

MARCIN WOŹNIAK*

Aktywne programy rynku pracy: szacunki funkcji dopasowań dla Polski z wykorzystaniem danych regionalnych

Wprowadzenie

Analiza rynków pracy, w kontekście tarć generowanych przez jego uczestników, na stałe weszła do kanonu badań ekonomicznych. Podejście to pozwala wyjaśnić współistnienie wakatów i poszukujących zatrudnienia w tym samym miejscu i czasie, które jest cechą charakterystyczną współczesnych gospodarek. Kluczowe jest tu założenie o obustronnym braku dostępu do informacji: pracodawcy nie posiadają wiedzy o wszystkich poszukujących pracy, a bezrobotni nie mają wglądu we wszystkie znajdujące się na rynku oferty. Ta niedoskonałość jest przyczyną kosztownych i czasochłonnych opóźnień ciągłego procesu dopasowań, przyczyniając się do kumulacji kosztów transakcyjnych zarówno po stronie firm, jak i potencjalnych pracowników, przy czym im okres poszukiwań dłuższy, tym większe koszty.

Podstawowym narzędziem do matematycznego modelowania tarć na rynku pracy jest tzw. funkcja dopasowań, która w prosty sposób opisuje proces poszukiwania i odnajdywania zatrudnienia przez poszczególnych uczestników rynku pracy. Przedstawia ona strumień podejmujących zatrudnienie osób w danej gospodarce jako funkcję wakatów i bezrobotnych. Niewątpliwym wkład w powstanie i rozwój tej myśli wnoszą rozważania P. Diamonda, Ch. A. Pissaridesa i D. Mortensena¹, którzy na tym fundamencie zbudowali bardziej złożony matematyczny model równowagi. W niniejszym artykule autor skupia się jednak wyłącznie na mechanizmie łączenia uczestników rynku pracy².

* Mgr Marcin Woźniak – doktorant w Katedrze Pracy i Polityki Społecznej Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu; e-mail: wozniac@gmail.com

¹ Zob.: Diamond, Maskin 1979; Pissarides 1990; Mortensen 1982.

² Szersze omówienie modelu Diamonda, Mortensena i Pissaridesa – zob. np.: Rogerson, Shimer, Wright 2005; Butler, Orczyk, Szambelańczyk 2011; Nowak 2011; Woźniak 2012.

Funkcja dopasowań stanowi naturalny punkt wyjścia do walidacji różnego typu aktywnych programów rynku pracy, gdyż modeluje ona proces poszukiwania i znajdowania zatrudnienia oraz pozwala badać determinanty jego skuteczności. Jest to również przyczyna tego, iż literatura poruszająca ten temat jest bogata i wielowątkowa.

Celem opracowania jest przedstawienie szacunków funkcji dopasowań dla Polski w kontekście analizy efektywności wybranych aktywnych programów rynku pracy (ALMP). W tym celu oszacowano wpływ szkoleń i staży zarówno na strumień odpływu do zatrudnienia, jak i na stopę bezrobocia.

Do analiz posłużono się danymi regionalnymi i oszacowano statyczne oraz dynamiczne modele ekonometryczne dla 16 województw. W obliczeniach wykorzystano m.in. estymator pierwszych różnic³ dla uogólnionej metody momentów (Arellano, Bond 1991). Zgodnie z wiedzą autora do tej pory nie wykonano analiz wykorzystujących wspomnianą metodykę do walidacji ALMP w Polsce. Jednostkowe i odległe w czasie jest jedynie opracowanie Puhaniego (1999).

1. Przegląd literatury

W ostatnich latach można zaobserwować wyraźny wzrost wykorzystania modeli matematycznych w celu ewaluacji aktywnej polityki rynku pracy (np. Cahuc, Le Barbachon 2008; Van den Berg 2003; Van der Linden 2005; Nie, Struby 2008; Imbens, Wooldridge 2009; Stavrunova 2008; Van den Berg, Caliendo 2009 i wiele innych). Aktywne programy rynku pracy mogą wywoływać pewne „ukryte” efekty⁴, których nie można dokładnie ocenić za pomocą tradycyjnej analizy⁵. Ponadto realne oddziaływanie ALMP na poziom zatrudnienia i bezrobocia, płace czy pomoc społeczną nie jest do końca rozumiane i znane (Calmfors 1994; Calmfors, Forslund, Hemstrom 2002; Van der Linden 2005). Badanie mechanizmu łączenia poszukujących pracy bezrobotnych z pracodawcami z uwzględnieniem powstających w tym procesie tarć pozwala znaleźć odpowiedzi na niektóre z powyższych dylematów. W perspektywie makroekonomicznej natomiast umożliwia rozpoznanie korzyści bądź negatywnych efektów ALMP dla danej gospodarki.

Wykorzystanie samej funkcji dopasowań w tym zakresie wiąże się analizą oddziaływania danych programów ALMP na odpływy z bezrobocia, prawdopodobieństwo podjęcia pracy lub na czas jej poszukiwania. Rozróżnia się tu dwie specyfikacje funkcji dopasowań: zwyczajną i rozszerzoną. Ta druga postać jest zazwyczaj wykorzystywana w badaniach empirycznych, gdyż umożliwia obliczenia z uwzględnieniem heterogeniczności bezrobotnych i ofert pracy.

³ First Difference General Method of Moments (FDGMM)

⁴ Tzw. efekt „zastąpienia”, „jałowego biegu” i „przemieszczenia”. Szerzej na ten temat można przeczytać np. w: Lehmann, Kluve (2008).

⁵ Fundamentalne pytanie, na które trzeba odpowiedzieć w tym kontekście, to: jak dana osoba uczestnicząca w ALMP zachowałaby się, gdyby nie uczestniczyła w tym programie?

Hujer i Zeiss (2003) dokonują oceny wpływu programów zatrudnienia subsydiowanego oraz szkolenia zawodowego na proces łączenia pracodawców i pracowników w Niemczech. Z pomocą danych panelowych i wykorzystaniem estymatora pierwszych różnic GMM oraz metody największej wiarygodności⁶ szacują dynamiczną wersję rozszerzonej funkcji dopasowań. Rezultaty wskazują na spadek efektywności poszukiwań wśród uczestników programu zatrudnienia subsydiowanego. W odniesieniu do programów szkoleniowych znajdują oni pozytywny, aczkolwiek nieznaczący wpływ na zatrudnienie.

Hagen (2003) przy użyciu danych regionalnych z dwóch różnych źródeł ocenia efektywność trzech największych aktywnych programów rynku pracy w Niemczech Wschodnich. Autor szacuje efekty programów z wykorzystaniem zmiennych instrumentalnych dla uogólnionej metody momentów oraz dwustopniowej metody najmniejszych kwadratów⁷. Podkreśla on konieczność uwzględnienia endogeniczności ALMP w modelach ekonometrycznych. Przeprowadzone obliczenia wskazują na negatywny wpływ programów zatrudnienia subsydiowanego na proces łączenia uczestników rynku pracy. Nie znajduje on ponadto dowodów na skuteczność programów szkoleniowych.

Hujer, Rodriguez, Wolf (2009) szacują ekonometryczny model ewaluacji ALMP dla Niemiec Zachodnich, wprowadzając dodatkowo zależności przestrzenne różnicujące regiony. Nie znajdują oni dowodów skuteczności któregośkolwiek z czterech badanych programów aktywizacji.

Dauth, Hujer i Wolf (2010) udowadniają, że programy zatrudnienia subsydiowanego w Austrii mają negatywny wpływ na odpływy do zatrudnienia. Programy podnoszące kompetencje społeczne bezrobotnych zwiększają z kolei ich szansę na podjęcie pracy.

W Polsce pierwsze oszacowania funkcji dopasowań można znaleźć w artykule Kwiatkowskiego i Tokarskiego (1997). W swojej pracy wyodrębnili oni dwa typy bezrobotnych: krótko- i długoterminowych. Wśród zmiennych objaśniających uwzględnili wydatki na programy rynku pracy. Otrzymane wyniki wskazują na poprawę procesu dopasowania w badanym przez nich okresie (1992–1996). Jako efektywny program zatrudnieniowy badacze wymieniają jedynie prace interwencyjne.

Puhani (1999) przedstawił obszerne badanie efektywności ALMP w Polsce, które skupia się zarówno na odpływach do zatrudnienia, jak i do bezrobocia. Oszacował zarówno model statyczny, jak i dynamiczny z wykorzystaniem danych regionalnych za pomocą metody najmniejszych kwadratów. Puhani wskazuje na problem endogeniczności aktywnych programów rynku pracy i różnice w szacunkach pomiędzy modelami z opóźnioną zmienną objaśnianą i bez niej. Istotny dla obliczeń pozostaje także wybór tzw. efektów zewnętrznych modelu (efekty losowe czy efekty ustalone). Szacunki z wykorzystaniem danych rejestrowanych wskazują

⁶ Odpowiednio: metoda momentów (*General Method of Moments*) i metoda największej wiarygodności (*Maximum Likelihood Estimation*).

⁷ *Two Stages Least Squares* (TSLS).

na pozytywny wpływ programów szkoleniowych na zatrudnienie i niejasne efekty jednorazowych dotacji na założenie działalności gospodarczej.

Roszkowska (2009) dostarcza dowodu na istnienie funkcji dopasowań o stałych efektach skali (CRS) i niemal jednakowym wpływie wakatów i bezrobotnych na tworzenie się dopasowań. Autorka dowiodła istnienia pozytywnej zależności pomiędzy wysokością płacy minimalnej a odpływami do zatrudnienia. Podjęła również próbę oceny efektywności prac społecznych i interwencyjnych. Otrzymane wyniki nie pozwalają jednak na sformułowanie jednoznacznych wniosków.

Jeruzalski i Tyrowicz (2009) badali z kolei efektywność dopasowań z użyciem tzw. stochastycznej metody granicznej (*stochastic frontier*) oraz za pomocą postaci różnicowej funkcji. Nie znaleźli oni jednak związku pomiędzy efektywnością procesu odpływu bezrobotnych do zatrudnienia a zagregowanym oddziaływaniem programów rynku pracy. Badacze wskazują na mniejszy udział ofert pracy w procesie łączenia pracodawców i pracowników.

2. Mechanizm łączenia pracodawców i pracowników – uwagi techniczne

Funkcja dopasowań jest matematycznym uproszczeniem procesu łączenia podmiotów na rynku pracy. Ujmuje ona złożone przyczyny opóźnień tego zjawiska poprzez prostą zależność i w ten sposób wyjaśnia bezrobocie (Fahr, Sunde 2001):

$$M = m(u, v). \quad (1)$$

Im więcej w danej gospodarce wolnych miejsc pracy (v) i poszukujących jej bezrobotnych (u), tym odpływ do zatrudnienia (M) większy. Zakłada się, że $\frac{\partial M}{\partial u} > 0$, $\frac{\partial M}{\partial v} > 0$, a $\frac{\partial^2 M}{\partial^2 u} < 0$, $\frac{\partial^2 M}{\partial^2 v} < 0$, co oznacza, że M jest funkcją rosnącą względem każdego argumentu, przy czym jej przyrosty są malejące. Jako interpretację ekonomiczną przyjmuje się, że im więcej poszukujących pracy i wakatów na rynku, tym większy strumień odpływu do zatrudnienia. Ujemny znak pochodnych drugiego rzędu implikuje fakt, iż funkcja dopasowań jest wklęsła. Wskazuje nam to, że wspomniany wzrost liczby dopasowań odbywa się w coraz wolniejszym stopniu, dążąc do krańcowej produktywności funkcji (Storer 1994). Zakładamy dalej, że zerowej wartości jednego z jej składników odpowiada zerowy wynik całej zależności: $m(0, v) = m(u, 0) = 0$. Założenie to jest poprawne ekonomicznie i nie wymaga dalszych rozwinięć. Kolejnym istotnym ekonomicznym założeniem jest jednorodność stopnia pierwszego funkcji dopasowań (Blanchard, Diamond 1990). Kwestia ta wielokrotnie i z różnym efektem była analizowana w literaturze przedmiotu (Petrolongo, Pissarides 2001). Warto odnotować, że stopień homogeniczności równy jedności implikuje istnienie dokładnie jednego stanu równowagi, natomiast jego wyższy stopień jednorodności nie wyklucza istnienia wielu stanów równowagi (stanów stacjonarnych) (Van den Berg 2003).

W dalszej części artykułu przyjmujemy, że funkcja dopasowań ma postać funkcji Cobba-Douglasa:

$$M = Au^{\alpha}v^{\beta}, \quad (2)$$

gdzie $A > 0$ to stała, którą w tym przypadku interpretuje się jako wskaźnik ogólnej efektywności rynku pracy, $\alpha > 0$ to elastyczność strumienia dopasowań względem liczby bezrobotnych, a $\beta > 0$ to elastyczność strumienia dopasowań względem wolnych miejsc pracy. Przy założeniu stałych efektów skali⁸ $\alpha + \beta = 1$. Znane są niemniej estymacje elastyczności funkcji dopasowań wskazujące na malejące czy rosnące efekty skali w ramach danej gospodarki. Faktem jest, iż dla większości krajów udaje się oszacować stabilną funkcję tego typu o stałych zwrotach skali.

Elastyczności funkcji dopasowań rozumiemy tu w taki sam sposób jak ma to miejsce w neoklasycznej funkcji produkcji (Zellner, Kmenta, Dreze 1966). Mówią nam one o ile procent wzrośnie liczba dopasowań, jeżeli zwiększymy o jeden procent któryś z nakładów: liczbę wakatów bądź bezrobotnych. W przypadku funkcji Cobba-Douglasa najprostszą metodą obliczenia jej elastyczności jest zastosowanie pochodnej logarytmicznej: $\left(\frac{\% \Delta M}{\% \Delta u} = \frac{\partial \ln M}{\partial \ln u} = \alpha\right)$ i analogicznie: $\left(\frac{\% \Delta M}{\% \Delta v} = \frac{\partial \ln M}{\partial \ln v} = \beta\right)$.

Stałe efekty skali implikują jeszcze jedną ważną własność funkcji dopasowań: relacja liczby wakatów do poszukujących zatrudnienia bezrobotnych może być zapisana jako funkcja jednej zmiennej $\left(\frac{v}{u} = \theta\right)$ (Mortensen, Pissarides 1998), definiowanej jako wskaźnik niedopasowania, czy też restrykcyjności rynku pracy (Pissarides 2000). Jest ona ponadto ściśle związana z prawdopodobieństwem znalezienia pracy przez bezrobotnego. Im wyższe jej wartości, tym szansa na znalezienie zatrudnienia większa, a szansa na znalezienie pracownika mniejsza (Mortensen, Pissarides 1998). Średnia częstotliwość, z jaką wakuje stanowisko łączy się z bezrobotnym, wynosi zatem $p_v = \frac{M}{v} \equiv p_v(\theta)$, a poszukujący pracy odpływają do zatrudnienia w tempie $p_u = \frac{M}{u} \equiv p_u(\theta)$. p_v spada wraz ze wzrostem v , natomiast p_u spada wraz ze wzrostem u , ponieważ większa liczba podmiotów po jednej stronie rynku powoduje niekorzystne efekty zewnętrzne (zagęszczenie) (Yashiv 2007). Przy dużych wartościach u i v liczbę połączeń w danym okresie (w jednej turze) M_p można wyprowadzić ze wzoru na rozkład Poissona⁹.

Warstwica funkcji dopasowań to tzw. krzywa Beveridge’a, wyrażająca negatywną zależność pomiędzy liczbą wakatów a liczbą bezrobotnych (Bouvet 2009). W sensie ekonomicznym jest to izokwanta funkcji produkcji, która wskazuje na jej określoną wartość przy danych nakładach poszczególnych czynników. W tym przypadku należy ją interpretować jako krzywą stałego odpływu do zatrudnienia (Tokarski 2005).

⁸ Zmienna M w funkcji dopasowań oznacza liczbę nowo obsadzonych w jednostce czasu stanowisk pracy; zmienną tę nazywamy tutaj „odpływem do zatrudnienia” (*Constant Returns to Scale – CRS*).

⁹ W najprostszej postaci prawdopodobieństwo odpływu danej osoby do zatrudnienia w danej jednostce czasu można zapisać w następujący sposób: $M_p = V\left(1 - e^{-\frac{M}{u}}\right)$.

Na przestrzeni czasu krzywa Beveridge’a może ulegać przesunięciom, wskazując tym samym na kondycję rynku pracy (Valetta 2005). Interpretacja położenia krzywej pozwala ponadto zidentyfikować moment cyklu koniunkturalnego, w którym znajduje się gospodarka, gdyż w długim okresie w dwuwymiarowym układzie współrzędnych „zatacza” ona pętlę w kierunku odwrotnym do ruchu wskazówek zegara (Benati, Lubik 2012), a pod koniec okresu recesji zasób bezrobotnych powoli dostosowuje się do zwiększonej liczby wakatów na rynku (Barnichon, Figgura 2011).

Z uwagi na prostotę do analizy empirycznej wykorzystamy log-liniowy odpowiednik funkcji opisanej w równaniu (2):

$$\ln M = \ln A + \alpha \ln u + \beta \ln v + \varepsilon, \quad (3)$$

gdzie $\ln M$ to logarytm naturalny z liczby dopasowań, natomiast ε to parametr ujmujący stochastyczne, nieobserwowalne turbulencje mające wpływ na proces dopasowania, który przyjmuje domyślną postać $\varepsilon = N(0, \sigma^2)$. Model w tej postaci jest liniowy względem szacowanych parametrów, które, co wynika z własności logarytmów, są odpowiednikami elastyczności poszczególnych nakładów względem liczby nowo obsadzanych stanowisk pracy.

3. Dane empiryczne

W opracowaniu wykorzystano miesięczne dane gromadzone w ramach statystyk Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej za okres 01.2006–12.2012, dostępne na stronie www.psz.praca.gov.pl, które w celach obliczeniowych zostały zagregowane do kwartalnych. W przypadku danych o przepływach zostały one zsumowane, w przypadku zasobów uśredniono wartości miesięczne. Procedura została zastosowana w celu uzyskania silnie zbilansowanego makropanelu – dopasowania danych pod kątem częstotliwości ich pomiarów empirycznych i zminimalizowania „pustych pól”. Zabicie było konieczne w celu uzyskania poprawnych szacunków funkcji dopasowań, gdyż niektóre z wykorzystanych danych były dostępne jedynie w ujęciu kwartalnym. W efekcie struktura panelu składała się z 16 jednostek terytorialnych, z których każdą opisuje 7 głównych zmiennych o długości 28 jednostek czasowych. Wskazany przedział czasowy i częstotliwość danych umożliwiły poprawne wykorzystanie estymatora pierwszych różnic uogólnionej metody momentów Arellano i Bonda.

W obliczeniach wykorzystano następujące dane: liczba bezrobotnych, liczba wolnych miejsc pracy, liczba podjęć pracy, liczba bezrobotnych powyżej 50. roku życia, liczba długotrwale bezrobotnych, liczba bezrobotnych podejmujących szkolenia (odpływ), liczba bezrobotnych podejmujących staże (odpływ). Szczegółowe statystyki opisowe w ramach przekroju dla 16 polskich województw przedstawiono w tabeli 1.

Oprócz danych przedstawionych w tabeli wykorzystano ich różnego rodzaju modyfikacje. Były to przede wszystkim stopy udziału poszczególnych grup bez-

Tabela 1
Statystyka opisowa wykorzystanych danych

Zmienna (symbol)	Liczba obserwacji ^a	Średnia	Odchylenie standardowe	Minimum	Maksimum
Odpływ do zatrudnienia (<i>m</i>)	448	18 098,4	7 491,971	4 668	42 482
Liczba bezrobotnych (<i>u</i>)	448	121 458,5	52 197,09	32 594,67	339 938
Liczba wakatów (<i>v</i>)	448	5 054,496	2 612,878	781,6667	15 709
Liczba długotrwale bezrobotnych (<i>ltu</i>)	448	65 132,16	33 951,86	11 092,67	225 920,7
Liczba osób bezrobotnych 50+ (<i>el</i>)	448	25 232,13	11 890,77	7 881,667	65 197
Liczba bezrobotnych do 25. r.ż. (<i>yo</i>)	448	25 551,86	10 840,83	6 314	70 018,67
Odpływ do programów szkoleniowych (<i>sko</i>)	448	2 167,819	1 420,626	72	7 205
Odpływ do programów stażowych (<i>sta</i>)	448	3 012,192	1 650,524	338	9 947
Liczba osób w wieku produkcyjnym (<i>LF</i>)	448	1 539 437	776 618,4	657 955	3 346 992
Wskaźnik restrykcyjności rynku pracy (<i>u/v</i>)	448	0,0437514	0,0188078	0,0106226	0,125
Częstotliwość odpływu do zatrudnienia (<i>m/u</i>)	448	0,1532645	0,0341234	0,0744533	0,2432833

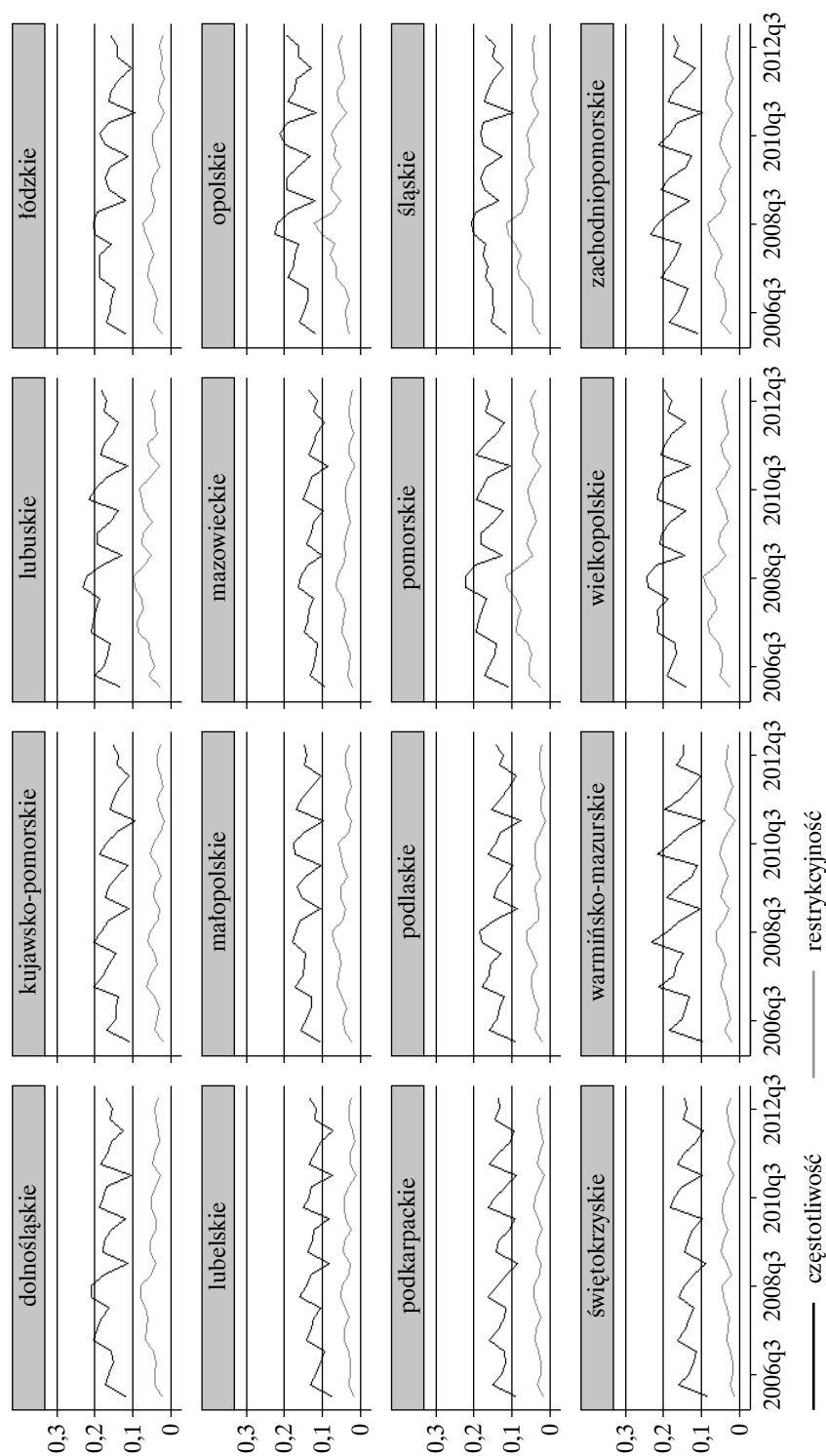
^a Liczba obserwacji odnosi się do wszystkich jednostek panelu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Państwowych Służb Zatrudnienia.

robotnych w jego zasobie, a także opóźnienia zmiennych charakteryzujących odpływy do programów szkoleniowych (do dwóch kwartałów wstecz) i programów stażowych (do trzech kwartałów wstecz). W obliczeniach wykorzystano ponadto okresowe zmienne zero-jedynkowe, a także liniowy trend czasowy.

Aby zbadać rzeczywiste oddziaływanie programów ALMP na wielkość strumienia podjąć pracy, wyodrębniono z niego odpływy do tego rodzaju programów, które następnie dodano do wielkości zasobowej liczby bezrobotnych. Przyczyną tej procedury jest fakt, iż zarówno uczestnicy staży, jak i szkoleń są wyrejestrowywani ze statystyk bezrobotnych urzędów pracy i niejako „wirtualnie” zasilają grupę osób odpływających do zatrudnienia. Na rysunku 1 zilustrowano ścisłą zależność pomiędzy empirycznym prawdopodobieństwem (częstotliwością) odpływu do zatrudnienia, a wskaźnikiem restrykcyjności rynku pracy.

Rysunek 1
Częstotliwość odpływu do zatrudnienia na tle wskaźnika restrykcyjności rynku pracy



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Publicznych Służb Zatrudnienia.

4. Aktywne programy rynku pracy w Polsce

Wśród głównych zamierzeń aktywnej polityki rynku pracy należy wskazać próbę regulacji nierównowagi na rynku. Adresatami programów tego typu są w zamyśle osoby znajdujące się w trudnej sytuacji zatrudnieniowej, a przewidziane działania mają umożliwić im ponowne włączenie się w proces pracy. W tym aspekcie celami polityki rynku pracy jest: aktywizacja zawodowa bezrobotnych, zmniejszenie niedopasowań strukturalnych, podniesienie produktywności siły roboczej, weryfikacja gotowości do podjęcia zatrudnienia bezrobotnych (Wiśniewski 2010).

Aktywne programy rynku pracy, zwane też instrumentami rynku pracy, można podzielić na zorientowane podażowo i popytowo. W ramach instrumentów zorientowanych podażowo wymieniamy: przygotowania zawodowe, szkolenia i staże u pracodawców. Początkowo w zamyśle autora walidacji miały zostać poddane wszystkie trzy wymienione powyżej instrumenty, jednak z uwagi na liczne „zerowe” rubryki uczestników przygotowania zawodowego zrezygnowano z ich walidacji.

W dalszej części opracowania ewaluacji poddano dwa z programów ALMP¹⁰:

- 1) Szkolenia dla bezrobotnych – nakierowane na zwiększenie poziomu kapitału ludzkiego jego uczestników. W zależności od rodzaju szkolenia jego uczestnicy mogą uzyskać lub uzupełnić kwalifikacje zawodowe lub umiejętności miękkie przydatne w poszukiwaniu zatrudnienia. Przykładowe szkolenia realizowane w 2012 r.¹¹ to kurs magazyniera z obsługą komputera, kurs sekretarki – asystentki, kurs kadry – płace, kurs profesjonalnego prowadzenia biura czy nauka aktywnego poszukiwania zatrudnienia i autoprezentacji oraz technik motywacji.
- 2) Staże – nakierowane na zdobywanie przez bezrobotnych umiejętności praktycznych. Umiejętności te uczestnik stażu zdobywa bezpośrednio w zakładzie pracy, jednak bez nawiązywania stosunku pracy. Staże są skierowane do następujących grup osób: bezrobotni do 25. r.ż., bezrobotni długotrwale, bezrobotne kobiety, które nie podjęły zatrudnienia po urodzeniu dziecka, bezrobotni powyżej 50. r.ż., bezrobotni bez kwalifikacji zawodowych, bez doświadczenia lub bez wykształcenia średniego, bezrobotni, którzy po odbyciu kary pozbawienia wolności nie podjęli zatrudnienia, bezrobotni samotnie wychowujący dziecko do 18. r.ż. i niepełnosprawni bezrobotni.

W praktyce czas trwania szkoleń to około 1 do 2 miesięcy, natomiast staży od 3 do 6 miesięcy¹². Na rysunku 2 przedstawiono strumienie odpływu do wyszczególnionych aktywnych programów rynku pracy.

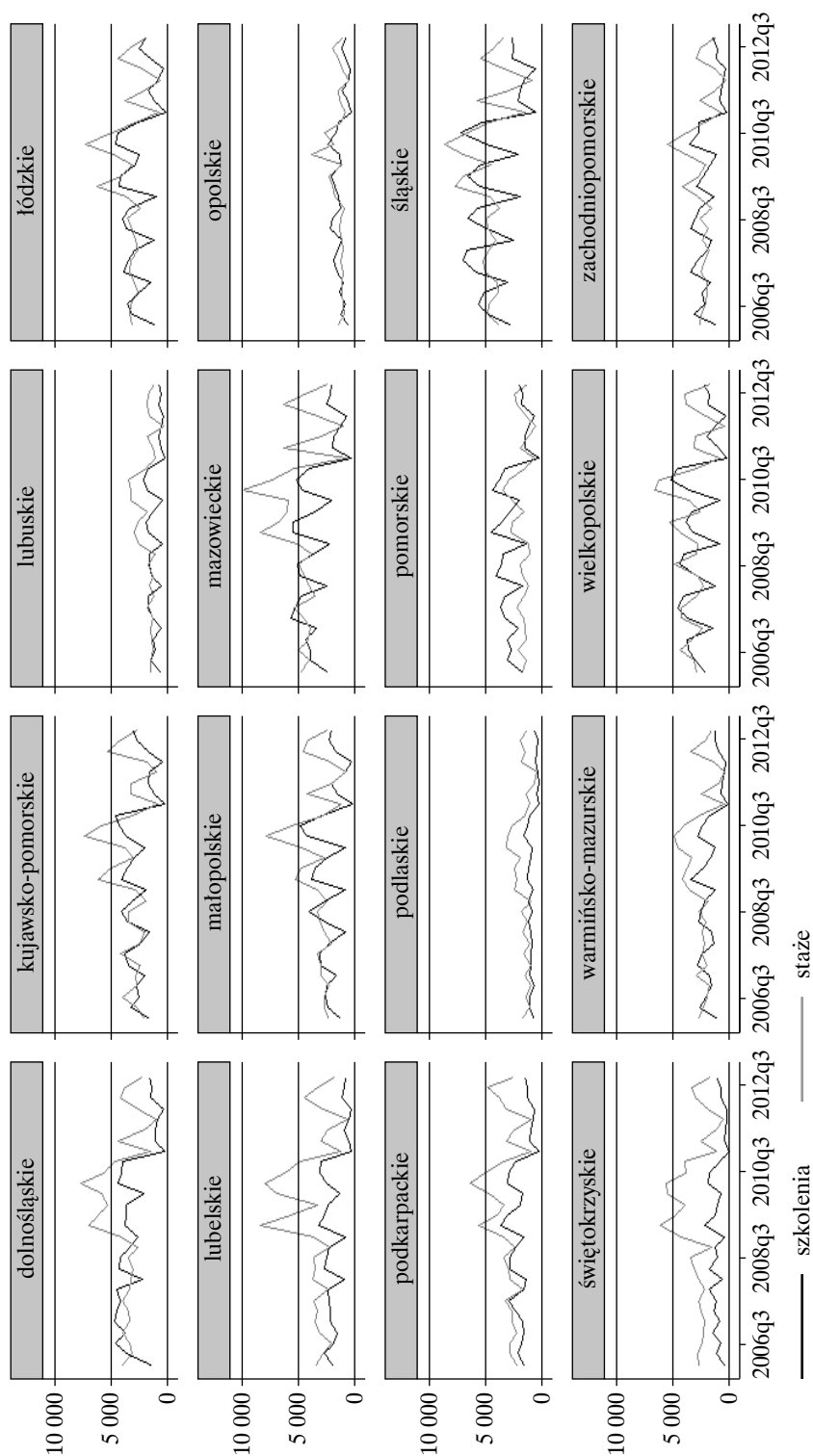
¹⁰ Charakterystyka programów według Ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy z 20.04.2004 r., tekst ujednolicony z 01.01.2013 r.

¹¹ Przykłady zaczerpnięto z programu szkoleń dostępnych na www.pup.poznan.pl.

¹² Harmonogram organizacji szkoleń i staży PUP w Poznaniu dostępny na www.pup.poznan.pl.

Rysunek 2

Odpięty do badanych programów ALMP (szkolenia i staże)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Publicznych Służb Zatrudnienia.

5. Odsłona pierwsza: łączenie uczestników rynku pracy

W celu włączenia aktywnych programów rynku pracy do funkcji dopasowań na poziomie regionalnym, możemy założyć, iż tego typu programy oddziałują na aktywność w poszukiwaniu zatrudnienia uczestniczących w nich bezrobotnych¹³. W tym przypadku funkcję dopasowań możemy ogólnie zapisać:

$$M_{rt} = (su_{rt}, v_{rt}), \quad (4)$$

gdzie:

s – liczba „jednostek poszukiwań”, jaką wytwarza dany bezrobotny,
 r, t , – indeks czasu i miejsca.

Podstawą założenia jest fakt, iż ALMP powinny w jakiś sposób pomagać w poszukiwaniu zatrudnienia, tak więc wpływać pośrednio na s . W celu implementacji efektów ALMP w parametr s możemy zapisać – podobnie jak to czynią Hagen (2003) Hujer, Zeiss (2006) czy Jeruzalski, Tyrowicz (2009):

$$s = \mu(1 + \varphi l), \quad l = \sum_{i=1}^i m_i p_i. \quad (5)$$

Równanie można zinterpretować w następujący sposób: bezrobotni poszukują zatrudnienia z intensywnością μ , która jest równa jedności. W przypadku uczestnictwa w jednym z i rodzajów programów ALMP ich efektywność poszukiwawcza wzrasta i zależy od rodzaju programu m , a także dodatkowych miar p , do których można zaliczyć wydatki na dany typ ALMP czy liczbę osób w nim uczestniczących (Hujer, Zeiss 2003). Z założenia l jest nieujemne, gdyż uczestnictwo w programach ALMP chociażby w niewielkim stopniu zwiększa zdolność do zatrudnienia wśród jego uczestników.

W ten sposób zaleca się poddawać ewaluacji tylko programy, które mają bezpośredni wpływ na proces poszukiwania zatrudnienia (Hagen 2003). W przypadku Polski możemy do nich zaliczyć instrumenty zorientowane podażowo: staże, szkolenia, a także przygotowanie zawodowe. Instrumenty te zwiększają zatrudnialność bezrobotnych na dwa sposoby. Po pierwsze, zwiększają poziom kapitału ludzkiego, po drugie umożliwiają rozwój sieci kontaktów społecznych, co pozwala udroźnić nieformalne kanały rekrutacji. W odróżnieniu od nich pozostałe dwa instrumenty ALMP: roboty publiczne i prace społecznie użyteczne odbywają się w hermetycznym środowisku samych bezrobotnych i mają doraźny charakter, co w większości przypadków wyklucza wystąpienie pozytywnych, opisanych powyżej efektów.

Po przekształceniu równania (4) do postaci funkcji Cobba-Douglassa, podstawieniu do niej równania (5) i zlogarytmowaniu stronami funkcji, otrzymujemy:

$$\ln M_{rt} = \ln A_{rt} + \alpha \ln u_{rt-1} + \beta \ln v_{rt} + \beta \ln(\mu(1 + \varphi l)), \quad (6)$$

¹³ Założenie to jest powszechnie praktykowane w tego typu opracowaniach i prawdopodobnie zgodne z rzeczywistością.

co możemy rozpisać jako rozszerzoną funkcję dopasowań dla danych jednostek czasu i poszczególnych województw w przypadku, gdy φ jest małe:

$$\ln M_{rt} = \ln A_{rt} + d_{rt} + \mu_{rt} + \alpha \ln u_{rt-1} + \beta_1 \ln v_{rt} + \beta_2 sko_{rt} + \beta_3 sta_{rt} + \gamma I_{rt-1} + t + \varepsilon_{rt}, \quad (7)$$

gdzie d to wektor kwartalnych zmiennych binarnych, sko_{rt} to logarytm naturalny z wielkości odpływu bezrobotnych do programów szkoleniowych w czasie t , sta_{rt} to logarytm naturalny z odpływu osób bezrobotnych do programu stażowego w czasie t . I_{rt} oznacza wektor zmiennych mających wpływ na efektywność poszukiwań w danym regionie, na który składa się logarytm z udziału osób długotrwale bez-

robotnych oraz osób bezrobotnych po 50. roku życia: $I_{rt} = \ln\left(\frac{ltu_{rt}}{u_{rt}}\right) + \ln\left(\frac{el_{rt}}{u_{rt}}\right)$.

μ_{rt} to parametr przechwytyjący wpływ specyfiki regionalnej na proces dopasowań, a ε_{rt} to zaburzenie losowe. M_{rt} wskazuje na liczbę dopasowań w danym miesiącu, stąd liczby bezrobotnych u i I , które uwzględniają liczebność zasobów na koniec kwartału, zostały opóźnione o jeden okres, gdyż to z ich przeszłych wartości powstały nowe dopasowania. Liczba wakatów wskazuje liczbę ofert zgłoszonych w danym okresie, dlatego pozostała niezmienną – to właśnie z tych ofert powstały dopasowania w minionym kwartale.

W celu ewaluacji efektów poszczególnych programów w czasie zmienne im odpowiadające zostały opóźnione w zależności od czasów trwania programów. W ostatecznej postaci równanie regresji przyjęło postać:

$$\ln M_{rt} = \ln A_{rt} + \alpha \ln u_{rt-1} + \beta_1 \ln v_{rt} + \sum_{k=1}^2 \beta_2 sko_{rt-k} + \sum_{k=1}^3 \beta_3 sta_{rt-k}, \quad (8)$$

gdzie: $\ln A_{rt} = \gamma I_{rt} + t + d_{rt} + \mu_{rt} + \varepsilon_{rt}$.

Szkolenie dla bezrobotnych prowadzone w ramach powiatowych urzędów pracy trwa średnio ok. 1 miesiąca, natomiast czas trwania stażu to średnio 3–6 miesięcy. Opóźnienia dobrano tak, aby przechwytywały potencjalny efekt w trakcie trwania i po zakończeniu danego programu: w przypadku szkoleń opóźnienia wyniosły do dwóch kwartałów, a w przypadku staży do trzech.

Jak już wspomniano, od wartości odpływów do zatrudnienia M_{rt} odjęto liczbę uczestników podejmujących uczestnictwo w badanych programach aktywizacji, gdyż zgodnie z polskim prawem uczestnicy ALMP nie są bezrobotni i w statystykach są rejestrowani jako podejmujący zatrudnienie, a po zakończeniu programu w większości ponownie zasilają zasób bezrobotnych. Wyodrębnienie odpływów bezrobotnych do dwóch badanych programów ALMP umożliwi zbadanie ich oddziaływania na odpływy do bezrobocia.

Warto ponadto mieć na uwadze, iż regresja z użyciem wspomnianych danych panelowych może doprowadzić do błędów, o których często się wspomina w podobnych opracowaniach. Zmienna v_t wskazuje tylko na rejestrowane przez urzędy pracy wakaty, również liczba bezrobotnych zarejestrowanych u_t nie składa się tylko i wyłącznie z osób chcących pracować, aktywnie poszukujących zatrudnienia. W końcu zmienna M_t nie wskazuje na wszystkie połączenia pomiędzy pracodaw-

cami i pracownikami w badanym otoczeniu (Hagen 2003). Warto pamiętać o tych błędach przy interpretacji wartości poszczególnych parametrów, jednak z uwagi na brak bardziej dokładnych danych trudno je wyeliminować.

Modele tego typu są często krytykowane za nieuwzględnianie osób zatrudnionych, które również zmieniają pracę (*on-the-job search*) i mają duży udział w przepływach na rynku, oddziałując tym samym na proces dopasowań. Można tutaj jednak argumentować za Puhanim (1999), iż w przypadku szacowania efektów ALMP przepływy z pracy do pracy (*on-the-job*) nie są tak istotne. Uczestnicy ALMP to często osoby rekrutujące się z grup w trudniejszej sytuacji na rynku pracy, a co za tym idzie niestanowiący bezpośredniej konkurencji dla osób zatrudnionych poszukujących pracy. W dużej mierze przepływy z pracy do pracy odbywają się w ramach innego segmentu rynku, stąd nieuwzględnienie tego zjawiska nie przyczynia się do znacznych błędów szacunków.

Istotnym problemem pozostaje też wybór metody estymacji równania. Dobrze znanym faktem jest problem błędnych oszacowań parametrów z wykorzystaniem metody najmniejszych kwadratów, które okazują się zawyżone (np. Boeri, Flinn 1997). Problem wynika z faktu, iż zmienne objaśniające nie mogą być traktowane jako ściśle egzogeniczne, gdyż ich wartości zależą od przeszłych wydarzeń na rynku pracy (Hujer, Zeiss 2006). Wielkość zasobów wszystkich typów bezrobotnych i wolnych miejsc pracy jest zdeterminowana przez strumienie odpływów do zatrudnienia i napływów do bezrobocia – tak więc są to wielkości endogeniczne. Dodatkowym problemem są kwestie związane z błędnym oszacowaniem wartości u i v , wspomniane we wcześniejszych akapitach. Nakłady na aktywne programy rynku pracy i działania w ramach nich organizowane. Bardzo często zależą od kwestii zewnętrznych, np. od funkcji polityki rynku pracy państwa (Calmsford, Skedinger 1995) – nie można ich więc traktować jako ściśle egzogenicznych wartości. W efekcie zmienne strukturalne równania (8) to zmienne endogeniczne bądź słabe egzogeniczne.

Kolejną problematyczną kwestią jest estymacja dynamicznej wersji modelu. W tym przypadku opóźniona zmienna objaśniana modelu M_{it-1} jest z definicji skorelowana z regionalnym zaburzeniem losowym ε , co obciąża estymatory równania regresji, czyniąc metodę najmniejszych kwadratów (MNK) mniej efektywną.

Najprostszą metodą uniknięcia wspomnianych problemów jest zastosowanie tzw. metody *Least Squares Dummy Variable*, która polega na zastosowaniu zmiennych binarnych dla każdej jednostki przestrzennej, które absorbują nieobserwowalne losowe zaburzenie regionalne. Takie podejście umożliwia zbadanie realnego oddziaływania zmiennych objaśniających w czasie i w tym kontekście należy do najczęściej stosowanych w analizie danych panelowych (Hsiao 2003).

Aby poradzić sobie z problemem endogeniczności, znaczna część nowszych opracowań szacuje tego typu równania przy użyciu metody zmiennych instrumentalnych bądź uogólnionej metody momentów. Problemem w tym przypadku jest wybór odpowiednich zmiennych instrumentalnych. Nieodpowiednie instrumenty są przyczyną znacznych rozbieżności i błędów w wartościach estymatorów

(Blundell, Bond 1998). Wspomniani badacze wykazali ponadto, iż te błędy można w znacznej mierze zredukować poprzez zastosowanie równań z odpowiednio opóźnionymi zmiennymi oraz opóźnionymi pierwszymi różnicami tych zmiennych. W dalszej części analizy będziemy rozważać estymator pierwszych różnic uogólnionej metody momentów (FDGMM) zaproponowany przez Arellano i Bonda (1991). Dla porównania wyników model zostanie oszacowany również metodą najmniejszych kwadratów ze zmiennymi binarnymi¹⁴.

Zastosowanie FDGMM wymaga, aby były spełnione następujące założenia dotyczące losowych błędów równania regresji: $E(\mu_r) = 0$, $E(\varepsilon_r) = 0$, $E(\mu_r, \varepsilon_r) = 0$. W pierwszym kroku procedury, w celu oddania dynamiki, do modelu wprowadzono opóźnioną zmienną objaśnianą. Następnie zapisano równanie (8) w pierwszych różnicach, co prowadzi do:

$$\Delta \ln M_{rt} = \gamma \Delta I_{rt} + \Delta \ln M_{rt-1} + \alpha \Delta \ln u_{rt-1} + \beta_1 \Delta \ln v_{rt} + \sum_{k=1}^2 \beta_2 \Delta sko_{rt-k} + \sum_{k=1}^3 \beta_3 \Delta sta_{rt-k} + \Delta \varepsilon_{rt}, \quad (9)$$

gdzie wszystkie różnice definiujemy w następujący sposób: $\Delta y_{rt} = y_{rt} - y_{r,t-1}$. W związku z przekształceniem możemy opuścić założenie o braku korelacji efektów regionalnych, gdyż z definicji nie występują one w postaci różnicowej równania.

Uwzględnione założenia wskazują na warunki momentów, które posłużą jako instrumenty. Zgodnie z metodyką Blundella i Bonda, wykorzystaną m.in. w opracowaniach Hujer i Zeiss (2003), Hagen (2003) oraz Hujer i Zeiss (2006), w przypadku objaśnianej zmiennej ustalonej będzie to:

$$E(\Delta \varepsilon_{rt} \ln M_{rt-s}) = 0 \text{ dla } s = 2, 3, \dots, t-1.$$

W przypadku zmiennych endogenicznych:

$$E(\Delta \varepsilon_{rt} (\ln u_{rt-1-s}, \ln v_{rt-1-s}, \ln ltu_{rt-1-s}, \ln el_{rt-1-s})) = 0 \text{ dla } s = 1, 2, \dots, t-2.$$

W odniesieniu do ALMP warunki momentów można zapisać:

$$E(\Delta \varepsilon_{rt} (\Delta sko_{rt-k-s})) = 0 \text{ dla } s = 1, 2, \quad (10)$$

$$E(\Delta \varepsilon_{rt} (\Delta sta_{rt-k-s})) = 0 \text{ dla } s = 1, 2, 3. \quad (11)$$

Powyższe założenia prowadzą jednak do powstania ogromnej liczby zmiennych instrumentalnych. Tak duża liczba instrumentów zakłóca efektywność estymatorów pierwszych różnic GMM (Blundell, Bond 1998). W celu oszacowania nieobciążonego estymatora, zgodnie z zaleceniami Hujera i Zeissa (2003; 2006), do obliczeń włączono zmienne instrumentalne do opóźnienia w postaci pierwszych różnic w przypadku zmiennych endogenicznych. W przypadku ALMP pozostawiono domyślne ustawienia wynikające z równań (12)–(14). Z kolei sezonowe

¹⁴ *Least Squares Dummy Variables* (LSDV).

zmienne binarne i trend czasowy z racji swojej egzogeniczności stanowią instrumenty w poziomach same dla siebie.

Warto ponadto mieć na uwadze słabe osiągi FDGMM wynikające najczęściej ze zjawiska niestacjonarności szeregów czasowych, małej liczby obserwacji, a także faktu, iż opóźnione zmienne objaśniające są „słabymi” instrumentami dla pierwszych różnic zmiennych w równaniu regresji (Blundell, Bond 1998).

6. Wpływ szkoleń i staży na efektywność procesu dopasowań

Początkowo przeprowadzone testy nie wykazały niestacjonarności żadnego szeregu z wyjątkiem „osób powyżej 50. roku życia” (*EL*)¹⁵. Następnie równania (3) i (8) oszacowano za pomocą LSDV oraz FDGMM. Hsiao (2003) wykazał, iż wartości parametrów oszacowane za pomocą tej metody mogą być nieco wyższe w porównaniu z LSDV. Ten dowód umożliwia dodatkową weryfikację poprawności oszacowania modelu. W tabeli 2 przedstawiono oszacowania parametrów obu równań za pomocą LSDV, dynamicznej LSDV oraz FDGMM. W wyniku przeprowadzonych testów (test Hausmana) odrzucono hipotezę o nieistotności efektów ustalonych. W modelu LSDV zmienne binarne będą odpowiadać za absorpcję nieobserwowalnych efektów regionalnych każdego z województw, natomiast model FDGMM niweluje je z racji swojej różnicowej specyfikacji.

Nim przejdziemy do interpretacji wyników oszacowania modelu, koniecznych jest kilka wyjaśnień. Modele I i II oszacowano za pomocą LSDV, jednak w modelu II uwzględniono opóźnioną zmienną objaśnianą, stąd jego dynamiczny charakter. Równanie III oszacowano za pomocą estymatora pierwszych różnic uogólnionej metody momentów. Równania I–III stanowią podstawową specyfikację funkcji dopasowań.

Modele IV i V również oszacowano za pomocą LSDV, jednak z uwzględnieniem wszystkich zmiennych objaśniających (równanie (8)). Model V jest ponadto dynamiczną wersją równania IV. Model VI to kompletne oszacowanie równania (9) z pomocą estymatora pierwszych różnic GMM. Zgodnie z sugestiami Hsiao (2003) wartości parametrów oszacowanych za pomocą FDGMM są w większości przypadków nieco wyższe bądź zbliżone do LSDV.

Założenie o stałych efektach skali przetestowano za pomocą testu Walda z warunkiem $\alpha + \beta = 1$. Poprawność doboru zmiennych instrumentalnych oceniono za pomocą testu Sargana. Zarówno w przypadku modelu III, jak i VI, wyniki testu wskazują na poprawny dobór warunków momentów. Istotnym problemem w tego typu modelach jest korelacja pierwszego i drugiego rzędu (AR1 i AR2). W tym

¹⁵ Test Levina-Lin-Chu; H_0 : szeregi są niestacjonarne. Dla zmiennej *U* wartość statystyki *t*: -2,75, wartość *p*: 0,0029; dla zmiennej *V* wartość statystyki *t*: -465, wartość *p*: 0; dla zmiennej *M* wartość statystyki *t*: -8,65, wartość *p*: 0; dla zmiennej *SKO* wartość statystyki *t*: -5,19, wartość *p*: 0; dla zmiennej *STA* wartość statystyki *t*: -6,40, wartość *p*: 0; dla zmiennej *LTU* wartość statystyki *t*: -3,97, wartość *p*: 0; dla zmiennej *EL* wartość statystyki *t*: 0,71, wartość *p*: 0,76.

Tabela 2
Wyniki oszacowania równania funkcji dopasowań różnymi metodami

Zmienne/model	LSDV (I)		D-LSDV (II)		FDGMM (III)		LSDV-ALMP (IV)		D-LSDV – ALMP (V)		FDGMM – ALMP (VI)	
	Parametr	Wartość t	Parametr	Wartość t	Parametr	Wartość t	Parametr	Wartość t	Parametr	Wartość t	Parametr	Wartość t
c	0,037	0,12	0,153	0,45	-0,585	-0,81	-2,00	-1,89	-2,591	-2,45	0,163	3,43
$m(-1)$			-0,024	-0,85	-0,045	-1,38			0,167	3,70	0,693	6,32
u	0,653	24,25	0,663	22,59	0,744	20,28	0,887	10,32	0,711	7,32	0,198	3,50
v	0,247	15,08	0,247	15,10	0,248	40,01	0,215	4,39	0,199	4,12	0,245	3,25
lnu							0,177	2,85	0,176	2,88	-0,752	-2,72
50+							-0,347	-1,70	-0,486	-2,38	-0,030	-1,11
ska							-0,037	-1,45	-0,040	-1,58	-0,006	-0,22
$ska(-1)$							-0,016	-0,66	-0,006	-0,24	-0,005	-0,17
$ska(-2)$							-0,003	-0,13	-0,007	-0,27		
sta							-0,270	-9,44	-0,239	-8,17	0,240	-7,26
$sta(-1)$							-0,027	-0,98	0,008	0,27	0,006	0,21
$sta(-2)$							0,023	0,89	0,033	1,26	0,039	1,36
$sta(-3)$							0,024	1,23	0,019	1,02	0,025	1,25
$K1$							-0,191	-5,92	-0,174	-5,43	-0,155	-4,44
$K2$							0,078	2,42	0,132	3,78	0,135	3,64
$K3$							0,015	0,50	-0,011	-0,36	0,005	0,15
t							0,006	1,67	0,007	2,24	0,010	2,58
Test Waldra ($\alpha + \beta = 1$)	23,66 [0,00]		30,94 [0,00]		0,01 [0,921]	1,71 [0,191]			0,9 [0,34]		1,08 [0,30]	
R^2	0,91		0,91			0,80			0,82			
Test Sargana					15,931 [0,916]						377,51 [0,3548]	
Arellando-Bond AR1					-2,858 [0,0043]						-3,334 [0,0009]	
Arellando-Bond AR2					0,86321 [0,3880]						-0,681 [0,495]	
BIC	-788		-783			-411			-420			

m to liczba dopasowań – zmienna objaśniana modelu; c to stała, u to wielkość zasobu bezrobotnych, v – liczba wakatów, lnu – udział osób długotrwale bezrobotnych w zasobie bezrobotnych, 50+ udział osób 50+ w zasobie bezrobotnych, ska – odpływy do szkoleń, sta – odpływy do staży, K_1 , K_2 , K_3 to binarne kwartalne, a t to trend czasowy. Wartości w nawiasach (-1) , (-2) , (-3) oznaczają dane opóźnienia zmiennych, wartości w nawiasach kwadratowych oznaczają wartość p .

Źródło: obliczenia własne.

przypadku zastosowano test Arellano i Bonda, który nie wskazuje na istnienie problemu korelacji (wartość p).

Po analizie wyników regresji można wyciągnąć następujące wnioski ogólne:

1. Szacunki równań od III do VI wskazują na istnienie na rynku pracy w Polsce funkcji dopasowań o postaci Cobba-Douglasa o stałych efektach skali (wartości p testu Walda).
2. Równania I i II wskazują na istnienie funkcji dopasowań o malejących efektach skali, choć w tym przypadku niewiele brakuje do uzyskania homogeniczności stopnia pierwszego – suma elastyczności w przypadku I to 0,9, a w przypadku II to 0,91.
3. We wszystkich oszacowanych równaniach zdecydowanie większy udział w procesie tworzenia strumienia nowych dopasowań ma zasób bezrobotnych. Wzrost liczby dopasowań o 1% pociąga za sobą wzrost zasobu bezrobotnych średnio o 0,7% i wzrost liczby wakatów średnio o 0,3%. Oszacowane elastyczności mogą mieć związek z niewielką liczbą rejestrowanych przez Powiatowe Urzędy Pracy wakatów i zawyżać wartość zasobu bezrobotnych w procesie tworzenia dopasowań.

W odniesieniu do pozostałych zmiennych, w tym badanych aktywnych programów rynku pracy, można sformułować następujące konkluzje:

1. Wpływ obu badanych programów rynku pracy na odpływy do zatrudnienia jest stosunkowo niewielki, aczkolwiek znaczący – na poziomie istotności $\alpha = 10\%$.
2. Wszystkie oszacowane modele wskazują na negatywne efekty zatrudnieniowe programów szkoleniowych, choć model IV wskazuje na nieistotność tych efektów na poziomie istotności $\alpha = 10\%$. Modele V i VI wskazują natomiast niewielki negatywny, acz znaczący efekt zatrudnieniowy szkoleń, który występuje zarówno w kwartale, w którym bezrobotny podejmuje szkolenie, jak i w kolejnych dwóch kwartałach.
3. Wszystkie szacowane modele wskazują na znaczący negatywny efekt zatrudnieniowy programów stażowych w pierwszym kwartale. Efekt ten zmienia się jednak w kolejnym kwartale w pozytywny i utrzymuje się w kolejnych dwóch kwartałach (czyli w całym badanym okresie). Negatywny efekt zatrudnieniowy staży w pierwszym kwartale może być związany z czasem trwania programu, który średnio wynosi około 3 miesięcy. Bezrobotni są w tym czasie niejako „blokowani” w zasobie bezrobotnych, natomiast po zakończeniu stażu ich zatrudnialność wzrasta – odnotowujemy ich zwiększony odpływ do zatrudnienia.

7. Odsłona druga: krzywa Beveridge’a

Aktywne programy rynku pracy nierzadko powodują uboczne efekty, które trudno jest oszacować. Do niechcianych skutków ALMP możemy zaliczyć efekty przemieszczenia, biegu jałowego, substytucji, a także parkowania (Woźniak 2011).

Analiza położenia krzywej Beveridge’a z wykorzystaniem danych empirycznych umożliwia poszerzenie naszych rozważań o analizę wpływu programów szkoleniowych i stażowych na skumulowaną stopę bezrobocia. Innymi słowy, oprócz zbadania bezpośredniego wpływu na odpływy do zatrudnienia będzie można uwzględnić oddziaływanie ALMP na już istniejące posady i tym samym oszacować ich potencjalne oddziaływanie na rynek pracy – również w zakresie wspomnianych negatywnych zjawisk.

Rozważmy raz jeszcze mechanizm łączenia uczestników rynku pracy, opisany w punkcie 2. Napływ do bezrobocia jest tu wynikiem idiosynkratycznych szoków produktywności, które dotyczą obsadzonych stanowisk pracy (Pissarides 2000). Szoki te interpretuje się jako zmiany popytu bądź produktywności stanowiska, a ich częstotliwość odpowiada procesowi Poissona. Ewolucja stopy bezrobocia w czasie wynika więc z różnicy pomiędzy napływem do bezrobocia i odpływem do zatrudnienia (Yashiv 2007):

$$\dot{U} = \lambda(1 - U) - m(u, V), \quad (12)$$

gdzie $U = u/LF$, $V = v/LF$, a LF oznacza zasób siły roboczej. Przywołując omawianą już częstotliwość odpływu do zatrudnienia oraz stosując warunek równowagi $\dot{U} = 0$, możemy zapisać równanie krzywej Beveridge’a:

$$U = \frac{\lambda}{\lambda + p_u(\theta)}. \quad (13)$$

Równanie (13) stanowi przybliżenie stopy bezrobocia w danym punkcie. Funkcja dopasowań odgrywa w równaniu kluczową rolę – opisuje stopę odpływu do zatrudnienia.

Aktywne programy rynku pracy powinny w istotny sposób oddziaływać na położenie krzywej, niwelując niedopasowania strukturalne, polepszając proces łączenia uczestników rynku pracy i tym samym przesuwając ją w kierunku początku układu współrzędnych (Jackman, Pissarides, Savori 1990).

W celu implementacji oddziaływania szkoleń dla bezrobotnych oraz staży do równania krzywej Beveridge’a, zauważmy na początku, że na skumulowaną stopę poszukujących pracy składają się bezrobotni U_b oraz uczestnicy wspomnianych aktywnych programów rynku pracy U_p ¹⁶, tak więc $U = U_b + sU_p$. Parametr s , tak jak w poprzednim przypadku, stanowi indeks wartości jednostek poszukiwań, jaką „produkują” uczestnicy ALMP. Po uwzględnieniu oddziaływania ALMP stan równowagi w omawianej gospodarce można zapisać następująco:

$$m(V, U_b + sU_p) = \lambda(1 - U_b - U_p). \quad (14)$$

W stanie stacjonarnym odpływ bezrobotnych i uczestników programów ALMP do zatrudnienia zrównuje się z ich napływem do bezrobocia. Jest to tzw. równanie

¹⁶ Mimo iż formalnie są oni wyrejestrowani z rejestrów urzędów pracy na czas uczestnictwa w programach ALMP.

rozszerzonej krzywej Beveridge’a, której właściwości¹⁷, pomimo uwzględnienia efektów ALMP, pozostają niezmiennie (Hujer, Blien, Caliendo, Zeiss 2006). Po zróżniczkowaniu stronami po U_b i U_p możemy wyznaczyć wpływ badanych programów na skumulowaną stopę bezrobocia:

$$\frac{\partial U_b + \partial U_p}{\partial U_p} = - \frac{\frac{\partial m}{\partial U}(U, V)(s-1)}{\lambda + \frac{\partial m}{\partial V}(U, V)}, \quad (15)$$

gdzie $\frac{\partial m}{\partial U}$ i $\frac{\partial m}{\partial V}$ to pochodne cząstkowe funkcji dopasowań.

Do analizy empirycznej wykorzystano log-liniowy odpowiednik równania rozszerzonej krzywej Beveridge’a, który można zapisać w sposób podobny jak czynią to Altavilla i Caroleo (2006):

$$\ln U_{r,t} = c + \alpha \ln U_{r,t-1} + \beta_1 \ln V_{r,t} + \beta_2 \ln YO_{r,t} + \sum_{k=1}^2 \beta_3 SKO_{r,t-k} + \sum_{k=1}^3 \beta_4 STA_{r,t-k} + \mu_r + \varepsilon_{r,t}, \quad (16)$$

gdzie $\mu_r \sim (0, \sigma_\mu^2)$, $\varepsilon_{r,t} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$, $\ln U_{r,t} = \ln \left(\frac{u_{r,t}}{LF_{r,t}} \right)$, $\ln V_{r,t} = \ln \left(\frac{v_{r,t}}{LF_{r,t}} \right)$, $\ln YO_{r,t} = \ln \left(\frac{yo_{r,t}}{LF_{r,t}} \right)$. LF to ludność w wieku produkcyjnym, a r, t to indeks czasu i miejsca.

$SKO_{r,t}$ oraz $STA_{r,t}$ to z kolei stopy uczestnictwa bezrobotnych w danych programach ALMP. Z uwagi na fakt, iż skumulowana stopa bezrobocia U składa się również z uczestników szkoleń i staży, stopy uczestnictwa w ALMP zostały skon-

struowane w sposób, jaki zaleca m.in. Hagen (2003)¹⁸: $\varphi_{r,t}^a = \frac{U_{p_{r,t}}^a}{U_{r,t} + \sum_{k=1}^2 U_{p_{r,t}}^k}$,

gdzie $\varphi_{r,t}^a$ oznacza stopę uczestnictwa w danym programie, z kolei a to wektor badanych ALMP.

Dodatkowo zdecydowano się na włączenie do równania kolejnej zmiennej objaśniającej – stopy bezrobotnych do 25. roku życia ($\ln YO_{r,t}$) – z uwagi na fakt, iż zarówno staże, jak i szkolenia są często adresowane do tej grupy bezrobotnych. Ponadto, jak sugerują Dauth, Hujer i Wolf (2010), wysoki poziom bezrobocia wśród młodych ludzi w danym województwie może wpływać na decyzje władz co do wysokości środków przeznaczanych na ALMP¹⁹.

¹⁷ Chodzi o negatywną zależność pomiędzy liczbą wakatów a liczbą bezrobotnych. Również w przypadku rozszerzonej krzywej Beveridge’a wyższe V implikuje w stanie równowagi niższe U .

¹⁸ Alternatywą byłoby utworzenie stopy uczestnictwa w ALMP po prostu wg wzoru: $\varphi_{r,t}^a = \frac{U_{p_{r,t}}^a}{LF}$, jednak – jak sugeruje Hagen – rezultaty estymacji mogłyby być wtedy błędne.

¹⁹ Założenie to uznano za ekonomicznie uzasadnione również w warunkach polskich regionalnych rynków pracy.

Dynamiczna specyfikacja modelu panelowego umożliwiła analizę opóźnień działania programów ALMP na skumulowaną stopę bezrobocia. W obliczeniach posłużono się m.in. estymatorem Arellano i Bonda (1991) dla uogólnionej metody momentów, stąd w pierwszym kroku procedury zapisano model (14) w postaci pierwszych różnic:

$$\begin{aligned} \Delta \ln U_{r,t} = & \alpha \Delta \ln U_{r,t-1} + \beta_1 \Delta \ln V_{r,t} + \beta_2 \Delta \ln YO_{r,t} + \\ & + \sum_{k=1}^2 \beta_3 \Delta SKO_{r,t-k} + \sum_{k=1}^3 \beta_4 \Delta STA_{r,t-k} + \Delta \mu_r + \Delta \varepsilon_{r,t}. \end{aligned} \quad (17)$$

Pierwsze różnice powyższych stóp można zdefiniować ogólnie: $\Delta y_{rt} = y_{rt} - y_{r,t-1}$. W równaniu (17) stopę bezrobocia osób do 25. roku życia, a także stopę wakatów potraktowano jako zmienne endogeniczne, również skumulowana stopa bezrobocia jest determinowana przez swoje przeszłe wartości. Stopę uczestnictwa w szkoleniach i stażach potraktowano jako częściową zmienną endogeniczną, która z jednej strony jest określona przez sytuację na rynku pracy, a z drugiej zależy od polityki władz państwowych i regionalnych (Calmfors, Skedinger 1995). Endogeniczność zmiennych objaśnianych, zgodnie z metodyką Arellano i Bonda (1991), wskazuje na wykorzystanie ich opóźnionych różnic jako instrumentów: $(\Delta \varepsilon_{rt}(\ln U_{r,t-1-s}, \ln V_{r,t-1-s}, \ln YO_{r,t-1-s}))$ dla $s = 1, 2, \dots, t-2$. W odniesieniu do badanych programów ALMP warunki momentów pozostają takie same jak w równaniu (10) i (11).

W toku dalszej procedury estymowano równanie (14) za pomocą uogólnionej metody momentów oraz metody najmniejszych kwadratów ze zmiennymi binarnymi (LSDV).

W obu modelach w obliczeniach uwzględniono zmienne kwartalne. Przeprowadzony test Hausmana wskazał na istotność efektów ustalonych, stąd też włączono je do modelu LSDV. Wyniki estymacji zostały przedstawione w tabeli 3.

9. Wpływ szkoleń i staży na stopę bezrobocia

Parametry β_3, β_4 w równaniu regresji (17) przechwytyują potencjalny efekt wzrostu liczby uczestników szkoleń i staży na skumulowaną stopę bezrobocia. Ich ujemna wartość implikuje przesunięcie krzywej Beveridge’a w kierunku początku układu współrzędnych, a więc zmniejsza wartość skumulowanej stopy bezrobocia. Dodatnia wartość parametrów powoduje przesunięcie krzywej w przeciwną stronę i odwrotny efekt. Innymi słowy, wartość parametrów β_3, β_4 wskazuje, o ile wzrośnie lub spadnie skumulowana stopa bezrobocia w przypadku zwiększenia liczby uczestników badanych ALMP o 1%.

Rezultaty powyższych oszacowań wskazują na większą skuteczność programów stażowych w redukcji stopy bezrobocia. Co ciekawe, szkolenia dla bezrobotnych w dłuższej perspektywie nie mają większego wpływu na stopę bezrobocia. Szcze-

Tabela 3

Wyniki oszacowań równania skumulowanej stopy bezrobocia różnymi metodami

Zmienna/model	D-LSDV (I)		FDGMM (II)	
Zmienna zależna: U	Parametr	Wartość t	Parametr	Wartość t
c	2,09	13,75	–	
$U(-1)$	0,27	6,80	0,19	4,28
YO	0,83	43,81	0,50	12,57
$YO(-1)$	-0,23	-5,87	0,15	2,91
V	0,097	8,92	0,015	1,26
$V(-1)$	-0,02	-1,85	0,008	0,78
SKO	-0,027	-5,01	-0,034	7,18
$SKO(-1)$	0,010	1,73	0,015	3,14
$SKO(-2)$	0,011	2,16	0,022	5,01
STA	-0,046	-7,18	-0,072	-1,17
$STA(-1)$	-0,003	-0,48	-0,017	-2,96
$STA(-2)$	-0,033	-5,48	-0,040	-8,25
$STA(-3)$	-0,014	3,18	-0,031	-7,69
$K1$	0,038	4,70	0,058	8,40
$K2$	0,002	0,34	-0,005	-0,84
$K3$	-0,006	-0,88	-0,003	-0,51
R^2	0,95		–	
Test Sargana	–		446,148 [0,00]	
Arellando-Bond AR1	–		-3,707 [0,0002]	
Arellando-Bond AR2	–		-3196 [0,0014]	
BIC	-1616,191		–	

U to skumulowana stopa bezrobocia, YO to stopa bezrobocia wśród osób do 25. r.ż., V to stopa wakatów, SKO i STA oznaczają stopę udziału zmienna objaśniana modelem $K1$, $K2$, $K3$ to binarne zmienne kwartalne. Wartości w nawiasach (-1) , (-2) , (-3) oznaczają dane opóźnienia zmiennych, wartości w nawiasach kwadratowych oznaczają wartość p .

główne konkluzje z analiz równania rozszerzonej krzywej Beveridge’a można zebrać w następujący sposób:

1. Możemy przyjąć, że wzrost liczby uczestników programów stażowych o 1% implikuje po upływie 3 kwartałów spadek liczby bezrobotnych o ok. 0,1%–0,16%, przy czym spadek następuje systematycznie w ciągu całego badanego okresu. Oba szacowane modele wykazały tu podobne rezultaty, jednak w modelu FDGMM wartości potencjalnych spadków były wyższe.

2. Wzrost liczby uczestników programów szkoleniowych o 1% implikuje po 2 kwartałach zmianę stopy bezrobocia od $-0,006\%$ do $0,003\%$. Zmianę tę należy zatem uznać za nieistotną. Oba szacowane modele wskazują na zmniejszenie stopy bezrobocia tylko w pierwszym kwartale, w pozostałych dwóch badanych opóźnieniach stopa bezrobocia stopniowo wzrasta.
3. Podobnie jak w przypadku poprzednich estymacji, model FDGMM „produkcyjne” nieco wyższe wartości parametrów, co jest zgodne z dowodami z literatury (Hsiao 2003).
4. Przeprowadzony test Sargana wskazuje na błędną specyfikację w doborze instrumentów w modelu FDGMM. Warto jednak podkreślić, iż test ten często zaniża wartość p , zwłaszcza przy wykorzystaniu jednostopniowego estymatora FDGMM, który został zastosowany w obliczeniach, stąd jego wartości nie mogą zostać uznane za w pełni wiążące (Windmeijer 2005). Niemniej jednak warto zwrócić uwagę na fakt, iż opóźnienia danych zmiennych i ich różnice często nie są dla siebie dobrymi instrumentami.

Podsumowanie

W artykule poruszono tematykę walidacji aktywnych programów rynku pracy. W celu oceny efektywności zatrudnieniowej programów szkoleniowych i stażowych posłużono się dwoma metodami, wykorzystującymi mechanizm funkcji dopasowań. W pierwszym przypadku badano wpływ programów stażowych i szkoleniowych na odpływy do zatrudnienia, w drugim sprawdzano potencjalny efekt programów na stopę bezrobocia. Analiza dotyczyła okresu pomiędzy pierwszym kwartałem 2006 r. a ostatnim kwartałem 2012 r. Wnioski skłaniają do refleksji.

Programy szkoleniowe, które w chwili obecnej są jedną z najpopularniejszych ofert powiatowych urzędów pracy, zgodnie z przeprowadzoną analizą okazały się nieskuteczne. Ich wpływ na wielkość strumienia dopasowań okazał się negatywny we wszystkich rozpatrywanych opóźnieniach czasu, jednak nie mają one większego wpływu na wartość stopy bezrobocia.

Z kolei programy stażowe mają pozytywny efekt na odpływy do zatrudnienia, czyli zwiększają ich wartość, po upływie jednego i dalszych kwartałów. Ponadto dowiedziono, iż staże przyczyniają się do redukcji stopy bezrobocia. Z obliczeń wynika, iż wzrost liczby uczestników programów stażowych o 1% powoduje po upływie 3 kwartałów spadek bezrobocia o średnio $0,13\%$.

Istotnym aspektem pozostaje specyfika badanych szeregów czasowych – część badanego okresu to czas rozkwitu gospodarczego, podczas gdy kolejny fragment to okres spowolnienia. Zakres czasowy analizy obejmuje więc perturbacje wynikające ze zmiany koniunktury gospodarczej. Zarówno recesja, rozkwit gospodarczy jak i powiązania tych procesów ekonomicznych z efektywnością ALMP nie są jednak przedmiotem powyższych rozważań²⁰.

²⁰ Jest to z pewnością pole do dalszych badań. Wśród tekstów traktujących o Wielkiej Recesji w kontekście mechanizmu funkcji dopasowań można wymienić np. artykuł Mandal (2011).

Warto na koniec zauważyć, iż w kształtowaniu się odpływu do zatrudnienia duży negatywny wpływ miał zasób bezrobotnych powyżej 50. roku życia. Pomimo stosunkowo niewielkiego wzrostu liczebności starszych bezrobotnych (z 440 tys. do 480 tys.), udział osób 50+ w całym zasobie bezrobotnych wzrósł z 15% do 23%. Jak na stosunkowo krótki badany okres, dynamikę wzrostu należy uznać za znaczną.

Biorąc pod uwagę wnioski z analiz modeli ekonometrycznych można zatem zalecić ograniczenie finansowania programów szkoleniowych i rozwój programów nastawionych na długotrwałą pracę, odbywających się bezpośrednio u pracodawców, lub w inny sposób ściśle powiązanych z rynkiem pracy.

Zaleca się ponadto konstrukcję aktywnych programów rynku pracy z myślą o grupie bezrobotnych powyżej 50. roku życia. Warto tu jednak zwrócić uwagę na wewnętrzną heterogeniczność wspomnianego zasobu, czego w tego typu agregowanej analizie nie sposób uchwycić, a co stanowi jej niewątpliwą cechę szczególną. Zarówno dywersyfikacja, jak i indywidualizacja działań aktywizacyjnych jest zabiegiem koniecznym optymalizacji polityki rynku pracy w tym zakresie²¹.

Niekorzystne procesy demograficzne i wiele zjawisk o charakterze ekonomicznym, z których część znajduje odzwierciedlenie w przedstawionych obliczeniach, wskazują, że zaniechanie wspomnianych działań może w przyszłości przynieść jeszcze większe komplikacje w tym aspekcie.

Tekst wpłynął: 14 czerwca 2013 r.

Bibliografia

- Altavilla C., Caroleo F.E., *Evaluating the Dynamic Effects of Active Labour Policies in Italy*, „Labour”, 2006, t. 20, nr 2.
- Arellano M., Bond S., *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, „Review of Economic Studies” 1991, nr 58.
- Arellano M., Bover O., *Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Components Models*, „Journal of Econometrics” 1995, nr 68.
- Barnichon R., Figura A., *What Drives Movements in the Unemployment Rate? A Decomposition of the Beveridge Curve*, Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research and Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington D.C., 2011.
- Benati L., Lubik T.A., *The Time-Varying Beveridge Curve*, University of Bern, Federal Reserve Bank of Richmond, 2012.
- Blanchard O., Diamond P., *The Beveridge Curve*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, nr R1405, 1989.

²¹ Obszerność nakreślonej problematyki również i w tym przypadku mogłaby stać się przedmiotem odrębnego opracowania. Próbę tego typu analizy, w której autorzy badają zależność pomiędzy cechami indywidualnymi (np. wykształcenie, staż pracy, wiek) a kształtowaniem się strumienia dopasowań za pomocą stochastycznej metody granicznej w Polsce, możemy odnaleźć w pracy Jeruzalski, Tyrowicz (2009).

- Blundell R., Bond S., *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, „Journal of Econometrics” 1998, nr 97.
- Boeri T. Flinn Ch. J., *Returns to Mobility in the Transition to a Market Economy*, Working Papers nr 97-41, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 1997.
- Bouvet F., *The Beveridge Curve in Europe: New Evidence Using National and Regional Data*, Department of Economics, Sonoma State University, 2009.
- Buttler D., Orczyk J., Szambelańczyk J., *Procesy poszukiwań i dopasowań na rynku pracy. Laureaci Nagrody Nobla z ekonomii w 2010 r.*, „Ekonomista” 2011, nr 1.
- Cahuc P., Barbanchon T., *Labor Market Policy Evaluation in Equilibrium: Some Lessons of the Job Search and Matching Model*, „IZA Discussion Paper” 2008, nr 3687.
- Calmfors L., *Active Labour Market Policy and Unemployment – A Framework for the Analysis of Crucial Design Features*, „OECD Economic Studies” 1994, nr 22.
- Calmfors L., Forslund A., Hemstrom M., *Does Active Labour Market Policy Work? Lessons from the Swedish Experiences*, Seminar Papers nr 700, Stockholm University, Institute for International Economic Studies, 2002.
- Calmfors L., Skedinger P., *Does Active Labour Market Policy Increase Employment? Theoretical Considerations and Some Empirical Evidence from Sweden*, „Oxford Review of Economic Policy” 1995, nr 11.
- Dauth W., Hujer R., Wolf K., *Macroeconometric Evaluation of Active Labour Market Policies in Austria*, „IZA Discussion Paper” 2010, nr 5217.
- Fahr R., Sunde U., *Disaggregate Matching Functions*, IZA, Bonn and University of Bonn Discussion Paper, 2001, nr 335.
- Hagen T., *Three Approaches to the Evaluation of Active Labour Market Policy in East Germany Using Regional Data*, Centre for European Economic Research, Discussion Paper, nr 03-27, 2003.
- Hobijn B., Şahin A., *Beveridge Curve Shifts across Countries since the Great Recession*, 13th Jacques Polak Annual Research Conference Washington DC, 2012.
- Hsiao Ch., *Analysis of Panel Data. Second Edition*, Cambridge University Press, 2003.
- Hujer R., Blien U., Caliendo M., Zeiss Ch., *Macroeconometric Evaluation of Active Labour Market Policies in Germany – A Dynamic Panel Approach Using Regional Data*, w: *The European Labour Market*, red. F. Caroleo, S. Destefanis, Regional Dimensions, AIEL Series in Labour Economics, Physica Verlag, 2006.
- Hujer R., Caliendo M., *Evaluation of Active Labour Market Policy: Methodological Concepts and Empirical Estimates*, w: *Soziale Sicherung in Einer Dynamischen Gesellschaft*, red. I. Becker, N. Ott, G. Rolf, Campus-Verlag, Frankfurt 2001.
- Hujer R., Rodrigues P.J.M., Wolf K., *Estimating the Macroeconomic Effects of Active Labour Market Policies Using Spatial Econometric Methods*, „International Journal of Manpower” 2009, nr 30(7).
- Hujer R., Zeiss Ch., *Macroeconomic Effects of Short-Term Training Measures on the Matching Process in Western Germany*, „IZA Discussion Paper” 2006, nr 2489.
- Hujer R., Zeiss Ch., *Macroeconomic Impacts of ALMP on the Matching Process in West Germany*, „IZA Discussion Paper” 2003, nr 915.
- Imbens G., Wooldridge J., *Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation*, „Journal of Economic Literature” 2009, t. 47(1), American Economic Association.
- Jackman R., Pissarides C., Savouri S., *Labour Market Policies and Unemployment in the OECD*, „Economic Policy” 1995, nr 5.

- Jeruzalski T., Tyrowicz J., *(In)Efficiency of Matching – The Case of A Post-transition Economy*, MPRA Paper nr 16598, University Library of Munich, 2009.
- Kwiatkowski E., Tokarski T., *Efekty polityki państwa wobec rynku pracy w Polsce. Analiza na podstawie funkcji dostosowań*, „Ekonomista” 1997, nr 3.
- Layard R., Nickell S., Jackman R., *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford 1991.
- Lehmann H., Kluve J., *Assessing Active Labor Market Policies in Transition Economies*, „DARRT Working Paper” 2008, nr 07.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, WN PWN, Warszawa 2008.
- Mandal A., *Matching Function: Estimations using JOLTS*, „The International Journal of Applied Economics and Finance” 2011, nr 5.
- Mortensen D., *The Matching Process as a Non-Cooperative/Bargaining Game*, w: *The Economics of Information and Uncertainty*, red. John J. McCall, U. Chicago Press, Chicago 1982.
- Nowak K., *Problem bezrobocia strukturalnego: czego uczy nas teoria poszukiwań i dopasowań na rynku pracy?*, „Ekonomista” 2011, nr 1.
- Nie J., Struby E., *Would Active Labor Market Policies Help Combat High U.S. Unemployment?*, „Economic Review” 2011, nr Q III.
- Petrolongo B., Pissarides Ch., *The Ins and Outs of European Unemployment*, „American Economic Review Papers and Proceedings” 2008, nr 98.
- Petrolongo B., Pissarides Ch., *Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function*, „Journal of Economic Literature” 2001, nr XXXIX.
- Pissarides Ch., *Equilibrium Unemployment Theory*, second edition, MIT Press, Cambridge, MA 2000.
- Pissarides Ch., *Teoria bezrobocia w stanie równowagi*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa 2010.
- Pissarides Ch., Mortensen D., *Technological Progress, Job Creation, and Job Destruction*, „Review of Economic Dynamics” 1998, nr 1.
- Pissarides Ch., Mortensen D., *Job Reallocation, Employment Fluctuations and Unemployment*, w: *Handbook of Macroeconomics*, red. J. Taylor, M. Woodford, Amsterdam 1999.
- Puhani P.A., *Estimating the Effects of Public Training on Polish Unemployment by Way of the Augmented Matching Function Approach*, Center for European Economic Research, „ZEW Discussion Papers” 1999, nr 99–38.
- Rodman D., *How to Do xtabond2: An Introduction to „Difference” and „System” GMM in Stata*, Center for Global Development, Working Paper, 2006.
- Rogerson R., Shimmer R., Wright R., *Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey*, „Journal of Economic Literature” 2005, nr XLIII.
- Roszkowska S., *Aggregate Matching Function. The Case of Poland*, „Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics” 2009, t. 1, nr 2.
- Storer P., *Unemployment Dynamics and Labour Market Tightness: An Empirical Evaluation of Matching Function Models Reviewed*, „Journal of Applied Econometrics” 1994, t. 9, nr 4.
- Stavrunova O., *Labor Market Policies in an Equilibrium Matching Model with Heterogeneous Agents and On-the-job Search*, University of Iowa, Theses and Dissertations, 2008.
- Tokarski T., *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa 2005.

- Van den Berg G.J., *Multiple Equilibria and Minimum Wages in Labor Markets with Informational Frictions and Heterogeneous Production Technologies*, „IZA Discussion Paper” 2003, nr 806.
- Van den Berg G. J., Caliendo M., *The Effect of Active Labor Market Programs on Not-yet Treated Unemployed Individuals*, „Journal of the European Economic Association” 2009, nr 7.
- Van der Linden B., *Equilibrium Evaluation of Active Labor Market Programmes Enhancing Matching Effectiveness*, „IZA Discussion Paper” 2005, nr 1526.
- Valletta R., *Why Has the U.S. Beveridge Curve Shifted Back? New Evidence Using Regional Data*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2005.
- Wiśniewski Z., *Ewolucja polskiej polityki rynku pracy*, w: *Aktywna polityka rynku pracy w Polsce w kontekście europejskim*, red. Z. Wiśniewski, K. Zawadzki, Toruń 2010.
- Windmeijer F., *A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators*, „Journal of Econometrics” 2005, nr 126.
- Woźniak M., *Alternatywna droga reintegracji długotrwale bezrobotnych*, „Polityka Społeczna” 2011, nr 10.
- Woźniak M., *Modele poszukiwań i dopasowań jako narzędzie badania rynków pracy*, „Ruch Prawniczy Ekonomiczny i Socjologiczny” 2012, nr 4.
- Yashiv E., *Labor Search and Matching in Macroeconomics*, The Institute for the Study of Labor (IZA), „Discussion Paper” 2007, nr 2743.
- Zellner A., Kmenta J., Dreze J., *Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models*, „Econometrica” 1966, t. 34, nr 4.

AKTYWNE PROGRAMY RYNKU PRACY: SZACUNKI FUNKCJI DOPASOWAŃ DLA POLSKI Z WYKORZYSTANIEM DANYCH REGIONALNYCH

Streszczenie

Artykuł podejmuje próbę oceny efektów aktywnych programów rynku pracy (ALMP) w Polsce. Analiza obejmuje okres od 1 kw. 2006 r. do 4 kw. 2012 r. Aby ocenić efektywność tych programów, dokonano estymacji funkcji dopasowań i zbadano wpływ programów szkoleniowych i stażowych na proces łączenia uczestników rynku pracy i na stopę bezrobocia. W tym celu oszacowano dynamiczne modele ekonometryczne z wykorzystaniem danych panelowych dla 16 województw.

Wyniki wskazują na większą efektywność zatrudnieniową programów stażowych: wzrost liczby uczestników staży o 1% implikuje, po upływie trzech kwartałów, spadek liczby bezrobotnych o ok. 0,1%–0,16%. Analiza odpływów do zatrudnienia również wykazała nadproporcjonalnie wysoki udział uczestników staży w ogólnej liczbie nowo obsadzonych stanowisk pracy.

Natomiast programy szkoleniowe, w świetle przeprowadzonych obliczeń, należy uznać za nieefektywne. Nie stwierdzono ich istotnego wpływu na poziom stopy bezrobocia, a analiza odpływów do zatrudnienia wskazała na stosunkowo niski udział w nich uczestników szkoleń, co z kolei wydłuża okres poszukiwania zatrudnienia.

Słowa kluczowe: aktywne programy, rynek pracy (ALMP), bezrobocie, ewaluacja funkcji dopasowań, Polska

ACTIVE LABOUR MARKET PROGRAMS: SOME ESTIMATES OF THE MATCHING FUNCTION FOR POLAND BASED ON REGIONAL DATA

Summary

The paper attempts at the evaluation of the effects of the active labour market programs (ALMP) in Poland. The analysis covers the period between the 1st quarter of 2006 and the 4th quarter of 2012. In order to assess the effects of the ALMP on employment and unemployment, the author has estimated the matching function and analysed the impact of schooling and traineeship programs on pairing the labour market agents and on the unemployment rate. To this aim, dynamic econometric models have been estimated using panel data for 16 voivodeships.

The results indicate a higher employment efficiency of the traineeship programs: an increase in the number of trainees by 1% implies, after three quarters, a decrease in the number of unemployed by ca 0.1–0.16%. The analysis of the outflows to employment has also revealed an over-proportional share of trainees in the total number of the newly filled job.

The schooling programs, on the other hand, appear to be ineffective in the light of the calculations. These programs do not show any significant impact on the unemployment rate, and the analysis of outflows to employment has shown a relatively low proportion of the former participants of the schooling programs, which lengthens the period of job seeking.

Key words: active labour market programs (ALMP), unemployment, estimating the matching function, Poland

АКТИВНЫЕ ПРОГРАММЫ ДЛЯ РЫНКА ТРУДА: ОЦЕНКА ФУНКЦИИ АДАПТАЦИИ ДЛЯ ПОЛЬШИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ РЕГИОНАЛЬНЫХ ДАННЫХ

Резюме

В статье делается попытка оценить результаты применения активных программ рынка труда (ALMP) в Польше. Анализ охватывает период с первого квартала 2006 г. до четвертого квартала 2012 г. Чтобы оценить эффективность этих программ, была проведена эстимация функции адаптации и проведено исследование влияния программ обучения и стажировок на процесс активизации участников рынка труда и на норму безработицы. С этой целью была сделана оценка динамических эконометрических моделей с использованием панельных данных для 16 воеводств.

Результаты показали, что наибольшую эффективность имели программы стажировок: рост количества участников стажировок на 1% по истечении трёх кварталов ведет к понижению количества безработных на около 0,1–0,16%. Анализ выявил также высокую долю участников стажировок в общем количестве впервые занятых рабочих мест.

Программы обучения, в свете проведенных расчётов, следует признать как неэффективные. Не выявлено их существенного влияния на уровень безработицы, а анализ оттоков в сферу занятости указал на относительно низкую долю в них участников обучения, что в свою очередь продлевает период поиска занятости.

Ключевые слова: активные программы, рынок труда (ALMP), безработица, эвалюация функции адаптации, Польша