



DOI: 10.18276/sip.2017.50/1-06

**Beata Bieszk-Stolorz\***

Uniwersytet Szczeciński

## OCENA WPLYWU ZATRUDNIENIA SUBSYDIOWANEGO NA WYJŚCIE Z BEZROBOCIA

### Streszczenie

Głównymi celami programów zatrudnienia wdrażanych w Polsce przez urzędy pracy jest aktywizacja zawodowa bezrobotnych i zmniejszenie niedopasowań strukturalnych na rynku pracy. Wśród instrumentów zorientowanych popytowo znajdują się prace interwencyjne, roboty publiczne, prace społecznie użyteczne oraz środki na podjęcie działalności gospodarczej i na wyposażenie stanowiska pracy. Stanowią one tak zwane zatrudnienie subsydiowane. Kosztowna realizacja programów wymusza prowadzenie badań ewaluacyjnych i badań nad efektywnością tych instrumentów. Celem artykułu jest wykorzystanie bezwarunkowych modeli ryzyka zdarzeń konkurujących (*Unconditional Competing Risks* – UCR) do analizy wpływu zatrudnienia subsydiowanego na prawdopodobieństwo i intensywność wychodzenia z bezrobocia. W badaniu wykorzystano dane indywidualne osób zarejestrowanych w Powiatowym Urzędzie Pracy w Szczecinie.

**Słowa kluczowe:** funkcja skumulowanej częstości, model hazardu, ryzyko konkurujące, zatrudnienie subsydiowane, bezrobocie

### Wprowadzenie

Po wejściu do Unii Europejskiej polski rynek pracy uległ dużym przemianom. Nastąpiło znaczne zwiększenie działań związanych z aktywizacją zawodową osób

---

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

bezrobotnych. Polska realizuje cele Europejskiej Strategii Zatrudnienia, czyli dąży do pełnego zatrudnienia, polepszenia jakości i produktywności pracy oraz wzmocnienia spójności i integracji społecznej. Ważną rolę odgrywają wdrażane w Polsce aktywne programy zatrudnienia. Ich celem jest aktywizacja zawodowa bezrobotnych, zmniejszenie niedopasowań strukturalnych na rynku pracy, podniesienie produktywności siły roboczej i weryfikacja gotowości do pracy bezrobotnych. W tym celu w polskim ustawodawstwie ustanowiono następujące instrumenty polityki rynku pracy: szkolenia, prace interwencyjne, roboty publiczne, przygotowanie zawodowe w miejscu pracy, staże, środki na utworzenie miejsc pracy i prace społecznie użyteczne. Wdrażanie aktywnych programów zatrudnienia wiąże się z dużymi wydatkami z Funduszu Pracy, stąd podejmuje się badania nad efektywnością tych instrumentów i prowadzi badania ewaluacyjne (Wiśniewski, Zawadzki, 2010).

Celem artykułu jest wykorzystanie modeli ryzyka zdarzeń konkurujących do analizy wpływu zatrudnienia subsydiowanego na prawdopodobieństwo i intensywność wychodzenia z bezrobocia. W badaniu wykorzystano dane indywidualne osób zarejestrowanych w Powiatowym Urzędzie Pracy (PUP) w Szczecinie.

## 1. Zatrudnienie subsydiowane

Instrumentami najczęściej stosowanymi przez urzędy pracy w Polsce są: pośrednictwo pracy i doradztwo zawodowe, szkolenia, staże, przygotowanie zawodowe w miejscu pracy, dotacje na podjęcie działalności gospodarczej, roboty publiczne oraz prace interwencyjne i społecznie użyteczne. Oddziałują one na dwie strony rynku pracy: podażową i popytową. Szkolenia, staże i przygotowanie zawodowe w miejscu pracy zalicza się do podaży zorientowanych instrumentów. Instrumenty zorientowane popytowo, czyli tak zwane zatrudnienie subsydiowane, to: prace interwencyjne, roboty publiczne, prace społecznie użyteczne oraz środki na podjęcie działalności gospodarczej przez bezrobotnych i na wyposażenie stanowiska pracy dla skierowanego bezrobotnego. Te dwa ostatnie instrumenty określa się jako środki na utworzenie miejsc pracy. Zatrudnienie subsydiowane przewidziano głównie dla osób bezrobotnych znajdujących się w szczególnej sytuacji na rynku pracy. Mają one umożliwić im wejście na rynek pracy.

W celu oceny skuteczności realizowanych programów wyznacza się współczynniki efektywności zatrudnieniowej i kosztowej. Efektywność zatrudnieniowa jest wskaźnikiem pozwalającym na określenie szans na znalezienie zatrudnienia po

zakończeniu uczestnictwa w programie. Ocena kosztu doprowadzenia do zatrudnienia osoby bezrobotnej ocenia się za pomocą efektywności kosztowej. W tabeli 1 przedstawiono wartości efektywności zatrudnieniowej i kosztowej zatrudnienia subsydiowanego (bez prac społecznie użytecznych) w 2015 roku. Od 2014 roku nie są podawane wartości efektywności dla prac społecznie użytecznych z powodu wyłączenia ich z katalogu podstawowych form aktywizacji zawodowej. Najwyższą efektywnością zatrudnieniową charakteryzuje się przyznanie środków na rozpoczęcie działalności gospodarczej (92,20%) oraz prace interwencyjne (87,40%), a najniższą – na roboty publiczne (71,70%). Najniższa efektywność kosztowa dotyczy prac interwencyjnych (10 338,02 zł), a najwyższa – doposażenia lub wyposażenia stanowisk pracy (35 437,97 zł). W województwie zachodniopomorskim efektywność zatrudnieniowa wyniosła 75,90% i była prawie równa średniej krajowej (75,89%), co plasowało województwo na siódmym miejscu. W Szczecinie efektywność ta była niższa i równa 64,09%. Jeżeli chodzi o efektywność kosztową, to województwo zachodniopomorskie było na czternastym miejscu (14 209,62 zł). W Szczecinie efektywność ta była równa 12 193,72 zł i była niższa od średniej krajowej (12 996,00 zł) o około 6%.

Tabela 1. Efektywność zatrudnieniowa i kosztowa wybranych form aktywizacji

Wyszczególnienie	Prace interwencyjne	Roboty publiczne	Środki na podjęcie działalności gospodarczej	Doposażenie lub wyposażenie stanowisk pracy	Ogółem
1	2	3	4	5	6
Efektywność zatrudnieniowa (%)					
Polska	87,40	71,70	92,20	78,40	75,89
Dolnośląskie	92,20	65,30	93,70	83,00	78,81
Kujawsko-pomorskie	86,00	76,10	91,30	75,50	72,78
Lubelskie	86,70	86,80	89,80	87,10	80,99
Lubuskie	93,90	73,30	93,80	77,60	76,78
Łódzkie	87,50	71,10	89,40	71,20	79,04
Małopolskie	86,50	58,60	91,90	80,70	73,13
Mazowieckie	88,90	79,30	94,60	87,70	78,25
Opolskie	87,00	74,00	93,80	66,50	79,14
Podkarpackie	88,10	79,10	90,20	73,90	74,30
Podlaskie	86,20	84,50	93,10	72,40	80,70
Pomorskie	93,60	65,80	95,60	77,70	78,86
Śląskie	90,20	66,20	93,00	81,90	73,18
Świętokrzyskie	87,60	72,60	88,90	78,40	67,82
Warmińsko-mazurskie	77,90	50,30	88,70	66,50	69,11
Wielkopolskie	87,80	76,00	93,00	79,80	78,12
Zachodniopomorskie	82,00	73,70	93,00	85,80	75,90

1	2	3	4	5	6
Efektywność kosztowa (zł)					
Polska	10 338,02	12 504,24	20 932,53	35 437,97	12 996,00
Dolnośląskie	9 343,81	13 840,02	20 018,87	27 988,11	12 302,12
Kujawsko-pomorskie	12 545,88	11 884,38	21 959,31	43 320,04	13 486,89
Lubelskie	9 806,58	9 880,70	18 183,95	33 577,43	10 671,37
Lubuskie	8 394,79	10 276,25	18 777,41	26 964,48	10 805,04
Łódzkie	8 793,42	12 788,40	19 930,02	36 913,60	12 857,95
Małopolskie	9 386,68	14 298,19	20 547,73	30 995,52	12 777,12
Mazowieckie	10 777,92	12 004,67	23 121,71	42 171,28	14 307,31
Opolskie	13 307,66	9 233,89	19 398,67	37 867,54	10 709,10
Podkarpackie	10 343,29	12 558,84	21 102,79	34 958,31	13 907,53
Podlaskie	9 712,48	13 043,14	18 145,52	44 907,42	12 295,49
Pomorskie	8 044,71	14 390,44	24 075,06	31 738,40	12 869,57
Śląskie	11 669,95	17 467,91	22 553,88	31 305,36	13 466,45
Świętokrzyskie	8 235,86	9 840,40	20 846,86	29 120,36	13 211,48
Warmińsko-mazurskie	13 787,64	14 873,11	19 962,15	33 945,28	14 349,01
Wielkopolskie	10 845,72	10 807,26	19 788,31	36 654,88	12 778,39
Zachodniopomorskie	11 522,63	13 347,98	21 990,47	45 042,26	14 209,62

Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Efektywność...* (2016).

## 2. Metodyka badania

W badaniu zastosowano wybrane metody analizy trwania (przeżycia). Jest to zbiór metod badających procesy, w których analizuje się czas, jaki upłynie do wystąpienia pewnego zdarzenia. Obserwacji podlega czas trwania w danym stanie jednostek należących do pewnej kohorty. Czas trwania, jaki upływa od momentu początkowego do zajścia zdarzenia końcowego, jest zmienną losową  $T$ . Ponieważ okres obserwacji jest ograniczony, to pewne jednostki należące do badanej kohorty mogą nie doznać zdarzenia końcowego przed jego upływem. Takie obserwacje uznaje się za cenzurowane prawostronnie. Za obserwacje takie uznaje się również sytuację, w których badana jednostka znika z pola widzenia lub występuje inne zdarzenie kończące obserwację, które wyklucza zajście zdarzenia właściwego (Pepe, 1991). Ten ostatni rodzaj zdarzenia nazywa się zdarzeniem konkurującym. Ryzyko konkurujące definiuje się jako zdarzenie, którego wystąpienie wyklucza lub fundamentalnie zmienia prawdopodobieństwo wystąpienia innego zdarzenia (Gooley, Leisenring, Crowley, Storer, 1999). Zakłada się przy tym, że zdarzenia różnego typu występują niezależnie od siebie (Crowder, 1994, 1996, 1997). Badana jednostka jest narażona na różne rodzaje ryzyka w tym samym czasie, ale ewentualne zdarzenie wynika tylko z jednego z tych czynników, który nazywa się „przyczyną niepowodzenia”

(Aly, Kochar, McKeague, 1994). Obok zdarzeń konkurujących bezwarunkowych (*unconditional competing risks*) rozważa się także warunkowe modele ryzyka zdarzeń konkurujących (*conditional competing risks models*). W przypadku pierwszego rodzaju zdarzeń zakłada się ich niezależność. W przypadku tych drugich prawdopodobieństwa przejścia między stanami zależą od zmiennych objaśniających oraz od czasu i typu pobytu we wcześniejszym stanie (Landmesser, 2008). W analizie bezrobocia obserwacji podlegać może czas zarejestrowania w urzędzie pracy, a metody analizy trwania umożliwiają ocenę prawdopodobieństwa i intensywności wyjścia z bezrobocia (Bieszk-Stolorz, 2013; Bieszk-Stolorz, Markowicz, 2012).

U podstaw analizy trwania są dwie funkcje: funkcja trwania (przeżycia) oraz funkcja hazardu (intensywności). Funkcja trwania zdefiniowana jest następująco:

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

gdzie:

$t$  – czas trwania zjawiska,

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

O funkcji trwania można powiedzieć, że jest dopełnieniem do jedności dystrybuanty. W sytuacji, kiedy nie jest znany rozkład czasu trwania analizowanego procesu, do estymacji funkcji trwania można wykorzystać 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 czasie  $t_j$ ,

$n_j$  – liczba jednostek narażonych na ryzyko w czasie  $t_j$ .

Funkcja hazardu opisuje intensywność zajścia zdarzenia w momencie  $t$  pod warunkiem przetrwania do czasu  $t$  i jest zdefiniowana następująco (Kleinbaum, Klein, 2005):

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (3)$$

Natomiast funkcja skumulowanego hazardu jest sumą hazardu do czasu  $t$  i dla czasu dyskretnego określona jest wzorem:

$$H(t) = \sum_{j:t_j \leq t} h(t_j) \quad (4)$$

Do oceny prawdopodobieństwa zajścia zdarzenia z powodu  $k$  przed czasem  $t$  stosuje się funkcję skumulowanej częstości występowania (*Cumulative Incidence Function*) oznaczoną jako  $CIF_k(t)$ . Funkcja ta jest zdefiniowana następująco (Klein, Moeschberger, 2003, s. 52):

$$CIF_k(t) = P(t \leq T, \delta = k) = \int_0^t S(u) h_k(u) du = \int_0^t S(u) dH_k(u) \text{ dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (5)$$

gdzie:

$H_k(t)$  – funkcja hazardu skumulowanego,

$S(t)$  – funkcja przeżycia,

$d = 0$  dla obserwacji cenzurowanych,

$d = 1, \dots, K$  dla obserwacji kończących się zdarzeniem typu  $k$  (jednym z  $K$  zdarzeń konkurujących).

$CIF_k$  jest funkcją skumulowanego prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzenia typu  $k$  przed lub w czasie  $t$  (Bryant, Dignam, 2004). Funkcję tę nazywa się często subdystrybuantą. Estymator skumulowanej częstości występowania z powodu zaistnienia przyczyny  $k$  ma postać (Marubini, Valsecchi, 1995):

$$\hat{C}IF_k(t) = \sum_{j: t_j \leq t} \hat{S}(t_{j-1}) \frac{d_{kj}}{n_j} \text{ dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (6)$$

gdzie:

$t_j$  – czas  $j$  zajścia zdarzenia,

$d_{kj}$  – liczba zdarzeń z powodu zaistnienia przyczyny  $k$  w czasie  $t_j$ ,

$n_j$  – liczba jednostek narażonych na ryzyko w czasie  $t_j$ .

Ponieważ  $\sum_{k=1}^K d_{kj} = d_j$ , to prawdziwa jest zależność:

$$\sum_{k=1}^K \hat{C}IF_k(t) = 1 - \hat{S}(t) \quad (7)$$

W przypadku różnych rodzajów ryzyka konkurującego ( $k \geq 1$ ) funkcje hazardu opisuje wzór (Klein, Moeschberger, 2003, s. 50):

$$h_k(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t, \delta = k | T \geq t)}{\Delta t} \text{ dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (8)$$

Estymatorem funkcji hazardu  $h_k(t)$  dla przyczyny  $k$  w momencie  $t_j$  jest:

$$\hat{h}_k(t_j) = \frac{d_{kj}}{n_j} \text{ dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (9)$$

gdzie:  $d_{kj}$  i  $n_j$  mają takie same znaczenie jak we wzorze (6). Model ten nazywa się również modelem hazardu empirycznego.

### 3. Dane wykorzystane w badaniu

Metody analizy trwania wymagają dostępu do danych jednostkowych. W przypadku analizy bezrobocia rejestrowanego ich źródłem są powiatowe urzędy pracy. Wdrożony w nich system informatyczny Syriusz pozwolił na utworzenie bogatej bazy danych dla tego typu analiz. W badaniu wykorzystano anonimowe dane indywidualne 22 078 osób bezrobotnych zarejestrowanych w 2013 roku w PUP w Szczecinie. Analizowano czas od momentu zarejestrowania do chwili wyrejestrowania z urzędu z określonego powodu. Za koniec obserwacji przyjęto koniec 2014 roku. Liczne przyczyny wyrejestrowania pogrupowano (tab. 2).

Tabela 2. Grupy przyczyn wyrejestrowania z urzędu pracy

I etap badania	Przyczyna wyrejestrowania	II etap badania
Praca niesubsydiowana	Podjęcie pracy, innego zatrudnienia lub pozarolniczej działalności gospodarczej	Praca
Zatrudnienie subsydiowane	Podjęcie robót publicznych, prac interwencyjnych lub społecznie użytecznych, praca w ramach utworzonego dodatkowego miejsca pracy z tytułu udzielonej pożyczki lub dofinansowania, przyznanie jednorazowo środków na podjęcie działalności gospodarczej	
Wykreślenie	Odmówienie przyjęcia propozycji zatrudnienia lub innej formy pomocy, niestawienie się w PUP w wyznaczonym terminie	Wykreślenie
Pozostałe	Prawo do emerytury, świadczenia rehabilitacyjnego, renty, zasiłku stałego, świadczenia/zasiłku przedemerytalnego, świadczenia pielęgnacyjnego, dodatku do zasiłku rodzinnego z tytułu samotnego wychowywania dziecka, pobieranie zasiłku dla opiekuna, podleganie ubezpieczeniu emerytalno-rentowemu z tytułu stałej pracy jako domownik w gospodarstwie rolnym, wyjazd za granicę na okres co najmniej 30 dni, zmiana miejsca zameldowania/pobytu poza obszarem działania PUP, choroba lub przebywanie w zamkniętym ośrodku odwykowym, udział w szkoleniu organizowanym przez inny podmiot niż PUP, zgon, powołanie do zasadniczej służby wojskowej, podjęcie nauki w szkole w systemie dziennym	Pozostałe

Źródło: opracowanie własne.

Badanie przeprowadzono dwuetapowo. W pierwszym etapie przyjęto podział na cztery grupy: pracę niesubsydiowaną, zatrudnienie subsydiowane, wykreślenie, pozostałe przyczyny. W drugim etapie dwie pierwsze grupy połączono w jedną – praca. Ponieważ część z obserwowanych jednostek nie doznała zdarzenia przed końcem obserwacji, to w badaniu wystąpiły obserwacje cenzurowane prawostronnie (tab. 3).

Tabela 3. Rodzaje zdarzeń kończących proces obserwacji i odpowiadające im obserwacje cenzurowane

Powód wyrejestrowania	Liczba	Powód cenzurowania	Liczba
Dowolny powód	20 222	Zdarzenie nie nastąpiło do końca 2014 roku	1856
I etap badania			
Praca niesubsydiowana	8704	Zdarzenie nie nastąpiło do końca 2014 roku	1856
Zatrudnienie subsydiowane	929		
Wykreślenie	8965		
Pozostałe	1624		
II etap badania			
Praca	9633	Zdarzenie nie nastąpiło do końca 2014 roku	1856
Wykreślenie	8965		
Pozostałe	1624		

Źródło: opracowanie własne.

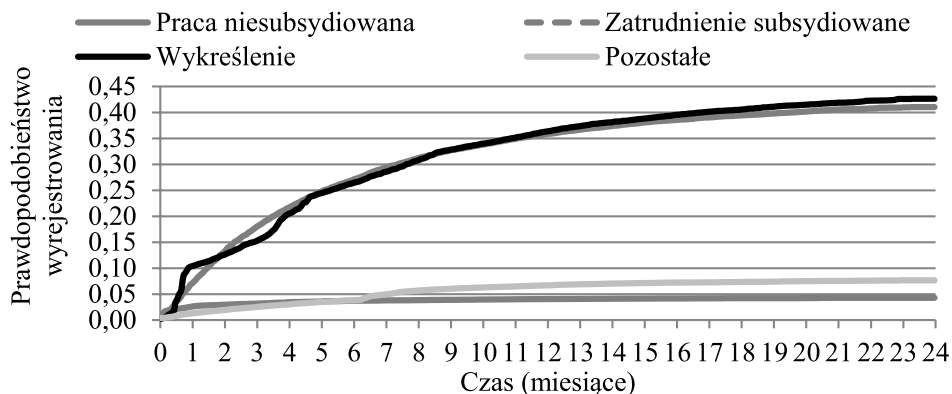
#### 4. Analiza wpływu zatrudnienia subsydiowanego na wyjście z bezrobocia

W pierwszym etapie badania wyznaczono funkcje skumulowanej częstości ( $CIF_k$ ) oraz funkcje hazardu dla czterech różnych zdarzeń kończących proces obserwacji ( $k = 1, 2, 3, 4$ ). Na rysunku 1 przedstawiono wartości estymatorów funkcji skumulowanej częstości występowania dla następujących przyczyn wyrejestrowania z urzędu: pracy niesubsydiowanej, zatrudnienia subsydiowanego, wykreślenia i pozostałych przyczyn. Wyznaczono w ten sposób prawdopodobieństwo wyrejestrowania z różnych powodów do czasu  $t$  lub w czasie  $t$ . Prawdopodobieństwa wyrejestrowania z powodu podjęcia pracy niesubsydiowanej i wykreślenia były zbliżone, przy czym od dziesiątego miesiąca prawdopodobieństwo wykreślenia było nieco większe. Prawdopodobieństwa wyrejestrowania z powodu podjęcia zatrudnienia subsydiowanego oraz pozostałych powodów miały marginalny wpływ na ryzyko całkowite i nie przekroczyły wartości odpowiednio 5 i 8%. Na uwagę zasługuje fakt regularnego przebiegu krzywych trwania wyznaczonych dla powodu: praca nie-



subsydiowana i zatrudnienie subsydiowane. Krzywe trwania prawdopodobieństwa wykreślenia i pozostałych powodów nie posiadają takiej własności. W ich przebiegu można zauważyć krótkotrwałe skoki wartości. Dla grupy pozostałe niewielki skok wartości nastąpił w siódmym miesiącu od zarejestrowania. Analiza danych wskazała na to, że był on spowodowany zwiększoną liczbą wyrejestrowań w tym okresie z powodu przyznania zarejestrowanej osobie bezrobotnej prawa do pobierania świadczenia/zasiłku przedemerytalnego. Natomiast dla zdarzenia wykreślenie znaczący skok w pierwszym miesiącu był związany ze zwiększoną liczbą wyrejestrowań z powodu niestawiennictwa osoby bezrobotnej w PUP w wyznaczonym terminie.

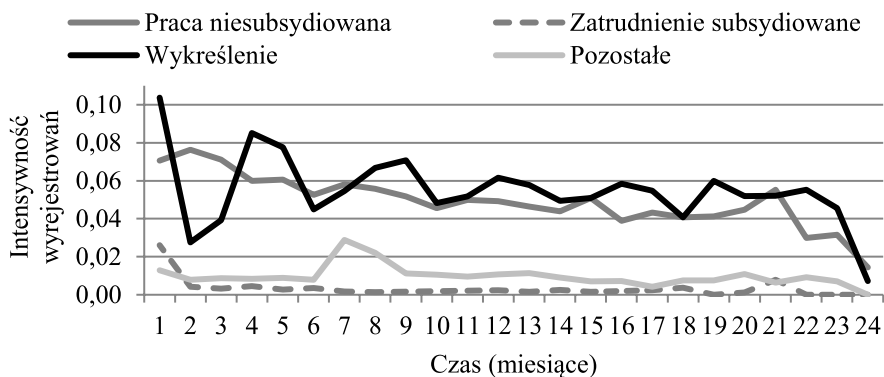
Rysunek 1. Wartości estymatorów  $CIF_k$  wyznaczonych w I etapie badania



Źródło: opracowanie własne.

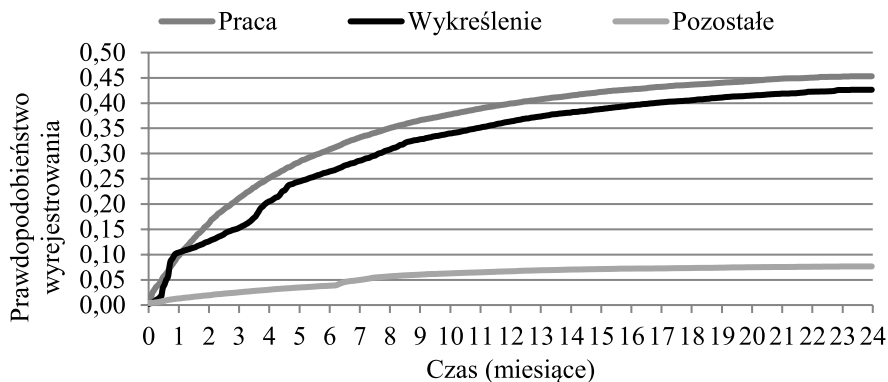
Następnie zbadano intensywność wychodzenia z bezrobocia z czterech ustalonych powodów (rys. 2). Największa była dla wyrejestrowań z powodu wykreślenia i podjęcia pracy niesubsydiowanej. Intensywność wykreśleń i podjęcia zatrudnienia subsydiowanego miały znaczenie marginalne. Charakterystyczna jest wysoka wartość i gwałtowny spadek intensywności wykreśleń i zatrudnienia subsydiowanego w pierwszych dwóch miesiącach od zarejestrowania.

Rysunek 2. Wartości funkcji hazardu wyznaczonych w I etapie badania



Źródło: opracowanie własne.

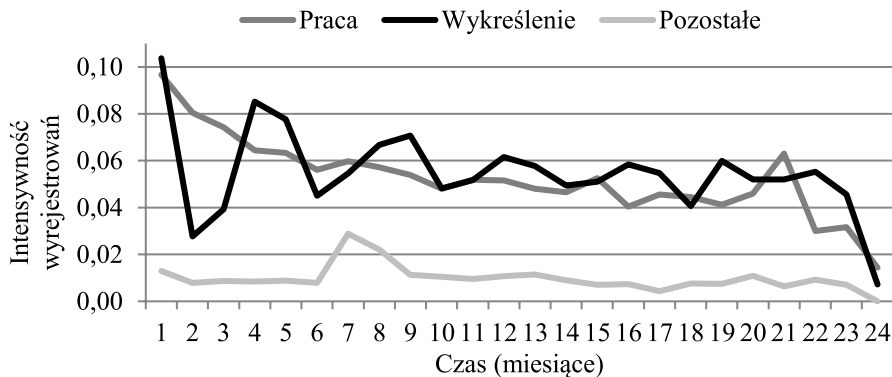
Dla osoby bezrobotnej ważne jest podjęcie ogólnie pojętej pracy, dlatego w drugim etapie badania połączono zdarzenia: podjęcie pracy niesubsydiowanej i zatrudnienie subsydiowane w jedną grupę – praca. Wyznaczono estymatory  $CIF_k$  i funkcje hazardu dla trzech zdarzeń kończących obserwację: praca, wykreślenie i pozostałe. Przy takiej klasyfikacji prawdopodobieństwo wyrejestrowania z powodu podjęcia jakiegokolwiek pracy było wyższe od prawdopodobieństwa wykreślenia począwszy od drugiego miesiąca od momentu zarejestrowania. Pozostałe powody miały wpływ marginalny (rys. 3).

Rysunek 3. Wartości estymatorów  $CIF_k$  wyznaczonych w II etapie badania

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 4 przedstawiono funkcje hazardu dla trzech rodzajów zdarzeń. Intensywność wyrejestrowań z powodu podjęcia pracy nadal nie przewyższa wartości hazardu dla przypadku wykreślenie, jednak ma teraz wyraźną tendencję malejącą i największą wartość osiąga w pierwszych miesiącach od zarejestrowania.

Rysunek 4. Wartości funkcji hazardu wyznaczonych w II etapie badania



Źródło: opracowanie własne.

## Podsumowanie

Zastosowane w badaniu metody analizy trwania – funkcja skumulowanej częstości oraz model hazardu empirycznego – pozwoliły na ocenę wpływu zatrudnienia subsydiowanego na prawdopodobieństwo i intensywność wychodzenia z bezrobocia. Przeprowadzona analiza wskazała na to, że miało ono znaczenie marginalne, co wynika z ograniczonych środków, jakimi dysponuje urząd. Prawdopodobieństwo podjęcia zatrudnienia subsydiowanego w ciągu 24 miesięcy od zarejestrowania nie przekroczyło wartości 0,05, a jego intensywność była największa w ciągu dwóch pierwszych miesięcy od zarejestrowania. Miało ono jednak wpływ na zwiększenie prawdopodobieństwa i intensywności podjęcia pracy w sensie ogólnym. Dodatkowo w badaniu wykazano, że wykreślenie było bardzo silnym powodem wyrejestrowania osób bezrobotnych. Prawdopodobieństwo wyrejestrowania z tego powodu były większe niż w przypadku podjęcia pracy niesubsydiowanej. Może to świadczyć o tym, że chęć podjęcia zatrudnienia nie była główną przyczyną zarejestrowania się bezrobotnych w urzędzie oraz że nie byli oni zainteresowani proponowanymi formami aktywizacji.

## Literatura

- Aly, E.A.A., Kochar, S., McKeague, E. (1994). Some Tests for Comparing Cumulative Incidence Functions and Cause-Specific Hazard Rates. *Journal of the American Statistical Association*, 89 (427), 994–999. DOI: 10.2307/2290925.
- Bieszk-Stolorz, B. (2013). *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*. Szczecin: Volumina.pl Daniel Krzanowski.
- Bieszk-Stolorz, B., Markowicz, I. (2012). *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*. Warszawa: CeDeWu.
- Bryant, J., Dignam, J.J. (2004). Semiparametric Models for Cumulative Incidence Functions. *Biometrics*, 60 (1), s. 182–190. DOI: 10.1111/j.0006-341X.2004.00149.x.
- Crowder, M. (1994). Identifiability Crises in Competing Risks. *International Statistical Review*, 62 (3), 379–391. DOI: 10.2307/1403768.
- Crowder, M. (1996). On Assessing Independence of Competing Risks When Failure Times Are Discrete. *Lifetime Data Analysis*, 2 (2), 195–209. DOI: 10.1007/BF00128575.
- Crowder, M. (1997). A Test for Independence of Competing Risks with Discrete Failure Times. *Lifetime Data Analysis*, 3 (3), 215–223. DOI: 10.1023/A:1009696830515.
- Efektywność podstawowych form aktywizacji zawodowej, realizowanych w ramach programów na rzecz promocji zatrudnienia, łagodzenia skutków bezrobocia i aktywizacji zawodowej w 2015 roku* (2016). Warszawa: Ministerstwo Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej.
- Gooley, T.A., Leisenring, W., Crowley, J., Storer, B.E. (1999). Estimation of Failure Probabilities in the Presence of Competing Risks: New Representations of Old Estimators. *Statistics in Medicine*, 18 (6), 695–706. DOI: 10.1002/(SICI)1097-0258(19990330)18:6<695::AID-SIM60>3.0.CO;2-O.
- Kaplan, E.L., Meier, P. (1958). Non-parametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of American Statistical Association*, 53, 457–481. DOI: 10.2307/2281868.
- Klein, J.P., Moeschberger, M.L. (2003). *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer-Verlag.
- Kleinbaum, D., Klein, M. (2005). *Survival Analysis. A Self-Learning Text*. New York: Springer.
- Landmesser, J.M. (2008). Modele ryzyka konkurencyjnego dla czasu trwania czynności. W: T. Trzaskalik (red.), *Modelowanie Preferencji a Ryzyko '08* (s. 371–385). Katowice: Wyd. AE w Katowicach.
- Marubini, E., Valsecchi, M. (1995). *Analysing Survival Data from Clinical Trials and Observational Studies*. Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Pepe, M.S. (1991). Inference for Events With Dependent Risks in Multiple Endpoint Studies. *Journal of the American Statistical Association*, 86 (415), 770–778. DOI: 10.1080/01621459.1991.10475108.
- Wiśniewski, Z., Zawadzki, K. (red.) (2010). *Aktywna polityka rynku pracy w Polsce w kontekście europejskim*. Toruń: Wojewódzki Urząd Pracy, UMK.

## ASSESSMENT OF THE INFLUENCE OF SUBSIDED WORKS ON THE UNEMPLOYMENT LEAVE

### Abstract

The professional activity of the unemployed and decrease of the structural mismatch on the labour market are the main goals of realised in Poland by the labour offices employment programmes. Interventional, public and socially useful works, resources for starting the economic activity and for equipment of workplace are the demand-oriented instruments. They are the so-called subsidized works. Evaluation analyses and research on the effectiveness of these instruments are forced by high costs of realisation of these programmes. The main goal of the article is application of the models of competing risks on the analysis of influence of subsidized works on probability and intensity of the unemployment leave. The individual data of the unemployed persons registered in the Powiat Labour Office in Szczecin was used in the analysis.

*Translated by Krzysztof Dmytrów*

**Keywords:** cumulative incidence function, hazard model, competing risks, subsidized works, unemployment

**JEL Codes:** C41, J64