

PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 427

Taksonomia 27

**Klasyfikacja i analiza danych –
teoria i zastosowania**



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2016

Redaktor Wydawnictwa: Agnieszka Flasińska

Redaktor techniczny: Barbara Łopusiewicz

Korektor: Barbara Cibis

Łamanie: Beata Mazur

Projekt okładki: Beata Dębska

Tytuł dofinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego
oraz ze środków Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych PTS

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania
znajdują się na stronach internetowych
www.pracnaukowe.ue.wroc.pl
www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2016

ISSN 1899-3192 (Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu)
e-ISSN 2392-0041
ISSN 1505-9332 (Taksonomia)

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
ul. Komandorska 118/120, 53-345 Wrocław
tel./fax 71 36 80 602; e-mail:econbook@ue.wroc.pl
www.ksiegarnia.ue.wroc.pl

Druk i oprawa: TOTEM

Spis treści

Wstęp	9
Beata Bal-Domańska: Propozycja procedury oceny zrównoważonego rozwoju w układzie <i>presja – stan – reakcja</i> w ujęciu przestrzennym / Proposal of the assessment of poviats sustainable development in the pressure – state – response system in spatial terms.....	11
Tomasz Bartłomowicz: Pomiar preferencji konsumentów z wykorzystaniem metody <i>Analytic Hierarchy Process</i> / Analytic Hierarchy Process as a method of measurement of consumers’ preferences.....	20
Maciej Beręsewicz, Marcin Szymkowiak: Analiza skupień wybranych lokalnych rynków nieruchomości w Polsce z wykorzystaniem internetowych źródeł danych / Cluster analysis of selected local real estate markets in Poland based on Internet data sources.....	30
Beata Bieszk-Stolorz: Wybrane modele przeciętnego efektu oddziaływania w analizie procesu wychodzenia z bezrobocia / Chosen average treatment effect models in the analysis of unemployment exit process.....	40
Justyna Brzezińska: Modele IRT i modele Rascha w badaniach testowych / IRT and Rasch models in test measurement.....	49
Mariola Chrzanowska, Nina Drejerska: Geograficznie ważona regresja jako narzędzie analizy poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego na przykładzie regionów Unii Europejskiej / Geographically weighted regression as a tool of analysis of socio-economic development level of regions in the European Union.....	58
Sabina Denkowska: Zastosowanie analizy wrażliwości do oceny wpływu nieobserwowanej zmiennej w <i>Propensity Score Matching</i> / The application of sensitivity analysis in assessing the impact of an unobserved confounder in Propensity Score Matching.....	66
Adam Depta: Zastosowanie analizy czynnikowej do wyodrębnienia aspektów zdrowia wpływających na jakość życia osób jękających się / The application of factor analysis to the identification of the health aspects affecting the quality of life of stuttering people.....	76
Mariusz Doszyń, Sebastian Gnat: Taksonomiczno-ekonometryczna procedura wyceny nieruchomości dla różnych miar porządkowania / Taxonomic and econometric method of real estate valuation for various classification measures.....	84

Marta Dziechciarz-Duda, Anna Król: Segmentacja konsumentów smartfonów na podstawie preferencji wyrażonych / Segmentation of smartphones' consumers on the basis of stated preferences	94
Ewa Genge: Zmienne towarzyszące w ukrytym modelu Markowa – analiza oszczędności polskich gospodarstw domowych / Latent Markov model with covariates – Polish households' saving behaviour	103
Joanna Górna, Karolina Górna: Modelowanie wzrostu gospodarczego z wykorzystaniem narzędzi ekonometrii przestrzennej / Economic growth modelling with the application of spatial econometrics tools	112
Alicja Grześkowiak: Wielowymiarowa analiza kompetencji zawodowych według grup wieku ludności / Multivariate analysis of professional competencies with respect to the age groups of the population	122
Agnieszka Kozera, Feliks Wysocki: Problem ustalania współrzędnych obiektów modelowych w metodach porządkowania liniowego obiektów / The problem of determining the coordinates of model objects in object linear ordering methods	131
Mariusz Kubus: Lokalna ocena mocy dyskryminacyjnej zmiennych / Local evaluation of a discrimination power of the variables.....	143
Paweł Lula, Katarzyna Wójcik, Janusz Tuchowski: Analiza wydźwięku polskojęzycznych opinii konsumenckich ukierunkowanych na cechy produktu / Feature-based sentiment analysis of opinions in Polish.....	153
Aleksandra Łuczak, Agnieszka Kozera, Feliks Wysocki: Ocena sytuacji finansowej jednostek samorządu terytorialnego z wykorzystaniem rozmytych metod klasyfikacji i programu R / Assessment of financial condition of local government units with the use of fuzzy classification methods and program R	165
Dorota Rozmus: Badanie stabilności taksonomicznej czynnikowej metody odległości probabilistycznej / Stability of the factor probability distance clustering method	176
Adam Sagan, Aneta Rybicka, Justyna Brzezińska: <i>Conjoint analysis</i> oparta na modelach IRT w zagadnieniu optymalizacji produktów bankowych / An IRT-approach for conjoint analysis for banking products preferences.....	184
Michał Stachura: O szacowaniu centrum populacji określonego obszaru na przykładzie Polski / On estimating centre of population of a given territory. Poland's case	195
Michał Stachura, Barbara Wodecka: Wybrane aspekty i zastosowania modeli zdarzeń ekstremalnych / Selected facets and application of models of extremal events	205
Iwona Staniec, Jan Żółtowski: Wykorzystanie analizy log-liniowej do wyboru czynników determinujących współpracę w przedsiębiorczości	

technologicznej / Use of log-linear analysis for the selection determinants of cooperation in technological entrepreneurship.....	215
Marcin Szymkowiak, Wojciech Roszka: Potencjał gospodarczy gmin aglomeracji poznańskiej w ujęciu taksonomicznym / The economic potential of municipalities of the Poznań agglomeration in the light of taxonomy analysis.....	224
Lucyna Wojcieszka: Zastosowanie modeli klas ukrytych w badaniu opinii respondentów na temat roli państwa w gospodarce / Implementation of latent class models in the respondents' survey on the role of the country in economy.....	234

Wstęp

W dniach 14–16 września 2015 r. w Hotelu Novotel Gdańsk Marina w Gdańsku odbyła się XXIV Konferencja Naukowa Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych PTS (XXIX Konferencja Taksonomiczna) „Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania”, zorganizowana przez Sekcję Klasyfikacji i Analizy Danych Polskiego Towarzystwa Statystycznego oraz Katedrę Statystyki Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego.

W trakcie dwóch sesji plenarnych oraz 13 sesji równoległych wygłoszono 58 referatów poświęconych aspektom teoretycznym i aplikacyjnym zagadnienia klasyfikacji i analizy danych. Odbyła się również sesja plakatowa, na której zaprezentowano 14 plakatów.

Teksty 24 recenzowanych artykułów naukowych stanowią zawartość prezentowanej publikacji z serii Taksonomia nr 27. Teksty 25 recenzowanych artykułów naukowych znajdują się w Taksonomii nr 26.

Krzysztof Jajuga, Marek Walesiak

Beata Bieszk-Stolorz

Uniwersytet Szczeciński
e-mail: beatus@wneiz.pl

**WYBRANE MODELE PRZECIĘTNEGO EFEKTU
ODDZIAŁYWANIA W ANALIZIE
PROCESU WYCHODZENIA Z BEZROBOCIA**

**CHOSEN AVERAGE TREATMENT EFFECT MODELS
IN THE ANALYSIS OF UNEMPLOYMENT
EXIT PROCESS**

DOI: 10.15611/pn.2016.427.04

Streszczenie: Celem artykułu było zbadanie, w jaki sposób fakt i czas pobierania zasiłku wpływają na czas wychodzenia z bezrobocia i intensywność podejmowania pracy. Badanie przeprowadzono w oparciu o dane z PUP w Sulęcinie, pozyskane w trakcie realizacji projektu unijnego „Analiza i diagnoza problemu długotrwałego bezrobocia w powiecie sulęcińskim” (Program Operacyjny Kapitał Ludzki 2007–2013). Analizę przeprowadzono dla bezrobotnych zarejestrowanych w 2009 r. i obserwowanych do końca 2011 r. Wśród nich wyodrębniono grupy osób: pobierające i niepobierające zasiłku oraz zagrożone i niezagrożone długotrwałym bezrobociem. W badaniu wykorzystano metody estymacji przeciętnego efektu oddziaływania (*Average Treatment Effect* – ATE): analizę nieciągłości w modelu regresji oraz analizę różnicy w różnicach. Estymatory parametrów analizowanych modeli pozwoliły na wyznaczenie przeciętnych różnic w czasie wychodzenia z bezrobocia i w intensywności podejmowania pracy między wyodrębnionymi grupami bezrobotnych.

Słowa kluczowe: model regresji nieciągłej, analiza różnicy w różnicach, bezrobocie.

Summary: The purpose of the article is to find out how the very fact and duration of the unemployment benefit spell affect the unemployment exit time and the employment intensity. The analysis is made on the basis of data acquired from the Regional Labour Office in Sulęcín under the EU project titled Analysis and Diagnosis of the Problem of Long-term Unemployment in the region of Sulęcín (Human Capital Operational Programme 2007–2013). The analysis covers the unemployed individuals registered in 2009 and observed by the end of 2011. The study group is divided into the sub-groups of the unemployed who received and did not receive benefits as well as to those who were and were not at risk of long-term unemployment. We use the methods of estimating the average treatment effect (ATE), such as the regression-discontinuity analysis and the difference-in-differences estimation. The estimators of the analysed models' parameters allowed us to determine the average differences in the employment exit time and in the employment intensity among the above distinguished groups of unemployed individuals.

Keywords: regression discontinuity design, difference-in-differences, unemployment.

1. Wstęp

Ocena przeciętnego efektu oddziaływania związana jest z analizą zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy zachodzącymi zjawiskami. Podstawowym elementem modeli jest zmienna losowa opisująca dwa stany: oddziaływanie (Y_1) i brak oddziaływania (Y_0). Zależność między obserwowanym wynikiem, a wynikami hipotetycznymi można przedstawić następująco $Y = dY_1 + (1 - d)Y_0$ dla $d \in \{0, 1\}$. Wartość zmiennej Y jest modelowana jako warunkowa wartość oczekiwana, przy znanej realizacji wektora obserwowanych charakterystyk X . Przeciętny efekt oddziaływania (*Average Treatment Effect* – ATE) jest określony wzorem $ATE = E(Y_1 | X) - E(Y_0 | X)$. Do popularnych metod badań ewaluacyjnych należą model regresji nieciągłej (*Regression Discontinuity Design* – RDD) i metoda różnicy w różnicach (podwójnej różnicy, *Difference-In-Differences* – DID). Są one proponowane przez Komisję Europejską do oceny skuteczności programów unijnych przeciwdziałającym bezrobociu [European Commission 2013]. Celem artykułu było zbadanie, w jaki sposób fakt i czas pobierania zasiłku wpływają na czas wychodzenia z bezrobocia i intensywność podejmowania pracy.

W literaturze pojawił się nurt dotyczący pomiaru skutków potencjalnego czasu trwania świadczenia na czas trwania bezrobocia [Card, Levine 2000; Lee, Munk 2008; Brügger, Lalive, Zweimüller 2009; Schmieder, von Wachter, Bender 2012]. Badano skutki poziomu zasiłku, wpływ stopy zastąpienia i długości czasu wypłacania zasiłku na procesy zachodzące na rynku pracy. Amerykańscy prekursorzy nurtu [Moffitt 1985; Meyer 1990; Katz, Meyer 1990] wykazali istnienie skoków wartości funkcji hazardu w okolicy upływu czasu otrzymywania świadczenia, co wskazywało na wzrost stóp hazardu tuż przed końcem okresu zasiłkowego i ich spadku zaraz potem. Podobne badania były prowadzone w Europie i wskazywały na podobne efekty oddziaływania zasiłków [Micklewright, Nagy 1998; van Ours, Vodopivec 2006]. W Polsce z badań J. Landmesser [2013] za pomocą wykładniczego modelu hazardu stałego przedziałami wynika gwałtowny wzrost szansy na wyjście z bezrobocia krótko po zaprzestaniu wypłaty zasiłku. Badania przeprowadzone przez B. Bieszk-Stolorz i I. Markowicz [2015] w oparciu o metody analizy trwania wykazały, że fakt pobierania zasiłku wydłużył czas pozostawania bez pracy, brak zasiłku zwiększał prawdopodobieństwo wyrejestrowania i pobieranie zasiłku zmniejszało intensywność podejmowania zatrudnienia w pierwszych miesiącach trwania bezrobocia.

Modele przeciętnego oddziaływania są przydatne do oceny wpływu zasiłku na proces bezrobocia. Przykładem zastosowania metody RDD jest ocena wpływu wydłużenia czasu trwania zasiłku dla bezrobotnych w wieku 50 lat i więcej w wybranych regionach Austrii (z 30 do 209 tygodni), wprowadzonego przez rząd austriacki w 1988 r., na czas trwania bezrobocia [Lalive 2007]. Zmiany te spowodowały wydłużenie czasu trwania bezrobocia w prognozie 50 lat dla mężczyzn o 14,8

tygodnia, a w przypadku kobiet, ze względu na bliskość wieku emerytalnego, o 74,8 tygodnia.

W 1987 r. we Francji wprowadzono podatek (nazywany podatkiem Delalande) dla firm, które zwalniały pracowników w wieku powyżej 50 lat. Korzystając z metody DID dokonano oceny jego wpływu na rynek pracy [Behaghel, Crépon, Sédillot 2008]. Zbadano zmiany w stopie przejścia z bezrobocia do zatrudnienia na czas nieokreślony pracowników poniżej i powyżej 50. roku życia, przed i po wprowadzeniu reformy w 1992 r. Przed wprowadzeniem reformy pracownicy (mężczyźni) poniżej 50 lat znajdowali pracę szybciej o 43 p.p., po wprowadzeniu reformy wolniej o 11 p.p. Stopa przejścia z bezrobocia do pracy mężczyzn w wieku poniżej 50. roku życia zmniejszyła się o 55 p.p. w porównaniu do mężczyzn w wieku 50 lat lub powyżej.

2. Dane wykorzystane w badaniu

W badaniu wykorzystano dane indywidualne 3823 bezrobotnych zarejestrowanych w 2009 r. w PUP w Sulęcinie obserwowanych do końca 2011 r.. Osoby te podzielono na dwie podgrupy: osoby pobierające zasiłek i niepobierające go. Ze względu na rodzaj badania wyodrębniono grupy: osoby zagrożone i niezagrożone długotrwałym bezrobociem oraz osoby wyrejestrowane: z powodu podjęcia szeroko rozumianej pracy i z bliżej nieokreślonych przyczyn. Dane cenzurowane (przypadki, gdy wyrejestrowanie nie nastąpiło przed końcem 2011 r.) stanowiły ok. 1,7% wszystkich obserwacji. Liczebność poszczególnych grup przedstawiono w tab. 1.

Tabela 1. Bezrobotni według prawa do zasiłku i przyczyny wyrejestrowania

Grupy	Zasiłek	Brak zasiłku	Razem
Razem (zagrożeni długotrwałym bezrobociem)	1164 (187)	2659 (199)	3823 (386)
Przyczyna wyrejestrowania:			
podjęcie pracy (zagrożeni długotrwałym bezrobociem)	667 (73)	1052 (54)	1719 (127)
bez przyczyny (zagrożeni długotrwałym bezrobociem)	436 (98)	1515 (124)	1951 (222)

Źródło: opracowanie własne.

3. Metodyka badania

Badanie przeprowadzono w dwóch etapach. W pierwszym z nich zastosowano model regresji nieciągłej [Trochim 1984; Hahn, Todd, Van der Klaauw 2001]. W literaturze wymienia się dwa rodzaje tego typu modeli: postać ostrą (*sharp*) i postać rozmytą (*fuzzy*). Postać ostrą można zastosować wtedy, gdy punkt odcięcia całkowicie identyfikuje grupę eksperymentalną. Jeżeli nie wszystkie jednostki po danej stronie punktu odcięcia można przyporządkować do grupy eksperymentalnej (muszą one spełnić jeszcze dodatkowy warunek), to należy zastosować postać rozmytą modelu. W przypadku prze-

przewodzonego badania, ze względu na ustalony jeden warunek została zastosowana postać ostro modelu. Po każdej stronie (lewa – l , prawa – r) punktu odcięcia c szacuje się parametry dla dwóch oddzielnych funkcji regresji¹:

$$Y = \alpha_i + f_i(X - c) + \varepsilon \quad \text{dla } i \in \{l, r\}. \quad (1)$$

Model (1) można zapisać następująco:

$$Y = \alpha_l + \tau D + f(X - c) + \varepsilon \quad \text{dla } \tau = \alpha_r - \alpha_l, \quad (2)$$

gdzie:

$$f(X - c) = f_l(X - c) + D[f_r(X - c) - f_l(X - c)]. \quad (3)$$

D jest zmienną binarną, której postać zależy od położenia grupy eksperymentalnej względem zdefiniowanego progu kwalifikowalności c . Nierówność $X \geq c$ wyznacza przynależność jednostki do grupy eksperymentalnej. Przyjęto $D = 1$ dla $X \geq c$ i $D = 0$ dla $X < c$. Jeżeli funkcje f_l oraz f_r są liniowe, to przybierają postać:

$$f_i(X - c) = \beta_i(X - c) \quad \text{dla } i \in \{l, r\}, \quad (4)$$

a model (2):

$$Y = \alpha_l + \tau D + \beta_l(X - c) + \beta D(X - c) + \varepsilon \quad \text{dla } \beta = \beta_r - \beta_l. \quad (5)$$

W modelu (5) parametr τ informuje o zmianie wartości zmiennej Y przy przejściu przez próg. Jeżeli jest on dodatni, to nastąpił wzrost wartości w progu, jeżeli ujemny – spadek wartości zmiennej zależnej.

W badaniu wykorzystano metodę *RDD* do oceny średniej intensywności zajścia zdarzenia. Ze względu na występowanie obserwacji uciętych w badaniu zastosowano metody analizy trwania². Skorzystano ze wzoru na hazard średni:

$$\bar{h}(t) = \frac{H(t)}{t}, \quad (6)$$

gdzie: t – czas, $H(t)$ – skumulowana funkcja hazardu.

Do wyznaczenia skumulowanej funkcji hazardu wykorzystano estymator Nelsona-Aalena o postaci [Machin, Cheung, Parmar 2006]:

$$\hat{H}(t) = \sum_{j: t_j \leq t} \frac{d_j}{n_j}, \quad (7)$$

gdzie: t_j – moment, w którym wystąpiło zdarzenie, d_j – liczba zdarzeń w j -tym przedziale czasu, n_j – liczba jednostek objętych obserwacją j -tym przedziale czasu.

¹ Więcej na ten temat w: [Lee, Lemieux 2010].

² Więcej na temat wykorzystania metod analizy trwania w badaniu bezrobocia w: [Bieszk-Stolorz, Markowicz 2012; Bieszk-Stolorz 2013].

W drugim etapie badania wykorzystano metodę różnicy w różnicach polegającą na odjęciu różnicy w rezultacie przed interwencją i po interwencji w grupie kontrolnej od takiej samej różnicy w grupie eksperymentalnej w celu otrzymania szacunku wpływu interwencji. Oszacowano parametry modelu:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 A + \beta_2 T + \beta_3 AT + \varepsilon, \quad (8)$$

gdzie A i T są zmiennymi dychotomicznymi, przy czym $A = 1$ dla jednostek z grupy eksperymentalnej oraz $T = 1$ dla jednostek objętych interwencją. Odpowiednie różnice i podwójną różnicę definiuje się i wyznacza na podstawie oszacowanych parametrów zgodnie ze sposobem przedstawionym w tab. 2.

Tabela 2. Definicja i sposób wyznaczania *DID* na podstawie oszacowanych parametrów

Grupy	Brak interwencji	Interwencja	Różnica
Grupa eksperymentalna	$Y_{e0} = \beta_0 + \beta_1$	$Y_{e1} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\Delta Y_e = Y_{e1} - Y_{e0} = \beta_2 + \beta_3$
Grupa kontrolna	$Y_{k0} = \beta_0$	$Y_{k1} = \beta_0 + \beta_2$	$\Delta Y_k = Y_{k1} - Y_{k0} = \beta_2$
Różnica w różnicach			$\Delta \Delta Y = \Delta Y_e - \Delta Y_k = \beta_3$

Źródło opracowanie własne.

4. Analiza

Pierwszy etap analizy polegał na oszacowaniu różnicy w średniej intensywności wychodzenia z bezrobocia Y_i w progu $T_0 = 6$ (miesiące):

$$\hat{Y}_i = \alpha_0 + \tau D_i + \beta_1 (T_i - T_0) + \beta_2 D_i (T_i - T_0), \quad (9)$$

gdzie: $D_i = 1$ dla osób wyrejestrowanych po 6 miesiącach, T_i – czas zarejestrowania.

Wstępna analiza średniego czasu pobierania zasiłku wskazała, że był on równy około 6 miesięcy i tę wartość postanowiono przyjąć jako próg. Jako grupę eksperymentalną przyjęto osoby o średnim czasie zarejestrowania nie mniejszym niż 6 miesięcy. Parametry modelu oszacowano w dwóch podgrupach osób: pobierających i niepobierających zasiłku dla bezrobotnych. Wyniki przedstawiono w tab. 3.

Tabela 3. Wyniki estymacji parametrów modeli nieciągłej regresji

Parametr	Ocena parametru	Odchylenie standardowe	Poziom p	Ocena parametru	Odchylenie standardowe	Poziom p
	zasiłek $R^2 = 0,6911$			brak zasiłku $R^2 = 0,8185$		
α_i	0,1282	0,0160	0,0000	0,1784	0,0171	0,0000
τ	0,0606	0,0194	0,0053	0,0093	0,0206	0,6568
β_i	0,0116	0,0053	0,0412	-0,0074	0,0056	0,2029
β	-0,0160	0,0054	0,0076	0,0004	0,0057	0,9385

Źródło: opracowanie własne.

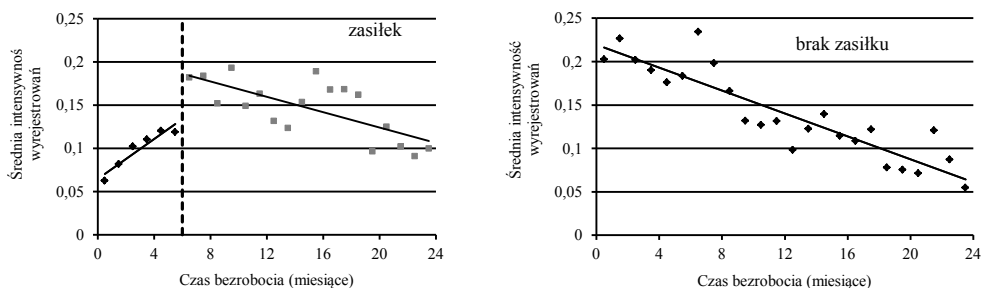
Trzy parametry drugiego modelu są nieistotne statystycznie (na poziomie $p = 0,05$), co świadczy o nieistotnej zmianie w proggu, więc zmienną D_i usunięto z (9) i otrzymano następujący model:

$$\hat{Y}_i = 0,1832 - 0,0066(T_i - 6). \quad (10)$$

$\begin{matrix} [0,0063] & [0,0007] \end{matrix}$

Parametry tego modelu są istotne statystycznie, a $R^2 = 0,8162$.

W przypadku osób pobierających zasiłek skok w proggu był równy 0,0606, co stanowiło ponad 47% wartości po jego lewej stronie (0,1282). Świadczy to o dość znacznym zwiększeniu intensywności wychodzenia z bezrobocia po ustaniu czasu pobierania zasiłku. W przypadku osób, które nie miały świadczenia, intensywność wychodzenia z bezrobocia była największa w początkowym czasie zarejestrowania i następnie malała w każdym miesiącu średnio o 0,0066 (rys. 1).



Rys. 1. Wpływ czasu bezrobocia na średnią intensywność wyrejestrowań osób z zasiłkiem i bez zasiłku

Źródło: opracowanie własne.

Drugi etap badania polegał na wyznaczeniu różnic w czasie wychodzenia z bezrobocia rejestrowanego osób pobierających (interwencja) i nie pobierających zasiłku (brak interwencji) w grupach osób klasyfikowanych przez urząd pracy jako zagrożone długotrwałym bezrobociem (grupa eksperymentalna) i pozostałych (grupa kontrolna). Analizowano tylko osoby wyrejestrowane w badanym okresie. W tym celu oszacowano czas spędzony w bezrobociu wpływający od chwili rejestracji Y_i (w tygodniach) w zależności od zmiennych dychotomicznych: fakt pobierania zasiłku (Z_i) i przynależność do grupy osób zagrożonych (P_i) oraz od interakcji między tymi zmiennymi:

$$\hat{Y}_i = \beta_0 + \beta_1 P_i + \beta_2 Z_i + \beta_3 P_i Z_i, \quad (11)$$

gdzie $P_i = 1$ dla jednostek zagrożonych oraz $Z_i = 1$ dla jednostek pobierających zasiłek.

Parametry modelu (11) oszacowano dla wszystkich wyrejestrowanych bezrobotnych oraz w dwóch wyodrębnionych podgrupach: osoby podejmujące pracę i osoby wyrejestrowane bez podania przyczyny. Wyniki przedstawiono w tab. 4.

Tabela 4. Wyniki estymacji parametrów modeli różnicy w różnicach

Parametr	Razem ($R^2 = 0,6366$)		Praca ($R^2 = 0,6113$)		Bez podania przyczyny ($R^2 = 0,6641$)	
	ocena parametru (odchylenie standardowe)	poziom p	ocena parametru (odchylenie standardowe)	poziom p	ocena parametru (odchylenie standardowe)	poziom p
β_0	14,6677 (0,2711)	0,0000	12,2853 (0,3987)	0,0000	16,0293 (0,3554)	0,0000
β_1	61,1543 (0,9911)	0,0000	64,5295 (1,7599)	0,0000	58,7945 (1,2423)	0,0000
β_2	8,6155 (0,5085)	0,0000	7,0168 (0,6528)	0,0000	13,3059 (0,8039)	0,0000
β_3	-10,5872 (1,4609)	0,0000	-12,1682 (2,3533)	0,0000	-12,5786 (1,9637)	0,0000

Źródło opracowanie własne.

Na podstawie wyników zawartych w tabeli 4 wyznaczono odpowiednie różnice (tab. 5).

Tabela 5. Oszacowane różnice w różnicach

Grupy	Różnica (tygodnie)		
	razem	podjęcie pracy	bez podania przyczyny
Osoby zagrożone	-1,9717	-5,1514	0,7273
Osoby niezagrożone	8,6155	7,0168	13,3059
Różnica w różnicach	-10,5872	-12,1682	-12,5786

Źródło opracowanie własne.

Analizując wszystkich bezrobotnych należy stwierdzić, że osoby zagrożone długotrwałym bezrobociem pobierające zasiłek były zarejestrowane średnio o 2 tygodnie krócej niż te, które nie pobierały zasiłku. Osoby nieklasyfikowane jako zagrożone pobierające zasiłek były zarejestrowane średnio o 8,6 tygodnia dłużej niż te bez zasiłku. Osoby zagrożone pobierające zasiłek podjęły pracę o 5,1 tygodnia szybciej niż te, które nie miały prawa do świadczenia. Natomiast osoby niezagrożone długotrwałym bezrobociem pobierające zasiłek podejmowały pracę o 7 tygodni wolniej niż osoby bez zasiłku. Czas bezrobocia rejestrowanego osób zagrożonych z zasiłkiem i bez zasiłku, które bez podania przyczyn wyrejestrowały się lub zostały wyrejestrowane z urzędu z powodu niezgłaszania się, był zbliżony (różnica tylko 0,7 tygodnia na korzyść osób ze świadczeniem). W tej samej grupie osób bezrobotni niezagrożeni pobierający zasiłek byli zarejestrowani o 13,3 tygodnia dłużej niż osoby bez zasiłku.

5. Zakończenie

Zastosowane modele przeciętnego efektu oddziaływania wskazały na różnice w średniej intensywności wyrejestrowań i średnim czasie wychodzenia z bezrobocia w grupie osób pobierających zasiłek i niepobierających go. Bezrobotni z przyznaniem świadczenia w czasie jego pobierania charakteryzowali się mniejszą intensywnością wychodzenia z bezrobocia, która gwałtownie zwiększała się po jego ustaniu. Fakt pobierania zasiłku wydłużał średni czas zarejestrowania osób niezagrożonych długotrwałym bezrobociem, natomiast skracał w przypadku osób sklasyfikowanych jako zagrożone, co jest szczególnie widoczne dla osób podejmujących pracę. Może być to efekt wcześniej wspomnianego programu skierowanego do osób długotrwale bezrobotnych realizowanego w PUP w Sulęcinnie. Należy tutaj zauważyć, że różnice w różnicach dla obu grup: podejmujących pracę i wyrejestrowanych bez podania przyczyny są zbliżone (odpowiednio 12,2 i 12,6 tygodni). Dopiero analiza różnic cząstkowych pozwala zauważyć odmiennosc grup osób zagrożonych i niezagrożonych długotrwałym bezrobociem.

Literatura

- Behaghel L., Crépon B., Sédillot B., 2008, *The perverse effects of partial employment protection reform: The case of French older workers*, Journal of Public Economics, vol. 92, no. 3/4, s. 696–721.
- Bieszk-Stolorz B., 2013, *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*, Volumina.pl Daniel Krzaczowski, Szczecin.
- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I., 2012, *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*, CeDeWu, Warszawa.
- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I., 2015, *Influence of unemployment benefit on duration of registered unemployment spells*, Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy, vol. 10, no. 3, s. 167–183.
- Brügger B., Lalive R., Zweimüller J., 2009, *Does Culture Affect Unemployment? Evidence from the Röstigraben*, CEPR Discussion Papers 7405.
- Card D., Levine P.B., 2000, *Extended benefits and the duration of UI spells: Evidence from the New Jersey extended benefit program*, Journal of Public Economics, vol. 78, no. 1, s. 107–138.
- European Commission, 2013, *Design and Commissioning of Counterfactual Impact Evaluations. A Practical Guidance for ESF Managing Authorities*, Luxembourg, <http://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=738&langId=pl&pubId=7646> (15.04.2015).
- Hahn J., Todd P., Van der Klaauw W., 2001, *Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design*, Econometrica, vol. 69, no. 1, s. 201–209.
- Katz L.F., Meyer B.D., 1990, *The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment*, Journal of Public Economics, vol. 41, no. 1, s. 45–72.
- Lalive R., 2007, *Unemployment benefits, unemployment duration, and post-unemployment jobs: A regression discontinuity approach*, The American Economic Review, vol. 97, no. 2, s. 108–112.
- Landmesser J., 2013, *Wykorzystanie metod analizy czasu trwania do badania aktywności ekonomicznej ludności w Polsce*, SGGW, Warszawa.
- Lee D.S., Lemieux T., 2010, *Regression discontinuity designs in economics*, Journal of Economic Literature, vol. 48, no. 2, s. 281–355.

- Lee H., Munk T., 2008, *Using regression discontinuity design for program evaluation*, Section on Survey Research Methods – Joint Statistical Meetings 2008, <http://www.amstat.org/sections/srms/proceedings/y2008/Files/301149.pdf> (10.07.2015).
- Machin D., Cheung Y.B., Parmar M.K., 2006, *Survival Analysis. A Practical Approach*, John Wiley & Sons, Hoboken, NJ.
- Meyer B.D. 1990, *Unemployment Insurance and Unemployment Spells*, *Econometrica*, vol. 58, no. 4, s. 757–782.
- Micklewright J., Nagy G., 1998, *Unemployment assistance in Hungary*, *Empirical Economics*, vol. 23, no. 1/2, s. 155–175.
- Moffitt R., 1985, *Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells*, *Journal of Econometrics*, vol. 28, no. 1, s. 85–101.
- Ours J.C. van, Vodopivec M., 2006, *How shortening the potential duration of unemployment benefits affects the duration of unemployment: Evidence from a natural experiment*, *Journal of Labor Economics*, vol. 24, no. 2, s. 351–378.
- Schmieder J.F., von Wachter T., Bender S., 2012, *The effects of extended unemployment insurance over the business cycle: Evidence from regression discontinuity estimates over 20 years*, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 127, no. 2, s. 701–752.
- Trochim W., 1984, *Research Design for Program Evaluation: The Regression-Discontinuity Approach*, Sage Publications, Beverly Hills.