

Stanisław Stańko, Marcin Idzik

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych
Stosunków Gospodarczych SGGW

Zastosowanie różnych metod ilościowych w prognozowaniu zjawisk i procesów gospodarczych na podstawie szeregów czasowych, w których występują tendencja, wahania sezonowe i przypadkowe

Wstęp

Obecnie w wielu dziedzinach nauk empirycznych szerokie zastosowanie znajduje modelowanie matematyczne. Na podstawie modelu matematycznego obserwuje się i sprawdza prawa rządzące zjawiskami, najczęściej po to, aby przewidzieć, jak te zjawiska będą przebiegać. Proces poznawania rzeczywistości za pomocą modelu matematycznego polega na budowie modelu rozpatrywanego zjawiska, statystycznej estymacji jego parametrów i wnioskowaniu o mechanizmie jego rozwoju w czasie.

Prognoza ekonomiczna z zastosowaniem modelu matematycznego ma charakter statystyczno-ekstrapolacyjny, czyli podstawą tego rodzaju wnioskowania w przyszłość jest przede wszystkim statystyczna obserwacja związków i prawidłowości występujących między zmiennymi ekonomicznymi. Jeżeli istnieją podstawy, aby przypuszczać, że występujące w przeszłości powiązania między zmiennymi będą również aktualne w przyszłości, to związki te rzutuje się w przyszłość i na ich podstawie buduje się prognozę.

Przedstawiona w pracy analiza metod prognozowania zjawisk, w których poziom zmiennej endogenicznej jest zdeterminowany oddziaływaniem składnika systematycznego, periodycznego oraz losowego, jest analizą opartą na danych w postaci szeregu czasowego i wykorzystującą formalne metody statystyczne, a wyniki prognoz zależą bezpośrednio od zastosowanych metod prognozowania.

W sytuacjach, gdy prognoza ma charakter średniookresowy, model ekonomiczny powinien uwzględniać nie tylko trend i wahania losowe zmiennej objaśnianej, ale także różne jej wahania typu periodycznego. W większości

przypadków w rolnictwie wahania periodyczne powtarzają się w okresach roku, ale ich amplituda zależy od czynników naturalnych, technicznych, instytucjonalnych i społecznych,

Przedstawione w pracy zagadnienia można podzielić na dwie części. Pierwsza z nich dotyczy budowy oraz weryfikacji modeli matematycznych dla analizowanego zagadnienia, druga przedstawia problemy związane z praktycznym ich wykorzystaniem do celów prognostycznych. W artykule dokonano konstrukcji oraz oceny prognoz dla danych kwartalnych z wykorzystaniem metod: dekompozycji szeregu czasowego, wyrównywania wykładniczego Wintersa, ekstrapolacji trendów jednoimiennych okresów, funkcji regresji oraz analizy harmoniczej. Przykład empiryczny dotyczył kształtowania się skupu mleka w Polsce w okresie od pierwszego kwartału 1993 r. do pierwszego kwartału 2000 r. Przyjęto założenia, że horyzont prognozy obejmował cztery kwartały. Moment konstrukcji prognozy wyznacza czwarty kwartał każdego roku, poczynając do 1994 do 1999 r. Takie postępowanie umożliwia stopniowe wydłużanie okresu retrospekcji oraz szacowanie uaktualnionych modeli prognostycznych, na podstawie większej ilości informacji. Zastosowanie analizy *ex post* w stosunku do uzyskanych wyników prognozowania umożliwiło ocenę przydatności wspomnianych metod w prognozowaniu zjawisk o charakterze sezonowym.

Metody prognozowania skupu mleka

W literaturze przedmiotu występuje wiele metod uwzględniających wpływ wahań periodycznych na zmienną prognozowaną (m.in. Analiza ... [1996], Cieślak [1997], Dittman [1996], Filipiak [1998], Farnum, Stanton [1989], Grabiński i inni [1990], Kalisiak [1978], Kildiszew [1976], Mlinowska-Wasył [1970], Nowak [1998], Radzikowska [1999], Stańko [1999], Woźniak, Zeliaś [1975], Zeliaś [1997], Zieliński [1979]). W tym opracowaniu uwaga została zwrócona tylko na niektóre z nich.

Metoda Wintersa należy do adaptacyjnych technik prognozowania, zasługując na uwagę ze względu na fakt możliwości rozluźniania podstawowych założeń klasycznej teorii predykcji, o których piszą Pawłowski [1973], Stańko [1999], Zeliaś [1997]. Korzystanie z modelu Wintersa wymaga przyjęcia postawy pasywnej.

Ogólną postać modelu multiplikatywnego można opisać wzorem:

$$y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Prognozę w okresie (t) dla (p) okresów buduje się według wzoru:

$$\tilde{y}_{t+p}(t) = T_{t+p}^*(t) S_{t+p}^*(t) = [T_t^*(t) + p\beta_t(t)] S_{t+p}^*(t) \quad (2)$$

Stosowanie tej techniki prognozowania wymaga: danych empirycznych (y_t) , oceny trendu (T_t^*) w okresie t , oceny zmian trendu β_t^* w okresie t i wahań sezonowych dla poszczególnych okresów S_t^* , obliczonych w okresie t . Szczegółowy opis tej metody można znaleźć w pracach: Cieślak [1997], Dittman [1996], Farnum i Stanton [1989], Radzikowska [1999], Stańko [1999].

Do predykcji zmiennej prognozowanej na podstawie funkcji trendu z wahaniami periodycznymi można wykorzystać także metodę wskaźników, nazywaną dekompozycją sezonową. Szczegółową charakterystykę tej metody przedstawiają: Cieślak [1996], Kildiszew [1976], Radzikowska [1999], Stańko [1999], Zajac [1994], natomiast modyfikację tej metody opartą na iteracyjnym podejściu prezentuje Dittman [1996]. Badania wielkości wahań sezonowych dokonujemy metodą klasycznej dekompozycji sezonowej Census I. Prognozę buduje się przez ekstrapolację funkcji trendu i uwzględnienie efektu wahań sezonowych:

$$\tilde{y}_{t+p}(t) = \tilde{y}_{t+p} \times S_p \quad (3)$$

gdzie: $\tilde{y}_{t+p}(t)$ – prognoza zmiennej prognozowanej w okresie t ,

\tilde{y}_{t+p} – prognoza trendu w okresie t ,

S_p – czysty wskaźnik sezonowości.

Dla szeregu czasowego, w którym występują tendencja, wahania sezonowe i przypadkowe, do konstrukcji prognozy można także zastosować metodę ekstrapolacji trendów jednoimiennych okresów, według której modele tendencji rozwojowej budowane są oddzielnie dla poszczególnych okresów. Zbiór zaobserwowanych wartości zmiennej zależnej $(Y_{h=mk}, h = 1, \dots, m, k = 0, 1, \dots, n-1)$ dzielimy na m szeregów czasowych odnoszących się do tego samego okresu (sezonu) (Radzikowska [1999], Zeliaś [1997]). Poszczególne szeregi czasowe opisujemy funkcją trendu, która w przypadku modelu liniowego ma postać:

$$Y_{kh} = \beta_{0h} + \beta_{1h} t_{kh} + \varepsilon_{kh} \quad (4)$$

gdzie: Y_{kh} – wartości szeregu czasowego w okresie (sezonie) h ,
 t_{kh} – zmienna czasowa t taka, że $t_{kh} = h + m(k - 1)$,
 β_{oh}, β_{lh} – parametry strukturalne h -tego modelu,
 ε_{kh} – składnik losowy.

Parametry modelu szacujemy za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów. W przypadku modelu liniowego otrzymujemy:

$$Y_{kh} = \beta_{oh}^* + \beta_{lh}^* t_{kh} + \varepsilon_{kh} \quad (5)$$

gdzie: $\beta_{oh}^*, \beta_{lh}^*$ są ocenami parametrów β_{oh}, β_{lh} wyznaczonymi na podstawie n obserwacji [Grabiński i inni 1981]. Rozwiniętą koncepcję wyznaczania trendów jednoimiennych okresów przedstawiła Małinowska-Wasył [1970]. Równanie prognozy ma postać:

$$\tilde{y}_{Th} = \beta_{oh}^* + \beta_{lh}^* T, T = n + 1, h = 1, \dots, m \quad (6)$$

Inny sposób uwzględniania wahań periodycznych polega na przedstawieniu ich w postaci analizy harmonicznej. Charakterystykę tej metody można znaleźć w pracach: Radzikowska [1999], Cieślak [1997], Dittman [1996], Kildiszew [1976]. Analiza harmoniczna polega na budowie tzw. harmonik, tj. funkcji sinusoidalnych lub cosinusoidalnych o danym okresie. Pierwsza harmonika ma okres równy długości okresu badanego, druga – połowę tego okresu, trzecia – jednej trzeciej tego okresu itd. W przypadku n obserwacji liczba wszystkich harmonik jest równa $\frac{n}{2}$. Zapis tego modelu jest następujący:

$$y = \sum_{i=0}^p \alpha_i t^i + \sum_{j=1}^{\frac{m}{2}} \beta_{1j} \cos \omega_j t + \sum_{j=1}^{\frac{m}{2}} \beta_{2j} \sin \omega_j t + \varepsilon_t \quad (7)$$

gdzie: $\omega_j = \frac{2j\Pi}{m}$, $j = 1, \dots, \frac{m}{2}$, $t = 1, \dots, n$

$$y = (y_1, \dots, y_n), \alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p), \beta_1 = (\beta_{11}, \dots, \beta_{1\frac{m}{2}}),$$

$$\beta_2 = (\beta_{22}, \dots, \beta_{2\frac{m}{2}-1}), \varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n)$$

Postać prognozy wyniku z modelu:

$$\tilde{y}_t = f(t) + \sum_{j=1}^{\frac{m}{2}} \left[\beta_{1j} \cos \frac{2j\pi}{m} + \beta_{2j} \sin \frac{2j\pi}{m} \right] \quad (8)$$

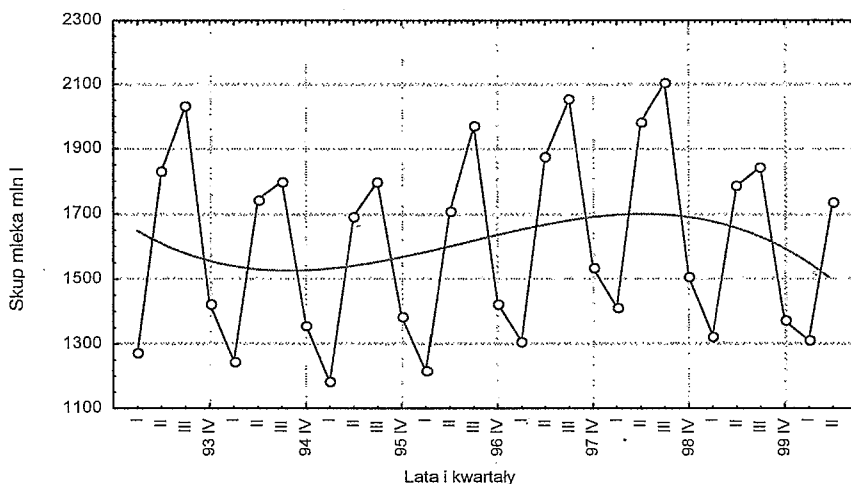
Do budowy prognozy na podstawie szeregu czasowego z wahaniami sezonowymi można także wykorzystać modele funkcji regresji (Farnum, Stanton [1989], Stańko [1999], Józwiak [2000]). W przypadku modelu multiplikatywnego postać funkcji regresji jest następująca:

$$Y_t = \beta_0 \times \beta_1^t \times S_1 x_1 \times S_2 x_2 \times \dots \times S_L x_L \times \varepsilon \quad (9)$$

gdzie: x_1, x_2, \dots, x_L – zmienne dla okresów,
 β_0, β_1 – parametry strukturalne funkcji,
 ε_t – składnik wahań przypadkowych,
 S – sezonowość.

Modele kształtowania się wielkości skupu mleka w Polsce

Skup mleka w Polsce charakteryzuje się sezonowością (wykres 1). Rosnącą ilość skupowanego mleka odnotowuje się w drugich, a najwyższą w trzecich kwartałach (23% wyższy niż średni skup w roku). Najniższy skup ma miejsce w pierwszych kwartałach i jest niższy o 22% w stosunku do średniego poziomu w roku. Opisując szereg czasowy skupu mleka w okresie od pierwszego kwartału 1993 do drugiego kwartału 2000 r. wielomianem stopnia trzeciego: $y = 1750,3 - 76,23 \times x + 7,055 \times x^2 - 0,166 \times x^3 + \varepsilon$, możliwe jest określenie wyraźnej tendencji spadkowej na początku oraz na końcu badanego okresu. Tendencja rosnąca występuje natomiast w środku badanego okresu. Powyższe spostrzeżenie uwzględnione w analizie dodatkowo wskaże na metody, których algorytm pozwala uwzględnić tego typu zmiany. Budowane prognozy będą prognozami średniookresowymi, ponieważ dotyczą roku $n + 1$, z uwzględnieniem wszystkich okresów.



Wykres 1

Kwartalny skup mleka w Polsce w latach 1993–2000, wg GUS

Prognozy uzyskane metodą Wintersa

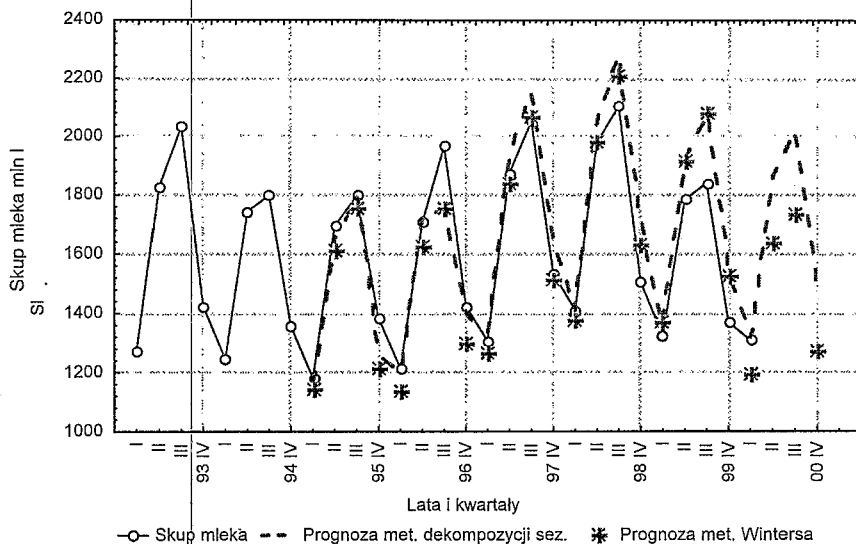
Do konstrukcji prognoz zastosowano model multiplikatywny Wintersa. Przy wyborze parametrów wygładzania zastosowano kryterium minimalizacji średniego kwadratowego błędu prognoz ex post ([Dittman 1996], [Zeliaś 1996], [Stańko 1999]). Stałe wygładzania oraz parametry modelu szacowano sekwencyjnie dla każdego roku, zwiększając jednocześnie stopniowo okres retrospekcji. Do wyznaczenia prognoz na rok 1995 oszacowano model na podstawie danych z lat 1993–1994, prognozy na rok 1996 uzyskano z modelu oszacowanego na podstawie danych z lat 1993–1995 itd.

Należy zauważyć, iż w dziesięciu przypadkach (tabela 1, wykres 4) otrzymano prognozy niedopuszczalne, przy przyjęciu rzędu dokładności prognoz w wysokości 5%. W pięciu przypadkach otrzymano prognozy zaniżone o więcej niż 5%, również tyle samo prognoz było niedopuszczalnie zawyżonych. Podczas rozpoczęcia tendencji wzrostowej w roku 1995 otrzymano prognozy zaniżone o 5,80%, tj. średnio o 99,92 mln I w skali roku. Podobna sytuacja miała miejsce w 1996 r. (tabela 2). Stosunkowo trafne prognozy uzyskano w 1997 r., gdy tendencja wzrostowa była kontynuowana. Wówczas bezwzględny błąd procentowy wyniósł 1,74%, tj. 28,70 mln I w skali roku. Gdy tendencja wzrostowa uległa zahamowaniu w 1998 roku, to prognozy skonstruowane na

ten rok były zawyżone średnio o 2,89%, przy błędzie bezwzględnym 4,06%, tj. 85,39 mln l w skali roku. W wyniku rozpoczęcia spadkowej tendencji skupu mleka w 1999 r. otrzymano prognozy zawyżone o 8,86%, tj. 159,18 mln l mleka rocznie. Ogólnie w okresie od pierwszego kwartału 1995 r. do pierwszego kwartału 2000 r. prognozy były zaniżone przeciętnie o 1,01%, a błąd bezwzględny procentowy prognoz wyniósł 6,13%, co stanowi średnio 111,43 mln l mleka w skali rozpatrywanego okresu.

Prognozy uzyskane metodą dekompozycji elementów szeregu czasowego

Do określenia wielkości wahań sezonowych zastosowano metodę klasycznej dekompozycji sezonowej Census I, model multiplikatywny. Postacie analityczne funkcji trendu wykorzystywanych do ekstrapolacji tendencji szacowane były sekwencyjnie w momencie konstrukcji prognozy dla każdego roku, podobnie jak w przypadku modelu Wintersa.



Wykres 2

Skup mleka i jego prognoza z zastosowaniem metody dekompozycji szeregu czasowego oraz metody Wintersa, model multiplikatywny

Przewidywane wielkości skupu mleka w poszczególnych latach należy uznać za zadowalające (wykres 2, tabela 1). Porównując otrzymane wielkości względnych, jak i bezwzględnych błędów prognozy z wartością krytyczną $\eta = 5\%$, możemy uznać wyznaczone prognozy, z wyjątkiem prognoz sporządzonych na rok 1998 ($\eta = 6,61\%$) za dopuszczalne (wykres 4, tabela 2). Stosunkowo trafne prognozy uzyskano w 1995 r., ich wyniki były zaniżone średnio o 2,97%, przy bezwzględnym błędzie procentowym 3,07%, tj. 66,07 mln l w skali roku. Podobna sytuacja miała miejsce w 1996 r., gdy prognozy zaniżone były o 3,08%, tj. średnio o 111,54 mln l w skali roku. W 1997 r., gdy tendencja wzrostowa była kontynuowana, prognozy były zawyżone to 4,52%, tj. średnio o 85,06 mln l w skali roku. Gdy tendencja wzrostowa uległa zahamowaniu w 1998 r., prognozy skonstruowane na ten rok były zawyżone średnio o 6,61%, przy błędzie bezwzględnym 6,69%, tj. 147,03 mln l w skali roku. W wyniku rozpoczęcia spadkowej tendencji skupu mleka w 1999 r. otrzymano prognozy zawyżone o 8,80%, tj. średnio o 162,13 mln l w stosunku do rzeczywistego poziomu skupu mleka w Polsce w 1999 r. Ogólnie w okresie od pierwszego kwartału 1995 r. do pierwszego kwartału 2000 r. prognozy były zawyżone o 2,68%, a błąd bezwzględny prognoz wyniósł 4,4%, co stanowi średnio 117,20 mln l mleka w skali pięciu lat. Należy zauważyć, iż w ośmiu przypadkach otrzymano prognozy niedopuszczalne w świetle przyjętego 5-procentowego błędu.

Prognozy uzyskane metodą ekstrapolacji trendów jednoimiennych okresów

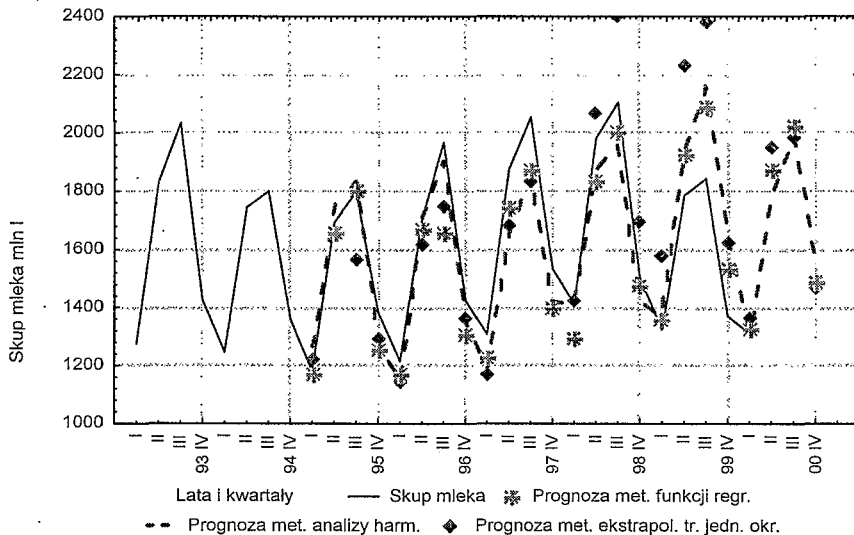
Korzystając z metody ekstrapolacji trendów jednoimiennych okresów, skonstruowano prognozy wielkości skupu mleka na poszczególne kwartały kolejnych lat ($t = k + 1$) (wykres 3). W tabeli 1 przedstawiono wartości błędów średnich oraz względnych procentowych dla prognoz w kolejnych kwartałach w latach 1995–2000. Rezultaty prognozowania z zastosowaniem metody ekstrapolacji trendów jednoimiennych okresów należy uznać za niezadowalające. W piętnastu przypadkach na 21 postawionych prognoz (wykres 6) otrzymano prognozy niedopuszczalne, z czego w dziewięciu przypadkach prognozy wskazywały wysoce zawyżone wartości w stosunku do rzeczywistego skupu. Ogólnie w okresie od pierwszego kwartału 1995 r. do pierwszego kwartału 2000 r. prognozy były zaniżone o 1,99%, a bezwzględny błąd procentowy prognoz wyniósł 10,27%, co stanowi średnio 218,47 mln l mleka w skali rozpatrywanego okresu (tabela 2).

Prognozy uzyskane metodą analizy harmonicznej

Przed oszacowaniem parametrów harmonik szereg czasowy został poddany procesowi detrendyzacji. Największy udział w wyjaśnianiu sezonowej zmienności skupu mleka w Polsce ma harmonika trzecia o cyklu równym 4 kwartały, wyjaśniając 88% zmienności zmiennej prognozowanej. Harmonika druga, prezentująca wahania o cyklu 1,5-rocznym, wyjaśniła 3% zmienności zmiennej. Ponieważ harmoniki druga i trzecia wyjaśniają w sumie 92% zmienności skupu mleka, do prognozowania wykorzystano model tylko z tymi harmonikami. Oszacowany model ma postać:

$$Y = f(t) + 0,421\sin(t\pi/3) - 76,40\cos(t\pi/3) - 328,8\sin(t\pi/2) - 175\cos(t\pi/2)$$

Wyniki prognozowania oraz błędy prognoz wyznaczonych metodą analizy harmonicznej w poszczególnych kwartałach przedstawiają tabela 1 oraz wykresy 3 i 5. W dwunastu przypadkach otrzymano prognozy niedopuszczalne w świetle maksymalnego 5-procentowego błędu. Podczas tendencji wzrostowej w 1995 roku otrzymano prognozy zawyżone o 1,50%. Błąd bezwzględny tych prognoz wyniósł 5,05%, co stanowi średnio odchylenie 71,54 mln l w skali roku. Trafne prognozy uzyskano w 1996 r., gdy były one zaniżone o 3,39%, przy błędzie bezwzględnym 3,6%, co stanowi 136,02 mln l w skali roku. W 1997 r. prognozy wskazywały, iż skup mleka będzie niższy niż to miało miejsce w rzeczywistości o 9,48%, tj. 163,21 mln l, podobnie jak w 1998 r. W wyniku postępującej spadkowej tendencji skupu mleka w 1999 r. otrzymano prognozy zawyżone średnio o 12,13%, tj. 195,93 mln l mleka rocznie. Ogólnie w rozpatrywanym okresie prognozy były zaniżone o 0,70%, a bezwzględny błąd procentowy prognoz wyniósł 5,83%, co stanowi średnio 108,25 mln l.



Wykres 3

Skup i prognoza skupu mleka z zastosowaniem metody analizy harmonicznej, metody ekstrapolacji trendów jednoimiennych okresów oraz funkcji regresji

Prognozy uzyskane metodą funkcji regresji

Korzystając z metody funkcji regresji skonstruowano prognozy skupu mleka na poszczególne kwartały kolejnych lat (wykres 3). Ogólnie w okresie od pierwszego kwartału 1995 r. do pierwszego kwartału 2000 r. prognozy wskazywały, iż skup mleka będzie niższy od rzeczywistego o 2,83%, przy bezwzględnym błędzie procentowym 5,62% (105,0 mln l) średnio w skali badanego okresu. W czternastu przypadkach na 21 postawionych prognoz otrzymano prognozy niedopuszczalne (tabela 1). Wyniki jedenastu prognoz były zaniżone o więcej niż 5%. Podczas tendencji wzrostowej w roku 1995 otrzymano prognozy zaniżone o 3,06%, podobnie jak w 1996 r. o 7,57% oraz w 1997 r. o 7,68%. Gdy tendencja wzrostowa uległa zwolnieniu w 1998 roku, prognozy skonstruowane na ten rok były zaniżone o 5,63%, tj. średnio 98,83 mln l w skali roku. W wyniku postępującej spadkowej tendencji skupu mleka w 1999 r. otrzymano prognozy zawyżone średnio o 8,87%, tj. 144,93 mln l mleka rocznie.

Tabela 1

Błędy prognoz przy zastosowaniu różnych metod prognozowania

Data obserwacji, rok i kwartał	Rzeczywisty skup mleka mln l	Błędy prognoz wg zastosowanych metod prognozowania									
		metoda Wintersa		dekompozycja sezonowa		ekstrapolacja trendów jednoimiennych okresów		analiza harmoniczna		funkcja regresji	
		RMSE*	MPE**	RMSE*	MPE**	RMSE*	MPE**	RMSE*	MPE**	RMSE*	MPE**
I 1995	1182	39,99	-3,38	9,82	-0,83	37	3,13	84,04	7,11	10,12	-0,86
II	1694	84,11	-4,97	35,34	-2,09	35	-2,07	67,97	4,01	36,83	-2,17
III	1798	44,77	-2,49	3,7	0,21	233	-12,96	35,71	1,99	0,4	0,02
IV	1385	171,04	-12,35	126,89	-9,16	92	-6,64	98,43	-7,11	127,88	-9,23
I 1996	1216	81,19	-6,68	12,25	-1,01	74,33	-6,11	72,17	-5,94	43,58	-3,58
II	1707	81,91	-4,8	28,29	1,66	86,33	-5,06	7,23	0,42	38,75	-2,27
III	1968	210,87	-10,71	219,46	-11,15	220,03	-11,18	63,88	-3,25	312	-15,85
IV	1425	127,43	-8,94	25,65	-1,8	63	-4,42	68,45	-4,8	122,08	-8,57
I 1997	1308	37,8	-2,89	24,96	1,91	136	-10,4	117,66	-9	80,43	-6,15
II	1875	32,01	-1,71	70,36	3,75	192,05	-10,24	222,43	-11,86	129,95	-6,93
III	2053	17,11	0,83	98,51	4,8	216,56	-10,55	202,51	-9,86	177,32	-8,64
IV	1535	23,43	-1,53	116,9	7,62	145	-9,45	110,25	-7,18	138,23	-9
I 1998	1412	33,23	-2,35	2,53	-0,18	13,6	0,96	9,9	-0,7	117,7	-8,34
II	1982	3,54	0,18	63,42	3,2	88,8	4,48	110,7	-5,59	146,07	-7,37
III	2104	109,22	5,19	180,3	8,57	293,4	13,94	140,07	-6,66	102,68	-4,88
IV	1506	128,41	8,53	223,47	14,84	188,6	12,52	75,23	-5	28,88	-1,92
I 1999	1326	46,8	3,53	31,17	2,35	252,2	19,02	37,67	2,84	32,48	2,45
II	1785	132,19	7,41	140,06	7,85	442,6	24,8	164,63	9,22	141,54	7,93
III	1843	237,42	12,88	240,26	13,04	539,7	29,28	319	17,31	241,41	13,1
IV	1371	159,13	11,61	163,79	11,95	252,3	18,4	262,42	19,14	164,28	11,98
I 2000	1311	112,41	-8,57	9,76	0,74	56	4,27	2,98	0,23	12,48	0,95

Źródło: Obliczenia własne. * odchylenie standardowe, ** średni błąd procentowy.

Podsumowanie

Przeprowadzone badania empiryczne i ich wyniki dla zjawisk z różną dynamiką zmian i wahaniami sezonowymi przyniosły znaczną liczbę interesujących spostrzeżeń.

W tabeli 2 zostały zamieszczone wyniki średnich rocznych względnych oraz bezwzględnych błędów prognoz skupu mleka w Polsce. Wartości błędów reprezentują uśrednione kwartalne błędy prognoz w kolejnych latach. Odchylenia prognoz generowanych przez poszczególne modele różnią się niekiedy znacznie, ale wszystkie prognozy wskazują na wzrost skupu mleka w latach 1996–1997. Odmienna sytuacja ma miejsce w latach 1998–1999, gdy w wyniku zmiany kierunku ogólnej tendencji rozwojowej wyniki uzyskanych prognoz znacznie różnią się od siebie ze względu na zastosowaną metodę prognozowania.

Tabela 2

Średnie roczne względne oraz bezwzględne błędy procentowe prognoz wg zastosowanych metod

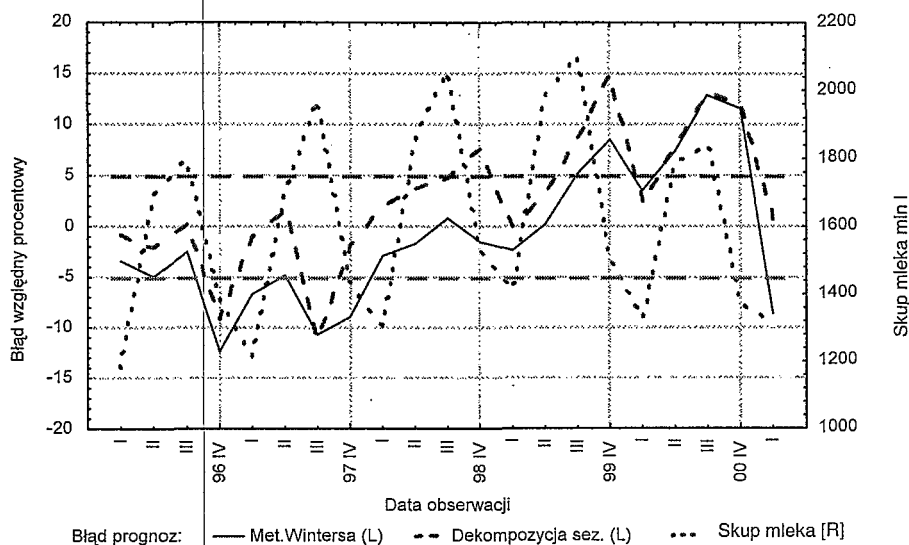
Lata	Metoda prognozowania									
	wygładzania wykładniczego Wintersa		dekompozycja sezonowa		ekstrapolacja trendów jed- noimiennych okresów		analiza harmo- niczna		funkcja regresji	
	Błąd procentowy									
	MPE	MAPE	MPE	MAPE	MPE	MAPE	MPE	MAPE	MPE	MAPE
1995	-5,80	5,80	-2,97	3,07	-4,63	6,20	1,50	5,05	-3,06	3,06
1996	-7,78	7,78	-3,08	3,09	-6,69	6,69	-3,39	3,60	-7,57	7,57
1997	-1,32	1,74	4,52	4,52	-10,16	10,16	-9,48	9,48	-7,68	7,68
1998	2,89	4,06	6,61	6,69	7,98	7,98	-4,48	4,48	-5,63	5,63
1999	8,56	8,56	8,80	8,80	22,88	22,88	12,13	12,13	8,87	8,87
2000	-8,57	8,57	0,74	0,74	4,27	4,27	0,23	0,23	0,95	0,95
Średnio	-1,01	6,13	2,68	4,40	1,99	10,27	-0,70	5,83	-2,83	5,62

Źródło: Obliczenia własne. MPE – średni błąd procentowy, MAPE – średni bezwzględny błąd procentowy prognoz.

Rozpatrując skuteczność prognozowania z zastosowaniem omawianych metod, należy stwierdzić, iż praktyczne zastosowanie prognostyczne w omawianym przypadku może znaleźć metoda dekompozycji szeregu czasowego. Jedynie w przypadku tej metody średni bezwzględny błąd procentowy progno-

zy w okresie od pierwszego kwartału 1995 r. do pierwszego kwartału 2000 r. nie przekracza wartości krytycznej ($\eta = 5\%$), który najczęściej przyjmuje się w prognozach w rolnictwie.

Charakteryzując prezentowane techniki prognostyczne w ocenie Steinhaus [1956] pod kątem wartości informacyjnej, poznawczej oraz ostrzegawczej, należy wskazać na metodę dekompozycji szeregu czasowego oraz funkcji regresji, jako te, które dają stosunkowo najdokładniejsze prognozy. Trafna prognoza w tym przypadku zależy głównie od poprawnie oszacowanego trendu. Na uwagę zasługuje natomiast prostota konstrukcji modelu, łatwa interpretacja oraz wysoka wartość poznawcza wyodrębnionych pośrednio elementów składowych modelu, których uzyskanie jest niejednokrotnie celem głównym stosowania różnych technik analizy szeregów czasowych. Warto nadmienić, że modele funkcji regresji były szacowane na podstawie danych nie oczyszczonych z wahań sezonowych, gdyż często po wyeliminowaniu wahań sezonowych traci się możliwość uzyskania dobrego modelu, generującego wielkości przez model odzwierciedlane w sposób prawidłowy. Podczas ustabilizowanej tendencji błędy prognoz w niewielkim stopniu przekraczały wartość krytyczną błędu (wykres 4).

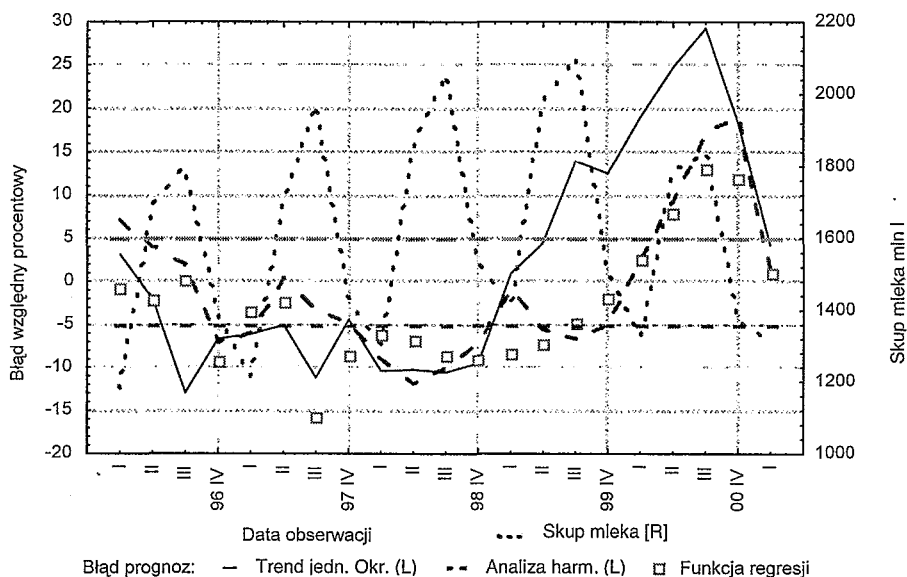


Wykres 4

Analiza ex post błędów bezwzględnych prognoz uzyskanych metodą Wintersa oraz dekompozycji szeregu czasowego.

Prognozy uzyskane na podstawie metody dekompozycji szeregu czasowego można uznać za wiarygodne, zważywszy na niewielkie wartości błędów prognoz. Podstawą takiego wyniku prognozowania jest możliwość odrębnego modelowania poszczególnych elementów szeregu, co w powiązaniu z doświadczeniem prognosty daje zadowalające rezultaty. Wyniki prognoz uzyskane innymi z omawianych metod charakteryzują się większymi błędami, jednak nie powinno to powodować rezygnacji z praktycznego zastosowania tych metod w procesie predykcji innych zjawisk gospodarczych. Dokładność prognozy zależy od typu modelu i jego właściwości.

Zastosowanie modeli do prognozowania w rolnictwie nie może odbywać się w sposób automatyczny ze względu na duży wpływ czynników losowych i instytucjonalnych na wyniki uzyskiwanych prognoz. Poprawna konstrukcja prognozy wymaga prognozowania ogólnej tendencji rozwojowej i odrębnego prognozowania odchyleń od tej tendencji, wywołanych działaniem między innymi czynników przyrodniczych.



Wykres 5

Analiza ex post błędów bezwzględnych prognoz

Najważniejszy wniosek praktyczny, jaki wynika z przedstawionej w pracy analizy porównania wartości prognostycznej niektórych popularnych i często stosowanych metod prognozowania zjawisk o charakterze sezonowym, polega na tym, że z punktu widzenia decydenta i prognosty ważne jest, aby zastosowa-

na technika dostarczała jak największej liczby informacji o prognozowanym zjawisku, pozwalała poznać strukturę szeregu czasowego i wskazać momenty, w których kształtujący się proces ulega zmianie.

Pomimo powszechnie dostępnych zaawansowanych obliczeniowych technik komputerowych, głównym zadaniem w procesach prognostycznych jest uzyskanie trafnych prognoz możliwie niskimi kosztami, co związane jest z dostępnością danych oraz czasem potrzebnym do uzyskania wyniku. Dlatego w praktycznym prognozowaniu należy głównie zwrócić uwagę na wiedzę i doświadczenie prognosty, a nie pokładać stuprocentowych nadziei uzyskania trafnej prognozy tylko przez mechaniczne zastosowanie bardziej zaawansowanej metody prognostycznej.

Literatura

- Analiza stosowalności zagranicznych metod prognozowania plonów w warunkach Polski.* IUNiG, Puławy 1996.
- DITTMAN P.: *Metody prognozowania sprzedaży w przedsiębiorstwie.* AE, Wrocław 1996.
- FARNUM N.R., STANTON W.: *Quantitative Forecasting Methods.* PSW-Kent Publishing Company, 1989.
- FILIPIAK K.: *Modele stochastyczne.* IUNG, Puławy 1998.
- GRABIŃSKI T., MALINA A., ZELIĄS A.: *Metody analizy danych na podstawie szeregów przekrojowo-czasowych.* AE, Kraków 1990.
- JÓŹWIĄK J., PODGÓRSKI J.: *Statystyka od podstaw.* PWE, Warszawa 2000.
- KALISIAK: *Ekonometryczne prognozy handlu zagranicznego.* PWN, Warszawa 1978.
- KILDISZEW G., FRENKEL A.: *Analiza szeregów czasowych i prognozowanie.* PWE, Warszawa 1976.
- MALINOWSKA-WASYL M.: *Budowa prognozy statystycznej dla procesu z wahaniami sezonowymi. Wybrane problemy prognoz statystycznych.* Warszawa 1970.
- NOWAK E.: *Prognozowanie gospodarcze.* Placet, Warszawa 1998.
- PAWŁOWSKI Z.: *Prognozy ekonometryczne.* PWN, Warszawa 1973.
- Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania.* Red. M. Cieślak. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997.
- RADZIKOWSKA B.: *Metody prognozowania.* AE, Wrocław 1999.
- STAŃKO S.: *Prognozowanie w rolnictwie.* Wydawnictwo SGGW, Warszawa 1999.

- STEINHAUS H.: O prognozie. *Zastosowania Matematyki*, z. 1, 1956.
- WOŹNIAK M., ZELIAŚ A.: O metodach badania dynamicznej struktury szeregów czasowych. *Przegląd Statystyczny* 1975, nr 2.
- ZAJĄC K.: *Zarys metod statystycznych*. PWE, Warszawa 1994.
- ZELIAŚ A.: *Teoria prognozy*. PWE, Warszawa 1997.
- ZIELIŃSKI Z.: *Metody analizy dynamiki rytmiczności zjawisk gospodarczych*. PWE, Warszawa 1979.

The application of some quantitative forecasting methods for economic time series with trend, seasonal and irregular components

Abstract

The article presents some useful methods for forecasting economical time series with trend and seasonal component. The example concerns milk time series for years 1991–1999. The predictions was made by the following methods: Winter's exponential smoothing, seasonal decomposition, harmonic analysis, regression analysis, extrapolating a trend the same stage. The authors presented the checking of the methods for the years 1993–1999, which gave satisfactory results – a right forecast highly depends on forecasting methods.