. Отмечается, однако, что изменения в величине посевной площади картофеля зависят, прежде всего, от наличия поголовья свиней и удобрения навозом. В статье рассматриваются также районные аспекты установленных взаимозависимостей.

AUGUSTYN WOŚ

Main School of Planning and Statistic  
W a r s a w**THE ELASTICITY OF POTATO CULTIVATION**

## Summary

The author attempts to analyse the elasticity of the area under potato crops in relation to the economic factors which determine it. The study is treated as one of the variants of the potato production function in Poland after the war. It is based on 4 selected voivodships: Poznań, Łódź, Kraków and Białystok. The study is based on general statistics data for 1953—1958. The variables of the production function are: the actual price of potatoes, the pig population, the actual price of rye which is a substitute product, and the use of manure. It has been established that the sensitivity of potato growing to the market price of potatoes is very weak. There is a strong correlation, however between the area under potato crop and the pig population as well as the use of manure. In the article also regional aspects of the relationships discovered are discussed.