



AgEcon SEARCH

RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Leszek KUCHARSKI*
Tomasz TOKARSKI**

Determinanty odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w Polsce¹

Wprowadzenie

Celem prezentowanego opracowania jest próba empirycznej analizy determinantów odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w Polsce w ujęciu regionalnym. Prowadzone w pracy analizy oparte są na tzw. rozszerzonej funkcji dopasowań (por. np. [Burda, 1993]; [Stasiak, Tokarski, 1998]; [Kaczorowski, Tokarski, 1998]; [Rogut, Tokarski, 2002]). Ujęcie takie uzależnia wielkość owych odpływów od takich zmiennych makroekonomicznych, jak liczba bezrobotnych i wolnych miejsc pracy, stopa wzrostu gospodarczego oraz regionalne zróżnicowanie elastyczności rynku pracy. Prezentowane w pracy analizy dotyczące determinantów odpływów z bezrobocia do zatrudnienia oparte są na próbie przekrojowo-czasowej złożonej z obserwacji dotyczących ww. zmiennych makroekonomicznych w ujęciu regionalnym w latach 1992-2001 (sposób przeszacowania danych ze starych na nowe województwa w latach 1992-1998 krótko scharakteryzowane zostało w następnym punkcie).

Struktura pracy jest następująca. W punkcie *Odpływy z bezrobocia...* przedstawione jest regionalne zróżnicowanie takich zmiennych makroekonomicznych, jak stopy bezrobocia, stopy odpływów z bezrobocia do zatrudnienia czy stopy wolnych miejsc pracy w analizowanym przez autorów okresie. W punkcie *Statystyczne analizy...* znaleźć można wyniki oszacowań parametrów rozszerzonej funkcji dopasowań w latach 1992 (lub 1993)-2001. Prezentowane tam analizy statystyczne oparte są na modelach uzmiennienia stałej (*fixed effect*, por. np. [Pindyck, Rubinfeld, 1991, s. 223-226]) połączonych z modelami korekty błędem (*Error Correction Model* – dalej ECM; por. np. [Charemza, De-adman, 1997]; [Majsterek, 1998] lub [Welfe, 2001]). W opracowaniu końcowym przedstawione jest podsumowanie prezentowanych w pracy rozważań oraz ważniejsze wynikające z nich wnioski.

* Autor jest pracownikiem Katedry Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego.

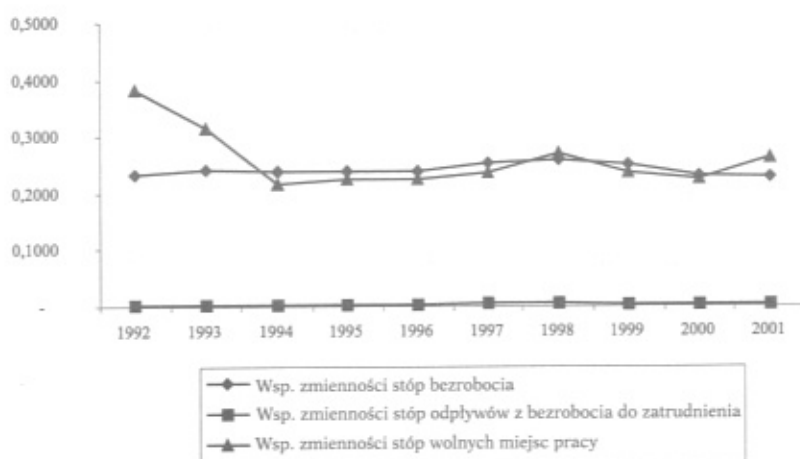
** Współautor jest pracownikiem Zakładu Ekonomii Stosowanej Uniwersytetu Jagiellońskiego w Krakowie. Artykuł wpłynął do redakcji w kwietniu 2003 r.

¹ Prezentowane opracowanie powstało na zamówienie Państwowej Agencji Rozwoju Przedsiębiorczości. Autorzy dziękują prof. Władysławowi Welfe i prof. Aleksandrowi Welfe z Katedry Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego za uwagi do wstępnej wersji pracy.

Odpiywy z bezrobocia do zatrudnienia a bezrobocie i wolne miejsca pracy w ujęciu regionalnym

Celem tej części opracowania jest przedstawienie regionalnego zróżnicowania stóp bezrobocia, stóp odpiywów z bezrobocia oraz stóp wolnych miejsc pracy w Polsce w latach 1992-2001. Stopy odpiywów z bezrobocia do zatrudnienia zdefiniowano jako relacja odpiywu z bezrobocia do zatrudnienia do przeciętnej liczby bezrobotnych w danym roku (liczonej jako średnia z liczby bezrobotnych na koniec każdego kwartału). Stopy wolnych miejsc pracy zdefiniowano jako relacje liczby wolnych miejsc pracy zgłoszonych w ciągu roku w urzędach pracy do średniokwartalnej liczby bezrobotnych w danym roku.

Rysunek 1. Współczynniki zmienności regionalnych stóp bezrobocia oraz stóp wolnych miejsc pracy w latach 1992-2001



Źródło: dane statystyczne uzyskane z GUS oraz *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, różne wydania z lat 1995-2002, obliczenia własne²

Rysunek 1 przedstawia tendencje zmian współczynników zmienności regionalnych stóp bezrobocia, stóp odpiywów z bezrobocia do zatrudnienia oraz

² Dane za lata 1992-1998 przeszacowano ze starych na nowe województwa korzystając z następującej procedury. Przyjęto założenie upraszczające, że poziom intensywności (na jednego mieszkańca) wszystkich wielkości ekonomicznych w poszczególnych gminach starych województw był taki sam, jak w skali całego starego województwa. Następnie (w oparciu o odpowiednie dane źródłowe dotyczące analizowanych wielkości ekonomicznych i dane o liczbie ludności gmin z *Banku Danych Lokalnych* GUS na stronie www.stat.gov.pl) oszacowano wielkości poszczególnych zmiennych ekonomicznych na poziomie gmin i zagregowano je do poziomu województw według podziału administracyjnego z roku 1999.

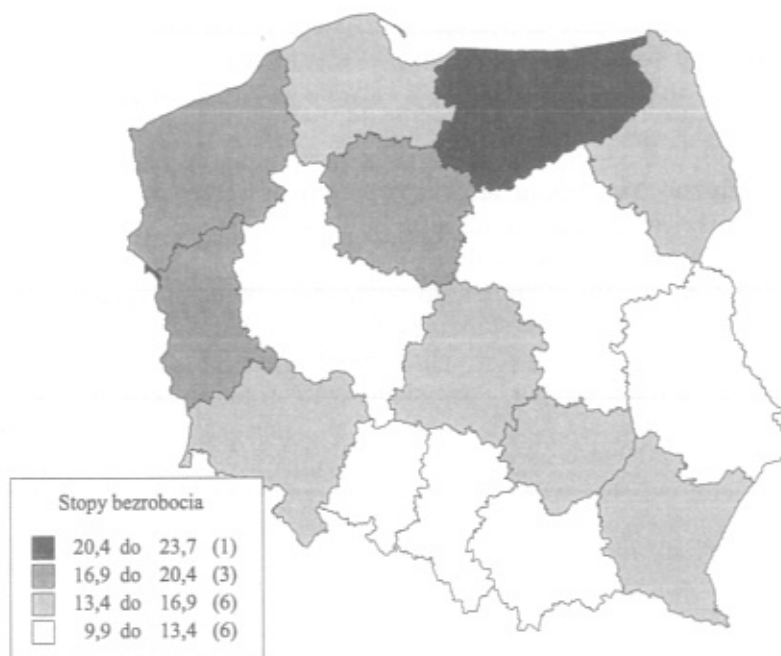
stóp wolnych miejsc pracy w latach 1992-2001. Z rysunku 1 płyną następujące wnioski:

- W analizowanym okresie występowało silne zróżnicowanie stóp bezrobocia oraz stóp wolnych miejsc pracy w ujęciu regionalnym. Współczynniki zmienności stóp bezrobocia oscyływały na poziomie 0,22-0,26, natomiast współczynniki zmienności stóp wolnych miejsc pracy kształtowały się na poziomie 0,22-0,38. Stopy odpływów z bezrobocia do zatrudnienia charakteryzowały się niewielkim zróżnicowaniem w całym analizowanym okresie. Współczynniki zmienności stóp odpływów z bezrobocia do zatrudnienia oscyływały na poziomie 0,002-0,005.
- Do 1998 roku zróżnicowanie stóp bezrobocia w ujęciu regionalnym utrzymywało się na względnie stałym poziomie. W latach 1998-2001 roku wystąpił niewielki spadek współczynników zmienności regionalnych stóp bezrobocia, co wynikało z pogorszenia się sytuacji na wszystkich regionalnych rynkach pracy.
- W latach 1992-1994 wystąpił znaczny spadek zróżnicowania współczynników zmienności stóp wolnych miejsc pracy (z 0,38 do 0,21), co mogło wynikać z poprawy funkcjonowania urzędów pracy.

Mapa 1 przedstawia regionalne zróżnicowanie przeciętnych stóp bezrobocia w latach 1992-2001. Z mapy 1 wynikają następujące wnioski.

- Najniższym przeciętnym poziomem stóp bezrobocia charakteryzowały się województwa: mazowieckie, wielkopolskie, śląskie, małopolskie, lubelskie i opolskie. Niski poziom stóp bezrobocia w województwie lubelskim i małopolskim wynikał z wysokiego poziomu bezrobocia ukrytego w rolnictwie (por. [Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2002, 2003]). Również relatywnie niski poziom bezrobocia w województwie opolskim wynikał prawdopodobnie ze wzrostu bezrobocia ukrytego w rolnictwie. W latach 1995-2000 udział zatrudnienia w rolnictwie w tym województwie wzrósł o 6,8 punktu procentowego. Niski poziom bezrobocia w województwie mazowieckim wynikał z faktu, że województwo to charakteryzuje się najnowocześniejszą (w całej gospodarce) strukturą zatrudnienia w Warszawie oraz relatywnie archaiczną strukturą zatrudnienia, z wysokim bezrobociem ukrytym w rolnictwie, poza Warszawą. Niskie stopy bezrobocia jawnego w województwie śląskim wynikały zaś z braku głębszej restrukturyzacji górnictwa i hutnictwa w tym regionie, co nie powodowało zwolnień pracowników na tak dużą skalę, by stopy bezrobocia były porównywalne z tymi, które notowane są w innych regionach Polski.
- Najwyższym przeciętnym poziomem stóp bezrobocia charakteryzowało się województwo warmińsko-mazurskie. Wysokim poziomem stóp bezrobocia charakteryzowały się również województwa: zachodniopomorskie, lubuskie i kujawsko-pomorskie. Przyczyną utrzymywania się wysokiego poziomu bezrobocia w tych województwach należy upatrywać w likwidacji PGR-ów na początku okresu transformacji.

Mapa 1. Przeciętny poziom stóp bezrobocia w ujęciu regionalnym w latach 1992-2001 w %

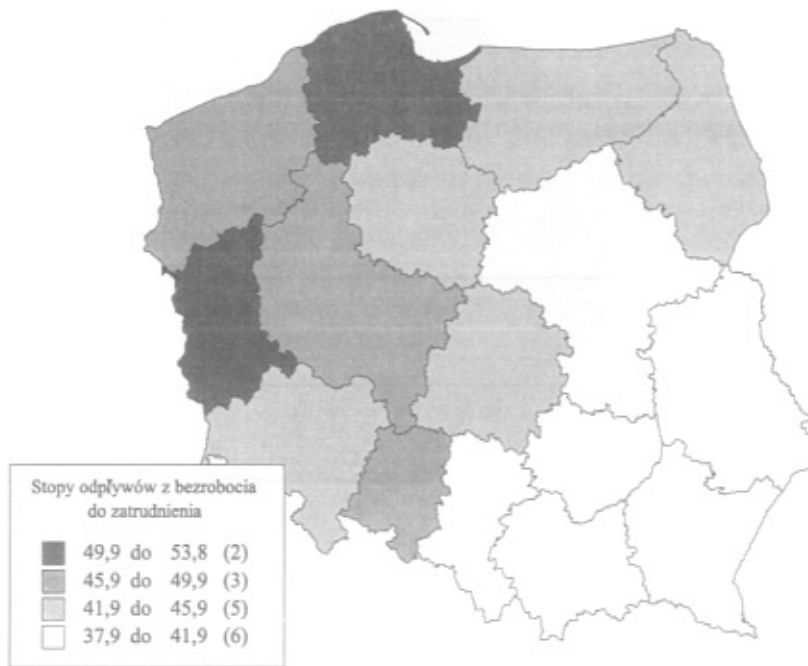


Źródło: dane statystyczne uzyskane z GUS oraz *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, różne wydania z lat 1995-2002, obliczenia własne

Z porównania przeciętnych stóp odpływu z bezrobocia do zatrudnienia (w latach 1992-2001) w poszczególnych województwach można wyciągnąć następujące wnioski:

- Najwyższymi stopami odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w analizowanym okresie charakteryzowały się województwa pomorskie i lubuskie (przeciętna stopa odpływu z bezrobocia do zatrudnienia wyniosła w tych województwach odpowiednio: 51,5% oraz 53,7%). Wysokimi przeciętnymi stopami odpływów z bezrobocia od zatrudnienia charakteryzowały się również województwa: zachodniopomorskie (48,3%), wielkopolskie (49,3%) i opolskie (48,3%). Województwa: pomorskie i lubuskie charakteryzują się nowoczesną strukturą zatrudnienia, wysokim udziałem zatrudnienia w usługach (udział zatrudnienia w usługach w województwie pomorskim wyniósł w 2000 roku 59,4% zaś w województwie lubuskim 54%). Podobna sytuacja ma miejsce w województwach zachodniopomorskim, wielkopolskim i (w mniejszym stopniu) opolskim.

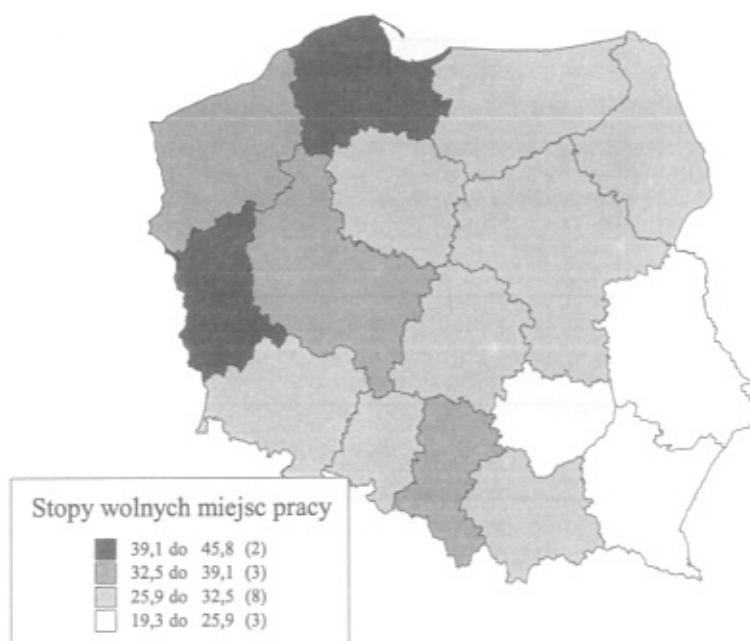
Mapa 2. Przeciętny poziom stóp odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w latach 1992-2001 w %



Źródło: dane statystyczne uzyskane z GUS oraz *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, różne wydania z lat 1995-2002, obliczenia własne

- Najniższymi stopami odpływów z bezrobocia do zatrudnienia charakteryzowały się województwa: lubelskie (38,9%), świętokrzyskie (41,6%), małopolskie (40,9%), śląskie (41,4%), podkarpackie (38,3%) oraz mazowieckie (37,9%). Województwa: lubelskie, świętokrzyskie, małopolskie i podkarpackie to regiony typowo rolnicze, charakteryzujące się znacznym udziałem zatrudnienia w rolnictwie (w którym dominują indywidualne gospodarstwa rolne) oraz relatywnie niskim udziałem zatrudnienia w usługach. Niski poziom odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w województwie śląskim wynika z faktu, iż województwo to charakteryzuje się monokulturą przemysłową. Górnicy charakteryzują się relatywnie niskim poziomem kwalifikacji, a ponadto niechętnie podejmują zatrudnienie poza górnictwem. Niskie stopy odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w województwie mazowieckim wynika zaś z faktu, że (poza Warszawą) wysoki jest tam odsetek pracujących w rolnictwie indywidualnym, co czyni ów rynek pracy relatywnie mało mobilnym.

Mapa 3. Przeciętne stopy wolnych miejsc pracy w latach 1992-2001 w %



Źródło: dane statystyczne uzyskane z GUS oraz *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, różne wydania z lat 1995-2002, obliczenia własne

Mapa 3 przedstawia dane o przeciętnych stopach wolnych miejsc pracy w ujęciu regionalnym w latach 1992-2001. Z mapy 3. wynikają następujące wnioski. Po pierwsze, najwyższym poziomem stóp wolnych miejsc pracy w analizowanym okresie charakteryzowały się województwa pomorskie oraz lubuskie. Jak już wspomniano powyżej, województwa te charakteryzują się znacznym udziałem zatrudnienia w usługach, gdzie powstaje najwięcej nowych miejsc pracy. Podobna sytuacja ma również miejsce w województwach zachodniopomorskim i wielkopolskim. Najniższym poziomem stóp wolnych miejsc pracy charakteryzują się województwa: świętokrzyskie, podkarpackie i lubelskie. Są to regiony o przestarzałej strukturze zatrudnienia, charakteryzujące się bardzo wysokim udziałem zatrudnienia w rolnictwie indywidualnym, co przekłada się na małą ilość nowych miejsc pracy (i to zarówno tych, które faktycznie powstają w gospodarce, jak i tych, które są zgłaszane do urzędów pracy).

Statystyczne analizy determinantów odpyłów z bezrobocia do zatrudnienia

Jak już wspomniano we wprowadzeniu prezentowane w pracy analizy zależności pomiędzy liczbą bezrobotnych i wolnych miejsc pracy, stopą wzrostu

gospodarczego a wielkością odpływów z bezrobocia do zatrudnienia oparto na koncepcji tzw. rozszerzonej funkcji dopasowań. Rozszerzoną funkcję dopasowań zapisać można następująco:

$$OJ_{it} = A_{it} U_{it}^{\beta_U} V_{it}^{\beta_V} e^{\xi_{it}}; \quad \beta_U, \beta_V \in (0; 1) A_{it} > 0 \quad (1)$$

gdzie:

OJ_{it} – odpływy z bezrobocia do zatrudnienia w roku t ($t = 1992, 1993, \dots, 2001$) w województwie i ($i = 1, 2, \dots, 16$);

U_{it} – średnioroczna liczba bezrobotnych w roku t w województwie i ;

V_{it} – liczba wolnych miejsc pracy w roku t w województwie i ;

A_{it} – współczynnik opisujący efektywność dopasowań bezrobotnych do wolnych miejsc pracy w województwie i w roku t . Ww. interpretacja współczynnika A_{it} wynika stąd, iż im większa jest jego wartość, tym wyższe są odpływy z bezrobocia do zatrudnienia odpowiadające (*ceteris paribus*) tej samej liczbie bezrobotnych i wolnych miejsc pracy;

β_U, β_V to elastyczności analizowanych odpływów względem liczby bezrobotnych i wolnych miejsc pracy, co wynika stąd, że $\frac{\Delta \ln(OJ_{it})}{\Delta \ln(U_{it})} = \beta_U$ oraz $\frac{\Delta \ln(OJ_{it})}{\Delta \ln(V_{it})} = \beta_V$;

ξ_{it} – składnik losowy, który powinien mieć charakter białego szumu.

Ponieważ funkcja dopasowań jest analogiczna (względem U_{it} oraz V_{it}) do dobrze znanej w analizach makroekonomicznych funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa, zatem charakteryzuje się względem liczby bezrobotnych i liczby wolnych miejsc pracy następującymi właściwościami:

- Jeżeli liczba bezrobotnych i wolnych miejsc pracy byłaby równa zero, to wielkość odpływów z bezrobocia do zatrudnienia również wynosiłoby zero. Innymi słowy jedynie dodatnie wartości U_{it} i V_{it} implikują dodatnie odpływy z bezrobocia do zatrudnienia. A zatem zarówno istnienie bezrobocia, jak i wolnych miejsc pracy jest niezbędne do uzyskania jakiegokolwiek odpływu z bezrobocia do zatrudnienia.
- Przyrost wielkości bezrobocia (wolnych miejsc pracy) *ceteris paribus* prowadzi do wzrostu wielkości odpływów z bezrobocia do zatrudnienia. Wynika to stąd, iż

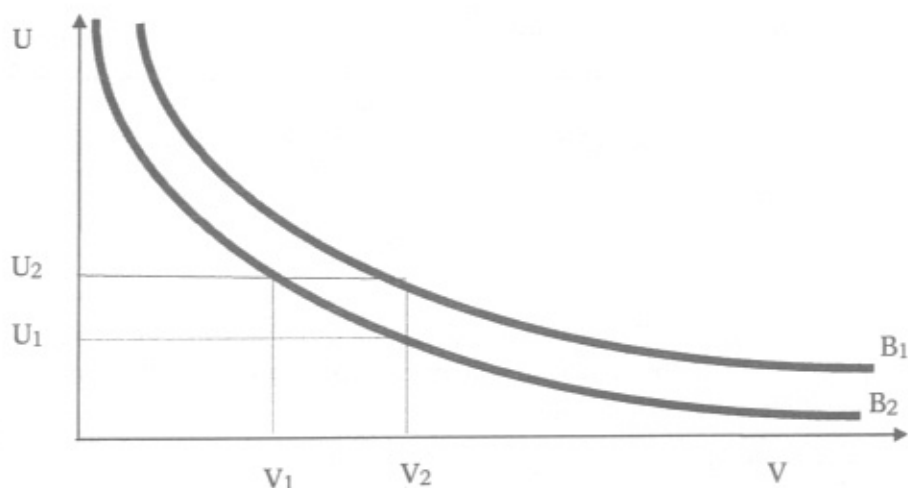
$$\frac{\partial OJ_{it}}{\partial U_{it}} = \beta_U A_{it} U_{it}^{\beta_U - 1} V_{it}^{\beta_V} e^{\xi_{it}} > 0 \quad \left(\frac{\partial OJ_{it}}{\partial V_{it}} = \beta_V A_{it} U_{it}^{\beta_U} V_{it}^{\beta_V - 1} e^{\xi_{it}} > 0 \right).$$

- Wraz ze wzrostem liczby bezrobotnych (wolnych miejsc pracy) wielkość odpływów z bezrobocia do zatrudnienia *ceteris paribus* rośnie coraz wolniej. Wniosek ten płynie stąd, że:

$$\frac{\partial^2 OJ_{it}}{\partial U_{it}^2} = \beta_U (\beta_U - 1) A_{it} U_{it}^{\beta_U - 2} V_{it}^{\beta_V} e^{\xi_{it}} < 0 \quad \left(\frac{\partial^2 OJ_{it}}{\partial V_{it}^2} = \beta_V (\beta_V - 1) A_{it} U_{it}^{\beta_U} V_{it}^{\beta_V - 2} e^{\xi_{it}} < 0 \right).$$

- Funkcja dopasowań jest wklęsła w przestrzeni \mathcal{R}_+^3 . Wynika stąd, że warstwica z funkcji dopasowań jest wypukła na płaszczyźnie \mathcal{R}_+^2 . Warstwica ta wyznacza tzw. krzywą Beveridgea, która opisuje różne kombinacje liczby bezrobotnych i wolnych miejsc pracy generujące daną wielkość odpływu z bezrobocia do zatrudnienia. Krzywa Beveridgea może być interpretowana ekonomicznie analogicznie do izokwenty funkcji produkcji jako krzywa jednakowego odpływu z bezrobocia do zatrudnienia. Można również stwierdzić, że im bliżej początku układu współrzędnych będzie znajdować się krzywa Beveridgea, tym na danym rynku pracy wyższe będą odpływy z bezrobocia do zatrudnienia odpowiadające tym samym wielkością U_{it} oraz V_{it} . Stąd oraz ze wzoru (1) można wnioskować, że im wyższy będzie współczynnik A_{it} , tym bliżej początku układu współrzędnych położona jest owa krzywa. Przesunięcie krzywej Beveridgea pod wpływem zmiany współczynnika A przedstawione jest na rysunku 2. Na rysunku tym krzywa B_1 odpowiada pewnemu współczynnikowi sprawności funkcjonowanie sprawności funkcjonowania rynku pracy A_1 , zaś krzywa B_2 współczynnikowi $A_2 > A_1$ (na obu ww. krzywych realizowany jest taki sam odpływ z bezrobocia do zatrudnienia). Analizując położenie krzywych B_1 i B_2 można wyciągnąć wniosek, że im bliżej początku układu współrzędnych znajduje się dana krzywa, tym bardziej efektywnie funkcjonuje opisany przez nią rynek pracy. Wynika to stąd, że na krzywej B_1 do realizacji odpływu równego O niezbędne jest np. V_2 wolnych miejsc pracy i U_2 bezrobotnych. Natomiast na krzywej B_2 do realizacji tego samego odpływu O potrzeba $U_1 < U_2$ bezrobotnych przy V_2 wolnych miejsc pracy lub $V_1 < V_2$ wolnych miejsc pracy przy liczbie bezrobotnych równej U_2 (por. też [Solow, 1998] i [Rogut, Tokarski, 2002]).

Rysunek 2. Przesunięcie krzywej Beveridgea pod wpływem zmian współczynnika A



Ponadto rozważając równanie (1) zakłada się, iż współczynnik A_{it} jest rosnącą funkcją stopy wzrostu PKB w skali całej gospodarki (g_t) oraz zmiennej czasowej t . Formuła opisująca relacje pomiędzy A_{it} a g_t oraz t jest następująca:

$$\ln(A_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_g g_t; \quad \alpha_0 \in \mathfrak{R}; \alpha_1, \alpha_g > 0 \quad (2)$$

gdzie:

α_0 jest pewną stałą, która nie ma bezpośredniej interpretacji ekonomicznej;

α_1 to roczna stopa wzrostu współczynnika A_{it} (oraz, *implicite*, odpływów OJ_{it}) wynikająca z działania czynników, które nie są specyfikowane w równaniach (1-2);

α_g opisuje roczną stopę wzrostu A_{it} (oraz OJ_{it}) wynikającą z podniesienia stopy wzrostu PKB o 1 punkt procentowy.

Dodatnią zależność pomiędzy A_{it} i g_t można uzasadnić w ten sposób, że im wyższa jest stopa wzrostu gospodarczego, tym wyższa jest dynamika popytu na pracę. Część owej dynamiki przekłada się na wzrost liczby wolnych miejsc pracy rejestrowanych w urzędach pracy [a zatem V_{it} w funkcji dopasowań (1)], niemniej jednak część faktycznie występujących wolnych miejsc pracy w gospodarce nie jest rejestrowanych w urzędach pracy. To zaś może oznaczać, iż w warunkach wysokiego wzrostu gospodarczego rośnie również liczba wolnych miejsc pracy nie rejestrowanych w urzędach pracy, co powoduje wzrost współczynnika efektywności dopasowań bezrobotnych do wolnych miejsc pracy i wzrost odpływów z bezrobocia.

Rosnącą wartość współczynnika A_{it} w czasie można uzasadnić w ten sposób, iż na początku transformacji systemowej ani urzędy pracy, ani bezrobotni nie byli przyzwyczajeni do aktywnego poszukiwania wolnych miejsc pracy w gospodarce. Wraz z rozwojem rynku pracy (i, w pewnej mierze, instytucji rynku pracy) urzędy pracy i bezrobotni gromadzą coraz więcej doświadczeń związanych z jego funkcjonowaniem, coraz intensywniej i efektywniej wyszukują faktycznie istniejące w gospodarce wolne miejsca pracy, co (*ceteris paribus*) podnosi odpływy z bezrobocia.

Logarytmując równanie (1) i wstawiając do ww. zależności równanie (2) uzyskuje się:

$$\ln(OJ_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_g g_t + \beta_u \ln(U_{it}) + \beta_v \ln(V_{it}) + \xi_{it} \quad (3)$$

Równanie (3) autorzy zmodyfikowali stosując procedurę dywersyfikacji stałej (por. np. [Pindyck, Rubinfeld, 1991, s. 223-226]). Polega ona na wprowadzeniu we wszystkich badanych obiektach zmiennych zero-jedynkowych dla każdego oprócz jednego (tzw. bazowego) obiektu (w tym przypadku województwa). W wyniku estymacji takiego równania otrzymany oszacowany parametr stałej odnosi się wyłącznie do wybranego obiektu-województwa bazo-

wego, dla którego nie wprowadzono zmiennej zero-jedynkowej. Dla każdego z pozostałych województw wielkość stałej korygowana jest o wartość oszacowanego parametru przy odpowiedniej zmiennej zero-jedynkowej.

Równanie (3) po zastosowaniu procedury dywersyfikacji stałej można zapisać następująco:

$$\ln(OJ_{it}) = \alpha_0 + \sum_{s=2}^{16} \alpha_s d_s + \alpha_t t + \alpha_g g_t + \beta_U \ln(U_{it}) + \beta_V \ln(V_{it}) + \xi_{it} \quad (4)$$

gdzie d_s ($s = 2, 3, \dots, 16$) to zmienne zero-jedynkowe dla województw niebazowych (województwo bazowe to województwo mazowieckie), zaś parametry α_s opisują korektę stałej w województwie s w stosunku do stałej w województwie mazowieckim.

Ponadto równanie (5) estymowano jako równanie typu ECM postaci³:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(OJ_{it}) = & \gamma_0 + \sum_{s=2}^{16} \alpha_s d_s + \alpha_g^L \Delta g_t + \beta_U^L \Delta \ln(U_{it}) + \beta_V^L \Delta \ln(V_{it}) + \\ & - \lambda [\ln(OJ_{it-1}) - \alpha_t t - \alpha_g^L g_{t-1} - \beta_U^L \ln(U_{it-1}) - \beta_V^L \ln(V_{it-1})] + \xi_{it}; \lambda \in (-2; 0) \end{aligned}$$

lub:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(OJ_{it}) = & \gamma_0 + \sum_{s=2}^{16} \alpha_s d_s + \alpha_g^L \Delta g_t + \beta_U^L \Delta \ln(U_{it}) + \beta_V^L \Delta \ln(V_{it}) + \\ & - \lambda \ln(OJ_{it-1}) - \lambda \alpha_t t - \lambda \alpha_g^L g_{t-1} - \lambda \beta_U^L \ln(U_{it-1}) - \lambda \beta_V^L \ln(V_{it-1}) + \xi_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

gdzie $\gamma_0 \in \mathfrak{R}$ jest pewną stałą, która nie ma bezpośredniej interpretacji ekonomicznej, zaś λ jest współczynnikiem korygującym odchylenia od długookresowej ścieżki wzrostu, zaś supskrypty S i L nad parametrami oznaczają krótko- i długookresowy charakter ww. parametrów.

Równania (3-5) estymowano metodą najmniejszych kwadratów (dalej MNK). Ze względu na konieczność uwzględnienia opóźnień w równaniach ECM próba skrócona jest do lat 1993-2001.

Ponadto ww. równania zmodyfikowano w ten sposób, iż założono, że rozszerzona funkcja dopasowań jest jednorodna stopnia pierwszego względem zmiennych U_{it} oraz V_{it} (czyli, że $\beta_U + \beta_V = 1$). Wówczas równanie (3) można zapisać następująco:

$$\ln\left(\frac{OJ_{it}}{U_{it}}\right) = \alpha_0 + \alpha_t t + \alpha_g g_t + \beta_V \ln\left(\frac{V_{it}}{U_{it}}\right) + \xi_{it} \quad (6)$$

³ Zapis Δx_{it} oznaczał będzie dalej $x_{it} - x_{it-1}$.

Założenie, że rozszerzona funkcja dopasowań jest jednorodna stopnia pierwszego implikuje również, iż równania (4-5) można zapisać następująco:

$$\ln\left(\frac{OJ_{it}}{U_{it}}\right) = \alpha_0 + \sum_{s=2}^{16} \alpha_s d_s + \alpha_t t + \alpha_g g_i + \beta_v \ln\left(\frac{V_{it}}{U_{it}}\right) + \xi_{it} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln\left(\frac{OJ_{it}}{U_{it}}\right) &= \gamma_0 + \sum_{s=2}^{16} \alpha_s \Delta d_s + \alpha_g^t \Delta g_i + \beta_v^t \Delta \ln\left(\frac{V_{it}}{U_{it}}\right) + \\ &- \lambda \ln\left(\frac{OJ_{it-1}}{U_{it-1}}\right) - \lambda \alpha_t t - \lambda \alpha_g^t g_{i-1} - \lambda \beta_v^t \ln\left(\frac{V_{it-1}}{U_{it-1}}\right) + \xi_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

Parametry równań (6-8), podobnie jak równań (3-5), estymowano MNK. Estymowane parametry równań (3-8) przedstawione są w tablicach 1-2.

Tablica 1

Estymowane parametry równań (3-8)

Zmienne objaśniające:	Zmienna objaśniana							
	ln(OJ _{it})	ln(OJ _{it})	ln(OJ _{it} /U _{it})	ln(OJ _{it} /U _{it})	Δln(OJ _{it})	Δln(OJ _{it})	Δln(OJ _{it} /U _{it})	Δln(OJ _{it} /U _{it})
Stała	-92,692 (-15,723)	-91,677 (-17,193)	-93,250 (-13,919)	-89,155 (-15,789)	-40,356 (-4,929)	73,372 (-8,440)	-43,030 (-5,516)	-75,807 (-10,515)
Dolnośląskie	-	0,112 (3,127)	-	0,166 (4,619)	-	0,120 (5,190)	-	0,128 (5,529)
Kujawsko-Pomorskie	-	0,0564 (1,353)	-	0,165 (4,588)	-	0,0864 (3,037)	-	0,104 (4,446)
Lubelskie	-	-0,0685 (-1,403)	-	0,0882 (2,442)	-	0,00687 (0,180)	-	0,0280 (1,251)
Lubuskie	-	-0,0530 (-0,769)	-	0,213 (5,805)	-	0,137 (2,418)	-	0,177 (6,889)
Łódzkie	-	0,104 (2,735)	-	0,182 (5,043)	-	0,0853 (3,378)	-	0,0989 (4,126)
Małopolskie	-	-0,0402 (-0,906)	-	0,0881 (2,454)	-	0,0513 (1,534)	-	0,0706 (3,202)
Opolskie	-	-0,0909 (-1,093)	-	0,248 (6,914)	-	0,115 (1,626)	-	0,167 (6,434)
Podkarpackie	-	0,0430 (0,851)	-	0,201 (5,265)	-	0,0266 (0,710)	-	0,0467 (1,771)
Podlaskie	-	-0,120 (-1,668)	-	0,164 (4,532)	-	0,0254 (0,416)	-	0,0708 (2,975)
Pomorskie	-	0,0155 (0,361)	-	0,123 (3,247)	-	0,131 (4,302)	-	0,151 (5,990)
Śląskie	-	0,0107 (0,300)	-	0,0639 (1,778)	-	0,0681 (2,918)	-	0,0753 (3,454)
Świętokrzyskie	-	0,0146 (0,219)	-	0,268 (7,096)	-	0,0593 (1,124)	-	0,0929 (3,386)
Warmińsko-Mazurskie	-	0,0612 (1,298)	-	0,207 (5,720)	-	0,0995 (2,979)	-	0,121 (4,916)

Zmienne objaśniające:	Zmienna objaśniana							
	$\ln(OJ_{it})$	$\ln(OJ_{it})$	$\ln(OJ_{it}/U_{it})$	$\ln(OJ_{it}/U_{it})$	$\Delta \ln(OJ_{it})$	$\Delta \ln(OJ_{it})$	$\Delta \ln(OJ_{it}/U_{it})$	$\Delta \ln(OJ_{it}/U_{it})$
Wielkopolskie	-	0,136 (3,534)	-	0,218 (6,068)	-	0,151 (5,891)	-	0,164 (6,624)
Zachodniopomorskie	-	0,0358 (0,733)	-	0,193 (5,370)	-	0,121 (3,399)	-	0,144 (5,940)
t	0,0464 (15,782)	0,0461 (17,279)	0,0464 (13,891)	0,0443 (15,772)	0,0200 (4,897)	0,0364 (8,279)	0,0213 (5,471)	0,0375 (10,442)
ε_t	6,695 (10,455)	6,829 (9,907)	6,454 (8,881)	5,705 (8,350)	-	-	-	-
$\ln(U_{it})$	0,522 (19,811)	0,440 (11,288)	-	-	-	-	-	-
$\ln(V_{it})$	0,361 (15,103)	0,334 (9,613)	-	-	-	-	-	-
$\ln(V_{it}/U_{it})$	-	-	0,395 (14,870)	0,433 (15,232)	-	-	-	-
Δg_t	-	-	-	-	3,195 (5,534)	4,804 (8,549)	3,531 (6,141)	5,052 (9,927)
$\Delta \ln(U_{it})$	-	-	-	-	0,384 (6,626)	0,492 (9,405)	-	-
$\Delta \ln(V_{it})$	-	-	-	-	0,396 (12,704)	0,330 (11,503)	-	-
$\Delta \ln(V_{it}/U_{it})$	-	-	-	-	-	-	0,443 (15,162)	0,364 (13,572)
$\ln(OJ_{it-1})$	-	-	-	-	-0,464 (-8,427)	-0,705 (-10,336)	-	-
$\ln(OJ_{it}/U_{it-1})$	-	-	-	-	-	-	-0,450 (-9,633)	-0,703 (-13,127)
ε_{it-1}	-	-	-	-	4,465 (4,659)	9,011 (8,223)	6,021 (8,108)	10,226 (13,101)
$\ln(U_{it-1})$	-	-	-	-	0,344 (10,108)	0,563 (14,993)	-	-
$\ln(V_{it-1})$	-	-	-	-	0,103 (3,918)	0,106 (3,267)	-	-
$\ln(V_{it-1}/U_{it-1})$	-	-	-	-	-	-	0,102 (3,944)	0,117 (3,543)
R ²	0,956	0,973	0,886	0,938	0,895	0,940	0,920	0,956
Skor. R ²	0,955	0,969	0,884	0,930	0,889	0,929	0,917	0,947
DW	1,353	1,246	1,580	1,265	1,734	1,982	1,789	1,902
AIC	-4,766	-5,054	-4,516	-4,933	-5,729	-6,081	-5,667	-6,027
S.C.	-4,670	-4,669	-4,439	-4,568	-5,544	-5,586	-5,522	-5,573
Liczba obserwacji	160	160	160	160	144	144	144	144

R² (skor. R²)-współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji), DW-statystyka Durбина-Watsona; AIC (S.C.)-kryterium informacyjne Akaike (Schwarz). W nawiasach podano wartości statystyk t-Studenta

Tablica 2

Estymowane wybrane parametry równań (3-8)

Równanie	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
α_t	0,0464	0,0461	-	0,0464	0,0443	-
α_{π}	6,695	6,829	-	6,454	5,705	-
β_U	0,522	0,440	-	0,605**	0,567**	-
β_V	0,361	0,334	-	0,395	0,433	-
α_{π}^s	-	-	4,804	-	-	5,052
β_U^s	-	-	0,492	-	-	0,654**
β_V^s	-	-	0,330	-	-	0,346
α_{π}^L	-	-	0,0516*	-	-	0,533*
α_{π}^{L-}	-	-	12,782*	-	-	14,546*
β_U^{L-}	-	-	0,799*	-	-	0,834***
β_V^{L-}	-	-	0,146*	-	-	0,166*

* oszacowania *implicitie* z ECM; ** oszacowania *implicitie* z założenia jednorodności stopnia pierwszego rozszerzonej funkcji dopasowań; *** oszacowania *implicitie* z ECM i założenia jednorodności stopnia pierwszego rozszerzonej funkcji dopasowań

Z przedstawionych w tablicach 1-2 oszacowań parametrów rozszerzonych funkcji dopasowań (3-8) wyciągnąć można następujące wnioski:

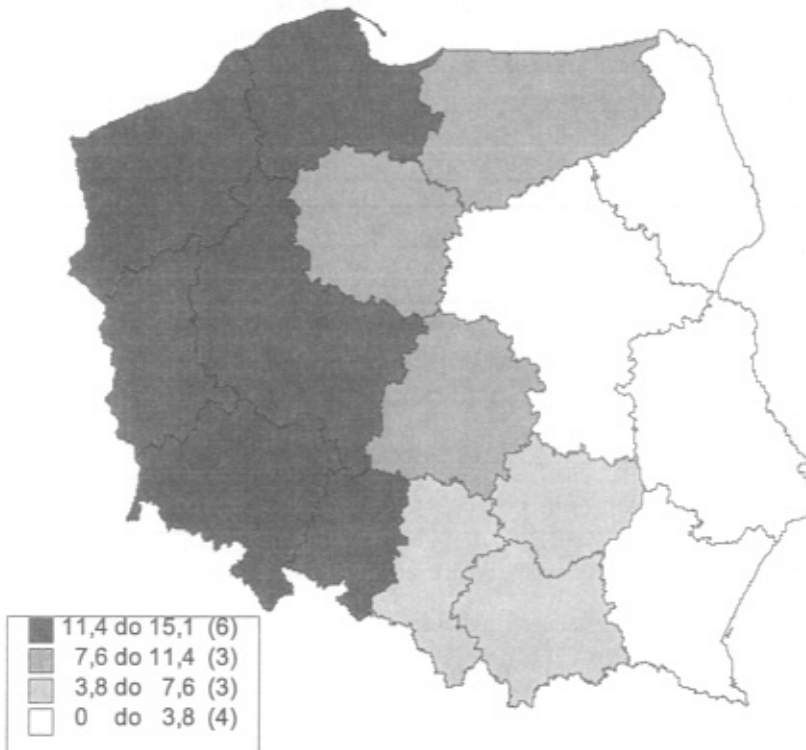
- Na podstawie wartości bezwzględnych kryteriów Akaike i Schwarz można wnosić, iż najbardziej zbliżone do rzeczywistości są szacunki rozszerzonych funkcji dopasowań ECM (5) i (8). Co więcej, zarówno z wartości ww. kryteriów, jak i z oszacowanych parametrów funkcji dopasowań (6), w której nie zakłada się jednorodności stopnia pierwszego rozszerzonej funkcji dopasowań wnioskować można, iż stopień jednorodności tej funkcji jest różny od jedności.
- Z oszacowań parametrów równań (4-5) oraz (6-7) wynika, iż elastyczności analizowanej w opracowaniu funkcji względem liczby bezrobotnych są wyższe niż względem liczby wolnych miejsc pracy rejestrowanych w urzędach pracy. Z oszacowań krótko- i długookresowych elastyczności rozszerzonych funkcji dopasowań (5) i (8) wyciągnąć można analogiczny wniosek zarówno dla okresu krótkiego, jak i długiego. Wynika stąd, iż istotniejsze dla odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w Polsce jest poszukiwanie przez bezrobotnych pracy bezpośrednio w przedsiębiorstwach a nie w urzędach pracy.
- Z wszystkich prezentowanych w tej części opracowania oszacowań rozszerzonej funkcji dopasowań wynika, iż wielkość odpływów z bezrobocia do zatrudnienia rośnie wraz ze wzrostem stopy wzrostu PKB. Co więcej, z oszacowań równań ECM wynika, iż wrażliwość odpływów z bezrobocia do zatrudnienia na stopę wzrostu PKB jest wyższa w długim okresie. Wynika stąd, że wielkości odpływów z bezrobocia do zatrudnienia są zmiennymi silnie procyklicznymi. Implikuje to, że elastyczność rynku pracy (mierzona wielkością bezwzględną ww. odpływów lub relacją odpływów do liczby bezrobotnych) ma charakter zmiennej istotnie związanej z dynamiką wzrostu gospodarczego.

- Również we wszystkich prezentowanych w opracowaniu oszacowaniach zmienną istotnie dodatnio determinującą wielkość rozważanych odpływów jest zmienna czasowa. To z kolei może sugerować, iż wraz z rozwojem instytucji rynku pracy, nabieraniem doświadczenia przez urzędy pracy i większą intensywnością poszukiwań bezrobotnych (*ceteris paribus*) rosną odpływy z bezrobocia do zatrudnienia i rośnie stopień elastyczności polskiego rynku pracy.
- Ponadto oszacowania parametrów α_s w wyrażeniu $\sum_{s=2}^{16} \alpha_s d_s$ równania (5) można

traktować jako pewne wyznaczniki elastyczności regionalnych rynków pracy. Wynika to stąd, iż każde z wyrażen $\alpha_s d_s$ obrazuje średnioroczne odchylenie stóp wzrostu odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w województwie s ($s=2, 3, \dots, 16$) w stosunku do województwa mazowieckiego, które wystąpiłoby przy warunku *ceteris paribus*. Im wyższą wartość przyjmuje oszacowanie parametru α_s , tym te same wielkości bezrobocia i wolnych miejsc pracy oraz stopy wzrostu ww. zmiennych makroekonomicznych generują wyższe stopy wzrostu analizowanych w pracy odpływów. Regionalne zróżnicowanie oszacowań parametrów α_s przedstawione jest na mapie 4. Z mapy 4 wyciągnąć można następujące wnioski. Po pierwsze, najwyższymi odchyleniami stóp wzrostu odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w stosunku do tych, którymi *ceteris paribus* charakteryzowało się województwo mazowieckie, wystąpiły w województwach Polski zachodniej (wielkopolskie 15,1%; lubuskie 13,7%; pomorskie 13,1%; zachodniopomorskie 12,1%, dolnośląskie 12,0% i opolskie 11,5%). Są to województwa o zróżnicowanych poziomach stóp bezrobocia (od wysokich w województwach zachodniopomorskim i lubuskim poprzez średnie w pomorskim i dolnośląskim po niskie w województwach wielkopolskim i opolskim; por. mapa 1) i wysokich lub bardzo wysokich stopach odpływów z bezrobocia (poza województwem dolnośląskim; por. mapa 2). Ponadto województwa te charakteryzują się względnie nowoczesną strukturą pracujących i wartości dodanej z wysokim odsetkiem zatrudnienia i wartości dodanej w sektorze usług (por. [Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2002]) i niskim nadzatrudnieniem w rolnictwie (por. [Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2003]). Po drugie, średnimi wartościami oszacowań parametrów d_s w analizowanym okresie charakteryzowały się województwa warmińsko-mazurskie 9,95%; kujawsko-pomorskie 8,64% i łódzkie 8,53%. Są to województwa o wysokich i bardzo wysokich stopach bezrobocia (warmińsko-mazurskie i kujawsko-pomorskie) i stopach odpływów z bezrobocia do zatrudnienia (rzędu 41-42% rocznie). Po trzecie, do województw o niskich oszacowaniach analizowanych odchylen należą województwa: śląskie 6,81%; świętokrzyskie 5,95% i małopolskie 5,13%. Z wyjątkiem województwa śląskiego są to dwa województwa typowo rolnicze, o niskich lub bardzo niskich stopach odpływów z bezrobocia do zatrudnienia, niskich stopach bezrobocia i wysokim bezrobociu ukrytym w rolnictwie. Po czwarte, do województw o bardzo ni-

skich odchyleniach stóp wzrostu odpływów z bezrobocia do zatrudnienia należą województwa: podkarpackie 2,66%; podlaskie 2,54% i lubelskie 0,69%. Podobnie jak w trzeciej z grup województw, są to województwa rolnicze, z wysokim bezrobociem ukrytym, niskim bezrobociem jawnym i niskimi stopami odpływów.

Mapa 4. Regionalne zróżnicowanie oszacowań α , (w %)



Podsumowanie i wnioski

Prezentowane w pracy rozważania można podsumować następująco:

- Regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia w Polsce jest względnie duże i trwałe. Od początku lat pięćdziesiątych województwami o najwyższych stopach bezrobocia są województwa Polski północno-zachodniej oraz województwo warmińsko-mazurskie. Na drugim biegunie znajdują się województwa południowo-wschodniej i wschodniej części kraju, o niskim bezrobociu jawnym i wysokim bezrobociu ukrytym w rolnictwie (por. też [Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2003]).
- Analizując stopy odpływów z bezrobocia do zatrudnienia można sądzić, że województwa Polski zachodniej i północnej charakteryzują się o ok. 5-10

punktów procentowych wyższymi stopami owych odpływów, niż ma to miejsce w południowo-wschodniej i wschodniej części kraju. Wyszunąć stąd można wniosek, iż województwa zachodniej części kraju tworzą większość nowych miejsc pracy. Jednakże wysokie stopy bezrobocia jawnego w tej części kraju sugerują, iż wielkości napływów z zatrudnienia do bezrobocia są tam wyższe, niż w Polsce południowo-wschodniej. Świadczy to o wyższej elastyczności regionalnych rynków pracy w tej części kraju, w stosunku do pozostałej części Polski. Wynikać to może z wyższej dynamiki tworzenia i likwidacji miejsc pracy (głównie) w dynamicznie rozwijającym się sektorze usługowym (por. też [Rogut, Tokarski, 2002] lub [Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2002]).

- Analiza parametrów funkcji dopasowań prowadzi do następujących wniosków. Po pierwsze, wyższe są elastyczności owej funkcji względem liczby bezrobotnych niż liczby wolnych miejsc pracy, co sugeruje, że istotniejsze znaczenie dla znalezienia pracy przez bezrobotnego ma jej poszukiwanie bezpośrednio w przedsiębiorstwach a nie w urzędach pracy. Po drugie, wielkości odpływów z bezrobocia do zatrudnienia są silnie uzależnione od stopy wzrostu PKB, co oznacza, że w warunkach wysokiego wzrostu gospodarczego powstaje wyższa liczba nowych miejsc pracy, niż ma to miejsce przy niskiej dynamice PKB. Wynika stąd, że wyjątkowo istotne dla kreacji nowych miejsc pracy jest dążenie do przyspieszenia wzrostu gospodarczego. Po trzecie, analizy statystyczne potwierdziły postawioną wcześniej tezę, że dynamika tworzenia nowych miejsc pracy jest wyższa w regionach o nowocześniejszych strukturach pracujących, o wyższym odsetku pracujących w sektorze usługowym, które znajdują się głównie w Polsce północno-zachodniej.

Bibliografia

- Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, różne wydania z lat 1995-2002, GUS, Warszawa.
- Burda M.C., [1993], *Modelling Labor Market Dynamics in Eastern Germany: a Matching Function Approach*, INSEAD, Wissenschaftszentrum Berlin and CEPR.
- Charemza W.W., Deadman D.F. [1997], *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Kaczorowski P., Tokarski T., [1998], *Niektóre determinanty odpływów z bezrobocia w Polsce*, w E. Kwiatkowski.
- Kwiatkowski E. (red.), [1998], *Przepływy siły roboczej a efekty aktywnej polityki państwa na rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T., [2002], *Elastyczność zatrudnienia w przekroju sektorowym i regionalnym w Polsce*, *Gospodarka Narodowa* nr 4/2002.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T., [2003], *Makroekonomiczne skutki nadzatrudnienia w rolnictwie w Polsce*, opracowanie wysłane do Redakcji *Ekonomisty*.
- Majsterek M., [1998], *Modele korekty błędem i ich zastosowanie w modelowaniu płac przeciętnych*, *Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego*, Łódź.
- Pindyck R.S., Rubinfeld D.L., [1991], *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York etc.
- Rogut A., Tokarski T., [2002], *Regional Diversity of Employment Structure and Outflows from Unemployment to Employment in Poland*, *International Journal of Manpower*, Vol. 2, No. 1.

- Solow R.M., [1998], *What is Labour Market Flexibility? What is it Good For?*, Proceedings of British Academy, Vol. 97.
- Stasiak J., Tokarski T., [1998], *Analiza odpływów z bezrobocia. Funkcja dopasowań*, w E. Kwiatkowski.
- Welfe A., [2001], *Czy współczesne modele dynamiczne zrewolucjonizowały ekonometrię?*, w A. Wojtyna.
- Wojtyna A. (red.), [2001], *Czy ekonomia nadąża z wyjaśnieniem rzeczywistości?*, Materiały z VII Kongresu Ekonomistów Polskich PTE, tom I, Wydawnictwo PTE-Bellona, Warszawa.

DETERMINANTS OF OUTFLOWS FROM UNEMPLOYMENT TO EMPLOYMENT IN POLAND

Summary

This study is an attempt to carry out an empirical analysis of determinants of outflows from unemployment to employment in Poland in regional perspective. The analyses carried out in the study are based on the so-called augmented matching function. This approach relates outflows from unemployment to such macroeconomic variables as the number of unemployed persons and the number of vacancies, the rate of economic growth and regional diversity of labour market elasticity. The analyses presented in the study, relating to determinants of outflows from unemployment to employment, are based on a cross-section time-series sample composed of observations concerning the above-mentioned macroeconomic variables in regional perspective in 1992-2001.

The study presents regional diversity in such macroeconomic variables as rates of unemployment, rates of outflows from unemployment to employment, or vacancy rates during the period analysed by the authors. In the later part of the study the authors present estimated parameters of the augmented matching function in the years 1992 (or 1993) – 2001. The presented statistical analyses are based on constant variation models linked to error-correction models. The study ends with a summary and major conclusions.