

STUDIA METODOLOGICZNE

Dominik ŚLIWICKI

Wpływ głównych czynników makroekonomicznych na bezrobocie długookresowe

Według teorii makroekonomii bezrobocie długookresowe jest przejawem trwałej nierównowagi na rynku pracy, będącej rezultatem przewagi podaży siły roboczej nad popytem, a także niedopasowania, kwalifikacji siły roboczej do potrzeb rynku pracy. Bezrobocie długookresowe, czyli trwające powyżej dwunastu miesięcy, ma wyłącznie negatywne konsekwencje zarówno w sferze ekonomicznej, jak też społecznej oraz osobistej (Wojdyło-Preisner, 2009). Skutkiem ekonomicznym są w szczególności niewykorzystane kwalifikacje i zdolności bezrobotnych, a jednocześnie konieczność ich subwencjonowania z funduszy społecznych (Zarychta, 1994). Wiąże się to ze zmniejszeniem wpływów do budżetu państwa i jednocześnie ze zwiększeniem wydatków związanych z finansowaniem pomocy społecznej oraz aktywnych form ograniczania bezrobocia.

Kolejną konsekwencją bezrobocia długookresowego jest kształtowanie się produkcji faktycznej na poziomie niższym od produkcji potencjalnej, tzn. możliwej do osiągnięcia w warunkach pełnego zatrudnienia (Hall, Taylor, 2000). Bezrobocie długookresowe wywiera również istotny wpływ na walkę z inflacją. Wzrost bezrobocia powoduje zazwyczaj spadek presji na wzrost płac ze strony pracujących. Jednak w przypadku bezrobocia długookresowego nie musi to być prawda, ponieważ osoby pozostające długo bez pracy nie stanowią dla pracujących konkurencji w staraniach o miejsca pracy z uwagi na utratę kwalifikacji

i umiejętności zawodowych. Gdy zatem wraz ze wzrostem bezrobocia następuje wzrost bezrobocia długookresowego, pracujący nie muszą powstrzymywać żądań płacowych, co w konsekwencji powoduje nasilenie tendencji inflacyjnych (Kucharski, Kwiatkowski, 2002).

Jednym z ważniejszych skutków bezrobocia długookresowego jest pogorszenie położenia materialnego osób pozostających długo bez pracy, przy jednoczesnym zmniejszeniu prawdopodobieństwa znalezienia ponownego zatrudnienia. W sferze społecznej długotrwałe bezrobocie powoduje degradację zawodową, wpływa na zmiany w psychice i powoduje wzrost zagrożenia zjawiskami patologicznymi.

Bezrobotny długookresowo to osoba pozostająca w rejestrze powiatowego urzędu pracy powyżej dwunastu miesięcy. Ustawa z 20 IV 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, obowiązująca od 1 VI 2004 r. (Dz. U. z 2004 r. Nr 99, poz. 1001, z późniejszymi zmianami), definiuje natomiast długotrwałe bezrobotnego jako osobę pozostającą w rejestrze powiatowego urzędu pracy łącznie przez okres ponad 12 miesięcy w okresie ostatnich 2 lat, z wyłączeniem okresów odbywania stażu i przygotowania zawodowego osób dorosłych.

Celem artykułu jest próba określenia wpływu głównych zmiennych makroekonomicznych na prawdopodobieństwo pozostawania długookresowo bezrobotnym przez zarejestrowanego bezrobotnego oraz na samą liczbę bezrobotnych długookresowo. W opracowaniu przedstawiono wyniki oszacowania logitowego modelu ekonometrycznego dla makrodanych oraz modelu przyczynowo-skutkowego.

TEORETYCZNE PODSTAWY MODELI LOGITOWYCH DLA MAKRODANYCH

Modele logitowe należą do grupy modeli jakościowych, tzn. takich, w których zmienna objaśniana Y jest zmienną jakościową przyjmującą najczęściej dwie wartości: 0 lub 1. Model logitowy przyjmuje postać (Maddala, 2008):

$$y_i^* = \ln \frac{p_i}{1 - p_i} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i$$

gdzie:

y_i^* — zmienna nieobserwowalna,

$\ln \frac{p_i}{1 - p_i}$ — logit,

β_j — parametr strukturalny modelu,

u_i — składnik losowy,

- x_{ji} — wartości zmiennych objaśniających modelu,
 p_i — prawdopodobieństwo przyjęcia przez zmienną zależną y_i wartości 1, wyznaczone na podstawie funkcji gęstości rozkładu logistycznego:

$$p_i = P(y_i = 1) = \frac{\exp(x'_i \beta)}{1 + \exp(x'_i \beta)} = \frac{1}{1 + \exp(-x'_i \beta)} = \frac{1}{1 + e^{-y_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki})}}$$

Zmienną nieobserwowalną y_i^* nazywa się zmienną ukrytą. Tym, co obserwujemy jest zmienna zero-jedynkowa y_i postaci:

$$y_i = \begin{cases} 1; & y_i^* > 0 \\ 0; & y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Estymacji modeli logitowych dokonuje się najczęściej za pomocą metody największej wiarygodności. W pierwszym kroku tej metody określa się funkcję wiarygodności, która dla dychotomicznej zmiennej Y przyjmuje postać (Gruszczyński, 2010):

$$L = \prod_{i=1}^n p_i^{y_i} \prod_{i=1}^n (1 - p_i)^{1-y_i}$$

Ze względów numerycznych wygodniej jest jednak analizować logarytm funkcji wiarygodności, który dla modelu logitowego jest określony wzorem:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [y_i (\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_q x_{qi}) - \ln(1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_q x_{qi}})]$$

Oszacowanie parametrów polega na takim doborze wartości współczynników $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_q$, które maksymalizują logarytm funkcji wiarygodności.

Modele logitowe szacowane są najczęściej na mikrodanych (np. dotyczących konkretnych osób). Zdarzają się sytuacje, że zamiast obserwacji 0—1 dla zmiennej Y znane są frakcje tych obserwacji w grupach jednostek, których indywidualne cechy nie są rozróżnialne. W takim przypadku dysponujemy agregatami danych indywidualnych, czyli makrodanymi. Wykorzystanie makrodanych istotnie zmienia sposób estymacji modelu zmiennej jakościowej. Jeśli dysponu-

jemy dużą liczbą obserwacji n_i na zmiennej Y dla danego wektora x_i , to częstość:

$$P_i = \frac{m_i}{n_i}$$

jest prawdopodobieństwem empirycznym będącym oszacowaniem prawdopodobieństwa $p_i = P(y_i = 1)$, z kolei m_i jest liczbą obiektów, dla których zmienna Y przyjmuje wartość 1 dla x_i . Oznacza to, że w miejsce nieznanych p_i można posługiwać się znanymi P_i , przy czym $P_i = p_i + u_i$, gdzie u_i jest błędem szacunku prawdziwej częstości p_i . Model można oszacować za pomocą uogólnionej metody najmniejszych kwadratów. Estymator parametrów przyjmuje postać:

$$\hat{\beta} = (X_i' \hat{\Sigma}^{-1} X_i)^{-1} X_i' \hat{\Sigma}^{-1} P^l$$

gdzie:

P^l — wektor o elementach $\ln \frac{P_i}{1 - P_i}$,

Σ — macierz diagonalna przy założeniu braku skorelowania u_i dla różnych grup, czyli $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$ dla $i \neq j$ z elementami $h_i^{-0,5}$;

$$h_i = \frac{1}{n_i p_i (1 - p_i)}.$$

Największą wartość poznawczą dają efekty krańcowe oraz ilorazy szans. Efekty krańcowe obliczane są dla średnich wartości zmiennych objaśniających i interpretowane jako wpływ zmiennej objaśniającej na prawdopodobieństwo sukcesu. Efekty krańcowe w modelu logitowym nie są stałe i zależą od zmiennych objaśniających:

$$\frac{\partial p_i}{\partial X_{ji}} = \beta_j \frac{\exp(x_i' \beta)}{[1 + \exp(x_i' \beta)]^2} = \beta_j p_i (1 - p_i)$$

Ilorazy szans natomiast interpretowane są jako procentowy wpływ jednostkowej zmiany wartości zmiennej objaśniającej na iloraz szans liczony jako stosunek prawdopodobieństwa sukcesu do prawdopodobieństwa porażki. Jeśli oznaczymy (Gruszczyński, 2010):

$$\frac{p_i}{1 - p_i} = \exp(x_i' \beta) = \exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}) = \Omega(x_i)$$

to:

$$\frac{\Omega(x_i^m, X_{mi} + 1)}{\Omega(x_i^m, X_{mi})} = \exp(\beta_m)$$

gdzie x_i^m — wektor x_i bez zmiennej X_{mi} .

Ze wzoru wynika, że przyrost wartości X_{ij} o jednostkę wiąże się, *ceteris paribus*, z $\exp(\beta_m)$ -krotną zmianą ilorazu szans. W przypadku $\exp(\beta_m) > 1$ mamy wzrost, a w przypadku $\exp(\beta_m) < 1$ mamy spadek ilorazu szans.

TEORETYCZNE PODSTAWY MODELI PRZYCZYNOWO-SKUTKOWYCH

Modelami przyczynowo-skutkowymi są modele, w których pomiędzy zmienną objaśnianą i zmiennymi objaśniającymi zachodzi związek przyczynowo-skutkowy. Zmienna objaśniana modelu stanowi skutek będący rezultatem oddziaływania przyczyn, czyli zmiennych objaśniających. Jednym z podejść do modelowania przyczynowo-skutkowego jest koncepcja dynamicznych modeli zgodnych. Przez zgodność modelu rozumie się zgodność harmonicznej struktury procesu objaśnianego z łączną harmoniczną strukturą procesów objaśniających oraz procesu resztowego, który jest niezależny od procesów objaśniających. Kluczową kwestią w konstrukcji modelu zgodnego jest rozpoznanie wewnętrznej struktury badanych procesów. Niech Y_t oraz X_{it} ($i = 1, 2, \dots, k$) oznaczają odpowiednio proces objaśniany oraz wektor procesów objaśniających. Budowę modelu rozpoczyna się od badania wewnętrznej struktury tych procesów i określenia ich modeli podstawowych (Kufel, 2002):

- trendu i sezonowości, opisujących niestacjonarność w średniej procesu

$$Y_t = P_{y_t} + S_{y_t} + \eta_{y_t}$$

$$X_{it} = P_{x_{it}} + S_{x_{it}} + \eta_{x_{it}}$$

gdzie:

$P_{y_t}, P_{x_{it}}$ — wielomianowe funkcje trendu stopnia r ,

$S_{y_t}, S_{x_{it}}$ — składniki sezonowe,

$\eta_{y_t}, \eta_{x_{it}}$ — stacjonarne autoregresyjne procesy dla Y_t oraz X_{it} ;

- modeli autoregresyjnych

$$\varphi_y(B)\eta_{y_t} = \varepsilon_{y_t}$$

$$\varphi_x(B)\eta_{x_{it}} = \varepsilon_{x_{it}}$$

gdzie:

$\varphi_y(B), \varphi_x(B)$ — operatory autoregresyjne, dla których wszystkie pierwiastki równań $|\varphi_y(B)| = 0$ i $|\varphi_x(B)| = 0$ leżą poza okręgiem jednostkowym,
 $\varepsilon_{y_t}, \varepsilon_{x_{it}}$ — białe szумы dla Y_t oraz X_{it} .

Znajomość wewnętrznej struktury wszystkich badanych procesów umożliwia zbudowanie modelu zgodnego na podstawie zależności dla składników białoszumowych postaci:

$$\varepsilon_{y_t} = \sum_{i=1}^k \rho_i \varepsilon_{x_{it}} + \varepsilon_t$$

Podstawiając do tego równania modele autoregresyjne otrzymuje się model zgodny opisujący zależność pomiędzy rzeczywistymi procesami Y_t oraz X_{it} :

$$\varphi_y(B)\eta_{y_t} = \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_x(B)\eta_{x_{it}} + \varepsilon_t$$

Po dalszych przekształceniach model ten przyjmuje postać:

$$Y_t = \sum_{s=1}^{q_y} \varphi_{ys} Y_{t-s} + \sum_{j=1}^k \sum_{s=1}^{q_{xi}} \varphi_{xs}^* X_{it-s} + P_t + S_t + \varepsilon_t$$

gdzie:

q_y oraz q_{xi} — rząd autoregresji procesów Y_t oraz X_{it} ,
 φ_{ys} oraz φ_{xs}^* — parametry strukturalne modelu.

Specyfikacja tego modelu wynika z wewnętrznych struktur poszczególnych procesów. Dlatego po oszacowaniu w pełnym modelu mogą występować zmienne nieistotne, które należy eliminować. Usuwanie ich z modelu doprowadzi do otrzymania zredukowanego modelu zgodnego, przedstawiającego prawdziwą zależność, jeżeli w modelu wyjściowym zostały uwzględnione wszystkie niezbędne procesy i proces resztowy ma własność białego szumu (Piłatowska, 2003).

DANE STATYSTYCZNE WYKORZYSTANE DO OSZACOWANIA MODELI

W celu oszacowania modelu logitowego opisującego wpływ wielkości makroekonomicznych na prawdopodobieństwo wystąpienia bezrobocia długookresowego u bezrobotnego zarejestrowanego w powiatowym urzędzie pracy oraz modelu zgodnego opisującego wpływ zmiennych makroekonomicznych na wielkość bezrobocia długookresowego, wykorzystano dane kwartalne z okresu od I kwartału 2000 r. do II kwartału 2011 r. — łącznie 46 obserwacji.

W badaniu uwzględniono następujące zmienne:

- BEZROB* — liczba bezrobotnych zarejestrowanych w tys. osób (stan na koniec kwartału),
- BEZROB_12* — liczba bezrobotnych zarejestrowanych poszukujących pracy powyżej 12 miesięcy w tys. osób (stan na koniec kwartału),
- PKB* — PKB w mld zł w cenach stałych z II kwartału 2011 r.,
- EKSP* — eksport w mld zł w cenach stałych z II kwartału 2011 r.,
- IMP* — import w mld zł w cenach stałych z II kwartału 2011 r.,
- WYN* — przeciętne wynagrodzenie w zł w cenach stałych z II kwartału 2011 r.,
- M_WYN* — minimalne wynagrodzenie w zł w cenach stałych z II kwartału 2011 r.,
- BIZ* — bezpośrednie inwestycje zagraniczne w Polsce w mld zł w cenach stałych z II kwartału 2011 r.,
- INW* — nakłady inwestycyjne w mld zł w cenach stałych z II kwartału 2011 r.

Prawdopodobieństwo, że dowolny bezrobotny jest bezrobotnym powyżej 12 miesięcy oszacowano za pomocą wzoru: $P = \frac{BEZROB_12}{BEZROB}$. Następnie wyznaczono logity $\ln \frac{P}{1-P}$, które stanowiły zmienną objaśnianą modelu. Strukturę pozostałych zmiennych przedstawia tabl. 1.

TABL. 1. STRUKTURA ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH MODELU

Zmienne	Stopień wielomianu trendu (<i>r</i>)	Występowanie sezonowości	Rząd autoregresji (<i>q</i>)
<i>BEZROB_12</i>	4	+	4
<i>PKB</i>	1	+	5
<i>EKSP</i>	1	+	5
<i>IMP</i>	1	+	1
<i>WYN</i>	1	+	1
<i>BIZ</i>	3	+	0
<i>M_WYN</i>	2	+	1
<i>INW</i>	3	+	5

Źródło: opracowanie własne.

WYNIKI ESTYMACJI MODELU LOGITOWEGO

Model oszacowano za pomocą ważonej metody najmniejszych kwadratów z wagami określonymi wzorem: $WAGI = H^{-0,5}$, gdzie $H = \frac{1}{BEZROB \cdot P \cdot (1-P)}$.

**TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU LOGITOWEGO
DLA MAKRODANYCH**

Zmienne	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Studenta	Wartość p	Iloraz szans	Efekt krańcowy
<i>const</i>	-0,051411	1,230980	-0,041760	0,967100	x	x
<i>M_WYN</i>	0,000657	0,000305	2,156000	0,044100**	1,000657	0,000162
<i>WYN(-1)</i>	-0,000553	0,000247	-2,245000	0,036900**	0,999447	-0,000136
<i>INW(-1)</i>	-0,004267	0,001561	-2,734000	0,013200**	0,995742	-0,001051
<i>INW(-2)</i>	-0,009611	0,001724	-5,575000	0,000022***	0,990435	-0,002367
<i>INW(-3)</i>	-0,005199	0,001795	-2,896000	0,009200***	0,994814	-0,001280
<i>INW(-4)</i>	-0,005677	0,001513	-3,753000	0,001300***	0,994340	-0,001398
<i>INW(-5)</i>	-0,004790	0,001128	-4,246000	0,000400***	0,995222	-0,001179
<i>PKB</i>	0,010657	0,002425	4,394000	0,000300***	1,010714	0,002624
<i>PKB(-1)</i>	0,007622	0,002240	3,402000	0,003000***	1,007651	0,001877
<i>PKB(-2)</i>	0,006725	0,002875	2,339000	0,030400**	1,006748	0,001656
<i>PKB(-3)</i>	-0,004331	0,002304	-1,880000	0,075600*	0,995679	-0,001066
<i>PKB(-4)</i>	-0,012103	0,002823	-4,288000	0,000400***	0,987970	-0,002980
<i>EKSP</i>	-0,020042	0,003871	-5,177000	0,000054***	0,980157	-0,004935
<i>EKSP(-1)</i>	-0,004050	0,002277	-1,779000	0,091200*	0,995958	-0,000997
<i>EKSP(-2)</i>	-0,004722	0,002369	-1,993000	0,060800*	0,995289	-0,001163
<i>EKSP(-3)</i>	0,006036	0,002336	2,584000	0,018200**	1,006054	0,001486
<i>EKSP(-4)</i>	0,007865	0,002355	3,340000	0,003400***	1,007896	0,001937
<i>IMP</i>	0,018659	0,002706	6,895000	0,000001***	1,018834	0,004595
<i>BIZ</i>	-0,002557	0,001082	-2,364000	0,028900**	0,997446	-0,000630
<i>time</i>	-0,025271	0,014388	-1,756000	0,095100*	0,975046	-0,006223
<i>time^3</i>	-0,000012	0,000002	-5,308000	0,000040***	0,999988	-0,000003

U w a g a. Poziom istotności parametrów: *** $\alpha=0,01$, ** $\alpha=0,05$, * $\alpha=0,10$.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Przedstawiony model zawiera zmienne na poziomie istotności równym 10%. Zmienne nieistotne eliminowano z modelu metodą *a posteriori*. Wyniki oszacowania ilorazów szans oraz efektów krańcowych dotyczą bezrobotnego bez uwzględniania jego cech osobistych i kwalifikacji zawodowych. Efekty krańcowe zostały oszacowane dla średnich wartości analizowanych zmiennych.

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że wzrost minimalnego wynagrodzenia o 1 zł powoduje wzrost prawdopodobieństwa, iż zarejestrowany bezrobotny będzie długookresowo bezrobotnym średnio o 0,000162 p.proc. Ze wzrostem minimalnego wynagrodzenia o 1 zł szansa na bycie długookresowo bezrobotnym przez zarejestrowanego bezrobotnego wzrasta o 0,07%.

Wyniki te można tłumaczyć faktem, że wzrost płacy minimalnej zmniejsza skłonność pracodawców do zatrudniania z uwagi na wymuszoną przepisami prawa konieczność podwyższenia kosztów związanych z utrzymaniem etatu.

Przeciętne wynagrodzenie z poprzedniego kwartału wpływa ujemnie na prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego. Wzrost przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce narodowej o 1 zł powoduje spadek prawdopodobieństwa bezrobocia trwającego powyżej 12 miesięcy średnio o 0,000136 p.proc., jednocześnie każdy wzrost średniego wynagrodzenia w kwartale wcześniejszym powoduje spadek możliwości na bezrobocie długookresowe średnio o 0,06%.

Kolejnym czynnikiem wywierającym istotny wpływ na bezrobocie długookresowe są nakłady inwestycyjne. Pożądane efekty pojawiają się już po upływie kwartału. Wyniki analizy wskazują, że najsilniejszy efekt występuje po upływie dwóch kwartałów — wzrost nakładów inwestycyjnych w gospodarce narodowej o 1 mld zł powoduje spadek prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego u zarejestrowanego bezrobotnego o 0,002367 p.proc., natomiast możliwość tego bezrobocia maleje średnio o 0,96%. Najsłabszy, ale pozytywny efekt występuje w przypadku nakładów inwestycyjnych poniesionych w kwartale poprzednim — wzrost o 1 mld zł powoduje spadek prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego o 0,001051 p.proc., a możliwość takiego bezrobocia maleje średnio o 0,43%.

Zmiany PKB są ważnym czynnikiem wpływającym na rozmiary bezrobocia. Wzrost PKB oznacza zazwyczaj dobry stan gospodarki sprzyjający zmniejszaniu rozmiarów bezrobocia. Na podstawie oszacowanego modelu można wysnuć wniosek, że dla bezrobotnych pozostających bez pracy powyżej 12 miesięcy pozytywne efekty zwiększenia PKB pojawiają się po upływie co najmniej trzech kwartałów. Wzrost PKB o 1 mld zł, występujący trzy i cztery kwartały wcześniej, powoduje przeciętnie spadek prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego w kwartale bieżącym odpowiednio o 0,001066 p.proc. i 0,002980 p.proc. Możliwość bycia bezrobotnym długookresowo maleje wówczas odpowiednio o 0,43% oraz 1,20%.

Nie bez znaczenia dla rynku pracy pozostaje wymiana handlowa. Wzrost eksportu o 1 mld zł w kwartale bieżącym powoduje przeciętny spadek prawdopodobieństwa wystąpienia bezrobocia długookresowego o 0,004935 p.proc., a możliwość takiego bezrobocia maleje o 1,98%. Słabszy, ale pozytywny efekt wywiera również wzrost eksportu odnotowanego jeden oraz dwa kwartały wcześniej. W tym przypadku obserwuje się spadek prawdopodobieństwa odpowiednio o 0,000997 p.proc. oraz 0,001163 p.proc., a możliwość pozostawania bezrobotnym to spadek odpowiednio o 0,4% oraz 0,47%. Efekty te osłabiane są wpływem eksportu sprzed trzech oraz czterech kwartałów. Import z kolei wpływa negatywnie na długookresowe bezrobocie. Wzrost importu o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego o 0,004595 p.proc. Możliwość pozostania bezrobotnym figurującym w rejestrach publicznych służb zatrudnienia wzrasta wtedy średnio o 1,88%.

Ostatnim czynnikiem uwzględnionym w analizie są bezpośrednie inwestycje zagraniczne. Ich wzrost o 1 mld zł powoduje przeciętny spadek prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego o 0,00063 p.proc., a możliwość takiego bezrobocia maleje średnio o 0,26%.

Na podstawie wyników analizy można również stwierdzić, że wraz z upływem czasu możliwości na pozostawanie bezrobotnym powyżej 12 miesięcy oraz prawdopodobieństwo bycia długookresowo bezrobotnym maleją, o czym świadczą ujemne oceny parametrów przy zmiennych czasowych.

WYNIKI ESTYMACJI MODELU PRZYZYNOWO-SKUTKOWEGO

Oszacowany model przyczynowo-skutkowy opisuje wpływ zmiennych makroekonomicznych na poziom bezrobocia długookresowego w ujęciu globalnym. Jako zmienna objaśniająca jest tu liczba osób bezrobotnych poszukujących pracy przez okres powyżej 12 miesięcy.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU PRZYZYNOWO-SKUTKOWEGO

Zmienne	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Studenta	Wartość p
<i>const</i>	1299,280	417,366	3,113	0,005***
<i>M_WYN</i> (-1)	0,259	0,086	3,028	0,006***
<i>WYN</i>	0,260	0,077	3,377	0,002***
<i>WYN</i> (-1)	-0,288	0,069	-4,174	0,000***
<i>PKB</i> (-3)	-2,425	0,412	-5,883	0,000***
<i>PKB</i> (-4)	-1,912	0,328	-5,824	0,000***
<i>EKSP</i> (-1)	2,343	0,925	2,533	0,018**
<i>EKSP</i> (-3)	1,530	0,521	2,939	0,007***
<i>IMP</i> (-1)	-2,586	0,743	-3,481	0,002***
<i>BIZ</i>	-0,755	0,370	-2,040	0,052*
<i>INW</i> (-2)	-0,959	0,177	-5,427	0,000***
<i>BEZROB POW12</i> (-1)	0,700	0,122	5,711	0,000***
<i>BEZROB POW12</i> (-3)	-0,259	0,150	-1,731	0,096*
<i>BEZROB POW12</i> (-4)	0,207	0,112	1,838	0,078*
<i>time</i>	37,930	20,257	1,872	0,073*
<i>time</i> ²	-1,984	0,843	-2,354	0,027**
<i>time</i> ³	0,027	0,010	2,709	0,012**

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wzrost minimalnego wynagrodzenia o 1 zł w kwartale poprzednim powoduje przeciętny wzrost liczby długookresowo bezrobotnych średnio o 0,259 tys. osób. Wzrost przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce o 1 zł w kwartale bieżącym powoduje przeciętny wzrost liczby bezrobotnych powyżej 12 miesięcy o 0,26 tys. osób. Wzrost ten jest kompensowany spadkiem liczby bezrobotnych długookresowo średnio o 0,288 tys. osób spowodowanym wzrostem przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce o 1 zł w kwartale poprzednim.

Wzrost PKB o 1 mld zł odnotowany trzy i cztery kwartały wcześniej powoduje przeciętny spadek liczby długookresowo bezrobotnych odpowiednio o 2,425 tys. osób oraz o 1,912 tys. osób.

Z kolei wzrost wartości eksportu występujący kwartał oraz trzy kwartały wcześniej powoduje przeciętny wzrost liczby bezrobotnych powyżej 12 miesięcy odpowiednio o 2,343 tys. osób oraz o 1,53 tys. osób. Wzrost ten jest osłabiający wpływem importu — wzrost wartości importu o 1 mld zł w kwartale poprzednim powoduje przeciętny spadek liczby długookresowo bezrobotnych o 2,586 tys. osób.

Bezpośrednie inwestycje zagraniczne oraz nakłady inwestycyjne wywierają pożądany wpływ na rozmiary bezrobocia długookresowego. Ich wzrost o 1 mld zł powoduje przeciętny spadek liczby bezrobotnych długookresowo o 0,755 tys. osób w przypadku bezpośrednich inwestycji zagranicznych oraz o 0,959 tys. osób w przypadku nakładów inwestycyjnych.

Wzrost liczby długookresowo bezrobotnych w kwartale poprzednim o 1 tys. osób pociąga za sobą wzrost liczby długookresowo bezrobotnych w kwartale bieżącym średnio o 0,7 tys. osób. Zwiększeniu liczby bezrobotnych powyżej 12 miesięcy sprzyja również wzrost wartości tej zmiennej obserwowany cztery kwartały wcześniej. Z kolei wzrostowi liczby długookresowo bezrobotnych odnotowanemu trzy kwartały wcześniej o 1 tys. osób towarzyszy spadek ich liczby średnio o 0,259 tys. osób.

Uwagi końcowe

W artykule przedstawiono dwa odmienne podejścia do modelowania bezrobocia długookresowego. W pierwszym wykorzystuje się logitowy model ekonometryczny dla danych makroekonomicznych jako narzędzie badania wpływu kategorii globalnych na statystycznego bezrobotnego. W drugim podejściu model przyczynowo-skutkowy posłużył do badania wpływu kategorii globalnych na inną kategorię globalną, czyli poziom bezrobocia długookresowego.

dr Dominik Śliwicki — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy, Wyższa Szkoła Gospodarki w Bydgoszczy*

LITERATURA

- Gruszczyński M. (2010), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, red., Wolters Kluwer Polska, Warszawa
- Hall R. E., Taylor J. B. (2000), *Makroekonomia*, PWN, Warszawa
- Kucharski L., Kwiatkowski E. (2002), *Bezrobocie długookresowe w Polsce w latach 1992—2000. Tendencje, struktura, determinanty*, [w:] S. Krajewski, T. Tokarski (red.), *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i bezrobocie w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego
- Kufel T. (2002), *Postulat zgodności w dynamicznych modelach ekonometrycznych*, Wydawnictwo UMK, Toruń
- Maddala G. S. (2008), *Ekonometria*, PWN, Warszawa

- Piłatowska M. (2003), *Modelowanie niestacjonarnych procesów ekonomicznych. Studium metodologiczne*, Wydawnictwo UMK, Toruń
- Wojdyło-Preisner M. (2009), *Profilowanie bezrobotnych jako metoda przeciwdziałania bezrobociu długookresowemu*, Wydawnictwo Naukowe UMK, Toruń
- Zarychta H. (1994), *Skutki i koszty bezrobocia na lokalnym rynku pracy*, „Praca i Zabezpieczenie Społeczne”, nr 6

SUMMARY

The article presents an example analysis of the impact of selected macro-economic variables on a long-term unemployment. A logit econometric model for macro-data as well as cause-and-effect model were estimated. The first of these is a tool to study the impact of macroeconomic statistical category on the unemployed and the other is a tool for determining the direction and strength of the impact of selected macro-economic variables on the level of long-term unemployment. In both cases, an attempt was made to boost the models i.e. the time factor was taken into account.

РЕЗЮМЕ

В статье был представлен пример анализа влияния избранных основных макроэкономических переменных на долговременную безработицу. Была сделана оценка логитной эконометрической модели для макроданных, а также причинно-следственной модели. Первая из них является инструментом обследования влияния макроэкономических категорий на статистического безработного, вторая является инструментом для определения направления и силы влияния избранных макроэкономических переменных на уровень длительной безработицы. В обоих случаях была предпринята попытка динамизации модели, то есть был принят во внимание фактор времени.