

OCENA PRAWDOPODOBIENSTWA REZYGNACJI Z POŚREDNICTWA URZĘDU PRACY W POSZUKIWANIU ZATRUDNIENIA

Beata Bieszk-Stolorz (ORCID: 0000-0001-8086-9037)

Iwona Markowicz (ORCID: 0000-0003-1119-0789)

Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania

Uniwersytet Szczeciński

e-mail: beatus@wneiz.pl; iwona.markowicz@wneiz.pl

Streszczenie: Częstymi przyczynami odpływu z rejestrów bezrobotnych jest odmowa podjęcia proponowanego zatrudnienia lub wykreślenie z powodu niestawiennictwa w wyznaczonym terminie. Celem artykułu jest analiza prawdopodobieństwa rezygnacji bezrobotnych z pośrednictwa urzędu pracy. W badaniu wykorzystano estymator Kaplana-Meiera. Umożliwił on ocenę prawdopodobieństwa ubywania jednostek z kohorty w kolejnych miesiącach w zależności od ich cech. Główną część badania poprzedzono analizą wskaźnikową umożliwiającą porównanie struktur osób wyrejestrowanych z powodu podjęcia pracy i osób wykreślonych z rejestru.

Słowa kluczowe: estymator Kaplana-Meiera, bezrobocie, rezygnacja z pośrednictwa urzędu pracy

WSTĘP

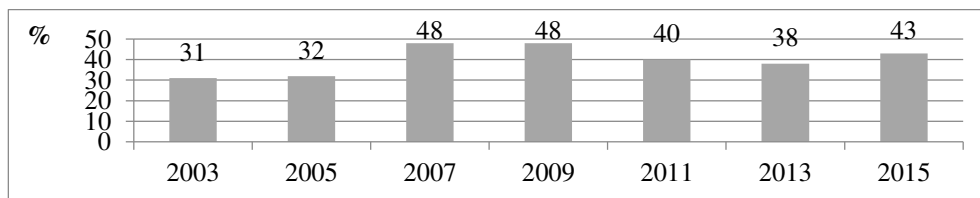
Analizy dotyczące rynku pracy skupiają się zazwyczaj na osobach wychodzących z bezrobocia poprzez podjęcie pracy. Dane statystyczne gromadzone w powiatowych urzędach pracy dostarczają bogatych informacji na temat innych powodów wyrejestrowań. Jest ich kilkadziesiąt. Przykładowo są to: przejście na rentę lub emeryturę, wyjazd za granicę na okres dłuższy niż 30 dni, zmiana miejsca zamieszkania, śmierć, przyznanie zasiłku przedemerytalnego. Częstymi przyczynami odpływu z rejestrów jest odmowa podjęcia proponowanego zatrudnienia lub wykreślenie z powodu niestawiennictwa w urzędzie pracy w wyznaczonym terminie. Przedmiotem niniejszego badania jest grupa osób, które zostały wykreślone z urzędu z nieokreślonej przyczyny. Kohortę stanowią osoby

zarejestrowane w 2013 roku w Powiatowym Urzędzie Pracy w Szczecinie (PUP), obserwowane do końca 2014 roku. Celem artykułu jest analiza prawdopodobieństwa rezygnacji bezrobotnych z pośrednictwa urzędu pracy w poszukiwaniu zatrudnienia w zależności od wybranych cech: płci, wykształcenia wieku, stażu pracy i liczby kolejnych zarejestrowań. Ze względu na występowanie obserwacji cenzurowanych w badaniu wykorzystano estymator Kaplana-Meiera. Umożliwił on ocenę prawdopodobieństwa ubywania jednostek z kohorty w kolejnych miesiącach. Zasadniczą część badania poprzedzono analizą wskaźnikową umożliwiającą porównanie struktury osób wyrejestrowanych z powodu podjęcia pracy i osób wykreślonych z rejestru. W badaniu wykorzystano dane indywidualne 22078 osób pochodzące z systemu SYRIUSZ.

PROBLEM POZORNEGO BEZROBOCIA

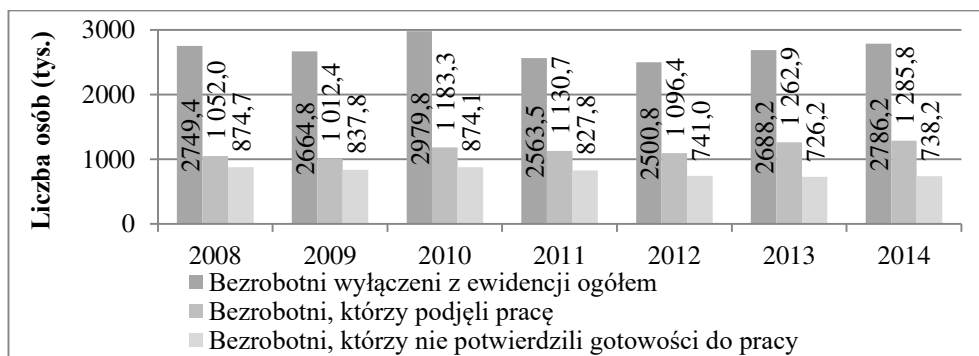
Wszystkie osoby zarejestrowane w urzędach pracy można podzielić na dwie grupy: prawdziwych i pozornych, czyli osoby, które nie są zainteresowane pracą (nie szukają jej i/lub nie są gotowi jej podjąć) oraz pracujących na czarno lub w inny sposób osiągających dochód nie mniejszy niż 1200 zł miesięcznie [Kotowska 2014, s. 197]. Stanowią oni duży odsetek wszystkich osób zarejestrowanych (rysunek 1).

Rysunek 1. Odsetek osób zarejestrowanych pozornie bezrobotnych w Polsce



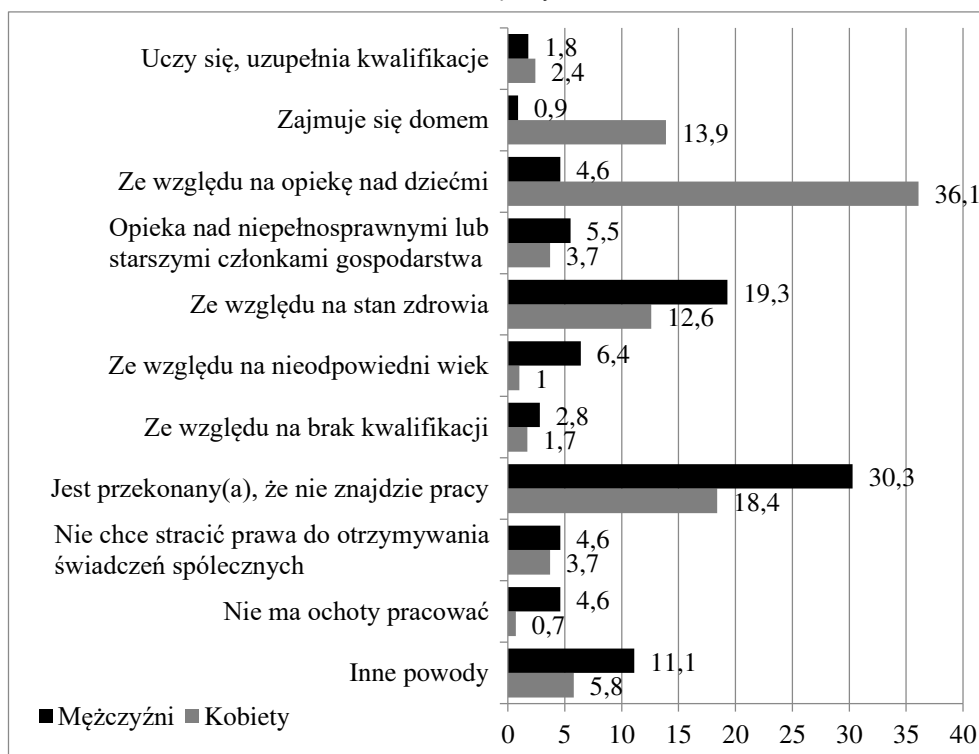
Źródło: opracowanie własne na podstawie: [Kotowska 2014], [Czapiński, Panek 2015]

Rysunek 2. Liczba wyrejestrowań z urzędów pracy w Polsce w latach 2008-2014 (w tys.)



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Rocznik Statystyczny Pracy 2010, 2012, 2015

Rysunek 3. Przyczyny nieposzukiwania pracy wśród zarejestrowanych bezrobotnych w 2015 roku – odsetek kobiet i mężczyzn



Źródło: opracowanie własne na podstawie: [Czapiński, Panek 2015]

Wśród wielu powodów wyrejestrowania z urzędów pracy w Polsce na szczególną uwagę zasługuje wykreślenie z powodu braku gotowości do pracy. W latach 2008-2014 stanowiło ono od 27% do 32% wszystkich wyrejestrowań w Polsce i było ono niewiele niższe od podjęcia pracy (rysunek 2). Część osób bezrobotnych nie informuje urzędu o znalezieniu pracy sądząc, że obowiązek ten należy do ich pracodawcy. Formalnie powinni zrobić to w ciągu tygodnia. Urzędy dopóki nie wykreślą bezrobotnego płacą za niego składki. Próbą zmniejszenia skali tego zjawiska jest nałożenie kary na osoby wykreślone z rejestru z własnej winy. Jest nią utrudnione odzyskanie statusu bezrobotnego, a co za tym idzie prawa do ubezpieczenia zdrowotnego i zasiłku. Jeżeli osoba zarejestrowana odmówiła bez uzasadnionej przyczyny przyjęcia propozycji odpowiedniej pracy lub innej formy pomocy zostaje pozbawiona statusu bezrobotnego. Jeśli taka sytuacja miała miejsce po raz pierwszy, obowiązuje karencja 120 dni, zanim urząd ponownie wpisze taką osobę do rejestru i obejmie ubezpieczeniem. Natomiast jeżeli wykreślenie nastąpiło po raz drugi, to karencja wynosi 180 dni, a po oraz kolejny – 270 dni. Jeżeli osoba zarejestrowana nie stawiła się w powiatowym urzędzie pracy w wyznaczonym terminie, to pozbawienie statusu poszukującego pracy następuje

na okres 120 dni [Ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. ...]. Bezrobotni zarejestrowani podają różne przyczyny nieposzukiwania pracy (rysunek 3). W 2015 roku kobiety najczęściej zaznaczały opiekę nad dziećmi, a mężczyźni wyrażali przekonanie, że nie znajdują pracy [Czapiński, Panek 2015, s. 415].

DANE WYKORZYSTANE W BADANIU

W badaniu wykorzystano dane indywidualne 22 078 osób zarejestrowanych w Powiatowym Urzędzie Pracy w Szczecinie i obserwowanych do końca 2014 roku pochodzące z systemu SYRIUSZ. Dane te zawierały informacje o czasie zarejestrowania, płci, wieku, wykształceniu, stażu pracy, liczbie kolejnych zarejestrowań osoby bezrobotnej oraz przyczynie wyrejestrowania. Strukturę badanych bezrobotnych przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Struktura badanych osób bezrobotnych

Grupa		Razem		Praca		Wykreślenie	
		Liczba	%	Liczba	%	Liczba	%
Ogółem		22078	100,00	9678	43,84	8965	40,61
Płeć	Kobiety (K)	9770	44,25	4836	49,50	3264	33,41
	Mężczyźni (M)	12308	55,75	4842	39,34	5701	46,32
Wiek	18-24 (W_1)	4148	18,79	1506	36,31	2257	54,41
	25-34 (W_2)	7356	33,32	3614	49,13	2966	40,32
	35-44 (W_3)	4259	19,29	1869	43,88	1734	40,71
	45-54 (W_4)	3497	15,84	1642	46,95	1214	34,72
	55-59 (W_5)	2185	9,90	837	38,31	629	28,79
	60-64 (W_6)	633	2,87	210	33,18	165	26,07
Wykształcenie	Co najwyżej gimnazjalne (S_1)	5123	23,20	1410	27,52	2932	57,23
	Zasadnicze zawodowe (S_2)	5016	22,72	1968	39,23	2220	44,26
	Średnie ogólnokształcące (S_3)	2859	12,95	1226	42,88	1223	42,78
	Średnie zawodowe (S_4)	4086	18,51	1943	47,55	1415	34,63
	Wyższe (S_5)	4994	22,62	3131	62,70	1175	23,53
Staż	Bez doświadczenia zawodowego (D_0)	7557	34,23	2335	30,90	4195	55,51
	Z doświadczeniem zawodowym (D_1)	14521	65,77	7343	50,57	4770	32,85
Liczba zarejestrowań	Zarejestrowani po raz pierwszy (Z_0)	5418	24,54	2495	46,05	2045	37,74
	Zarejestrowani po raz kolejny (Z_1)	16660	75,46	7183	43,12	6920	41,54

Źródło: opracowanie własne

Urzędy pracy podają kilkadziesiąt powodów wyrejestrowania. Najbardziej liczną grupą powodów było szeroko pojęte podjęcie pracy (podjęcie zatrudnienia,

działalności gospodarczej lub pracy subsydiowanej przez urząd). W badanym okresie pracę podjęło prawie 44% bezrobotnych zarejestrowanych. Nie mniej liczną grupę (prawie 41%) stanowiły osoby, które nie zgłosiły się w urzędzie w wyznaczonym terminie lub nie przyjęły propozycji pracy (wykreślenie).

METODA BADAWCZA

Zasadniczą część badania poprzedzono analizą wskaźnikową, której celem było porównanie wyrejestrowań z powodu podjęcia pracy z wykreśleniami z rejestru (tabela 1). W dalszej części skorzystano z metod z obszaru analizy trwania powszechnie stosowanych w demografii i naukach medycznych do badania czasu trwania życia ludzkiego. Można nimi również analizować czas trwania zjawisk społeczno-ekonomicznych: żywotność firm [Markowicz 2012], aktywność ekonomiczną ludności [Landmesser 2013], dynamikę ubóstwa w miejskich i wiejskich gospodarstwach domowych [Sączewska-Piotrowska 2016], ryzyko kredytowe [Matuszyk 2015, Wycinka, 2015], czas trwania bezrobocia [Bieszk-Stolorz 2013, Bieszk-Stolorz, Markowicz 2012]. Analizie podlega czas od momentu rozpoczęcia pewnego procesu do momentu wystąpienia zdarzenia, czyli czas trwania jednostki w danym stanie (czas działania firmy, czas bezrobocia, czas do zaprzestania spłaty kredytu). Przyjmuje się, że czas ten jest zmienną losową T . Podstawowym pojęciem w analizie trwania jest funkcja trwania, nazywana również funkcją przeżycia, zdefiniowana następująco:

$$S(t) = P(t > T) = 1 - F(t) \quad (1)$$

gdzie:

T – czas trwania zjawiska,

$F(T)$ – dystrybuanta rozkładu zmiennej losowej T .

Ze względu na to, że nie jest znany rozkład czasu trwania w bezrobociu oraz wystąpiły obserwacje cenzurowane w badaniu wykorzystano estymator Kaplana-Meiera [Kaplan, Meier 1958]:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j: t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j} \right) \quad (2)$$

gdzie:

d_j – liczba zdarzeń w momencie t_j ,

n_j – liczba jednostek narażonych na zdarzenie do momentu t_j .

Funkcja trwania informuje o tym, jakie jest prawdopodobieństwo niezajścia zdarzenia co najmniej do czasu t . Czasami wygodniej jest analizować dystrybuantę $F(T)$, która wyraża prawdopodobieństwo, że zdarzenie zajdzie najpóźniej do czasu t . Jeżeli zdarzeniem jest wykreślenie z rejestru, to estymator funkcji trwania informuje o tym, jakie jest prawdopodobieństwo pozostania w rejestrze z powodu niewykreślenia, a estymator dystrybuanty pozwala określić, jakie jest prawdopodobieństwo wykreślenia.

Analizowane zbiorowości można dzielić na grupy ze względu na badane cechy, oszacować funkcje trwania dla każdej z tych grup i zbadać istotności różnic między nimi. Ponieważ nie są znane rozkłady czasu trwania stosuje się testy nieparametryczne oparte na porządku rangowym czasów trwania. Nie ma niestety powszechnie akceptowanych metod wyboru testu w danej sytuacji. Większość z nich daje rzetelne wyniki tylko przy dużych próbach, natomiast efektywność testów przy małych próbach jest mniej poznana. Do porównania dwóch krzywych trwania często stosuje się test log-rank [Kleinbaum, Klein 2005 s. 57-61]. Służy on do weryfikacji hipotezy $H_0: S_1(t) = S_2(t)$ o równości krzywych trwania wyznaczonych dla obu grup. Statystyka testowa jest porównywana przy danym poziomie istotności z rozkładem chi kwadrat o jednym stopniu swobody. Test ten ma największą moc, gdy różnica między funkcjami hazardu dla pojedynczych podgrup jest stała w czasie [Landmesser 2013 s. 48-51]. Wstępna analiza z wykorzystaniem funkcji $\ln(-\ln S(t))$ oraz pewne ograniczenia wynikające z założeń dla innych testów potwierdziły zasadność wykorzystania w badaniu testu log-rank.

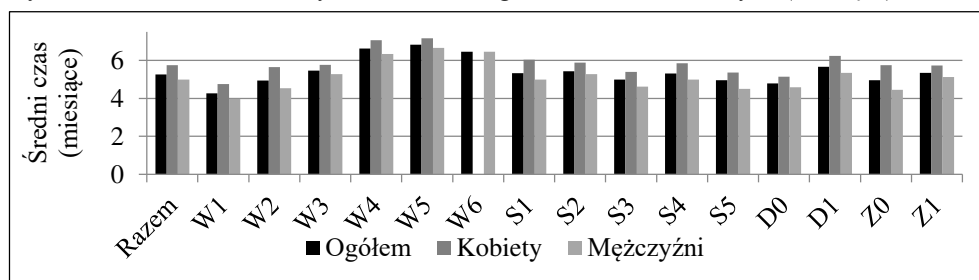
WYNIKI BADAŃ

Wstępna analiza wskaźnikowa pozwoliła na zidentyfikowanie grup osób bezrobotnych najczęściej wykreślanych z rejestru. Mężczyźni częściej niż kobiety byli wykreśleni (46,32%), a kobiety częściej podejmowały pracę (49,50%). Największy odsetek wykreśleń był w grupie osób najmłodszych od 18 do 24 lat (54,41%) i zmniejszał się w kolejnych grupach wieku. Największy odsetek wyrejestrowań z powodu podjęcia pracy dotyczył osób w wieku 25-34 lata (49,13%). Odsetek osób podejmujących pracę rósł wraz z poziomem wykształcenia i najwyższy był dla osób z wykształceniem wyższym (62,70%). Najwięcej wykreśleń było wśród bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym (57,23%). Odsetek wykreśleń malał wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia. Posiadanie jakiegokolwiek doświadczenia zawodowego wpływało na częstość wyrejestrowań do pracy (50,57%), a jego brak – na częstość wykreśleń (55,51%). Osoby zarejestrowane po raz pierwszy częściej podejmowały pracę (46,05), a kolejny raz – częściej były wykreślane z rejestru (41,54%).

W dalszej części badania uwzględniono czas zarejestrowania osoby bezrobotnej w PUP. Obserwowano wszystkie osoby zarejestrowane w 2013 roku. Za zdarzenie kończące obserwację przyjęto fakt wykreślenia danej osoby z rejestru z powodu niezgłoszenia się w urządzie w wyznaczonym terminie lub z powodu nieprzyjęcia propozycji pracy. Za koniec okresu obserwacji przyjęto koniec 2014 roku. W badaniu wystąpiły dane cenzurowane. Były to obserwacje niezakończone wystąpieniem zdarzenia końcowego przez upływem 2014 roku lub obserwacje zakończone wyrejestrowaniem z powodu innego niż wykreślenie. Analiza średniego czasu do wyrejestrowania wykazała, że we wszystkich wyodrębnionych podgrupach mężczyźni szybciej niż kobiety byli wykreśleni z rejestru (rysunek 4),

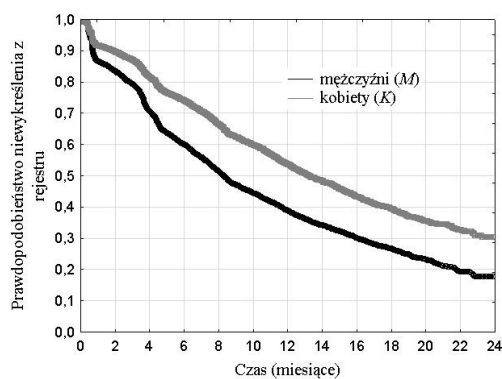
przy czym średni czas dla wszystkich bezrobotnych ogółem był równy 5,3 miesiąca.

Rysunek 4. Średni czas do wykreślenia według cech osób bezrobotnych (miesiące)



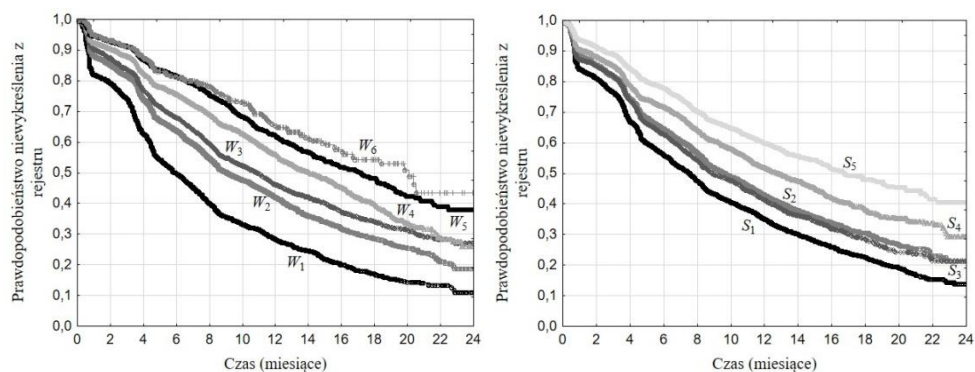
Źródło: opracowanie własne

Rysunek 5. Estymatory Kaplana-Meiera – wykreślenie według płci



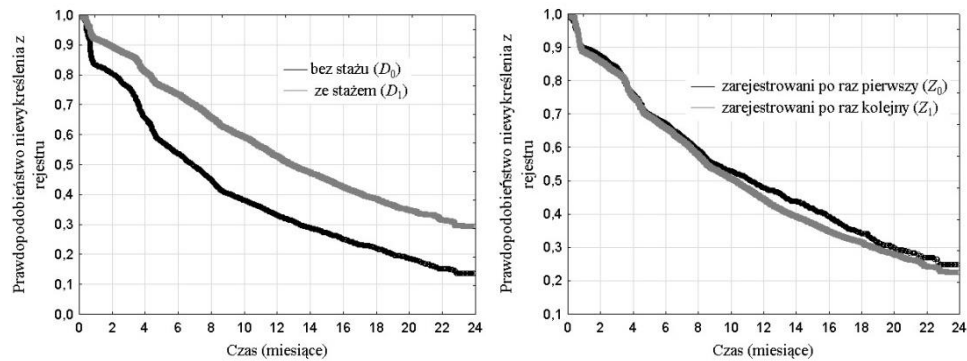
Źródło: opracowanie własne

Rysunek 6. Estymatory Kaplana-Meiera – wykreślenie według wykształcenia i grupy wieku



Źródło: opracowanie własne

Rysunek 7. Estymatory Kaplana-Meiera – wykreślenie według stażu pracy i liczby kolejnych zarejestrowań



Źródło: opracowanie własne

Następnie oceniono prawdopodobieństwo wyrejestrowania do czasu t osób bezrobotnych z powodu wykreślenia. Na rysunkach 5-7 przedstawiono estymatory Kaplana-Meiera wyznaczone dla wyodrębnionych w badaniu grup osób bezrobotnych. W opisie wyników przedstawiono wartości dopełnień do jedności tych estymatorów, czyli wyrażenie $1 - \hat{S}(t)$, gdyż taka interpretacja, ze względu na analizowane zjawisko, jest bardziej czytelna. Istotność różnic między parami krzywych trwania badano korzystając z testu log-rank (tabela 2).

Tabela 2. Wyniki testu log-rank dla par krzywych trwania w wyodrębnionych grupach cech osób bezrobotnych

Pary krzywych trwania	Test log-rank	Pary krzywych trwania	Test log-rank
(K, M)	-19,5584 ($p = 0,0000$)	(W_4, W_6)	-4,0675 ($p = 0,0005$)
(W_1, W_2)	-13,5694 ($p = 0,0000$)	(W_5, W_6)	-0,9830 ($p = 0,3256$)
(W_1, W_3)	-16,0771 ($p = 0,0000$)	(S_1, S_2)	-8,5546 ($p = 0,0000$)
(W_1, W_4)	-21,3550 ($p = 0,0000$)	(S_1, S_3)	-5,5923 ($p = 0,0000$)
(W_1, W_5)	-22,4636 ($p = 0,0000$)	(S_1, S_4)	-14,2753 ($p = 0,0000$)
(W_1, W_6)	-14,0922 ($p = 0,0000$)	(S_1, S_5)	-21,2524 ($p = 0,0000$)
(W_2, W_3)	-4,5637 ($p = 0,0001$)	(S_2, S_3)	1,4284 ($p = 0,1532$)
(W_2, W_4)	-11,4015 ($p = 0,0000$)	(S_2, S_4)	-6,3684 ($p = 0,0000$)
(W_2, W_5)	-14,4824 ($p = 0,0000$)	(S_2, S_5)	-13,2121 ($p = 0,0000$)
(W_2, W_6)	-9,2572 ($p = 0,0000$)	(S_3, S_4)	-6,7677 ($p = 0,0000$)
(W_3, W_4)	-6,9043 ($p = 0,0000$)	(S_3, S_5)	12,8871 ($p = 0,0000$)
(W_3, W_5)	-10,8377 ($p = 0,0000$)	(S_4, S_5)	-6,5452 ($p = 0,0000$)
(W_3, W_6)	-7,4171 ($p = 0,0000$)	(D_0, D_1)	-28,0469 ($p = 0,0000$)
(W_4, W_5)	-4,8862 ($p = 0,0000$)	(Z_0, Z_1)	1,9417 ($p = 0,0522$)

Źródło: opracowanie własne

Prawdopodobieństwo wykreślenia z rejestru urzędu było większe dla mężczyzn niż kobiet. Najszybciej wykreślane z rejestru były osoby młode w wieku od 18 do 24 lat, a najwolniej osoby w wieku przedemerytalnym 55-59 i 60-64. Test log-rank wskazał na brak istotnych różnic w przebiegu krzywych trwania dla obu tych grup. Również poziom wykształcenia determinował prawdopodobieństwo wykreślenia z rejestru – największe było w przypadku osób z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym, a najmniejsze z wykształceniem wyższym. Test log-rank potwierdził brak istotnych różnic w przebiegu krzywych trwania dla osób z wykształceniem zasadniczym zawodowym i średnim ogólnokształcącym. Osoby bez żadnego doświadczenia zawodowego były szybciej wykreślane z rejestru niż posiadające staż pracy. Test log-rank wskazał na brak istotnych różnic w przebiegu krzywych trwania dla osób pierwszy raz oraz kolejny raz zarejestrowanych w urzędzie. Wynika z tego, że ta cecha nie była determinantą czasu do wykreślenia z urzędu pracy.

PODSUMOWANIE

Badanie przedstawione w artykule pozwoliło na zidentyfikowanie grupy osób wykreślonych z powodu niestawiennictwa w urzędzie w wyznaczonym terminie lub odmawiających propozycji przyjęcia zatrudnienia. Liczba wykreśleń z urzędów pracy z powodów leżących po stronie osoby bezrobotnej odzwierciedla problem pozornego bezrobocia. Krótki średni czas do wykreślenia (5,3 miesiąca) świadczy o dość szybkiej rezygnacji z pośrednictwa urzędów w poszukiwaniu pracy i niekorzystaniu z proponowanych różnorodnych form aktywizacji. Nie wiadomo, ile z tych osób znalazło pracę i tylko nie dopełniło formalności związanych z wyrejestrowaniem się, a ile podjęło pracę na czarno. Problem ten dotyczy przede wszystkim mężczyzn, ludzi młodych, po raz pierwszy zarejestrowanych w urzędzie pracy, z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym, nie posiadających doświadczenia zawodowego. Analiza wskaźnikowa i analiza prawdopodobieństwa wykreślenia z rejestru wskazały te same grupy zagrożone wykreśleniem. Test log-rank nie potwierdził różnic w czasie do wykreślenia w zależności od liczby zarejestrowań w urzędzie osoby poszukującej pracy. Przeprowadzona analiza dostarcza jeszcze jednego ważnego wniosku: uwarunkowania prawne pozwalające urzędowi na stosowanie sankcji wobec takich osób nie przynoszą spodziewanych rezultatów.

BIBLIOGRAFIA

- Bieszk-Stolorz B. (2013) Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia. Volumina.pl
Daniel Krzanowski, Szczecin.
- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I. (2012) Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia.
CeDeWu, Warszawa.

- Czapiński J., Panek T. (red.) (2015) *Diagnoza Społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków*. Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa.
- Kaplan E.L., Meier P. (1958) Non-Parametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of American Statistical Association*, 53, 457-481.
- Kleinbaum D., Klein M. (2005) *Survival Analysis. A Self-Learning Text*. Springer, New York.
- Kotowska I. E. (red.) (2014) *Rynek pracy i wykluczenie społeczne w kontekście percepcji Polaków*. Diagnoza społeczna 2013. MPiPS, Warszawa.
- Landmesser J. (2013) *Wykorzystanie metod analizy czasu trwania do badania aktywności ekonomicznej ludności w Polsce*. Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Markowicz I. (2012) *Statystyczna analiza żywotności firm*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Matuszyk A. (2015) *Zastosowanie analizy przetrwania w ocenie ryzyka kredytowego klientów indywidualnych*. CeDeWu, Warszawa.
- Rocznik Statystyczny Pracy 2010, 2012, 2015 (2011, 2013, 2016), GUS, Warszawa.
- Sączewska-Piotrowska A. (2016) Dynamika ubóstwa w miejskich i wiejskich gospodarstwach domowych. *Wiadomości Statystyczne*, 7, 39-59.
- Ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy (Dz. U. z 2017 r. poz. 1065).
- Wycinka E. (2015) Modelowanie czasu do zaprzestania spłat rat kredytu lub wcześniejszej spłaty kredytu jako zdarzeń konkurujących. *Problemy Zarządzania*, 13(3), t. 2, 146-157.

THE ASSESSMENT OF THE PROBABILITY OF RESIGNATION FROM INTERMEDIATION OF LABOUR OFFICE IN JOB SEEKING

Abstract: Frequent reasons of deregistration is refusal of acceptance the proposed employment or erasure due to absence in the office in due time. The aim of the paper is analysis of probability of resignation of the unemployed people from the intermediation of the labour office. The Kaplan-Meier estimator was used. It allows the assessment of probability of outflow of units from the cohort in subsequent months with relation to their features. The main part of the research was preceded by the indicator analysis making comparison of the structure of persons deregistered because of taking a new job with the structure of persons erased from the registry possible.

Keywords: Kaplan-Meier estimator, unemployment, resignation from the intermediation of the labour office