

Wstęp do modelowania szeregów czasowych

Wróćmy do modelu z przykładu 1.1. Na ile realistyczne jest założenie, że przedsiębiorcy, pytani w ankietach o oczekiwania na najbliższe trzy miesiące, biorą pod uwagę bieżący wskaźnik koniunktury i bieżący wskaźnik cen, skoro dane te nie są jeszcze dostępne w sprawozdawczości statystycznej? Czy w modelu nie powinniśmy raczej uwzględnić wcześniejszych, np. sprzed dwóch lub trzech miesięcy, wartości zmiennych objaśniających? Czy oczekiwań nie cechuje pewna inercja, czyli czy przedsiębiorcy nie są skłonni do podtrzymywania swoich wcześniejszych prognoz, nawet jeśli sytuacja gospodarcza powoli się zmienia? Na te pytania pomogą odpowiedzieć dynamiczne modele ekonometryczne (przykład 2.1). Następnie rozważymy alternatywne podejście do konstrukcji modeli ekonometrycznych, czyli metodę „od ogółu do szczegółu” (przykład 2.2). Ostatni przykład (2.3) dotyczy stopnia integracji zmiennych, regresji pozorowanej i relacji kointegrującej w ekonomicznych szeregach czasowych.

Przykład 2.1

Wyniki estymacji parametrów modelu z przykładu 1.1 (por. wydruk 1.2) sugerują, że mimo iż w momencie formułowania oczekiwań na temat koniunktury przedsiębiorcy nie mogą znać bieżących wartości wskaźnika koniunktury ani indeksu cen produkcji sprzedanej przemysłu (stają się one dostępne w Biuletynach Statystycznych z ok. dwumiesięcznym opóźnieniem), to jednak są to zmienne istotne statystycznie, a oszacowania parametrów mają znaki sensowne z ekonomicznego punktu widzenia. Niewykluczone, że aktywnie działający na rynku przedsiębiorcy są w stanie intuicyjnie ocenić bieżący poziom cen i stan koniunktury, nawet jeśli nie mają jeszcze dostępu do konkretnych liczb. Sprawdźmy jednak, czy **model z rozkładem opóźnień** (DL, ang. *distributed lag*) nie okaże się bardziej skuteczny jako opis kształtowania się oczekiwań na temat koniunktury. Jako górną granicę opóźnienia przyjmijmy $h = 3$; kwartał wydaje się być rozsądnym horyzontem w przypadku przedsiębiorców, którzy z jednej strony interesują się zapewne swoim otoczeniem ekonomicznym, ale z drugiej – analiza danych statystycznych nie jest dla nich priorytetem.

Model DL(3) skonstruowany na podstawie przykładu 1.1 przybiera postać:

$$\begin{aligned}
 KP_t = & \beta_0 + \beta_1 \cdot KB_t + \beta_2 \cdot KB_{t-1} + \beta_3 \cdot KB_{t-2} + \beta_4 \cdot KB_{t-3} + \beta_5 \cdot CP_t + \beta_6 \cdot CP_{t-1} + \\
 & + \beta_7 \cdot CP_{t-2} + \beta_8 \cdot CP_{t-3} + \beta_9 \cdot poliPiS_t + \beta_{10} \cdot poliSLD_t + \varepsilon_t.
 \end{aligned}
 \quad (2.1)$$

Zauważmy, że zmienne opisujące otoczenie polityczne nie podlegają opóźnieniom, ponieważ nawet w Polsce gabinety polityczne nie zmieniają się co kilka miesięcy!

Aby oszacować parametry model, w okienku „specyfikacja modelu” (po poleceniach Model → Klasyczna metoda najmniejszych kwadratów) wybieramy *KP* jako zmienną objaśnianą, a *KB*, *CP*, *poliPiS* i *poliSLD* jako zmienne objaśniające, podobnie jak w przykładzie 1.1. Dodatkowo klikamy jeszcze w pole opóźnienia i ustalamy dla zmiennych *KP* i *CP* opóźnienia od 0 (wartość bieżąca) do 3 (opóźnienie o trzy miesiące). Otrzymujemy wyniki estymacji przedstawione (skrótowo) na wydruku 2.1.

Wydruk 2.1. Wyniki estymacji parametrów modelu DL(3)

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1997:04-2019:12 (N = 273)					
Zmienna zależna (Y): KP					
	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	Wartość p	
const	-103,918	12,0705	-8,609	<0,0001	***
KB	0,838500	0,145500	5,763	<0,0001	***
KB_1	-0,0123262	0,200478	-0,06148	0,9510	
KB_2	0,0317079	0,199904	0,1586	0,8741	
KB_3	-0,253353	0,144428	-1,754	0,0806	*
CP	0,941796	0,514480	1,831	0,0683	*
CP_1	-0,227581	0,848388	-0,2683	0,7887	
CP_2	-0,353472	0,851315	-0,4152	0,6783	
CP_3	0,708401	0,510804	1,387	0,1667	
poliPiS	-0,408854	0,979617	-0,4174	0,6768	
poliSLD	3,50412	1,00885	3,473	0,0006	***
Wsp. determ. R-kwadrat	0,589888	Skorygowany R-kwadrat	0,574235		
F(10, 262)	37,68499	Wartość p dla testu F	3,19e-45		
Logarytm wiarygodności	-877,0807	Kryt. inform. Akaike'a	1776,161		
RESET: Statystyka testu F = 4,924207,					
z wartością p = P(F(2,260) > 4,92421) = 0,00796					

Okazuje się, że zastosowanie rozkładu opóźnień nie poprawiło w znaczący sposób jakości modelu. Współczynnik determinacji wzrósł jedynie nieznacznie, do 0,59; wynik testu RESET (z wartością $p = 0,00796$) nadal świadczy o błędnej konstrukcji modelu. Co więcej, oszacowania parametrów przy opóźnionych zmiennych *KB* i *CP* mają znaki sprzeczne z intuicją, a zmienne te są nieistotne statystycznie. Wydaje się więc, że formułując swoje oczekiwania na temat koniunktury przedsiębiorcy nie śledzą historycznych danych na temat bieżącego stanu koniunktury i indeksu cen.

Warto też pamiętać, że w dynamicznych modelach ekonometrycznych często pojawia się **współliniowość zmiennych objaśniających**. (Oczywiście nie tylko w nich – patrz zad. 1.5, 1.9, 1.13 i 1.17 – ale w modelach z opóźnieniami prawie zawsze). W okienku z wynikami estymacji wybieramy Analiza → Ocena współliniowości¹, otrzymując czynniki inflacji wariancji (CIW) przedstawione na wydruku 2.2.

¹ W starszych wersjach programu gretl ocena współliniowości znajduje się w pozycji menu Testy.