AUGUSTYN WOŚ
Szkoła Główna Planowania i Statystyki
Warszawa

PRÓBA OKREŚLENIA ELASTYCZNOŚCI ZASIEWÓW PSZENICY W REJONIE POZNAŃSKO-BYDGOSKIM

Niniejsze badanie stanowi pierwszą próbę określenia elastyczności uprawy pszenicy względem cen rynkowych, relacji cen, rozmiaru obciążeń dostawami obowiązkowymi i względem stanu ludności rolniczej.

Krótkiej charakterystyki wymaga przyjęta do badania zbiorowość [1]. Stwierdzono, że corocznie wymienia się blisko 20% ogółu gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną. Fakt ten podajemy w trybie czysto informacyjnym, gdyż sam przez się nie ma on większego wpływu na przydatność danych IER dla naszego badania. Efekty zmienności składu badanej próby zostają bowiem w poważnym stopniu zniwelowane w przypadku, gdy posługujemy się średnimi arytmetycznymi ważonymi przez rzeczywistą liczbę i strukturę gospodarstw w rejonach i w całym kraju.

Ponadto badamy reakcje produkcji (zasiewów) na ceny, a nie same absolutne zmiany zasiewów i cen. Absolutny poziom zjawiska jest w dużym stopniu dla nas obojętny; interesuje nas wyłącznie zmienność powierzchni zasiewów względem cen. Jeśli tak, to posiadanie bezwzględnie jednorodnej zbiorowości nie jest warunkiem *sine qua non* prowadzenia przedsiębranych tu badań. Wszak posługując się danymi statystyki powszechnej, nie zawsze operujemy w pełni homogeniczną zbiorowością.

Zmienną zależną naszego badania są zasiewy pszenicy (X_1) na średnie gospodarstwo w danym rejonie, lub też X_2 — procentowy udział pszenicy w ogólnej powierzchni zasiewów (tab. 1). Z tych dwu wariantów zmiennej zależnej — X_2 ma charakter bardziej syntetyczny. Ujmuje on w szczególności warunki konkurencji między poszczególnymi ziemiopłodami. Wzrost zasiewów pszenicy nie zawsze musi być efektem celowej reakcji producenta na ceny lub ich relacje; w określonych przypadkach może wynikać po prostu ze zwiększenia obszaru gospodarstwa.

Posługując się zmienną X_2 eliminujemy automatycznie wszystko co wiąże się z ekspansją pszenicy w wyniku wzrostu ogólnej powierzchni ziem uprawnych.

---

[1] Badanie oparto na próbie, którą stanowi zbiorowość gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną (IER w rej. poznańsko-bydgoskim w ciągu 8 lat (1952/53 do 1959/60). Operujemy wskaźnikami syntetycznymi na jedno, przeciętne w skali rejonu, gospodarstwo rolne. Nie uwzględniono tu zróżnicowania na grupy obszarowe i typy produkcyjne.

Tabela 1

Obsiewy pszenicy (X_1) i jej procentowy udział w zasiewach ogółem (X_2) na gospodarstwo w rejonie środkowo-zachodnim w latach 1952/53—1959/60

Zmienne	1952/53	1953/54	1954/55	1955/56	1956/57	1957/58	1958/59	1959/60
X_1	0,59	0,55	0,47	0,45	0,37	0,44	0,51	0,47
X_2	8,1	7,3	6,6	6,2	5,1	5,8	5,8	6,2

Źródło: „Wyniki rachunkowości rolnej gospodarstw indywidualnych" za lata 1952/53 — 1959/60. Wyd. IER.

Co się tyczy zmiennych objaśniających, to bierzemy pod uwagę (w różnej skali ścisłości): (1) ceny otrzymywane przez producentów, (2) relacje cen pszenica — żyto, (3) dostawy obowiązkowe pszenicy i (4) stan ludności rolniczej na gospodarstwo. Wpływ każdej ze wspomnianych zmiennych jest badany oddzielnie. Zmierzamy więc do określenia tzw. „wpływu brutto" każdej z osobna wziętej zmiennej niezależnej.

Szczegółowego omówienia wymaga charakter przyjętych do badania cen pszenicy, a co za tym idzie również relacji cen. Wobec rozbicia rynku rolnego i istnienia kilku autonomicznych cen rynkowych, istnieje potrzeba uwzględnienia wpływu każdej z nich. Dopóki producent sprzedaje równocześnie na różnych rynkach, żadna z tych kategorii cen nie może nie mieć dla niego znaczenia. Twierdzimy nadto, że w tych szczególnych warunkach rynkowych znaczenia nabierają średnie ważone ceny zbytu, które uwzględniają nie tylko absolutny poziom poszczególnych cen, ale również rozmiary i strukturę podaży. Tezę tę przyjmujemy tymczasem hipotetycznie; w toku dalszego dowodu zmierzać będziemy do jej empirycznej weryfikacji.

W szczególności, uznaliśmy za celowe zbadanie ewentualnego wpływu następujących czterech kategorii cen otrzymywanych przez producentów: p_1 — ceny wolnorynkowe, p_2 — średnie ważone ceny skupu państwowego, p_3 — średnie ważone ceny skupu państwowego i wolnego rynku, p_4 — średnie ważone ceny zbytu całej masy towarowej (tab. 2).

Ceny wolnorynkowe (p_1) — są średnimi arytmetycznymi cen podawanych przez korespondentów rolnych GUS, obliczonymi dla lat gospodarczych. Są to ceny otrzymywane przez producentów rolnych w transakcjach wolnorynkowych na rynkach lokalnych. Z wcześniejszych badań autora nad rynkiem wiejskim [1] wynikało, że ceny otrzymywane w ramach obrotu sąsiedzkiego (tzw. rynek wiejski) wykazują bardzo silną korelację z cenami targowiskowymi otrzymywanymi przez rolników w mieście. Wskazuje to na daleko posuniętą unifikację rynku produktów rolnych.

Średnie ważone ceny skupu państwowego (p_2) — obejmują ceny uzyskiwane w ramach skupu ponadobowiązkowego, kontraktacji i wolnego skupu nadwyżek prowadzonego przez państwo. Dane o tych cenach pochodzą ze statystyki powszechnej GUS. Uwzględniają one rzeczywiste ilości (wagi) skupywane od indywidualnych gospodarstw chłopskich

[1] Niektóre wyniki badań nad rynkiem wiejskim wybranych produktów rolnych opublikowano w artykule „O rynku wiejskim ważniejszych produktów rolnych", zamieszczonym w „Zeszytach Naukowych SGPiS", Nr 10, 1959, s. 125—158.

Tabela 2

Nominalne i realne ceny pszenicy otrzymywane przez producentów rolnych w rejonie środkowo-zachodnim w latach 1952/53—1959/60

Rok	Ceny wolnorynkowe	Średnie ważone ceny skupu państwowego (poza dostawami obowiązkowymi)	Średnie ważone ceny skupu państwowego i wolnego rynku	Średnie ważone ceny zbytu całej masy towarowej
	p_1	p_2	p_3	p_4
		Ceny nominalne		
1952/53	225	320	268	132
1953/54	325	330	325	116
1954/55	356	322	338	134
1955/56	339	323	329	163
1956/57	339	317	332	187
1957/58	327	308	311	268
1958/59	336	315	382	275
1959/60	350	317	329	261
		Ceny realne		
1952/53	278	338	283	155
1953/54	353	339	334	125
1954/55	356	322	338	134
1955/56	302	302	308	145
1956/57	223	265	277	158
1957/58	194	249	251	220
1958/59	210	245	251	225

Uwaga: w tekście ceny nominalne oznaczono małymi literami (p), ceny realne natomiast dużymi literami (P).

w ramach poszczególnych form zbytu, a ponadto zróżnicowanie cen w zależności od terminu dostawy i jakości pszenicy.

Średnie ważone ceny skupu państwowego i wolnego rynku (p_3) — stanowią połączenie dwu pierwszych kategorii cen. Podstawę ich obliczenia stanowią dane rachunkowości rolnej (skąd wzięliśmy kwoty sprzedaży pszenicy w poszczególnych formach zbytu, czyli wagi) oraz dane statystyki powszechnej (skąd wzięliśmy absolutny poziom cen). Są to średnie ważone obejmujące: kontraktację, wolny skup nadwyżek przez organizacje spółdzielcze i państwowe, skup nadobowiązkowy i sprzedaż prywatną na wolnym rynku wiejskim i miejskim.

Średnie ważone ceny zbytu całej masy towarowej (p_4) — obejmują wszelkie formy obrotu pszenicą, a więc: skup nadobowiązkowy, wolnorynkowy skup nadwyżek przez państwo, kontraktację, miarki i odsypy, sprzedaż wolnorynkową oraz dostawy obowiązkowe. Od poprzedniej kategorii cen różnią się tym, że obejmują również dostawy obowiązkowe. Ceny te kalkulujemy na tych samych zasadach, na jakich oparto szacunek średnich ważonych cen skupu państwowego i wolnego rynku (p_3).

W badaniu tym, ze zrozumiałych względów, nie możemy posłużyć się cenami nominalnymi. Proces deflowania cen jest w danym przypadku dość skomplikowany [1]. Decydować musimy wpierw, czy idzie o zmierzenie siły nabywczej złotówki dochodu chłopskiego, czy też o określenie warunków konkurencji między ziemiopłodami. Nas interesuje wyłącznie aspekt drugi.

Największe trudności pojawiają się przy deflowaniu cen wolnorynkowych (p_1). Trudność polega na tym, że konieczny do zastosowania tu indeks nie może być indeksem wielkości średnich ważonych, gdyż w skali masowej nie są znane kwoty sprzedaży wolnorynkowej. Operować możemy wyłącznie surowym indeksem cen wolnorynkowych. Indeks ten oszacowaliśmy, biorąc za punkt wyjścia ruch cen (29 ważniejszych towarów) uzyskiwanych przez rolników w transakcjach wolnorynkowych [2]. Z braku bardziej szczegółowych materiałów jest to indeks cen średnich krajowych.

A oto wynik naszego szacunku:

Indeks cen uzyskiwanych przez rolników w transakcjach wolnorynkowych wg notowań korespondentów GUS (nie ważony)

1953	80,8
1954	92,1
1955	100,0
1956	112,4
1957	152,1
1958	168,9
1959	159,9

W przypadku średnich ważonych cen skupu państwowego (p_2) przyjęto wcześniej oszacowany relatywny indeks cen skupu nadobowiązkowego i kontraktacji, obliczony przy użyciu cen porównywalnych [3]. Ten sam indeks zastosowaliśmy deflując średnie ważone ceny skupu państwowego i wolnego rynku (p_3). Średnie ważone ceny zbytu całej masy towarowej deflowaliśmy natomiast relatywnym indeksem średnich ważonych cen skupu ogółem, obliczonych przy użyciu cen porównywalnych [4].

Pragniemy zwrócić uwagę, że poszczególne kategorie cen deflowano innym, specjalnie dobranym indeksem. Dążyliśmy do znalezienia takich deflatorów, które byłyby jak najbardziej adekwatne uwzględnionym w badaniu cenom. Największe zastrzeżenia z punktu widzenia merytorycznej poprawności budzić może indeks cen wolnorynkowych; pozostałe są indeksami średnimi ważonymi i z tego punktu widzenia mogą być uznane za poprawne. Z charakteru przyjętych indeksów wynika, że dążymy do określenia realnej „siły kupna" poszczególnych kategorii cen pszenicy względem innych ziemiopłodów zbywanych przez producentów, a nie względem towarów nabywanych przez rolników. Usiłujemy

[1] Problem ten został przedstawiony szerzej przez autora w artykule: W sprawie indeksu cen rolnych, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, nr 6/1960, s. 61—77.

[2] Por.: Statystyka cen 1958 i 1959 z serii Statystyka Polski z. 45, W-wa 1960, GUS, tabl. 17, s. 61.

[3] Por. A. Woś: W sprawie indeksu cen rolnych, op. cit., tabl. 3, s. 75 (kol. IV).

[4] Tamże: tabl. 3, s. 75 (kolumna VI).

mianowicie ustalić realną „siłę kupna" pszenicy względem innych ziemiopłodów w danej formie zbytu produkcji. Może ktoś oświadczyć, że problem ten łatwiej badać posługując się ruchem cen nominalnych i że deflowanie jest tu procesem zbędnym. Stosunki konkurencyjności ujawniają się bowiem również w formie relacji cen nominalnych. Oczywiście tak, ale wówczas musielibyśmy równocześnie posługiwać się olbrzymią ilością różnych relacji. Oznaczając cenę realną pszenicy przy pomocy cen ogółu ziemiopłodów czy ogółu produktów rolnych, otrzymujemy syntetyczny obraz stosunków konkurencyjności wyrażony jednym wskaźnikiem. Nie jest to z pewnością obraz zbyt precyzyjny, ale z łatwością można zauważyć, że stopień jego dokładności zależy od właściwości i szczegółowości samego deflatora, a ten można nieskończenie doskonalić.

Badając przebieg reakcji dostosowawczych w sferze produkcji roślinnej, przyjąć musimy ceny z co najmniej rocznym opóźnieniem w stosunku do zasiewów. Jest to naturalny w rolnictwie okres odroczenia reakcji. Zastrzeżenie to jest szczególnie mocne w przypadku produkcji roślinnej. Jeśli idzie o żywiec i inne produkty hodowli, rolnik powodować się może bieżącymi cenami manewrując podażą. Podejmując natomiast decyzje produkcyjne, brać musi pod uwagę ceny, jakie istnieją w danym momencie, lub jakie przewiduje na okres podaży. Dla ustalenia krzywej podaży lub popytu wystarczy, że q_1 odniesiemy do p_1, q_2 do p_2, q_3 do p_3 itd. Badając natomiast elastyczność zasiewów q_1 odnosić musimy do p_0, q_2 do p_1, q_3 do p_2 itd. Nie jest bowiem możliwe, aby zasiewy np. roku 1960 producent orientował na cenę roku 1960, gdyż w momencie podejmowania decyzji (która miała miejsce na jesieni 1959 roku) cena ta nie była znana. Mógł on jedynie wziąć pod uwagę cenę roku 1959, przewidując zarazem, że utrzyma się ona w roku 1960. Inaczej mogłoby być jedynie wówczas, gdyby producent, biorąc pod uwagę cenę roku 1959 i lat poprzednich, był w stanie dokładnie przewidzieć cenę roku 1960; takiego założenia nie możemy jednak przyjąć. Włączając do naszego modelu badania cenę roku poprzedzającego zasiewy, przyjmujemy zarazem, że jest to cena przewidywana przez producentów na moment realizacji produkcji.

* *
*

Szereg czasowy zasiewów pszenicy (podobnie zresztą jak i szereg procentowego udziału pszenicy w zasiewach ogółem) ma w rejonie środkowo-zachodnim wyraźnie kształt wklęsłej paraboli, której dno wypada na rok 1956/57 (tab. 1). Objaśniają ją następujące parametry:

$$X'_1 = 0{,}417 - 0{,}012\,t + 0{,}008\,t^2$$

Analogiczny trend wykazują — warto to podkreślić — zasiewy w skali całego województwa poznańskiego [1].

[1] Szereg czasowy zasiewów ma tu również kształt głęboko wklęsłej paraboli II stopnia, której dno wypada na rok 1956. Od roku 1957 rozpoczyna się powolny wzrost uprawy pszenicy. Trend ten objaśnia się następującym równaniem: $X' = 37012 - 3969\,t + 1175\,t^2$. Wyjątkowo duża zgodność dat gospodarstw rachunkowości rolnej z danymi masowymi wskazuje, że reprezentatywność tych pierwszych może być uznana za zadowalającą.

Od roku 1957 rozpoczyna się powolny wzrost uprawy pszenicy, który trwa zresztą do dziś; nie osiągnął on jednakże poziomu z okresu przed wprowadzeniem dostaw obowiązkowych. Nasuwa się w związku z tym przypuszczenie o istnieniu korelacji między „odstawą" pszenicy w formie dostaw obowiązkowych a jej zasiewami. Jak z zamieszczonych niżej danych wynika, sprzedaż pszenicy w ramach dostaw obowiązkowych wykazuje dziwną zgodność z trendem jej zasiewów. Jeśli rok 1956/57 przyjąć za 100. to dynamika wspomnianych szeregów przedstawiać się będzie następująco:

Lata	Dynamika zasiewów pszenicy	Dynamika sprzedaży pszenicy w ramach dostaw obowiązkowych
1952/53	159	400
1953/54	149	336
1954/55	127	185
1955/56	122	214
1956/57	100	100
1957/58	119	117
1958/59	138	131
1959/60	127	204

Aczkolwiek tempo zmian obu tych szeregów jest różne, to jednakże ich trendy są wyraźnie zbieżne. Do roku 1956/57 elastyczność zasiewów pszenicy względem (jeśli tak można powiedzieć) jej sprzedaży w ramach dostaw obowiązkowych jest niższa od jedności, po roku 1956/57 przeciwnie— jest ona chyba nieznacznie wyższa od jedności. Uzyskany efekt pozornie wygląda nielogicznie i sugeruje przypadek. Tak jednakże nie jest. Nie rozbudowując nadmiernie argumentacji można powiedzieć, że zmniejszenie obciążeń dostawami (a ono przecież leży u podstaw malejącego trendu „odstaw") zachęcało bardziej producentów do rozszerzania zasiewów pszenicy, niż w poprzednim okresie wzrost obciążeń zmuszał do ich ograniczania.

Przejdźmy jednak do sprawy zasadniczej. Czy w świetle danych, które przytoczyliśmy, fizyczne rozmiary dostaw obowiązkowych mogą być uznane za zmienną objaśniającą uprawę pszenicy? Jeśli by tak miało być, to wzrost sprzedaży z tytułu dostaw (prowadzący przecież do spadku opłacalności produkcji) winien oddziaływać w kierunku kurczenia zasiewów pszenicy na rzecz innych mniej szlachetnych zbóż, np. żyta. Odwrotnie — spadek sprzedaży z tytułu dostaw winien zachęcać do rozszerzania uprawy pszenicy. Powinniśmy więc uzyskać ujemną korelację między szeregiem czasowym zasiewów pszenicy a jej sprzedażą w ramach dostaw obowiązkowych z okresu poprzedniego, a tymczasem otrzymujemy wyraźną korelację dodatnią (+0,852).

Trudno byłoby w tej sytuacji przyjąć, że zasiewy pszenicy rolnicy dostosowywali do wymiaru dostaw obowiązkowych. Należy przypuszczać, że decydowały tu jakieś inne czynniki ekonomiczne. Materiał którym dysponujemy pozwala przyjąć, że nie zasiewy były funkcją wymiaru

dostaw obowiązkowych, a przeciwnie — sprzedaż pszenicy w ramach dostaw obowiązkowych była funkcją zasiewów. Zasiewy były więc przyczyną a nie skutkiem.

Przy okazji otrzymujemy odpowiedź na pytanie: co określa procentowy udział pszenicy w dostawach obowiązkowych zbóż, a więc *de facto*, co determinuje dynamikę sprzedaży w ramach dostaw obowiązkowych. Okazuje się, że czynnikiem tym są po prostu plony pszenicy. W latach dobrego urodzaju rośnie udział pszenicy w dostawach obowiązkowych, natomiast w latach słabego urodzaju spada. Korelacja między tymi dwoma trendami jest raczej przekonywająca i wynosi +0,491.

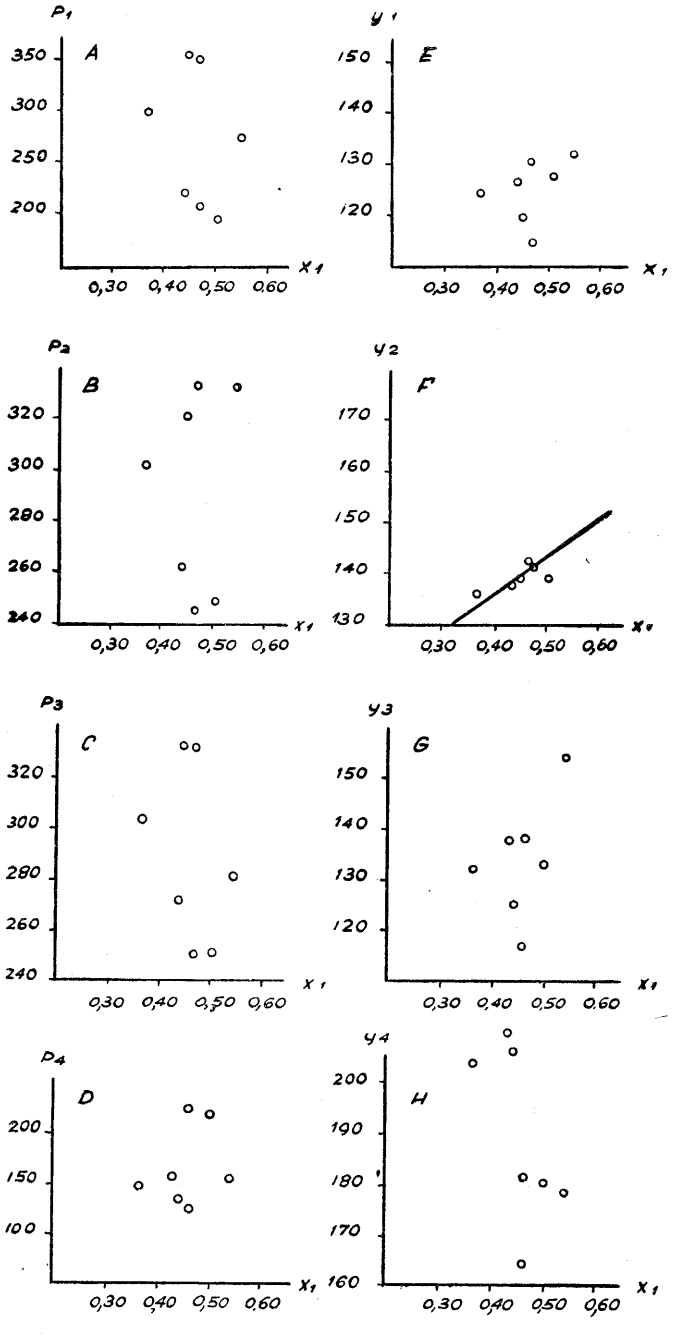
Na tej podstawie można suponować, że bilans pszenicy ma pewne pozycje stałe (jest nim w dużym stopniu spożycie, siew i z pewnością spasanie); wahaniom podlegają natomiast tylko wielkości marginalne. Jeśli zbiór jest dobry, margines, który pozostaje po zaspokojeniu najpilniejszych potrzeb, rozszerza się o tyle, że umożliwia zwiększenie sprzedaży, w tej liczbie także dostaw obowiązkowych. Jeśli rozpatrywać problem tylko w aspekcie zmian rocznych, a nie długookresowych trendów, ogólny wymiar dostaw obowiązkowych zbóż nie ma oczywiście żadnego związku z plonami i zbiorami; jest — jak wiadomo — sztywny. Wewnętrzna struktura sprzedaży w ramach dostaw jest natomiast zmienna i w prostej linii zależy od stopnia napięcia bilansu poszczególnych zbóż. Jeśli ogólny bilans zbóż jest napięty, istnieje tendencja zastępowania pszenicy innymi mniej szlachetnymi zbożami, głównie żytem. Tłumaczy to, dlaczego sprzedaż pszenicy w ramach dostaw jest tak zmienna. Determinują ją bowiem plony, które charakteryzują się bardzo dużą zmiennością (współczynnik zmienności $V = 13{,}1$ [1]). Fakt istnienia wyraźnej współzależności między sprzedażą pszenicy w ramach dostaw obowiązkowych a jej plonami stanowi jeszcze jedno potwierdzenie sformułowanego wyżej poglądu, że w tym związku plony są zmienną objaśniającą.

Pozostaje zatem aktualne postawione na początku pytanie: co determinowało zasiewy pszenicy w interesującym nas okresie? Wyjaśnienia należy szukać w czynnikach ekonomicznych, m. in. w zmianach cen i ich relacji. Odpowiedzi na to pytanie dostarcza wykres 1 i 2, gdzie przedstawiono regresję zasiewów pszenicy (wykres 1) i regresję procentowego jej udziału w ogólnych zasiewach (wykres 2) względem realnych cen pszenicy oraz jej relacji do cen żyta.

Okazuje się, że nie da się stwierdzić pozytywnej korelacji zasiewów pszenicy, ani też ich procentowego udziału w zasiewach ogółem, z żadną z czterech kategorii cen realnych pszenicy. Rozsianie punktów na odpowiednich układach współrzędnych jest tak duże, że nie da się sprowadzić do jakiejkolwiek prawidłowości. W tej sytuacji jest jasne, że brak jest również istotnej korelacji między wspomnianymi zmiennymi. Wnosić wolno zatem, że **zasiewy pszenicy nie reagowały na zmiany realnych cen pszenicy.**

Chodzi tu oczywiście o elastyczność zasiewów *sensu stricto*. Współczynnik elastyczności jest bowiem względną miarą permanentnych, tj. corocznych zmian obu badanych szeregów. W tym sensie stwierdzamy brak współzależności między realnymi cenami pszenicy a jej zasiewami.

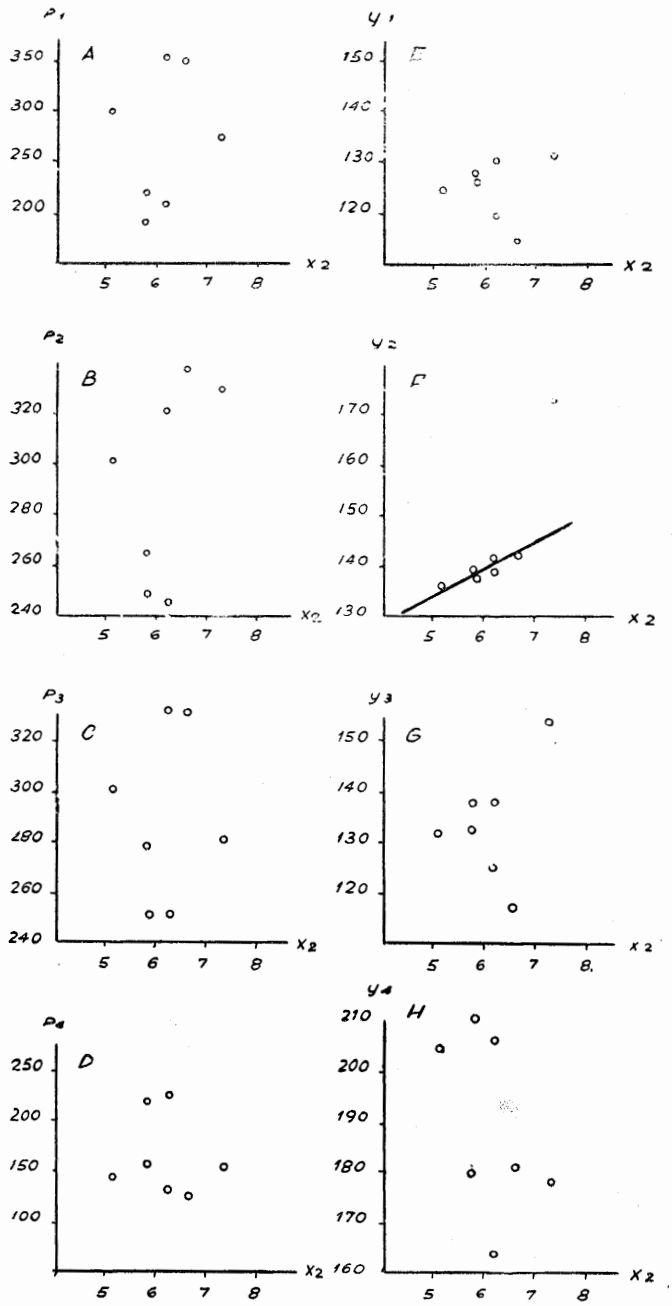
[1] Zmienność plonów pszenicy w całym kraju (lata 1948—58) wynosiła 11,40%, a w województwie poznańskim (lata 1950—58) — 11,57%.



Wykres 1. Rejon środkowo-zachodni

Współzależność między zasiewami pszenicy a jej cenami realnymi

Współzależność między zasiewami pszenicy a relacją cen pszenica ÷ żyto

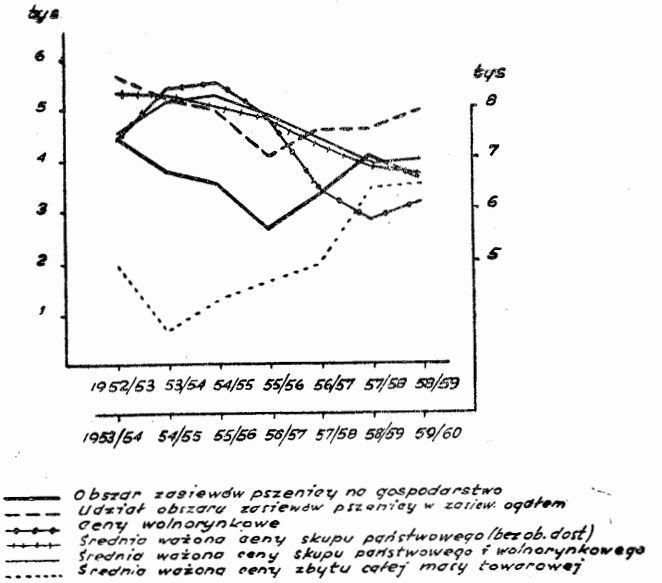


Wykres 2. Rejon środkowo-zachodni

Współzależność między udziałem pszenicy w zasiewach a jej cenami realnymi

Współzależność między udziałem pszenicy w zasiewach a relacją cen pszenica ÷ żyto

Zmiany roczne trzeba jednakże odróżniać od zmian długofalowych (zmian w trendzie). Inne są bowiem czynniki, które powodują zmiany krótko- i długofalowe. Dane którymi dysponujemy (wykres 3) wskazują, **że między realnymi cenami pszenicy a jej zasiewami istnieją logiczne związki o charakterze długofalowym,** które są konsekwencją powolnych zmian ewolucyjnych. Odnosi się to zwłaszcza do średnich ważonych cen zbytu całej masy towarowej (P_4), obejmujących również ceny dostaw obowiązkowych.



Wykres 3. Trendy zasiewów pszenicy i poszczególnych kategorii cen realnych w latach 1952/53 — 1959/60 w rejonie środkowo-zachodnim[1]

[1] Wykreślono mantysy logarytmów zwyczajnych znalezione uprzednio dla wszystkich wartości badanych zmiennych

Uważamy, że obraz ten jest jak najbardziej prawidłowy i logiczny. Badając elastyczność zasiewów *sensu stricto* (zmiany roczne) możemy oczekiwać ujawnienia się wpływu poszczególnych kategorii cen rynkowych (P_1, P_2, P_3). W dłuższych okresach czasu natomiast szanse ma ujawnić się pośredni wpływ ceny dostaw obowiązkowych (P_4). W bliższej lub dalszej perspektywie, z punktu widzenia ogólnych warunków reprodukcji i rozwoju produkcji rolnej, dla rolników znaczenie mają nie tylko coroczne zmiany cen, ale zwłaszcza ich poziom absolutny. Z tego punktu widzenia ceny dostaw (które same przez się nie są determinantem produkcji) nie mogą nie wywrzeć wpływu na produkcję. **Średnia ważona cena zbytu całej masy towarowej pozwala nam więc uwzględnić efekt dochodowy ceny zbytu, tzn. fakt, że oddziaływanie na produkcję w dłuższych okresach odbywa się głównie poprzez regulowanie dochodów.** Jeśli niskie ceny dostaw mają wpływ na poziom dochodów (a to jest bezspor-

ne), muszą w efekcie wywrzeć również wpływ na produkcję. Ujawnia się on jednak — jak podkreślono — w okresach dłuższych, a nadto ma charakter pośredni [1].

Zjawisko zatem długookresowego dostosowywania się zasiewów do cen (względnie jakichkolwiek innych czynników ekonomicznych) nie mieści się w pojęciu współczynnika elastyczności *sensu stricto*. Należałoby mówić raczej o współzależności między trendami, które są przecież czymś innym niż odchylenia od trendu. Współczynnik elastyczności jest względną miarą odchyleń od trendu, lub w jakiś inny sposób ujętych zmian bieżących, nie mierzy jednak ewolucji samych trendów.

W omawianej materii niezbędne jest jeszcze jedno rozróżnienie. Otóż powstaje pytanie, czy oznaczając współczynnik elastyczności dla pewnych serii czasowych, nie ujmujemy w gruncie rzeczy współzależności między ich trendami. Wydaje się, że nie. Jak z formuły na elastyczność wynika, punkt wyjścia obliczeń stanowią coroczne zmiany badanych szeregów w pewnym dłuższym okresie czasu, a nie ich trendy. Co innego jest więc średnia elastyczność zasiewów względem ceny w okresie 5 czy 6 lat, a co innego „elastyczność" (jeśli tak można powiedzieć) pięcio- czy sześcioletniego trendu zasiewów względem analogicznego trendu ceny.

Rozważania te prowadzą do jasnej dość konkluzji. *Długookresowe współzależności między trendami nie mieszczą się w pojęciu współczynnika elastyczności sensu stricto.*

W badaniu niniejszym zmierzamy do zbadania elastyczności zasiewów pszenicy w jej zwykłym znaczeniu, posługując się bieżącymi zmianami badanych szeregów, a nie ich trendami.

---

[1] W związku z podniesionym tu problemem powstaje nowa kwestia o charakterze terminologicznym i pojęciowym. Zapytać wypada, czy zjawisko długofalowych reakcji i dostosowywania się zasiewów do cen w długich okresach nazwać można elastycznością. Pytanie zjawia się stąd, że w literaturze ekonomicznej termin „elastyczność" (popytu, podaży, produkcji, obsiewów etc.) ma ustalone znaczenie. Zawsze dotyczy *bieżących* reakcji na konkretne zmiany determinantów (cen, dochodów, relacji cen etc.). Inny jest problem wówczas, gdy mamy do czynienia ze zmianami długofalowymi, gdzie obie zmienne są funkcją czasu i rozwijają się zgodnie z przyczyną, która leży zwykle poza nimi. W zależności od okresu rolę gra inny zespół czynników. W konkretnym przypadku dominujący wpływ wywierała z pewnością państwowa polityka w stosunku do rolnictwa, w szczególności dostawy obowiązkowe, obciążenia fiskalne, kierunki i rozmiary pomocy produkcyjnej, program kolektywizacji rolnictwa i inne. Mowa tu więc o atmosferze i ogólnych warunkach rozwoju rolnictwa w poszczególnych okresach czasu. To był ten czynnik, który w badaniach ekonometrycznych dość często zaszyfrowuje się w postaci tzw. czynnika czasu. W tej skali badań nie można negować również tendencji długookresowych, będących wyrazem ogólnego postępu gospodarczego, zmiany potrzeb społecznych i rozwoju sił wytwórczych społeczeństwa. Część zmian zasiewów pszenicy wiązać trzeba z pewnością z obserwowaną od kilku dziesiątków lat tendencją do kurczenia uprawy zbóż (w najmniejszym stopniu dotyczy ona chyba pszenicy) na rzecz innych ziemiopłodów.

W krótkich odcinkach czasu dominować będą oczywiście zmiany bieżące, a efekty ewolucji długookresowej mogą nie być w ogóle zauważone. W okresach dłuższych natomiast powstaje możliwość wydzielenia wpływu tej drugiej grupy czynników. Określenie „możliwość wydzielenia" nie może tu być rozumiane zbyt dosłownie. Praktyczne możliwości oddzielenia od siebie zmian, które przypisać trzeba czynnikom działającym w okresach krótkich i okresie długim, są — trzeba to przyznać — znikome. Zawsze liczyć musimy się z tym, że współczynnik cenowej elastyczności produkcji czy podaży zawierać będzie w sobie również te efekty, które związane są z czynnikami działającymi *à la longue*.

Stwierdziliśmy wyżej, że brak jest przekonywających współzależności między zasiewami pszenicy a poszczególnymi kategoriami jej cen realnych. Wyjątek stanowi tylko wariant długookresowej współzależności w przypadku średnich ważonych cen zbytu.

Dalsze poszukiwania wykazały, że daje się stwierdzić nadspodziewanie silna wrażliwość zasiewów pszenicy na relację cen pszenica ÷ żyto (tab. 3).

Tabela 3

Relacje cen pszenica ÷ żyto w rejonie środkowo-zachodnim w latach 1952/53—1959/60

Rok	Relacje cen wolno-rynkowych	Relacje średnich ważonych cen skupu państwowego	Relacje średnich ważonych cen skupu państwowego i wolnego rynku	Relacje średnich ważonych cen zbytu całej masy towarowej
	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4
1952/53	132	173	154	178
1953/54	115	142	117	181
1954/55	120	139	125	206
1955/56	125	136	132	204
1956/57	127	138	138	210
1957/58	128	139	133	180
1958/59	131	142	138	164
1959/60	137	142	141	158

Łatwo zauważyć, że spośród 16 różnych wariantów przedstawionych na wykresach 1 i 2, jedynie na dwu z nich 1*F* i 2*F* rozsianie punktów jest minimalne i tylko w tych dwu przypadkach punkty przecięcia układają się w wyraźną linię [1].

Korelacja między relacją średnich ważonych cen państwowego skupu nadobowiązkowego (Y_2) a zasiewami pszenicy w ich wyrażeniu absolutnym wynosi +0,822, natomiast z procentowym udziałem pszenicy w zasiewach jest nieco wyższa i wynosi +0,917.

Zwraca uwagę fakt, że wysokie korelacje uzyskaliśmy w jednym tylko przypadku, mianowicie dla relacji cen skupu nadobowiązkowego. Pozornie sugeruje to przypadek. Taka klasyfikacja nie byłaby jednak trafna. Zdaniem naszym dowodzi to, iż **między rozpatrywanymi wariantami cen brak jest silnego powiązania rynkowego;** są one w dużym stopniu niezależne od siebie, co jest wyrazem dokonanego u nas rozbicia rynku. Gdyby powiązania między poszczególnymi kategoriami cen rynkowych czy średnich ważonych były silne, korelacje między relacjami cen a zasiewami ułożyłyby się oczywiście inaczej (byłyby zbliżone do siebie).

[1] Byliśmy zmuszeni wyeliminować pierwszy rok naszego szeregu, gdyż zdecydowanie wyłamywał się z tej prawidłowości.

Wysokie współczynniki korelacji właśnie z relacjami średnich ważonych cen skupu nadobowiązkowego nie stanowią dla nas zaskoczenia. Poznańsko-bydgoskie jest rejonem, gdzie nie ma nawyku handlu prywatnego. W rejonie tym, bardziej niż w jakimkolwiek innym, wrażliwość produkcji na średnie ceny skupu nadobowiązkowego jest zrozumiała.

Zapytajmy teraz, z jakiego stopnia wrażliwością mamy do czynienia, albo inaczej — jaka jest elastyczność zasiewów pszenicy względem omawianej relacji cen?

Rozwiązując prosty układ równań o jednej zmiennej objaśniającej (Y_2), otrzymujemy następujące parametry szukanych linii regresji:

$$X_1 = 1{,}41667 + 0{,}02341\ Y_2$$
$$X_2 = -18{,}68333 + 0{,}17683\ Y_2$$

gdzie: X_1 — zasiewy pszenicy w ich wyrażeniu absolutnym, a X_2 — procentowy udział pszenicy w zasiewach ogółem. Odpowiednie linie regresji wykreślono na układach współrzędnych, skąd widać, że odpowiadają one bardzo dobrze układowi punktów empirycznych. Parametry przy Y_2 są parametrami kierunkowymi naszych funkcji produkcji i informują o wrażliwości zmiennych zależnych na jednostkową zmianę zmiennej objaśniającej, ale w wyrażeniu absolutnym. Okazuje się, że zmianie relacji cen o 1 punkt odpowiada zmiana zasiewów pszenicy średnio o 0,01341 ha, oraz o 0,17683% udziału pszenicy w zasiewach ogółem. Ta informacja jest jednakże mało czytelna. Lepszą bez wątpienia miarę stanowi współczynnik elastyczności [1], który wynosi dla X_1 +1,030, dla X_2 +0,995.

Zanim przejdziemy do analizy uzyskanych wyników, pragniemy wskazać, że elastyczność w poszczególnych punktach tej krzywej jest różna. Badając coroczne procentowe przyrosty (ubytki) relacji pszenica ÷ żyto i odpowiadające im przyrosty (ubytki) zasiewów (w wyrażeniu absolutnym) okazuje się, że interesujący nas współczynnik wynosi (zawsze w stosunku do roku poprzedzającego, zachowując stale roczne wyprzedzenie Y_2 względem X_1):

1955/56	—	0,97
1956/57	—	0,84
1957/58	—	1,16
1958/59	—	1,49
1959/60	—	0,90

Natomiast wrażliwość procentowego udziału pszenicy w zasiewach ogółem (X_2) względem relacji cen pszenica ÷ żyto (Y_2) objaśnia się następującymi współczynnikami elastyczności:

1955/56	—	0,96
1956/57	—	0,84
1957/58	—	1,13
1958/59	—	0,99
1959/60	—	1,05

Stwierdzamy przede wszystkim wysoką wrażliwość uprawy pszenicy na relatywne jej ceny. Współczynnik na poziomie jedności (różnice mię-

[1] Jest to średnia elastyczność dla całego badanego okresu.

dzy elastycznością X_1 i X_2 nie są istotne i mogą być pominięte) winien być uznany za wysoki. Chcemy podkreślić, że wszystkie przytoczone współczynniki elastyczności traktujemy jako odzwierciedlające zmiany roczne, a nie długofalowe zmiany w trendzie.

W świetle uzyskanych wyników wypada zastanowić się, jaki był ów mechanizm dostosowawczy, który działał w badanych gospodarstwach rolnych. Współczynnik elastyczności zasiewów równy jedności wskazuje bowiem, że istnieje tu dość sprawny system przekazywania informacji gospodarczych, za którymi, równie szybko, idą decyzje produkcyjne. Zmiana relacji cen o 1% powoduje już w roku następnym jednoprocentową zmianę zasiewów pszenicy. Można suponować zatem, że w rejonie poznańsko-bydgoskim między pszenicą a żytem istnieją warunki konkurencji. Aczkolwiek współczynnik elastyczności zasiewów pszenicy nie może być wystarczającym dowodem na istnienie, lub też brak stosunków konkurencyjnych pszenica — żyto, niemniej pośrednio daje on pewne oświetlenie tej sprawy. Kluczem do wyjaśnienia problemu są — wydaje się — warunki glebowe woj. poznańskiego i bydgoskiego. Stwierdzić można, że udział pszenicy w zasiewach jest tu o wiele niższy od średniej krajowej oraz brak jest większych masywów zdecydowanie pszenicznych, chociaż większość istniejących gleb nadaje się zarówno pod uprawę żyta jak i pszenicy. To znakomicie ułatwia konkurencję między tymi dwoma ziemiopłodami. Przyrodnicze ramy konkurencji są tu więc bardzo szerokie.

Powszechnie wiadomo, że w przypadku tak podstawowych ziemiopłodów, jak żyto i pszenica, konkurencja dotyczy działek marginalnych, a nie całego obszaru uprawy. Co prawda, badanie niniejsze nie dotyczy działek marginalnych, ale pozwala przypuszczać, że właśnie konkurencja między pszenicą a żytem o marginalną działkę ziemi jest duża. Dodatkowym dowodem w tej sprawie może być fakt istnienia bardzo wysokiej korelacji ujemnej (—0,871) między badaną relacją pszenica ÷ żyto a relacją zasiewów żyto ÷ pszenica.

Lata	Relacja cen pszenica÷żyto[1]	Relacja zasiewów żyto÷pszenica
1954/55	142	4,89
1955/56	139	5,13
1956/57	136	6,46
1957/58	138	5,75
1958/59	139	5,61
1959/60	142	5,25

[1] Podajemy z wyprzedzeniem o rok.

Widać bardzo wyraźnie, że za spadkiem relacji cen pszenica ÷ żyto idzie relatywny wzrost uprawy żyta i odwrotnie — w latach poprawy cen pszenicy kurczą się (relatywnie) zasiewy żyta. Podsuwa to wniosek, że wzrost zasiewów pszenicy dokonuje się tu prawie całkowicie kosztem żyta.

Przeprowadzone badanie nasuwa ponadto ciekawe — naszym zdaniem — wnioski dotyczące elastyczności zasiewów w poszczególnych punktach krzywej. Podjęliśmy mianowicie próbę określenia stopnia wrażliwości produkcji na spadające i rosnące relatywne ceny pszenicy.

W okresie spadku relatywnych cen pszenicy i pogarszania się jej opłacalności względem żyta, wrażliwość zasiewów (X_1) na zmiany warunków ekonomicznych była niższa (+0,82) niż w okresie wzrostu relatywnych cen pszenicy (+1,08). Okazuje się, że na wzrost relatywnych cen pszenicy (tj. poprawę jej opłacalności) rolnicy reagowali silniej niż na spadek cen. Różnica w skali reakcji jest dość widoczna.

Empiryczne stwierdzenie tego faktu jest dość znamienne. W stosunku do drobnej gospodarki chłopskiej istnieje pogląd, że rolnik szybciej reaguje na spadek relatywnych cen niż na ich wzrost. Rozumowanie w tej sprawie jest następujące. Jeśli w warunkach, gdy nie zmienia się zasadniczo ogólny poziom cen, pogarsza się opłacalność jednego kierunku (np. pszenicy), jej uprawa gwałtownie kurczy się (abstrahując oczywiście od przypadków tzw. reakcji odwrotnej, która — nota bene — występuje z reguły w warunkach spadku ogólnego poziomu cen), gdyż jej miejsce zająć muszą rośliny wyżej w danej chwili opłacalne. Producent — jeśli gospodaruje racjonalnie — musi iść na ten krok, gdyż jest to warunek utrzymania stałego co najmniej dochodu. Natomiast w okresie wzrostu relatywnych cen danego ziemiopłodu następuje powolne dostosowywanie się do nowych warunków, gdyż producent musi upewnić się czy wzrost cen ma charakter trwały. Wrażliwość na wzrost cen i opłacalność jest zatem niższa niż wrażliwość na ich spadek. Całe to rozumowanie jest słuszne oczywiście tylko dla warunków, kiedy następuje zmiana poszczególnych cen, bez naruszania ogólnego poziomu cen i opłacalności.

Dochodzenie badawcze, które przeprowadziliśmy, doprowadza nas do stwierdzenia innego typu reakcji, ale też dotyczy ono zasadniczo odmiennych warunków ekonomicznych. Pragniemy zwrócić uwagę, że wzrost relatywnych cen pszenicy (który następował od roku 1955/56) zbiega się zasadniczo z okresem ogólnego wzrostu cen i dochodów rolniczych.

Z drugiej natomiast strony wzrost relatywnych cen pszenicy zbiega się z okresem poprawy opłacalności produkcji rolniczej jako całości. W tej sytuacji oczekiwać należy reakcji innego typu. Jeśli ceny większości produktów rosną, producent wybierze ten kierunek, gdzie ten wzrost jest najszybszy. Powoduje się tu zasadą względnej opłacalności.

Nowy program polityki rolnej stworzył poczucie stabilności gospodarczej i dał gwarancję na utrzymanie się rosnącej tendencji cen rolnych. Zaczęły grać rolę bodźce rynkowe. Powstały też pewne podstawy prowadzenia rachunku ekonomicznego, co w przypadku gospodarstw poznańskich i bydgoskich ma większe znaczenie niż gdzie indziej. Ta zasadnicza zmiana sytuacji ekonomicznej rolnictwa spowodowała, że na zmianę relatywnych cen pszenicy chłopi zareagowali silniej niż na spadek cen w latach 1952/53—1955/56.

* *
*

Reasumując wyniki badań nad elastycznością zasiewów pszenicy w rejonie środkowo-zachodnim możemy stwierdzić, że:

1. Głównym czynnikiem determinującym zasiewy pszenicy jest relacja cen pszenica ÷ żyto. Wniosek ten wynika zarówno z danych powszechnych (poza woj. poznańskim potwierdza się także w łódzkim, krakowskim i białostockim), jak i danych rachunkowości rolnej. W rejonie poznańsko-bydgoskim wodzącą rolę wydaje się mieć relacja średnich ważonych cen państwowego skupu nadobowiązkowego. Pozostałe kategorie cen (ceny wolnorynkowe, średnie ważone ceny zbytu całej masy towarowej oraz średnie ważone ceny skupu nadobowiązkowego i wolnego rynku) nie wykazują silniejszego związku z zasiewami pszenicy. Szczególnie podkreślić należy brak związku zasiewów pszenicy z cenami samej pszenicy. Wyjątek stanowi zależność długookresowa, stwierdzona dla średnich ważonych cen zbytu całej masy towarowej.

2. Pozytywny związek między zasiewami pszenicy a dostawami obowiązkowymi pszenicy nie dowodzi tu bynajmniej, że sprzedaż w ramach dostaw może być uznana za zmienną objaśniającą naszej funkcji produkcji. Analiza wykazuje, że dostawy obowiązkowe są objaśniane przez plony i uprawę pszenicy, czyli, że same są skutkiem a nie przyczyną zmian produkcji pszenicy. Taka jest wymowa dodatniej korelacji między tymi zmiennymi.

3. Wrażliwość uprawy pszenicy na relację średnich ważonych cen skupu nadobowiązkowego jest stosunkowo silna i wyraża się współczynnikiem bardzo bliskim jedności. Zmiana relacji cen o 1 punkt związana jest ze zmianą zasiewów pszenicy średnio o 0,01341 ha na gospodarstwo.

4. Relatywnie wysoka elastyczność zasiewów pszenicy wskazuje na istnienie konkurencji między pszenicą a żytem. Tłumaczy się to w szczególności warunkami glebowymi tego rejonu.

5. Elastyczność zasiewów w okresie spadku relatywnych cen pszenicy i pogarszania się jej opłacalności była niższa niż elastyczność w latach rosnących relatywnie cen pszenicy. Ma to bardzo silny związek z dynamiką ogólnego poziomu cen rolnych w Polsce po wojnie. Wyniki naszego badania stanowią w tym punkcie przyczynek do wyjaśnienia charakteru reakcji dostosowawczych w warunkach zmian ogólnego poziomu cen rolnych i opłacalności rolnictwa jako całości.

АУГУСТЫН ВОСЬ
Главная школа планирования и статистики
Варшава

ПОПЫТКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ ГИБКОСТИ ПОСЕВОВ ПШЕНИЦЫ В ПОЗНАНСКО-БЫДГОЩСКОМ РАЙОНЕ

Резюме

При помощи простых эконометрических методов автор стремится определить гибкость посевов пшеницы по отношению к ценам неорганизованного рынка, средним взвешенным государственным заготовительным ценам, и ценам неорганизованного рынка, а также сред-

ним взвешенным оптовым ценам всего товарного фонда. В исследовании были взяты во внимание также обязательные поставки пшеницы.

В результате исследования констатировано, что:

— основным фактором, предопределяющим посевы пшеницы в центрально-западном районе есть соотношение пшеница ± ± рожь,, исчисленное на основе средних взвешенных государственных заготовительных цен. На протяжении длинного периода наблюдается влияние средней взвешенной оптовой цены всего товарного фонда,
— обязательные поставки являются следствием, а не причиной изменений в посевах пшеницы,
— на изменение соотношения цен пшеница ± рожь с такой же силой реагируют физические размеры посевов, как и процентная доля пшеницы в посевах в целом,
— сильная зависимость от соотношения цен указывает на существование конкуренции между пшеницой и рожью,
— гибкость посевов пшеницы в период понижения релятивных цен на пшеницу была меньшей, чем в годы растущих цен.

AUGUSTYN WOŚ
Main College of Planning and Statistics
Warsaw

A TEST IN DEFINING THE ELASTICITY OF SOWING WHEAT IN THE POZNAŃ-BYDGOSZCZ REGION

Summary

With the help of simple econometric methods the author has tried to define the variation in the amount of sown wheat with regard to free market prices, the fixed prices of state purchases, and free market prices as well as contracting in the whole turnover amount. In the test the extent of influence of the compulsory delivery of wheat was also taken into consideration.

The result of the test confirmed that:

— The main factor determining the sowing of wheat in the central-western regions is the ration of wheat over rye calculated from the fixed prices of state purchases. Over a long period of time, the influence of the fixed price purchases on the whole mass of goods, is revealed.

— Compulsory delivery is the result not the cause of changes in the sowing of wheat.

— Alternatively, the ration of wheat over rye prices reacts with a similar strength on the physical extent of sowing as with the percentage part of wheat in the total sowing.

— Competition between wheat and rye is closely connected with the pattern of the price ratio.

— The variation in the amount of sown wheat over a period of falling wheat prices is lower than variation during the years of rising prices.