

Efektywność zatrudnieniowa szkolenia osób bezrobotnych w Polsce

JACEK LIWIŃSKI

Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski*

Mimo że kształcenie ustawiczne staje się wymogiem współczesnego rynku pracy, w Polsce w każdym miesiącu zaledwie 1,3% osób bezrobotnych uczestniczy w kształceniu pozaszkolnym w celach zawodowych. Mniej więcej połowa z nich korzysta ze szkoleń organizowanych przez urzędy pracy, zaś pozostali doksztalcają się we własnym zakresie, co wiąże się z kosztami, ale i swobodą wyboru szkolenia. W artykule porównano efektywność zatrudnieniową netto udziału w szkoleniach obu tych grup na podstawie danych z „Badania aktywności ekonomicznej ludności” dla lat 2001–2013. W tym celu oszacowano model logitowy odpływów z bezrobocia do zatrudnienia. Wyniki wskazują na odmienne oddziaływanie obu grup szkoleń – podejmowane z inicjatywy urzędów pracy ułatwiają zatrudnienie na ogół tylko krótkookresowo, zaś szkolenia z inicjatywy bezrobotnych zwiększają szanse na zatrudnienie przede wszystkim w dłuższym okresie. Ponadto efektywność szkoleń jest zróżnicowana według cech osób bezrobotnych.

SŁOWA KLUCZOWE: uczenie się przez całe życie, szkolenia zawodowe, bezrobotni, efektywność zatrudnieniowa szkoleń, model logitowy, kapitał ludzki.

Szybki rozwój technologiczny i zmiany strukturalne na rynku pracy powodują, że kształcenie się przez całe życie staje się warunkiem niezbędnym do utrzymania zatrudnienia, a w przypadku jego utraty – do ponownego podjęcia. W Polsce jednak odsetek osób doksztalcających się jest jednym z najniższych wśród krajów Unii Europejskiej. Dotyczy to głównie osób bezrobotnych – według danych „Badania aktywności ekonomicznej ludności” (BAEL) z 2013 r. zaledwie 1,3% bezrobotnych Polaków uczestniczyło w kształceniu nieformalnym w ciągu ostatnich 4 tygodni, podczas gdy średnia dla 27 państw UE wynosiła 8%¹. Mniej niż w Polsce doksztalcają się jedynie bezrobotni

w Grecji (1%) i Bułgarii (0,5%), a od krajów znajdujących się na czele rankingu, czyli Szwecji (36%) i Danii (30%), dzieli nas przepaść.

Wyniki „Bilansu kapitału ludzkiego” z 2012 r. wskazują, że bierność edukacyjna osób bezrobotnych jest przede wszystkim efektem barier wewnętrznych – braku wiary w sens podnoszenia swoich kwalifikacji w celach zawodowych (28%) i braku motywacji (11%; Szczucka, Turek i Worek, 2012). Uzasadnione wydaje się więc pytanie, czy udział bezrobotnych w kształceniu pozaszkolnym przynosi zamierzone skutki, tj. czy ułatwia im podjęcie pracy.

¹ Dane z Eurostatu, dotyczą bezrobotnych w sensie ekonomicznym, czyli pozostających bez pracy, ale aktywnie jej poszukujących i gotowych (zdolnych) ją podjąć w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym.

* Adres: ul. Długa 44/50, 00-241 Warszawa.
E-mail: jliwinski@wne.uw.edu.pl

© Instytut Badań Edukacyjnych

Do tej pory efektywność zatrudnieniowa szkolenia osób bezrobotnych w Polsce była analizowana kilkakrotnie (Bieliński, Bober, Sarzalska i Zawistowski, 2008; Kluge, Lehmann i Schmid, 1999; Kubiak, 2005; Puhani, 1998; Puhani i Steiner, 1996), a uzyskane wyniki najczęściej wskazują na pozytywne efekty szkoleń organizowanych przez urzędy pracy. Tylko jedno badanie dotyczyło szkoleń organizowanych przez samych bezrobotnych, a jego konkluzją był brak efektów zatrudnieniowych (Puhani i Steiner, 1996). Warto podkreślić, że niemal wszystkie te badania były oparte na danych BAEL pochodzących jeszcze z lat 90. ubiegłego wieku – jedynie Jacek Bieliński i współpracownicy (2008) wykorzystali dane bardziej aktualne, z lat 2005–2007, pochodzące z bazy SI PULS obejmującej bezrobotnych zarejestrowanych w urzędach pracy. Autorzy części tych badań zwracają uwagę na potrzebę dalszego doskonalenia metody badania efektywności szkoleń w celu pełniejszej eliminacji obciążenia selekcyjnego uzyskanych wyników.

Celem tego artykułu jest porównanie efektywności zatrudnieniowej netto udziału bezrobotnych w szkoleniach zawodowych organizowanych przez urzędy pracy oraz przez samych bezrobotnych. Analizę oparto na danych BAEL z lat 2001–2013, co umożliwiło prześledzenie zmian efektywności szkoleń w czasie oraz porównanie okresu przedakcesyjnego do lat późniejszych. Ponadto duży zbiór danych pozwolił na identyfikację cech osób bezrobotnych sprzyjających efektywności szkoleń (płeć, wiek, wykształcenie, okres pozostawania bez pracy). Efektywność netto była oceniana przez pryzmat wpływu szkolenia osób bezrobotnych na prawdopodobieństwo podjęcia przez nie pracy w perspektywie trzech miesięcy (krótki okres) oraz dwunastu miesięcy (średni okres) od udziału w szkoleniu. Badanie przeprowadzono przy użyciu modelu logitowego. W celu pełniejszej eliminacji

obciążenia selekcyjnego w modelu uwzględniono zmienne obrazujące motywację osób bezrobotnych do podjęcia pracy – są nimi wykorzystywane przez bezrobotnych metody poszukiwania pracy.

Artykuł składa się z trzech części. W pierwszej zdefiniowano efektywność netto szkoleń oraz zaprezentowano podstawowe metody jej badania. Druga zawiera przegląd dotychczasowych badań efektywności szkoleń w Polsce. Podstawową trudnością w tego typu badaniach jest zastosowanie takiej metody, która w największym stopniu zredukuje obciążenie selekcyjne wyników. Dlatego w tej części najwięcej miejsca poświęcono prezentacji stosowanych metod analizy. W trzeciej części przedstawiono wyniki własnego badania efektywności zatrudnieniowej netto szkolenia osób bezrobotnych w Polsce. Artykuł zakończony jest podsumowaniem zawierającym najważniejsze wnioski z przeprowadzonego badania.

Założenia i metody badania efektywności szkoleń

Efekty udziału jednostki w programach szkoleniowych najczęściej ocenia się na płaszczyźnie ekonomicznej, czyli poprzez wpływ na zatrudnienie oraz dochody. W przypadku osób pracujących pozytywny wpływ będzie przejawiał się wzrostem prawdopodobieństwa utrzymania pracy (pozostania w tym stanie) i/lub wzrostem płacy, zaś w przypadku bezrobotnych – wzrostem prawdopodobieństwa podjęcia pracy (zmiany stanu) i/lub wyższym poziomem płacy (w relacji do bezrobotnych, którzy uzyskali pracę bez udziału w szkoleniu). Zarówno trwałość zatrudnienia, jak i poziom wynagrodzenia decydują o jakości pracy. Oczywiście udział w szkoleniu może doprowadzić do poprawy jakości pracy również pod innymi względami (np. forma zatrudnienia, wymiar czasu pracy, zgodność pracy z kwalifikacjami),

przy czym aspekty te najczęściej nie są uwzględniane w badaniach mikroekonometrycznych.

Należy podkreślić, że do ewentualnej poprawy sytuacji na rynku pracy uczestnika szkolenia na ogół dochodzi nie tylko w wyniku udziału w szkoleniu, lecz także w wyniku realizacji całego pakietu działań, w którym szkolenie może stanowić jedynie niewielki element. W przypadku osoby pracującej może to być pakiet działań wymaganych do awansu zawodowego, zaś w przypadku bezrobotnych – ogół działań mających na celu podjęcie pracy, obejmujący zarówno podnoszenie kwalifikacji (niekoniecznie w formie szkoleń, ale również w formie studiów podyplomowych lub samokształcenia), jak i poszukiwanie pracy, w tym wykorzystane metody i intensywność poszukiwań. Przypisywanie całego efektu udziałowi w szkoleniu jest więc uproszczeniem wynikającym z ograniczonego dostępu do źródeł danych i prowadzi ono do przeszacowania efektów samego szkolenia. Jeśli więc celem analizy miałyby być sformułowanie rekomendacji dotyczących zasadności wydatkowania środków na szkolenie osób bezrobotnych, to należałoby ją oprzeć na danych pozwalających na wyodrębnienie wpływu samych szkoleń na sytuację jednostki na rynku pracy lub na ocenę efektów podjęcia całego pakietu działań obejmującego m.in. szkolenie.

Efekty udziału jednostki w programie szkoleniowym można określać w ujęciu nominalnym (brutto) oraz realnym (netto). Efektem brutto jest zmiana sytuacji na rynku pracy uczestnika programu, która nastąpiła po zakończeniu udziału w programie. Zmiana ta może wynikać zarówno z udziału w programie szkoleniowym, jak i z oddziaływania innych czynników z nim niezwiązanych, takich jak: cechy indywidualne uczestnika czy cechy lokalnego rynku pracy. Efektem netto jest zmiana sytuacji na rynku pracy uczestnika programu, którą można przypisać wyłącznie

udziałowi w programie. Określenie efektu netto udziału w programie szkoleniowym wymaga więc oddzielenia wpływu samego szkolenia od wpływu pozostałych czynników kształtujących sytuację jednostki na rynku pracy.

Pojęcie efektu netto udziału w programie można zoperacjonalizować na podstawie koncepcji stanów kontrfaktycznych (Holland, 1986). Zakłada ona, że każda jednostka danej populacji może się znaleźć w danym czasie w jednej z sytuacji, które wyraża zmienna $S_i \in [0, 1]$. Może wziąć udział w programie szkoleniowym ($S_i = 1$) lub nie brać w nim udziału ($S_i = 0$). Każdej z tych sytuacji odpowiada potencjalny efekt, wyrażany przez zmienną Y . Wartość tej zmiennej wyniosłaby $Y_i = 1$ gdyby jednostka wzięła udział w szkoleniu lub $Y_i = 0$, gdyby nie wzięła w nim udziału. W zależności od tego, czy jednostka wzięła udział w szkoleniu, czy też nie, jeden z tych efektów – 1 lub 0 – jest efektem hipotetycznym, tj. nieobserwowanym w rzeczywistości. Przyjmuje się, że każda jednostka z grupy uczestniczącej oraz nieuczestniczącej w szkoleniu ma „przypisany” zarówno efekt obserwowalny, jak również nieobserwowalny efekt kontrfaktyczny (Trzeciński, 2009 za: Holland, 1986).

Na ogół przedmiotem zainteresowania badacza nie jest efekt jednostkowy, tylko średni efekt netto wyliczony dla jednostek uczestniczących w szkoleniu. Można go przedstawić jako różnicę między średnim efektem udziału w szkoleniu jednostek uczestniczących w szkoleniu, co oznaczymy jako $E(Y_i = 1 | S_i = 1)$, a średnim efektem w sytuacji kontrfaktycznej, tj. efektem, jaki zostałyby zaobserwowane, gdyby grupa uczestnicząca w szkoleniu nie uczestniczyła w nim, czyli $E(Y_i = 0 | S_i = 1)$. Średni efekt netto udziału w szkoleniu (*average treatment on treated effect*) można więc wyrazić wzorem:

$$Y_{ATT} = E(Y_i = 1 | S_i = 1) - E(Y_i = 0 | S_i = 1). \quad (1)$$

Oczywiście efekt braku udziału w szkoleniu w grupie uczestników, czyli $E(Y_i = 0|S_i = 1)$, jest nieobserwowalny, co uniemożliwia obliczenie efektu netto wprost. Najprostszym rozwiązaniem byłoby wykorzystanie obserwowalnego przeciętnego efektu braku udziału w szkoleniu w grupie nieuczestniczącej, tj. $E(Y_i = 0|S_i = 0)$, jako przybliżenia $E(Y_i = 0|S_i = 1)$. Mogłoby to jednak skutkować obciążeniem efektu netto. Jeśli bowiem przyjmujemy, że $E(Y_i = 0|S_i = 0) \approx E(Y_i = 0|S_i = 1)$, to równanie (1) można zapisać jako:

$$Y'_{ATT} \approx [E(Y_i = 1|S_i = 1) - E(Y_i = 0|S_i = 1)] + [E(Y_i = 0|S_i = 1) - E(Y_i = 0|S_i = 0)], \quad (2)$$

gdzie pierwszy składnik to efekt netto, zaś drugi to obciążenie selekcyjne. Obciążenie to będzie różne od zera, jeśli jednostki uczestniczące oraz nieuczestniczące w szkoleniu różnią się od siebie cechami mającymi wpływ na efekt braku udziału w szkoleniu. Jeśli więc, na przykład, w szkoleniu wezmą udział jednostki mające większe prawdopodobieństwo odniesienia sukcesu na rynku pracy niż jednostki nieuczestniczące, to efekt netto zostanie zawyżony. W rzeczywistości rzadko się zdarza, aby w warunkach nieeksperymentalnych obciążenie selekcyjne nie występowało (Heckman i Smith, 1995).

Podstawowym problemem, z którym mierzą się osoby badające efektywność szkoleń, jest więc konieczność wyeliminowania lub przynajmniej zminimalizowania obciążenia selekcyjnego. Wykorzystuje się w tym celu kilka metod. Sposób eliminacji selekcji zależy od tego, czy badanie ewaluacyjne ma charakter eksperymentalny czy quasi-eksperymentalny.

Badania eksperymentalne polegają na tym, że z badanej próby wybiera się losowo grupę uczestników programu szkoleniowego, czyli grupę eksperymentalną, zaś pozostałe jednostki stanowią grupę kontrolną. Losowy

podział na te dwie grupy teoretycznie eliminuje efekt selekcji, a tym samym wartość oczekiwana efektu braku udziału w szkoleniu powinna być w obu grupach identyczna, tj. $E(Y_i = 0|S_i = 1) = E(Y_i = 0|S_i = 0)$. Pozwala to na wyliczenie nieobciążonego efektu netto jako różnicy między średnim efektem udziału w szkoleniu jednostek z grupy eksperymentalnej oraz średnim efektem braku udziału w szkoleniu jednostek z grupy kontrolnej, czyli:

$$Y''_{ATT} = E(Y_i = 1|S_i = 1) - E(Y_i = 0|S_i = 0). \quad (3)$$

Teoretycznie zaletą tej metody jest więc eliminacja obciążenia selekcyjnego poprzez losowy wybór uczestników szkolenia². Niektórzy badacze twierdzą jednak, że ocena efektywności netto może być zaburzona poprzez trzy efekty (Björklund i Regnér, 1996):

- efekt doboru losowego – wynika ze wstępnej selekcji na etapie rekrutacji uczestników eksperymentu. Część osób potencjalnie zainteresowanych może się zniechęcić, dowiedziawszy się, że udział w szkoleniu będzie wynikiem losowania. Istnieje ryzyko, że grupa zniechęconych będzie się różniła od uczestników eksperymentu cechami mającymi wpływ na efekt udziału w szkoleniu. Jeśli więc na przykład zniechęcą się osoby o niskim poziomie motywacji, to efektywność szkolenia zostanie zawyżona;
- efekt substytucji – występuje w przypadku udziału osób z grupy kontrolnej w szkoleniach w ramach innych programów. Skutkuje zaniżeniem efektu netto;
- efekt Hawthorne – występuje, gdy świadomość udziału w eksperymencie jest czynnikiem dodatkowo motywującym uczestników szkolenia. Efektywność szkolenia będzie wtedy zawyżona.

² Jest to ogromna zaleta, która w obszarze badań nad efektem przyczynowym działań przysporzyła metodzie eksperymentalnej – opartej na doborze losowym – miana „złotego standardu” (Rossi, Freeman i Lipsey, 1999).

Wadą badań eksperymentalnych jest ich wysoki koszt. Ponadto ich prowadzenie może budzić wątpliwości o charakterze etycznym.

Badania quasi-eksperymentalne oparte są na danych pochodzących z badań obserwacyjnych, czyli z różnego rodzaju badań sondażowych, spisów ludności, baz danych administracyjnych. W przypadku tego typu danych udział w programie szkoleniowym nie będzie miał charakteru losowego, ale będzie wynikiem procesu selekcji (Rubin, 2005). Może być to autoselekcja, selekcja przez publiczne służby zatrudnienia lub przez pracodawcę. W celu eliminacji obciążenia selekcyjnego najczęściej wykorzystuje się analizę regresji oraz metody oparte na dopasowaniu.

Analiza regresji polega na oszacowaniu modelu w postaci:

$$Y_i = \alpha + S_i \beta_1 + X_i \beta_2 + \varepsilon_i, \quad (4)$$

w którym zmienna zależna (Y) obrazuje sytuację osoby i na rynku pracy, bądź zmianę tej sytuacji (np. poziom wynagrodzenia, podjęcie zatrudnienia), zaś zmiennymi niezależnymi są: udział osoby i w programie szkoleniowym oraz ewentualnie jego charakterystyka (S_i), wektor cech indywidualnych respondenta i oraz cech lokalnego rynku pracy (X_i). W przypadku gdy zmienna zależna ma charakter dyskretny, to szacowana jest regresja logistyczna (np. model logitowy, model probitowy, wielomianowy model logitowy), zaś jeśli ma charakter ciągły, to szacuje się regresję liniową.

Analiza regresji pozwala na prawidłowe oszacowanie efektu netto, o ile składnik resztowy (ε_i) nie jest skorelowany ze zmienną obrazującą udział w szkoleniu. To z kolei wymaga, aby model zawierał wszystkie zmienne mające wpływ na udział w szkoleniu i jednocześnie na jego efekt, czyli na

zmianę sytuacji na rynku pracy (zmienną zależną). W praktyce warunek ten może nie być spełniony, ponieważ łatwo wyobrazić sobie takie czynniki, które mogą mieć wpływ równocześnie na obie te zmienne, a dodatkowo mogą być trudne lub niemożliwe do uchwycenia (zmierzenia) i do uwzględnienia w modelu. Przykładowo, jeśli udział w szkoleniu i prawdopodobieństwo podjęcia pracy są uzależnione od motywacji respondenta, to wpływ szkoleń na prawdopodobieństwo podjęcia pracy zostanie przeszacowany (o ile kwestionariusz badania nie zawiera pytań dobrze identyfikujących poziom motywacji). W takiej sytuacji oszacowanie efektu oddziaływania programu (β_1) będzie obciążone, a dodatkowo nie będzie zgodne (zwiększanie próby nie zmniejszy obciążenia; Guo, Barth i Gibbons, 2006).

Analiza regresji nie pozwoli więc na wyeliminowanie obciążenia selekcyjnego, o ile grupa uczestników szkolenia oraz grupa kontrolna różnią się cechami niemierzalnymi, które mają wpływ jednocześnie na udział w szkoleniu oraz na jego efekt. Ponadto słabością tej metody jest założenie homogenicznego oddziaływania programów szkoleniowych na populację.

Metody oparte na dopasowaniu polegają na doborze bardzo do siebie podobnych jednostek z grupy uczestniczącej oraz nieuczestniczącej w szkoleniu. W idealnej sytuacji jednostki te powinny różnić się jedynie udziałem w szkoleniu, co pozwoliłoby na całkowitą eliminację obciążenia selekcyjnego. W takim wypadku średni efekt braku udziału w szkoleniu w grupie uczestniczącej w szkoleniu, tj. $E(Y_i = 0 | S_i = 1)$, byłby równy średniemu efektowi braku udziału w szkoleniu w grupie nieuczestniczącej, tj. $E(Y_i = 0 | S_i = 0)$, a tym samym efekt netto wyliczony zgodnie ze wzorem (3) byłby nieobciążony.

Dokładne parowanie jednostek na podstawie zestawu obserwowalnych cech jest

problematiczne, ponieważ przy dużej liczbie cech wymagałoby ogromnej puli osób nieuczestniczących w szkoleniu³. Dlatego często wykorzystuje się technikę *propensity score matching* (PSM) polegającą na dopasowaniu jednostek na podstawie prawdopodobieństwa udziału w szkoleniu oszacowanego przy użyciu analizy regresji. Wektor cech opisujących jednostkę zostaje więc zredukowany do jednego wskaźnika, co znacznie ułatwia dopasowanie.

Ograniczenia techniki PSM wynikają z przyjętych założeń. Po pierwsze, metody oparte na dopasowaniu opierają się na założeniu, że wszystkie istotne różnice między grupą uczestniczącą i nieuczestniczącą w programie można w całości wyjaśnić za pomocą obserwowalnych cech (Bryson, Dorsett i Purdon, 2002). Więc, podobnie jak w przypadku analizy regresji, jeśli na udział w szkoleniu oraz na efekt będą miały wpływ cechy nieobserwowalne, to oszacowany efekt netto może być obciążony. Warto podkreślić, że ograniczenie to nie dotyczy metody eksperymentalnej, ponieważ losowy wybór uczestników szkolenia powoduje, że teoretycznie grupa badana oraz kontrolna powinny charakteryzować się przeciętnie takimi samymi cechami obserwowalnymi i nieobserwowalnymi. Po drugie, technika PSM wymaga, aby warunkowo względem zmiennych obserwowalnych (X_i) opisujących jednostki uzyskany efekt, tj. zmiana sytuacji jednostki na rynku pracy ($Y_i = 0, Y_i = 1$) oraz udział w szkoleniu (S_i) były od siebie niezależne. Można to zapisać wzorem (Trzeciński, 2009):

$$(Y_i = 0, Y_i = 1) \perp S_i | X_i \quad (5)$$

³ Dla przykładu, dokładne dopasowanie grupy kontrolnej na podstawie 20 dwuwartościowych cech (20 zmiennych binarnych), generowałoby teoretycznie konieczność posiadania ponad dwumilionowej puli jednostek nieuczestniczących w szkoleniu. Sprawa dodatkowo komplikuje się, jeśli zmienne, według których dobierane są jednostki, przyjmują więcej niż dwie wartości lub są zmiennymi ciągłymi (Trzeciński, 2009).

Oznacza to, że w modelu szacującym *propensity score* należy uwzględnić wszystkie zmienne mające jednoczesny wpływ na udział w szkoleniu oraz na uzyskany efekt. Spełnienie tego założenia niestety nie jest testowalne, z wyjątkiem sytuacji, w których wyniki badania opartego na danych obserwacyjnych możemy porównać z wynikami badania eksperymentalnego (Heckman, Ishimura i Tod, 1997). Natomiast jego niespełnienie skutkuje obciążeniem efektu netto.

Po trzecie, zastosowanie techniki PSM wymaga dużych zbiorów danych, aby można było zapewnić wysoką jakość dopasowania, co ma oczywiście przełożenie na koszty badania.

Biorąc pod uwagę potencjalną złożoność czynników wpływających na udział w szkoleniu oraz na sytuację jednostki na rynku pracy, całkowite wyeliminowanie efektu selekcji w badaniach opartych na danych obserwacyjnych wydaje się mało prawdopodobne. Chodzi więc raczej o minimalizację obciążenia selekcyjnego. W tym celu model powinien zawierać jak najwięcej zmiennych mających wpływ zarówno na udział w szkoleniu, jak i na sytuację jednostki na rynku pracy. Dobór zmiennych powinien więc być przeprowadzony bardzo uważnie – powinien opierać się na uznanych teoriach i na wynikach dotychczasowych badań. Pomińcie istotnych zmiennych może bowiem poważnie wpłynąć na obciążenie oszacowanego efektu netto. Na przykład James Heckman i współpracownicy (1997) stwierdzili, że nieuwzględnienie w modelu takich zmiennych, jak historia zatrudnienia i zarobki, znacznie zwiększa obciążenie oszacowanego efektu netto.

Przegląd badań empirycznych

Badania efektywności udziału osób bezrobotnych w szkoleniach zawodowych w Polsce były do tej pory prowadzone jedynie przy użyciu metody quasi-eksperymentalnej. Korzystano w tym celu z danych pochodzących z „Badania aktywności ekonomicznej

ludności” (GUS) oraz z centralnej bazy osób zarejestrowanych jako bezrobotne w urzędach pracy (SI PULS). Badania te różnią się wykorzystaną techniką analizy – ich autorzy stosują zarówno model regresji, jak i technikę PSM.

W połowie lat 90. XX w. wyjątkową sposobność do przeprowadzenia tego typu analiz dało dołączenie przez Główny Urząd Statystyczny specjalnego modułu do BAEL poświęconego udziałowi w aktywnych programach rynku pracy (*active labour market policy*, ALMP). Badanie modułowe zostało przeprowadzone dwukrotnie – w sierpniu 1994 r. i sierpniu 1996 r. Pozwalało ono na identyfikację udziału respondentów w aktywnych programach zatrudnieniowych, w tym w szkoleniach zawodowych, w okresie 24 miesięcy poprzedzających badanie.

Patrick Puhani i Viktor Steiner (1996) na podstawie danych z 1994 r. określili wpływ udziału w szkoleniach organizowanych przez urzędy pracy, samych bezrobotnych oraz przez pracodawców na bieżący status na rynku pracy. Oszacowali w tym celu wielomianowy model logitowy, w którym zmienną wyjaśnianą był stan na rynku pracy osób, które w przeszłości były bezrobotne oraz aktualnie nie uczestniczą w programie szkoleniowym. Zmiennymi wyjaśniającymi były cechy demograficzno-społeczne oraz cechy obrazujące zasób kapitału ludzkiego respondentów. Autorzy stwierdzili, że szkolenia zawodowe organizowane przez urzędy pracy oraz przez samych bezrobotnych nie sprzyjają ani podejmowaniu pracy, nie chronią również przed dezaktywizacją zawodową. Autorzy zaznaczyli jednak, że uzyskane wyniki mogą być obciążone w związku z potencjalną endogenicznością udziału w szkoleniach, tj. z korelacją udziału w szkoleniach z nieobserwowalnymi zmiennymi mającymi jednocześnie wpływ na bieżący stan na rynku pracy. Podjęli więc próbę utworzenia zmiennej instrumentalnej obrazującej prawdopodobieństwo udziału w szkoleniach, ale zakończyła się ona niepowodzeniem.

Puhani (1998) wykorzystał dane z badania modułowego udziału w aktywnych programach rynku pracy dołączonego do BAEL w sierpniu 1996 r. Pozwalają one na stwierdzenie, czy respondent pracował, czy był zarejestrowany jako bezrobotny, oraz czy uczestniczył w szkoleniu zorganizowanym przez urząd pracy w każdym miesiącu w okresie od maja 1992 r. do sierpnia 1996 r. Na tej podstawie autor przypisał respondenta w każdym miesiącu do jednego z trzech stanów na rynku pracy – do zatrudnienia (jeśli pracował i jednocześnie nie był szkolony przez urząd pracy) do bezrobocia (jeśli był zarejestrowany i/lub był szkolony przez urząd pracy), pozostałych zaś – do bierności zawodowej. Celem badania było stwierdzenie, czy udział w szkoleniu zorganizowanym przez urząd pracy wpływa na prawdopodobieństwo pozostania w bezrobociu. Autor zastosował dwuetapową metodę dopasowania statystycznego. W pierwszym etapie do jednostki z grupy badanej dobierane były jednostki z grupy kontrolnej charakteryzujące się co najmniej tak samo długim okresem pozostawania w bezrobociu oraz takim samym stanem na rynku pracy w okresie 1, 3 i 6 miesięcy przed podjęciem szkolenia przez osobę z grupy badanej. Tak wyselekcjonowane jednostki były następnie dopasowywane przy użyciu techniki PSM. Autor stwierdził, że udział w szkoleniu organizowanym przez urząd pracy obniża prawdopodobieństwo pozostania w bezrobociu, ale tylko w przypadku mężczyzn – przy czym efekt ten jest istotny statystycznie w okresie od 10 do 16 miesięcy od rozpoczęcia szkolenia.

Jochen Kluge, Hartmut Lehmann i Christoph Schmid (1999) oszacowali efektywność udziału bezrobotnych w szkoleniach organizowanych przez urzędy pracy na podstawie tej samej bazy danych, co Puhani (1998) – BAEL wraz z dodatkowym badaniem modułowym z sierpnia 1996 r. – i przy użyciu podobnej metody – dopasowania. Różnica

polegała na nieco innej procedurze łączenia. Jednostki kontrolne dopasowano do badanych na podstawie:

- stanu na rynku pracy w ciągu 4 kwartałów przed szkoleniem,
- regionu (49 województw z wyodrębnieniem Warszawy),
- cech demograficzno-społeczne (płeć, wiek, stan cywilny, poziom wykształcenia).

Miało to na celu zminimalizowanie obciążenia selekcyjnego wynikającego zarówno z czynników obserwowalnych (cechy demograficzno-społeczne), jak i z czynników nieobserwowalnych (identyczne zmiany stanu na rynku pracy miały świadczyć o podobnych nieobserwowalnych cechach kojarzonych jednostek). Dopasowanie w oparciu o historię stanu na rynku pracy było dokładniejsze niż u Puhaniego (1998), bo obejmowało ostatni rok, a nie 6 miesięcy.

Efekt netto oszacowano jako różnicę między prawdopodobieństwem zatrudnienia dla grupy badanej (szkolonej) i kontrolnej. Przy czym prawdopodobieństwo zatrudnienia było liczone jako średnia dla okresu 3 kwartałów (efekt krótkookresowy) oraz 6 kwartałów (efekt średniookresowy) od zakończenia szkolenia. Autorzy stwierdzili, że szkolenia organizowane przez urzędy pracy skutkują wzrostem prawdopodobieństwa zatrudnienia – w krótkim okresie o 13,8%, zaś w średnim o 14,1%.

Paweł Kubiak (2005) badał efektywność netto udziału osób bezrobotnych w szkoleniach przy użyciu danych z badań modułowych dołączonych do BAEL w latach 1994 i 1996. Zastosował metodę dokładnego dopasowania, ale na podstawie tylko jednej zmiennej – płci respondenta. Autor stwierdził, że udział w szkoleniu organizowanym przez urząd pracy w 1994 r. zwiększał w perspektywie 12 miesięcy prawdopodobieństwo podjęcia pracy o 3%, zaś w przypadku szkoleń organizowanych w 1996 r. – o 28%. Można jednak przypuszczać, że w związku

z dopasowywaniem grupy badanej i kontrolnej według tylko jednej zmiennej, wyniki mogą być obciążone.

Najbardziej aktualne badanie efektywności netto szkolenia osób bezrobotnych o charakterze ogólnopolskim zostało przeprowadzone przez Jacka Bielińskiego i współpracowników (2008)⁴. Badanie zostało oparte na danych z systemu SI PULS, który zawiera informacje o osobach bezrobotnych zarejestrowanych w urzędach pracy, obejmujące m.in. ich cechy demograficzno-społeczne oraz ich historię na rynku pracy. Badaną populację stanowiły osoby bezrobotne, które rozpoczęły udział w aktywnych programach rynku pracy w drugim kwartale 2006 r. (grupa badana) lub były zarejestrowane w powiatowym urzędzie pracy (PUP) jako bezrobotne, ale nie brały udziału w ALMP w okresie od II kwartału 2006 r. do III kwartału 2007 r. (grupa kontrolna). Badanie zostało przeprowadzone na wylosowanej próbie, w odniesieniu do której dane z bazy SI PULS zostały uzupełnione o dodatkowe informacje pozyskane techniką telefonicznych wywiadów kwestionariuszowych wspomaganym komputerowo (CATI). Podstawową dodatkową informacją był obecny, faktyczny status na rynku pracy (informacje w bazie SI PULS nie pozwalają na jego identyfikację, ponieważ są w tym zakresie niepełne i nieaktualne). Autorzy oszacowali efekt netto udziału w szkoleniach organizowanych przez urzędy pracy w II kwartale 2006 r. na prawdopodobieństwo wykonywania pracy (niesubsydiowanej) w styczniu

⁴ Efektywność netto udziału w osobach bezrobotnych w szkoleniach była też przedmiotem analiz eksperckich prowadzonych w ramach ewaluacji programów współfinansowanych z funduszy unijnych (np. Drązkiewicz i in., 2010; Penszko, Jakubowska i Górniak, 2012), a także badań wycinkowych. Na przykład Monika Maksim (2011) badała efektywność szkoleń organizowanych przez urzędy pracy w sześciu powiatach, Jacek Liwiński (2008) na podstawie danych ogólnopolskiego badania absolwentów analizował efekty ich udziału w szkoleniach organizowanych przez urzędy pracy.

2008 r. przy użyciu dwóch metod – modelu logitowego oraz dopasowania techniką PSM.

W modelu logitowym zmienne wyjaśniające obejmowały: płeć, wiek, poziom wykształcenia, klasę miejscowości, posiadanie dziecka w wieku do 3 lat, okres pozostawania bez pracy (w rejestrze PUP), posiadanie doświadczenia zawodowego, typ powiatu (obrazujący specyfikę lokalnego rynku pracy) i udział w aktywnych programach rynku pracy. Na podstawie wyników regresji stwierdzono, że szkolenia istotnie zwiększają prawdopodobieństwo podjęcia pracy (iloraz szans = 1,8). Analiza wykonana przy użyciu techniki PSM również wskazała na dodatnią efektywność netto szkoleń – ich uczestnicy mieli o 12,8% większe prawdopodobieństwo wykonywania pracy. Można żałować, że nie zostało zaprezentowane porównanie wyników uzyskanych tymi dwoma metodami.

Podsumowując, przeprowadzone do tej pory badania różniły się źródłem danych, metodą analizy a nawet sposobem wykorzystania metody. Warto zauważyć, że wszystkie one zostały przeprowadzone stosunkowo dawno – większość oparta jest na danych z 1994 lub 1996 r., a jedynie badanie zespołu Bielińskiego (2008) obejmuje okres po akcesji Polski do Unii Europejskiej.

Problemem dotychczasowych badań jest nieprecyzyjna identyfikacja stanu badanych osób na rynku pracy. Jest to stan oparty o rejestrację w urzędzie pracy, a nie stan ekonomiczny (zgodny z metodologią Międzynarodowej Organizacji Pracy – ILO). Wynika to z ograniczeń wykorzystanych źródeł danych – zarówno badań modułowych dołączonych do BAEL, jak i bazy PULS. Dlatego można podejrzewać, że zmiana stanu na rynku pracy, będąca miarą efektywności szkoleń, nie była dokładnie mierzona.

Ponadto w celu minimalizacji obciążenia selekcyjnego wskazane jest uwzględnienie w modelu jak największej liczby zmiennych mających wpływ zarówno na

udział w szkoleniach, jak i na podjęcie pracy (Heckman i in., 1997). W tym kontekście warto w rozszerzyć specyfikacje stosowane w dotychczasowych badaniach o nowe zmienne, jak również zwiększyć liczbę klas wartości zmiennych już wcześniej wykorzystywanych.

Niewątpliwą zaletą dotychczasowych badań jest wykorzystanie baz danych szczegółowo charakteryzujących historię udziału badanych jednostek w szkoleniach zawodowych, w tym przede wszystkim umożliwiających określenie momentu rozpoczęcia i zakończenia szkolenia.

Analiza efektywności zatrudnieniowej szkolenia osób bezrobotnych w Polsce w latach 2001–2013

Celem analizy jest ocena wpływu udziału osób bezrobotnych w szkoleniach zawodowych na prawdopodobieństwo podjęcia pracy w okresie krótkim, zdefiniowanym jako 3 miesiące od udziału w szkoleniu, oraz średnim, czyli po 12 miesiącach od szkolenia. Istotnym aspektem analizy będzie też wyodrębnienie efektywności szkoleń proponowanych przez urząd pracy oraz szkoleń zorganizowanych z inicjatywy samych bezrobotnych⁵. Ponadto celem analizy jest identyfikacja cech osób bezrobotnych sprzyjających efektywności szkoleń.

Dane

Do oszacowania efektywności zatrudnieniowej netto udziału osób bezrobotnych w szkoleniach zawodowych zostały wykorzystane dane jednostkowe pochodzące z „Badania aktywności ekonomicznej ludności” z lat 2001–2013. Wybór okresu był motywowany dostępnością informacji na temat szkoleń. W 2001 r. do kwestionariusza BAEL został

⁵ Szkolenia z inicjatywy bezrobotnych mogą być również sfinansowane przez urząd pracy, o ile odbywają się na wniosek bezrobotnego.

włączony moduł pytań dotyczących kształcenia ustawicznego, w tym udziału w szkoleniach, i nie uległ on zasadniczym zmianom do 2013 r., co zapewnia porównywalność danych. Przyjęty okres analizy jest więc maksymalnym możliwym, na chwilę obecną. W celu uzyskania większej liczby obserwacji oraz wyeliminowania sezonowości, dla każdego roku połączono dane z poszczególnych kwartałów.

Dane pozwalają na identyfikację udziału respondenta w szkoleniach w okresie ostatnich 4 tygodni. Przy czym jako szkolenie traktuje się każdą formę uczenia się pod kierunkiem nauczyciela lub instruktora poza formalnym systemem edukacji, w tym m.in. kursy, seminaria, konferencje, instruktaże, prywatne lekcje, kursy korespondencyjne. O zawodowym charakterze szkolenia świadczy deklaracja respondenta, że miało ono na celu uzyskanie, podniesienie lub zmianę kwalifikacji zawodowych.

Pewnym problemem jest brak możliwości dokładnego określenia momentu zakończenia szkolenia. Dane pozwalają na stwierdzenie, że miało ono miejsce w ciągu ostatnich 4 tygodni, oraz jak długo łącznie trwało lub będzie trwało, o ile jeszcze się nie zakończyło. Każde zidentyfikowane szkolenie mogło więc najwcześniej zakończyć się dokładnie 4 tygodnie przed badaniem, zaś najpóźniejszy możliwy moment zakończenia szkolenia zależy od jego długości – przykładowo szkolenie półroczne może się zakończyć aż sześć miesięcy po badaniu. Oczywiście jest, że efektywność szkolenia należy badać po jego zakończeniu. Uzasadniałoby to wyłączenie z badania szkoleń długich, np. trwających ponad 3 miesiące. Z drugiej jednak strony wydaje się, że to właśnie najdłuższe szkolenia powinny dostarczać uczestnikom największy zasób kompetencji zawodowych a zarazem w największym stopniu poprawiać ich pozycję na rynku pracy. Dlatego analiza obejmuje wszystkie szkolenia bez względu na ich długość.

Metoda

Efektywność zatrudnieniową netto udziału w szkoleniach oszacowano przy użyciu modelu logitowego w postaci przedstawionej równaniem (4), w którym zmienna zależna ma charakter dyskretny i przyjmuje wartość 1 w przypadku podjęcia pracy przez osobę bezrobotną, 0 zaś w przypadku pozostania w bezrobociu. Adekwatnie do celu analizy, zmiana stanu na rynku pracy mierzona była w okresie 3 oraz 12 miesięcy od udziału w szkoleniu zawodowym. Wymagało to połączenia danych w panele kwartalne oraz roczne⁶.

Badaniem objęto jednostki, które w okresie początkowym w panelu (t_0) były bezrobotne, zaś w okresie końcowym (t_1) pracowały lub w dalszym ciągu pozostawały bezrobotne. Ponadto, badana populacja została zawężona do osób w wieku od 15 lat do wieku emerytalnego (kobiety – 59 lat, mężczyźni – 64 lata). Tak zdefiniowana próba dla lat 2001–2013 liczyła 76 448 obserwacji w panelu kwartalnym oraz 66 956 obserwacji w panelu rocznym.

Do zmiennych niezależnych zaliczono:

- udział w szkoleniu zawodowym, w podziale na szkolenia organizowane przez urzędy pracy oraz przez samych bezrobotnych⁷,
- zmienne demograficzno-społeczne: płeć, wiek, stan cywilny,
- zmienne obrazujące zasób kapitału ludzkiego respondenta: poziom wykształcenia, zawód, doświadczenie zawodowe (repre-

⁶ Każda osoba biorąca udział w BAEL jest poddawana czterem obserwacjom wg zasady 2 - (2) - 2, tzn. 2 kwartały w badaniu, dwa kwartały przerwy, znów 2 kwartały w badaniu i koniec służby. Umożliwia to łączenie danych indywidualnych z BAEL w panele kwartalne i roczne.

⁷ W przypadku gdy respondent uczestniczył w więcej niż jednym szkoleniu w ciągu ostatnich 4 tygodni, dane z BAEL umożliwiają identyfikację organizatora jedynie ostatniego szkolenia, czyli tego, które rozpoczęło się później. Dlatego w bazie danych wykorzystanej w badaniu uczestnicy szkoleń organizowanych przez urzędy pracy oraz we własnym zakresie stanowią zbiory rozłączne.

zentowane faktem wcześniejszego wykonywania pracy zarobkowej), okres pozostawania bez pracy (skutkujący utratą kapitału ludzkiego),

- zmienne obrazujące motywację respondenta do podjęcia pracy: metody poszukiwania pracy,
- zmienne charakteryzujące sytuację na lokalnym rynku pracy: klasa miejscowości, województwo.

Pełny wykaz zmiennych wraz z podziałem na klasy wartości zamieszczono w Tabeli 1A w aneksie.

Przy założeniu, że błąd losowy, ε_i , ma rozkład logistyczny, prawdopodobieństwo, że pracownik i , którego udział w szkoleniu określony jest przez wektor zmiennych S_i , oraz który posiada zestaw cech X_i , podejmie pracę, może być wyrażone następująco:

$$\Pr(Y_i = 1 | S_i, X_i) = \frac{\exp(S_i\beta_1 + X_i\beta_2)}{1 + \exp(S_i\beta_1 + X_i\beta_2)} = F(S_i\beta_1 + X_i\beta_2). \quad (6)$$

Oszacowanie tak skonstruowanego modelu logitowego metodą największej wiarygodności (ML) pozwoliło na uzyskanie estymatora β_1 obrazującego wpływ udziału osób bezrobotnych w szkoleniach zawodowych na prawdopodobieństwo podjęcia pracy, czyli efektywność netto szkoleń.

Ponieważ funkcja prawdopodobieństwa w modelu logitowym jest nieliniowa względem parametrów, ich oszacowania nie mają jednoznacznej interpretacji. Dlatego wyniki zostały przedstawione w postaci tzw. przeciętnych efektów krańcowych (*average marginal effects*, AME), obrazujących zmianę prawdopodobieństwa podjęcia pracy przez uczestników szkolenia względem osób nieuczestniczących. Przy czym efekt ten jest uśredniony dla wszystkich wartości przyjmowanych przez pozostałe zmienne niezależne⁸.

⁸ Do wykonania obliczeń wykorzystano program Stata 11.2.

Tabela 1

Krótkookresowa efektywność zatrudnieniowa netto szkolenia bezrobotnych (przeciętne efekty krańcowe)

Specyfikacja modelu	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Szkolenie z inicjatywy urzędu pracy	0,082***	0,079***	0,079***	0,080***	0,079***	0,082***
Szkolenie z inicjatywy bezrobotnego	0,090***	0,083***	0,062***	0,062***	0,059***	0,056***
Płeć, wiek, wiek2, stan cywilny		tak	tak	tak	tak	tak
Wykształcenie, doświadczenie zawodowe, okres bezrobocia, zawód			tak	tak	tak	tak
Klasa miejscowości, województwo				tak	tak	tak
Klasa miejscowości x województwo					tak	tak
Metody poszukiwania pracy						tak
Badany rok	tak	tak	tak	tak	tak	tak
Liczba obserwacji	76 448	76 448	76 420	76 420	76 420	76 420
F test	0	0	0	0	0	0
Pseudo R ² (McFadden)	0,0136	0,0257	0,0523	0,0545	0,0562	0,0587

*** 1% poziom istotności.

Wyniki

W celu wybrania takiej specyfikacji modelu, która pozwalałaby w największym stopniu ograniczyć obciążenie selekcyjne, zostały przeprowadzone próby z różnymi zestawami zmiennych niezależnych (Tabela 1). Jeśli do modelu, poza zmienną kontrolującą badany rok, włączono jedynie udział w szkoleniach z inicjatywy urzędu pracy lub bezrobotnego, krótkookresowa efektywność netto tych szkoleń kształtowała się na poziomie, odpowiednio: 8,2% oraz 9%, czyli o tyle punktów procentowych udział w nich zwiększał prawdopodobieństwo podjęcia pracy w perspektywie 3 miesięcy. Można się jednak spodziewać, że wynik ten obciążony jest efektem selekcji do udziału w szkoleniach. W celu jego eliminacji kolejno dodawane były zmienne charakteryzujące badaną populację, czyli cechy demograficzno-społeczne osób bezrobotnych (płeć, wiek i stan cywilny), cechy obrazujące ich zasób kapitału ludzkiego (wykształcenie, zawód, posiadanie doświadczenia zawodowego i okres bezrobocia) oraz zmienne regionalne wychwytyjące zróżnicowanie popytu na pracę na lokalnych rynkach. Dodawanie tych grup zmiennych skutkuje znacznym spadkiem wartości estymatora efektywności netto szkoleń z inicjatywy bezrobotnych – z 9% w specyfikacji (1) do 5,9% w specyfikacji (5). Jednocześnie wartość estymatora efektywności szkoleń organizowanych przez urzędy pracy zmniejszyła się nieznacznie – odpowiednio z 8,2% do 7,9%. Świadczy to o stosunkowo silnej autoselekcji osób bezrobotnych do szkoleń organizowanych z własnej inicjatywy, a więc przeważnie szkoleń finansowanych we własnym zakresie. Na szkolenia takie decydują się relatywnie często osoby o wysokim prawdopodobieństwie podjęcia pracy, a więc przede wszystkim o wysokim zasobie kapitału ludzkiego. Selekcja do szkoleń organizowanych przez urzędy pracy jest natomiast nieznaczna.

Problemem podkreślanym przez badaczy efektywności szkoleń (np. Heckman i in., 1997) jest możliwość wpływu czynników nieobserwowalnych na selekcję do udziału w szkoleniu, a jednocześnie na prawdopodobieństwo odniesienia sukcesu, czyli w tym przypadku podjęcia pracy. Czynnikiem takim może być na przykład motywacja do podjęcia pracy. Aby w pewnym stopniu uwzględnić w modelu ten czynnik, dodano zestaw zmiennych niezależnych obrazujących wykorzystywane metody poszukiwania pracy. Wydaje się bowiem, że podejmowanie działań nakierowanych na znalezienie pracy wynika przede wszystkim z motywacji osoby bezrobotnej. Do działań tych zaliczono: poszukiwanie pracy przez urząd pracy, poszukiwanie pracy przez prywatne biura pośrednictwa pracy, zamieszczanie i odpowiadanie na ogłoszenia, poszukiwanie bezpośrednio w zakładach pracy, poszukiwanie przez krewnych lub znajomych, podjęcie starań o zorganizowanie własnego miejsca pracy oraz przeglądanie ogłoszeń. Każde z tych działań zostało uwzględnione w modelu w postaci oddzielnej zmiennej niezależnej (zero-jedynkowej). Spowodowało to, że wartość estymatora efektywności szkoleń z inicjatywy bezrobotnych jeszcze bardziej spadła – do 5,6% – zaś w przypadku szkoleń prowadzonych z inicjatywy urzędu pracy wzrosła do wyjściowego poziomu, tj. 8,2% (por. Tabela 1, specyfikacja 6). Może to świadczyć o tym, że bezrobotni o relatywnie wysokiej motywacji raczej sami sobie organizują szkolenia, zaś osoby o niskiej motywacji korzystają ze szkoleń organizowanych przez urząd pracy.

Analogiczny proces dochodzenia do optymalnej specyfikacji przeprowadzono w przypadku modelu średniookresowego, czyli określającego efektywność w perspektywie 12 miesięcy od udziału w szkoleniu. Wnioski są podobne jak dla krótkiego okresu. Wraz dodawaniem do modelu poszczególnych grup zmiennych wartość

Tabela 2

Średniookresowa efektywność zatrudnieniowa netto szkolenia bezrobotnych (przeciętne efekty krańcowe)

Specyfikacja modelu	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Szkolenie z inicjatywy urzędu pracy	0,067***	0,063***	0,063***	0,063***	0,063***	0,060***
Szkolenie z inicjatywy bezrobotnego	0,176***	0,161***	0,114***	0,113***	0,112***	0,106***
Płeć, wiek, wiek2, stan cywilny		tak	tak	tak	tak	tak
Wykształcenie, doświadczenie zawodowe, okres bezrobocia, zawód			tak	tak	tak	tak
Klasa miejscowości, województwo				tak	tak	tak
Klasa miejscowości x województwo					tak	tak
Metody poszukiwania pracy						tak
Badany rok	tak	tak	tak	tak	tak	tak
Liczba obserwacji	66 956	66 956	66 954	66 954	66 954	66 954
F test	0	0	0	0	0	0
Pseudo R ² (McFadden)	0,0183	0,0348	0,0649	0,0675	0,0691	0,0710

*** 1% poziom istotności.

estymatora efektywności netto szkoleń z inicjatywy bezrobotnych zdecydowanie maleje, zaś w przypadku szkoleń z zorganizowanych przez urzędy pracy – niemal nie zmienia się (por. Tabela 2, specyfikacje 1–5). Włączenie do modelu zmiennych dotyczących metod poszukiwania pracy jeszcze wzmacnia ten efekt.

Wydaje się, że specyfikacja (6) zarówno w modelu krótko- jak i średniookresowym w największym stopniu redukuje obciążenie selekcyjne i dlatego została uznana za podstawową⁹. Uzyskane wartości efektywności netto dla krótkiego i średniego okresu wskazują na zasadniczo różne oddziaływanie szkoleń z inicjatywy urzędu pracy oraz szkoleń z inicjatywy bezrobotnych. Te pierwsze zwiększają o 8,2% prawdopodobieństwo wykonywania pracy po 3 miesiącach od udziału w szkoleniu, przy czym wpływ ten maleje do

6% po upływie kolejnych 9 miesięcy. Efektywność szkoleń z inicjatywy samych bezrobotnych jest wprawdzie krótkookresowo mniejsza (5,6%), ale w średnim okresie blisko dwukrotnie przekracza efektywność szkoleń organizowanych przez urzędy pracy.

Efektywność szkoleń ulegała zmianom w badanym okresie. O ile szkolenia organizowane przez urzędy pracy krótkookresowo były mniej więcej tak samo efektywne przez cały badany okres (zwiększały prawdopodobieństwo podjęcia pracy o ok. 8%), o tyle średniookresowo były skuteczne tylko w latach 2005–2009 (Tabela 3), zaś w okresie przedakcesyjnym (2001–2004) oraz od 2010 r. nie przyniosły istotnych statystycznie efektów. Szkolenia z inicjatywy bezrobotnych w krótkim okresie ułatwiały im podjęcie pracy w latach 2001–2004 oraz 2010–2013, zaś nie były skuteczne pomiędzy rokiem 2005 a 2009. Średniookresowo szkolenia organizowane przez bezrobotnych były skuteczne w każdym badanym podokresie,

⁹ Specyfikacja ta została wykorzystana w dalszej części artykułu do szczegółowych analiz.

a ponadto w każdym z nich efektywność była wyższa od krótkookresowej.

Szkolenia zawodowe przynoszą większe korzyści mężczyznom w krótkim i średnim okresie. Dotyczy to zarówno szkoleń organizowanych przez urzędy pracy, jak i z inicjatywy bezrobotnego (Tabela 4). Co ciekawe, szkolenie kobiet przez urzędy pracy jest efektywne tylko w krótkim okresie – w średnim

nie ma wpływu na prawdopodobieństwo podjęcia przez nie pracy.

Ze szkoleniami zawodowymi związane są duże nadzieje na aktywizację zawodową osób starszych, w sytuacji wyjątkowo niskiej stopy zatrudnienia w tej grupie w Polsce na tle innych państw europejskich oraz trwającego procesu podnoszenia wieku emerytalnego. Analiza efektywności netto szkoleń według

Tabela 3

Efektywność zatrudnieniowa netto szkolenia bezrobotnych w poszczególnych okresach (przeciętne efekty krańcowe)

Specyfikacja modelu	3 miesiące po szkoleniu				12 miesięcy po szkoleniu			
	Ogółem	2001– –2004	2005– –2009	2010– –2013	Ogółem	2001– –2004	2005– –2009	2010– –2013
Szkolenie z inicjatywy urzędu pracy	0,082***	0,081***	0,086***	0,086***	0,060***	0,024	0,099***	0,047
Szkolenie z inicjatywy bezrobotnego	0,056***	0,054***	0,032	0,070***	0,106***	0,091***	0,137***	0,123***
Liczba obserwacji	76 420	28 970	20 864	26 586	66 954	29 826	17 245	19 883
F test	0	0	0	0	0	0	0	0
Pseudo R^2 (McFadden)	0,0587	0,0563	0,0606	0,0549	0,0710	0,0651	0,0677	0,0685

*** 1% poziom istotności; specyfikacja modelu zgodna z Tabelą 1A w aneksie.

Tabela 4

Efektywność zatrudnieniowa netto szkolenia bezrobotnych według płci (przeciętne efekty krańcowe)

Specyfikacja modelu	3 miesiące po szkoleniu			12 miesięcy po szkoleniu		
	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni
Szkolenie z inicjatywy urzędu pracy	0,082***	0,066***	0,100***	0,060***	0,041	0,087***
Szkolenie z inicjatywy bezrobotnego	0,056***	0,044***	0,068***	0,106***	0,093***	0,116***
Liczba obserwacji	76 420	36 779	39 641	66 954	31 946	35 008
F test	0	0	0	0	0	0
Pseudo R^2 (McFadden)	0,0587	0,0672	0,0539	0,0710	0,0736	0,0724

*** 1% poziom istotności; specyfikacja modelu zgodna z Tabelą 1A w aneksie.

wieku dostarcza w tym kontekście ważnych informacji. Szkolenia organizowane przez urzędy pracy w krótkim okresie ułatwiają podjęcie pracy wszystkim bezrobotnym bez względu na wiek, choć w największym stopniu osobom między 26. a 44. rokiem życia, ale w średnim okresie są efektywne jedynie w odniesieniu do osób młodych i w średnim wieku – sytuacji osób po 44. roku życia nie poprawiają (Tabela 5).

Zupełnie inaczej jest ze szkoleniami podejmowanymi z inicjatywy bezrobotnych. One zarówno w krótkim, jak i średnim okresie są wysoko skuteczne w odniesieniu do osób po 44. roku życia – zwiększają prawdopodobieństwo wykonywania przez nie pracy o 6,6% po 3 miesiącach oraz o 12,1% po 12 miesiącach od szkolenia. Są one również skuteczne w stosunku do osób młodych (15–25 lat) i w średnim wieku (26–44 lata), przy czym w tej ostatniej grupie w średnim okresie efektywność szkoleń z inicjatywy bezrobotnych jest dwa razy większa niż organizowanych z inicjatywy urzędu pracy.

Efektywność szkoleń jest wyraźnie zróżnicowana względem poziomu wykształcenia bezrobotnych. Szkolenia organizowane przez urzędy pracy w krótkim okresie ułatwiają podjęcie pracy osobom ze wszystkimi

poziomami formalnego wykształcenia powyżej gimnazjalnego, a w przypadku absolwentów liceów ogólnokształcących efektywność netto wynosi aż 15,8% (Tabela 6). To świadczy o tym, że szkolenia pozwalają – przynajmniej w krótkim czasie – przewyciężyć brak kwalifikacji zawodowych osobom z tym typem wykształcenia. Szkolenia oferowane przez urzędy pracy są jednak efektywne w średnim okresie tylko w odniesieniu do osób z wykształceniem średnim zawodowym (9,6%) oraz gimnazjalnym lub niższym (7,9%). Brak efektywności netto szkoleń dla osób z wykształceniem średnim ogólnym po 12 miesiącach od udziału w nich wskazuje, że dla trwalszej poprawy sytuacji na rynku pracy potrzebne jest tej grupie jednak bardziej pogłębione kształcenie zawodowe.

Inaczej jest ze szkoleniami podejmowanymi z inicjatywy samych bezrobotnych – one są skuteczne w przypadku absolwentów szkół dostarczających kwalifikacji zawodowych, czyli osób z wykształceniem zasadniczym zawodowym, średnim zawodowym i wyższym. Szkolenia stwarzają tym grupom dobre perspektywy zatrudnieniowe w krótkim okresie, a w średnim – jeszcze lepsze. O ile więc na szkolenie we własnym

Tabela 5

Efektywność zatrudnieniowa netto szkolenia bezrobotnych według wieku (przeciętne efekty krańcowe)

Specyfikacja modelu	3 miesiące po szkoleniu				12 miesięcy po szkoleniu			
	Ogółem	15–25	26–44	45–59/64	Ogółem	15–25	26–44	45–59/64
Szkolenie z inicjatywy urzędu pracy	0,082***	0,075***	0,100***	0,052*	0,060***	0,088**	0,061**	0,038
Szkolenie z inicjatywy bezrobotnego	0,056***	0,069***	0,053***	0,066**	0,106***	0,099***	0,117***	0,121**
Liczba obserwacji	76 420	22 261	41 729	12 430	66 954	19 484	37 464	10 006
F test	0	0	0	0	0	0	0	0
Pseudo R ² (McFadden)	0,0587	0,0495	0,0606	0,0735	0,0710	0,0684	0,0686	0,0803

***; **; * oznaczają odpowiednio 1%, 5% i 10% poziom istotności; specyfikacja modelu zgodna z Tabelą 1A w aneksie.

zakresie decydują się relatywnie często osoby o wysokim zasobie kapitału ludzkiego, o tyle działanie to wydaje się racjonalne, bo właśnie te grupy uzyskują z tego tytułu największe korzyści.

Wydłużający się okres pozostawania bez pracy, ze względu na towarzyszącą mu deprecjację kapitału ludzkiego, z reguły ogranicza szanse na podjęcie pracy. Szkolenia mają temu przeciwdziałać. Zarówno te organizowane przez urzędy pracy, jak i szkolenia z inicjatywy bezrobotnych w krótkim okresie ułatwiają podjęcie pracy wszystkim bezrobotnym, niezależnie od okresu pozostawiania bez pracy (Tabela 7). Różnica w efektywności jest jednak wyraźnie widoczna w średnim okresie. Po roku od udziału w szkoleniu zorganizowanym przez PUP większe szanse na wykonywanie pracy mają jedynie osoby, które przed szkoleniem pozostawały

bez pracy nie dłużej niż pół roku. Natomiast szkolenia z inicjatywy samych bezrobotnych zwiększają ich szanse zatrudnieniowe nie tylko w krótkim, lecz także w średnim okresie niezależnie od okresu wcześniejszego pozostawania bez pracy.

Wnioski

Badanie dostarczyło kilku interesujących wniosków. Po pierwsze, podobnie jak większość wcześniejszych badań efektywności szkoleń w Polsce (Bieliński i in., 2008; Kluge i in., 1999; Kubiak, 2005), również niniejsze potwierdza pozytywny wpływ szkoleń organizowanych przez urzędy pracy na prawdopodobieństwo podjęcia pracy. Należy jednak podkreślić, że szkolenia te są bardziej efektywne w krótkim okresie (8,2%) niż w średnim (6%). Co więcej, ich

Tabela 6

Efektywność zatrudnieniowa netto szkolenia bezrobotnych według poziomu wykształcenia (przeciętne efekty krańcowe)

	Ogółem	Wyższe	Średnie zawodowe	Średnie ogólne	Zasadnicze zawodowe	Gimnazjalne i niższe
3 miesiące po szkoleniu						
Specyfikacja modelu						
Szkolenie z inicjatywy urzędu pracy	0,082***	0,097**	0,073***	0,158***	0,089***	0,043
Szkolenie z inicjatywy bezrobotnego	0,056***	0,078***	0,064***	0,046	0,063**	0,026
Liczba obserwacji	76 420	6 804	19 056	7 856	29 347	13 323
F test	0	0	0	0	0	0
Pseudo R ²	0,0587	0,0551	0,0539	0,0681	0,0593	0,0833
12 miesięcy po szkoleniu						
Szkolenie z inicjatywy urzędu pracy	0,060***	0,046	0,096***	0,066	0,025	0,079*
Szkolenie z inicjatywy bezrobotnego	0,106***	0,122**	0,146***	0,060	0,123**	-0,089
Liczba obserwacji	66 954	5 737	16 803	6 737	26 042	11 585
F test	0	0	0	0	0	0
Pseudo R ² (McFadden)	0,0710	0,0587	0,0680	0,0833	0,0590	0,0792

***; **; * oznaczają odpowiednio 1%, 5% i 10% poziom istotności; specyfikacja modelu zgodna z Tabelą 1A w aneksie.

Tabela 7

Efektywność zatrudnieniowa netto szkolenia bezrobotnych według okresu pozostawania bez pracy (przeciętne efekty krańcowe)

	3 miesiące po szkoleniu				12 miesięcy po szkoleniu			
	Ogółem	0–6 m-cy	7–12 m-cy	Ponad 12 m-cy	Ogółem	0–6 m-cy	7–12 m-cy	Pponad 12 m-cy
Specyfikacja modelu								
Szkolenie z inicjatywy urzędu pracy	0,082***	0,092***	0,095***	0,067***	0,060***	0,084**	0,050	0,043
Szkolenie z inicjatywy bezrobotnego	0,056***	0,044**	0,077***	0,067***	0,106***	0,133***	0,069*	0,114***
Liczba obserwacji	76 420	30 558	16 411	29 451	66 954	28 269	15 266	23 419
F test	0	0	0	0	0	0	0	0
Pseudo R ² (McFadden)	0,0587	0,0446	0,0484	0,0398	0,0710	0,0593	0,0570	0,0589

***; **; * oznaczają odpowiednio 1%, 5% i 10% poziom istotności; specyfikacja modelu zgodna z Tabelą 1A w aneksie.

średniookresowa efektywność – bo tylko tę można porównać z wynikami wcześniejszych badań – wystąpiła jedynie w latach 2005–2009 i wynosiła wtedy 9,9% – to nieco niższy wynik od uzyskanych przez innych badaczy. Kluge i współpracownicy (1999) stwierdzili, że wynosi ona ok. 14%, zaś zespół Bielińskiego (2008) – że ok. 12,8%. Różnica może wynikać z innego badanego okresu, z innej metody oraz innej badanej populacji. Z drugiej strony, stwierdzony w niniejszym badaniu brak średniookresowej efektywności tych szkoleń w latach 2001–2004 oraz 2010–2013 jest zgodny z wynikiem uzyskanym przez Puhaniego i Steinera (1996) na podstawie danych BAEL z 1994 r.

Po drugie, szkolenia organizowane przez samych bezrobotnych są efektywne w krótkim okresie (5,6%), ale jeszcze bardziej w średnim okresie (10,6%). Są one więc średniookresowo bardziej skuteczne niż szkolenia organizowane przez urzędy pracy. Co więcej, średniookresowa efektywność występuje we wszystkich badanych podokresach (2001–2004, 2005–2009 i 2010–2013) i w każdym jest większa od krótkookresowej. Bardziej trwałe efekty szkoleń podejmowanych z inicjatywy bezrobotnych

mogą świadczyć o ich wyższej jakości, w tym m.in. o większym dopasowaniu do potrzeb lub preferencji osób bezrobotnych. Uzyskany wynik jest wprawdzie zgodny z intuicją, która podpowiada, że bezrobotni powinni angażować się w szkolenia, po których oczekują pozytywnych efektów, ale jednocześnie jest on w pewnym sensie odkrywczy. Do tej pory tylko Puhani i Steiner (1996) przeanalizowali efekty szkoleń inicjowanych przez samych bezrobotnych i stwierdzili wówczas, że są one nieskuteczne. Widać że, ta sytuacja się istotnie zmieniła. Trudno orzec, z jakiej przyczyny. Warto jednak zauważyć, że od lat 90. bardzo poszerzył się w Polsce rynek usług edukacyjnych, przez co wzrosły możliwości wyboru zakresu i sposobu kształcenia, a także instytucji, która je oferuje.

Po trzecie, szkolenia z inicjatywy bezrobotnych wydają się bardziej uniwersalne, ponieważ zwiększają zatrudnialność osób o bardzo różnych cechach, podczas gdy szkolenia organizowane przez urzędy pracy są efektywne jedynie w odniesieniu do niektórych grup. Te ostatnie nie są na przykład skuteczne w średnim okresie względem kobiet, osób powyżej 45. roku życia, osób z wykształceniem wyższym lub zasadniczym zawodowy

oraz osób pozostających bez pracy ponad 6 miesięcy. We wszystkich tych przypadkach skuteczne są natomiast szkolenia zorganizowane przez bezrobotnych. Wynik ten wydaje się bardzo istotny w kontekście starzenia się ludności oraz podnoszenia wieku emerytalnego, przede wszystkim dotyczącego kobiet. Bowiem właśnie bezrobotnym kobietom, osobom po 45. roku życia oraz osobom z wykształceniem zasadniczym zawodowym (których jest relatywnie dużo wśród osób starszych) szkolenia proponowane przez PUP nie pomagają w podjęciu pracy – w ich przypadku bardziej sprawdziłoby się wsparcie w postaci bonu szkoleniowego, umożliwiającego swobodny wybór kursu.

Literatura

- Bieliński, J., Bober, M., Sarzalska, M. i Zawistowski J. (2008). Aktywne polityki na elastycznym rynku pracy. W: M. Bukowski (red.), *Zatrudnienie w Polsce 2007. Bezpieczeństwo na elastycznym rynku pracy*. Warszawa: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej.
- Björklund, A. i Regnér, H. (1996). Experimental evaluation of European labour market policy. W: G. Schmid, J. O'Reilly i K. Schömann (red.), *International handbook of labour market policy and evaluation*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Bryson, A., Dorsett, R. i Purdon, S. (2002). *The use of propensity score matching in the evaluation of active labour market policies*. [Working paper No. 4]. London: Department for Work and Pensions.
- Drażkiewicz, J., Kusideł, E., Jakubowska, K., Penszko, P., Gajdas, A. i Schimanek, T. (2010). *Wpływ polityki spójności na poziom i jakość zatrudnienia w Polsce*. Warszawa: PAG Uniconsult.
- Guo, S., Barth, R. P. i Gibbons, C. (2006). Propensity score matching strategies for evaluating substance abuse services for child welfare clients. *School Children and Youth Services Review*, 28(4), 357–383.
- Heckman, J. J. i Smith J. A. (1995). Assessing the Case for Social Experiments. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(2), 85–110.
- Heckman, J. J., Ichimura, H. i Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies*, 64(4), 605–654.
- Holland, P. W. (1986). Statistics and causal inference. *Journal of the American Statistical Association*, 396(81), 945–960.
- Kluve, J., Lehmann, H. i Schmid, Ch. M. (1999). Active labor market policies in Poland: human capital enhancement, stigmatization, or benefit churning. *Journal of Comparative Economics*, 27(1), 61–89.
- Kubiak, P. (2005). *Efekty uczestnictwa bezrobotnych w aktywnych programach rynku pracy w Polsce*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Liwiński, J. (2008). Korzystanie z programów polityki rynku pracy. W: Witkowski, J. (red.), *Badanie aktywności zawodowej absolwentów w kontekście realizacji programu „Pierwsza praca”*. Warszawa: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej.
- Maksim, M. (2011). Efektywność aktywnych programów rynku pracy – wyniki badań ilościowych. W: Z. Wiśniewski i K. Zawadzki (red.) *Efektywność polityki rynku pracy w Polsce*. Toruń: Wojewódzki Urząd Pracy w Toruniu, Uniwersytet Mikołaja Kopernika.
- Penszko, P., Jakubowska, K. i Górniak, K. (2012). *Badanie osiągniętych wartości wskaźników rezultatu komponentu regionalnego PO KL, IV etap badania*. Warszawa: PAG Uniconsult.
- Puhani, P. A. (1998). *Advantage through training? A microeconomic evaluation of the employment effects of active labour market programmes in Poland*. Discussion Paper, 98-25. Mannheim: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Puhani, P. A. i Steiner V. (1996). Public works for Poland? Active labour market policies during transition. *Discussion Paper*, 96-1. Mannheim: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Rossi, P. H., Freeman, H. E. i Lipsey, M. W. (1999). *Evaluation. A systematic approach* (wyd. 6). Thousand Oaks: Sage.
- Rubin, D. B. (2005). Causal inference using potential outcomes: design, modeling, decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 469(100), 322–331.
- Szczucka, A., Turek, K. i Worek, B. (2012). *Kształcenie przez całe życie. Na podstawie badań zrealizowanych w 2012 roku w ramach III edycji projektu Bilans Kapitału Ludzkiego*. Warszawa: Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości.
- Trzeciński, R. (2009). *Wykorzystanie techniki propensity score matching w badaniach ewaluacyjnych*. Warszawa: Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości.

Aneks

Tabela 1A

Zmienne niezależne wykorzystane w modelu przepływu z bezrobocia do zatrudnienia

Zmienna niezależna	Klasy wartości
Udział w szkoleniu zawodowym z inicjatywy urzędu pracy	1 – tak; 2* – nie
Udział w szkoleniu zawodowym z inicjatywy respondenta	1 – tak; 2* – nie
Płeć	1 – kobieta; 2* – mężczyzna
Wiek	zmienna ciągła
Wiek2 (kwadrat wieku)	zmienna ciągła
Stan cywilny	1 – zamężna, żonaty; 2* – stanu wolnego
Poziom wykształcenia	1 – wyższe; 2 – średnie zawodowe lub policealne; 3 – średnie ogólne; 4 – zasadnicze zawodowe; 5* – gimnazjalne, podstawowe lub bez wykształcenia
Doświadczenie zawodowe	1* – tak; 2 – nie
Okres pozostawania bez pracy	1 – do 6 miesięcy; 2 – 7–12 miesięcy; 3 – 13–18 miesięcy; 4* – ponad 18 miesięcy
Zawód wykonywany w ostatnim miejscu pracy (o ile respondent pracował w okresie ostatnich 7 lat)	1 – parlamentarzysta, wyższy urzędnik lub kierownik; 2 – specjalista; 3 – technik lub inny średni personel; 4 – pracownik biurowy; 5 – pracownik usług osobistych lub sprzedawca; 6 – rolnik, ogrodnik, leśnik, rybak; 7 – robotnik przemysłowy, rzemieślnik; 8 – operator lub monter maszyn i urządzeń; 9 – pracownik przy pracach prostych; 10* – nie pracował(a) w okresie ostatnich 7 lat
Poszukiwanie pracy przez powiatowy urząd pracy	1 – tak; 2* – nie
Poszukiwanie przez prywatne biuro pośrednictwa pracy	1 – tak; 2* – nie
Zamieszczanie lub odpowiadanie na ogłoszenia	1 – tak; 2* – nie
Poszukiwanie bezpośrednio w zakładach pracy	1 – tak; 2* – nie
Poszukiwanie poprzez krewnych, znajomych	1 – tak; 2* – nie
Podjęcie starań o zorganizowanie własnego miejsca pracy	1 – tak; 2* – nie
Przeglądanie ogłoszeń	1 – tak; 2* – nie
Klasa miejsca zamieszkania	1* – wieś; 2 – miasta do 50 tys. mieszkańców; 3 – miasta 50–100 tys. mieszkańców; 4 – miasta powyżej 100 tys. mieszkańców
Województwo	2* – dolnośląskie; 4 – kujawsko-pomorskie; 6 – lubelskie; 8 – lubuskie; 10 – łódzkie; 12 – małopolskie; 14 – mazowieckie; 16 – opolskie; 18 – podkarpackie; 20 – podlaskie; 22 – pomorskie; 24 – śląskie; 26 – świętokrzyskie; 28 – warmińsko-mazurskie; 30 – wielkopolskie; 32 – zachodniopomorskie
Rok badania	2001*; 2002; ...; 2013

* Przyjęty w modelu poziom bazowy zmiennej dyskretnej.