

Ekonometryczna analiza czynników aktywności zawodowej kobiet i mężczyzn

Celem badania była próba identyfikacji czynników wpływających na zakwalifikowanie do grupy pracujących osób aktywnych zawodowo. Według metodologii Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) (*Aktywność ekonomiczna...*, 2010) ludność aktywna zawodowo określana jest jako zasoby pracy, podaż pracy lub siła robocza obejmująca wszystkie osoby w wieku 15 lat i więcej uznane za pracujące lub bezrobotne. Do kategorii pracujących zalicza się osoby, które w okresie badanego tygodnia:

- a) wykonywały przez co najmniej 1 godzinę pracę przynoszącą zarobek lub dochód;
- b) miały pracę, ale jej nie wykonywały z powodu choroby, urlopu macierzyńskiego lub wypoczynkowego lub z innych powodów, przy czym długość przerwy w pracy wynosiła do 3 miesięcy albo powyżej 3 miesięcy, ale w drugim przypadku osoby te były pracownikami najemnymi i w tym czasie otrzymywały co najmniej 50% dotychczasowego wynagrodzenia;
- c) uczniowie, z którymi zakłady pracy lub osoby fizyczne zawarły umowę o naukę zawodu lub przyuczenie do określonej pracy, jeżeli otrzymywali wynagrodzenie.

Do bezrobotnych natomiast zaliczono osoby w wieku 15—74 lata, które:

- a) w okresie badanego tygodnia nie były osobami pracującymi, aktywnie poszukiwały pracy, były gotowe podjąć pracę w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym;
- b) 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.

W analizach rynku pracy bardzo często wykorzystuje się modele zmiennych jakościowych, do których należą m.in. modele logitowe. Na potrzeby tego badania przyjęto, że modele te opisywać będą prawdopodobieństwo zakwalifikowania danej osoby aktywnej zawodowo do kategorii pracujących.

TEORETYCZNE PODSTAWY MODELI LOGITOWYCH

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

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{dla osoby pracującej} \\ 0 & \text{dla osoby bezrobotnej} \end{cases}$$

Model logitowy przyjmuje postać (Gruszczyński, 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:

y_i^* — zmienna nieobserwowalna,

$\ln \frac{p_i}{1-p_i}$ — logit,

β_j — parametr strukturalny modelu, $j=1, 2, \dots, k$,

u_i — składnik losowy,

x_{ji} — wartości zmiennych objaśniających modelu,

p_i — prawdopodobieństwo przyjęcia przez zmienną zależną Y wartości 1, 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:

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

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 zeru. 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 (Gruszczyński, 2010):

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

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 $\exp(\beta_j) < 1$ 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 wartości zmiennej X_j . W przypadku 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 wtedy postać:

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

gdzie:

L_p — wartość funkcji wiarygodności dla pełnego modelu,

L_{ww} — wartość funkcji wiarygodności dla modelu zawierającego tylko wyraz wolny.

Jakość dopasowania modelu zmiennej zero-jedynkowej można ocenić na podstawie R^2 , 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 wykorzystano wskaźnik pseudostatystyki R^2 McFaddena. Opiera się on na porównaniu modelu pełnego z modelem zredukowanym tylko do wyrazu wolnego. Oblicza się go według wzoru (Koško i in., 2007):

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

gdzie:

$\ln L_p$ — logarytm funkcji wiarygodności modelu pełnego,

$\ln L_{ww}$ — iloraz funkcji wiarygodności modelu, w którym występuje tylko wyraz wolny.

W praktyce wartości R^2 McFaddena są niewielkie, bliższe 0 niż 1, z uwagi na fakt, że do estymacji modeli logitowych wykorzystuje się mikrodane, których prognozowanie stwarza znaczne trudności.

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

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

W przypadku zależnej zmiennej binarnej mamy:

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

Z tego wzoru otrzymujemy:

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

gdzie:

n_1 — liczba obserwacji, dla których zmienna binarna przyjmuje wartość 1 w n -elementowej próbie,

n_0 — liczba obserwacji tej zmiennej równych 0.

Dodatkowym sposobem na zbadanie jakości dopasowania modelu jest przedstawienie wyników prognozy na podstawie modelu. Prognoza oparta jest 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 w następującej postaci:

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 liczba przypadków, dla których:

- n_{00} — wartość rzeczywista i przewidywana są równe 0,
- n_{01} — wartość rzeczywista wynosi 0, a przewidywana 1,
- n_{10} — wartość rzeczywista wynosi 1, a przewidywana 0,
- n_{11} — wartość rzeczywista i przewidywana są równe 1.

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

ogółem:
$$Traf\ Pr\ og = \frac{n_{00} + n_{11}}{N} \cdot 100$$

dla $Y=1$:
$$Traf\ Pr\ og_1 = \frac{n_{11}}{N_{p1}} \cdot 100$$

dla $Y=0$:
$$Traf\ Pr\ og_0 = \frac{n_{00}}{N_{p0}} \cdot 100$$

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

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

DANE WYKORZYSTANE DO ESTYMACJI MODELI LOGITOWYCH

Podstawę oszacowania modeli prawdopodobieństwa zakwalifikowania do grupy pracujących stanowiły dane jednostkowe uzyskane w ramach reprezentacyjnego BAEL w IV kwartale 2010 r. Zbiór zmiennych objaśniających liczył 54 zmienne binarne (zestawienie) opisujące społeczno-ekonomiczną sytuację ankietowanych na rynku pracy. Zaliczono do nich: poziom wykształcenia (*WYKKSZ*), miejsce zamieszkania z podziałem na województwa (*WOJ*), a także miasto/wieś

(*MIASTO*), stopień pokrewieństwa z głową rodziny (*SP*), wcześniejszą sytuację na rynku pracy (*ROK_WCZ*), stan cywilny (*STCYW*) oraz grupy wiekowe (*GW*).

ZESTAWIENIE ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH

Zmienne	Opis zmiennych
Grupa wiekowa	
<i>GW_DO24</i>	poniżej 25 lat
<i>GW_25DO34</i>	25—34 lata
<i>GW_35DO44</i>	35—44 lata
<i>GW_45DO54</i>	45—54 lata
<i>GW_55DO64</i>	55—64 lata
<i>GW_OD65</i>	powyżej 65 lat
Stopień pokrewieństwa z głową rodziny	
<i>SP_01</i>	głowa gospodarstwa domowego
<i>SP_02</i>	mąż/zona
<i>SP_03</i>	partner/partnerka
<i>SP_04</i>	syn/córka
<i>SP_05</i>	zięć/synowa
<i>SP_06</i>	ojciec/matka/teść/teściowa
<i>SP_07</i>	dziadek/babcia/wnuk/wnuczka/prawnuk/prawnuczka
<i>SP_08</i>	brat/siostra
<i>SP_09</i>	wujek/ciotka/dalszy krewny
<i>SP_10</i>	niespokrewniony członek gospodarstwa domowego
Województwo zamieszkania	
<i>WOJ_02</i>	dolnośląskie
<i>WOJ_04</i>	kujawsko-pomorskie
<i>WOJ_06</i>	lubelskie
<i>WOJ_08</i>	lubuskie
<i>WOJ_10</i>	łódzkie
<i>WOJ_12</i>	małopolskie
<i>WOJ_14</i>	mazowieckie
<i>WOJ_16</i>	opolskie
<i>WOJ_18</i>	podkarpackie
<i>WOJ_20</i>	podlaskie
<i>WOJ_22</i>	pomorskie
<i>WOJ_24</i>	śląskie
<i>WOJ_26</i>	świętokrzyskie
<i>WOJ_28</i>	warmińsko-mazurskie
<i>WOJ_30</i>	wielkopolskie
<i>WOJ_32</i>	zachodniopomorskie
Stan cywilny	
<i>STCYW_01</i>	kawaler/panna
<i>STCYW_02</i>	żonaty/zamężna
<i>STCYW_03</i>	wdowiec/wdowa
<i>STCYW_04</i>	rozwidziony(a)/w separacji
Sytuacja na rynku pracy rok wcześniej	
<i>ROK_WCZ_1</i>	praca
<i>ROK_WCZ_2</i>	bezrobocie
<i>ROK_WCZ_3</i>	nauka/szkolenie
<i>ROK_WCZ_4</i>	emerytura, wcześniejsza emerytura
<i>ROK_WCZ_5</i>	niepełnosprawność
<i>ROK_WCZ_6</i>	zasadnicza służba wojskowa
<i>ROK_WCZ_7</i>	obowiązki rodzinne
<i>ROK_WCZ_8</i>	inna forma bierności zawodowej

ZESTAWIENIE ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH (dok.)

Zmienne	Opis zmiennych
	Wykształcenie
WYKSZ_10	wyższe ze stopniem naukowym (co najmniej doktora), tytułem magistra lub
WYKSZ_20	równorzędnym, tytułem licencjata lub inżyniera, dyplom ukończenia kolegium
WYKSZ_30	policealne
WYKSZ_40	średnie zawodowe
WYKSZ_50	średnie ogólnokształcące
WYKSZ_60	zasadnicze zawodowe
WYKSZ_70	gimnazjalne
WYKSZ_80	podstawowe
WYKSZ_90	niepełne podstawowe
	bez wykształcenia szkolnego
	Miejsce zamieszkania (miasto/wieś)
MIASTO (miasto=1)	
WIEŚ (wieś=1)	

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie formularzy statystycznych o symbolu ZD, ZG.

WYNIKI ESTYMACJI MODELU

W celach porównawczych oszacowano modele logitowe opisujące prawdopodobieństwo zakwalifikowania do grupy pracujących dla mężczyzn oraz dla kobiet. Wyniki oszacowań modeli zaprezentowano w tabl. 1—5.

TABL. 1. WYNIKI OSZACOWANIA MODELU LOGITOWEGO DLA KOBIEC

Zmienne	Współczynnik	Błąd standardowy	z	Wartość p	Efekt krańcowy	Iloraz szans
const	1,8101	0,4904	3,6910	0,0002***	x	x
GW_DO24	-1,8799	0,4972	-3,7810	0,0002***	-0,1607	0,1526
GW_25DO34	-1,5199	0,4906	-3,0980	0,0020***	-0,0930	0,2187
GW_35DO44	-1,4944	0,4899	-3,0500	0,0023***	-0,0890	0,2244
GW_45DO54	-1,7590	0,4883	-3,6020	0,0003***	-0,1089	0,1722
GW_55DO64	-1,4088	0,4838	-2,9120	0,0036***	-0,0983	0,2444
SP_02	-0,3468	0,0906	-3,8260	0,0001***	-0,0143	0,7069
SP_03	-0,6848	0,1848	-3,7050	0,0002***	-0,0379	0,5042
SP_04	-0,7637	0,0967	-7,8960	0,0000***	-0,0398	0,4659
SP_08	-0,5328	0,2880	-1,8500	0,0644*	-0,0277	0,5870
WOJ_12	-0,2220	0,1146	-1,9380	0,0527*	-0,0099	0,8009
WOJ_18	0,3286	0,1199	2,7400	0,0061***	0,0118	1,3890
WOJ_26	-0,2739	0,1230	-2,2270	0,0259**	-0,0124	0,7604
STCYW_2	0,5094	0,0944	5,3970	0,0000***	0,0228	1,6643
MIASTO	-0,3749	0,0634	-5,9120	0,0000***	-0,0149	0,6874
ROK_WCZ_1	3,0370	0,0954	31,8400	0,0000***	0,3336	20,8418
ROK_WCZ_2	-0,8110	0,0964	-8,4090	0,0000***	-0,0456	0,4444
ROK_WCZ_3	0,7728	0,1374	5,6250	0,0000***	0,0230	2,1658
ROK_WCZ_4	1,2044	0,2599	4,6350	0,0000***	0,0297	3,3349
WYKSZ_10	0,9899	0,1244	7,9580	0,0000***	0,0348	2,6910
WYKSZ_20	0,3735	0,1619	2,3070	0,0211**	0,0131	1,4528
WYKSZ_30	0,4835	0,1162	4,1620	0,0000***	0,0176	1,6218
WYKSZ_40	0,4137	0,1287	3,2150	0,0013***	0,0146	1,5124
WYKSZ_50	0,2941	0,1144	2,5700	0,0102**	0,0111	1,3419
WYKSZ_60	0,9198	0,2490	3,6940	0,0002***	0,0252	2,5088

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

Ź r ó d ł o: obliczenia własne w programie Gretl.

TABL. 2. TABLICA TRAFNOŚCI DLA KOBIET

Faktyczne	Przewidywane		Razem
	$\hat{Y}=0$	$\hat{Y}=1$	
Y=0	963	1067	2030
Y=1	564	17759	18323
Razem	1527	18826	20353

Źródło: obliczenia własne.

TABL. 3. WYNIKI OSZACOWANIA MODELU LOGITOWEGO DLA MĘŻCZYŹN

Zmienne	Współczynnik	Błąd standardowy	z	Wartość p	Efekt krańcowy	Iloraz szans
<i>const</i>	1,0428	0,4920	2,1200	0,0340**	x	x
<i>GW_DO24</i>	-1,5760	0,4963	-3,1750	0,0015***	-0,1041	0,2068
<i>GW_25DO34</i>	-1,6776	0,4914	-3,4140	0,0006***	-0,0949	0,1868
<i>GW_35DO44</i>	-1,8136	0,4907	-3,6960	0,0002***	-0,1105	0,1631
<i>GW_45DO54</i>	-1,9616	0,4891	-4,0100	0,0001***	-0,1223	0,1406
<i>GW_55DO64</i>	-1,8985	0,4869	-3,8990	0,0001***	-0,1350	0,1498
<i>SP_01</i>	0,9304	0,0874	10,6500	0,0000***	0,0376	2,5354
<i>SP_02</i>	-0,5086	0,1125	-4,5190	0,0000***	-0,0221	0,6013
<i>WOJ_26</i>	-0,1814	0,1080	-1,6790	0,0932*	-0,0070	0,8341
<i>WOJ_32</i>	-0,2601	0,1197	-2,1730	0,0298**	-0,0104	0,7710
<i>STCYW_2</i>	0,6608	0,0836	7,9070	0,0000***	0,0268	1,9364
<i>MIASTO</i>	-0,4298	0,0592	-7,2620	0,0000***	-0,0153	0,6506
<i>ROK_WCZ_1</i>	3,3065	0,0636	51,9700	0,0000***	0,3759	27,2897
<i>ROK_WCZ_3</i>	0,9475	0,1040	9,1100	0,0000***	0,0231	2,5793
<i>ROK_WCZ_4</i>	1,5591	0,2598	6,0010	0,0000***	0,0296	4,7545
<i>ROK_WCZ_5</i>	0,8678	0,1981	4,3810	0,0000***	0,0214	2,3816
<i>WYKSZ_10</i>	0,8813	0,1266	6,9600	0,0000***	0,0250	2,4140
<i>WYKSZ_20</i>	0,5035	0,2148	2,3440	0,0191**	0,0145	1,6546
<i>WYKSZ_30</i>	0,3512	0,1057	3,3230	0,0009***	0,0116	1,4208
<i>WYKSZ_40</i>	0,3432	0,1334	2,5720	0,0101**	0,0108	1,4094
<i>WYKSZ_50</i>	0,2135	0,0970	2,2000	0,0278**	0,0075	1,2380
<i>WYKSZ_60</i>	0,4128	0,1687	2,4460	0,0144**	0,0124	1,5110

U w a g a. Jak przy tabl. 1.

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 4. TABLICA TRAFNOŚCI DLA MĘŻCZYŹN

Faktyczne	Przewidywane		Razem
	$\hat{Y}=0$	$\hat{Y}=1$	
Y=0	988	1169	2157
Y=1	592	21153	21745
Razem	1580	22322	23902

Źródło: jak przy tabl. 2.

W tabl. 3 i 5 przedstawiono liczbę trafień wartości prognozowanych 0 i 1 względem wartości rzeczywistych. Wartość prognozowaną zdefiniowano jako zmienną zero-jedynkową \hat{Y} taką, że: gdy $\tilde{y}_i > 0,5$, to $\hat{y}_i = 1$, a gdy $\tilde{y}_i < 0,5$, to $\hat{y}_i = 0$, przy czym $\tilde{y}_i = F(x'_i\beta)$ jest oszacowaniem wyznaczonym z modelu.

TABL. 5. STATYSTYKA DOPASOWANIA MODELI LOGITOWYCH

Wyszczególnienie	Dla kobiet	Dla mężczyzn
R^2 McFaddena	0,3769	0,3645
Skorygowany R^2	0,3732	0,3614
Test ilorazu wiarygodności	4979,3	5280,8
Logarytm wiarygodności	-4115,1	-4604,3
Trafność prognozy w %: ogółem	92,0	92,6
dla $Y=1$	96,9	97,3
dla $Y=0$	47,4	45,8
Iloraz szans	28,4	30,2

U w a g a. Skorygowany R^2 jest to skorygowany stopniem swobody R^2 McFaddena.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Wyniki testu ilorazu wiarygodności (wartość $p=0,000<0,10$) oznaczają istotność oszacowanych modeli. Ogólna procentowa trafność wartości prognozowanych przez modele była bardzo wysoka i wynosiła: model 1 — 92,0%, model 2 — 92,6%. Na uwagę zasługuje również fakt, że trafność prognoz dla $Y=1$ jest ponad dwukrotnie wyższa od trafności prognoz dla $Y=0$. Świadczy to, że model zidentyfikował mechanizm oddziaływania poszczególnych zmiennych na prawdopodobieństwo zakwalifikowania danej osoby do kategorii pracujących.

Nieistotne statystycznie zmienne modelu eliminowano metodą *a posteriori*. Procedura ta polega na porównaniu wartości p z przyjętym poziomem istotności. Jeżeli p było większe od α , zmienną eliminowano z modelu i dokonywano reestymacji. Działanie to powtarzano aż do uzyskania modelu z wartościami p mniejszymi lub równymi α . Wartość α przyjęto na poziomie 10%.

Podsumowanie

Z punktu widzenia walorów poznawczych badania największą wartość dają efekty krańcowe oraz ilorazy szans. Efekty krańcowe (obliczane dla średnich wartości zmiennych objaśniających) interpretuje się jako wpływ zmiennej objaśniającej na prawdopodobieństwo sukcesu (czyli przyjęcia wartości 1 przez zmienną objaśnianą). Ilorazy szans natomiast interpretuje się jako procentowy wpływ jednostkowej zmiany wartości zmiennej objaśniającej na iloraz szans, liczony jako stosunek prawdopodobieństwa sukcesu do prawdopodobieństwa porażki.

Na podstawie przedstawionych w tabl. 1 i 3 modeli logitowych można określić kierunek i siłę wpływu poszczególnych cech społeczno-demograficznych na prawdopodobieństwo zakwalifikowania poszczególnych osób do grupy pracujących. Wyznaczenie odrębnych modeli dla kobiet i mężczyzn pozwala na przeprowadzenie analizy porównawczej.

Pierwszym czynnikiem istotnie wpływającym na prawdopodobieństwo zakwalifikowania do grupy pracujących jest wiek, reprezentowany w modelu przez zmienne binarne opisujące poszczególne grupy wiekowe. Zarówno dla

kobiet, jak i dla mężczyzn przynależność do którejkolwiek kategorii wiekowej wiąże się ze spadkiem prawdopodobieństwa znalezienia się w grupie pracujących. Wiek do 24 lat zmniejsza prawdopodobieństwo bycia pracującym o 10,41 p.proc. w przypadku mężczyzn oraz o 16,07 p.proc. w przypadku kobiet. Przynależność do pozostałych grup wiekowych w przypadku mężczyzn silniej wpływa na prawdopodobieństwo zakwalifikowania do grupy pracujących aniżeli w przypadku kobiet.

Kolejnym czynnikiem istotnie wpływającym na prawdopodobieństwo przynależności do zbiorowości pracujących jest stopień pokrewieństwa z głową rodziny. W przypadku mężczyzn bycie głową gospodarstwa domowego powoduje wzrost owego prawdopodobieństwa o 3,76 p.proc., a szansa na to, że dany mężczyzna będzie osobą pracującą jest o 153,54% wyższa w porównaniu z innymi stopniami pokrewieństwa. W przypadku kobiet natomiast zmienna oznaczająca głowę gospodarstwa domowego okazała się statystycznie nieistotna. Gdy mężczyzna jest mężem głowy gospodarstwa domowego, to prawdopodobieństwo, że jest on osobą pracującą jest mniejsze o 2,21 p.proc., a szansa jest niższa o 39,87% w porównaniu z innymi stopniami pokrewieństwa. W przypadku kobiet wszystkie istotne zmienne opisujące stopień pokrewieństwa z głową gospodarstwa domowego wywierają ujemny wpływ na prawdopodobieństwo bycia pracującą. Największy spadek występuje wtedy, gdy kobieta jest córką głowy gospodarstwa domowego — wynosi on 3,98 p.proc., natomiast najmniejszy jest w sytuacji, gdy kobieta jest żoną głowy gospodarstwa domowego — wówczas wynosi on 1,43 p.proc.

Spośród zmiennych opisujących województwo zamieszkania, w modelu logitowym dla kobiet istotne okazały się te, które odnoszą się do województw małopolskiego, podkarpackiego oraz świętokrzyskiego. Spośród nich tylko zamieszkiwanie w woj. podkarpackim powoduje wzrost prawdopodobieństwa zakwalifikowania do grupy pracujących o 1,18 p.proc., a szansa na bycie pracującym wzrasta o 38,9%. Zamieszkiwanie w pozostałych województwach wiąże się z ujemnym wpływem na prawdopodobieństwo bycia pracującym. W przypadku mężczyzn istotne okazały się tylko dwie zmienne dotyczące województw świętokrzyskiego oraz zachodniopomorskiego. W obu przypadkach zamieszkiwanie w ich granicach powoduje spadek prawdopodobieństwa zaliczenia do pracujących średnio o odpowiednio 0,7 p.proc. oraz 1,04 p.proc.

W obu modelach spośród zmiennych opisujących stan cywilny jako istotna pozostała zmienna określająca osobę żonatą lub zamężną. Zarówno w przypadku kobiet, jak i w przypadku mężczyzn wywiera ona dodatni wpływ na prawdopodobieństwo przynależności do grupy pracujących, przy czym wpływ ten jest większy w przypadku mężczyzn i wynosi 2,68 p.proc., a dla kobiet — 2,28 p.proc. Szansa na to, że żonaty mężczyzna będzie pracującym jest o 93,64% większa w stosunku do pozostałych kategorii stanu cywilnego. W przypadku kobiet natomiast szansa na to, że zamężna kobieta będzie osobą pracującą jest większa o 66,43% w stosunku do pozostałych kategorii stanu cywilnego.

Następnym istotnym czynnikiem wpływającym na prawdopodobieństwo przynależności do pracujących jest miejsce zamieszkania. Zarówno w przypadku kobiet, jak i w przypadku mężczyzn zamieszkiwanie w mieście powoduje zmniejszenie prawdopodobieństwa bycia pracującym odpowiednio o 1,49 p.proc. oraz 1,53 p.proc. Kobieta mieszkająca w mieście ma mniejszą o 31,26% szansę na bycie pracującą w porównaniu z mieszkanką wsi. Mężczyzna mieszkający w mieście ma o 34,94% mniejszą szansę na bycie pracującym w porównaniu z mieszkańcem wsi.

Istotnym czynnikiem wpływu na prawdopodobieństwo bycia pracującym ma również status na rynku pracy sprzed roku. Zmiennymi, które wystąpiły w obu modelach są oznaczające: pracę, naukę/szkolenia oraz emeryturę lub wcześniejszą emeryturę. Każda z tych zmiennych powoduje wzrost prawdopodobieństwa zakwalifikowania danej osoby jako pracującej, przy czym największy wzrost powoduje posiadanie pracy rok wcześniej — w przypadku kobiet o 33,36 p.proc., a w przypadku mężczyzn o 37,59 p.proc. Ponadto w modelu dla kobiet jako istotna wystąpiła również zmienna oznaczająca bezrobocie. Zmienna ta wywiera ujemny wpływ na prawdopodobieństwo bycia pracującą średnio o 4,56 p.proc. W przypadku mężczyzn istotną okazała się zmienna opisująca niepełnosprawność. Bycie niepełnosprawnym rok wcześniej powoduje wzrost prawdopodobieństwa bycia pracującym średnio o 2,14 p.proc.

Ostatnia grupa zmiennych uwzględnionych w modelach dotyczyła wykształcenia. Zarówno w przypadku kobiet, jak i mężczyzn największy wzrost prawdopodobieństwa zakwalifikowania do grupy pracujących miały osoby legitymujące się wykształceniem wyższym — w odniesieniu do kobiet wzrost ten wynosił 3,48 p.proc., a w odniesieniu do mężczyzn — 2,14 p.proc. Najmniejszy, ale dodatni wpływ wywiera posiadanie zarówno przez kobiety, jak i mężczyzn wykształcenia zasadniczego zawodowego — wzrost odpowiednio o 1,11 p.proc. i 0,75 p.proc.

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

mgr Marek Ręklewski — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy*

LITERATURA

- Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski IV kwartał 2010* (2011), GUS, Warszawa
- Gruszczyński M. (2010), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa
- Kośko M., Osińska M., Stempińska J. (2007), *Ekonometria współczesna*, TNOiK, Toruń
- Kufel T. (2011), *Ekonometria — rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu Gretl*, PWN, Warszawa
- Maddala G. S. (2008), *Ekonometria*, PWN, Warszawa

SUMMARY

The aging population poses to labor market policy challenges that, i.a. apply to support active aging people and entering the labour market for young people. According to the statistics in these two age groups is relatively a lot of unemployed people who are economically active but not working. The article presents the logit econometric models describing the likely of qualifying a group of persons classified as employed, according to the methodology of the Labour Force Survey, for the economically active category. Estimated separately for men and women models show the factors which have a significant impact on the classification them for the working group. The analysis identified differences in the direction and strength of the impact of specific factors on the likelihood of a person's credit to the category of working.

РЕЗЮМЕ

Старение населения ставит перед политикой рынка труда новые вызовы, которые касаются, в частности, поддержки профессиональной активности пожилых людей и введения на рынок труда молодых людей. По статистическим данным в этих двух возрастных группах относительно много безработных, которые являются профессионально активными, но они не работают. В статье представляются логитные эконометрические модели, характеризующие вероятность зачисления в группу занятых лиц определенных по методологии Обследования экономической активности населения к категории активных с профессиональной точки зрения. Оценены отдельно для женщин и мужчин модели показывают факторы существенно влияющие на квалификацию их к группе занятых. В результате анализа были определены различия в направлении и силе воздействия конкретных факторов на вероятность зачисления данного лица к категории занятых.