

Beata Bieszk-Stolorz, Anna Gdakowicz, Iwona Markowicz

Katedra Ekonometrii i Statystyki, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, Uniwersytet Szczeciński, ul. Mickiewicza 64, 71-101 Szczecin, e-mail: stolorz@interia.pl, alatko@wneiz.pl, iwona.markowicz.us@wp.pl

SZANSA PODJĘCIA ZATRUDNIENIA PRZEZ OSOBY DŁUGOTRWALE BEZROBOTNE

Streszczenie: Celem artykułu była analiza szans podjęcia pracy i ocena czasu wychodzenia z długotrwałego bezrobocia na podstawie danych z lat 2007–2011 z PUP w Sulęcinie. Założono hipotezę, że wpływ determinant na szanse i szybkość podejmowania pracy przez długotrwanie bezrobotnych jest taki, jak bezrobotnych ogółem. Za determinanty przejęto: miejsce zamieszkania, wiek, wykształcenie, płeć, staż pracy i rok wyrejestrowania. Do analizy wykorzystano nieliniowe modele regresji: logitowy i hazardu Coxa. Pierwszy umożliwił porównanie szans wychodzenia z bezrobocia, a drugi pozwolił na ocenę czasu poszukiwania pracy. Wyznaczone ilorazy szans i hazardu posłużyły do zbadania różnic między podgrupami osób długotrwanie bezrobotnych na tle wszystkich bezrobotnych.

Słowa kluczowe: bezrobocie długotrwałe, regresja Coxa, regresja logistyczna, ilorazy szans, ilorazy hazardu.

THE ODDS OF FINDING A JOB BY THE LONG-TERM UNEMPLOYED

Summary: The aim of this article is to analyze the odds to find a job and the assessment of the duration of long-term unemployment. The data base is the 2007–2011 records from the Local Labour Office in Sulęcín. The authors of the article make the hypothesis that the impact of the determinants on the odds and rate of finding a job by the long-term unemployed is the same as in the case of the all the unemployed. The authors present a thesis that the determinants of long-term unemployment in the period of study are: the place of residence, age, the level of education, gender, seniority and the year of leaving the register. To analyze the data they use such nonlinear regression models as: the logistic model and the Cox hazard model. The former enables them to compare the odds to leave unemployment and the latter – to assess the time spent on finding employment. The designated odds ratios and hazard ratios are used to study the differences between subgroups of individual characteristics of the long-term unemployed as compared with all the unemployed.

Keywords: the long-term unemployed, Cox regression, logistic regression, odds ratios, hazard ratios.

Bezrobocie jest zjawiskiem o znaczeniu ekonomicznym, społecznym i politycznym. Z tego też wynika wysoka ranga tego problemu (Kwiatkowski 2005). Wywiera ono negatywny wpływ na poziom życia osób bezrobotnych oraz ich rodzin. W aspekcie społecznym bezrobocie prowadzi do zubożenia, marginalizacji i izolacji społecznej części społeczeństwa. Wyklucza zarówno osoby bezrobotne,

jak i ich rodziny. Wpływa na standard życia i dynamikę rozwoju gospodarczego oraz decyduje o nastrojach społecznych. Dlatego też jest przedmiotem zainteresowania polityki gospodarczej państwa. Polityka rynku pracy oznacza interwencję państwa stosowaną w przypadku wystąpienia na nim nierównowagi.

Istotnym problemem jest ponowne włączenie bezrobotnych w proces pracy. Mają temu sprzyjać aktywne programy zatrudnienia, które powinny być stosowane w odniesieniu do wyselekcjonowanych osób. Polityka rynku pracy zmierza do aktywizacji zawodowej bezrobotnych, zmniejszenia niedopasowania strukturalnego na rynku pracy, podniesienia produktywności siły roboczej i weryfikacji gotowości bezrobotnych do pracy (zob. Wiśniewski, Zawadzki 2010). Skuteczność stosowania wymienionych narzędzi zależna jest od zakresu wiedzy na ww. temat. Jej poszerzaniu sprzyjają badania rynku pracy.

Celem artykułu jest analiza szans podjęcia pracy i ocena czasu wychodzenia z długotrwałego bezrobocia w zależności od czynników charakteryzujących osoby bezrobotne, takich jak: miejsce zamieszkania, wiek, wykształcenie, płeć, staż pracy i rok wyrejestrowania. Badanie zostało wykonane w oparciu o dane z lat 2007–2011 pochodzące z Powiatowego Urzędu Pracy w Sulęcinie. Było ono etapem projektu PI-PWP TRANSADAPT¹, którego cel stanowiło zaktywizowanie osób długotrwale bezrobotnych poprzez ich efektywniejszą mobilizację oraz integrację. W ramach projektu wykorzystano doświadczenia instytucji szkoleniowych z Frankfurtu nad Odrą dot. skutecznej aktywizacji bezrobotnych. Projekt przewidywał doksztalcanie lub przekwalifikowanie, opiekę osoby prowadzącej, opracowanie strategii uczenia się, samoprezentacji oraz dbałości o zdrowie i wygląd zewnętrzny, a także tworzenie sieci partnerów (przedsiębiorcy, urząd pracy). Efektem działań systemowych miał być nie tylko wzrost mobilizacji bezrobotnych, lecz również większa wiedza o zjawiskach społecznych zachodzących w grupie znajdującej się na granicy wykluczenia z rynku. Jak wspomniano, projekt został przeniesiony z warunków niemieckich i miał charakter pilotażowy. Jego dodatkowym celem, poza aktywizowaniem długotrwale bezrobotnych, było dostosowanie go do warunków polskich. Stąd też niezbędne okazało się przeprowadzenie analizy ekonometrycznej obrazującej dotychczasową sytuację osób bezrobotnych na sulęcińskim rynku pracy, ze szczególnym uwzględnieniem bezrobocia długotrwałego. Realizacja omawianego projektu potwierdziła istnienie potrzeby dokonywania analiz dotyczących lokalnych rynków pracy, umożliwiających dostosowanie narzędzi polityki ograniczania bezrobocia.

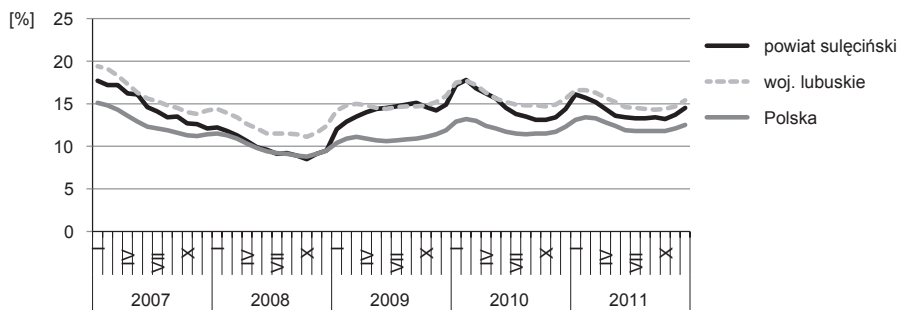
Przyjęto hipotezę, że wpływ determinant na szanse i szybkość podejmowania pracy przez długotrwale bezrobotnych jest taki sam jak w przypadku bezrobotnych ogółem. Do analizy danych wykorzystano nieliniowe modele regresji: logitowy i hazardu Coxa. Pierwszy umożliwił porównanie szans wychodzenia z bezrobocia, a drugi pozwolił na ocenę czasu poszukiwania pracy. Wyznaczone ilorazy szans i ilorazy hazardu posłużyły do zbadania różnic między podgrupami

¹ Projekt realizowano w ramach Programu Operacyjnego Kapitał Ludzki 2007–2013, Priorytet VI – „Rynek pracy otwarty dla wszystkich”, Działanie 6.1 – „Poprawa dostępu do zatrudnienia oraz wspieranie aktywności zawodowej w regionie”, Poddziałanie 6.1.1 – „Wsparcie osób pozostających bez zatrudnienia na regionalnym rynku pracy”.

poszczególnych cech ludzi długotrwale bezrobotnych na tle wszystkich bezrobotnych.

Bezrobocie w powiecie sulęcińskim

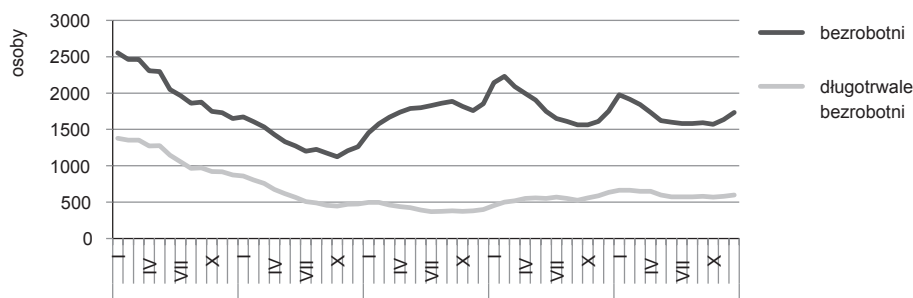
W Polsce jest bardzo duże terytorialne zróżnicowanie bezrobocia. Stopa bezrobocia w końcu grudnia 2011 r. w kraju wyniosła 12,5% cywilnej ludności aktywnej zawodowo. Najwyższymi stopami bezrobocia charakteryzowały się województwa: warmińsko-mazurskie (20,1%), zachodniopomorskie (17,5%), kujawsko-pomorskie (16,9%), podkarpackie (15,7%) i lubuskie (15,4%). W powiecie sulęcińskim stopa bezrobocia w latach 2007–2011 była równa 14,5% i niższa niż w całym województwie, ale wyższa niż w Polsce (ryc. 1). Wyjątek stanowił rok 2008, kiedy to była ona w powiecie, w niektórych miesiącach, taka jak w reszcie kraju, a nawet niższa.



Ryc. 1. Stopa bezrobocia w powiecie sulęcińskim na tle woj. lubuskiego i Polski w latach 2007–2011

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych PUP.

Osoby długotrwale bezrobotne znajdują się w szczególnej sytuacji na rynku pracy. Pozostają one w rejestrze Powiatowego Urzędu Pracy łącznie ponad dwanaście miesięcy w okresie ostatnich dwóch lat, z wyłączeniem (od listopada 2005 r.) okresów odbywania stażu i przygotowania zawodowego w miejscu pracy. Udział długotrwale bezrobotnych w liczbie zarejestrowanych ogółem był duży i wyniósł w Polsce w 2011 r. aż 50,3%. Woj. lubuskie charakteryzowało się najniższym omawianym wskaźnikiem wśród województw (27,1%). W powiecie sulęcińskim odnotowano spadek liczby bezrobotnych z 2553 osób w styczniu 2007 r. do 1735 w grudniu 2011 r. W tym samym czasie zmniejszyła się również liczba długotrwale bezrobotnych z 1378 do 597. Obie wielkości w latach 2007–2008 malały (ryc. 2). W kolejnych latach (2009–2011) liczba bezrobotnych wzrosła, a długotrwale bezrobotnych była w zasadzie na stałym poziomie. Udział osób pozostających bez pracy ponad dwanaście miesięcy w liczbie bezrobotnych zmniejszał się. W styczniu 2008 r. był równy 51,4%, a w grudniu 2011 wyniósł 34,4%. W drugim półroczu 2009 r. wskaźnik zmalął do ok. 20%.



Ryc. 2. Liczba osób bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych PUP.

Zjawisko bezrobocia jest ściśle związane z rozwojem firm na badanym obszarze. Pomimo niewysokiej liczby działających przedsiębiorstw² powiat Sulęcin ma niewątpliwie duży potencjał sprzyjający rozwojowi aktywności gospodarczej ludności. Znaczna ilość lasów znajdująca się na jego obszarze powoduje, że podstawą gospodarki jest stale rozwijający się przemysł drzewny. Gminy Krzeszyce i Sulęcin wyspecjalizowały się w produkcji rolno-spożywczej. Gminy Lubniewice, Słońsk i Torzym są położone na terenach o wysokich walorach krajobrazowych sprzyjających rozwojowi turystyki. Niewątpliwym atutem regionu jest bliskość granicy z Niemcami oraz dostępność komunikacyjna (drogi krajowe nr 2 i 22). W gospodarce powiatu sulęcińskiego dominują handel i usługi, budownictwo oraz rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo. Najwięcej firm działa w gminie Sulęcin, gdzie rozwija się przetwórstwo przemysłowe (m.in.: wiązki kablowe, wyroby gumowe, przetwórstwo mięsne).

Dane i metodyka badania

Do analizy wykorzystano dane z rejestru bezrobotnych w Powiatowym Urzędzie Pracy w Sulęcinie dotyczące osób wyrejestrowanych w latach 2007–2011. Były to dane indywidualne, które zawierały: daty zarejestrowania i wyrejestrowania, przyczynę wyrejestrowania, płeć, wiek, wykształcenie, miejsce zamieszkania osoby bezrobotnej, a także informację o przynależności do grupy długotrwale bezrobotnych. Pozwoliły one w pełni zidentyfikować czas trwania bezrobocia dla poszczególnych jednostek, co jest niezmiernie ważne w przypadku zastosowanych modeli regresji³. Zbadano 7903 osoby bezrobotne, w tym 1853 bezrobotne długotrwale. Ponieważ wielu badanych kilkakrotnie w analizowanym okresie podejmowało pracę, a potem ponownie rejestrowało się w PUP, baza da-

² W roku 2011 było ich 2784, co dawało ostatnie miejsce pod względem podmiotów zarejestrowanych w rejestrze REGON na 10 tys. mieszkańców.

³ Szerzej na temat ograniczeń badawczych wynikających z niepełnych danych uniemożliwiających dokładne określenie czasu trwania bezrobocia w pracy: Wilke 2009.

Tab. 1. Charakterystyka badanej zbiorowości

Cecha	Kategoria	Liczba wyrejestrowanych bezrobotnych (w tym długotrwale)		
		do pracy	z innej przyczyny	razem
Gmina	Krzeszyce	850 (220)	893 (241)	1743 (461)
	Lubniewice	797 (243)	951 (268)	1748 (511)
	Słońsk	995 (169)	1137 (206)	2132 (375)
	Sulęcín	3388 (1004)	4215 (1270)	7603 (2274)
	Torzým	1343 (374)	1670 (396)	3013 (770)
	inne	100 (7)	115 (10)	215 (17)
Wiek (lata)	18–24	1579 (309)	2380 (463)	3959 (772)
	25–34	2327 (553)	2645 (620)	4972 (1173)
	35–44	1385 (370)	1560 (453)	2945 (823)
	45–54	1707 (604)	1690 (582)	3397 (1186)
	54–59	432 (165)	582 (227)	1014 (392)
	60–64	43 (16)	124 (46)	167 (62)
Wykształcenie	co najwyżej gimnazjalne	1837 (554)	2978 (811)	4815 (1365)
	zasadnicze zawodowe	2833 (750)	3368 (894)	6201 (1644)
	średnie ogólnokształcące	560 (119)	675 (155)	1235 (274)
	średnie zawodowe, police- alne, pomaturalne	1631 (419)	1559 (423)	3190 (842)
	wyższe	612 (175)	401 (108)	1013 (283)
Płeć	mężczyźni	4169 (1190)	5137 (1091)	9306 (2281)
	kobiety	3304 (926)	3844 (1201)	7148 (2127)
Staż pracy (w latach)	brak stażu	167 (23)	472 (104)	639 (127)
	0–1	578 (124)	1328 (311)	1906 (435)
	1–5	2158 (541)	3054 (763)	5212 (1304)
	5–10	1555 (382)	1650 (436)	3205 (818)
	10–20	1512 (400)	1366 (358)	2878 (758)
	20–30	1178 (430)	904 (344)	2082 (774)
	30 i więcej	325 (117)	207 (75)	532 (192)
Rok wyrejestrowania	2007	1802 (421)	1706 (288)	3508 (709)
	2008	1392 (344)	1787 (409)	3179 (753)
	2009	1433 (395)	1885 (537)	3318 (932)
	2010	1579 (435)	1922 (600)	3501 (1035)
	2011	1267 (422)	1681 (557)	2948 (979)
Razem		7473 (2017)	8981 (2391)	16454 (4408)

Źródło: opracowanie własne.

nych zawierała łącznie 16 454 rekordy⁴. Charakterystyka ilościowa analizowanej zbiorowości została przedstawiona w tabeli 1.

W analizie wykorzystano dwa rodzaje modeli: logitowy i regresji Coxa⁵. Do oceny szansy podjęcia zatrudnienia przez osoby bezrobotne oraz długotrwale bezrobotne wykorzystano model logitowy (Kleinbaum, Klein 2002) określony następującym wzorem:

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i x_i, \quad (1)$$

gdzie:

$p = P(Y=1|x_1, x_2, \dots, x_n)$ – prawdopodobieństwo podjęcia zatrudnienia przez osobę bezrobotną

$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ – współczynniki modelu

x_1, x_2, \dots, x_n – zmienne objaśniające

Zmienna objaśniana Y jest dwumianowa – przyjmuje wartość 1, gdy bezrobotny podjął zatrudnienie, a wartość 0 w przeciwnym przypadku. Porównanie szansy podjęcia zatrudnienia przeprowadzono, wykorzystując wyrażenie $\exp(\alpha_i)$, nazywane ilorazem szans.

Do analizy czasu poszukiwania zatrudnienia wykorzystano model proporcjonalnego hazardu Coxa (Cox, Oakes 1984). Model ten można zapisać następująco:

$$h(t : x_1, x_2, \dots, x_n) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n), \quad (2)$$

gdzie:

$h(t : x_1, x_2, \dots, x_n)$ – wynikowy hazard przy danych n zmiennych niezależnych x_1, x_2, \dots, x_n i odpowiednim czasie przetrwania

$h_0(t)$ – hazard odniesienia lub zerowa linia hazardu

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ – współczynniki modelu

t – czas obserwacji

x_1, x_2, \dots, x_n – zmienne objaśniające

Analizie poddano czas od momentu zarejestrowania się osoby bezrobotnej w Powiatowym Urzędzie Pracy w Sulęcinie do momentu wyrejestrowania. Model ten można stosować w przypadku występowania obserwacji niepełnych zwanych uciętymi. Jako obserwację pełną przyjęto fakt opuszczenia rejestru z powodu podjęcia zatrudnienia (np. podjęcie pracy, robót publicznych, pracy sezonowej, działalności gospodarczej), jako obserwację uciętą – pozostałe przyczyny wyrejestrowania (np. niezgłoszenie się w urzędzie, odmowa przyjęcia pracy, wyjazd za granicę, przejście na rentę lub emeryturę). Porównanie czasu trwania badane-

⁴ Liczba ta przewyższa liczbę badanych osób, ponieważ niektóre z nich w ciągu całego analizowanego okresu (pięć lat) rejestrowały się ponownie w PUP i w związku z tym ponownie stanowiły jednostkę badawczą. Kilkukrotne rejestrowanie się bezrobotnego i uzyskiwanie zatrudnienia na krótkie okresy nie zawsze powoduje utratę statusu osoby długotrwale bezrobotnej (12 miesięcy bezrobocia łącznie w ciągu 24 miesięcy).

⁵ Modele te szerzej omówiono w pracach: Markowicz, Stolorz 2009, 2010.

go zjawiska przeprowadzono, wykorzystując wyrażenie $\exp(\beta_i)$, nazywane ilorazem hazardu.

Przedstawione modele regresji są stosowane w analizie historii zdarzeń⁶ obejmującej zbiór metod wykorzystywanych m.in. w badaniach demograficznych, w statystyce medycznej oraz w badaniu zjawisk społeczno-ekonomicznych. Jednym z coraz częściej pojawiających się obszarów ich zastosowań jest bezrobocie. W obu zastosowanych w badaniu modelach regresji do definiowania cech będących determinantami bezrobocia wykorzystano kodowanie $-1-0-1$, które umożliwiło oszacowanie szansy badanej grupy w stosunku do średniej wszystkich grup. W przypadku zmiennych jakościowych (miejsce zamieszkania, wykształcenie, płeć, rok wyrejestrowania) przekształcono je na zmienne sztuczne odpowiadające poszczególnym kategoriom cech (opis – tab. 1). Zmienne ilościowe ciągłe – wiek, staż pracy – w analizie wykorzystano w dwojaki sposób: jako zmienne ciągłe oraz jako sztuczne zmienne kategoryzowane (według podziału stosowanego w statystyce publicznej, patrz: tab. 1). Dla każdej utworzonej grupy zmiennych oszacowano odrębne modele ekonometryczne. W takim podejściu uzyskujemy czytelne interpretacje ilorazów szans i ilorazów hazardu podjęcia pracy⁷. Wyniki badań przedstawiono na kolejnych rysunkach, na których znajdują się wartości ilorazów szans określonego zdarzenia w stosunku do szansy dla grupy referencyjnej. Wartość 1 oznacza przeciętny poziom szansy (hazardu) dla wszystkich analizowanych grup, wartości powyżej 1 oznaczają podwyższony poziom zaistnienia zjawiska, a poniżej 1 – poziom obniżony.

Przeprowadzona została analiza szansy podjęcia pracy przez osoby długotrwale bezrobotne na tle osób bezrobotnych oraz analiza czasu pozostawania bezrobotnym w zależności od miejsca zamieszkania, wieku, wykształcenia, płci, stażu pracy i roku wyrejestrowania badanych. Cechy te są powszechnie uznane za determinanty bezrobocia, co potwierdzają przeprowadzane badania, jednak ich wpływ może być różny na lokalnych rynkach pracy. Badania realizowane zarówno w Polsce, jak i innych krajach różnią się zasięgiem czasowym, przestrzennym i zakresowym.

Częstym przedmiotem badań jest ustalenie zależności czasu trwania bezrobocia od zasiłku oferowanego osobom poszukującym pracy. Analizy przeprowadzone przez Bruce'a D. Meyera w roku 1990, dotyczące bezrobotnych mężczyzn z dwunastu stanów USA rejestrowanych w latach 1978–1983, wskazały, że wyższe świadczenia dla bezrobotnych miały silny negatywny wpływ na prawdopodobieństwo wyjścia z bezrobocia. Prawdopodobieństwo pozostania bezrobotnym wzrastało w końcu okresu pobierania świadczeń. W Norwegii w latach 90.

⁶ Szerzej na temat metod analizy historii zdarzeń w pracy: Frątczak, Gach-Ciepiela, Babiker 2005.

⁷ Włączenie do modelu wszystkich sztucznych zmiennych analizowanych cech przy interpretacji ilorazów szans i hazardu dla danej zmiennej wymusza założenie stałości wszystkich pozostałych zmiennych w modelu. Oznacza to, że w modelu z jedną zmienną objaśniającą: płeć, porównuje się szansę wszystkich kobiet z szansą wszystkich mężczyzn. Natomiast w modelu zawierającym wszystkie zmienne można porównać szansę kobiet z szansą mężczyzn w określonym wieku, z określonym wykształceniem itp. Jednak iloraz ten nie zmienia się przy przyjęciu innych wartości wieku czy wykształcenia.

XX w. groźba utraty zasiłku, a także jego czasowego zawieszenia miała pozytywny wpływ na szybkość wyjścia z bezrobocia, szczególnie w miesiącach poprzedzających koniec pobierania świadczeń. Badania przeprowadzone przez Knuta Rooda i Tao Zhanga (2003) wskazały, że efekt ten był znacznie silniejszy dla kobiet (gdyż zanotowano wzrost tempa wyjścia z bezrobocia o 60%) niż dla mężczyzn (wzrost o 40%). Analizy rynku pracy w Niemczech w latach 1996–1997 wskazują na to, że perspektywa niskich zarobków i wysokie zasiłki wpływają na wydłużenie czasu trwania w bezrobociu (szerzej: Fitzenberger, Wilke 2007).

Inne badania wskazują na regionalne zróżnicowanie czasu wychodzenia z bezrobocia. Darja Boršič i Alenka Kavkler (2009) podkreślają zróżnicowanie w czasie wychodzenia z bezrobocia między regionami wysoko i słabo rozwiniętymi gospodarczo w Słowenii. Mark C. Foley (1997) wykazał różnice w czasie trwania bezrobocia między lokalnymi rynkami pracy w Rosji w latach 1992–1994, czyli we wczesnym okresie transformacji. Mieszkańcy regionów o wysokiej stopie bezrobocia mieli dłuższy czas na poszukiwanie pracy. Natomiast Aysit Tansel i H. Mehmet Tasci (2010) podkreślają, że w krajach rozwiniętych niektóre grupy osób bezrobotnych (np. młodzież) charakteryzują się wysoką stopą bezrobocia, ale jednocześnie w ich przypadku istnieje większe prawdopodobieństwo szybkiego podjęcia zatrudnienia.

Duża część badań koncentruje się na analizie wpływu cech ludzi bezrobotnych na szansę i szybkość wychodzenia z bezrobocia. Badania nad czasem bezrobocia kobiet i mężczyzn ze szczególnym uwzględnieniem ich stanu cywilnego we Francji w latach 1991–2002 przeprowadziła Stefania Marcassa (2011). Wykazano, że w analizowanych latach żonaci mężczyźni szybciej wychodzili z bezrobocia niż nieżonaci. W przypadku kobiet sytuacja była odwrotna. Meżatki miały mniejsze szanse na szybkie podjęcie zatrudnienia niż kobiety samotne⁸. Różnice w czasie podejmowania zatrudnienia mogą również zależeć od przynależności etnicznej. Jest to szczególnie widoczne na niemieckim rynku pracy. Badania przeprowadzone przez Torbena Kuhlenkaspera i Maxa F. Steinhardta w 2011 r. wykazały, że w przypadku długotrwałego bezrobocia imigranci z krajów Europy Wschodniej i państw OECD szybciej podejmowali pracę niż imigranci tureccy. Analizy wykonane w Rumunii, Austrii, Słowenii, Chorwacji i Macedonii przez zespół badaczy: Alenkę Kavkler, Daniela-Emanuela Danacica, Anę-Gabrielę Babucea, Ivo Bicanica, Bernharda Bohma, Dragana Tevdovskiego, Katerinę Tosevską i Darję Borsic wykazały, że płeć, wiek, poziom wykształcenia i region są determinantami czasu trwania bezrobocia.

Badania nad szybkością wychodzenia z bezrobocia i oceną szans podjęcia zatrudnienia w zależności od cech osób bezrobotnych są również prowadzone w Polsce. Anna Malarska i Zbigniew Szymczak (2004), korzystając z danych zgromadzonych w ramach badania aktywności ekonomicznej ludności (BAEL), analizowali użyteczność wybranych modeli Coxa do szacowania zależności związanych z ryzykiem długotrwałego pozostawania w zasobie bezrobotnych.

⁸ Zależność tę potwierdzają również badania opisane w pracach: Foley 1997; Tansel, Tasci 2010.

Analiza szans na znalezienie zatrudnienia przeprowadzona przez zespół: Tomasz Daras i Maria Jerzak (2005, s. 5–12) wskazała na ich ścisły związek z cechami demograficznymi badanych osób, takimi jak: płeć, wiek, wykształcenie, okres pozostawania bez pracy. Badanie zostało przeprowadzone na podstawie danych pochodzących z ankiet BAEL w latach 1993–2003. Mniejsze szanse na znalezienie pracy miały kobiety, osoby poniżej 25. i powyżej 45. roku życia oraz słabo wykształcone. Na prawdopodobieństwo wyjścia z bezrobocia negatywnie wpłynęła długość okresu pozostawania bez pracy. Szczególnie dla długotrwale bezrobotnych prawdopodobieństwo to drastycznie malało. Joanna M. Landmesser szacowała modele hazardu w celu oceny wpływu płci, wieku, wykształcenia i narodowości na długość czasu pozostawania bez pracy w Niemczech i Polsce (woj. mazowieckie) (zob. Gwiazda 2005), wykazując, że młody wiek i wysoki poziom wykształcenia istotnie podwyższały stopę hazardu określającą prawdopodobieństwo szybkiego wyjścia ze stanu bezrobocia. Jednocześnie szansa znalezienia pracy przez bezrobotną kobietę była niższa niż przez mężczyznę. Zespół badawczy: Dorota Banaszkiewicz, Beata Jackowska, Ewa Wycinka (2009) analizował czas łącznego stażu pracy. Większe doświadczenie zawodowe wśród długotrwale bezrobotnych mieli mężczyźni oraz osoby, które z ostatniego miejsca zatrudnienia zwolnione zostały z powodu redukcji lub likwidacji miejsca pracy. Osoby z dłuższym stażem otrzymywały więcej ofert od urzędu pracy. Staż był pozytywnie skorelowany z wiekiem oraz liczbą zarejestrowań. Beata Bieszk-Stolorz i Iwona Markowicz (Markowicz, Stolorz 2008) zajmowały się analizą determinant czasu poszukiwania pracy na rynku szczecińskim.

Przytoczone przykładowo badania, jak i różnorodne opracowania statystyczne⁹ wskazują na występowanie zróżnicowania wpływu determinant zarówno regionalnego, jak i w czasie. Uzasadnia to potrzebę analizowania różnych rynków pracy oraz powtarzalność w czasie.

Szansa podjęcia pracy przez bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych w powiecie sulęcińskim

Zbadano szanse podjęcia zatrudnienia w latach 2007–2011 przez bezrobotnych w powiecie sulęcińskim według gmin, grup wieku, wykształcenia, płci, stażu pracy i roku wyrejstrowania. Oceny parametrów modeli regresji logistycznej zawarto w tabeli 2.

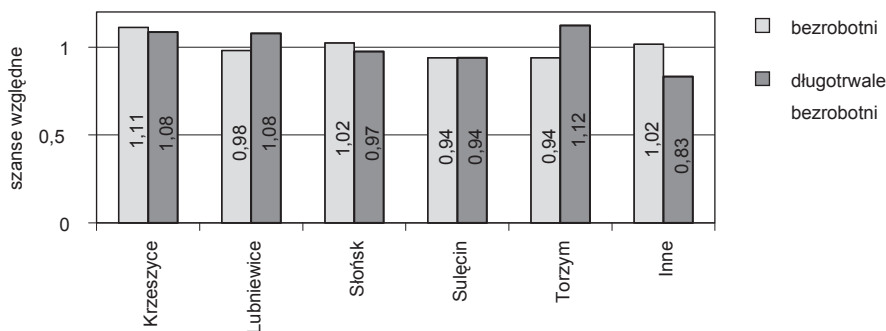
⁹ Sporządzane np. przez GUS, Urzędy Pracy, MPiPS, Eurostat.

Tab. 2. Oceny parametrów modeli regresji logistycznej

Cechy	Bezrobotni			Długotrwanie bezrobotni		
	ocena parametru	błąd stand.	p	ocena parametru	błąd stand.	p
Miejsce zamieszkania – gmina						
Wyraz wolny	-0,1559	0,0274	0,0000	-0,1727	0,0877	0,0491
Krzyszczycze	0,1066	0,0478	0,0257	0,0747	0,1137	0,5111
Lubniewice	-0,0207	0,0478	0,6646	-0,0253	0,1220	0,8355
Słońsk	0,0225	0,0448	0,6154	-0,0624	0,0943	0,5082
Sulęcín	-0,0625	0,0333	0,0603	0,1155	0,1057	0,2744
Torzým	-0,0620	0,0406	0,1266	0,1155	0,1057	0,2744
inne	0,0162	0,1150	0,8882	0,0815	0,1162	0,4830
Wiek – zmienna kategoryzowana						
Wyraz wolny	-0,3341	0,0332	0,0000	-0,3432	0,0557	0,0000
18–24	-0,0762	0,0425	0,0729	-0,0612	0,0819	0,4547
25–34	0,2060	0,0405	0,0000	0,2288	0,0734	0,0018
35–44	0,2151	0,0449	0,0000	0,1408	0,0799	0,0779
45–54	0,3441	0,0435	0,0000	0,3803	0,0732	0,0000
55–59	0,0360	0,0616	0,5584	0,0242	0,1004	0,8097
60–64	-0,7250	0,1483	0,0000	-0,7129	0,2434	0,0034
Wiek – zmienna ciągła						
Wyraz wolny	-0,3304	0,0354	0,0000	-0,3311	0,1008	0,0010
Wiek	0,0568	0,0123	0,0000	0,0042	0,0025	0,0937
Wykształcenie						
Wyraz wolny	-0,0750	0,0202	0,0002	-0,0696	0,0400	0,0822
Co najwyżej gimnazjalne	-0,4081	0,0306	0,0000	-0,3115	0,0585	0,0000
Zasadnicze zawodowe	-0,0980	0,0282	0,0005	-0,1061	0,0554	0,0558
Średnie ogólnokształcące	-0,1118	0,0487	0,0216	-0,1947	0,1025	0,0576
Średnie zawodowe, policealne, pomaturalne	0,1201	0,0341	0,0004	0,0601	0,0667	0,3680
Wyższe	0,4978	0,0537	0,0000	0,5522	0,1029	0,0000
Płeć						
Wyraz wolny	-0,1801	0,0158	0,0000	-0,1772	0,0186	0,0000
Mężczyźni	-0,0287	0,0158	0,0691	-0,0715	0,0186	0,0001
Kobiety	0,0287	0,0158	0,0691	0,0715	0,0186	0,0001
Staż – zmienna kategoryzowana						
Wyraz wolny	-0,2086	0,0221	0,0000	-0,3037	0,0463	0,0000
Brak stażu	-0,8304	0,0792	0,0000	-1,2052	0,2002	0,0000

0–1	–0,6233	0,0476	0,0000	–0,6158	0,1010	0,0000
1–5	–0,1387	0,0324	0,0000	–0,0402	0,0663	0,5447
5–10	0,1493	0,0371	0,0001	0,1715	0,0752	0,0225
10–20	0,3101	0,0385	0,0000	0,4146	0,0769	0,0000
20–30	0,4733	0,0434	0,0000	0,5268	0,0767	0,0000
30 i więcej	0,6597	0,0783	0,0000	0,7484	0,1333	0,0000
Staż – zmienna ciągła						
Wyraz wolny	–0,5127	0,0225	0,0000	–0,5408	0,0451	0,0000
Staż	0,0365	0,0018	0,0000	0,0355	0,0032	0,0000
Rok wyrejestrowania						
Wyraz wolny	–0,1897	0,0157	0,0000	–0,1399	0,0308	0,0000
2007	0,2444	0,0305	0,0000	0,5196	0,0668	0,0000
2008	–0,0601	0,0318	0,0592	–0,0331	0,0645	0,6074
2009	–0,0845	0,0314	0,0071	–0,1672	0,0599	0,0052
2010	–0,0069	0,0307	0,8226	–0,1817	0,0577	0,0016
2011	–0,0930	0,0328	0,0046	–0,1376	0,0587	0,0191

Źródło: opracowanie własne.



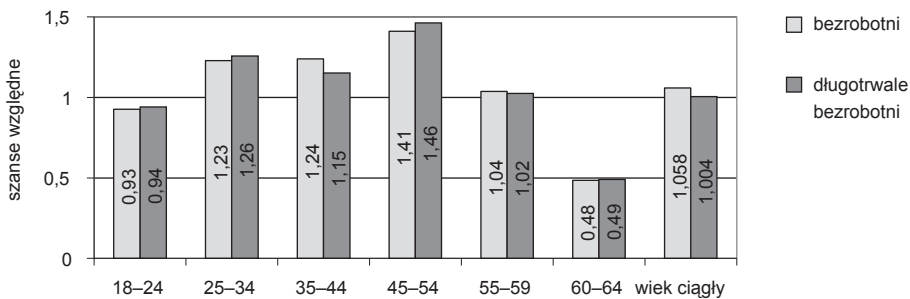
Ryc. 3. Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według gmin

Źródło: opracowanie własne.

Szansa podjęcia pracy przez bezrobotnych w gminach powiatu sulęcińskiego nie różniły się istotnie od siebie (brak istotności parametrów przy zmiennych) (ryc. 3). Największe szanse na podjęcie zatrudnienia miały osoby zamieszkujące gminę Krzeszyce (o 11% większe od całości powiatu), a najmniejsze gminy: Torzym i Sulęcín – o 6% mniejsze od całości powiatu. Parametr modelu logitowego ze zmienną ciągłą „wiek” wskazuje na to, że wraz ze wzrostem wieku o jeden rok rosły, w badanym okresie, szanse na podjęcie zatrudnienia bezrobotnych ogółem o 5,8%. Wartości te są uśrednione. Model zbudowany w oparciu o zmienne kategoryzowane dostarcza informacji nt. zróżnicowania szans wyjścia z bezro-

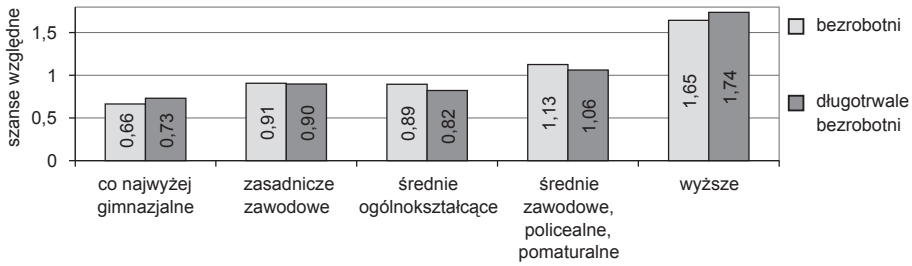
bocia badanych osób w grupach wieku (ryc. 4). Największe szanse na pracę mieli w latach 2007–2011 bezrobotni w wieku od 45 do 54 lat (o 41% większe niż dla wszystkich bezrobotnych), najmniejsze zaś – w wieku 60–64 lat (o 52% mniejsze niż dla wszystkich bezrobotnych). Należy zaznaczyć, że w grupie najstarszej są sami mężczyźni. Badanie ilorazów szans podjęcia zatrudnienia w zależności od wykształcenia wskazuje na to, że największe szanse na rynku pracy w powiecie sulęcińskim (większe aż o 65%) miały osoby z wykształceniem wyższym (ryc. 5). Niższy poziom wykształcenia implikował mniejsze szanse. W najgorszej sytuacji były osoby z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym (o 44% niższe szanse od wszystkich osób). W latach 2007–2011 płeć nie była czynnikiem, który w sposób istotny różnicował szanse zatrudnienia (ryc. 6). Szanse kobiet i mężczyzn były do siebie zbliżone, przy czym w przypadku kobiet okazały się tylko o 6% wyższe niż dla mężczyzn.

Istotność parametrów modeli logitowych dla zmiennej kategoryzowanej „staż pracy” informuje, że cecha ta była czynnikiem determinującym szanse wyjścia z bezrobocia. Rosły one wraz ze wzrostem stażu pracy, przy czym osoby bez jakiegokolwiek doświadczenia zawodowego miały szanse mniejsze o 66% w stosunku do średniej wszystkich grup, a pracujący 30 lat i dłużej miały szanse o 111% większe (ryc. 7). Model ze zmienną ciągłą dostarcza informacji, że wraz ze wzrostem stażu pracy o jeden rok szanse na podjęcie zatrudnienia przez bezrobotnych wzrastały średnio o 3,7%. Czynnikiem je różnicującym był rok wyrejestrowania, przy czym na szczególną uwagę zasługuje 2007, w którym osoby bezrobotne miały o 28% większe szanse w porównaniu ze średnią dla wszystkich lat badanego okresu (ryc. 8). W tym roku stopa bezrobocia wyraźnie malała (ryc. 1).



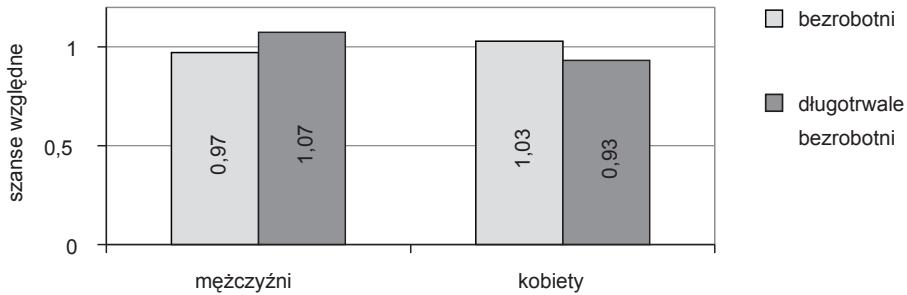
Ryc. 4. Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według wieku (w latach)

Źródło: opracowanie własne.



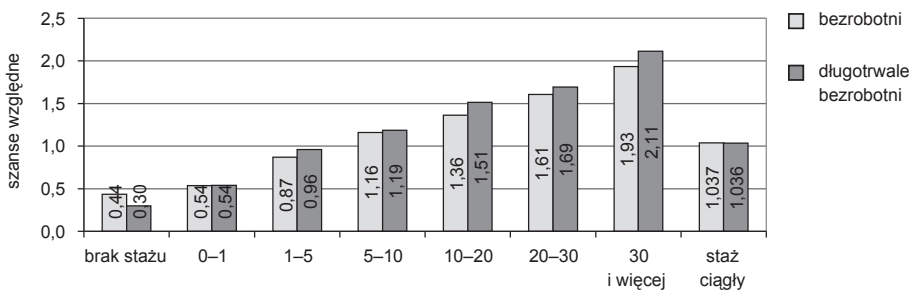
Ryc. 5. Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według wykształcenia

Źródło: opracowanie własne.



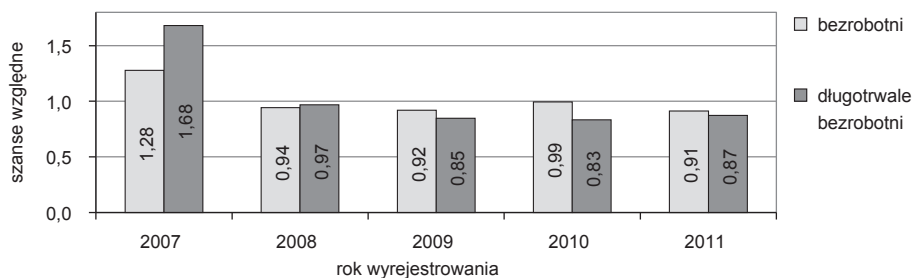
Ryc. 6. Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według płci

Źródło: opracowanie własne.



Ryc. 7. Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według stażu pracy (w latach)

Źródło: opracowanie własne.



Ryc. 8. Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według roku wyrejestrowania

Źródło: opracowanie własne.

Kolejnym etapem analizy było zbadanie szans na podjęcie pracy wśród osób zagrożonych długotrwałym bezrobociem w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według gmin, grup wieku, wykształcenia i płci. Szanse podjęcia pracy przez te osoby, w poszczególnych gminach, nie różniły się istotnie od siebie (ryc. 3). Największą możliwość wyjścia z bezrobocia mieli mieszkańcy gminy Torzym (o 12% większe od całego powiatu), a najmniejszą – tymczasowo zameldowani w badanym powiecie (o 17% mniejsze). Duże zróżnicowanie prawdopodobieństwa podjęcia zatrudnienia charakteryzowało grupy bezrobotnych według wieku (ryc. 4). Największe szanse na wyjście z długotrwałego bezrobocia miały osoby w wieku 45–54 lata (o 46% większe od całości), najmniejsze – ludzie najstarsi – mężczyźni w wieku 60–64 lata (o 51% mniejsze od całości).

Parametr modelu logitowego ze zmienną ciągłą „wiek” wskazuje na to, że wraz ze wzrostem wieku o jeden rok szanse na zatrudnienie osób długotrwale bezrobotnych rosły średnio o 0,4%. Poziom wykształcenia różnicował w sposób istotny możliwości podjęcia zatrudnienia przez osoby długotrwale bezrobotne (ryc. 5). Największe szanse miały te z wykształceniem wyższym (o 74% większe od całości), a najmniejsze – z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym (o 27% mniejsze od całości). Bezrobotne kobiety zagrożone długotrwałym bezrobociem charakteryzowała w latach 2007–2011 w powiecie sulęcińskim szansa na podjęcie pracy mniejsza o 16% od mężczyzn zagrożonych długotrwałym bezrobociem (ryc. 6). Zmienna kategoryzowana „staż pracy” była czynnikiem determinującym szanse znalezienia pracy również w przypadku długotrwale bezrobotnych. Szanse te rosły wraz ze wzrostem stażu pracy, przy czym osoby bez doświadczenia zawodowego miały szanse mniejsze o 70%, a pracujące 30 lat i więcej – o 111% większe w stosunku do średniej szansy wszystkich grup (ryc. 7). Model ze zmienną ciągłą dostarcza informacji, że wraz ze wzrostem stażu pracy o jeden rok możliwość podjęcia zatrudnienia przez długotrwale bezrobotnych wzrastała średnio o 3,6%. Podobnie jak w przypadku osób bezrobotnych ogółem, na szczególną uwagę zasługuje rok 2007, w którym to długotrwale bezrobotni zyskali aż o 68% większe szanse w porównaniu ze średnią dla wszystkich lat badanego okresu (ryc. 8).

Szybkość podjęcia zatrudnienia przez osoby bezrobotne i długotrwale bezrobotne w powiecie sulęcińskim

Analiza okresu przebywania w rejestrze, czyli czasu od momentu zarejestrowania osoby bezrobotnej do chwili jego opuszczenia wskazuje, że miejsce zamieszkania (gmina), wiek, wykształcenia i płeć były w latach 2007–2011 determinantami czasu poszukiwania pracy przez bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Sulęcinie. Oceny parametrów modeli regresji Coxa zawarto w tabeli 3.

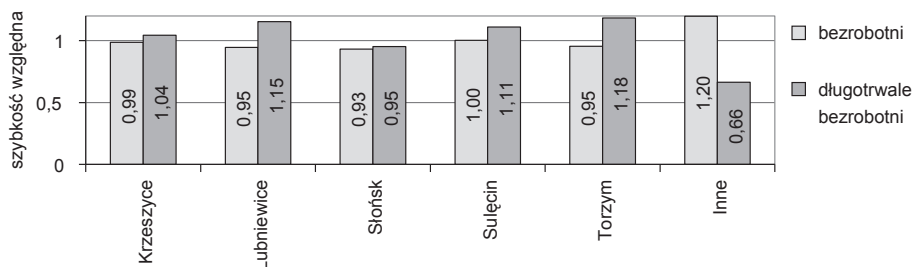
Tab. 3. Oceny parametrów modeli regresji Coxa

Cechy	Bezrobotni			Długotrwale bezrobotni		
	parametr	błąd stand.	<i>p</i>	parametr	błąd stand.	<i>p</i>
Miejsce zamieszkania – gmina						
Krzyszczycy	-0,0129	0,0345	0,7077	0,0439	0,0866	0,6123
Lubniewice	-0,0556	0,0352	0,1145	0,1426	0,0850	0,0933
Słońsk	-0,0695	0,0328	0,0338	-0,0495	0,0918	0,5895
Sulęcín	0,0036	0,0245	0,8829	0,1042	0,0718	0,1466
Torzým	-0,0464	0,0300	0,1220	0,1683	0,0791	0,0335
inne	0,1807	0,0841	0,0316	-0,4094	0,3158	0,1949
Wiek – zmienna kategoryzowana						
18–24	0,4116	0,0350	0,0000	0,3478	0,0662	0,0000
25–34	0,2793	0,0327	0,0000	0,2743	0,0581	0,0000
35–44	0,2070	0,0355	0,0000	0,1822	0,0630	0,0039
45–54	0,0959	0,0342	0,0050	0,1912	0,0572	0,0008
55–59	-0,1825	0,0482	0,0002	-0,1600	0,0789	0,0427
60–64	-0,8113	0,1276	0,0000	-0,8355	0,2095	0,0001
Wiek – zmienna ciągła						
Wiek	-0,0138	0,0010	0,0000	-0,0109	0,0019	0,0000
Wykształcenie						
Co najwyżej gimnazjalne	-0,3385	0,0229	0,0000	-0,2768	0,0433	0,0000
Zasadnicze zawodowe	-0,1305	0,0202	0,0000	-0,1035	0,0398	0,0094
Średnie ogólnokształcące	0,0668	0,0356	0,0608	-0,0430	0,0764	0,5730
Średnie zawodowe, policealne, pomaturalne	0,0335	0,0238	0,1587	0,0523	0,0471	0,2672
Wyższe	0,0335	0,0238	0,1587	0,3711	0,0650	0,0000
Płeć						
Mężczyźni	0,0483	0,0117	0,0000	0,0992	0,0224	0,0000
Kobiety	-0,0483	0,0117	0,0000	-0,0992	0,0224	0,0000

Tab. 3 – cd.

Cechy	Bezrobotni			Długotrwale bezrobotni		
	parametr	błąd stand.	<i>p</i>	parametr	błąd stand.	<i>p</i>
Staż – zmienna kategoryzowana						
Brak stażu	-0,4005	0,0675	0,0000	-0,9057	0,1803	0,0000
0–1	-0,2316	0,0389	0,0000	-0,3674	0,0847	0,0000
1–5	0,0658	0,0246	0,0076	0,1034	0,0523	0,0483
5–10	0,1336	0,0271	0,0000	0,2490	0,0574	0,0000
10–20	0,1420	0,0273	0,0000	0,2537	0,0566	0,0000
20–30	0,1105	0,0297	0,0002	0,2607	0,0555	0,0000
30 i więcej	0,1802	0,0497	0,0003	0,4063	0,0868	0,0000
Staż – zmienna ciągła						
Staż	0,0077	0,0012	0,0000	0,0143	0,0021	0,0000
Rok wyrejestrowania						
2007	-0,0112	0,0218	0,6063	0,3437	0,0439	0,0000
2008	-0,0046	0,0239	0,8487	0,0899	0,0476	0,0590
2009	0,0664	0,0236	0,0049	-0,0452	0,0450	0,3152
2010	0,0094	0,0228	0,6810	-0,1292	0,0435	0,0030
2011	-0,0600	0,0247	0,0153	-0,2592	0,0440	0,0000

Źródło: opracowanie własne.

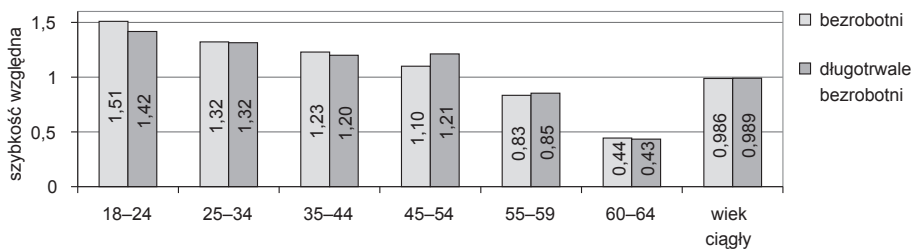


Ryc. 9. Szybkość względna podjęcia pracy przez osoby bezrobotne i długotrwale bezrobotne w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według gmin

Źródło: opracowanie własne.

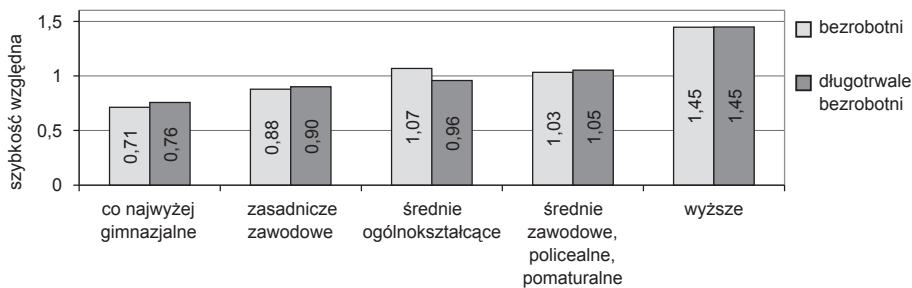
Spośród osób bezrobotnych w latach 2007–2011 w powiecie sulęcińskim najwolniej podejmowały zatrudnienie te, które zamieszkiwały gminę Słońsk (o 7% wolniej niż w całym powiecie), najszybciej zaś mieszkańcy gminy Sulęcín oraz osoby tymczasowo zameldowane w powiecie Sulęcín (ryc. 9). Tempo wychodzenia z bezrobocia malało wraz z wiekiem (ryc. 10). Największe szanse na szybkie podjęcie zatrudnienia miały osoby najmłodsze (od 18 do 25 lat) – aż o 51% szyb-

ciej znajdowały pracę niż wszyscy bezrobotni, najmniejsze zaś ludzie najstarsi (od 60 do 64 lat) – o 54% wolniej. Parametry modelu regresji Coxa z ciągłą zmienną „wiek” wskazują na to, że wraz ze wzrostem wieku o jeden rok tempo podejmowania zatrudnienia przez bezrobotnych malało średnio o 1%. Wyższe wykształcenie gwarantowało szybsze tempo podejmowania pracy (ryc. 11). Osoby takie o 45% szybciej znajdowały zatrudnienie w stosunku do wszystkich osób, a te z wykształceniem najwyższym – o 29% wolniej w stosunku do całości. Również płeć była istotną determinantą czasu poszukiwania pracy. Kobiety miały o 10% mniejsze szanse niż mężczyźni na szybkie podjęcie zatrudnienia w badanym okresie (ryc. 12).



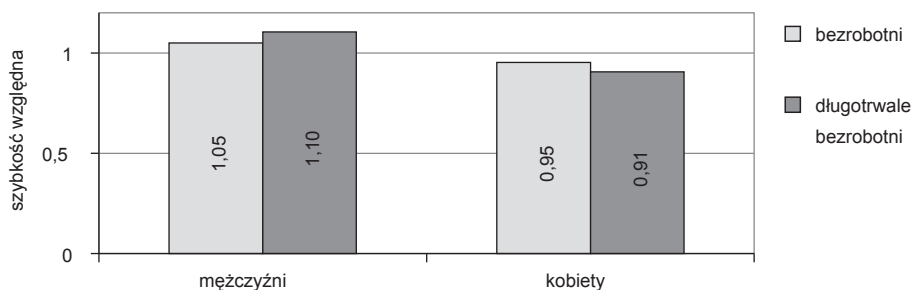
Ryc. 10. Szybkość względna podjęcia pracy przez osoby bezrobotne i długotrwale bezrobotne w powiecie sułęcińskim w latach 2007–2011 według wieku (w latach)

Źródło: opracowanie własne.



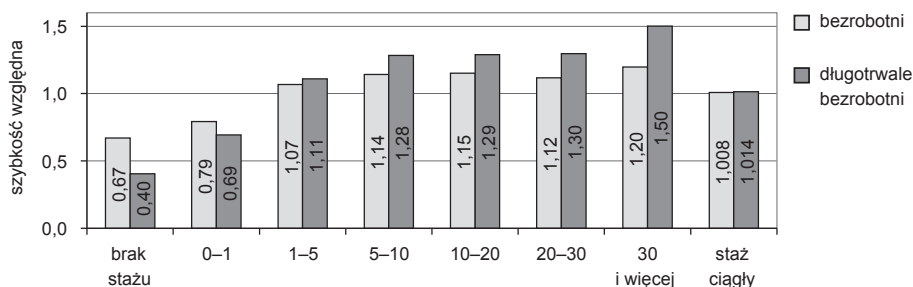
Ryc. 11. Szybkość względna podjęcia pracy przez osoby bezrobotne i długotrwale bezrobotne w powiecie sułęcińskim w latach 2007–2011 według wykształcenia

Źródło: opracowanie własne.



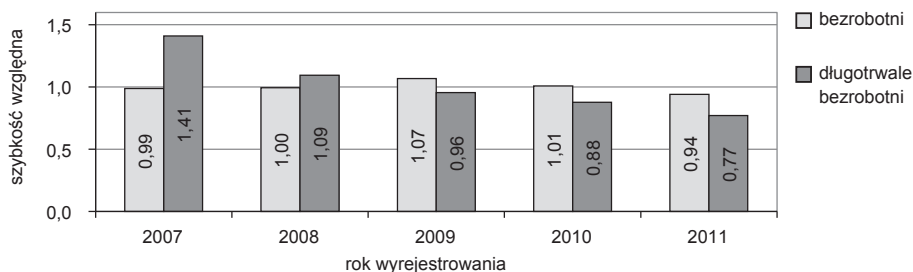
Ryc. 12. Szybkość względna podjęcia pracy przez osoby bezrobotne i długotrwale bezrobotne w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według płci

Źródło: opracowanie własne.



Ryc. 13. Szybkość względna podjęcia pracy przez osoby bezrobotne i długotrwale bezrobotne w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według stażu pracy (w latach)

Źródło: opracowanie własne.



Ryc. 14. Szybkość względna podjęcia pracy przez osoby bezrobotne i długotrwale bezrobotne w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011 według roku wyrejestrowania

Źródło: opracowanie własne.

Dłuższy staż pracy wpływał na szybsze tempo wychodzenia z bezrobocia (ryc. 13). Wzrost stażu pracy o jeden rok powodował wzrost tempa wychodzenia z bezrobocia średnio o 0,8%. Najszybciej wychodziły bezrobocia osoby bezro-

botne wyrejestrowane w 2009 r. (o 7% szybciej niż ogółem w badanym okresie), najwolniej zaś w 2011 r. (o 6%). W pozostałych latach tempo było wyrównane (ryc. 14).

Następnie analizie poddano czas do podjęcia zatrudnienia przez osoby zagrożone długotrwałym bezrobociem w powiecie sulęcińskim w latach 2007–2011. Analizowano, czy miejsce zamieszkania (gmina), wiek, wykształcenie i płeć mają wpływ na czas poszukiwania przez nie pracy. Najszybciej podejmowały pracę takie osoby w gminie Torzym (o 18% szybciej niż w całym powiecie), najwolniej zaś – tymczasowo zameldowane w powiecie sulęcińskim (o 34% wolniej; ryc. 9). Szybkość podjęcia zatrudnienia przez zagrożonych długotrwałym bezrobociem malała wraz z wiekiem (ryc. 10). Osoby najmłodsze (w wieku 18–24 lata) znajdowały pracę o 42% szybciej niż wszystkie pozostałe, a w wieku 60–64 lata – o 57% wolniej. Wzrost wieku o jeden rok zmniejszał tempo podejmowania zatrudnienia przez długotrwale bezrobotnych średnio o 1%.

Wykształcenie było w latach 2007–2011 determinantą czasu poszukiwania pracy w powiecie sulęcińskim (ryc. 11). Osoby zagrożone długotrwałym bezrobociem z wykształceniem wyższym miały o 45% większe szanse na szybkie podjęcie zatrudnienia niż wszystkie pozostałe, a z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym – o 29% mniejsze. Czas od momentu zarejestrowania do chwili podjęcia pracy zależał od płci osoby zagrożonej długotrwałym bezrobociem (ryc. 12). Kobiety o 20% wolniej wychodziły z bezrobocia niż mężczyźni w badanym okresie. Dłuższy staż pracy wpływał na szybsze tempo wychodzenia z długotrwałego bezrobocia (ryc. 13). Wraz ze wzrostem stażu pracy o jeden rok tempo wychodzenia z bezrobocia rosło średnio o 1,4%. Najszybciej wychodzili z niego bezrobotni wyrejestrowani w 2007 r. (o 41% szybciej niż średnia wszystkich grup). Tempo to malało w kolejnych latach (ryc. 14) i było najmniejsze w roku 2011 (o 33% niższe).

Podsumowanie

Hipoteza jednakowego wpływu determinant na szanse i szybkość podejmowania pracy przez długotrwale bezrobotnych i bezrobotnych ogółem została potwierdzona w przypadku większości cech. W obu grupach najmniejsze szanse na podjęcie pracy miały osoby w wieku od 60 do 64 lat, z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym i niemające stażu pracy. Osoby z wymienionych podgrup równocześnie najdłużej poszukiwały pracy. Kobiety, zarówno bezrobotne, jak i długotrwale bezrobotne, dłużej niż mężczyźni szukały zatrudnienia. Najpóźniej od momentu zarejestrowania podejmowały pracę osoby z obu grup w 2011 r.

W przypadku miejsca zamieszkania, płci i roku wyrejestrowania podgrupy największego ryzyka niepodjęcia pracy są inne wśród bezrobotnych i długotrwale bezrobotnych. W pierwszej to mieszkańcy gmin Sulęcín i Torzym, mężczyźni, wyrejestrowani w roku 2011. Wśród długotrwale poszukujących pracy znajdują się mieszkańcy czasowo zameldowani w powiecie sulęcińskim, kobiety oraz osoby wyrejestrowane w roku 2010. Ryzyko najdłuższego poszukiwania miej-

sca pracy dotyczyło mieszkańców gminy Słońsk wśród bezrobotnych ogółem, a mieszkańców tymczasowych wśród długotrwale bezrobotnych.

Podsumowując przeprowadzone badania, należy stwierdzić, że działania wspierające Powiatowego Urzędu Pracy w Sulęcinie powinny koncentrować się szczególnie na ludziach najstarszych, z najniższym wykształceniem i dotychczas niepracujących – zarówno w grupie długotrwale bezrobotnych, jak i pozostałych. Realizowany w powiecie Sulęcina projekt ma na celu aktywizowanie osób długotrwale bezrobotnych. Priorytetem jest zdobycie przez nie umiejętności szukania pracy, autoprezentacji, samokształcenia, współpracy w zespole. Jednak działania te należałoby rozszerzyć w stosunku do najstarszych, słabo wykształconych i bez doświadczeń zawodowych, gdyż są one zagrożone długotrwałym bezrobociem.

Bibliografia

- Banaszkiewicz D., Jackowska B., Wycinka E., 2009, „Wykorzystanie analizy Kaplana-Meiera do badania zróżnicowania stażu pracy osób długotrwale bezrobotnych”, *Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego*, nr 4/2, s. 559–568.
- Boršič D., Kavkler A., 2009, „Modeling unemployment duration in Slovenia using Cox Regression Models”, *Transition Studies Review*, t. 16, nr 1, s. 145–156.
- Cox D.R., Oakes D., 1984, *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall.
- Daras T., Jerzak M., 2005, „Wpływ cech społeczno-demograficznych osób bezrobotnych na możliwość znalezienia pracy, badanie na podstawie danych BAEL w latach 1993–2003”, *Materiały i Studia*, z. 189.
- Fitzenberger B., Wilke R.A., 2007, *New Insight on Unemployment Duration and Post Unemployment Earnings in Germany: Censored Box-Cox Quantile Regression at Work*, Discussion Paper, Nr 2609, Bonn: The Institute for the Study of Labor (IZA).
- Foley M.C., 1997, *Determinants of Unemployment Duration In Russia*, Working Paper, nr 81, The William Davidson Institute AT the University of Michigan Business School, <http://www.wdi.umich.edu/files/Publications/WorkingPapers/wp81.pdf> [dostęp: 15.09.2012].
- Frączak E., Gach-Ciepiela U., Babiker H., 2005, *Analiza historii zdarzeń. Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań*. Warszawa: SGH.
- Gwiazda J.M., 2005, „Zastosowanie modeli hazardu do szacowania długości czasu pozostawania bez pracy w Niemczech i w Polsce”, *Dynamiczne Modele Ekonometryczne – IX Ogólnopolskie Seminarium Naukowe*, 6–8 września, Toruń.
- Hosmer D.W., Lemeshow S., 2000, *Applied Logistic Regression*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Kavkler A., Danacica D.E., Babucea A.G., Bicanic I., Bohm B., Tevdovski, D., Tosevska K., Borsic D., 2009, „Cox regression models for unemployment duration in Romania, Austria, Slovenia, Croatia, and Macedonia”, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, t. 10, nr 2, s. 81–104.
- Kleinbaum D.G., Klein M., 2002, *Logistic Regression. A Self-Learning Text. Second Edition*, New York: Springer-Verlag.
- Kuhlenkasper T., Steinhardt M.F., 2011, *Unemployment Duration in Germany: A Comprehensive Study with Dynamic Hazard Models and P-Splines*, Norface Migration, Discussion Paper, Nr 2011–18, Hamburg: Hamburg Institute of International Economics.

- Kwiatkowski E., 2005, *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Malarska A., Szymczak Z., 2004, „Selected hazard models in application to analyses of unemployment”, *Acta Universitatis Lodzensis, Folia Oeconomica*, nr 182, s. 63–79.
- Marcassa S., 2011, *Unemployment Duration of Spouses: Evidence From France*, THEMA Working Papers, nr 2012–31, Cergy-Pontoise: Université de Cergy-Pontoise, s. 1–28.
- Markowicz I., Stolorz B., 2008, „Analiza determinant czasu poszukiwania pracy na rynku lokalnym – na przykładzie Szczecina”, *Studia Regionalne i Lokalne*, nr 4.
- Markowicz I., Stolorz B., 2009, „Model proporcjonalnego hazardu Coxa przy różnych sposobach kodowania zmiennych”, *Przegląd Statystyczny*, z. 2.
- Markowicz I., Stolorz B., 2010, „Klasyfikacja bezrobotnych ze względu na wartości ilorazu szans podjęcia zatrudnienia przy zastosowaniu modelu logitowego”, *Taksonomia 17, Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*”, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 107.
- Meyer B.D., 1990, „Unemployment insurance and unemployment spells”, *Econometrica*, t. 58, nr 4, s. 757–782.
- Roed K., Zhang T., 2003, „Does unemployment compensation affect unemployment duration?”, *The Economic Journal*, t. 113, nr 484, s. 190–206.
- Tansel A., Tasci H.M., 2010, „Hazard analysis of unemployment duration by gender in developing country: The case of Turkey”, *Labour*, t. 24, nr 4, s. 501–530.
- Wilke R. A., 2009, *Unemployment Duration In the United Kingdom: An Incomplete Data Approach*, Discussion Paper, nr 09/02, Nottingham: University of Nottingham
- Wiśniewski Z., Zawadzki K. (red.), 2010, *Aktywna polityka rynku pracy w Polsce w kontekście europejskim*, Toruń: Wojewódzki Urząd Pracy, Uniwersytet Mikołaja Kopernika.