

Joanna Landmesser

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

OCENA SKUTECZNOŚCI SZKOLEŃ DLA BEZROBOTNYCH Z OBSZARÓW WIEJSKICH*

EVALUATION OF THE TRAINING PROGRAMS FOR THE UNEMPLOYED IN RURAL AREA

Słowa kluczowe: ocena efektywności programów, dobór próby, modele hazardu

Key words: program's evaluation, matching, hazard models

Synopsis. Celem badania było zweryfikowanie efektywności programów szkoleniowych skierowanych do bezrobotnych na lokalnym rynku pracy, w szczególności do bezrobotnych mieszkańców wsi. Oszacowano model hazardu, aby zmierzyć wpływ szkolenia na długość czasu pozostawania w stanie bezrobocia. Aby uwzględnić potencjalne problemy wynikające z niewłaściwego doboru próby zastosowano metody dobierania. Szukano odpowiedzi na pytanie, czy udział w szkoleniu w sposób statystycznie istotny wpływa na prawdopodobieństwo przejścia ze stanu bezrobocia w stan zatrudnienia w krótszym i dłuższym okresie czasu.

Wstęp

W roku 2002 Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej uruchomiło specjalne projekty, których celem była aktywizacja zawodowa osób należących do grup ryzyka na lokalnych rynkach pracy w Polsce. Podjęto wiele działań w ramach szeroko rozumianej aktywnej polityki państwa na rynku pracy. Wśród związanych z tym wydatków największy udział miały wydatki na szkolenia [Bukowski 2008]. Z perspektywy czasu krytycy programu uważają, że okazał się on przykładem na marnotrawstwo publicznych pieniędzy. Podkreślają oni na przykład – często wątpliwą – kwalifikację do uczestnictwa w poszczególnych projektach.

Celem badania było zweryfikowanie efektywności programów szkoleniowych skierowanych do bezrobotnych na lokalnym rynku pracy, w szczególności koncentrując się na bezrobotnych mieszkańcach wsi. Efektywność była identyfikowana z wpływem udziału w szkoleniu na długość czasu pozostawania w stanie bezrobocia. Postawiono pytanie, czy udział w szkoleniu w sposób statystycznie istotny wpływał na prawdopodobieństwo przejścia ze stanu bezrobocia w stan zatrudnienia w krótszym i dłuższym okresie czasu.

Popularna miara bezrobocia – stopa bezrobocia – nie uwzględnia dynamicznej natury rynku pracy, ponieważ nie zawiera informacji o długości czasu przebywania przez osoby w stanie bezrobocia. Aby więc odpowiedzieć na sformułowane pytanie, posłużono się mikroekonometrycznymi modelami hazardu. Oszacowany semiparametryczny model hazardu pozwolił ocenić wpływ szkoleń w krótkim i długim okresie.

Literatura dotycząca badania efektów aktywnej polityki na polskim rynku pracy za pomocą metod mikroekonometrycznych nie jest zbyt obszerna. Wczesne analizy przeprowadzone przez Kluve, Lehmann i Schmidt [1999, 2000] oraz Puhani [1998, 1999], wskazują na to, że udział w szkoleniach zwiększa szanse bezrobotnych na znalezienie pracy, podczas gdy prace interwencyjne okazują się nieefektywne pod tym względem. Bardziej aktualne analizy opublikowane w pracy Bukowskiego [2008] – potwierdzają, że partycypacja w szkoleniach prowadzi do opuszczenia szeregów bezrobotnych.

Bezrobocie jest problemem często dotyczącym specyficznych regionów. W badaniu przeanalizowano sytuację na lokalnym rynku pracy w powiecie słupskim, naznaczonym przez duży udział bezrobotnych z terenów popegeerowskich. Wykorzystano bazę danych z Powiatowego Urzędu Pracy w Słupsku, dotyczącą bezrobotnych zarejestrowanych w urzędzie w latach 2000-2007.

* Pracę wykonano w ramach projektu badawczego „Wykorzystanie metod analizy czasu trwania do badania efektywności ekonomicznej ludności w Polsce” (grant MNiSW nr N N111 209436).

Metodyka badań

Badanie skuteczności udziału bezrobotnych w szkoleniu narażone jest na popełnienie ewentualnych błędów we wnioskowaniu, wynikających z nieprawidłowego doboru próby. Celem zmierzenia skuteczności szkolenia należy wyznaczyć różnicę pomiędzy wartością zmiennej określającej długość czasu trwania w bezrobociu dla osoby będącej uczestnikiem szkolenia a wartością tej zmiennej dla tej samej osoby, ale bez udziału w szkoleniu. Ta druga sytuacja jest czysto hipotetyczna, stąd też nie jesteśmy w stanie zaobserwować odpowiadającego jej poziomu badanej zmiennej [Hujer, Maurer, Wellner 1997].

Niech Y_i^1 będzie wartością zmiennej wynikowej po uczestnictwie w szkoleniu, a Y_i^0 wynikiem bez szkolenia. Dla i -tej jednostki poszukiwany efekt można zdefiniować następująco: $Y_i^1 - Y_i^0$. Niestety obserwowalne jest albo Y_i^1 , albo Y_i^0 , ale nigdy obie wartości razem. Jeśli obie grupy (grupa uczestniczących i grupa nieuczestniczących w danym kursie) byłyby próbami losowymi z populacji bezrobotnych, to poszukiwany efekt uczestnictwa wyrażonoby jako różnicę odpowiednich wartości oczekiwanych dla wyniku w tych grupach. Niestety, w analizie wykorzystano dane nieeksperymentalne i może się zdarzyć, że uczestniczący i nieuczestniczący w szkoleniu znacznie się różnią w swoich charakterystykach [Lalonde 1986, Dehejia, Wahba 1999, Morgan, Winship 2007].

Sposób rozwiązania opisanego problemu polega na poszukiwaniu odpowiedniej grupy kontrolnej dla grupy osób zaangażowanych w szkolenie na drodze metod doboru (ang. *matching*).

Założono warunkową niezależność wartości zmiennej wynikowej bez udziału w szkoleniu Y^0 oraz doboru do grupy szkoleniowej D , względem wektora zmiennych objaśniających X , inaczej:

$$Y^0 \perp\!\!\!\perp D | X = x.$$

W przypadku wielowymiarowego wektora X realizacja tego założenia polega na za stosowaniu tzw. *propensity score* [Rosenbaum, Rubin 1983]. Miara ta oznacza prawdopodobieństwo uczestnictwa w szkoleniu dla osoby, którą charakteryzuje konkretny wektor zmiennych objaśniających x :

$p(x) = \Pr(D = 1 | X = x)$. Założenie warunkowej niezależności rozszerza się w takim przypadku

następująco: $Y^0 \perp\!\!\!\perp D | p(x)$.

Jeśli osoby o takich samych wartościach $p(x)$ rozdzieli się do dwóch grup (grupy uczestników szkolenia i grupy nieuczestniczących w szkoleniu), to grupy nie będą się znacznie różniły pod względem wartości zmiennych objaśniających. Kwalifikację do udziału w szkoleniu będzie można traktować jako proces losowy.

W pracy, celem ustalenia prawdopodobieństwa udziału w szkoleniu, oszacowano najpierw model probitowy, a następnie przeprowadzono *propensity score matching*. Zastosowano metodę dobierania *one-to-one*, opartą na algorytmie najbliższego sąsiedztwa ze zwracaniem. Dodatkowo w celach porównawczych, wykonano też dokładne dobieranie, oparte na odległościach Mahalanobisa. Dla każdego uczestnika szkolenia dobrano osobę niebędącą uczestnikiem szkolenia, która jednak była do niego podobna pod względem indywidualnych cech, takich jak, np.: płeć, wykształcenie, wiek [Heckman, Ichimura, Todd 1997, Cameron, Trivedi 2005]. Po wykonaniu procedury wynikowa próba składała się z grupy wszystkich uczestników szkoleń wraz z grupą kontrolną.

Możliwa do wykorzystania metoda estymacji statystycznej, służąca do pomiaru skuteczności szkoleń, zależy od wielkości wynikowej, którą poddano analizie. W badaniu tym taką wielkością była długość czasu spędzonego przez osobę w stanie bezrobocia. Zwykle porównanie średnich czasów trwania dla grupy szkolonych i grupy kontrolnej prowadzi do obciążonych szacunków wpływu szkoleń na czas trwania. Dlatego odpowiednie okazało się wykorzystanie mikroekonometrycznych modeli hazardu, które pozwalają na uwzględnienie w analizie danych cenzurowanych oraz indywidualnych charakterystyk osób.

Jeśli jako T oznaczono ciągłą zmienną losową, opisującą czas trwania w stanie bezrobocia, a jako t jej realizację, to prawdopodobieństwo, że trwanie przekroczy moment t podaje funkcja przżycia $S(t) = \Pr[T > t] = 1 - F(t)$. Związana z nią funkcja hazardu $h(t)$ określa graniczne prawdopodobieństwo tego, że dany epizod bezrobocia zakończy się w małym przedziale czasu $[t, t + dt]$, pod warunkiem, że nie zakończył się przed chwilą t :

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + dt | T \geq t]}{dt}.$$

Wartości funkcji hazardu opisują intensywność przejść z jednego stanu do drugiego. Wyższa wartość tej funkcji oznacza, że przejście nastąpi szybciej.

Liczne modele hazardu pozwalają na uwzględnienie przy opisie przejścia wpływu różnych zmiennych objaśniających, np. parametryczne modele proporcjonalnego hazardu (PH) lub modele przyspieszonej porażki (AFT). W modelach tych czynione są odpowiednie założenia dotyczące rozkładu czasu wystąpienia zdarzenia. Istnieją również semiparametryczne modele opisujące wpływ zmiennych objaśniających na stopy hazardu, m.in. model Coxa [1972]. W modelu tym stopa hazardu dla i -tej osoby opisano równaniem:

$$h(t|x_i(t)) = h_0(t) \exp(x_i(t)' \beta)$$

gdzie:

$h_0(t)$ – hazard bazowy,

$\exp(x_i(t)' \beta)$ – funkcja wektora zmiennych objaśniających X .

Model ten jest semiparametryczny, ponieważ nie czyni się w nim żadnych założeń odnośnie hazardu bazowego – jest on estymowany nieparametrycznie.

Literatura poświęcona modelom hazardu jest obszerna – czytelnika odsyłamy do prac: Kalbfleisch i Prentice [1980], Homer i Lemeshow [1999] oraz Cameron i Trivedi [2005]. Prognozowanie długości bezrobocia to typowy przykład zastosowań modeli hazardu [Devine, Kiefer 1991].

Wyniki empiryczne

W badaniu wykorzystano bazę danych, która pochodzi z Powiatowego Urzędu Pracy w Słupsku (woj. pomorskie) i dotyczy bezrobotnych zarejestrowanych w tym urzędzie w latach 2000-2007. Próba obejmowała 3513 osób, wykazujących epizody bezrobocia o długości co najmniej jednego dnia. Są to mieszkańcy Słupska, jak i innych mniejszych miast oraz mieszkańcy okolicznych wsi.

Wykorzystując informacje zawarte w systemie komputerowym „Puls” ustalono, jak długo trwały (w dniach) poszczególne epizody bycia bezrobotnym lub jak długo one jeszcze trwają (dla epizodów cenzurowanych). Dla 3513 analizowanych osób zanotowano 6198 epizodów bycia bezrobotnym ze względu na fakt, że każda osoba mogła wykazywać wielokrotne rejestracje. Wybrane statystyki dla danych empirycznych zaprezentowano w tabeli 1.

Podczas modelowania wpływu szkoleń na czas trwania w bezrobociu, wykorzystano zbiór zmiennych objaśniających przedstawiony w tabeli 2. Najważniejsze z punktu widzenia przeprowadzonych analiz są dwie zmienne zero-jedynkowe: „szkol_kr” i „szkol_dl”, które to pozwolą zweryfikować krótkookresowy i długookresowy efekt szkoleń.

Dane w tabeli 3 pokazują różnice pomiędzy uczestnikami szkoleń i osobami wykazującymi zwykle nieszkoleniowe epizody bezrobocia. Średnio szkoleni byli młodszy, częściej stanu wolnego i częściej zamieszkują miasta. Relatywnie częściej mieli oni wykształcenie średnie, rzadziej wyższe, prawie połowa z nich włada językiem obcym.

W pierwszej kolejności przeprowadzono *propensity score matching*. Celem ustalenia prawdopodobieństwa udziału w szkoleniu oszacowano model probitowy. Dobór zmiennych objaśniających oparto na wynikach innych empirycznych studiów nad szkoleniami dla bezrobotnych [Hujer, Maurer, Wellner 1997]. Sugerowały one takie determinanty kwalifikacji do kursów, jak: wiek kandydata, płeć, poziom wykształcenia, zawód, dzieci na utrzymaniu i przynależność do grup mniejszości społecznych. Za pomocą metod dobierania skonstruowano dla grupy bezrobotnych poddanych oddziaływaniu szkoleń odpowiednie grupy kontrolne. Uzyskane próby zawierały grupę szkolenych i grupę dobranych

Tabela 1. Wybrane statystyki dla danych empirycznych

Liczba		Średni czas trwania [dni]	
Bezrobotnych	3513		
Epizodów bezrobocia	6198	wszystkich epizodów	349,45
niecenzurowanych	5328	epizodów niecenzurowanych	289,84
cenzurowanych	870	epizodów cenzurowanych	714,54
szkoleniowych	625	epizodów szkoleniowych	404,19
nieszkoleniowych	5573	epizodów nieszkoleniowych	343,31

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Zmienne objaśniające w występujące modelach ekonometrycznych

Zmienna	Opis
pleć	1, gdy mężczyzna, 0 w pozostałych przypadkach
wiek	wiek w latach
wiek25	1, gdy wiek niższy niż 25 lat, 0 w p.p.
wiek2640	1, gdy wiek wynosi 26-40 lat, 0 w p.p.
wiek41	1, gdy wiek wyższy niż 40 lat, 0 w p.p.
stcyw	1, gdy osoba w związku małżeńskim, 0 w p.p.
edu1	1, gdy wykształcenie podstawowe, zawodowe lub jego brak, 0 w p.p.
edu2	1, gdy wykształcenie średnie (ogólnokształcące lub zawodowe), 0 w p.p.
edu3	1, gdy wykształcenie wyższe, 0 w p.p.
miasto	1, gdy miejscem zamieszkania miasto, 0 w p.p.
niespr	1, gdy orzeczenie o niepełnosprawności, 0 w p.p.
język	1, gdy deklaracja znajomości języka obcego, 0 w p.p.
szkol_kr	1, gdy uczestnictwo w szkoleniu w ostatnich 12-tu miesiącach przed rejestracją w UP jako bezrobotny, 0 w p.p.
szkol_dl	1, gdy uczestnictwo w szkoleniu pomiędzy 13-tym a 36-tym miesiącem przed rejestracją w UP jako bezrobotny, 0 w p.p.

Źródło: opracowanie własne.

charakterystykach zbliżonych do charakterystyk osób wybranych do szkolenia. W modelach zidentyfikowano pozytywny wpływ wyższego wykształcenia na szanse wyjścia z bezrobocia. W modelach B i C dla danych po *matchingu* nie zanotowano istotnego wpływu znajomości języka obcego. Zdecydowanie osoby niepełnosprawne były w gorszej sytuacji, natomiast mieszkańcy miast w lepszej przy poszukiwaniu pracy.

Aby zidentyfikować wpływ uczestnictwa w szkoleniu na czas trwania w bezrobociu wprowadzono do modeli dwie zmienne dichotomiczne: „szkol_kr” i „szkol_dl”. Stwierdzono, że zaangażowanie w szkolenie prowadzi zawsze do zwiększenia szans na podjęcie zatrudnienia. Dla potencjalnych przyszłych prawodawców atrakcyjność osób zarejestrowanych w UP, które ukończyły kurs szkoleniowy jest większa. Efekt ten dla modeli oszacowanych na podstawie danych po „dobieraniu” jest silniejszy. Szkolenie ukończone w ostatnich 12-tu miesiącach przed nową rejestracją w UP, zwiększa znacznie prawdopodobieństwo krótszego czasu trwania kolejnego epizodu bezrobocia (przynajmniej o 106%). Również istotny statystycznie jest efekt szkoleń przeprowadzonych w bardziej odległej przeszłości (od 13 do 36 miesięcy przed nowym epizodem bezrobocia), aczkolwiek był słabszy (szanse podjęcia pracy rosły o 76%). Można więc stwierdzić, że efekt w krótkim okresie był silniejszy niż w długim. Dowodzi to, że niedawne szkolenie wyposażało bezrobotnego w bardziej aktualną wiedzę, dzięki której uzyskał on przewagę nad innymi poszukującymi pracy.

W ostatnim kroku zbadano, czy skuteczność szkoleń w podwyższaniu szans na zatrudnienie była równie duża w wypadku bezrobotnych będących mieszkańcami wsi, jak i miast. Oszacowano dwa modele: dla danych dotyczących mieszkańców wsi (model C) i dla mieszkańców miast (model D) z odpowiednio dobranymi próbami kontrolnymi (tab. 5).

Tabela 3. Charakterystyki indywidualne szkolonych i nieszkolonych

Epizody	Płeć [%]	Wiek lata	[%]						
			stcyw	edu1	edu2	edu3	Miasto	niespr	Język
Nieszkoleniowe	52,3	33,2	54,2	61,7	28,2	10,1	50,6	3,7	39,6
Szkoleniowe	53,4	31,8 *	48,5 *	58,1 *	36,3 *	5,6 *	56,6 *	6,2 *	49,8 *

* oznacza istotność statystyczną na poziomie 5% dla różnicy średnich w podpróbach

Źródło: obliczenia własne.

do nich nieszkolonych, a członkowie tych grup nie różnili się znacznie w swoich charakterystykach. Zrealizowano dwie procedury *matchingu*: (1) dobieranie *one-to-one* na podstawie *propensity scores*, oparte o algorytm najbliższego sąsiedztwa ze zwracaniem, oraz (2) dokładne dobieranie, oparte na odległościach Mahalanobisa.

W kolejnym kroku oszacowano modele hazardu Coxa dla: wszystkich dostępnych danych empirycznych bez dobierania (model A) oraz z wykorzystaniem danych dobranych wygenerowanych metodami (1) i (2) z odpowiednimi wagami (modele B i C). W tabeli 4 podano wyniki estymacji. Na ich podstawie można stwierdzić, że mężczyźni mieli większe szanse na podjęcie zatrudnienia. Osoby starsze niż 40 lat będą prawdopodobnie pozostawać w stanie bezrobocia dłużej niż młodsze. Efekty są silniejsze w grupach osób o

Tabela 4. Oszacowania modeli hazardu Coxa dla szansy opuszczenia stanu bezrobocia

Zmienna	Model A (bez doborania)			Model B (1-1 p.s. doboranie)			Model C (Mahalanobis doboranie)		
	hazard	t-stat		hazard	t-stat		hazard	t-stat	
pleć	1,4995	***	13,87	1,8024	***	8,43	1,8812	***	9,12
wiek25	1,1385	***	3,30	1,3092	***	2,96	1,2845	***	2,76
wiek2640	1,0859	**	2,36	1,2639	***	2,75	1,2472	***	2,61
stcyw	1,0472		1,50	1,1338	*	1,76	1,1773	**	2,32
edu1	0,7421	***	-5,67	0,5974	***	-3,40	0,6023	***	-3,38
edu2	0,8130	***	-4,05	0,7040	**	-2,41	0,7415	**	-2,06
miasto	1,0713	**	2,40	1,1500	**	2,12	1,1162	*	1,68
niespr	0,6630	***	-5,27	0,5866	***	-3,36	0,6338	***	-3,23
język	1,2565	***	6,96	1,0571		0,76	1,0940		1,25
szkol_kr	1,5069	***	3,51	2,0621	***	5,91	2,0768	***	5,96
szkol_dl	1,3488	***	3,28	1,7623	***	5,78	1,7705	***	5,84
	liczba epizodów = 6198 lnL = -41731,839			liczba epizodów = 1250 lnL = -6326,261			liczba epizodów = 1250 lnL = -6355,421		

***, **, * - istotność statystyczna odpowiednio na poziomie 1, 5 i 10%

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu Stata.

Okazało się, że poza silnym i istotnym statystycznie w obu przypadkach efektem płci, uczestnictwo w szkoleniu również sprzyjało wyjściu ze stanu bezrobocia. Efekt ten w krótkim okresie był silniejszy dla mieszkańców wsi (szansa podjęcia pracy po szkoleniu wyższa była o 129%), niż dla mieszkańców miast (szanse rosną o 86%). Przeszkoleni bezrobotni mieszkańcy wsi zdeterminowani byli bardziej niż bezrobotni z miast, aby zdyskontować poniesione (niemałe w ich wypadku) nakłady w związku z udziałem w kursie. Natomiast z perspektywy długoterminowej, wiedza zdobyta na szkoleniu była bardziej przydatna mieszkańcom miast, aczkolwiek różnica była niewielka.

Tabela 5. Oszacowania modeli hazardu Coxa dla mieszkańców wsi i miast

Zmienna	Model C (wieś)		Model D (miasto)			
	hazard	t-stat	hazard	t-stat		
pleć	1,7714	***	5,10	1,8631	***	6,76
wiek25	1,1590		1,03	1,2738	**	1,97
wiek2640	1,0798		0,56	1,3278	***	2,56
stcyw	1,1961		1,58	1,0665		0,69
edu1	0,5480	***	-2,69	0,7597		-1,34
edu2	0,7639		-1,27	0,8209		-0,99
niespr	0,6585	*	-1,79	0,5014	***	-3,55
język	1,1271		1,08	1,0595		0,59
szkol_kr	2,2909	***	4,90	1,8608	***	3,44
szkol_dl	1,7216	***	3,79	1,7979	***	4,31
	liczba epizodów = 542 lnL = -2422,14		liczba epizodów = 708 lnL = -3221,427			

***, **, * - istotność statystyczna odpowiednio na poziomie 1, 5 i 10%

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu Stata.

Podsumowanie

W pracy szacowano semiparametryczne modele hazardu celem zidentyfikowania wpływu szkoleń na długość czasu trwania w stanie bezrobocia. Aby znaleźć odpowiednią grupę kontrolną do grupy biorących udział w szkoleniach, zastosowano metody matchingu. Dzięki temu uzyskano odpowiedź na pytanie, w jakim stopniu efekty programu szkoleń są wynikiem działania samego programu, a nie skutkiem tego, że uczestnicy kursów mieli odmienne cechy społeczno-demograficzne od reszty bezrobotnych (selekcja).

Otrzymane wyniki badań wykazały, że uczestnictwo w programach szkoleniowych oferowanych przez urząd pracy zwiększało szansę na szybsze zakończenie epizodu bezrobocia. Zidentyfikowano pozytywne efekty w wypadku szkoleń ukończonych w przeszłości, przy tym efekt krótkookresowy okazał się większy niż w długookresowy.

Analizując efektywność szkoleń dla bezrobotnych należy pamiętać o towarzyszących negatywnych efektach zewnętrznych. Wstępna analiza próby nie potwierdziła jednak jednoznacznie, że beneficjentami szkoleń byli bezrobotni o relatywnie lepszych perspektywach na rynku pracy, z których wielu podjęłoby pracę także bez wsparcia szkoleniem (tzw. efekt jałowej straty), ani też, że programy adresowane były do osób szczególnie zagrożonych dezaktywizacją.

Wydaje się, że skuteczność szkoleń może zależeć od warunków na lokalnych rynkach pracy. Przeprowadzona analiza wykazała, że efektywność szkoleń wśród mieszkańców wsi (w rolniczym powiecie słupeckim – głównie mieszkańcy terenów byłych pgr-ów) jest większa niż wśród mieszkańców miast.

Literatura

- Bukowski M.** (red.) 2008: Employment in Poland 2007. Security on flexible labour market. Ministry of labour and social policy, Warszawa.
- Cameron A.C., Trivedi P.K.** 2005: Microeconometrics: Methods and applications. Cambridge University Press, New York.
- Cox D.R.** 1972: Regression models and life tables (with Discussion). *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, s. 34.
- Dehejia R.H., Wahba S.** 1999: Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association*, nr 94, s. 1053-1062.
- Devine T., Kiefer N.** 1991: Empirical labor economics. New York, Oxford.
- Heckman J.J., Ichimura H., Todd P.E.** 1997: Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies*, nr 64, s. 605-654.
- Hosmer D., Lemeshow S.** 1999: Applied survival analysis: Regression modeling of time to event data. John Wiley and Sons, New York.
- Hujer R., Maurer K.O., Wellner M.** 1997: The impact of training on unemployment duration in West Germany: Combining a discrete hazard rate model with matching techniques. *Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge*, nr 74. Johann Wolfgang Goethe-University, Frankfurt/Main.
- Kalbfleisch J., Prentice R.** 1980: The statistical analysis of failure time data. John Wiley and Sons, New York.
- Kluve J., Lehmann H., Schmidt Ch.M.** 1999: Active labor market policies in Poland: Human capital enhancement, stigmatization, or benefit churning? *Journal of Comparative Economics*, nr 27(1), s. 61-89.
- Kluve J., Lehmann H., Schmidt Ch.M.** 2000: Disentangling treatment effects of Polish active labor market policies: Evidence from matched samples. Centre for economic reform and transformation. Discussion Paper, nr 7.
- Lalonde R.J.** 1986: Evaluating the econometric evaluations of training programs. *American Economic Review*, nr 76(4), s. 604-620.
- Morgan S., Winship C.** 2007: Counterfactuals and causal inference: Methods and principles for social science. Cambridge University Press, New York.
- Puhani A.P.** 1998: Advantage through training? A microeconomic evaluation of the employment effects of active labour market programmes in Poland. ZEW Discussion Paper, No. 98, s. 25.
- Puhani A.P.** 1999: Public training and outflows from unemployment: An augmented matching function approach on Polish regional data. CEPR Discussion Paper, 2244.
- Rosenbaum P.R., Rubin, D.B.** 1983: The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, nr 70, s. 1, 41-55.

Summary

The aim of the study is to prove the effectiveness of training programs directed to the unemployed on the local labor market, especially to the unemployed in rural areas. We estimate a hazard model to assess the impact of training on the individual's unemployment duration. To take into account the potential sample selection problem we employ matching methods. The main question of this paper is whether the training significantly raises the transition rate from the unemployment into the employment state in the short and in the long run.

Ades do korespondencji:

dr Joanna Landmesser
Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Katedra Ekonometrii i Statystyki
ul. Nowoursynowska 159
02-776 Warszawa
tel. (22) 593 72 22
e-mail: jmlg@poczta.onet.pl