

WYKORZYSTANIE MODELI LOGITOWYCH DO IDENTYFIKACJI CZYNNIKÓW WPLYWAJĄCYCH NA AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNĄ OSÓB STARSZYCH

Iwona Bąk

Wydział Ekonomiczny,
Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie
e-mail: iwona.bak@zut.edu.pl

Streszczenie: Celem badań podjętych w artykule jest ocena prawdopodobieństwa posiadania przez osoby w wieku 50 lat i więcej określonego statusu na rynku pracy, to znaczy statusu osoby pracującej, bezrobotnej lub biernej zawodowo. W związku z tym oszacowano modele logitowe, w których zmienną objaśnianą była zmienna binarna charakteryzująca status na rynku pracy badanej populacji. Podstawę informacyjną badań stanowiły jednostkowe dane nieidentyfikowalne pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności, które zostały odpłatnie udostępnione przez GUS.

Słowa kluczowe: modele logitowe, rynek pracy, osoby w wieku 50+

WSTĘP

Jednym z najważniejszych problemów społecznych współczesnego świata jest zjawisko starzenia się społeczeństwa. Odnosi się to zwłaszcza do Europy, w tym także do Polski. Mediana wieku populacji naszego kraju w 2000 roku wyniosła 35,4 lat, by w 2014 roku osiągnąć już wartość 39,4 lat.

Wraz ze wzrostem średniego wieku populacji obserwuje się zwiększanie udziału osób w wieku ponad 50 lat w ogólnej liczebności kraju. W roku 2000 udział tych osób w ogóle populacji wynosił 27,4%, a w 2014 roku osiągnął wartość 36,1%. Niezwykle istotne staje się wobec tego stałe dostosowywanie warunków pracy i życia w społeczeństwie, które umożliwić będą korzystanie z ogromnego zasobu społecznego, jakim jest grupa starszych, doświadczonych osób. Zwłaszcza, że przedwczesne odchodzenie na emeryturę i bierne starzenie się jest w Polsce ogromnym problemem – wg rządowych raportów w IV kwartale 2014 tylko 34,3%

osób w wieku powyżej 50 lat było aktywnych zawodowo [Osoby powyżej... 2016]. Trudna sytuacja na rynku pracy osób starszych powoduje, że bezrobotni powyżej 50. roku życia zgodnie z art. 49 ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, uznani są za jedną z grup w szczególnej sytuacji na rynku pracy [Osoby powyżej... 2016, s. 11].

Wielorakie ekonomiczno – społeczne konsekwencje starzenia się społeczeństw, z którymi musi liczyć się również nasz kraj, powodują, że tematyka aktywności zawodowej osób po 50. roku życia staje się jedną z najbardziej istotnych kwestii podnoszonych w badaniach rynku pracy. Wyzwania związane ze starzeniem i kurczeniem się zasobów pracy są efektem zbyt wczesnego wycofywania się osób starszych z tego rynku. Dlatego głównym celem badań podjętych w artykule jest ocena prawdopodobieństwa posiadania przez osoby w wieku 50+ określonego statusu na rynku pracy, to znaczy statusu osoby pracującej, bezrobotnej lub biernej zawodowo. W związku z tym oszacowano modele logitowe, w których zmienną objaśnianą była zmienna binarna charakteryzująca status na rynku pracy badanej populacji. Przyjęte do modeli zmienne objaśniające obejmowały: cechy społeczno – demograficzne, niepełnosprawność, cechy wskazujące na uwarunkowania rodzinne, przejawiające się w zobowiązaniach opiekuńczych w stosunku do dzieci, wnuków, osób starszych. Ponadto w analizie uwzględniono zmienną opisującą posiadanie lub nie niezarobkowego pozarolniczego źródła utrzymania, takiego jak emerytura, renta, zasiłek lub świadczenie przedemerytalne.

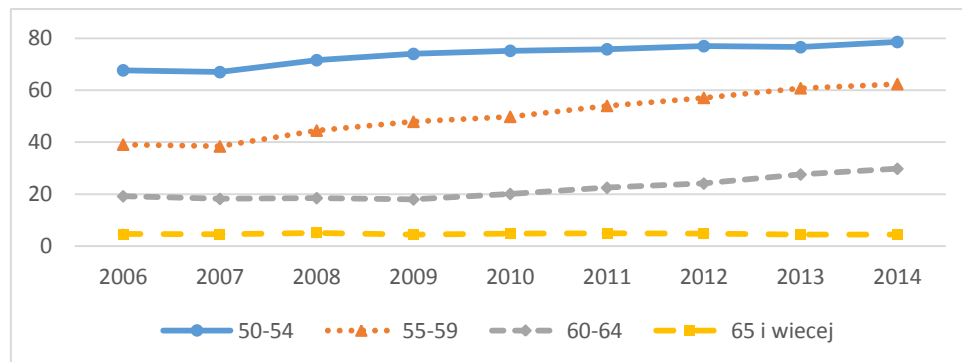
Badania analityczne nad aktywnością ekonomiczną osób w wieku 50+ były możliwe dzięki dysponowaniu zbiorem jednostkowych danych nieidentyfikowalnych, które zostały odpłatnie udostępnione przez GUS.

SYTUACJA ZAWODOWA OSÓB STARSZYCH

W IV kwartale 2014 roku wśród ludności w wieku 50 lat i więcej aktywnymi zawodowo było 4 699 tys. osób, czyli o 70 tys. osób więcej niż rok wcześniej (wzrost o 1,5%). Osoby aktywne zawodowo w omawianej grupie wiekowej stanowiły 27,0% aktywnych zawodowo w wieku 15 lat i więcej.

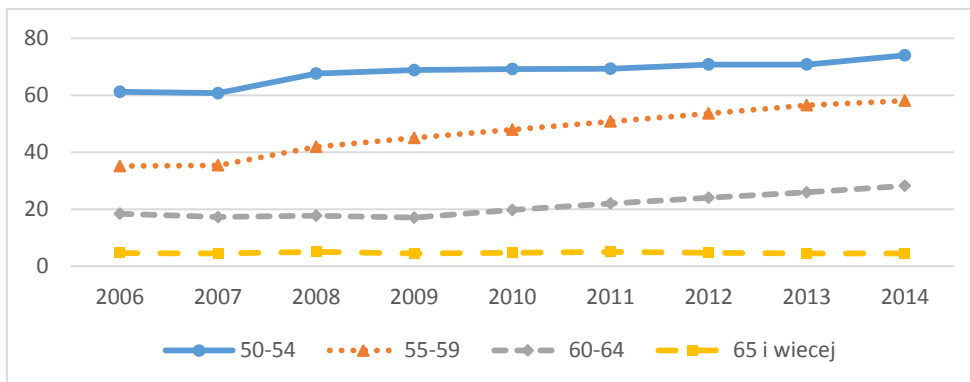
Współczynnik aktywności zawodowej osób w wieku 50 lat i więcej wyniósł 34,3% (w porównaniu do zeszłego roku wzrósł o 0,1 p. proc.), czyli nadal aktywna pozostawała zaledwie co trzecia osoba w omawianej grupie. Generalnie, w ostatnich latach aktywność zawodowa osób na przedpolu starości wzrastała (rysunek 1). Wzrastał również poziom wskaźnika zatrudnienia (rysunek 2). Szczególnie poprawiła się sytuacja w grupie wiekowej 55 - 59 lat, w przypadku której odnotowano wzrost wskaźnika aktywności zawodowej w 2014 roku w porównaniu z rokiem 2006 o 23,3 p.p., a wskaźnika zatrudnienia o 23 p.p. O około 10 p.p. wzrosły omawiane wskaźniki w grupie 60-64 lata.

Rysunek 1. Współczynnik aktywności zawodowej osób w wieku 50+ w IV kwartałach 2006-2014



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Rysunek 2. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 50+ w IV kwartałach 2006-2014



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

W 2014 roku rosnące z kwartału na kwartał tempo wzrostu PKB przełożyło się również na korzystne zmiany na rynku pracy. W efekcie tych zmian stopa bezrobocia zanotowana w końcu 2014 roku wyniosła 11,5% i była o 1,9 p.p. niższa niż rok wcześniej. Znaczący spadek dotyczył także liczby zarejestrowanych bezrobotnych w urzędach pracy. W końcu 2014 roku było ich 1 825, 2 tys., co oznacza spadek o 15,7% w stosunku do końca 2013 roku. W liczbie bezrobotnych wg BAEL było 278 tys. osób w wieku 50 lat i więcej, przy czym wszystkie osoby z tej grupy nie ukończyły 65 lat. Stopa bezrobocia osób w tym wieku wyniosła 5,9%. Wśród osób powyżej 50 roku życia zdecydowanie dominowali mężczyźni, którzy stanowili 60,1% bezrobotnych w tej grupie wiekowej oraz 48,5% w liczbie ogółem zarejestrowanych. Starsi bezrobotni byli generalnie słabiej wykształceni niż osoby w młodszych grupach wieku. W końcu 2014 roku najwięcej osób powyżej 50. roku życia zarejestrowanych jako bezrobotne posiadało wykształcenie

gimnazjalne i poniżej, co stanowiło 36,3% bezrobotnych w tej grupie. W liczbie bezrobotnych ogółem udział ten był zdecydowanie niższy i wyniósł 27,5%. Tylko 4,6% bezrobotnych w wieku 50+ legitymowało się dyplomami wyższych uczelni. W przypadku bezrobotnych z wyższym wykształceniem wśród ogółem zarejestrowanych odsetek ten wyniósł 12,4%.

METODA BADAWCZA

Do oceny prawdopodobieństwa posiadania przez osoby w wieku 50+ określonego statusu na rynku pracy, to znaczy statusu osoby pracującej, bezrobotnej lub biernej zawodowo, oszacowano dwumianowy model logitowy¹ o następującej postaci:

$$p_i = \frac{1}{1 + \exp(-x_i^T \beta)}, \quad (1)$$

gdzie:

p_i – prawdopodobieństwa zdefiniowane jako $P(Y_i = 1) = p_i$ oraz $P(Y_i = 0) = 1 - p_i$,

Y_i – zmienna zależna zero-jedynkowa,

x_i – wektor wartości zmiennych niezależnych dla poszczególnych przypadków,

β – wektor parametrów strukturalnych.

Do interpretacji oszacowanego modelu logitowego wykorzystuje się również wyrażenie $\frac{p_i}{1-p_i}$ nazywane ilorazem szans. Iloraz szans określa zatem stosunek prawdopodobieństwa, że $Y=1$ do prawdopodobieństwa, że $Y=0$. Ponieważ $\frac{p_i}{1-p_i} = \exp(x_i^T \beta)$, zatem $\exp(\beta_j)$ informuje ile razy zwiększa się iloraz szans jeśli zmienna X_j wzrasta o jednostkę, *ceteris paribus*. Poprawność oszacowanego modelu można sprawdzić wykorzystując test ilorazu wiarygodności, służący do weryfikacji hipotezy zerowej mówiącej o tym, że wszystkie parametry modelu, poza wyrazem wolnym, są równe zero. Statystyka testu wyrażona jest wzorem [Gruszczyński 2010, s. 65]:

$$\chi^2 = 2(\ln L_{UR} - \ln L_R), \quad (2)$$

gdzie:

L_{UR} – wartość funkcji wiarygodności dla modelu pełnego,

L_R – wartość funkcji wiarygodności dla modelu zredukowanego do wyrazu wolnego.

Do pomiaru efektywności prognoz można wykorzystać miary wyznaczone na podstawie tabeli trafności klasyfikacji przypadków (tabela 1).

¹ Opis modeli logitowych można znaleźć m. in. w pracach: [Wiśniewski 1986, Ostasiewicz 1998, Zeliaś i in., 2003, Maddala 2006, Gruszczyński 2010].

Tabela 1. Budowa tablicy trafności

| Faktyczne | Przewidywane | | Razem |
|-----------|-----------------|-----------------|----------|
| | $\hat{y}_i = 1$ | $\hat{y}_i = 0$ | |
| $y_i = 1$ | n_{11} | n_{10} | $n_{1.}$ |
| $y_i = 0$ | n_{01} | n_{00} | $n_{0.}$ |
| Razem | $n_{.1}$ | $n_{.0}$ | n |

Źródło: [Gruszczyński 2010, s. 73]

Teoretyczne wartości zmiennej zależnej (\hat{y}_i) można wyznaczyć według standardowej zasady prognozy [Gruszczyński 2010, s. 73]:

$$\hat{y}_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } 0,5 < \hat{p}_i \leq 1, \\ 0 & \text{gdy } 0 \leq \hat{p}_i \leq 0,5. \end{cases} \quad (3)$$

gdzie \hat{p}_i - prawdopodobieństwa teoretyczne uzyskane z oszacowanego na podstawie próby losowej modelu regresji logistycznej.

W sytuacji, gdy próba jest niezbilansowana, czyli taka, w której liczba jedynek znacznie różni się od liczby zer, do prognozowania wartości teoretycznych można zastosować modyfikację standardowej zasady i liczyć prognozy według zasady optymalnej wartości granicznej α [Gruszczyński 2001]:

$$\hat{y}_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } \alpha < \hat{p}_i \leq 1, \\ 0 & \text{gdy } 0 < \hat{p}_i \leq \alpha. \end{cases} \quad (4)$$

Wartość graniczną α ustala się jako udział jedynek w próbie. Korzystając z tablicy trafności (tabela 1) wyznaczono dwie miary:

zliczeniowy współczynnik R^2

$$R^2 = \frac{n_{00} + n_{11}}{n} \cdot 100\% , \quad (5)$$

iloraz szans

$$IS = \frac{n_{11} \cdot n_{00}}{n_{01} \cdot n_{10}} . \quad (6)$$

Ocena zliczeniowego współczynnika R^2 oznacza procent trafnie zaklasyfikowanych przypadków. Im bliższa jedności jest wartość tej miary, tym lepsze dopasowanie modelu do danych empirycznych badanego zjawiska. Model dobrze sprawdza się w prognozowaniu, gdy zliczeniowy R^2 przyjmuje wartości większe od 50%. Oznacza to, że klasyfikacja na podstawie modelu jest lepsza od przypadkowej. W przypadku ilorazu szans, im wartość tej miary jest większa od 1, tym lepsza jest klasyfikacja na podstawie modelu.

WYNIKI BADAŃ

Empiryczną podstawę badań stanowiły jednostkowe dane nieidentyfikowalne pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w IV kwartale 2014 roku, które zostały odpłatnie udostępnione przez GUS. Badana próba liczyła 73151 osób, przy czym 48,2% stanowili bierni zawodowo, 47,6% pracujący, a 4,2% bezrobotni. Do identyfikacji czynników determinujących sytuację na rynku pracy osób w wieku 50+ wykorzystano trzy modele logitowe, w których zmienna zależna przyjęła następujące wartości:

$Y_1=1$, gdy respondent był zatrudniony; $Y_1=0$, w pozostałym przypadku,

$Y_2=1$, gdy respondent był bezrobotny; $Y_2=0$, w pozostałym przypadku,

$Y_3=1$, gdy respondent był bierny zawodowo; $Y_3=0$, w pozostałym przypadku.

W celu dokonania analizy ekonometrycznej posłużono się zmiennymi niezależnymi o charakterze jakościowym, które określono jako zmienne zero-jedynkowe informujące o wystąpieniu lub niewystąpieniu jakiegoś zjawiska. We wszystkich modelach analizie poddano siedem zmiennych. Część z tych zmiennych została podzielona na pewne kategorie, co wiązało się z koniecznością wyboru kategorii bazowej, która jest płaszczyzną odniesienia dla dokonywanych porównań w analizie ekonometrycznej. Jako kategorie bazowe najczęściej wybierano te zmienne, które były najslabiej skorelowane ze zmienną objaśnianą. W tabeli 2 zestawiono wszystkie zmienne wraz z ich opisami i wskazaniem kategorii bazowej.

Tabela 2. Definicje zmiennych niezależnych

| Symbol zmiennej | Opis zmiennej | Symbol zmiennej | Opis zmiennej |
|-----------------|-----------------------------|-----------------|---|
| PLEĆ | kobiety=1 mężczyźni=0 | WYKSZT | WYKSZTAŁCENIE |
| W | WIEK | WYKSZT 1 | wyższe |
| W 1 | 50-54 | WYKSZT 2 | średnie zawodowe |
| W 2 | 55-60 | WYKSZT 3 | średnie ogólnokształcące |
| W 3 | 60 i więcej | WYKSZT 4 | zasadnicze zawodowe |
| KLM | MIEJSCE ZAMIESZKANIA | WYKSZT 5 | co najwyżej gimnazjum |
| KLM 1 | miasta 100 tys. i więcej | SNSPR | STOPIEŃ NIEPEŁNOSPRAWNOŚCI |
| KLM 2 | miasta 50-100 tys. | SNSPR 1 | orzeczenie o znacznym stopniu niepełnosprawności |
| KLM 3 | miasta 20-50 tys. | SNSPR 2 | orzeczenie o umiarkowanym stopniu niepełnosprawności |
| KLM 4 | miasta poniżej 20 tys. | SNSPR 3 | orzeczenie o lekkim stopniu niepełnosprawności |
| KLM 5 | wieś | SNSPR 4 | brak orzeczenia o niepełnosprawności |

| Symbol zmiennej | Opis zmiennej | Symbol zmiennej | Opis zmiennej |
|-----------------|-----------------------------|--|---|
| STC | STAN CYWILNY | ZUT | niezarobkowe pozarolnicze źródło utrzymania – emerytura, renta, zasiłki i świadczenia przedemerytalne (tak=1, brak=0) |
| STC 1 | kawaler, panna | OPIEKA | zobowiązania opiekuńcze w stosunku do dzieci lub osób starszych (tak=1, brak=0) |
| STC 2 | żonaty, zamężna | Kategorie bazowe: mężczyźni, W3 (lub W1), KLM 5, STC1, WYKSZT 5, SNSPR 4, brak niezarobkowego pozarolniczego źródła utrzymania, brak zobowiązań opiekuńczych | |
| STC 3 | wdowiec, wdowa | | |
| STC 4 | rozwidziony(a), w separacji | | |

Źródło: opracowanie własne

Estymacji modeli logitowych dokonano przy użyciu pakietu statystycznego Statistica 10.0. Do eliminacji zmiennych wykorzystano metodę krokową (a posteriori). Istotność parametrów weryfikowano na podstawie testu t-Studenta przyjmując poziom istotności 0,05. Wyniki oszacowanych parametrów przedstawiono w tabelach 3-5.

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu logitowego objaśniającego prawdopodobieństwo zatrudnienia osób w wieku 50+

| Zmienna | Ocena parametru | Błąd standardowy | Istotność | Iloraz szans |
|--|-----------------|------------------|-----------|--------------|
| Stała | 0,7567 | 0,0713 | 10,6066 | 2,1313 |
| KLM 1 | 0,1694 | 0,0440 | 3,8531 | 1,1846 |
| KLM 2 | -0,1432 | 0,0654 | -2,1892 | 0,8666 |
| WIEK 1 | 1,9423 | 0,0466 | 41,6425 | 6,9746 |
| WIEK 2 | 1,4502 | 0,0413 | 35,1076 | 4,2641 |
| STC 2 | -0,2826 | 0,0565 | -5,0016 | 0,7538 |
| STC 3 | -1,3648 | 0,0739 | -18,4702 | 0,2554 |
| WYKSZ 1 | 1,8283 | 0,0638 | 28,6668 | 6,2234 |
| WYKSZ 2 | 1,1496 | 0,0538 | 21,3768 | 3,1568 |
| WYKSZ 3 | 0,5701 | 0,0785 | 7,2628 | 1,7685 |
| WYKSZ 4 | 0,8772 | 0,0508 | 17,2692 | 2,4042 |
| SNSPR 1 | -2,8719 | 0,1646 | -17,4464 | 0,0566 |
| SNSPR 2 | -1,3683 | 0,0734 | -18,6422 | 0,2545 |
| SNSPR 3 | -1,0943 | 0,0796 | -13,7550 | 0,3348 |
| ZUT | -2,8495 | 0,0398 | -71,6340 | 0,0579 |
| $\chi^2 = 22373$ df = 14 p = 0,000; IS = 42,41; Ogólna trafność klasyfikacji: 87,89% | | | | |

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4. Wyniki estymacji modelu logitowego objaśniającego prawdopodobieństwo bezrobocia wśród osób w wieku 50+

| Zmienna | Ocena parametru | Błąd standardowy | Istotność | Iloraz szans |
|---|-----------------|------------------|-----------|--------------|
| Stała | -4,638 | 0,137 | -33,875 | 0,010 |
| PLEĆ | -0,8933 | 0,0928 | -9,6278 | 0,4093 |
| WIEK 1 | 2,0734 | 0,1191 | 17,4069 | 7,9518 |
| WIEK 2 | 1,9547 | 0,1173 | 16,6588 | 7,0619 |
| WYKSZ 4 | 0,2615 | 0,0827 | 3,1631 | 1,2989 |
| SNSPR 1 | -2,7374 | 0,7111 | -3,8497 | 0,0647 |
| SNSPR 2 | -0,8070 | 0,1999 | -4,0366 | 0,4462 |
| STC 2 | -0,8674 | 0,0960 | -9,0318 | 0,4200 |
| STC 3 | -1,0988 | 0,1817 | -6,0485 | 0,3333 |
| $\chi^2 = 809,43$ df = 8 = 0,000; IS = 3,68; Ogólna trafność klasyfikacji: 97,29% | | | | |

Źródło: opracowanie własne

Tabela 5. Wyniki estymacji modelu logitowego objaśniającego prawdopodobieństwo bierności zawodowej osób w wieku 50+

| Zmienna | Ocena parametru | Błąd standardowy | Istotność | Iloraz szans |
|--|-----------------|------------------|-----------|--------------|
| Stała | -3,6511 | 0,1781 | -20,4978 | 0,0260 |
| PLEĆ | -0,8844 | 0,0903 | -9,7936 | 0,4130 |
| KLM 1 | 0,3299 | 0,1017 | 3,2424 | 1,3908 |
| WIEK 2 | 3,0556 | 0,1224 | 24,9548 | 21,2342 |
| WIEK 3 | 3,7878 | 0,1286 | 29,4441 | 44,1576 |
| STC 2 | -0,6895 | 0,1141 | -6,0411 | 0,5018 |
| STC 3 | -1,1243 | 0,1908 | -5,8936 | 0,3249 |
| SNSPR 1 | 3,9655 | 0,7125 | 5,5660 | 12,0190 |
| SNSPR 2 | 1,9982 | 0,2053 | 9,7342 | 5,1356 |
| ZUT | 1,3937 | 0,0912 | 15,2743 | 4,0297 |
| $\chi^2 = 18025$ df = 10 p = 0,000; IS = 23,57; Ogólna trafność klasyfikacji: 84,29% | | | | |

Źródło: opracowanie własne

Z uwagi na to, że analiza wyników na podstawie interpretacji parametrów modelu logitowego jest dość trudna, w ostatnich kolumnach tabel podano również ilorazy szans dla poszczególnych zmiennych. Szansą jest stosunek prawdopodobieństwa, że dane zdarzenie wystąpi do prawdopodobieństwa, że to zdarzenie nie nastąpi. Iloraz szans równy jedności oznacza równość szans wystąpienia/niewystąpienia badanego zdarzenia w obu porównywanych grupach, wskazując jednocześnie, że określona cecha będąca kryterium wyodrębnienia grup nie wpływa na szanse pojawienia się tego zdarzenia [Maksim 2009, s. 200].

Jak wynika z tabeli 3 na prawdopodobieństwo otrzymania pracy wpływ mają zarówno wiek, jak i wykształcenie. Osoby w wieku 50-54 lata posiadają prawie siedmiokrotnie wyższe prawdopodobieństwo otrzymania pracy w porównaniu

z osobami w wieku 60 lat i więcej. Natomiast w wieku 55-60 lat prawdopodobieństwo to wzrasta czterokrotnie. Posiadanie wykształcenia co najmniej zasadniczego powoduje wzrost prawdopodobieństwa otrzymania pracy w porównaniu z osobami z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym. Największe prawdopodobieństwo zatrudnienia (o 522%) mają osoby, które legitymują się wykształceniem wyższym, o połowę niższe szanse posiadają osoby z wykształceniem średnim zawodowym, posiadanie zaś wykształcenia średniego ogólnokształcącego powoduje wzrost wartości ilorazu szans o 77%.

Wpływ na zmienną zależną ma ponadto posiadanie orzeczenia o niepełnosprawności. Osoby, które takie orzeczenie posiadają mają zdecydowanie niższe szanse na znalezienie pracy w porównaniu z osobami bez orzeczenia, przy czym im wyższy stopień niepełnosprawności, tym szansa maleje. Podobny wpływ ma posiadanie niezarobkowego pozarolniczego źródła utrzymania – obniża ono prawdopodobieństwo znalezienia pracy prawie dwukrotnie. Najmniejszy wpływ na prawdopodobieństwo znalezienia pracy ma miejsce zamieszkania. Osoby mieszkające w miastach o liczbie mieszkańców 100 tys. i więcej mają o 18,5% większe szanse w porównaniu z mieszkańcami wsi. Natomiast dla mieszkańców miast od 50 do 100 tys. ludności to prawdopodobieństwo spada o ok. 13,3%.

W tabeli 4 zamieszczono wyniki estymacji modelu dla osób bezrobotnych. W tym przypadku stwierdzono istotne powiązania zmiennej zależnej przede wszystkim z wiekiem. Prawdopodobieństwo pozostawania bez pracy jest wyższe ponad siedmiokrotnie dla osób do 60 roku życia w porównaniu ze starszymi, co wydaje się zrozumiałe ze względu na możliwości uzyskania emerytury. Natomiast znaczny i umiarkowany stopień niepełnosprawności zmniejszają prawdopodobieństwo bycia bezrobotnym. Bezrobocie dotyczy przede wszystkim mężczyzn, ich szansa na pozostawanie bez pracy jest wyższa o 60% w porównaniu z kobietami.

Na bierność zawodową osób 50+ bardziej podatne były osoby w wieku 60 lat i więcej, a następnie 55-60 lat aniżeli w grupie wiekowej 50-54 lata, którą w tym modelu uznano za kategorię bazową (tabela 5). Czynnikiem silnie warunkującym bierność zawodową było ponadto posiadanie orzeczenia o znacznym i umiarkowanym stopniu niepełnosprawności, powodowały one odpowiednio dwunastokrotny i pięciokrotny wzrost ilorazu szans. Dodatni wpływ na zmienną zależną miało również posiadanie niezarobkowego pozarolniczego źródła utrzymania, które zwiększało prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo o 300%. Elementem sprzyjającym nieaktywności zawodowej było także zamieszkiwanie w dużych miastach. Bierność zawodowa jest raczej cechą mężczyzn niż kobiet, dla których prawdopodobieństwo bierności zawodowej jest niższe o ok. 60%. W porównaniu z kawalerami i pannami, osoby będące w związkach małżeńskich oraz wdowy i wdowcy, posiadają niższe szanse na bierność zawodową.

PODSUMOWANIE

Zmiany jakie dokonały się na rynku pracy, doprowadziły do ukształtowania się trzech kategorii w ramach populacji 50+. Najliczniejszą grupę (67,6%) stanowią osoby bierne zawodowo, wśród których przeważają renciści, emeryci oraz osoby pobierające świadczenia przedemerytalne. Są to osoby o zróżnicowanym poziomie wykształcenia, a co czwarta z nich posiada orzeczenie o niepełnosprawności. Pracujący to druga co do liczebności kategoria (30,6%), którą tworzą przede wszystkim osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym (35%) oraz średnim zawodowym (29,6%), w większości nieposiadający orzeczenia o niepełnosprawności. W tej grupie najwięcej jest mężczyzn wykonujących pracę najemną oraz pracujących na własny rachunek. Trzecią, najmniej liczną kategorię (1,8%), tworzą osoby bezrobotne, najczęściej mieszkające na wsi i o niskim poziomie wykształcenia.

Na podstawie przeprowadzonej analizy ekonometrycznej określono czynniki determinujące aktywność i bierność zawodową osób w wieku 50+. Istotne statystycznie okazały się zmienne dotyczące: płci, wieku, wykształcenia, stanu cywilnego, orzeczenia o niepełnosprawności oraz możliwości posiadania niezarobkowych pozarolniczych źródeł utrzymania.

BIBLIOGRAFIA

- Gruszczyński M. (red.) (2010) *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Wolters Kluwer Polska Sp. z o.o., Warszawa.
- Maddala G. S. (2006, 2008) *Ekonometria*. PWN, Warszawa.
- Maksim M. (2009) *Ekonometryczna analiza czynników wpływających na aktywność zawodową osób starszych*. [w:] Wiśniewski Z. (red.) *Determinanty aktywności zawodowej ludzi starszych. Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, XVII/1.
- Osoby powyżej 50 roku życia na rynku pracy w 2014 roku (2016) Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, www.mpips.gov.pl [dostęp: 08.10.2016]
- Ostasiewicz W. (red.) (1998) *Statystyczne metody analizy danych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Lanego we Wrocławiu.
- Wiśniewski J. W. (1986) *Ekonometryczne badanie zjawisk jakościowych*. Wydawnictwo UMK, Toruń.
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S. (2003) *Prognozowanie ekonomiczne. Teoria, przykłady, zadania*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

THE APPLICATION OF LOGIT MODELS TO IDENTIFICATION OF FACTORS AFFECTING THE ACTIVITY OF OLDER PEOPLE

Abstract: The aim of the research undertaken in the article is to assess the probability of having, by people aged 50+, certain status in the labor market, that mean, the status of working, unemployed or inactive. Therefore, the logit models were estimated in which the dependent variable was binary variable characterizing the status of the labor market of studied population. The information base of studies were separate non-identifiable data from the Labour Force Survey, which has been made available for consideration by the CSO.

Keywords: logit models, labor market, people aged 50+