

Mieczysław Sobczyk

Zagadnienie prognozowania plonów w świetle literatury

Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska. Sectio H, Oeconomia 10,
183-200

1976

Artykuł został zdigitalizowany i opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

Mieczysław SOB CZYK

Zagadnienie prognozowania plonów w świetle literatury

Вопросы прогнозирования урожая в литературе

The Problem of Crops Prognosis in Literature

Możliwie wczesna i wiarygodna prognoza plonów podstawowych ziemiopłodów należy do istotnych elementów planowania gospodarczego. Podkreślić jednak należy, że prognozowanie plonów i zbiorów nie ma w Polsce zbyt długiej tradycji. Właściwie szersze opracowania dotyczące omawianego problemu zaczęły ukazywać się pod koniec lat pięćdziesiątych bieżącego stulecia. Nie znaczy to jednak, że wcześniej problematyka ta nie była podejmowana. We wcześniejszych pracach dominował przede wszystkim werbalno-opisowy sposób podejścia do zagadnienia.

W okresie powojennym metodyką planowania plonów najwcześniej zainteresował się T. Sośnierz.¹ Autor krytycznie ustosunkował się do dotychczasowych metod planowania plonów, proponując jednocześnie własną metodę. Z krytyką spotkała się tzw. metoda średnich z trzech lat, według której planowany poziom plonów w roku przyszłym jest średnią arytmetyczną plonów faktycznie osiągniętych w okresie trzech ostatnich lat, czyli:

$$\bar{X}_{pl} = \frac{\sum_{i=1}^3 x_i}{3} \quad (1)$$

gdzie: \bar{X}_{pl} — przewidywany plon roku przyszłego,

$\sum_{i=1}^3 x_i$ — suma plonów danego ziemiopłodu z trzech ostatnich lat.

¹ T. Sośnierz: *Właściwe planowanie plonów — podstawą wprowadzenia projektu urzędniowego*, „Nowe Rolnictwo”, 1955, nr 12.

W praktyce stosowane było jednak podwyższanie przewidywanych w oparciu o wzór (1) plonów przez dodanie do nich 10—15% progresji. Progresja ta miała stanowić swego rodzaju bodziec do zwiększania starań w uzyskaniu wyższych niż dotychczas plonów. Stosowanie progresji budziło jednak wątpliwości, głównie z powodu niczym nie uzasadnionej jej wysokości. Ponadto w przypadku, kiedy plony w ostatnich trzech latach miały tendencję malejącą, nie sposób było osiągnąć poziom plonów wynikający z zastosowania powyższego sposobu. Jak się wydaje, metoda ta, aczkolwiek prymitywna, może znaleźć zastosowanie wówczas, gdy zmienność plonów jest niewielka, a także wtedy, gdy wykorzystuje się ją w skali pojedynczego gospodarstwa rolnego.

Planowano również poziom przyszłych plonów w oparciu o modalną z trzech ostatnich lat. Trudno jednak uzasadnić tu podstawę stanowiącą punkt wyjścia przy ustalaniu wysokości przyszłych plonów. Metoda ta opierała się bowiem na tzw. maksymalizacji zadań planowych, zasadzie wyraźnie niesłusznej. Stąd też nie znalazła ona szerszego zastosowania.

Zbliżony do metody średnich jest sposób oparty na następującym wzorze ²:

$$\text{planowany plon} = \frac{\frac{\text{średnia plonów z ostatnich 2 lat} + \text{plon roku ostatniego}}{2} + \text{najwyższy plon}}{2} \quad (2)$$

Jak widać, wzór (2) jest modyfikacją metody średniej z trzech lat. Uwzględnia on jedynie w większym stopniu plon maksymalny (użyty we wzorze (2) dwukrotnie). Wykorzystanie w relacji (2) plonu maksymalnego jest równoznaczne z uwzględnieniem progresji, której wielkość ograniczona jest z jednej strony najwyższymi osiągnięciami gospodarstwa, z drugiej zaś — osiągnięciami przeciętnymi.

Do przewidywania wysokości przyszłych plonów używano również tzw. metody nawozowej, według której wysokość osiągniętych plonów zależy od ilości zużytych nawozów. Miernikiem nawożenia jest tu tzw. jednostka nawozowa. Wyraża ona ilość 3 kg nawozów mineralnych w czyistych składnikach przy proporcji poszczególnych składników N:P:K = =1:0,8:1).³ Działanie nawozów jest najsilniejsze, a ich wykorzystanie przez rośliny najskuteczniejsze wówczas, gdy zachowane są powyższe proporcje. W zależności od poziomu ogólnej akrotechniki, jednostka nawozowa posiada różną siłę produkcyjną. Na podstawie analizy przeciętnych zbiorów z lat 1950—1954 oraz poziomu zużywanych nawozów stwier-

² *Ibid.*, s. 33.

³ *Ibid.*, s. 34.

dzono, że siła produkcyjna jednostki nawozowej w Polsce wynosi 20 kg ziarna (w NRD — 26,8 kg).⁴ Jeśli np. na terenie województwa Z w roku t uzyskano przy określonym poziomie nawożenia (mineralnego i organicznego łącznie) plony w wysokości 20 q/ha, a plan zużycia nawozów na rok $t+1$ przedstawia się w stosunku $N:P_2O_5:K_2O=5:4:6$, wówczas składniki pokarmowe dostarczone roślinom stanowią 5 jednostek nawozowych. W związku z tym zwiększony nakład środków nawozowych powinien dać w efekcie przyrost plonów o 100 kg (20 kg · 5). Plony w roku $t+1$ wynosić zatem powinny 21 q/ha (20+1). Ujemną stroną opisaney metody jest to, że uwzględnia ona jedynie wysokość plonów jako funkcję nawożenia. Nawożenie jest istotnym, ale nie decydującym czynnikiem wzrostu plonów. Oprócz nawożenia dla prawidłowego rozwoju roślin niezbędne są również inne czynniki (np. odpowiednie warunki meteorologiczne, właściwa agrotechnika itp.). Jak wynika z badań przeprowadzonych przez J. Liczkowskiego w zespole PGR Konarzewo (WZ PGR Poznań), wzrost nawożenia do 1954 r. nie przyniósł wzrostu plonów z uwagi na fakt, że inne czynniki nieodzowne dla rozwoju roślin nie postępowały za wzrostem nawożenia (prawo minimum).⁵

W przedstawionych wyżej metodach przewidywania plonów (oprócz metody nawozowej) wykorzystywano właściwie wyrównywanie szeregów statystycznych. Sposoby wygładzania szeregów były jednak prymitywne. Teoria statystyki dysponuje bardziej precyzyjnymi metodami wyrównywania szeregów czasowych. W szczególności wyróżnia się dwie spośród nich, a mianowicie: metodę mechaniczną (zwaną metodą średnich ruchomych), oraz analityczną. Dla celów prognozowania zwykle używa się metody analitycznej. Mając wyodrębniony trend danego zjawiska w pewnym przedziale czasowym, jesteśmy w stanie określić plony w przyszłości na podstawie ekstrapolacji ujawnionej tendencji rozwojowej przy uprzednim zbadaniu stabilności danego modelu w czasie. Ujawniona tendencja rozwojowa danego zjawiska w przeszłości jest zwykle mało elastyczna w stosunku do zmian zachodzących w nasileniu działania przyczyn głównych. Dlatego też J. Liczkowski proponuje, by przy stosowaniu analitycznej metody wyrównywania szeregów dynamicznych wprowadzić pewne poprawki do zasadniczej linii tendencji rozwojowej.⁶ Poprawki te polegałyby na obliczaniu tendencji w okresach krótkich, np. 4-letnich. Jeżeli plony w danym gospodarstwie nie wykazują dużych wahań, to ekstrapolując je, można oprzeć się na zasadniczej linii trendu. W przypadku zaś

⁴ *Loc. cit.*

⁵ J. Liczkowski: *Metody przewidywania plonów dla celów planowania gospodarczego*, „Przegląd Statystyczny”, 1958, nr 3—4, s. 346.

⁶ *Ibid.*, s. 342.

znacznej zmienności plonów przewidywanie ich przyszłego poziomu należy oprzeć na tendencjach krótkookresowych, względnie na wielkościach znajdujących się między tymi liniami.

J. Liczkowski dokonał porównania efektywności przedstawionych wyżej metod przewidywania wysokości plonów (za wyjątkiem metody nawozowej). Za miernik sprawności określonej metody rokowania plonów uznał autor wielkość współczynnika zmienności z odchyłeń między plonami planowanymi a faktycznie osiągniętymi. Analizę użyteczności proponowanych metod przedstawia tabela.

Rozpatrując parametry dla badanych ziemiopłodów zebrane w tabeli dochodzimy do wniosku, że najwyższą dokładność w przewidywaniu plonów osiągnięto przy metodzie ekstrapolacji trendów wieloletnich o postaci linii prostej ($y=a+bx$). Świadczą o tym najniższe współczynniki zmienności poszczególnych ziemiopłodów. Dużą dokładność w planowaniu plonów osiągnięto również przy zastosowaniu metody średniej z trzech lat. Daje się przy tym zauważyć następująca prawidłowość: dokładność ta jest większa w jednostkach gospodarczych, w których faktycznie uzyskiwane plony wykazują dużą zmienność (Zborowo, Szreniawa, Konarzewo, Czerniejewo). Wynika stąd, że metoda średnich ruchomych z trzech lat daje efekty w tych jednostkach gospodarczych, w których występuje niska agrotechnika upraw, czyli tam, gdzie czynniki egzogeniczne odgrywają dużą rolę w kształtowaniu się wysokości plonów. Gorsze wyniki, w każdym wypadku uzyskano, stosując metodę średniej z trzech ostatnich lat przy dodaniu 10% progresji oraz posługując się metodą dominanty plonów. Stosunkowo dużą zgodność planowanych plonów z faktycznie uzyskanymi otrzymano przy zastosowaniu metody opracowanej przez T. Sośnierza.

Jak wynika z powyższych rozważań, największą zgodność plonów planowanych z faktycznie osiągniętymi uzyskać można przy zastosowaniu ekstrapolacji trendu. Metoda ta daje dobre wyniki wówczas, gdy w okresie, dla którego buduje się prognozy, nie przewiduje się zmian skokowych typu „rewolucyjnego”. Ponadto wydaje się, że metoda ekstrapolacji trendu może być wykorzystana jedynie przy budowie prognozy na 1—3 lata. Poszczególni autorzy przyjmują za punkt wyjścia do opracowywania prognoz na podstawie ekstrapolacji trendu, szeregi czasowe o różnej liczbie wyrazów. I tak np. S. Waclawowicz za najodpowiedniejszy okres przyjmuje 9 lat.⁷ W Pracowni Regionalnej Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych w Krakowie podjęto próbę prognozowania plonów 4 zbóż w oparciu o trendy 7-letnie, 9-letnie i 11-letnie. Uzyskane wyniki informują, że najlepszą zgodność plonów prognozowanych z faktycznie osią-

⁷ S. Waclawowicz: *Metodyka określania stanu i kierunku rozwoju produkcji podstawowych zbóż*, PWN, Warszawa 1969, s. 63.

Charakterystyka dokładności planowania plonów pszenicy, żyta i buraków cukrowych
 Characteristics of planning precision of crops of wheat, rye and white beet

Lp.	Metody przewidywania plonów	Żyto			Pszenica			Buraki cukrowe	
		gospodarstwo Szreniawa $V_x = 34,7\%$	zespół PGR Sapowice $V_x = 12,8\%$	gospodarstwo Zborowo $V_x = 24,7\%$	zespół PGR Konarzewo $V_x = 22,1\%$	zespół PGR Czerniejewo $V_x = 20,8\%$	zespół PGR Micharzewo $V_x = 11,3\%$		
1.	$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^3 x_i}{3}$	11,4	13,8	33,1	30,0	25,7		12,5	
2.	$\bar{X} = \frac{\sum x}{3} + 10\% \text{ progr.}$	11,4	14,4	32,3	34,5	26,5		14,7	
3.	\bar{X}_{pl}	11,1	11,5	35,1	33,2	28,8		12,8	
4.	Średnia z trzech ostatnich lat	12,4	13,5	35,8	39,2	29,3		14,5	
5.	$y' = a + bx$	7,6	11,1	33,4	22,0	20,8		11,1	
6.	$y'_4 = a + bx$	17,0	10,1	47,0	34,5	30,8		18,5	
7.	$\bar{X} = \frac{y' + y'_4}{2}$	11,2	10,1	45,9	32,4	25,5		13,2	

Zródło: J. Liczkowski: *Metody przewidywania plonów dla celów planowania gospodarczego*, „Przeгляд Statystyczny”, 1958, nr 3—4, s. 352.

niętymi uzyskano przy zastosowaniu trendu 7-letniego.⁸ Dobrą zgodność uzyskano również przy trendzie 9-letnim, najgorszą zaś przy 11-letnim. Wydaje się, że o optymalnym wyborze długości okresu dla obliczania trendu, na którego podstawie można stosunkowo dokładnie określić poziom przyszłych plonów, może zadecydować badanie cykliczności wahań plonów. Plony ziemioplodów ulegają bowiem co roku mniejszym lub większym wahaniom. Wahania te spowodowane są przede wszystkim zmianami zachodzącymi w agrotechnice uprawy oraz zmiennymi warunkami atmosferycznymi. Z tych dwóch czynników większy wpływ na zmienność plonów wywierają warunki atmosferyczne. Agrotechnika uprawy nie zmienia się radykalnie w ciągu roku, a ponadto wpływa nie tyle na zmiany plonów, ile na ich wysokość.

Problem zmienności plonów był przedmiotem badań G. Niewiadomskiej-Kozieł.⁹ Badania te zostały przeprowadzone w latach 1947—1963. Wynika z nich, że długość cyklu wahań plonów względem ich funkcji trendu wynosiła: dla żyta — 10 lat, dla pszenicy — 8 lat, dla jęczmienia i owsa — 3 lata. Cyklicznością plonów zajmował się również L. Zalewski.¹⁰ Dla zbadania postawionego zagadnienia autor wziął pod uwagę dwa okresy: przedwojenny (1920—1938) i powojenny (1947—1968). Czasokres przyjęty do badań przez G. Niewiadomską-Kozieł uznał on bowiem za zbyt krótki. Porównując wyniki swoich badań z wynikami uzyskanymi przez G. Niewiadomską-Kozieł doszedł do wniosku, że obok lat, dla których przebieg wahań plonów był zgodny, wystąpiły również okresy o znacznej różnicy zmienności. Na tej podstawie twierdzi, że nie można w chwili obecnej mówić o wyraźnej cykliczności plonów. Problem ten może być rozstrzygnięty wówczas, gdy będą dostępne dane dotyczące plonów ze znacznie dłuższego okresu czasu, a przy tym jeśli metoda oceny osiągniętych plonów nie ulegnie zmianie.

Drugim zagadnieniem, które pojawia się przy prognozowaniu plonów w oparciu o ekstrapolację trendu, jest wybór analitycznej postaci funkcji. W Pracowni Regionalnej Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych w Krakowie dokonano prognoz plonów 4 zbóż opierając się na funkcji linii prostej, wykładniczej i paraboli. Dane służące do wyznaczenia tendencji rozwojowych dotyczyły lat 1950—1967. Okazało się, że najlepsze

⁸ S. Albrecht, M. Gasiński, W. Kowalski, T. Wójtowicz: *Niektóre metody prognozowania plonów czterech zbóż*, Z Prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych, Warszawa 1968, s. 5—44.

⁹ G. Niewiadomska-Kozieł: *Wyodrębnienie trendu i wahań cyklicznych plonów głównych ziemioplodów*, „Przegląd Statystyczny”, 1966, nr 4.

¹⁰ L. Zalewski: *Plony głównych ziemioplodów, ich ważniejsze relacje ilościowe oraz próba oceny dokładności statystyki plonów*, SGGW, Warszawa 1968 (maszynopis).

wyniki, tzn. największą zgodność plonów prognozowanych z faktycznie osiągniętymi, otrzymano przy zastosowaniu funkcji linii prostej. W. Kwiecień także stwierdza, iż „doświadczenie wykazuje, że wykres kształtowania się plonów empirycznych układa się najczęściej w postaci linii prostej, która pomimo pewnych załamań (spowodowanych przyczynami o charakterze losowym) wykazuje stałą tendencję wzrostową, stąd też w przypadku badania plonów najbardziej logiczne jest założenie, że ich tendencja rozwojowa reprezentowana jest przez funkcję linii prostej o postaci: $y = a + bx$ ”.¹¹

Oprócz doboru funkcji, przy pomocy której dokonuje się przewidywania poziomu plonów i długości szeregu czasowego, istotnym zagadnieniem jest sprawa ustalenia okresu wyjściowego do budowy prognoz. Jeśli bowiem pierwszy rok wybranego okresu cechuje się rekordowym urodzajem, a ostatni wyjątkowo słabym, wówczas plony prognozowane będą z reguły niższe od plonów faktycznych i *vice versa*. W warunkach, kiedy brak jest pozastatystycznych informacji ułatwiających trafny wybór postaci analitycznej funkcji trendu, a charakterystyki procesu zależą od czasu, Z. Hellwig proponuje, ażeby w celu uniezależnienia się od arbitralnego wyboru funkcji linia trendu wynikała z szeregu czasowego. W tym celu Hellwing wskazuje na krótkookresową analizę szeregu czasowego, polegającą na „wyznaczeniu zbioru liniowych odcinków, z których każdy ma tę własność, że może być uznany za segment łamanej linii trendu danego szeregu”.¹² Kolejne położenia poszczególnych odcinków tworzą wówczas trend ruchomy („pełzający”) podobny do średniej ruchomej. Linia trendu pełzającego stosunkowo dobrze charakteryzuje dany szereg statystyczny.

Przy ekstrapolacji trendu wyznaczonego metodą analityczną wszystkie informacje statystyczne, które stanowiły podstawę obliczeń, posiadały jednakową wartość w procesie budowy prognozy. Tymczasem informacje pochodzące z okresów dawniejszych powinny mieć mniejsze znaczenie (wagę) od informacji aktualnych. Postulat ten, zdaniem Z. Hellwiga, będzie spełniony, jeśli przyrosty wag będą odwrotnie proporcjonalne do czasu, jaki dzieli daną informację od informacji najświeższej.

Kolejną metodę planowania poziomu przyszłych plonów zaproponował Z. Ciecholewski.¹³ Opiera się ona na wskaźnikach zdolności produkcyjnej, wyrażających stosunek współczynników bonitacji ziemi ornej danego go-

¹¹ W. Kwiecień: *Statystyczna estymacja poziomu plonów*. „Ann. Univ. Mariae Curie-Skłodowska”, sectio H, vol. IV, Lublin 1970, s. 52.

¹² Z. Hellwig: *Schemat budowy prognozy statystycznej metodą wag harmonicznych*, „Przegląd Statystyczny”, 1967, nr 2, s. 137.

¹³ Z. Ciecholewski: *Rokowanie plonów przy projektowaniu urzędzeń gospodarstw rolnych*, „Nowe Rolnictwo”, 1956, nr 7.

spodarstwa do współczynników bonitacji większej jednostki organizacyjnej (np. WZ PGR), względnie rejonu administracyjnego czy glebowo-klimatycznego. Współczynnik bonitacji jest liczbą określającą użyteczność określonego kompleksu uprawowego. W PGR przyjęty jest podział na 4 kompleksy uprawowe, a mianowicie:

- kompleks pszenno-buraczany lepszy (określony współczynnikiem bonitacji 3),
- kompleks pszenno-buraczany gorszy (2,5),
- kompleks żytnio-ziemniaczany (2),
- kompleks żytnio-łubinowy (1).

Współczynnik bonitacji należy wyliczyć nie tylko dla danego gospodarstwa, lecz także dla powiatu lub rejonu, w którym położona jest badana jednostka gospodarcza. Niezbędne jest to dla obliczenia wskaźnika zdolności produkcyjnej gospodarstwa jako podstawy wyjściowej do rokowania plonów. Wskaźniki zdolności produkcyjnej wyrażają proporcje, w jakich powinno osiągać się przyszłe plony w określonych gospodarstwach w stosunku do wieloletnich średnich plonów uzyskiwanych w powiecie. Autor tej metody uważa za wskazane oparcie się na średnich plonach z okresu międzywojennego, twierdząc, że gospodarka rolna w tym okresie była bardziej ustabilizowana niż obecnie. Wydaje się, że metoda ta nie jest najlepsza. Podobnie jak poprzednio, przedstawiona tzw. metoda nawozowa uwzględnia tylko jeden czynnik: jakość gleby. Jest to chyba podstawa niewystarczająca.

L. Zalewski opierając się na przeprowadzonych w latach 1957—1968 badaniach stwierdza, że na zmienność plonów w ujęciu czasowym największy wpływ wywarły dwa czynniki: nawożenie mineralne i warunki atmosferyczne.¹⁴ Wzrastające z roku na rok nawożenie było czynnikiem powodującym systematyczny wzrost plonów, natomiast warunki atmosferyczne wpływały na wielkość wahań plonów. Na tej podstawie autor doszedł do wniosku, że budując prognozę plonów, za podstawowe zmienne objaśniające należy uznać nawożenie mineralne i warunki atmosferyczne. Ponieważ klimat jest czynnikiem złożonym (wchodzą tu m. in. opady, temperatura, wiatr itp.) przeto należy przedstawić go w formie zagregowanej. W tym celu L. Zalewski oblicza tzw. wskaźnik Sielianinowa (iloraz hydrologiczno-termiczny). Wartość ilorazu hydrologiczno-termicznego oblicza się według wzoru ¹⁵:

$$K = \frac{\text{suma opadów w mm} \times 10}{\text{suma temperatur}} \quad (3)$$

¹⁴ L. Z a l e w s k i: *Prognozowanie plonów zbóż*, „Wiadomości Statystyczne”, 1969, nr 10, s. 22.

¹⁵ *Loc. cit.*

Zdaniem L. Zalewskiego, wartość ilorazu hydrologiczno-termicznego należy obliczyć w oparciu o miesiąc maj. Jak wynika bowiem z przeprowadzonych przez niego badań, w miesiącu tym wystąpiła największa zależność plonów zbóż od opadów i temperatur. Zależność ta wyliczona na podstawie danych empirycznych z lat 1957—1965 ma następującą postać¹⁶:

$$Y = 11,376 + 1,2278 K + 0,0643 N \quad (4)$$

gdzie:

Y — plon prognozowany,

K — wartość ilorazu hydrologiczno-termicznego w maju,

N — zużycie nawozów mineralnych (NPK) w przeliczeniu na 1 ha powierzchni zasiewów.

Za pomocą wzoru (4) autor dokonał prognozy plonów 4 zbóż na lata 1966 i 1968. Prognozowane plony zbóż tak dla całego kraju, jak i dla poszczególnych województw okazały się w większości przypadków zbliżone do plonów faktycznie osiągniętych.

Punktem wyjścia dla dokonania prognoz plonów może być również ocena stanu rozwoju roślin w okresie, gdy przebyły już okres krytyczny (okresem krytycznym dla zbóż jest czas kłósenia się, dla ziemniaków — zawiązywania się stolonów). Stan upraw można wówczas uznać za wykładnik oddziaływania na rośliny (do momentu dokonywania oceny) wszystkich czynników decydujących o plonach. Dokonując zatem oceny upraw w takim momencie, można stosunkowo trafnie przewidywać poziom plonów. Z obliczeń dokonanych przez T. Marszałkowicz wynika, że pomiędzy oceną stanu zasiewów a poziomem plonów faktycznie osiągniętych istnieje ścisła zależność.¹⁷ Badania przeprowadzone dla lat 1924—1938 wykazały, że zależność ta była szczególnie wyraźna w latach, w których warunki produkcyjne nie odbiegały zbyt od przeciętnych. Przedmiotem badań autorki była zależność pomiędzy plonami żyta a oceną stanu zasiewów dokonywaną przez korespondentów rolnych według stanu na dzień 15 maja, 15 czerwca. Okazało się (co było zresztą do przewidzenia), że większą dokładność poziomu przewidywanych plonów z faktycznie osiągniętymi uzyskano na podstawie ocen stanu zasiewów dokonywanych na dzień 15 czerwca. Różnice między faktycznie osiągniętymi plonami a teoretycznymi, obliczonymi na podstawie równania regresji dla większości lat były minimalne (ok. 0,5 q/ha). Różnice pomiędzy ocenami w maju a plonami faktycznie osiągniętymi były nieco większe.

Do podobnych wniosków doszedł również w swoich badaniach, prze-

¹⁶ *Loc. cit.*

¹⁷ T. Marszałkowicz: *Zależność pomiędzy oceną stanu zasiewów dokonywaną przez korespondentów rolnych a wysokością osiągniętych plonów*, „Przeгляд Statystyczny”, 1956, nr 2.

prowadzonych w okresie powojennym, L. Zalewski.¹⁸ Zaobserwowano przy tym nowe zjawisko: na każdą jednostkę stopnia kwalifikacyjnego przypada coraz wyższy plon w q/ha. Wynika to z faktu, że plony wykazują tendencję wzrostową, a stopnie kwalifikacyjne utrzymują się w stałych granicach od 1 do 5. Dlatego też przy budowaniu prognozy w oparciu o ocenę stanu zasiewów należy uwzględnić trend plonów. W oparciu o stwierdzoną zależność plonów od oceny stanu upraw w dniu 15 czerwca autor proponuje do prognozowania plonów wykorzystać następującą relację¹⁹:

$$P_p = \frac{p_{n-2} + p_{n-1}}{o_{n-2} + o_{n-1}} \times o_n + p_r \quad (5)$$

gdzie:

p_{n-2} — plon w przedostatnim roku,

p_{n-1} — plon w ostatnim roku,

o_{n-2} — ocena stanu zasiewów w stopniach kwalifikacyjnych w przedostatnim roku w dniu 15 czerwca,

o_{n-1} — ocena stanu zasiewów w stopniach kwalifikacyjnych w ostatnim roku w dniu 15 czerwca,

o_n — ocena w stopniach kwalifikacyjnych w dniu 15 czerwca w roku, dla którego plony są prognozowane,

p_r — przeciętny roczny przyrost plonów wynikający z linii trendu obliczonego dla okresu poprzedzającego rok, dla którego plony są przewidywane.

Różnice między plonami 4 zbóż prognozowanymi w podany sposób a faktycznie osiągniętymi obliczone dla lat 1966—1968 dla Polski i poszczególnych województw są niewielkie. W układzie wojewódzkim nie występował ani jeden przypadek, w którym plony osiągnięte odchylają się od plonów prognozowanych więcej niż o 9,3%. Należy przy tym stwierdzić, że prognozy plonów dokonywane na podstawie oceny stanu zasiewów mogą być budowane jedynie na kilka miesięcy wcześniej od okresu, w którym plony zostają dla danego roku ostatecznie ustalone.

Badaniami w zakresie prognozowania plonów buraków cukrowych zajmuje się Instytut Przemysłu Cukrowniczego. Jedną z prób określenia poziomu przyszłych plonów buraków cukrowych jest prognozowanie w oparciu o ciężar korzeni w okresie wegetacji.²⁰ Zgodnie z instrukcją Zjednoczenia Przemysłu Cukrowniczego w odstępach dekadowych między 10 sierpnia a 20 października każdego roku dokonuje się analiz dotyczących przyrostu ciężaru korzenia i zawartości cukru. Próbkę tych analiz pobie-

¹⁸ Zalewski: *Plony głównych ziemioplodów...*

¹⁹ Zalewski: *Prognozowanie plonów...*, s. 23.

²⁰ K. Metelski: *Prognozowanie masy korzeni i masy cukru w korzeniu*, „Gazeta Cukrownicza”, 1966, nr 4.

rane są w sposób losowy; oddzielnie dla gospodarstw indywidualnych i uspołecznionych. W grupie gospodarstw indywidualnych losuje się 1 plantację na 300 ha uprawy buraków, natomiast w gospodarstwach uspołecznionych 1 plantację na 200 ha. Próbkę z wylosowanych plantacji pobiera się z najbardziej typowych rzędków. Każdą próbkę stanowi 10 kolejnych buraków, jeden po drugim z tego samego rzędka. Podstawą do zbudowania prognozy plonów buraków dla całego rejonu plantacyjnego cukrowni są próbki pobierane w dniu 20 września. Plon prognozowany oblicza się biorąc pod uwagę przeciętny ciężar korzenia bez ogławiania, przeciętną ilość roślin na 1 ha oraz przyrost plonu, jaki zaobserwowano w latach ubiegłych, w okresie od 20 września do zakończenia wykopków. Dokonanie prognoz plonów buraków cukrowych w oparciu o masę korzenia ułatwia fakt, że Zjednoczenie Przemysłu Cukrowniczego w czasie od 20 sierpnia do 10 października prowadzi ewidencję tej zmiennej dla 78 podległych mu cukrowni w Polsce.

Metodę prognozowania plonów buraków cukrowych uwzględniającą masę korzenia stosuje również Instytut Przemysłu Cukrowniczego. Cechą charakterystyczną jest rozbieżność tej metody na dwa etapy²¹:

— etap pierwszy dotyczy oceny przewidywanego ciężaru pojedynczego korzenia w dniu 10 października, tj. przyjętej daty zbioru, dokonywanej na podstawie prób pobranych w dekadach wcześniejszych,

— etap drugi dotyczy oceny plonu korzenia odebranego przez przemysł w czasie kampanii, na podstawie przewidywanego ciężaru korzenia w dniu 10 października.

W pierwszym etapie prognozuje się więc plon biologiczny, w drugim zaś handlowy. Dla przemysłu cukrowniczego ważny jest plon handlowy, gdyż informuje on o spodziewanej masie do przerobienia w czasie kampanii. Prognozy plonu handlowego, przeprowadzone powyższą metodą przez Instytut Przemysłu Cukrowniczego, dokonane zostały przy zastosowaniu rachunku korelacji i regresji.

W Instytucie Przemysłu Cukrowniczego stosowano również inne metody prognozowania oparte na rachunku korelacji i regresji. Wprowadzono mianowicie do rachunku większą liczbę zmiennych objaśniających, jak: opady, temperaturę, trend. Taki model, jak wykazały badania przeprowadzone w latach 1957—1967, dały zadowalające wyniki. Przy zastosowaniu omawianej metody wielkości błędu prognozy dokonanej na różne terminy (w latach 1957—1967) przedstawiały się następująco²²:

²¹ K. Metelski: *Metoda prognozowania plonów buraków cukrowych*, „Prace Instytutów i Laboratoriów Badawczych Przemysłu Spożywczego”, t. XX, z. 1, Warszawa 1970, s. 149.

²² Metelski: *Metody prognozowania...*, s. 159.

data	błąd w q/ha
20 VIII	30,1
20 IX	21,7
10 X	17,7

Błąd prognozy w 1967 r. wynosił 8,5 q/ha, licząc przeciętnie na dekadę. Wydaje się, że wprowadzenie dodatkowych zmiennych objaśniających (np. wilgotności i typu gleby) aczkolwiek skomplikowałoby znacznie stronę rachunkową, podniosłoby efektywność predykcji, szczególnie przy prognozowaniu w skali mikroregionów. Przy prognozowaniu w skali makroregionów wpływ tych czynników niweluje się.

Rachunek korelacji i regresji stosował również S. Wacławowicz przy prognozowaniu plonów zbóż w oparciu o szeregi czasowe.²³ Badania przeprowadzone przez autora wykazały, że na wielkość plonów zbóż ma wpływ przede wszystkim nawożenie organiczne i mineralne. Stosując rachunek korelacji i regresji zależność tę określił następującą relacją:

$$Y = 5,69 + 0,07x + 0,63z \quad (6)$$

gdzie:

Y — przeciętny prognozowany plon 4 zbóż w województwie krakowskim w q/ha,

x — nawożenie mineralne w czystym składniku NPK w kg/ha,

z — obornik w tonach na 1 ha.

Z równania (6) wynika, że 1 kg nawozów mineralnych w czystym składniku powoduje przeciętny przyrost plonów czterech zbóż w województwie krakowskim o 7 kg, natomiast jedna tona obornika — o 63 kg. Znając poziom nawożenia mineralnego i obornikowego można w oparciu o relację (6) określić wysokość plonów w przyszłości. Zgodność danych empirycznych z danymi obliczonymi przez autora na podstawie równania (6) była wysoka (współczynnik zbieżności wynosił 0,226, zaś współczynnik korelacji wielorakiej był równy 0,884).

W oparciu o rachunek korelacji i regresji można badać wpływ większej liczby zmiennych egzogenicznych na poziom plonów. Ilość zmiennych nie może być jednak zbyt duża, ponieważ estymacja parametrów linii regresji jest wówczas poważnie utrudniona. Próbę tego typu badania podjął A. Zeliaś²⁴. Punktem wyjściowym dla dokonywania prognoz plonów jest tu agroekonometryczny model skonstruowany przy uwzględnieniu tych zmiennych objaśniających, co do których, zdaniem autora, są dostępne wiarygodne dane, a ponadto, które odgrywają istotną rolę w rozwoju roślin. Dla zbadania ilościowych związków zachodzących mię-

²³ Wacławowicz: *Metodyka określania...*, s. 103.

²⁴ A. Zeliaś: *Ekonometryczne metody budowy prognoz*, „Zeszyty Naukowe WSE Kraków”, seria specjalna: Rozprawy habilitacyjne, nr 20, Kraków 1970.

dzy poziomem plonów a czynnikami kształtującymi je, przyjęta została rozszerzona funkcja typu Cobba-Douglasa o postaci ²⁵:

$$Y = \alpha_0 \cdot X_{1t-1}^{\alpha_1} \cdot X_{2t}^{\alpha_2} \cdot 10^{\alpha_3 x_{3t}} \cdot 10^{\xi_t} \quad (7)$$

gdzie:

- Y_t — przeciętne plony badanych ziemiopłodów w q/ha w okresie t obliczone z funkcji produkcji,
 X_{1t-1} — zużycie nawozów organicznych w t/ha gruntów ornych w okresie t wzięte z rocznym opóźnieniem,
 X_{2t} — zużycie nawozów mineralnych w czystym składniku NPK na 1 ha użytków rolnych w okresie t ,
 X_{3t} — zmienna zero-jedynkowa obrazująca wpływ zmiennych czynników klimatycznych na wahania plonów ziemiopłodów, przyjmuje ona wartość 1 w latach nieparzystych i wartość 0 w latach parzystych,

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ — parametry strukturalne modelu.

W literaturze spotyka się także propozycje prognozowania plonów jednych roślin uprawnych w oparciu o znajomość plonów innych. ²⁶ Badania takie przeprowadził oprócz J. Liczkowskiego także L. Zalewski stwierdzając, że istnieje wyraźna korelacja między plonami różnych upraw. ²⁷ I tak, mając np. plony jęczmienia jarego można prognozować plony pszenicy jarej i ozimej. Jednak ze względu na fakt, że przewidywanie plonów jednych roślin na podstawie znajomości plonów innych może być zastosowane w ciągu okresu wegetacyjnego zbyt późno, metoda ta nie znajduje szerszego zastosowania.

Zagadnienie prognozowania plonów było również przedmiotem zainteresowań badaczy zagranicznych. Najstarszą metodą prognozowania plonów, niemal tak starą jak i samo rolnictwo, była wizualna ocena plonów. Metodę tę wykorzystywali kupcy zbożowi, a następnie urzędnicy państwowi. Znajomość poziomu przyszłych plonów zmniejszała ponoszone przez nich ryzyko spowodowane nagłymi fluktuacjami cen płodów rolnych. Jednak sami rolnicy nie zawsze byli zainteresowani obiektywną oceną plonów. W zależności od potrzeb podawali oni dane zawyżone lub zaniżone. Tendencję tę można było zauważyć przy porównywaniu danych od farmerów z informacjami urzędników podatkowych. Dlatego też ciągle aktualne były poszukiwania nowych, bardziej obiektywnych metod przewidywania plonów. Zaczęto więc posługiwać się metodami opartymi na

²⁵ Zeliaś: *op. cit.*, s. 68.

²⁶ J. Liczkowski: *Statystyczne metody badania produkcji roślinnej (na przykładzie PGR Poznań)*, Poznań 1961.

²⁷ Zalewski: *Plony głównych ziemiopłodów...*

miarach niewielkiej części zasiewów. Dokładne wyliczenie przypadkowej próbki zasiewów pozwalało zorientować się w wysokości plonów. Można było tego dokonać tuż przed żniwami.

Po raz pierwszy rachunkową próbę prognozowania plonów zaproponował W. Rawson, gubernator wyspy Barbados w 1874 r.²⁸ Na podstawie długoletnich obserwacji stwierdził on, że plony trzciny cukrowej w danym roku są funkcją ilości opadów w roku ubiegłym. Do podobnego wniosku doszedł N. Shaw, który zaobserwował, że plony pszenicy we wschodniej Anglii zależą od ilości opadów jesiennych roku poprzedniego.²⁹ Obliczony współczynnik korelacji pomiędzy nadmiernymi opadami jesiennymi roku ubiegłego a plonami pszenicy przyjął wartość $r_{yx} = -0,62$. Istotnym uzupełnieniem badań wspomnianych wyżej autorów było wprowadzenie przez R. H. Hookera współczynnika korelacji częstkowej.³⁰

Rachunek korelacji był również wykorzystywany do prognozowania plonów przez Rosyjskie Biuro Agrometeorologiczne. Zajmowało się ono określaniem zależności między fazami fenologicznymi roślin a czynnikami agrometeorologicznymi. Badania tego typu zapoczątkował P. J. Brunow³¹. Ze względu na mało rozwinięte w owym czasie metody statystyczne w Rosji, zależności te przedstawione zostały jedynie w postaci wykresów.

W 1916 r. w Stanach Zjednoczonych został utworzony oddział Agrobiologii, który zajmował się m. in. badaniem wpływu warunków atmosferycznych na poziom plonów. Dwaj pracownicy tego oddziału: J. A. Hodges (w 1931 r.)³² i W. A. Mattice (w 1951 r.)³³ przeprowadzili takie obserwacje w Pasie Zbożowym USA. Obliczony przez nich współczynnik korelacji wielorakiej pomiędzy opadami atmosferycznymi i temperaturą w letnich miesiącach na terenie Pasa Zbożowego USA a wysokością osiągniętych plonów wyniósł: $R = 0,82$.

Podobne badania były przeprowadzone w Indii przez S. M. Jacoba³⁴

²⁸ W. Rawson: *Report upon the Rainfall of Barbados and upon its Influence on the Sugar Crop, House of Assembly, Barbados 1874.*

²⁹ N. Shaw: *Autumn Rainfall and Wheat Symons*, „Meteorological Magazine”, 1905.

³⁰ R. H. Hooker: *Correlation of Weather and Crops*, „Journal of the Royal Statistical Society”, 1907.

³¹ P. J. Brunow: *Mieteorologiczeskije Uczrieżdienija i Agromieteorologiczeskije Stancyi rukowodimyje uczrieżdienijem*, „Zapiski Agrobiologiczeskoj Agrobiometeorologii”, 1901.

³² J. A. Hodges: *The Effect of Rainfall and Temperature on Corn Fields in Kansas*, „Journal of Farm Economic”, 1931.

³³ W. A. Mattice: *Weather and Corn Yields*, „United States Department of Agriculture Monthly Weather Review”, 1951.

³⁴ S. M. Jacob: *Correlation of Rainfall and the Succeeding Crops with Special Reference to the Punjab*, Cambridge 1916.

i we Włoszech przez G. Azziego³⁵. Jacob przy prognozie areалу zajętego pod uprawę bawełny w Pendżabie przyjął dwie zmienne objaśniające: stosunek cen pszenicy do cen bawełny oraz datę rozpoczęcia deszczów monsunowych. Natomiast Azzi za czynnik determinujący wysokość plonów uznał ilość opadów odpowiadającą medianie szeregu złożonego z lat o nadmiernych opadach i lat suszy. Tę ilość opadów określił on mianem „równoważnika meteorologicznego”.

W 1924 r. ukazała się podstawowa w dziedzinie prognozowania praca R. A. Fishera³⁶. Według Fishera, decydującym czynnikiem wpływającym na wielkość osiągniętych plonów jest nie tyle suma opadów w określonych miesiącach, ile ich rozkład w czasie. Postulat ten został uwzględniony w jego badaniach przez wprowadzenie tzw. regresji całkowej, zwanej w literaturze regresją całkową Fishera. Jest bowiem rzeczą mało prawdopodobną, by ilość opadów np. w maju miała taki sam wpływ na wysokość plonów, jak deszcze padające np. w sierpniu. Stąd stosowanie zwykłej regresji poziomu plonów względem sumy opadów w czasie jest niewłaściwe. Lepsze oszacowanie plonów, zdaniem Fishera, można by uzyskać przez rozwiązanie następującego równania regresji:

$$Y = c + a_1 r_1 + a_2 r_2 + a_3 r_3 + a_4 r_4 \quad (8)$$

gdzie:

a_i — cząstkowe współczynniki regresji,

r_i — opady w czterech miesiącach decydujących o wysokości plonów (tj. opady maja, czerwca, lipca i sierpnia).

Z kolei efekt opadu w I części miesiąca jest z reguły inny niż efekt w dalszej jego części. Stąd wniosek, że należałoby badać opady w mniejszych przedziałach czasowych. Równanie regresji przyjmuje wówczas postać:

$$Y = c + a_1 r_1 + a_2 r_2 + \dots + a_n r_n \quad (9)$$

gdzie:

a_i — cząstkowe współczynniki regresji,

r_i — opad w badanym przedziale czasowym.

Równanie (9) można zapisać w innej postaci, mianowicie:

$$Y = c + \sum_{i=1}^n a_i r_i = c + \int_0^T a_r dt \quad (10)$$

Zapis (10) uzasadnia nazwę metody — regresja całkowita. Należy zauważyć, iż w miarę badania wpływu opadów atmosferycznych na plony w coraz mniejszych odstępach czasowych (np. 5-dniowych lub 10-dnio-

³⁵ G. Azzi: *Ecologia Agraria*, Torino 1928.

³⁶ R. A. Fisher: *The Influence of Rainfall on the Yield of Wheat at Rothamsted*, "Philosophical Transactions of the Royal Society of London", 1924, s. B, 213.

wych, a nawet krótszych) rosną statystyczne trudności oszacowania parametrów równania (10). Przy poszukiwaniu metod obliczania parametrów równania linii regresji, w przypadku kiedy okres czasowy podzielony jest na małe przedziały, Fischer doszedł do wniosku, że współczynniki regresji dla sąsiednich przedziałów będą mało różnić się od siebie i w przybliżeniu ułożą się według krzywej wielomianowej. W takim wypadku mogą one być wyrażone jako funkcja czasu t , czyli:

$$a_i = b_0 + b_1 t_i + b_2 t_i^2 + \dots + b_k t_i^k \quad (11)$$

gdzie b_i są nieznanymi stałymi. Można je określić wstawiając w miejsce a_i do wzoru (10). Otrzymamy wówczas:

$$\begin{aligned} Y &= c + \Sigma(b_0 + b_1 t_i + b_2 t_i^2 + \dots + b_k t_i^k) r_i = \\ &= c + b_0 \Sigma r_i + b_1 \Sigma r_i t_i + b_2 \Sigma r_i t_i^2 + \dots + b_k \Sigma r_i t_i^k \end{aligned} \quad (12)$$

Podstawiając $X_0 = \Sigma r_i$, $X_1 = \Sigma r_i t_i$, ..., $X_k = \Sigma r_i t_i^k$ wzór (12) można zapisać następująco:

$$Y = c + b_0 X_0 + b_1 X_1 + \dots + b_k X_k \quad (13)$$

W równaniu (13) zmienne X mogą być pomyślane jako zmienne niezależne, skorelowane z czasem. Przy takim założeniu wartości b_i w równaniu (11) stają się cząstkowymi współczynnikami regresji zależności określonej relacją (3) ze znacznie mniejszą liczbą zmiennych. Liczba zmiennych zależna jest od wymaganego stopnia wielomianu i wynosi $k+2$. Chcąc otrzymać dokładniejszą prognozę można wprowadzić dodatkową (lub dodatkowe) zmienne objaśniające, np. temperaturę. Należy przy tym podkreślić, że powyższą metodę prognozowania plonów można stosować jedynie wówczas, gdy pomiędzy plonami a czynnikami przyjętymi do analizy istnieje korelacja prostoliniowa.

W czasie II wojny światowej badania nad prognozowaniem plonów zostały zahamowane. W tym okresie na wyróżnienie zasługuje praca F. H. Sandersona ze Stanów Zjednoczonych, w której autor krytykuje ujemne strony punktowej metody szacowania plonów przez korespondentów rolnych.³⁷ Stwierdza, że taka ocena obciążona jest błędami trojakiemu rodzaju: a) plony średnie są niedoszacowane, b) nie doszacowuje się zmienności między latami, c) korespondenci obawiają się, by nie przekroczyć „dobrego” plonu. Autor omawianej pracy uważa, że wszystkie kwadraty współczynników korelacji wielorakiej (R^2) obarczone są błędem, stąd też należałoby korygować je przez wprowadzenie poprawki określonej wzorem:

$$\frac{n-1}{n-m} \quad (14)$$

³⁷ F. H. Sanderson: *The New Wheat Condition Figures Based on Weather Factor for the Prairie Provinces*, "Journal of American Statistic Association", 1942.

gdzie:

n — całkowita liczba obserwacji,

m — liczba stałych występujących w równaniu regresji (lub inaczej liczba szacowanych parametrów równania).

Fundamentalnym opracowaniem w zakresie prognozowania powierzchni zasiewów i zbiorów jest powojenna publikacja F. H. Sandersona, która ukazała się w 1954 r.³⁸ Autor omawia w niej wyczerpująco całość zagadnienia, uzupełniając go bogatą częścią statystyczną. Możliwość długookresowego prognozowania plonów Sanderson widzi w zastosowaniu rachunku korelacji i regresji. Za zmienne objaśniające w tego rodzaju badaniach przyjmuje warunki atmosferyczne. Sukces długookresowego prognozowania plonów może być osiągnięty tylko wówczas, gdy dobrze znane są czynniki pogodowe w przeszłości, jak też przewidywane warunki atmosferyczne w przyszłości. Pod wpływem pracy Sandersona wielu autorów i to zarówno meteorologów, ekonomistów, jak i statystyków zwróciło swoje zainteresowania w kierunku badania zależności plonów od cykli meteorologicznych. Wydawało się bowiem, że wykrycie i poznanie zjawiska cykli meteorologicznych pozwoli na dosyć precyzyjne dokonanie prognoz plonów. Badania na tym polu napotkały jednak duże trudności. Wynikały one głównie z braku dostatecznej ilości danych. Ścisłe dane meteorologiczne dostępne są dopiero od początku XIX wieku. Chociaż okres ten wydaje się dosyć długi, to jednak nie wystarcza do wyjaśnienia zjawisk cyklicznych. Z braku ścisłych danych niektórzy autorzy próbowali wykorzystać do tego rodzaju badań „pośrednie” dane, jak np. ceny produktów rolnych. Wnioski wyciągane z takich badań budziły jednak szereg wątpliwości. Tego rodzaju badaniami interesował się np. S. Jewons, który starał się znaleźć związek między okresem pojawienia się plam na słońcu a terminem rozpoczęcia żniw.³⁹ H. L. Moore uważał kryzysy handlowe za skutek wahań początku żniw i 8-letnich cykli planety Wenus.⁴⁰ Lista tego typu badań była dosyć długa. N. Shaw wymienia ponad 100 różnego rodzaju cykli o długości od 1 do 744 lat.⁴¹ Wydaje się jednak, że chociaż istnienie niektórych ich rodzajów cykli jest bezsporne, to nie powinny one stanowić głównej podstawy prognozowania plonów, pogody, czy też zbiorów. Trudno bowiem sądzić, czy wykryte w przeszłości cykle utrzymają się również w przyszłości.

Niektórzy autorzy widzieli możliwość prognozowania plonów w oparciu o badanie korelacji pomiędzy pogodą w różnych częściach świata.

³⁸ F. H. Sanderson: *Methods of Crop Forecasting*, Harvard University Press, Cambridge 1954.

³⁹ S. Jewons: *Investigations in Currency and Finance*, London 1884.

⁴⁰ H. L. Moore: *Economic Cycles: Their Law and Cause*, New York 1914.

⁴¹ N. Shaw: *Manual of Meteorology*, London 1936.

Pierwszą tego rodzaju próbę podjął T. Okada z Japońskiego Biura Pogody.⁴² Na podstawie wieloletnich obserwacji stwierdził on, że zbiory ryżu w północnej Japonii są skorelowane z marcowym ciśnieniem barometrycznym w Chile, dlatego też proponował włączenie obu zmiennych do formuły prognozowania plonów ryżu w Japonii.

Reasumując możemy stwierdzić, że z przedstawionego wyżej krótkiego przeglądu literatury dotyczącej problemu prognozowania plonów w rolnictwie wyłaniają się trzy zasadnicze podejścia:

- a) prognozy oparte na wizualnej obserwacji rosnących roślin,
- b) prognozy oparte na próbnym pomiarach rosnących roślin,
- c) prognozy oparte na obserwacji środowiska, w jakim rozwijają się rośliny, a zwłaszcza pogody.

Większe znaczenie, jak się wydaje, mają dwie ostatnie metody zwane obiektywnymi metodami prognozowania. Wśród statystycznych technik mających zastosowanie w zagadnieniu prognozowania na czoło wysuwa się rachunek korelacji i regresji w szerokim tego słowa znaczeniu.

РЕЗЮМЕ

Настоящая статья представляет собой довольно подробный обзор методов прогнозирования урожая как в сельском хозяйстве Польши, так и за рубежом. В работе широко используется отечественная и иностранная литература. В заключение автор приходит к выводу, что прогнозирование урожая в сельском хозяйстве опирается на: 1) зрительном наблюдении растущих растений, 2) пробных измерениях растущих растений, 3) наблюдениях за средой, в которой развиваются растения, особенно за погодой. Что касается статистических методов прогнозирования, то здесь следует отметить широко употребляемые корреляционное и регрессивное исчисление.

SUMMARY

The article presents a detailed survey of methods of crops prognosis in agriculture both in Poland and abroad. The analysis of the problem was based on a wide range of specialistic Polish and foreign literature. In the conclusion the author states that crops prognosis in agriculture is based mainly on (1) visual observation of growing plants, (2) test measurements of growing plants, and (3) observations of the environment in which the plants grow, weather conditions in particular. From among the statistical methods applied in crops prognosis in agriculture, general calculus of correlation and regression may seem to be most useful.

⁴² T. Okada: *On the Possibility of Forecasting the Summer Temperature and the Approximate Yield of the Rice Crop in Northern Japan* "Bulletin of the Central Meteorological Observatory of Japan" (1919) oraz "Memoirs of the Imperial Marine Observatory", 1922, vol. 1.