

DOI: 10.18276/sip.2016.45/1-03

**Beata Bieszk-Stolorz\***

**Iwona Markowicz\*\***

Uniwersytet Szczeciński

## TABLICE TRWANIA – NIEPARAMETRYCZNY MODEL CZASU TRWANIA W BEZROBOCIU W SZCZECINIE

### Streszczenie

Celem artykułu była konstrukcja tablic trwania w bezrobociu rejestrowanym do porównania sytuacji osób poszukujących pracy w podgrupach według płci i wieku. Jest to model nieparametryczny czasu trwania określonego zjawiska. Najczęściej jest stosowany w demografii jako tablice trwania życia. Tablice kohortowe zostaną skonstruowane na podstawie danych indywidualnych z Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie. Kohortą są osoby bezrobotne zarejestrowane w 2012 roku i obserwowane do końca 2013 roku. Zdarzeniem kończącym epizod jest wyrejestrowanie z powodu podjęcia pracy. Pozostałe dane uznano za cenzurowane. Intensywności wychodzenia z bezrobocia zostały porównane w podgrupach kohorty.

**Słowa kluczowe:** tablice trwania, hazard, intensywność, bezrobocie

### Wstęp

Szczeciński rynek pracy od lat charakteryzuje się dość dużą nierównowagą. Prowadzone badania wskazują na to, że w okresie istnienia niedoboru siły roboczej w Polsce Szczecin zajmował czołową pozycję wśród miast notujących wolne miejsca

---

\* Adres e-mail: [beatus@wneiz.pl](mailto:beatus@wneiz.pl).

\*\* Adres e-mail: [iwona.markowicz@wneiz.pl](mailto:iwona.markowicz@wneiz.pl).

pracy przypadające na jedną osobę poszukującą, a w okresie nadwyżki siły roboczej na przełomie lat osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych XX wieku zajął czołową pozycję w kraju pod względem stopy bezrobocia (Bieszk-Stolorz, 2013). Jej dynamika w Szczecinie w latach 2000–2015 była porównywalna z sytuacją w Polsce i w województwie zachodniopomorskim. W końcu grudnia 2014 i 2015 roku w Szczecinie stopa bezrobocia osiągnęła odpowiednio 9,3 i 6,8% (w Polsce: 11,4 i 9,8%, w województwie zachodniopomorskim 15,5 i 13,3%). Szczecin w latach 2012–2015 znajdował się na początkowych miejscach z najwyższą stopą bezrobocia wśród większych miast w Polsce (odpowiednio miejsca: trzecie, czwarte, trzecie, piąte). Stopa bezrobocia w województwie zachodniopomorskim należy obecnie do najwyższych w kraju. Wśród regionów z najtrudniejszą sytuacją dominują te, w których znaczącą rolę odgrywały państwowe gospodarstwa rolne, oraz regiony z relatywnie dużym znaczeniem tradycyjnego przemysłu (np. stoczniowego), który nie znalazł należytego wsparcia w okresie transformacji ze strony państwa (Kwiatkowski, Tokarski, 2007). Województwo zachodniopomorskie spełnia oba te warunki.

W licznych publikacjach prezentujących wyniki badań, raportach podkreśla się szczególne znaczenie sytuacji młodych osób na rynku pracy. W Europie uczestnictwo ludzi młodych w edukacji i na rynku pracy oddziałuje w sposób wykraczający poza proste jednokierunkowe przejścia ze szkoły do pracy. W niektórych krajach młodzi ludzie zaczynają pracę dużo wcześniej niż w innych, na przykład w formie pracy wakacyjnej i pracy dla studentów. Istnieje także możliwość równoczesnego uczęszczania do szkoły i funkcjonowania na rynku pracy, co prowadzi do nakładania się tych dwóch kategorii aktywności. Równoległy do spadku udziału młodych ludzi w edukacji jest wzrost liczby tych osób na rynku pracy (osoby pracujące lub bezrobotne). Tempo wychodzenia z kształcenia nie jest identyczne jak tempo wejścia na rynek pracy, gdyż niektórzy młodzi ludzie zarówno się uczą, jak i są na rynku pracy w tym samym czasie, a inni kończą edukację i pozostają poza rynkiem pracy. Istnieją znaczne różnice strukturalne między krajami europejskimi w udziale młodych ludzi na rynku pracy. Powodem jest kombinacja czynników instytucjonalnych (np. formalny system praktyk), uwarunkowań kulturowych, istnienie rynku pracy dla studentów, rola szkoleń zawodowych itp. Różnice w krajowych systemach kształcenia i szkolenia również odgrywają ważną rolę (Eurostat, 2015).

W Polsce bezrobocie wśród młodych w wieku 15–24 lat jest poważnym problemem społecznym. Według Kabaja (2012), eksperta Instytutu Pracy i Spraw Socjalnych, z każdym miesiącem pozostawania bez pracy maleją ich szanse na znalezienie zatrudnienia. Z każdym rokiem są oni coraz bardziej sfrustrowani i coraz

mniej chętni do walki o miejsce na rynku pracy, aż w końcu stają się po prostu niezatrudnialni. O młodych Polakach pisze się z jednej strony pozytywnie jako o pokoleniu Y (osoby urodzone w dwóch ostatnich dekadach XX w.), najmłodszych osobach na rynku pracy, studiujących lub kończących naukę na poziomie średnim. Ich umiejętności posługiwania się nowymi technologiami są o wiele wyższe niż osób starszych (Stanimir, 2015). Z drugiej jednak strony pisze się także o poważnych problemach młodych ludzi. Według Panka i Zwierzchowskiego (2015) jednym z obszarów wykluczenia społecznego jest rynek pracy, a więc bezrobocie i bierność zawodowa. Autorzy ci podkreślają, że na wykluczenie społeczne ma wpływ wykluczenie edukacyjne, czyli niski poziom wykształcenia. W przypadku osób w wieku 18–24 lat są to osoby posiadające co najwyżej ukończone gimnazjum i niekontynuujące naukę.

Jak wskazują liczne badania, prawdopodobieństwo podjęcia zatrudnienia przez bezrobotnych zmienia się wraz z upływem czasu poszukiwania pracy. W przypadku, gdy to prawdopodobieństwo wzrasta, mówi się o dodatniej zależności od czasu trwania w bezrobociu (Mortensen, 1977). Jednak w przypadku osób długotrwale bezrobotnych młodzi tracą motywację do poszukiwania pracy, co zmniejsza prawdopodobieństwo podejmowania zatrudnienia, zatem występuje ujemna zależność od czasu trwania (Layard, Nickell, Jackman, 1991). Przyczynami takiej zależności mogą być: deprecjacja kapitału ludzkiego w trakcie okresu bezrobocia (Phelps, 1972) oraz niechęć pracodawców do zatrudniania pracowników wcześniej bezrobotnych (Blanchard, Diamond, 1994). Charakter zależności od czasu trwania znajduje odzwierciedlenie w przebiegu funkcji hazardu. Badania przeprowadzone w Irlandii Północnej i Wielkiej Brytanii po koniec lat dziewięćdziesiątych XX wieku potwierdzają, że w przypadku osób młodych funkcja hazardu jest na ogół malejąca, jednak w jej przebiegu mogą wystąpić pewne skoki spowodowane na przykład zakończeniem okresu pobierania zasiłku dla bezrobotnych (McVicar, Podivinsky, 2001, 2003). W przypadku ludzi młodych, a szczególnie tych niewykształconych, alternatywą dla podjęcia pracy może być podjęcie dalszego kształcenia. Badania nad kształtem funkcji hazardu w tym przypadku wskazują na brak zależności między czasem trwania bezrobocia a intensywnością podejmowania różnych form kształcenia. Jest ona najczęściej zbliżona kształtem do funkcji stałej (McVicar, Podivinsky, 2003). Należy pamiętać o tym, że przebieg funkcji hazardu może być uzależniony od grupy wieku, wykształcenia, kraju, regionu lub specyfiki lokalnego rynku pracy. Pojawia się pytanie, czy przyczyną długotrwałego bezrobocia jest słabsza szansa wybranych grup osób na rynku pracy, czy odwrotnie – pewne grupy osób mają słabsze szanse z powodu długotrwałego bezrobocia. Zróżnicowanie jednostek badanej populacji

i nieuwzględnianie heterogeniczności w badaniu może prowadzić do fałszywych wniosków (Heckman, Borjas, 1980).

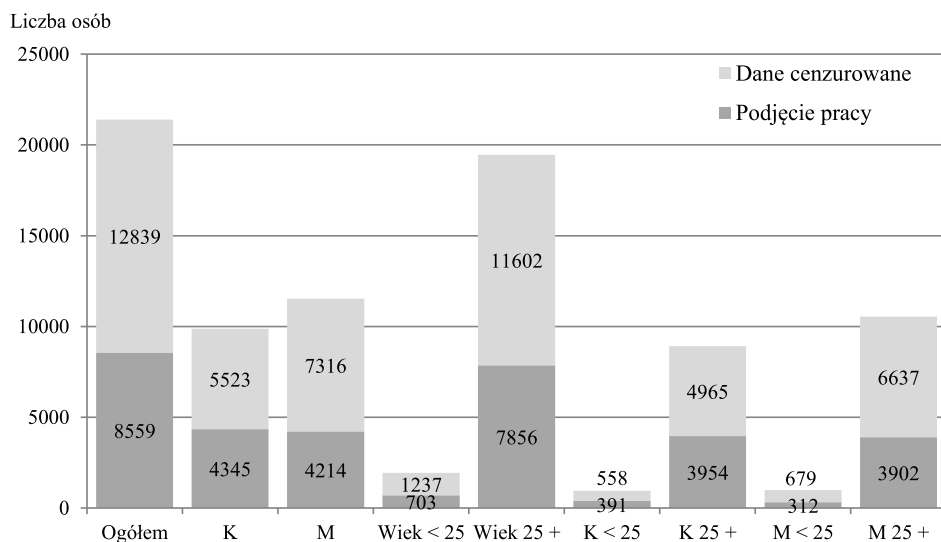
Celem artykułu była konstrukcja tablic trwania w bezrobociu rejestrowanym do porównania sytuacji osób poszukujących pracy w podgrupach według płci i wieku. Uwaga została zwrócona głównie na jeden z elementów tablicy – intensywność wychodzenia z bezrobocia (funkcja hazardu). Zastosowanie nieparametrycznego modelu trwania umożliwiło porównanie intensywności w wyodrębnionych podgrupach płci i wieku. Płeć, jak wynika z różnych badań, jest ważną determinantą aktywności na rynku pracy (Kotowska, 2014). Biorąc pod uwagę problemy młodych osób na rynku pracy, w badaniu uwzględniono podział wieku na dwie podgrupy: osoby młode do 25 lat i pozostałe.

## 1. Dane statystyczne

Badanie przeprowadzono na podstawie pozyskanych danych indywidualnych z Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie (dzięki długotrwałej współpracy). Kohortę stanowi 21 398 osób bezrobotnych zarejestrowanych w 2012 roku i obserwowanych do końca 2013 roku. Zdarzeniem kończącym epizod (czas pozostawania w rejestrze bezrobotnych) jest wyrejestrowanie z powodu podjęcia pracy. Pozostałe dane uznano za cenzurowane – inne przyczyny wyrejestrowania lub niewyrejestrowanie do końca prowadzonej obserwacji. W badaniu dokonano podziału kohorty według podstawowych cech bezrobotnych: płci i wieku. Szczególną uwagę zwrócono na sytuację osób młodych. W związku z tym podzielono obserwowane osoby na dwie podgrupy wieku: do 25 lat (< 25) oraz 25 lat i więcej (25+). Liczebności omówionych podgrup przedstawiono na rysunku 1. W ogólnej liczbie badanych bezrobotnych 46% stanowiły kobiety (K), a 9% osoby młode w wieku do 25 lat.

Grupą o największym odsetku wyjść do pracy spośród badanych bezrobotnych były kobiety ogółem i w podgrupach wieku (44,03% – ogółem; 41,20% – kobiety < 25 lat; 44,33% – kobiety 25+). Najmniejszym odsetkiem wyrejestrowania z powodu podjęcia pracy charakteryzowali się młodzi mężczyźni (M < 25 – 31,48%).

Rysunek 1. Liczebność badanej kohorty według podgrupy



Źródło: opracowanie własne.

## 2. Tablice trwania w bezrobociu i intensywność wyrejestrowań

W analizie trwania wyróżnia się modele parametryczne, semiparametryczne i nieparametryczne. Budowa modeli parametrycznych wymaga przyjęcia teoretycznego rozkładu badanej zmiennej (Gazińska, 2003; Frątczak, Gach-Ciepiela, Babiker, 2005). Gdy przedmiotem badań jest czas pozostawania bezrobotnych w rejestrze, przyjęcie konkretnego rozkładu jest trudne. W takiej sytuacji stosowane są modele nieparametryczne, których przykładem są tablice trwania (Cox, 1972; Markowicz, 2012) lub modele semiparametryczne (Bieszk-Stolorz, Markowicz, 2012). Tablice trwania to model tabelaryczny najczęściej stosowany w demografii jako tablice trwania życia (wymieralności). Wykorzystywany jest jednak w wielu innych dziedzinach nauki do badania czasu trwania zjawisk (Gazińska, Mojsiewicz, 2004; Markowicz, 2012).

W tablicach trwania życia najczęściej przyjmowany jest roczny przedział wieku (tablice pełne). W badaniu bezrobotnych dla tablic kohortowych przyjęto jednak okres miesięczny. Kohortą w tym przypadku są bezrobotni zarejestrowani w PUP w Szczecinie w 2012 roku. Tablice kohortowe stanowią wynik obserwacji kohorty

do momentu opuszczenia jej przez wszystkie jednostki bądź zakończenia obserwacji. W omawianym badaniu obserwację zakończono 31 grudnia 2013 roku, co wiąże się z uwzględnieniem jednostek cenzurowanych.

Tablice trwania w bezrobociu prezentują proces zmian zachodzących w składzie kohorty wraz z upływem czasu. Tablice kohortowe należą do modeli o czasie ciągłym, ale przedstawione oszacowania funkcji są dyskretne, dlatego wartość zmiennej czasowej pogrupowanej w jednakowe przedziały podano jako początek przedziału ( $t$ ). Liczbę bezrobotnych dotrwałych  $n_t$  wyznaczono na początek okresu jako  $n_t = n_{t-1} - (z_t + c_t)$ , przy czym  $n_t$  dla  $t = 0$  ( $n_0$ ) oznacza początkową liczebność kohorty (dla badanych ogółem 21 398). Przez  $z_t$  oznaczono liczbę bezrobotnych wyrejestrowanych w przedziale  $\langle t, t + 1 \rangle$ , czyli liczbę jednostek, które doznały analizowanego zdarzenia w danym przedziale czasu, a przez  $c_t$  – liczbę bezrobotnych, którzy nie doświadczyli zdarzenia do końca okresu obserwacji kohorty.

Kolejną wielkość w tablicy trwania w bezrobociu szacuje się w ujęciu dyskretnym, gdyż może być wyznaczona tylko dla przedziału czasu. Jest to prawdopodobieństwo wyrejestrowania w przedziale czasu  $f_t$  definiowane jako warunkowe prawdopodobieństwo wyrejestrowania w przedziale czasu trwania  $\langle t, t + 1 \rangle$  pod warunkiem, że bezrobotny nie został wyrejestrowany do czasu  $t$ . Rozkład trwania w bezrobociu nie został przyporządkowany żadnemu ze znanych typów rozkładu prawdopodobieństwa, dlatego funkcje opisujące proces trwania w bezrobociu rejestrowanym nie są znane, a w tablicach trwania przedstawia się ich oszacowania wyznaczone na podstawie danych empirycznych. Estymatorem prawdopodobieństwa wyrejestrowania w przedziale czasu  $\hat{f}_t$  jest stosunek liczby osób wyrejestrowanych w danym przedziale czasu ( $z_t$ ) do liczby osób, które dotrwały w bezrobociu do początku przedziału ( $n_t$ ).

Prawdopodobieństwo przetrwania  $S_t$  oraz intensywność wyrejestrowań  $h_t$  to funkcje z natury ciągłe, które w tablicach są przedstawiane w ujęciu dyskretnym. Prawdopodobieństwo przetrwania  $S_t$ , wyznaczone dla przedziału  $\langle t, t + 1 \rangle$ , jest prawdopodobieństwem tego, że bezrobotny zostanie wyrejestrowany po czasie  $t + 1$ . Estymatorem funkcji prawdopodobieństwa przetrwania  $\hat{S}_t$  jest stosunek liczby bezrobotnych, którzy dotrwali do czasu  $t + 1$ , do wyjściowej liczebności kohorty (Markowicz, 2012).

Estymator funkcji intensywności  $\hat{h}_t$  jest wyznaczany jako stosunek estymatora prawdopodobieństwa wyrejestrowań w przedziale  $\langle t, t + 1 \rangle$  do połowy sumy estymatorów prawdopodobieństw przetrwania dla przedziałów  $\langle t, t + 1 \rangle$  i  $\langle t - 1, t \rangle$  (Balicki, 2006):

$$\hat{h}_t = \frac{\hat{f}_t}{(\hat{S}_t + \hat{S}_{t-1})/2} \quad (1)$$

W tabeli 1 przedstawiono jedną kolumnę tablic trwania w bezrobociu – intensywność wyrejestrowań – dla całej badanej kohorty oraz dla poszczególnych jej podgrup (według płci i wieku).

Tabela 1. Tablica trwania w bezrobociu rejestrowanym– intensywność wyrejestrowań do pracy w przedziałach czasu (początek przedziału) ogółem i według podgrup (płeć i wiek)

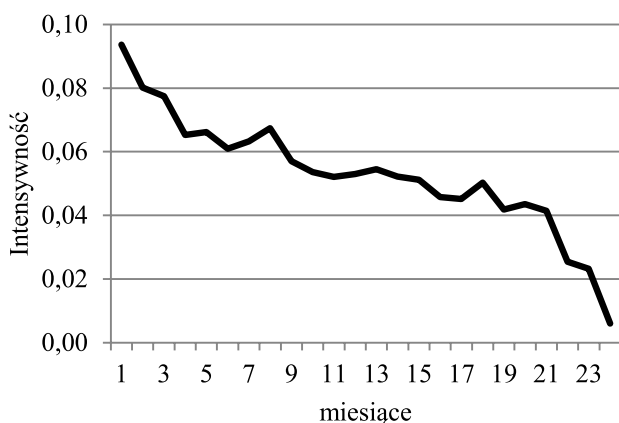
<i>t</i>	Intensywność wyrejestrowań do pracy $\hat{h}_t$ w podgrupach								
	Ogółem	K	M	< 25	25+	K < 25	K 25+	M < 25	M 25+
0	0,0936	0,1016	0,0869	0,1156	0,0915	0,1362	0,0980	0,0962	0,0860
1	0,0801	0,0845	0,0763	0,0765	0,0804	0,0970	0,0834	0,0575	0,0779
2	0,0775	0,0831	0,0726	0,1204	0,0738	0,1489	0,0776	0,0956	0,0707
3	0,0653	0,0715	0,0598	0,0876	0,0636	0,0972	0,0696	0,0794	0,0584
4	0,0662	0,0650	0,0673	0,0786	0,0653	0,0760	0,0641	0,0814	0,0665
5	0,0610	0,0626	0,0596	0,0683	0,0605	0,0814	0,0613	0,0562	0,0599
6	0,0632	0,0756	0,0521	0,0495	0,0640	0,0423	0,0775	0,0569	0,0519
7	0,0674	0,0745	0,0611	0,0899	0,0661	0,0936	0,0733	0,0872	0,0599
8	0,0571	0,0643	0,0508	0,0546	0,0572	0,0582	0,0646	0,0518	0,0509
9	0,0536	0,0641	0,0444	0,0747	0,0526	0,0806	0,0631	0,0696	0,0434
10	0,0521	0,0535	0,0512	0,0408	0,0527	0,0375	0,0545	0,0460	0,0515
11	0,0530	0,0617	0,0455	0,0708	0,0522	0,0836	0,0604	0,0565	0,0452
12	0,0545	0,0625	0,0476	0,0726	0,0537	0,0345	0,0642	0,1294	0,0448
13	0,0522	0,0635	0,0423	0,0406	0,0528	0,0407	0,0649	0,0428	0,0424
14	0,0512	0,0577	0,0457	0,0405	0,0518	0,0339	0,0591	0,0533	0,0457
15	0,0458	0,0437	0,0482	0,0604	0,0453	0,0805	0,0418	0,0320	0,0489
16	0,0452	0,0501	0,0411	0,0435	0,0454	0,0753	0,0489	0,0000	0,0427
17	0,0503	0,0526	0,0487	0,1125	0,0479	0,0689	0,0519	0,1702	0,0447
18	0,0418	0,0540	0,0312	0,0473	0,0417	0,0413	0,0547	0,0581	0,0305
19	0,0436	0,0640	0,0256	0,0568	0,0432	0,0499	0,0649	0,0692	0,0243
20	0,0415	0,0403	0,0428	0,0373	0,0418	0,0000	0,0424	0,0857	0,0416
21	0,0254	0,0337	0,0184	0,1045	0,0224	0,1000	0,0309	0,1122	0,0153
22	0,0232	0,0252	0,0217	0,0000	0,0239	0,0000	0,0259	0,0000	0,0224
23	0,0060	0,0123	0,0000	0,0000	0,0062	0,0000	0,0129	0,0000	0,0000

*t* – czas trwania (miesiące)

Źródło: opracowanie własne.

Wyznaczone wartości wskazują na malejącą intensywność wyrejestrowań do pracy  $\hat{h}_t$  wraz z upływem czasu trwania bezrobocia. Najwyższa jest w początkowym okresie bezrobocia. Wiąże się to również z szybszym spadkiem wartości prawdopodobieństwa niepodjęcia pracy  $S_t$ . Przykładowo po 3 miesiącach od zarejestrowania prawdopodobieństwo to wynosi 0,81, co oznacza, że 19% wszystkich badanych bezrobotnych podjęło zatrudnienie w tym czasie. Po roku pracę podjęło 36% bezrobotnych, a po 2 latach – jedynie 40%. Intensywność wyrejestrowań do pracy dla kohorty i podgrup zaprezentowano na rysunkach 2–4. Intensywność podejmowania pracy przez osoby w wieku do 25 lat (rys. 3) różni się zarówno od intensywności dla osób starszych, jak i dla kohorty ogółem (rys. 2). Mimo widocznych wahań jest ona wyższa dla młodych osób. Średnia intensywność dla młodych bezrobotnych (< 25) była równa 0,0643, a dla starszych – 0,0523 (ogółem 0,0529). Biorąc pod uwagę płeć bezrobotnych, kobiety intensywniej podejmowały pracę (średnio 0,0592) niż mężczyźni (średnio 0,0475) w analizowanym okresie (rys. 4). Podobnie było w przypadku starszej grupy wieku. Dla osób do 25 lat intensywność w pierwszym półroczu trwania bezrobocia była większa dla kobiet (0,1061; dla mężczyzn – 0,0777). Natomiast w przypadku mężczyzn była większa dopiero w okresie bezrobocia długotrwałego (0,0627; dla kobiet – 0,0438). Porównując intensywności podejmowania pracy przez młodszą i starszą grupę wieku wśród kobiet i mężczyzn, okazało się, że dla kobiet jest ona wyrównana (odpowiednio: 0,0649 i 0,0587), a dla mężczyzn większa w młodszej grupie wieku (odpowiednio: 0,0661 i 0,0469).

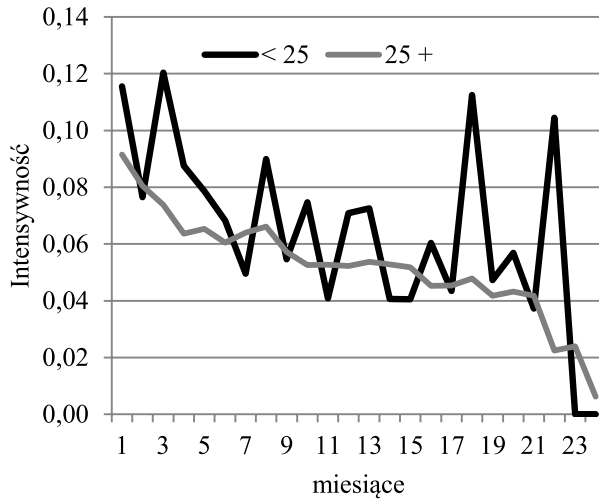
Rysunek 2. Intensywność wyrejestrowań do pracy dla bezrobotnych ogółem



Źródło: opracowanie własne.

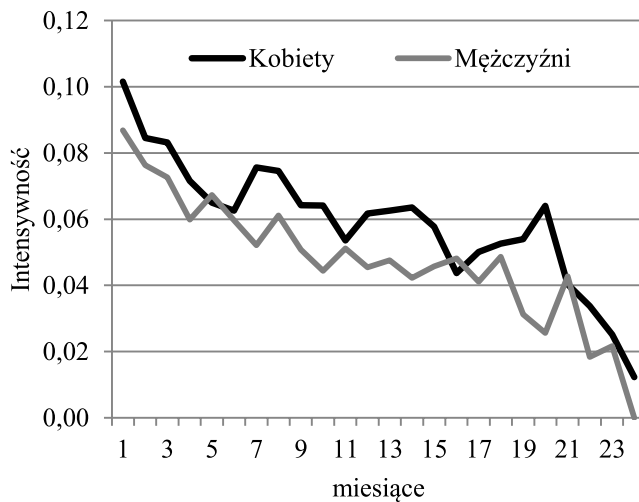


Rysunek 3. Intensywność wyrejestrowań do pracy dla bezrobotnych według wieku



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4. Intensywność wyrejestrowań do pracy dla bezrobotnych według płci



Źródło: opracowanie własne.

## Podsumowanie

W przeprowadzonych badaniach wykorzystano tablice trwania do porównania sytuacji osób poszukujących pracy w podgrupach według płci i wieku. Jest to model nieparametryczny. Takie narzędzie jest szczególnie przydatne w sytuacji, gdy nie jest znana funkcja rozkład czasu trwania badanego zjawiska. Tak właśnie jest w przypadku badania czasu trwania bezrobocia rejestrowanego. Wśród elementów tablicy trwania w bezrobociu duże znaczenie poznawcze ma zwłaszcza intensywność wyrejestrowań do pracy (funkcja hazardu). Wskazuje ona wahania intensywności występowania zjawiska w określonych przedziałach czasu. Z przeprowadzonych badań wynika, że średnia intensywność podejmowania pracy w czasie 2 lat była większa dla osób młodych i dla kobiet. Zatem można stwierdzić, że młodzi bezrobotni w Szczecinie intensywnie poszukują pracy i wychodzą z bezrobocia. Nie potwierdziły się więc opinie o gorszej sytuacji ludzi młodych na rynku pracy.

## Literatura

- Balicki, A. (2006). *Analiza przeżycia i tablice wymieralności*. Warszawa: PWE.
- Bezrobocie jak uzależnienie. Po jakim czasie jest się niezatrudnialnym?* Rozmowa z profesorem Mieczysławem Kabajem. Pobrane z: <http://natemat.pl/10885,bezrobocie-jak-uzalezniecie-po-jakim-czasie-jest-sie-niezatrudnialnym> (15.06.2016).
- Bieszk-Stolorz, B. (2013). *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*. Szczecin: Volumina.pl.
- Bieszk-Stolorz, B., Markowicz, I. (2012). *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*. Warszawa: CeDeWu.
- Blanchard, O., Diamond, P. (1994). Ranking, Unemployment Duration and Wages. *Review of Economic Studies*, 61, 417–434.
- Cox, D.R. (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 34 (2), 187–220.
- Eurostat (2015). *Participation of Young People in Education and the Labour Market*. Statistics Explained. Pobrane z: <http://ec.europa.eu> (16.06.2016).
- Frączak, E., Gach-Ciepiela, U., Babiker, H. (2005). *Analiza historii zdarzeń. Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań*. Warszawa: SGH.
- Gazińska, M. (2003). *Potencjał demograficzny w regionie. Analiza ilościowa*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- Gazińska, M., Mojsiewicz, M. (2004). Nieparametryczne modele trwania życia – budowa i przykłady zastosowań. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 394, 87–100.
- Heckman, J., Borjas, G. (1980). Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence. *Economica*, 47, 247–283.

- Kotowska, I.E. (red.). (2014). *Rynek pracy i wykluczenie społeczne w kontekście percepcji Polaków. Diagnoza społeczna 2013*. MPiPS i Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich.
- Kwiatkowski, E., Tokarski, T. (2007). Bezrobocie regionalne w Polsce w latach 1995–2005. *Ekonomista*, 4, 439–455.
- Layard, R., Nickell, S., Jackman, R. (1991). *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford: Oxford University Press.
- Markowicz, I. (2012). *Statystyczna analiza żywotności firm*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- McVicar, D., Podivinsky, J.M. (2001). *Duration Dependence and Routes out of Joblessness for Young People*. NIERC Working Paper No. 66, Belfast.
- McVicar, D., Podivinsky, J.M. (2003). *Into Jobs or into the Classroom? The UK New Deal for Young People*. Forthcoming NIERC Working Paper, Belfast.
- Mortensen, D. (1977). Unemployment Insurance and Job Search Decisions. *Industrial and Labor Relations Review*, 30 (4), 505–517.
- Panek, T., Zwierzchowski, J. (2015). *Opis metodologii badawczej współzależności pomiędzy wykluczeniem społecznym a edukacją*. Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Phelps, E. (1972). *Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost Benefit Approach to Monetary Planning*. London: MacMillan.
- Stanimir, A. (2015). Strategia Europa 2020 w opinii pokolenia Y. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, XVI (4), 107–116.

## DURATION TABLES – NON-PARAMETRIC MODEL SHOWING THE DURATION OF UNEMPLOYMENT IN SZCZECIN

### Abstract

The purpose of the article is to construct the registered unemployment duration table to compare the situation of persons seeking work in subgroups according to age and gender. The table is a non-parametric model showing the duration of a given phenomenon. In demography it is most often used as a life table. We will construct the cohort tables on the basis of individual data provided by the Poviát Labour Office in Szczecin. The cohort will consist of unemployed individuals registered in 2012 and observed by the end of 2013. The event regarded as the one ending the unemployment spell will be the moment of an individual's de-registration from the PLO due to finding employment. The remaining data have been considered censored. We will compare the intensities of unemployment exits in the cohort subgroups.

*Translated by Anita Zdrojewska*

**Keywords:** duration tables, hazard, intensity, unemployment

**JEL Codes:** C14, J21, E24

