

Dominik Śliwicki*
Urząd Statystyczny w Bydgoszczy

Ekonometryczna analiza czynników bezrobocia długookresowego w Polsce

Klasyfikacja JEL: C25, J64

Słowa kluczowe: bezrobocie długookresowe, logitowy model ekonometryczny

Abstrakt: *Bezrobocie długookresowe tj. trwające powyżej dwunastu miesięcy, jest zjawiskiem ujmowanym przez teorię ekonomii jako przejaw trwałej nierównowagi pomiędzy podażą pracy a popytem na pracę. W istocie przynosi ono same negatywne skutki zarówno w sferze ekonomicznej, społecznej jak i indywidualnej. W konsekwencji prowadzi ono do powstawania zjawisk i zachowań o charakterze pejoratywnym. Aby przeciwdziałać tym niekorzystnym zjawiskom, publiczne służby zatrudnienia w swoim zakresie zadań mają wczesne wykrywanie osób zagrożonych bezrobociem długookresowym i podejmowanie działań prewencyjnych.*

Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie logitowych modeli ekonometrycznych określających czynniki wywierające istotny wpływ na bezrobocie długookresowe. Modele te mogą być wykorzystywane do prognozowania prawdopodobieństwa wystąpienia bezrobocia długookresowego w skali mikro tzn. w odniesieniu do pojedynczej osoby. Z uwagi na fakt, że w metodologii badań statystycznych funkcjonują dwie definicje bezrobocia – pierwsza według metodologii Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności, druga według ustawy o promocji zatrudnienia

i instytucjach rynku pracy, zaprezentowano dwa modele opisujące prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego i dokonano analizy porównawczej.

Econometric Analysis of the Factors of Long-term Unemployment in Poland

JEL classification: C25, J64

Keywords: *long-term unemployment, logit econometric model*

Abstract: *Long-term unemployment that is lasting more than twelve months, a phenomenon described by the theory of economics as a manifestation of a permanent imbalance between labor supply and demand for labor. In fact, it brings the same negative effects both in terms of economic, social and individual sphere. As a result, it leads to the formation of pejorative phenomena and behavior. To counter these negative phenomena, public employment services in its terms of reference have the early detection of people at risk of long-term unemployment and to take preventive measures.*

The purpose of this article is to present logit econometric models defining the factors which have a significant impact on long-term unemployment. These models can be used to predict the probability of long-term unemployment at the micro level, ie for a single person. Due to the fact that the survey methodology are two definitions of unemployment – the first by the methodology of the Labour Force Survey, the second according to the law on employment promotion and labor market institutions, one presented two models describing the probability of long-term unemployment and a comparative analysis.

Wprowadzenie

Teoria makroekonomii określa bezrobocie długookresowe jako przejaw trwałej nierównowagi na rynku pracy, będącej rezultatem przewagi podaży siły roboczej nad popytem na nią, a także silnego niedopasowania kwalifikacji siły roboczej do potrzeb rynku pracy. Bezrobocie długookresowe, czyli trwające powyżej dwunastu miesięcy, ma tylko i wyłącznie negatywne konsekwencje, zarówno w sferze ekonomicznej, jak i społecznej oraz osobistej (Wojdyło-Preisner, 2009). Do skutków ekonomicznych zalicza się w szczególności niewykorzystanie potencjału kwalifikacji i zdolności bezrobotnych, a jednocześnie konieczność ich subwencjonowania ze środków społecznych (Zarychta, 1994). Z tych względów do najważniejszych zadań publicznych służb zatrudnienia należy wczesna identyfikacja osób zagro-

zonych bezrobociem długookresowym. Sformalizowana procedura podziału bezrobotnych na zagrożonych i niezagrożonych bezrobociem długookresowym nosi nazwę profilowania. Jej idea polega na zastosowaniu modelu ekonometrycznego do przewidywania, czy dana osoba stanie się bezrobotna długookresowo czy nie. Oszacowana prognoza będzie podstawą decyzji o podjęciu działań zapobiegających przejściu danej osoby do bezrobotnych długookresowo (de Koning, van Dijk, 2005).

Celem niniejszego referatu jest budowa modelu określającego czynniki wywierające istotny wpływ na bezrobocie długookresowe oraz pozwalającego na prognozowanie, czy dana osoba bezrobotna jest zagrożona bezrobociem długookresowym. Z uwagi na fakt, że w metodologii badań statystycznych funkcjonują dwie definicje bezrobocia – pierwsza według metodologii BAEL, druga według ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, oszacowano dwa modele opisujące prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego i dokonano analizy porównawczej.

Definiowanie bezrobocia

Zgodnie z ustawą z dnia 20 IV 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, obowiązującą od 1 VI 2004 r. (Dz. U. z 2004 r. Nr 99, poz. 1001 z późniejszymi zmianami), bezrobotni zarejestrowani obejmują osoby niezatrudnione i niewykonyjące innej pracy zarobkowej, zdolne i gotowe do podjęcia zatrudnienia w pełnym wymiarze czasu pracy (bądź jeśli są to osoby niepełnosprawne – zdolne i gotowe do podjęcia zatrudnienia co najmniej w połowie tego wymiaru czasu pracy), nieuczące się w szkole, z wyjątkiem szkół dla dorosłych lub przystępujące do egzaminu eksternistycznego z zakresu tej szkoły lub szkół wyższych gdzie studiuje w formie studiów niestacjonarnych, zarejestrowane we właściwym dla miejsca zameldowania (stałego lub czasowego) powiatowym urzędzie pracy oraz poszukujące zatrudnienia lub innej pracy zarobkowej, jeżeli m.in.:

- ukończyły 18 lat,
- nie ukończyły: kobiety – 60 lat, mężczyźni – 65 lat,
- nie nabyły prawa do emerytury lub renty z tytułu niezdolności do pracy, renty szkoleniowej, renty socjalnej, renty rodzinnej w wysokości przekraczającej połowę minimalnego wynagrodzenia za pracę albo po ustaniu zatrudnienia, innej pracy zarobkowej, nie pobierają świadczenia lub zasiłku przedemerytalnego, świadczenia rehabilitacyjnego, zasiłku chorobowego, macierzyńskiego lub zasiłku w wysokości zasiłku macierzyńskiego,

- nie są właścicielami lub posiadaczami (samoistnymi lub zależnymi) nieruchomości rolnej o powierzchni użytków rolnych powyżej 2 ha przeliczeniowych, nie podlegają ubezpieczeniu emerytalnemu i rentowemu z tytułu stałej pracy jako współmałżonek lub domownik w gospodarstwie rolnym o powierzchni użytków rolnych przekraczającej 2 ha przeliczeniowe,
- nie posiadają wpisu do ewidencji działalności gospodarczej albo nie podlegają na podstawie odrębnych przepisów obowiązkowi ubezpieczenia społecznego, z wyjątkiem ubezpieczenia społecznego rolników,
- nie są tymczasowo aresztowane lub nie odbywają kary pozbawienia wolności,
- nie uzyskują miesięcznie przychodu w wysokości przekraczającej połowę minimalnego wynagrodzenia za pracę, z wyłączeniem przychodów uzyskanych z tytułu odsetek lub innych przychodów od środków pieniężnych zgromadzonych na rachunkach bankowych,
- nie pobierają na podstawie przepisów o pomocy społecznej zasiłku stałego,
- nie pobierają na podstawie przepisów o świadczeniach rodzinnych, świadczenia pielęgnacyjnego lub dodatku do zasiłku rodzinnego z tytułu samotnego wychowywania dziecka i utraty prawa do zasiłku dla bezrobotnych na skutek upływu ustawowego okresu jego pobierania,
- nie pobierają po ustaniu zatrudnienia świadczenia szkoleniowego.

Według metodologii BAEL do bezrobotnych zalicza się osoby w wieku 15-74 lata, które w okresie badanego tygodnia nie były osobami pracującymi, aktywnie poszukiwały pracy, były gotowe podjąć pracę w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym. Do bezrobotnych zostały zaliczone także osoby, które nie poszukiwały pracy, ponieważ miały pracę załatwioną i oczekiwały na jej rozpoczęcie przez okres nie dłuższy niż 3 miesiące oraz były gotowe tę pracę podjąć (*Aktywność ekonomiczna...*, 2010).

Teoretyczne podstawy modeli logitowych

Modele logitowe należą do grupy modeli jakościowych, tzn. takich, w których zmienna objaśniana Y jest zmienną jakościową postaci:

$$y_i = \begin{cases} 1; & \text{osoba bezrobotna powyżej 12 miesięcy} \\ 0; & \text{osoba bezrobotna do 12 miesięcy} \end{cases}$$

Model logitowy przyjmuje postać (Gruszczynski, 2010):

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

gdzie:

β_j – parametr strukturalny modelu,

u_i – składnik losowy,

$\ln \frac{p_i}{1-p_i}$ – logit,

y_i^* – zmienna nieobserwowalna,

x_{ji} – wartości zmiennych objaśniających modelu.

p_i – prawdopodobieństwo zmiennej zależnej y_i , wyznaczone na podstawie funkcji gęstości rozkładu logistycznego:

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

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

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

Logit to logarytm ilorazu szans przyjęcia lub nieprzyjęcia wartości 1 przez zmienną y_i . Jeśli szanse są jednakowe ($p_i = 0,5$), to logit równa się zero. Dla $p_i < 0,5$ logit jest ujemny, a dla $p_i > 0,5$ jest dodatni. Logitowa transformacja prawdopodobieństwa pozwala zastąpić wartość p_i przez liczbę z przedziału $(-\infty, +\infty)$. Jeśli oznaczymy (Gruszczynski, 2010):

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

to oznacza to, że przyrost wartości X_{ji} o jednostkę wiąże się, *ceteris paribus*, z $\exp(\beta_j)$ -krotną zmianą ilorazu szans. W przypadku $\exp(\beta_j) > 1$ mamy wzrost, a w przypadku gdy $\exp(\beta_j) < 1$ obserwujemy spadek ilorazu szans $\frac{p_i}{1-p_i}$.

Efekty krańcowe w modelu logitowym nie są stałe i zależą od zmiennych objaśniających:

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

Interpretacja otrzymanych parametrów strukturalnych modelu jest podobna do interpretacji parametrów modelu liniowego. Odczytywane są one jako przyrost prawdopodobieństwa zdarzenia $Y=1$ związany z jednostkowym przyrostem X_j . Dla dodatniego β_j , wzrost X_j wiąże się ze wzrostem szans na to, że $Y=1$, natomiast spadkowi X_j towarzyszy spadek szans na to, że $Y=1$. Dla ujemnego β_j , wzrost X_j wiąże się ze spadkiem szans na to, że $Y=1$, natomiast spadkowi X_j towarzyszy wzrost szans na to, że $Y=1$. Efekty krańcowe można wyznaczyć dla średnich albo ustalonych wartości zmiennych objaśniających.

Istotność całego modelu weryfikuje się za pomocą testu ilorazu wiarygodności, w którym układ hipotez ma postać:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0,$$

$$H_1 : \exists_{1 \leq j \leq k} \beta_j \neq 0.$$

Hipoteza zerowa głosi, że wszystkie parametry przy zmiennych objaśniających są zerami, to znaczy prawdziwy jest jedynie model z wyrazem wolnym. Statystyka testu przyjmuje postać:

$$LR = 2(\ln L_p - \ln L_{ww}),$$

gdzie: L_p oznacza wartość funkcji wiarygodności dla pełnego modelu, L_{ww} oznacza wartość funkcji wiarygodności dla modelu zawierającego tylko wyraz wolny.

Jakość dopasowania modelu zmiennej zerojedynkowej można ocenić na podstawie tzw. pseudo- R^2 . Wartości tego współczynnika mieszczą się w przedziale $[0,1]$, a jego wyższe wartości mają świadczyć o lepszym dopasowaniu modelu. W badaniu podano wskaźnik pseudo- R^2 McFaddena. Opiera się on na porównaniu modelu pełnego z modelem zredukowanym tylko dla wyrazu wolnego. Oblicza się go według wzoru:

$$McFaddenR^2 = 1 - \frac{\ln L_p}{\ln L_{ww}},$$

gdzie: $\ln L_p$ jest logarytmem funkcji wiarygodności modelu pełnego, a $\ln L_{ww}$ oznacza iloraz funkcji wiarygodności modelu, w którym występuje tylko wyraz wolny. W praktyce wartości R^2 McFaddena są niewielkie, bliższe 0 niż 1.

R^2 można wyznaczyć na podstawie współczynnika korelacji między y oraz \hat{y} . Miara ta oparta jest na resztowej sumie kwadratów (Maddala, 2008):

$$R^2 = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \right].$$

W przypadku zależnej zmiennej binarnej mamy (Maddala, 2008):

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - n\bar{y}^2 = n_1 - n \left(\frac{n_1}{n_0} \right)^2 = \frac{n_1 n_0}{n}.$$

Z tego:

$$R^2 = 1 - \frac{n}{n_1 n_0} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y})^2,$$

gdzie: n_1 jest liczbą wartości 1 w n -elementowej próbie, n_0 natomiast jest liczbą wartości 0.

Dodatковым sposobem na zbadanie jakości dopasowania modelu jest przedstawienie wyników prognozy na podstawie modelu. Prognoza opiera się na oszacowanym prawdopodobieństwie \hat{p}_i , które jest funkcją $F(x'_i\beta)$. Zazwyczaj przyjmuje się, że jeśli $F(x'_i\beta) \geq 0,5$, to prognoza jest równa $\hat{y}_i = 1$. Jeśli $F(x'_i\beta) < 0,5$, to prognoza z modelu równa się $\hat{y}_i = 0$. Na tej podstawie generowana jest tablica trafności:

Faktyczne	Przewidywane		Razem
	$\hat{Y} = 0$	$\hat{Y} = 1$	
$Y = 0$	n_{00}	n_{01}	N_{p0}
$Y = 1$	n_{10}	n_{11}	N_{p1}
Razem	N_{f0}	N_{f1}	N

gdzie:

n_{00} oznacza liczbę przypadków, dla których wartość rzeczywista i przewidywana są równe 0,

n_{01} oznacza liczbę przypadków, dla których wartość rzeczywista wynosi 0 a przewidywana 1,

n_{10} oznacza liczbę przypadków, dla których wartość rzeczywista wynosi 1 a przewidywana 0,

n_{11} oznacza liczbę przypadków, dla których wartość rzeczywista i przewidywana są równe 1.

Zatem procentową trafność prognoz oblicza się następująco (Kufel, 2011):

$$\text{łączna (ogółem):} \quad \text{Traf Prog} = \frac{n_{00} + n_{11}}{N} \cdot 100,$$

$$\text{dla } Y=1: \quad \text{Traf Prog}_1 = \frac{n_{11}}{N_{p1}} \cdot 100,$$

$$\text{dla } Y=0: \quad \text{Traf Prog}_0 = \frac{n_{00}}{N_{p0}} \cdot 100.$$

Ponadto trafność modeli zmiennych jakościowych można przedstawić za pomocą ilorazu szans według wzoru:

$$IRS = \frac{n_{11} \cdot n_{00}}{n_{01} \cdot n_{10}}$$

Wartość $IRS > 1$ oznacza, że prognozowanie na podstawie oszacowanego modelu jest lepsze od dowolnego losowego prognozowania.

Dane wykorzystane do estymacji modeli logitowych

Źródło danych do estymacji modeli prawdopodobieństwa zakwalifikowania do grupy pracujących stanowiły dane jednostkowe pozyskane z reprezentacyjnego Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w IV kwartale 2010 roku. Zestaw zmiennych objaśniających liczy 80 zmiennych (tabela 1) opisujących społeczno-ekonomiczną sytuację ankietowanych na rynku pracy. Zaliczono do nich: poziom wykształcenia (WYKSZ), miejsce zamieszkania z podziałem na województwa (WOJ), a także miasto/wieś (MIASTO), stopień pokrewieństwa z głową rodziny (SP), stan cywilny (STCYW), grupy wiekowe (GW), grupę zawodów (ZAW), sekcję PKD (SEK), rejestrację w powiatowym urzędzie pracy (REJESTRPUP), staż pracy (STAZ).

Tabela 1. Zbiór zmiennych objaśniających

<i>Grupa wiekowa</i>			
GW_1	poniżej 25 lat	GW_4	45-54 lata
GW_2	25-34 lata	GW_5	55-64 lata
GW_3	35-44 lata	GW_6	powyżej 65 lat
<i>Stopień pokrewieństwa z głową gospodarstwa domowego</i>			
SP_01	głowa gospodarstwa domowego	SP_06	ojciec/matka/teść/teściowa
SP_02	mąż/zona	SP_07	dziadek/babcia/wnuk/wnuczka/ prawnuke/prawnuczka
SP_03	partner/partnerka	SP_08	brat/siostra
SP_04	syn/córka	SP_09	wujek/ciotka/dalszy krewny
SP_05	zięć/synowa	SP_10	niespokrewniony członek gospodarstwa domowego

Tabela 1 kontynuacja

<i>Województwo zamieszkania</i>			
WOJ_02	dolnośląskie	WOJ_18	podkarpackie
WOJ_04	kujawsko-pomorskie	WOJ_20	podlaskie
WOJ_06	lubelskie	WOJ_22	pomorskie
WOJ_08	lubuskie	WOJ_24	śląskie
WOJ_10	łódzkie	WOJ_26	świętokrzyskie
WOJ_12	małopolskie	WOJ_28	warmińsko-mazurskie
WOJ_14	mazowieckie	WOJ_30	wielkopolskie
WOJ_16	opolskie	WOJ_32	zachodniopomorskie
<i>Stan cywilny</i>			
STCYW_1	kawaler/panna	STCYW_3	wdowiec/wdowa
STCYW_2	żonaty/zamężna	STCYW_4	rozwódziona(a)/w separacji
<i>Ogólny staż pracy bezrobotnego</i>			
STAZ_1	do 5 lat	STAZ_4	od 20 do 30 lat
STAZ_2	od 5 do 10 lat	STAZ_5	powyżej 30 lat
STAZ_3	od 10 do 20 lat	STAZ_6	brak stażu pracy
<i>Wykształcenie</i>			
WYKSZ_1	wyższe ze stopniem naukowym (co najmniej doktora), tytułem magistra lub równorzędnym, tytułem licencjata lub inżyniera, dyplom ukończenia kolegium,	WYKSZ_6	gimnazjalne
WYKSZ_2	policealne	WYKSZ_7	podstawowe
WYKSZ_3	średnie zawodowe	WYKSZ_8	niepełne podstawowe
WYKSZ_4	średnie ogólnokształcące	WYKSZ_9	bez wykształcenia szkolnego
WYKSZ_5	zasadnicze zawodowe		
<i>Miejsce zamieszkania (miasto/wieś)</i>			
MIASTO (miasto=1; wieś=0)			
<i>Sekcja ostatniego miejsca pracy PKD</i>			
SEK_A	Rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo	SEK_K	Działalność finansowa i ubezpieczeniowa
SEK_B	Górnictwo i wydobywanie	SEK_L	Działalność związana z obsługą rynku nieruchomości
SEK_C	Przetwórstwo przemysłowe	SEK_M	Działalność profesjonalna, naukowa i techniczna
SEK_D	Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę i powietrze do układów klimatyzacyjnych	SEK_N	Działalność w zakresie usług administrowania działalność wspierająca
SEK_E	Dostawa wody, gospodarowanie ściekami i odpadami oraz działalność związana z rekultywacją	SEK_O	Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenie społeczne

Tabela 1 kontynuacja

SEK_F	Budownictwo	SEK_P	Edukacja
SEK_G	Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów samochodowych, włączając motocykle	SEK_Q	Opieka zdrowotna i pomoc społeczna
SEK_H	Transport i gospodarka magazynowa	SEK_R	Działalność związana z kulturą, rozrywką i rekreacją
SEK_I	Działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi	SEK_S	Pozostała działalność usługowa
SEK_J	Informacja i komunikacja		
<i>Grupa zawodów, do której należy zawód wykonywany w ostatnim miejscu pracy</i>			
ZAW_1	Parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy	ZAW_6	Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy
ZAW_2	Specjaliści	ZAW_7	Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy
ZAW_3	Technicy i inny średni personel	ZAW_8	Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń
ZAW_4	Pracownicy biurowi	ZAW_9	Pracownicy przy pracach prostych
ZAW_5	Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	ZAW_0	Brak zawodu
<i>Rejestracja w powiatowym urzędzie pracy</i>			
REJESTRUP			
<i>Płeć</i>			
PLEC (mężczyzna=1; kobieta=0)			

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki estymacji modeli

W celu dokonania analizy porównawczej czynników wpływających na prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego oszacowano dwa modele ekonometryczne. Pierwszy z nich dotyczy osób zakwalifikowanych według metodologii BAEL do bezrobotnych. Drugi natomiast dotyczy bezrobotnych zarejestrowanych, którzy zostali wyselekcjonowani na podstawie pytania o rejestrację w powiatowym urzędzie pracy. Bezrobotni zarejestrowani stanowią podpróbę wszystkich osób zakwalifikowanych zgodnie z definicją BAEL do grupy bezrobotnych.

Tabela 2. Wyniki oszacowania modelu logitowego dla bezrobotnych według definicji BAEL

zmienna	współczynnik	błąd standardowy	z	wartość p	efekt krajowy	iloraz szans
const	-1,420	0,151	-9,43	0,000		
GW_1	-1,602	0,138	-11,63	0,000	-0,2655	0,2015
GW_2	-0,565	0,110	-5,14	0,000	-0,1067	0,5684
GW_3	-0,447	0,103	-4,36	0,000	-0,0841	0,6396
SP_2	0,218	0,092	2,36	0,019	0,0448	1,2430
SP_4	0,283	0,098	2,87	0,004	0,0575	1,3267
WOJ_12	0,549	0,137	4,01	0,000	0,1210	1,7314
WOJ_16	-0,477	0,170	-2,80	0,005	-0,0869	0,6206
WOJ_20	0,485	0,149	3,26	0,001	0,1061	1,6241
WOJ_24	0,234	0,140	1,67	0,095	0,0493	1,2641
WOJ_26	0,622	0,130	4,79	0,000	0,1380	1,8620
WOJ_32	0,329	0,148	2,22	0,026	0,0703	1,3893
WYKSZ_30	0,488	0,125	3,89	0,000	0,1035	1,6284
WYKSZ_40	0,243	0,147	1,65	0,099	0,0509	1,2753
WYKSZ_50	0,512	0,123	4,16	0,000	0,1068	1,6682
WYKSZ_60	0,838	0,234	3,58	0,000	0,1919	2,3116
WYKSZ_70	0,616	0,143	4,31	0,000	0,1353	1,8510
REJESTRUP	0,167	0,078	2,15	0,032	0,0333	1,1821
STAZ_6	0,713	0,100	7,13	0,000	0,1512	2,0406
STAZ_1	0,270	0,115	2,36	0,018	0,0561	1,3105
ZAWOD_4	0,278	0,152	1,84	0,066	0,0589	1,3210
ZAWOD_7	0,242	0,112	2,15	0,032	0,0504	1,2735
SEKCJA_A	-0,397	0,238	-1,67	0,096	-0,0731	0,6727
SEKCJA_F	-0,227	0,138	-1,65	0,099	-0,0439	0,7967
SEKCJA_O	-0,408	0,192	-2,13	0,033	-0,0753	0,6650

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Tabela trafności prognoz generowanych przez model logitowy dla bezrobotnych według definicji BAEL

Empiryczne	Przewidywane		Razem	Trafność
	0	1		
0	2774	166	2940	94,35%
1	1043	204	1247	16,36%
Razem	3817	370	4187	71,12%

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Wyniki oszacowania modelu logitowego dla bezrobotnych zarejestrowanych

zmienna	współczynnik	błąd standardowy	z	wartość p	efekt krańcowy	iloraz szans
const	-0,522	0,099	-5,29	0,000		
GW_1	-1,487	0,129	-11,53	0,000	-0,2542	0,2261
GW_2	-0,581	0,116	-5,00	0,000	-0,1122	0,5596
GW_3	-0,625	0,124	-5,04	0,000	-0,1170	0,5351
SP_1	-0,359	0,114	-3,14	0,002	-0,0704	0,6982
WOJ_12	0,539	0,168	3,21	0,001	0,1205	1,7133
WOJ_16	-0,582	0,210	-2,77	0,006	-0,1063	0,5586
WOJ_20	0,520	0,179	2,91	0,004	0,1162	1,6821
WOJ_24	0,548	0,177	3,09	0,002	0,1228	1,7292
WOJ_26	0,644	0,153	4,21	0,000	0,1454	1,9042
WOJ_32	0,540	0,172	3,13	0,002	0,1208	1,7155
WYKSZ_10	-0,341	0,149	-2,29	0,022	-0,0662	0,7110
STAZ_6	0,736	0,104	7,08	0,000	0,1600	2,0877
ZAWOD_7	0,243	0,117	2,08	0,038	0,0517	1,2754
SEKCJA_O	-0,454	0,216	-2,10	0,036	-0,0851	0,6352

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Tabela trafności prognoz generowanych przez model logitowy dla bezrobotnych zarejestrowanych

Empiryczne	Przewidywane		Razem	Trafność
	0	1		
0	1828	149	1977	92,46%
1	688	190	878	21,64%
Razem	2516	335	2855	70,68%

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6. Statystyki dopasowania modeli

Wyszczególnienie	Model dla bezrobotnych według metodologii BAEL	Model dla bezrobotnych zarejestrowanych
<i>R</i> -kwadrat McFaddena	0,0694	0,0716
Skorygowany <i>R</i> -kwadrat	0,0596	0,0631
Statystyka testu ilorazu wiarygodności	353,931	252,281
Trafność prognoz (ogółem)	71,12%	70,68%
Trafność prognoz (dla $Y=1$)	16,36%	21,64%
Trafność prognoz (dla $Y=0$)	94,35%	92,46%
Iloraz szans	3,268	3,388

Źródło: opracowanie własne.

Wnioski

Na podstawie przedstawionych w tabeli 2 i 4 modeli logitowych, można określić kierunek i siłę wpływu poszczególnych cech społeczno-demograficznych na prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego. Posiadanie odrębnych modeli dla grupy bezrobotnych według BAEL oraz bezrobotnych zarejestrowanych, pozwala na przeprowadzenie analizy porównawczej.

Pierwszym czynnikiem istotnie wpływającym na prawdopodobieństwo zakwalifikowania danego bezrobotnego do grupy bezrobotnych długookresowo jest wiek, reprezentowany w modelu przez zmienne binarne, opisujące poszczególne grupy wiekowe. Zarówno dla bezrobotnych według definicji BAEL, jak i bezrobotnych zarejestrowanych przynależność do którejkolwiek kategorii wiekowej, określającej wiek mniejszy od 45 lat, wiąże

się ze spadkiem prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego. Wiek do 24 lat zmniejsza prawdopodobieństwo bycia długookresowo bezrobotnym o 26,55 p.proc. w przypadku bezrobotnych definiowanych według metodologii BAEL oraz o 25,42 p.proc. w przypadku bezrobotnych zarejestrowanych. Podobny wpływ na prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego ma posiadanie wieku w przedziale od 25 do 34 lat – powoduje spadek o 10,67 p.proc. w przypadku BAEL oraz o 11,22 p.proc. w przypadku bezrobocia rejestrowanego. Przynależność do ostatniej istotnej grupy wiekowej, występującej w modelu, wiąże się ze spadkiem prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego odpowiednio o 8,41 p.proc. oraz 11,70 p.proc.

Kolejnym czynnikiem istotnie wpływającym na prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego, jest stopień pokrewieństwa z głową rodziny. Zmienna oznaczająca głowę gospodarstwa domowego (SP_1) okazała się istotna jedynie w modelu dla bezrobotnych zarejestrowanych. Posiadanie tego stopnia pokrewieństwa wiąże się ze spadkiem prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego średnio o 7,04 p.proc., a ryzyko tego, że bezrobotny będący głową gospodarstwa domowego będzie długookresowo bezrobotnym jest mniejsze o 30,08% w stosunku do osób z innym stopniem pokrewieństwa. W modelu dla bezrobotnych według definicji BAEL jako istotne pozostały zmienne oznaczające takie stopnie pokrewieństwa jak bycie mężem/zoną głowy gospodarstwa domowego (SP_2) oraz bycie synem/córką głowy gospodarstwa domowego (SP_4). Każdy z tych dwóch stopni pokrewieństwa powoduje wzrost prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego odpowiednio o średnio 4,48 p.proc. oraz 5,75 p.proc. W obu przypadkach ryzyko bycia długookresowo bezrobotnymi jest większe w porównaniu z osobami o innych stopniach pokrewieństwa odpowiednio o 24,30% oraz 32,67%.

Spśród zmiennych określających województwo zamieszkania, istotne w obu modelach pozostały te odnoszące się do: małopolskiego (WOJ_12), opolskiego (WOJ_16), podlaskiego (WOJ_20), śląskiego (WOJ_24), świętokrzyskiego (WOJ_26) oraz zachodnio-pomorskiego (WOJ_32). Zarówno dla bezrobotnych według BAEL, jak i bezrobotnych zarejestrowanych ujemny wpływ na prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego wywiera zamieszkiwanie tylko na terenie województwa opolskiego – spadek odpowiednio o 8,69 p.proc. oraz 10,63 p.proc. zamieszkiwanie na terenie pozostałych województw, powoduje wzrost prawdopodobieństwa poszukiwania pracy powyżej 12 miesięcy.

Istotnym czynnikiem wpływającym na prawdopodobieństwo poszukiwania pracy powyżej 12 miesięcy jest wykształcenie. Model dla bezrobotnych według BAEL, jako istotne zidentyfikował zmienne, opisujące wy-

kształcenie od podstawowego do średniego zawodowego. Każde z nich powoduje wzrost prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego. Bezrobotni legitymujący się wykształceniem gimnazjalnym mają o 131,16% większą szansę na bycie długookresowo bezrobotnymi w porównaniu z bezrobotnymi posiadającymi inny poziom wykształcenia. W modelu dla bezrobotnych zarejestrowanych istotna pozostała tylko zmienna określająca posiadanie wykształcenia wyższego – powoduje ono spadek prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego średnio o 6,62 p.proc., a ryzyko bycia długookresowo bezrobotnymi osób z wyższym wykształceniem jest mniejsze o 28,90% w porównaniu z innymi.

Brak stażu pracy jest zmienną silnie wpływającą na prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego i istotną w obu modelach. Osoba bezrobotna nieposiadająca stażu pracy ma w porównaniu z innymi osobami większe szanse na bycie bezrobotną powyżej 12 miesięcy, o 104,6% w przypadku bezrobotnych według BAEL oraz o 108,77% w przypadku bezrobotnych zarejestrowanych. Na zwiększenie prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego wpływa również posiadanie stażu pracy do 5 lat – o 5,61 p.proc., ale tylko w przypadku bezrobotnych według metodologii BAEL.

Do istotnych czynników wpływających na bezrobocie długookresowe należy również ostatnio wykonywany zawód należący do siódmej wielkiej grupy zawodów – robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy. Zarówno pierwszy, jak i drugi model wskazał, że zmienna ta powoduje wzrost prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego odpowiednio o 5,04 p.proc. oraz 5,17 p.proc. Ponadto w grupie bezrobotnych według BAEL, na wzrost prawdopodobieństwa wpływa również przynależność do czwartej wielkiej grupy zawodów – pracownicy biurowi, która powoduje wzrost prawdopodobieństwa bycia długookresowo bezrobotnymi o 32,10% w porównaniu z osobami o innych zawodach.

Czynnikiem wywierającym istotny wpływ na prawdopodobieństwo poszukiwania pracy ponad 12 miesięcy jest sekcja ostatniego miejsca pracy. W obu modelach wystąpiła zmienna reprezentująca sekcję O – Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenie społeczne. A w modelu dla bezrobotnych według BAEL istotne są również zmienne odpowiadające sekcjom A – Rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo oraz F – Budownictwo. Przynależność ostatniego miejsca pracy do którejkolwiek z tych sekcji powoduje spadek prawdopodobieństwa bezrobocia długookresowego.

W modelu dla bezrobotnych według BAEL uwzględniono również zmienną opisującą rejestrację w powiatowym urzędzie pracy. Z samego faktu bycia zarejestrowanym bezrobotnym wynika wzrost prawdopo-

bieństwa bycia długookresowo bezrobotnym średnio o 3,33 p.proc. a ryzyko braku zatrudnienia pracy powyżej 12 miesięcy jest większe o 18,21% w porównaniu z osobami, które zostały zakwalifikowane według metodologii BAEL do grupy bezrobotnych, ale nie są zarejestrowane jako bezrobotne w powiatowym urzędzie pracy.

Takie czynniki jak płeć, miejsce zamieszkania oraz stan cywilny zostały wyeliminowane z obu modeli, co oznacza, że nie wywierają one istotnego wpływu na prawdopodobieństwo bezrobocia długookresowego.

Zakończenie

Na podstawie oszacowanych modeli można zbudować profil osoby szczególnie zagrożonej bezrobociem długookresowym. Bezrobotny według metodologii BAEL mający największe szanse na pozostawanie bez pracy powyżej 12 miesięcy ma ponad 45 lat, jest synem/córką głowy gospodarstwa domowego, mieszka na terenie województwa świętokrzyskiego, posiada wykształcenie gimnazjalne, jest zarejestrowany w powiatowym urzędzie pracy, nie posiada stażu pracy lub pracował w ostatnim miejscu pracy w zawodzie zaliczanym do grupy pracowników biurowych, rodzaj działalności ostatniego miejsca pracy należał do sekcji PKD innych niż A, F, O. Bezrobotny zarejestrowany z kolei najbardziej podatny na długookresowe bezrobocie ma również ponad 45 lat, nie jest głową gospodarstwa domowego, mieszka na terenie województwa świętokrzyskiego, nie posiada wykształcenia wyższego, nie ma stażu pracy lub pracował w ostatnim miejscu pracy w zawodzie zaliczanym do grupy robotników przemysłowych i rzemieślników, ostatnie miejsce pracy miało rodzaj działalności zaliczany do innych sekcji niż O.

Literatura

- Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski IV kwartał 2010*, GUS, Warszawa.
- Gruszczyński M. (2010), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, red., Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
- Koning J. de, Dijk B. van (2005), *A Profiling System for the Unemployed in Slovakia*, Conference Paper.
- Kufel T. (2011), *Ekonometria – Rozwiązywanie problemów z wykorzystywaniem programu Gretl*, PWN, Warszawa.
- Maddala G.S. (2008), *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Ustawa z dnia 20 IV 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy (Dz. U. z 2004 r. Nr 99, poz. 1001 z późniejszymi zmianami).

- 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.