

**Beata Bieszk-Stolorz, Iwona Markowicz**

Uniwersytet Szczeciński

---

## **PŁEĆ, WIEK I WYKSZTAŁCENIE OSÓB BEZROBOTNYCH JAKO DETERMINANTY CZASU POSZUKIWANIA PRACY**

---

**Streszczenie:** W artykule przedstawiono wyniki badań dotyczące wpływu płci, wieku i wykształcenia bezrobotnych na czas poszukiwania pracy. Ze względu na specyfikę badanego zjawiska, a szczególnie na występowanie danych uciętych, do identyfikacji determinant oraz do zbadania siły ich wpływu na czas do podjęcia pracy wykorzystano model proporcjonalnego hazardu Coxa. Do modelu oprócz zmiennych niezależnych włączono ich iloczyny (interakcje), które umożliwiły wyznaczenie wzajemnego oddziaływania badanych zmiennych. Badaniem objęto 20 846 osób zarejestrowanych jako bezrobotne w Powiatowym Urzędzie Pracy w Szczecinie i wyrejestrowanych w roku 2010. Jeżeli wyrejestrowanie nastąpiło z powodu innego niż znalezienie pracy, to taką obserwację uznano za uciętą.

**Słowa kluczowe:** bezrobocie, analiza przeżycia, model proporcjonalnego hazardu Coxa.

### **1. Wstęp**

Wysoka ranga problemu bezrobocia wynika z ekonomicznego, społecznego i politycznego znaczenia tego zjawiska. Bezrobocie nie tylko wpływa na standard życia ludności i dynamikę rozwoju gospodarczego, ale także decyduje o nastrojach społecznych i popularności rządów. Dlatego też jest ono przedmiotem zainteresowania polityki gospodarczej państwa. Polityka ta wobec bezrobocia jest w literaturze różnie klasyfikowana (por. [Kwiatkowski 2005, s. 231-239]). Biorąc pod uwagę zakres tematyczny niniejszego artykułu, najbardziej adekwatne jest wyodrębnienie polityki państwa oddziałującej na popyt na pracę, podaż pracy i niedopasowanie strukturalne na rynku pracy. Takie podejście zwraca uwagę na determinanty bezrobocia. Wśród środków oddziaływania państwa na ograniczanie podaży pracy można wymienić wcześniejsze emerytury, wydłużanie okresu kształcenia, skracanie czasu pracy, wydłużanie różnorodnych urlopów, a na wzrost popytu na pracę – oddziaływanie na popyt na towary, stawki płac i innych elementów kosztów pracy. Natomiast na ograniczanie niedopasowania strukturalnego państwo może wpływać przez poprawę usług pośrednictwa pracy, dostosowywanie systemu edukacji do rynku pracy, stworzenie możliwości podnoszenia lub zmian kwalifikacji, tworzenie programów kierowanych do konkretnych grup siły roboczej na lokalnych rynkach pracy. Możliwość skutecz-

nego stosowania tych narzędzi uzależniona jest od zakresu wiedzy o sytuacji na rynku. Poszerzaniu tej wiedzy sprzyjają badania w zakresie rynku pracy.

Analiza ekonomiczna rynku pracy obejmuje przede wszystkim czynniki determinujące popyt na pracę (zapotrzebowanie na pracę zgłaszane przez przedsiębiorstwa) oraz podaż pracy (liczba osób chętnych do pracy). Popyt na pracę i podaż pracy decydują o liczbie osób pracujących i bezrobotnych. Niedostateczny popyt w gospodarce jest podstawową przyczyną występowania bezrobocia. Szczególnie zjawisko to nasila się w czasach kryzysu gospodarczego. Upadek wielu firm, pogorszenie sytuacji finansowej przedsiębiorstw, zmniejszony popyt na towary i usługi związany z gorszą sytuacją ekonomiczną gospodarstw domowych, zmniejszenie zapotrzebowania na stanowiska pracy – czynniki te wpływają na wzrost liczby osób rejestrujących się w urzędach pracy jako bezrobotni. Zjawisko bezrobocia niesie za sobą negatywne konsekwencje zarówno ekonomiczne, jak i społeczne.

Głównym celem artykułu była analiza determinant czasu poszukiwania pracy przez osoby zarejestrowane w Powiatowym Urzędzie Pracy w Szczecinie, które znalazły zatrudnienie w 2010 r.<sup>1</sup> Badania przeprowadzono z wykorzystaniem metod analizy przeżycia<sup>2</sup>, obejmujących zbiór procedur statystycznych, dla których zmienną losową jest czas między określonymi zdarzeniami bądź czas procesu. Zdarzenie powoduje przejście jednostki z jednego stanu w drugi (np. śmierć osoby, awaria urzędu, likwidacja firmy [Markowicz, Stolorz 2006], wyrejestrowanie z PUP). Okres między stanem początkowym a momentem wystąpienia zdarzenia nazywamy czasem przeżycia. Wyznaczając prawdopodobieństwo, że jednostka przeżyje kolejne wartości czasu  $t$ , określamy funkcję przeżycia. Funkcje takie utworzone na dwóch próbach lub większej ich liczbie możemy porównywać. Przykładem zmiennej losowej w tym przypadku jest czas pozostawania w rejestrze PUP. Zbadano, jaki wpływ na długość oczekiwania na pracę ma płeć, wiek i wykształcenie osoby bezrobotnej oraz jakie są współzależności między tymi zmiennymi<sup>3</sup>.

## 2. Charakterystyka danych wykorzystanych w badaniu

Badania przeprowadzono na podstawie danych udostępnionych przez Powiatowy Urząd Pracy w Szczecinie dotyczących zarejestrowanych bezrobotnych. Kohortę tworzą wszystkie osoby wyrejestrowane w 2010 r. Funkcja przeżycia opisuje w tym przypadku czas od chwili zarejestrowania bezrobotnego w urzędzie do momentu znalezienia zatrudnienia. Celem badawczym jest ustalenie, czy płeć osoby bezrobotnej, jej wykształcenie oraz wiek są determinantami długości czasu pozostawania

---

<sup>1</sup> Przedstawione w artykule wyniki analizy stanowią etap badań prowadzonych w ramach projektu badawczego MNiSW N N111 273538, finansowanego ze środków na naukę w latach 2010-2012.

<sup>2</sup> Więcej na temat analizy przeżycia: [Frątczak, Gach-Ciepiela, Babiker 2005].

<sup>3</sup> Wykorzystanie metod analizy przeżycia w badaniu rynku pracy z uwzględnieniem innych cech można znaleźć m.in. w pracach: [Landmesser 2008; Mazurek 2000; Ulman 2009].

w rejestrze. Przyczyny wyrejestrowania osób bezrobotnych są różne. W niniejszej analizie najważniejsze jest szeroko rozumiane podjęcie pracy, obejmujące następujące powody: podjęcie pracy, prace interwencyjne, roboty publiczne, prace sezonowe, podjęcie działalności gospodarczej, uzyskanie środków na podjęcie działalności gospodarczej. Wszystkie osoby wyrejestrowane z tych przyczyn traktowane są jako obserwacje kompletne (pełne). Zatrudnienie jest w tym przypadku momentem kończącym analizowany epizod. Znany jest bowiem dokładny czas poszukiwania pracy. Osoby wyrejestrowane z innych powodów, takich jak wyjazd za granicę, przejście na rentę lub emeryturę, zmiana miejsca zamieszkania, odbywanie służby wojskowej, niezgłoszenie się w urzędzie w wyznaczonym terminie, odmowa przyjęcia pracy, rozpoczęcie nauki w systemie dziennym, brak gotowości do podjęcia pracy, wykreślenie na wniosek osoby bezrobotnej, zgon, traktowane są jako obserwacje ucięte (cenzurowane). Okres zarejestrowania wszystkich tych jednostek miał wpływ na ogólny czas trwania w bezrobociu. Znany jest w tym przypadku czas obserwacji, ale kończą się zdarzeniem innym niż analizowane.

**Tabela 1.** Struktura badanych bezrobotnych według cech

Cecha	Grupy (numeracja)	Liczebność grupy	Obserwacje ucięte		Obserwacje kompletne	
			liczba	odsetek	liczba	odsetek
Płeć	kobiety	8679	4452	51,30	4227	48,70
	mężczyźni	12167	7254	59,62	4913	40,38
Przedziały wieku (lata)	18-24 (1)	3555	2455	69,06	1100	30,94
	25-34 (2)	7823	4153	53,09	3770	48,19
	35-44 (3)	3750	1982	52,85	1768	47,15
	45-54 (4)	3585	1869	52,13	1716	47,87
	55-59 (5)	1597	915	57,29	682	42,71
	60 i więcej (6)	436	332	76,15	104	23,85
Wykształcenie	co najwyżej gimnazjalne (1)	6054	4420	73,01	1634	26,99
	zasadnicze zawodowe (2)	4558	2625	57,59	1933	42,41
	średnie ogólnokształcące (3)	2337	1365	58,41	972	41,59
	średnie zawodowe, pomaturalne, policealne (4)	3783	1920	50,75	1863	49,25
	wyższe (5)	4114	1376	33,45	2738	66,55

Źródło: opracowanie własne.

W analizie wykorzystano podział na grupy według wykształcenia i wieku stosowany przez PUP (poszczególne grupy ponumerowano). Łącznie w analizie wykorzystano dane całej populacji, czyli 20 846 osób wyrejestrowanych. Strukturę badanych bezrobotnych i sposób numeracji grup przedstawiono w tab. 1.

### 3. Identyfikacja determinant czasu pozostawania bezrobotnym

Przyjęte zmienne różnicujące, wykształcenie i płeć, są zmiennymi jakościowymi z odpowiednio pięcioma i dwoma wariantami. Natomiast wiek można przyjąć jako cechę ciągłą lub – po podziale na przedziały – jako zmienną kategoryjną. W związku z tym w pracy skonstruowano dwa modele proporcjonalnego hazardu Coxa<sup>4</sup>. Budowę modelu poprzedzono weryfikacją hipotezy, że przyjęte zmienne istotnie statystycznie różnicują czas poszukiwania pracy w podgrupach. W tym celu porównano krzywe przetrwania wyznaczone dla poszczególnych grup wieku, płci i wykształcenia, wykorzystując test Wilcozona. Wszystkich obliczeń dokonano z wykorzystaniem programu Statistica.

Prawdopodobieństwa niezalezienia pracy przez bezrobotnych (prawdopodobieństwa przetrwania) wyznaczono metodą *Product-Limit-Estimation* (PLE) Kaplana-Meiera (por. [Kaplan, Meier 1958; Lawless 1982, s. 71-81]). Jest to metoda nieparametryczna, w której długości rozważanych przedziałów czasu między kolejnymi zdarzeniami są zmiennymi losowymi. Nie istnieje w tym przypadku konieczność konstrukcji przedziałów dla zmiennej czasowej, a jedynie uszeregowania epizodów według długości czasów trwania. Każdemu punktowi czasu, w którym nastąpiło co najmniej jedno zdarzenie, jest przyporządkowana wartość ryzyka. W 1958 r. E.L. Kaplan i P. Meier zaproponowali sposób estymacji funkcji dożycia (*survivor function*):

$$\hat{S}(t_i) = \prod_{j=1}^i \left( 1 - \frac{d_j}{n_j} \right), \text{ dla } i = 1, \dots, k, \quad (1)$$

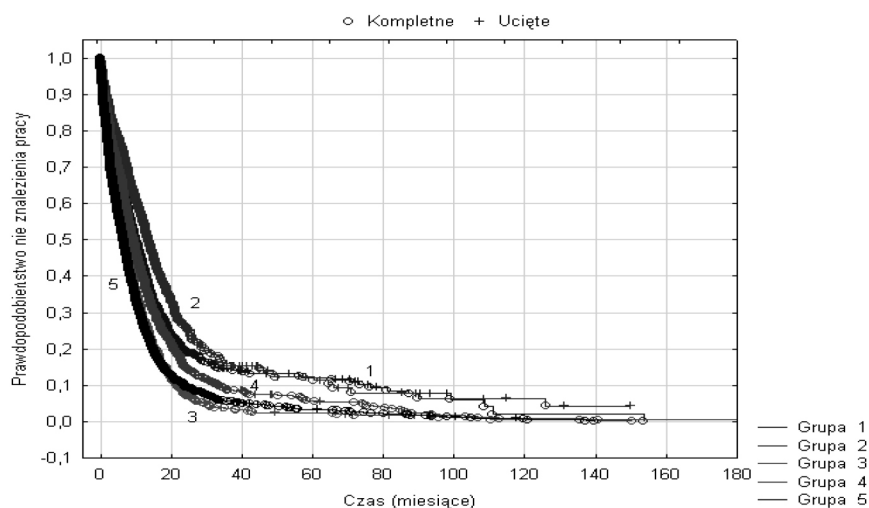
gdzie:  $t_i$  – punkt czasu, w którym wystąpiło co najmniej jedno zdarzenie, przy czym  $t_1 < t_2 < \dots < t_k, t_0 = 0$ ,

$d_i$  – liczba zdarzeń w czasie  $t_i$ ,

$n_i$  – liczba jednostek objętych obserwacją w czasie  $t_i$ .

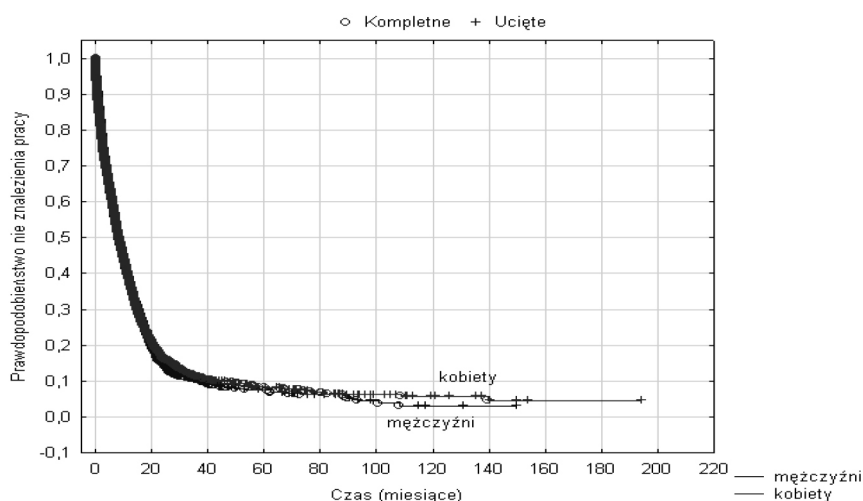
Prawdopodobieństwa niezalezienia pracy przez bezrobotnych oszacowane metodą Kaplana-Meiera dla bezrobotnych według wykształcenia, płci i wieku są przedstawione odpowiednio na rys. 1-3. Grupy wykształcenia i wieku są ponumerowane w sposób opisany w tab. 1.

<sup>4</sup> Więcej w pracy [Cox, Oakes 1984].



**Rys. 1.** Estymator Kaplana-Meiera – ryzyko niezalezienia pracy przez bezrobotnych według wykształcenia

Źródło: opracowanie własne.

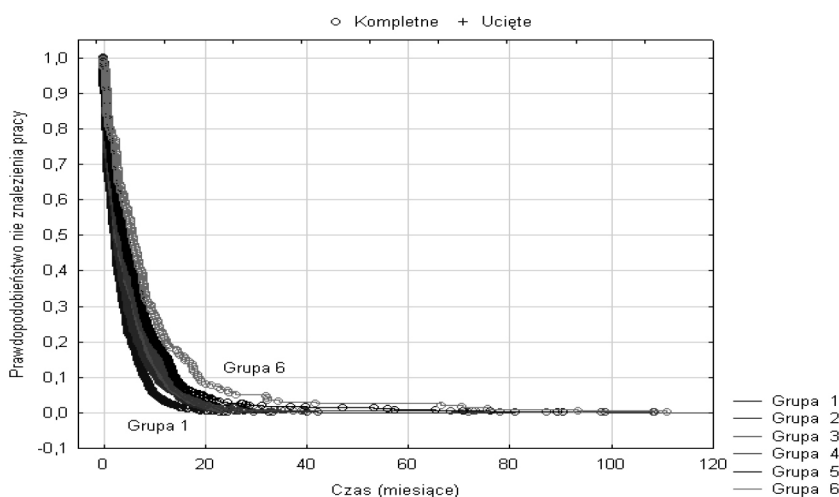


**Rys. 2.** Estymator Kaplana-Meiera – ryzyko niezalezienia pracy przez bezrobotnych według płci

Źródło: opracowanie własne.

Czasy przeżycia (trwania) można porównywać w dwóch lub więcej próbach. Ponieważ nieznanne są rozkłady zmiennych, należy stosować test nieparametryczny (oparty na porządku rangowym czasów przeżycia). Zastosowano test porównania

funkcji przeżycia dla wielu prób, wykorzystując program *Statistica*. W przypadku dwóch prób (dla płci) test ten jest równoważny testowi Gehana (por. [Gehan 1965a; 1965b; Domański, Pruska 2000, s. 203-204]) (uogólnienie testu Wilcoxona). Umożliwia on oszacowanie funkcji przeżycia dla każdej z podgrup i zbadanie istotności różnic między nimi. Wyniki przeprowadzonej weryfikacji zawiera tab. 2.



**Rys. 3.** Estymator Kaplana-Meiera – ryzyko nieznaalezienia pracy przez bezrobotnych według wieku

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 2.** Wyniki testów istotności różnic funkcji trwania w bezrobociu badanych podgrup

Cecha	Wartość statystyki	Wartość $p$
Wykształcenie (5 grup)	225,4261	0,0000
Płeć (2 grupy)	1,3761	0,1688
Przedział wieku (6 grup)	122,2692	0,0000

Źródło: obliczenia własne.

Przyjmując poziom istotności 0,05, można stwierdzić, że badane podgrupy bezrobotnych, wydzielone ze względu na wykształcenie i przedział wieku, różnią się czasem przeżycia. W przypadku płci analizowanej dla populacji cecha ta nie różnicuje czasu poszukiwania pracy. Może jednak się zdarzyć, że w konkretnych grupach wieku i wykształcenia czas wychodzenia z bezrobocia jest istotnie różny dla kobiet i mężczyzn. Na przykład przeprowadzono test Gehana sprawdzający tę istotność w grupie bezrobotnych z wykształceniem średnim ogólnokształcącym i w wieku od 25 do 34 lat. Okazało się, że na poziomie istotności 0,0362 czasy poszukiwania pra-

cy przez kobiety i mężczyzn różnią się istotnie. Stąd też w dalszej części artykułu płeć zostanie włączona do zmiennych objaśniających.

#### 4. Analiza czasu pozostawania bezrobotnym

Kolejnym etapem analizy jest budowa modelu proporcjonalnego hazardu Coxa. Jest to model wieloczynnikowy, umożliwiający ocenę jednoczesnego wpływu wielu zmiennych na czas trwania określonego zjawiska, który 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:  $x_1, x_2, \dots, x_n$  – zmienne niezależne,  
 $h_0(t)$  – hazard odniesienia lub zerowa linia hazardu,  
 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$  – współczynniki modelu,  
 $t$  – czas obserwacji.

W modelu po oszacowaniu parametrów  $\beta_i$  do dalszej analizy najczęściej wykorzystuje się ilorazy hazardów określone wzorem  $HR_i = e^{\beta_i}$ . Ilorazy te umożliwiają zbadanie prawdopodobieństwa zajścia zdarzenia w danej grupie w porównaniu z prawdopodobieństwem zajścia zdarzenia w innej grupie. Z tego też powodu wartość ta nazywana jest szansą względną (lub ryzykiem względnym). Przy stosowaniu tego modelu zakłada się proporcjonalność hazardów, którą można badać metodą graficzną. Założenie to jest spełnione w przypadku cech: wykształcenie i płeć. Natomiast dla grupy wieku otrzymane wartości ilorazów hazardu są traktowane jako wartości uśrednione<sup>5</sup>.

W badaniu wykorzystano zero-jedynkowe kodowanie zmiennych objaśniających, zgodnie z procedurą przedstawioną przez D.W. Hosmer i S. Lemeshow [1999, s. 120-121]. W omawianej analizie jako grupy referencyjne (zakodowane jako zero) przyjęto: osoby z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym dla poziomu wykształcenia, mężczyzn w przypadku płci, osoby w wieku od 18 do 24 lat dla grup wieku. Skonstruowano dwa modele ekonometryczne. W pierwszym z nich wiek jest zmienną ciągłą, w drugim – zmienną kategoryzowaną. Wyniki przeprowadzonego modelowania zawierają tab. 3-4.

Analizując model pierwszy (tab. 3), można zauważyć, że przy jednakowym wieku i wykształceniu kobiety miały mniejszą o 10,5% szansę na znalezienie pracy w stosunku do mężczyzn. Parametr  $\beta_i$  w modelu pierwszym dla wieku jako zmiennej ciągłej wskazuje na to, że wraz ze wzrostem wieku osoby bezrobotnej o jeden rok prawdopodobieństwo znalezienia pracy malało średnio o 0,4%. Dokładniejszych informacji o relacjach między poszczególnymi przedziałami wieku dostarcza model

<sup>5</sup> Szerzej na temat badania proporcjonalności hazardu oraz sposobu interpretacji parametrów modeli proporcjonalnego i nieproporcjonalnego hazardu Coxa można znaleźć w pracy: [Bieszk-Stolorz, Markowicz 2012].

**Tabela 3.** Model pierwszy proporcjonalnego hazardu Coxa dla zmiennej ciągłej wiek i zmiennych kategoryzowanych wykształcenie i płeć ( $\chi^2 = 684,282, p = 0,0000$ )

Zmienna	Wariant	Parametr $\beta_i$	Szansa względna	Wartość $p$
Wykształcenie	grupa 1		1,0000	
	grupa 2	0,28559	1,4902	0,0000
	grupa 3	0,3628	1,4373	0,0000
	grupa 4	0,4650	1,5920	0,0000
	grupa 5	0,7721	2,1644	0,0000
Płeć	mężczyźni		1,0000	
	kobiety	-0,1112	0,8948	0,0000
Wiek	zmienna ciągła	-0,0043	0,9957	0,0000

Źródło: obliczenia własne.

drugi (tab. 4). W tym przypadku kobiety miały o 11,9 % mniejszą szansę na podjęcie pracy. Wartości parametrów  $\beta_i$  dla wykształcenia i płci są zbliżone do siebie w obu oszacowanych modelach.

**Tabela 4.** Model drugi proporcjonalnego hazardu Coxa dla zmiennych kategoryzowanych: wykształcenie, płeć i wiek ( $\chi^2 = 859,549, p = 0,0000$ )

Zmienna	Wariant	Parametr $\beta_i$	Szansa względna	Wartość $p$
Wykształcenie	grupa 1		1,0000	
	grupa 2	0,3668	1,4431	0,0000
	grupa 3	0,3762	1,4568	0,0000
	grupa 4	0,4575	1,5801	0,0000
	grupa 5	0,7743	2,1690	0,0000
Płeć	mężczyźni		1,0000	
	kobiety	-0,1262	0,8814	0,0000
Wiek	18-24		1,0000	
	25-34	0,0270	1,0273	0,4513
	35-44	0,0822	1,0857	0,0364
	45-54	0,0817	1,0851	0,0401
	55-59	-0,1333	0,8752	0,0076
	60 i więcej	-1,0377	0,3543	0,0000

Źródło: obliczenia własne.

Stosując zero-jedynkowe kodowanie wariantów zmiennych do szacowania wieloczynnikowego modelu regresji Coxa, poza wyznaczeniem szansy względnej



znalezienia pracy w porównaniu z kategorią zakodowaną jako zero, można również obliczyć szansę względną między pozostałymi kategoriami badanej cechy. Wartość odpowiedniego parametru beta wyznacza się jako stosunek funkcji proporcjonalnego hazardu dla porównywanych kategorii danej zmiennej, przy założeniu stałości pozostałych zmiennych objaśniających (por. [Hosmer, Lemeshow 1999, s. 123-124]). Otrzymane wartości szansy względnej dla wykształcenia i przedziałów wieku zaprezentowano w tab. 5-6.

**Tabela 5.** Szansa względna znalezienia pracy według wykształcenia – wyznaczona na podstawie drugiego modelu regresji Coxa

Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotnych o wykształceniu (grupa)	W stosunku do bezrobotnych o wykształceniu (grupa)			
	1	2	3	4
2	1,4431			
3	1,4568	1,0095		
4	1,5801	1,0846	1,0744	
5	2,1690	1,3727	1,2656	1,1779

Źródło: obliczenia własne.

**Tabela 6.** Szansa względna znalezienia pracy według przedziału wieku – wyznaczona na podstawie drugiego modelu regresji Coxa

Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotnych w wieku (lata)	W stosunku do bezrobotnych w wieku (lata)				
	18-24	25-34	35-44	45-54	55-59
25-34	1,0273				
35-44	1,0857	1,0568			
45-54	1,0851	0,9994	0,9457		
55-59	0,8752	0,8066	0,8070	0,8534	
60 i więcej	0,3543	0,4048	0,5019	0,6219	0,7288

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 5 można zauważyć, że wraz ze wzrostem wykształcenia rośnie szansa na znalezienie pracy, przy czym dla osób z wykształceniem wyższym jest ona ponad dwukrotnie większa niż dla osób z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym. Wartości zawarte w tab. 6 wskazują na większe zainteresowanie pracodawców osobami młodymi. Wraz z wiekiem prawdopodobieństwo szybkiego znalezienia pracy maleje, przy czym jednocześnie maleją różnice między dwoma kolejnymi przedziałami wieku. Można więc powiedzieć, że wraz z wiekiem szansa na znalezienie pracy maleje coraz wolniej.

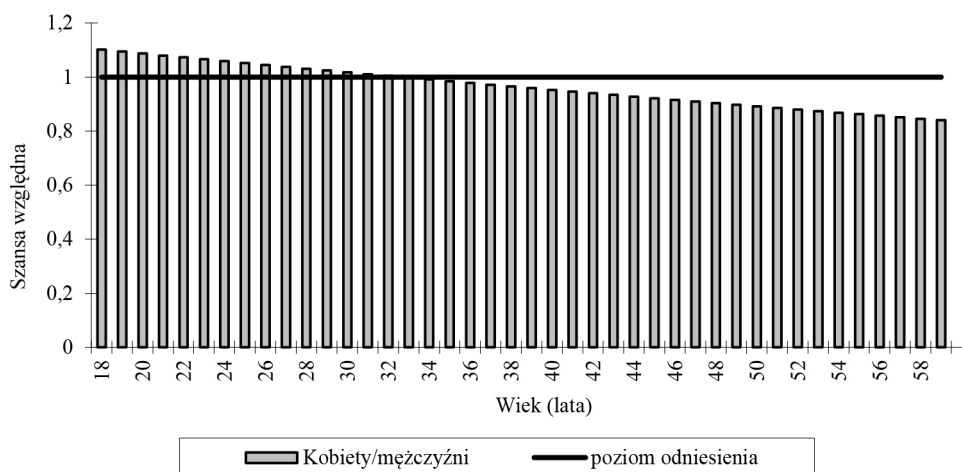
## 5. Analiza wieloczynnikowa z uwzględnieniem interakcji zmiennych niezależnych

Wieloczynnikowy model proporcjonalnego hazardu Coxa umożliwia ocenę jednoczesnego wpływu wielu zmiennych na czas do wystąpienia określonego zdarzenia. Uwzględnienie w modelu również iloczynu zmiennych umożliwia porównanie stopnia ryzyka między poszczególnymi kategoriami jednej zmiennej przy ustalonym poziomie drugiej zmiennej<sup>6</sup>. W kolejnym, trzecim budowanym modelu uwzględniono zmienną dychotomiczną – płeć, zmienną ciągłą – wiek, oraz interakcję między nimi – płeć × wiek. Wartości oszacowanych parametrów, szans względnych oraz wartości  $p$  przedstawiono w tab. 7.

**Tabela 7.** Wieloczynnikowy model Coxa z interakcją między zmiennymi płeć i wiek ( $\chi^2 = 94,1735$ ,  $p = 0,0000$ )

Zmienne	Parametr $\beta_i$	Szansa względna	Wartość $p$
Płeć	0,2153	1,2402	0,0019
Wiek	-0,0053	0,9623	0,0000
Płeć × wiek	-0,0066	0,9980	0,0002

Źródło: obliczenia własne.



**Rys 4.** Szansa względna podjęcia pracy przez bezrobotne kobiety w stosunku do bezrobotnych mężczyzn według wieku (18-59 lat)

Źródło: opracowanie własne.

<sup>6</sup> Więcej na temat interakcji w pracy [Kleinbaum, Klein 2005, s. 100-103].

Celem budowy modelu z interakcją (tab. 7) była analiza ilorazu szans (hazardu) na znalezienie pracy bezrobotnych kobiet i mężczyzn w danym wieku. Parametr przy zmiennej płeć  $\times$  wiek jest istotny, co świadczy o istnieniu interakcji między płcią i wiekiem. Rozpatrując wpływ tych dwóch cech na czas poszukiwania pracy, można stwierdzić, że płeć i wiek są determinantami tego czasu oraz płeć osób bezrobotnych w określonym wieku wpływa na intensywność znajdowania pracy ( $p < 0,05$ ). Model z interakcjami umożliwia wskazanie, w jaki sposób zmienia się wraz z wiekiem osób bezrobotnych stosunek szansy na podjęcie pracy przez kobiety do szansy mężczyzn. Ilorazy tych szans (szanse względne) dla osób wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w 2010 r. przedstawiono na rys. 4.

Analizując wartość ilorazów hazardu, można stwierdzić, że szanse kobiet w stosunku do mężczyzn na znalezienie pracy maleją wraz z wiekiem, przy czym poniżej 33 roku życia kobiety miały większe szanse na podjęcie pracy (w wieku 18 lat nawet o 10 %). Poczawszy od 33 roku życia, sytuacja uległa zmianie. W wieku 59 lat szanse kobiet na podjęcie pracy są aż o 16% niższe niż dla mężczyzn.

## 6. Podsumowanie

Przeprowadzenie zaprezentowanych w artykule badań wymagało dostępu do danych indywidualnych o badanych jednostkach. Jest to istotny problem dla badacza stosującego metody analizy czasu trwania. Publikowane dane zbiorcze nie zawierają niezbędnych informacji. Również przeprowadzane przez różne instytucje badania ankietowe (na przykład panelowe badanie bezrobocia) nie dostarczają wiedzy o dokładnym czasie trwania zdefiniowanego zjawiska. Sposób gromadzenia informacji o osobach bezrobotnych w urzędach pracy daje możliwość prześledzenia historii aktywności poszczególnych jednostek. Każdy przypadek wyrejestrowania jest kodowany według przyczyny. W przeprowadzonym badaniu zdarzeniem końcowym było podjęcie zatrudnienia (przyczyny wymieniono, charakteryzując dane). Wśród pozostałych przyczyn wyrejestrowania (uznanych za cenzurowane) występują również takie, które budzą pewne wątpliwości. Istnieje przypuszczenie, że część osób zgłaszających wyjazd za granicę, odmawiających przyjęcia pracy lub niezgłaszających się w urzędzie podejmuje pracę, nie informując o tym fakcie. Sytuacja taka zniekształca wyniki analiz. Problemem tym autorki zajmowały się we wcześniejszych badaniach [Markowicz, Stolorz 2009].

Autorki dysponowały indywidualnymi danymi rejestrowanymi przez urząd pracy. Ich analiza wskazała, że w Szczecinie w 2010 r. osoby młode i dobrze wykształcone najszybciej znajdowały pracę. Wraz ze wzrostem wykształcenia prawdopodobieństwo znalezienia pracy rosło, natomiast wraz ze wzrostem wieku – malało. W dotychczasowych badaniach autorek obejmujących lata 2006-2009 w Szczecinie występowało zjawisko szybszego znajdowania pracy przez kobiety w porównaniu z mężczyznami [Bieszk-Stolorz, Markowicz 2011a; 2011b; Markowicz, Stolorz 2008]. W 2010 r. szanse te uległy wyrównaniu. Jednak przy jednoczesnym uwzględ-

nieniu wieku płeć miała istotny wpływ na czas poszukiwania pracy. Model regresji Coxa z interakcjami umożliwił pogłębienie analizy szans przejścia ze stanu bezrobocia do stanu zatrudnienia. Szanse względne dla kobiet przyjmują wartości powyżej jedności tylko dla wieku od 18 do 32 lat. Sytuacja kobiet starszych ulega zmianie, na co z pewnością mają wpływ obowiązki rodzinne związane z wychowaniem dzieci.

## Literatura

- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I., *Analiza długości okresu bezrobocia według przyczyny wyrejstrowania na przykładzie Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie*, [w:] *Modelowanie i prognozowanie gospodarki narodowej*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego 4/8, red. P. Miłobędzki, M. Szreder, Sopot 2011a, s. 373-382.
- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I., *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*, CeDeWu, Warszawa 2012.
- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I., *Ocena szansy wyjścia z bezrobocia ze względu na wiek i staż pracy bezrobotnych zarejestrowanych w PUP w Szczecinie*, [w:] *Taksonomia 18, Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 176, red. K. Jajuga, M. Walesiak, Wrocław 2011b, s. 514-521.
- Cox D.R., Oakes D., *Analysis of Survival Data*, London, Chapman and Hall, 1984.
- Domański C., Pruska K., *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa 2000.
- Frątczak E., Gach-Ciepiela U., Babiker H., *Analiza historii zdarzeń. Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań*, SGH, Warszawa 2005.
- Gehan, E.A., *A generalized two-sample Wilcoxon test for double-censored data*, "Biometrika" 1965b, nr 52, s. 650-653.
- Gehan E.A., *A generalized Wilcoxon test for comparing arbitrary single-censored samples*, "Biometrika" 1965a, nr 52, s. 203-223.
- Hosmer D.W., Lemeshow S., *Applied Survival Analysis. Regression Modeling of Time to Event Data*, John Wiley & Sons, New York 1999.
- Kaplan E.L., Meier P., *Nonparametric estimation from incomplete observations*, "Journal of the American Statistical Association" 1958, nr 53, s. 457-481.
- Kleinbaum D.G., Klein M., *Survival Analysis, Second Edition*, Springer, New York 2005.
- Kwiatkowski E., *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, PWN, Warszawa 2005.
- Landmesser J.M., *Aktywność ekonomiczna ludności: klasyfikacja osób za pomocą wielomianowych modeli logitowych oraz jej związek z modelami hazardu dla czasów trwania*, [w:] *Taksonomia nr 15, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, Wrocław 2008.
- Lawless J.F., *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, John Wiley & Sons New York 1982.
- Markowicz I., Stolorz B., *Analysis of the survival function of firms*, "Baltic Business Development. SME Management International Degree Programmes", Faculty of Economics and Management, Szczecin University, Szczecin 2006.
- Markowicz I., Stolorz B., *The influence of censorship on the results of data analysis*, „Polish Journal of Environmental Studies” 2009, vol. 18, no. 5B.
- Markowicz I., Stolorz B., *Zastosowanie modelu regresji Coxa z interakcjami do identyfikacji czynników wpływających na czas do wystąpienia zdarzenia*, „Metody Ilościowe w Ekonomii”, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania nr 11, red. J. Hozer, Szczecin 2008.
- Mazurek E., *Analiza czasu trwania bezrobocia*, [w:] XVII Seminarium Ekonometryczne im. Profesora Zbigniewa Pawłowskiego, red. A. Zeliaś, Kraków 2000.

Ulman P., *Analiza przyczyn i czasu pozostawania na bezrobociu*, [w:] *Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, Taksonomia 16, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 47, Wrocław 2009.

## **GENDER, AGE AND EDUCATION OF THE UNEMPLOYED AS THE DETERMINANTS OF JOB SEARCHING TIME**

**Summary:** The paper presents results of survey concerning the influence of gender, age and education of the unemployed on job searching time. For the sake of specificity of survey, especially in case of censored data, the Cox's proportional hazard model has been used for the identification of determinants and research their influence for time needed to take up a job. To the model, except independent variables, their interactions that enable the calculation of interplay of researched variables have been included. 20846 persons registered as unemployed in the Local Labour Office in Szczecin and due to various reasons unregistered in 2010 have been included in the research. If unregistering occurred due to different reasons than finding a job, such an observation has been considered as censored.

**Keywords:** unemployment, survival analysis, Cox's proportional hazard model.