



OSPODARKA NARODOWA

10
(194)
Rok XVIII
październik
2007

Joanna TYROWICZ*
Piotr WÓJCIK*

Konwergencja bezrobocia w Polsce w latach 1999-2006

Wprowadzenie

Polska jest krajem o najwyższym stopie bezrobocia w Europie, przy czym bezrobocie ma charakter trwałego zarówno w skali makro (najniższa historycznie stopa, w 1997 r., wciąż znacząco przekraczała poziom średniej krajów członkowskich UE), jak i w skali poszczególnych osób (obecnie aż 87% bezrobotnych nie ma prawa do zasiłku, co oznacza, że przez przynajmniej 12 ostatnich miesięcy nie pracowali w ogóle lub praca nie miała charakteru trwałego¹). Finansowanie aktywnej polityki rynku pracy (APRP) wzrasta stopniowo od 2004 r., osiągając poziom 0,2% PKB w roku 2006. Wciąż jednak działaniami aktywizacyjnymi obejmuje się zaledwie ok. 20% bezrobotnych (dane za 2006 r.), podczas gdy raporty z realizacji projektów aktywizacyjnych oraz badania ankietowe wśród pracowników PUP-ów wskazują, że do programów kieruje się „najłatwiejszych” bezrobotnych [CASE-MGiP, 2004]. W konsekwencji, pomimo poprawiającej się ogólnie sytuacji na rynku pracy, niektóre powiaty wciąż borykają się z 40-procentowym bezrobociem, a w wielu sytuacja nie ulega poprawie. Z tego względu analiza dynamiki regionalnej bezrobocia w Polsce wydaje się szczególnie warta uwagi.

* Joanna Tyrowicz jest pracownikiem Katedry Teorii Rozwoju Gospodarczego na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, a Piotr Wójcik jest doktorantem w tej samej katedrze. Artykuł wpłynął do redakcji w lipcu 2007 r.

¹ GUS (2007). Dane dotyczące czasu bezrobocia są trudne do interpretacji, ponieważ powiatowe urzędy pracy sprawozdają jedynie, ilu spośród zarejestrowanych bezrobotnych spełnia ustawowe kryterium bezrobocia długotrwałego, nie podając średniej trwałości bezrobocia. Z drugiej strony indywidualne dane na podstawie BAEL, po pierwsze nie pozwalają na śledzenie losów poszczególnych osób, co wiąże się z ograniczonym polem do interpretacji, a po drugie inaczej definiowane jest w ankiecie pojęcie bezrobocia.

Według wielu badaczy bezrobocie w Polsce ma w 80% charakter strukturalny [Socha i Sztanderska, 2001], jednak ten szacunek dotyczy zarówno bezrobocia strukturalnego *sensu largo*, jak i *stricte* niedopasowań przestrzennych i sektorowych na rynku pracy. Co więcej, generalnie poza niską mobilnością przestrzenną pracowników w Polsce, nie wydaje się, aby samo określenie bezrobocia mianem strukturalnego mogło w pełni wyjaśniać charakter i dynamikę zróżnicowań regionalnych.

Artykuł podejmuje tę kwestię, stosując technikę jądrowych estymatorów funkcji gęstości, by prześledzić procesy konwergencji stóp bezrobocia w polskich powiatach. Ramy czasowe określone są momentem przeprowadzenia w Polsce reformy administracyjnej (dane rejonowe sprzed stycznia 1999 r. nie są ściśle porównywalne ze sprawozdawanymi od 1999 r. przez powiatowe urzędy pracy, ponieważ często zakresy terytorialne funkcjonowania tych urzędów nie pokrywają się). Mimo to obejmują one tzw. drugą falę bezrobocia [Boni, 2001] oraz zmiany w polityce rynku pracy związane z wprowadzeniem w życie ustawy o instytucjach rynku pracy i promocji zatrudnienia z 2004 r. z późniejszymi zmianami, jak również z przystąpieniem Polski do Unii Europejskiej i wynikającym bezpośrednio z tego faktu wdrażaniem Europejskiego Funduszu Społecznego.

Hipoteza o strukturalnym charakterze bezrobocia w Polsce sugerowałaby przede wszystkim konwergencję klubów, w ramach której regiony o wyższej stopie bezrobocia przejawiałyby podobną dynamikę, podczas gdy rosnąć powinno regionalne zróżnicowanie pomiędzy powiatami o niskiej i wysokiej stopie bezrobocia (dywergencja poziomów). Podobne wnioski nasuwałaby często eksponowana hipoteza o roli historii i procesów społecznych (powiaty o dużym udziale przemysłu przed 1989 rokiem lub powiaty o wysokim udziale rolnictwa znacjonalizowanego). W tym przypadku należałoby oczekiwać zaobserwowania tzw. biegunów wzrostu, czyli regionów, w których względna stopa bezrobocia maleje na tle pozostałych, które wciąż borykają się ze spuścizną poprzedniego systemu gospodarczego.

Następna sekcja omawia literaturę przedmiotu – prezentujemy dorobek związany z regionalną dynamiką zachowania się stóp bezrobocia zarówno w Polsce, jak i na świecie. Później uwaga została poświęcona specyfice dostępnych danych. Następnie przechodzimy do omówienia metodologii badań w tym obszarze, a także techniki estymacji jądrowej warunkowej funkcji gęstości (KDE). Późniejsze dwie sekcje przedstawiają wyniki analiz dla konwergencji σ oraz β (ta ostatnia zarówno w ujęciu bezwarunkowym, jak i warunkowym). Ostatnia część przedstawia wnioski.

Przegląd literatury

W literaturze występują dwie główne koncepcje konwergencji: sigma oraz beta² [Sala-i-Martin, 1990]. Zgodnie z tą terminologią pierwsza z nich zach-

² Przegląd literatury znaleźć można np. w [Pritchett, 1997], [Temple, 1999], [de la Fuente, 2000], [Barro, Sala-i-Martin, 2003].

dzi, kiedy dyspersja badanego zjawiska między regionami lub krajami maleje wraz z upływem czasu. Pojęcie konwergencji sigma wiąże się z odchyleniem standardowym jako miarą rozproszenia rozkładu. Konwergencja beta dotyczy natomiast zależności między średnią wartością badanego zjawiska a jego wartością początkową.

Obie te koncepcje można analizować w dwóch wariantach: bezwzględnej i względnej. W pierwszej, podmioty (powiaty) upodobniają się do siebie niezależnie od warunków początkowych, co oznaczałoby, że np. rejony o wyższej stopie bezrobocia rozwiązują problemy rynku pracy szybciej niż te o niższej stopie. W ramach koncepcji konwergencji warunkowej oczekujemy upodobnienia zaledwie pomiędzy podmiotami (powiatami) o podobnych parametrach strukturalnych, podczas gdy zasadniczo procesy te charakteryzują się różnymi poziomami równowagi długookresowej.

Wspomniane powyżej pojęcia konwergencji sigma i beta są ze sobą powiązane³. Z punktu widzenia analizy ekonomicznej regionalnej dynamiki bezrobocia w Polsce, w kontekście celów polityki rynku pracy (czy w szerszym rozumieniu, polityki społecznej) ważne jest zarówno zmniejszanie dysproporcji pomiędzy regionami i spójności społecznej (konwergencja sigma), jak i stymulowanie rozwoju regionów, których kondycja gospodarcza jest słabsza niż np. aglomeracji warszawskiej, wrocławskiej czy poznańskiej (konwergencja beta). Takie cele polityki społecznej wyrażane są na wielu poziomach. Po pierwsze, zgodnie z algorytmem podziału środków z Funduszu Pracy na Aktywne Polityki Rynku Pracy pomiędzy województwa oraz pomiędzy powiaty w ramach województwa (algorytm ten przyznaje większe środki regionom o większej liczbie bezrobotnych, premiując dodatkowo także wyższą niż średnia stopa bezrobocia). Po drugie, takie cele sformułowane zostały w wielu rządowych dokumentach programowych⁴, stanowiąc również istotny punkt odniesienia dla polityki regionalnej i polityki spójności w ramach Unii Europejskiej.

Choć niewątpliwie skala zjawiska bezrobocia w Polsce nie znajduje precedensów we współczesnej Europie, sama analiza regionalnej dynamiki bezrobocia zyskała w literaturze przedmiotu zainteresowanie badaczy, którzy rozwinęli wiele zróżnicowanych podejść analitycznych⁵. W badaniach poświęconych Polsce (m.in. [Scarpetta i Huber, 1995], [Góra i Lehman, 1995], [Lehman i Walsh, 1998] oraz [Newell i Pastore, 1999]) podkreśla się zazwyczaj, jak istotną rolę w rozwoju zjawiska bezrobocia w skali regionu miało to, czy na danym obszarze przed 1989 rokiem znajdowały się duże zakłady przemysłowe oraz czy rolnictwo odgrywało ważną rolę i jaka była jego forma. Badania te

³ Konwergencja sigma dotyczy zmian rozkładu analizowanych zmiennych w czasie, natomiast konwergencja beta traktuje o mobilności tej zmiennej między krajami (regionami) w ramach tego samego rozkładu. Konwergencja beta jest więc warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do wystąpienia konwergencji sigma.

⁴ Krajowa Strategia Zatrudnienia, Krajowa Strategia Integracji Społecznej, Narodowe Strategiczne Ramy Odniesienia, Narodowa Strategia Spójności.

⁵ Por.: [Decressin and Fatas, 1995], [Obstfeld and Peri, 1998], [Arulampalam et al., 1998], a także [Armstrong and Taylor, 2000] i [Murillo et al., 2005] dla Hiszpanii.

dotyczyły zazwyczaj stanu sprzed 1999 roku, gdy dane regionalne dotyczące bezrobocia dostępne były w podziale na 49 województw. Na podstawie tych wyników umocniły się mylne przekonania o zasadniczo słabszej sytuacji na rynku pracy w Polsce wschodniej, podczas gdy dezagregacja stóp bezrobocia do poziomu powiatów (a wcześniej rejonów) wskazuje, że regiony o względnie najwyższej stopie bezrobocia znajdują się dość często w pobliżu tzw. biegunów wzrostu w ramach tego samego województwa (zarówno w ramach obecnego podziału administracyjnego, jak i przy 49 województwach). Co więcej, rozwój sytuacji na rynkach pracy w ostatnich latach nie potwierdza proponowanej szeroko w literaturze klasyfikacji opartej na zróżnicowaniu ryzyka utraty pracy pomiędzy regionami. Trudno się również oprzeć wrażeniu, że wprowadzanie typologii nie ułatwia zrozumienia zjawiska, a sama kwestia zróżnicowania regionalnego stóp bezrobocia w Polsce pozostaje tak samo niezgłębiona jak zagadnienia związane z jego trwałością.

Bayer i Jussen [2006] proponują zastosowanie testu na kointegrację pomiędzy regionalnymi a średnią krajową stopą bezrobocia. Bazując na teoretycznie umotywowanym imperatywie konwergencji [Blanchard i Katz, 1992] oraz korzystając z koncepcji szybkości dostosowań [Armstrong i Taylor, 2000], koncentrują się na konwergencji stochastycznej [Carlino i Mills, 1993]. Przy takim ujęciu konwergencja występuje tylko wówczas, gdy zakłócenia mają charakter przejściowy, co stanowi podstawową hipotezę poddaną testowi empirycznemu. Wykorzystując dane dla Niemiec Zachodnich za okres 1960-2006, Bayer i Jussen [2006] znajdują umiarkowane poparcie dla hipotezy konwergencji.

Podstawowym zastrzeżeniem, jakie może budzić takie ujęcie w ciągu tak długiego czasu (dane roczne) jest fakt, iż stacjonarność różnic regionalnych nie jest dowodem na konwergencję, ponieważ może ona wystąpić zarówno w przypadku dywergencji, jak i konwergencji, o ile tylko szeregi będą wystarczająco regularne w cyklach – takie potwierdzenie dostaniemy nawet, jeśli dany region notuje silniejsze niż inni wzrosty bezrobocia w chwilach pogorszenia sytuacji na rynku pracy i słabsze niż inni spadki bezrobocia w okresach poprawy. Z tego względu podjęto próbę zastosowania innego podejścia. W artykule estymowane są estymatory jądrowe warunkowej gęstości regionalnych rozkładów stóp bezrobocia w Polsce.

Dane

Często podważa się wiarygodność danych rejestrowych, wskazując na dwie główne przyczyny. Po pierwsze, począwszy od roku 2001 osoba zarejestrowana jako bezrobotna zyskuje prawo do ubezpieczenia zdrowotnego dla siebie i niepracujących członków rodziny. Celem takiego mechanizmu było skłonienie osób szczególnie długotrwale bezrobotnych do podjęcia wysiłku rejestracji, umożliwiając tym samym instytucjom rynku pracy utrzymywanie kontaktu i prowadzenie działań aktywizacyjnych również wobec osób o wysokiej skali bierności. Skutkiem ubocznym takiego rozwiązania jest jednak rejestrowanie

się również przez te osoby, które nie są całkowicie pozbawione możliwości zarobkowych (praca dorywcza, sektor nieformalny, itp.). W konsekwencji stopa bezrobocia rejestrowego jest wyższa niż obliczana na podstawie BAEL.

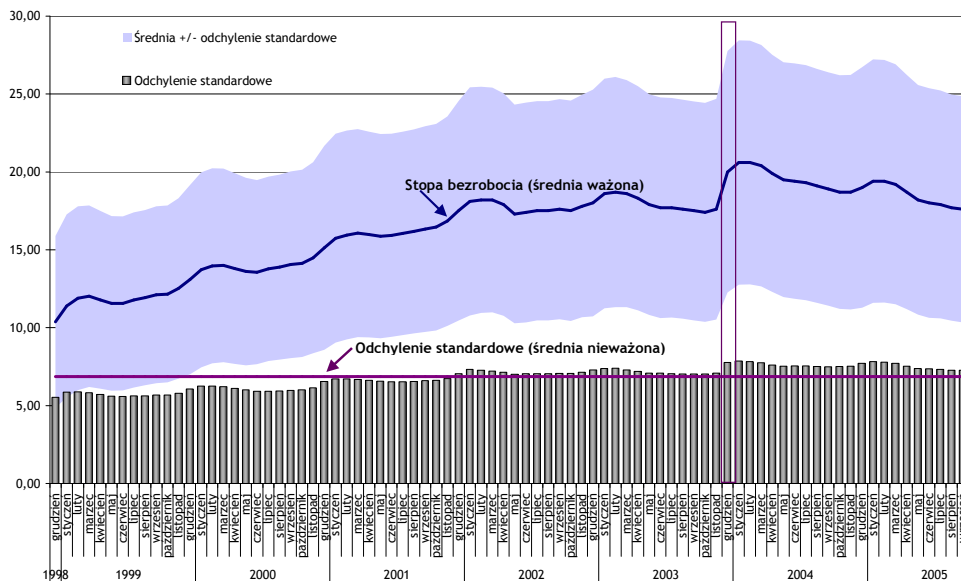
Drugim zarzutem pod adresem danych rejestrowych jest to, iż nie odpowiadają one faktycznemu bezrobociu w kraju, obejmując jedynie osoby spełniające ustawowe kryteria. Przykładowo osoba niepełnosprawna lub niemogąca znaleźć pracy kobieta, która wycofała się z rynku pracy i prowadzi dom, nie znajdują się najczęściej w rejestrach powiatowych urzędów pracy. Podobnie sytuacja ma się w odniesieniu do osób, które przed trudnościami w znalezieniu zatrudnienia „ucieły” na wcześniejszą emeryturę. Ze względu na te słabości, stopa bezrobocia rejestrowego może być *de facto* niedoszacowana.

Pomimo tych problemów istnieją silne argumenty przemawiające za wyborem danych rejestrowych. Po pierwsze, dane na podstawie BAEL są statystycznie reprezentatywne jedynie na poziomie województwa, a nie powiatu, podczas gdy polityka rynku pracy prowadzona jest właśnie na poziomie powiatowym. Co więcej, o ile zróżnicowanie stóp bezrobocia na poziomie wojewódzkim ma się jak 1:1,5, na poziomie powiatowym sięga już relacji 1:25, wskazując tym samym na oczywiste statystyczne ograniczenia w analizie dynamiki regionalnej, jakie niesłoby za sobą przyjęcie do analizy poziomu wojewódzkiego dostępnego w ramach BAEL. Po drugie, dane rejestrowe powiatowych urzędów pracy odzwierciedlają ich wiedzę na temat sytuacji na lokalnych rynkach, tym samym wskazując na postrzegane przez nie wyzwania i potrzeby i wyznaczając podejmowane przez nie działania. Po trzecie, to właśnie dane rejestrowe stanowią podstawę algorytmu przyznającego środki na aktywizację w ramach Funduszu Pracy.

Wreszcie, choć wielu badaczy podważa sens analiz stóp bezrobocia *per se*, podkreślając istotniejszą w kontekście procesów na rynku pracy rolę wskaźnika aktywności zawodowej (autorzy sami się do nich zaliczają), dane takie nie są dostępne na poziomie NUTS4. Można przy tym zakładać dość wysoką ujemną korelację między nimi (im wyższa stopa bezrobocia, tym wyższa skala bierności zawodowej, choć oczywiście bezrobocie nie jest jedynym ani najważniejszym wyznacznikiem wskaźnika aktywności). W konsekwencji, nie mając możliwości analiz aktywności zawodowej i przy braku adekwatności reprezentatywności danych indywidualnych na poziomie powiatowym, wybrano stopy bezrobocia, choć wybór ten ma charakter *second best*.

W badaniu podlegały analizie miesięczne stopy bezrobocia w powiatach na podstawie danych rejestrowanych między grudniem 1998 r. a sierpniem 2006 r. W okresie tym miał miejsce znaczący wzrost stóp bezrobocia (tzw. druga fala bezrobocia, por. [Boni, 2001]). Można stwierdzić, iż średnia w całym omawianym okresie była wyższa niż mediana, co wskazuje, że większe ze względu na liczebność powiaty mają średnio wyższe stopy bezrobocia niż mniejsze (stopa krajowa jest ważoną liczebnością średnią stóp bezrobocia w powiatach). Co przedstawia wykres 1, dyspersja stóp bezrobocia rośnie w fazach wzrostu (cykli sezonowych czy koniunkturalnych), malejąc jednocześnie w fazach poprawy sytuacji na rynku pracy.

Wykres 1. Stopa bezrobocia w Polsce w latach 1999-2006



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych rejestrowych publicznych służb zatrudnienia, GUS

Zasadniczy wzrost bezrobocia między listopadem a grudniem 2003 r. (oznaczony na wykresie 1 ramką) nie wynika z realnego pogorszenia sytuacji na rynku pracy w ciągu tego miesiąca, lecz jest efektem czysto statystycznym. Na podstawie przeprowadzonego Spisu Powszechnego w 2002 roku GUS obniżył wartość mianownika (wielkość siły roboczej). Nie przeliczono jednak zgodnie z nową wielkością populacji w Polsce wszystkich obserwacji wstecz, a jedynie dane za grudzień 2003, by zachować porównywalność niezbędną dla celów formalnych w Polsce między grudniem a grudniem. W dalszej części analizy kontrolujemy w sposób statystyczny wpływ tego efektu na estymatory.

Metodologia

Wykorzystana metodologia została zaczerpnięta z badań dotyczących konwergencji (por. [Durlauf, Quah, 1999], [Quah, 2007], [Wójcik, 2004]). W wersji dyskretnej polega ona na podzieleniu wartości względnej stopy bezrobocia w powiatach na kilka przedziałów (klas), a następnie oszacowaniu macierzy przejścia pokazującej dynamikę tak zdefiniowanego rozkładu. Wartości w macierzy przejścia pokazują prawdopodobieństwo, z jakim powiat pozostanie w tej samej klasie oraz szansę przejścia do klasy o niższej lub wyższej stopie bezrobocia. Suma prawdopodobieństw w każdym wierszu macierzy przejścia będzie równa jeden, ponieważ każdy powiat musi albo pozostać w tym samym przedziale albo przejść do innej klasy.

Wadą macierzy przejścia jest arbitralność doboru granic przedziałów. Dlatego też Quah zaproponował wykorzystanie estymacji jądrowej do oszacowania pełnej warunkowej funkcji gęstości rozkładu. Można ją sobie wyobrazić jako macierz przejścia z nieskończoną liczbą wierszy i kolumn.

Estymacja jądrowa polega na oszacowaniu nieznannej funkcji gęstości dla zmiennej losowej w oparciu o skończoną liczbę obserwacji tej zmiennej. Estymator jądrowy jest ciągłym odpowiednikiem histogramu. Wartości funkcji gęstości w poszczególnych punktach liczone są jako względna częstość obserwacji w otoczeniu danego punktu. Otoczenie to nazywane jest pasmem (oknem) estymacji (*bandwidth, window*), a względna częstość szacowana jest na podstawie znanej funkcji gęstości, nazywanej funkcją jądra (*kernel*).

Dobór funkcji jądra wpływa na oszacowanie funkcji gęstości w nieznacznym stopniu. Kluczowe znaczenie ma dobór szerokości pasma estymacji – determinuje ono stopień wygładzenia otrzymanej krzywej lub powierzchni. Użycie zbyt szerokiego okna spowoduje znaczne wygładzenie funkcji gęstości i nie pokaże rzeczywistej struktury danych. Natomiast przyjęcie za wąskiego pasma da w efekcie trudną do interpretacji funkcję gęstości, składającą się z kilku wąskich wierzchołków⁶.

Jeśli początkową względną stopę bezrobocia oznaczymy przez x , a kolejną przez y , warunkowy rozkład y przy danym x można zapisać za pomocą następującej funkcji gęstości:

$$f[y|x] = \frac{f[y,x]}{f_x[x]}, \quad (1)$$

gdzie $f_x[x]$ jest brzegowym rozkładem początkowej stopy bezrobocia, natomiast $f[y, x]$ jest łącznym rozkładem y i x . Szacując warunkową funkcję gęstości, zastępujemy zarówno licznik, jak i mianownik powyższego wyrażenia nieparametrycznymi estymatorami. Rozkład brzegowy początkowej stopy bezrobocia szacowany jest z wykorzystaniem metody estymacji jądrowej dla rozkładów jednowymiarowych, tj.:

$$\hat{f}_{xA}[x] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_x w_i} K\left[\frac{x - x_i}{h_x w_i}\right], \quad (2)$$

gdzie n jest liczbą obserwacji, h_x jest szerokością pasma estymacji dla rozkładu początkowej stopy bezrobocia, a $K[.]$ jest funkcją jądra⁷. Subskrypt A oznacza zastosowanie dwustopniowej metody adaptacyjnej, różnicującej (za pomocą

⁶ Procedury obliczania optymalnej szerokości pasma dla różnych funkcji jądra znaleźć można w [Silverman, 1986]. Optymalna szerokość okna jest jednakowa dla wszystkich obserwacji danej zmiennej i zależy od ich zróżnicowania (odchylenie standardowe, odstęp międzykwartyłowy). Dotyczy ona każdego analizowanego wektora zmiennych, więc w przypadku rozkładu dwuwymiarowego obliczana jest dla każdej zmiennej z osobna. Patrz również [Durlauf i Quah, 1999] lub [Quah, 2007].

⁷ We wszystkich obliczeniach w artykule stosowana była Gaussowska funkcja jądra, czyli funkcja gęstości dla rozkładu normalnego.

wag w_i) szerokość pasma dla poszczególnych obserwacji. W pierwszym kroku metody dwustopniowej wszystkie wagi w_i są równe i przyjmują dla wszystkich obserwacji wartość 1. Łączny rozkład bezrobocia początkowego i końcowego (licznik równania (1)) wyznaczany jest za pomocą wyrażenia:

$$\hat{f}[y,x] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_y h_x w_i^2} K\left[\frac{y - y_i}{h_y w_i}\right] K\left[\frac{x - x_i}{h_x w_i}\right], \quad (3)$$

gdzie h_y jest szerokością pasma estymacji dla końcowej stopy bezrobocia.

Następnie na podstawie wstępnego oszacowania rozkładu łącznego wyznaczone są wagi różnicujące lokalnie szerokość pasma zgodnie ze wzorem:

$$w_i = \left(\frac{\bar{f}_g}{\hat{f}_k[y_i, x_i]} \right)^{1/2}, \quad (4)$$

gdzie mianownik wyrażenia w nawiasie jest estymatorem łącznej funkcji gęstości obliczonym przy użyciu stałej szerokości pasma⁸, natomiast licznik jest średnią geometryczną wartości tegoż estymatora dla odpowiadających sobie par obserwacji obu zmiennych.

Estymacji ostatecznej funkcji warunkowej gęstości dokonuje się, podstawiając wagi z równania (4) do równań (2) i (3) i licząc ich iloraz, zgodnie z równaniem (1).

Zasadniczą zaletą tej metodologii jest intuicyjna interpretacja wyników. Po pierwsze, graficzna wizualizacja estymacji jądrowej warunkowej funkcji gęstości umożliwi zaobserwowanie, czy w analizowanych procesach można mówić o bezwarunkowej konwergencji, dywergencji czy stabilności rozkładu w czasie. Jeśli warunkowa funkcja gęstości układu się wzdłuż osi pionowej (obrazującej rozkład analizowanej zmiennej w okresie końcowym), mamy do czynienia z procesem silnie zwiększającym wartości względnej w czasie (dywergencja). Jeśli wykres układu się równolegle do osi poziomej (rozkład w okresie początkowym), mamy do czynienia z konwergencją – rozkład staje się z czasem bardziej homogeniczny. Jeśli natomiast wykres układu się wzdłuż przekątnej, warunkowy rozkład zmiennej jest stabilny w czasie.

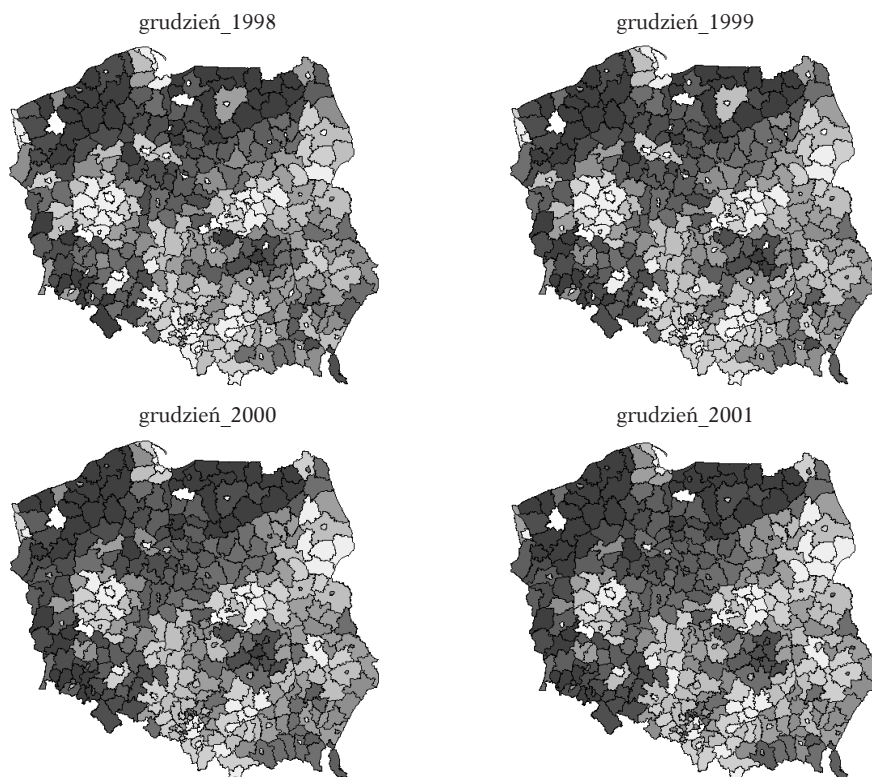
Analiza konwergencji

Wzrosty dyspersji w sytuacjach dekoniunktury na rynku pracy wskazują na to, że powiaty odpowiadają asymetrycznie na pojawiające się negatywne i pozytywne impulsy, podczas gdy skala asymetryczności nie wydaje się maleć w czasie niezależnie od wzrostu środków przeznaczanych na APRP (a więc niwelowanie trudności na lokalnych rynkach pracy). Poniższe mapy (wykres 2) pokazują zróżnicowanie stóp bezrobocia w układzie geograficznym w kolejnych

⁸ Fixed window kernel estimate.

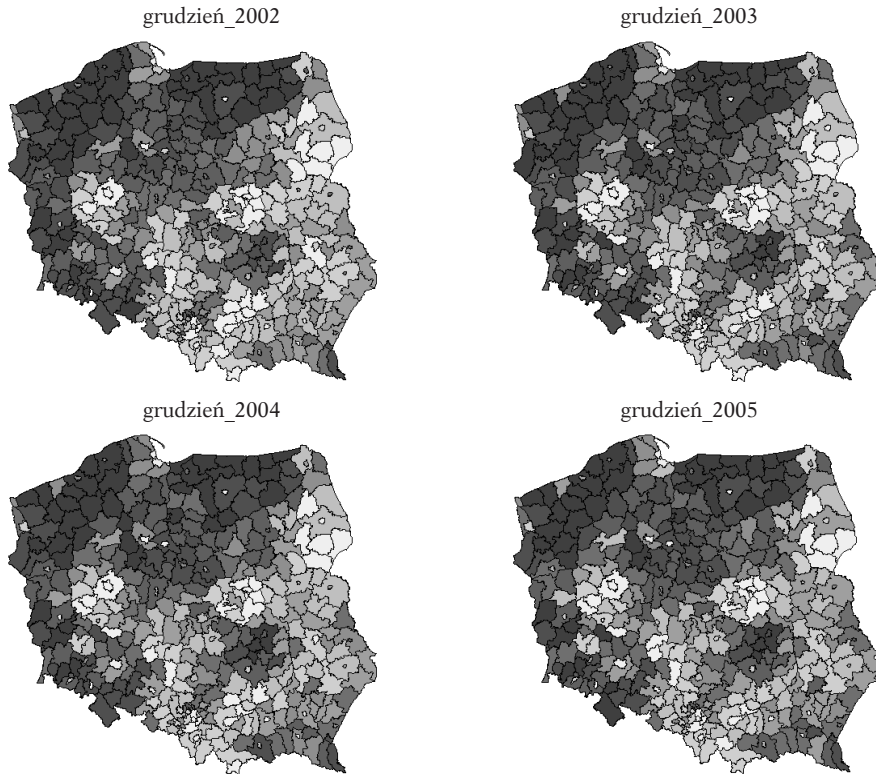
latach⁹. Zaprezentowano grudniowe względne stopy bezrobocia dla powiatów w Polsce. Ciemniejsze odcienie szarego określają powiaty o stopie bezrobocia powyżej średniej (im ciemniejszy, tym wyższa względna stopa bezrobocia), podczas gdy odcienie jaśniejsze – powiaty o niższej niż przeciętnej stopie bezrobocia (im jaśniejszy, tym niższa względna wartość)¹⁰.

Wykres 2.



⁹ W analizowanym okresie najwyższa stopa bezrobocia jest nawet 25 razy wyższa od najniższej stopy bezrobocia (11% wobec 280% przeciętnej stopy bezrobocia).

¹⁰ Białe plamy na wykresach obejmujących okres do 2001 roku związane są z utworzeniem nowych powiatów grodzkich w tym właśnie momencie, a także utworzeniem nowych powiatów ziemskich. Ponieważ te jednostki terytorialne są różniczebne, a oficjalna liczebność siły roboczej nie jest możliwa do oszacowania na poziomie powiatowym w okresach miesięcznych, zdecydowano w analizach traktować każdy z nowo utworzonych powiatów jako osobną jednostkę analizy. Tym samym, choć oficjalnie istnieje 385 powiatowych urzędów pracy z oddziałami (i taka też jest liczba jednostek sprawozdających stopę bezrobocia rejestrowego), analizie w całym okresie 1999-2006 podlega 428 obszarów terytorialnych.

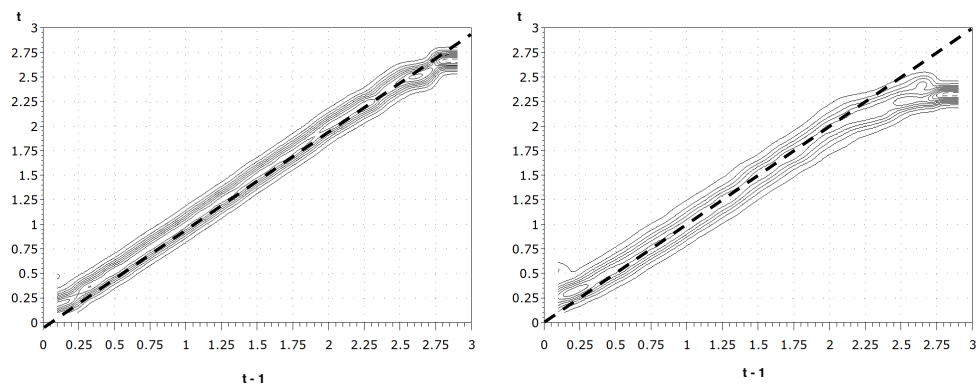


Dane te poddano analizie konwergencji z zastosowaniem jądrowych estymatorów gęstości. Poniżej (wykres 3) prezentujemy konturowe wykresy dynamiki miesięcznej oraz dwunastomiesięcznej stopy bezrobocia w powiatach dla całego analizowanego okresu. Na obu osiach znajduje się wartość względnej stopy bezrobocia (wielokrotność wartości średniej dla danego okresu), przy czym oś pozioma odnosi się do okresu $t - 1$, a oś pionowa do okresu t . Analizując, czy dany fragment wykresu konturowego znajduje się powyżej czy poniżej przekątnej, można określić, czy powiaty z tej grupy mają szansę odpowiednio przesunąć się w kierunku wyższego lub niższego względnego bezrobocia (zwiększyć lub zmniejszyć swój dystans do średniej).

Wykres dla przejść miesięcznych (lewy panel) zdaje się wskazywać na bardzo silną stabilność rozkładu (koncentracja wzdłuż przekątnej). Jedyne dla powiatów o najwyższej względnej stopie bezrobocia (trzykrotność średniej) w okresie $t - 1$ wykres znajduje się nieznacznie poniżej przekątnej (2,75-krotność średniej w okresie t), co wskazuje na zmniejszanie względnej stopy bezrobocia dla tych powiatów. Podobne wnioski można wyciągnąć, porównując wykres dla przejść rocznych (okres $t - 1$ to dany miesiąc roku, natomiast okres t to ten sam miesiąc roku następnego). Tutaj dla powiatów o najwyższej stopie bezrobocia znajduje się poniżej przekątnej i układa się równoległe do osi poziomej, co wskazuje

na upodabnianie się do siebie (konwergencję pod względem stóp bezrobocia) powiatów z tej grupy¹¹.

Wykres 3

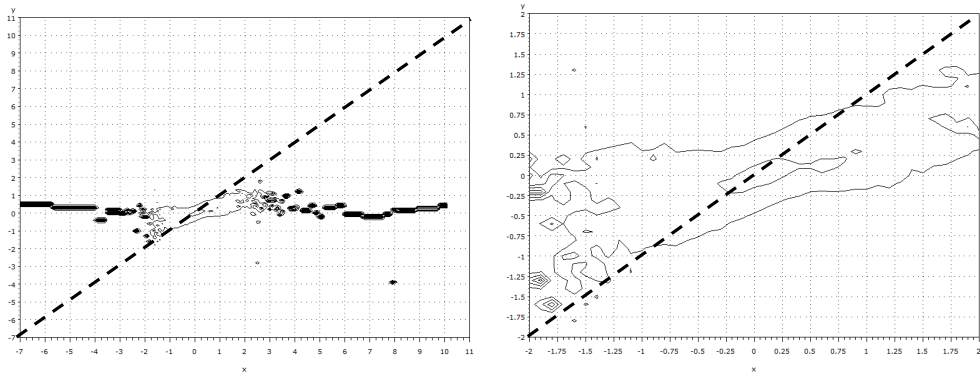


Na podstawie powyższych wyników nie należy jednak wyciągać wniosku o względnej poprawie sytuacji na rynku pracy w powiatach o najwyższej stopie bezrobocia ze względu na fakt, iż w analizowanym okresie średnia stopa bezrobocia w Polsce wzrosła dwukrotnie (z poziomu 10,4% w grudniu 1998 r. do poziomu 20,6% w grudniu 2003 r.). Ponieważ wykresy demonstrują dynamikę względnych stóp bezrobocia (czyli wielokrotności stopy średniej), dwukrotny wzrost mianownika musiał przełożyć się na spadek wartości względnych. Podsumowując, z całą pewnością można mówić o upodabnianiu się do siebie powiatów o najwyższej stopie bezrobocia (dyspersja w tej grupie maleje), lecz dane nie dają podstaw do stwierdzenia, iż maleje dystans dzielący te powiaty do średniej (a tym bardziej do powiatów o najniższej stopie bezrobocia). Dynamika regionalna stóp bezrobocia w Polsce wskazuje na bardzo wysoką stabilność rozkładów i bardzo niskie prawdopodobieństwo zmiany wartości dystrybuanty zarówno w ciągu miesiąca, jak i w ciągu roku.

Drugim etapem analizy było zbadanie regionalnej dynamiki zmian stóp bezrobocia. Odwołując się do metodologii Bayera i Jussena [2006], jeśli dynamika różnic (miesięcznych lub dwunastomiesięcznych) wykazywałaby konwergencję, oznaczałoby to, iż zmiany te w danych punktach w czasie są względnie podobne, co można interpretować jako symetryczność reakcji lokalnych rynków pracy na generalne wahania koniunktury. To z kolei można byłoby interpretować w kategoriach przejściowego charakteru asymetryczności wahań, wskazując tym samym na upodobnienie powiatów do siebie. Należy jednak podkreślić, iż nie oznaczałoby to stopniowej eliminacji różnic pomiędzy powiatami – te mogą pozostać względnie stałe, jak wykazano powyżej.

¹¹ Dane zostały pozbawione efektu sezonowego za pomocą dekompozycji X12.

Wykres 4



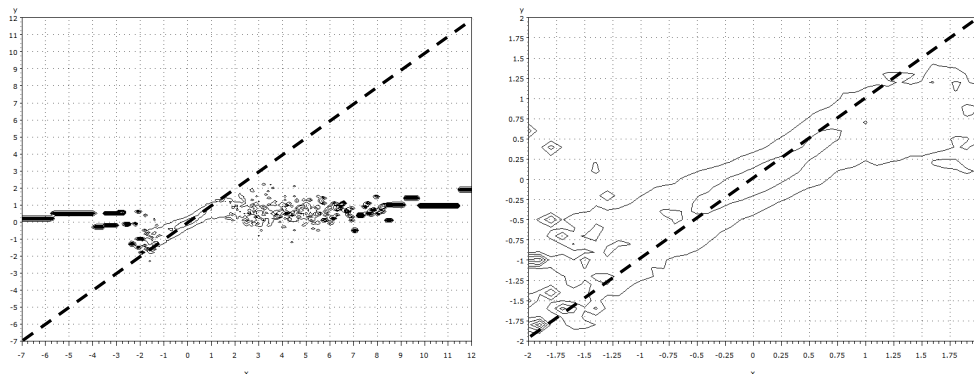
Lewy panel wykresu 4 prezentuje warunkową funkcję gęstości dla przyrostów bezwzględnych stóp bezrobocia dla wszystkich obserwacji miesięcznych, podczas gdy prawy panel prezentuje te same wyniki w skali umożliwiającej wyeliminowanie obserwacji skrajnych¹². Wykres konturowy jest dodatkowo nachylony, co sugeruje, że po spadkach bardziej prawdopodobne są dalsze spadki bezrobocia, a po wzrostach bardziej prawdopodobne są dalsze wzrosty. Wykres odchyła się jednak nieznacznie od przekątnej do poziomu, co należy interpretować jako stopniowe wygaszanie się zarówno wzrostów, jak i spadków. Ta generalna obserwacja powinna być jednak skorygowana o dokładniejszą analizę obserwacji relatywnie dużych spadków bezrobocia (obserwacje na lewo od -1 w prawym panelu). Wyraźnie zaznaczają się tutaj dwie rozdzielne grupy (kluby) powiatów. Obserwacje układające się poziomo i przyjmujące w okresie t wartości zbliżone do 0 (konwergencja) oraz obserwacje układające się pionowo i przyjmujące w okresie t wartości zdecydowanie ujemne. W tym klubie obserwujemy z całą pewnością dywergencję trajektorii dalszych spadków, co prawdopodobnie jest efektem bardziej statystycznym związanym z jakością danych i częstymi zmianami administracyjnymi w Polsce niż realnym efektem ekonomicznym.

Ten ostatni wniosek zdaje się potwierdzać analiza dwunastomiesięcznych zmian stóp bezrobocia w polskich powiatach (wykres 5). Tutaj obserwacje nietypowe sięgają zmian rzędu aż 12 punktów procentowych, lecz wyraźnie widać, iż są to zmiany jednorazowe (panel lewy). Wykres konturowy głównej części

¹² Należy podkreślić, że obserwacje skrajne nie zostały usunięte z próby na czas estymacji, lecz jedynie nie są wyświetlane, by umożliwić interpretację adekwatną dla większości próby. Warto również zauważyć, że obserwacje skrajne (nagłe duże spadki stopy bezrobocia względnego w okresie t są w próbie często poprzedzone nagłymi dużymi spadkami bezrobocia w okresie $t-1$, ponieważ są powiaty (w szczególności miasta na prawach powiatu), których zakres terytorialny kilkakrotnie w analizowanym okresie się zmieniał, wprowadzając czasowe zaburzenia w danych na poziomie statystycznym, lecz równocześnie nie odzwierciedlając realnych zmian na lokalnym rynku pracy (dotyczy to szczególnie Warszawy i utworzonych administracyjnie w 2001 r. miast na prawach powiatów).

analizowanych danych (panel prawy), podobnie jak w przypadku danych miesięcznych jest rosnący, lecz wyraźnie odchyłony od przekątnej ku osi poziomej. Relatywnie duże wzrosty bezrobocia z czasem stopniowo wygasają – podobne charakterystyki wykazują relatywnie duże spadki rejestrowanych stóp.

Wykres 5



Na wykresie zmian w ciągu dwunastu miesięcy nie obserwujemy już dywergencji, lecz zasadnicze formowanie się trzech klubów (na wysokości -1,75 punktu procentowego zmiany bezrobocia, -1 p.p. oraz -0,75 p.p.). Czwarty i dość liczny klub formują powiaty, w których wzrosty w okresie t wysokości od 0,5 do 1,25 p.p. poprzedzone były wzrostami od 1,25 do 2 p.p. w okresie t . Biorąc pod uwagę fakt, iż analizowany okres to czas przede wszystkim pogarszającej się sytuacji na rynku pracy, czwarty klub jest bardziej odzwierciedleniem koniunktury niż informacją na temat zróżnicowania dynamiki regionalnej w Polsce.

Podstawowym wnioskiem, jaki należy wyciągnąć z analizy konwergencji sigma stóp bezrobocia polskich powiatów jest to, iż z całą pewnością nie znajdujemy podstaw do stwierdzeń o stopniowym statystycznym upodobnianiu się lokalnych rynków pracy. Powiaty o relatywnie słabszej sytuacji nie zmniejszają swojego dystansu do średniej krajowej, tworząc klub tych, których stopa bezrobocia jest dwa do trzech razy wyższa niż przeciętna. Te powiaty, w których bezrobocie stanowi relatywnie mniejszy problem, stanowią statystycznie mniejszość i trudno dostrzec między nimi proces jakiegokolwiek konwergencji. Pozostała i największa grupa powiatów w Polsce cechuje się daleko idącą stabilnością rozkładu bezrobocia i to zarówno w kontekście statycznym (porównywanie bezpośrednio względnych stóp bezrobocia), jak i w kontekście dynamicznym (porównywanie zmian rejestrowanych stóp bezrobocia).

Odzwierciedleniem tego wniosku są wyniki zawarte w tabelicy 1, prezentujące prawdopodobieństwa przesunięcia się powiatów do grup o względnie niższym lub względnie wyższym poziomie bezrobocia (macierze przejścia). Na podstawie wyjściowego rozkładu względnych stóp bezrobocia ustalono granice przedziałów, wykorzystując decyle rozkładu. Grupy były więc początkowo

równoliczne – w skład każdej z nich wchodziło 10% powiatów. Następnie obserwowana jest dynamika przejść poszczególnych powiatów pomiędzy tak zdefiniowanymi grupami w określonym horyzoncie czasowym. Na podstawie każdej macierzy liczony jest również tzw. wektor ergodyczny (ostatni wiersz macierzy). Pokazuje on długookresową ewolucję rozkładu. Nie powinien on być jednak postrzegany w tym przypadku jako prognoza dla analizowanego procesu, ponieważ trudno zakładać, że dynamika tego procesu nie będzie się zmieniać w długim okresie. Wektor ergodyczny powinien być raczej interpretowany jako syntetyczny wskaźnik podsumowujący dynamikę rozkładu w okresie, dla którego jest estymowany.

Tablica 1

Macierze przejścia – zmiany miesięczne (panel lewy) i dwunastomiesięczne (panel prawy)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1	96%	4%										76%	24%	0%								
2	1%	95%	4%	0%	0%							6%	75%	18%	1%	0%						
3		3%	92%	5%	0%								14%	66%	19%	1%		0%				
4			5%	90%	4%	0%		0%					0%	19%	60%	19%	2%	0%	0%			
5				4%	93%	3%	0%	0%						0%	19%	63%	15%	1%	0%			
6				0%	4%	92%	4%	0%							0%	23%	62%	13%	2%			
7					0%	5%	90%	5%	0%							1%	23%	58%	17%	0%		
8							5%	91%	4%	0%							1%	22%	65%	12%	1%	
9								4%	94%	2%								1%	17%	78%	5%	
10									4%	96%										0%	21%	79%
	3%	10%	14%	14%	16%	13%	10%	9%	7%	3%		3%	11%	14%	16%	18%	13%	9%	8%	6%	2%	

Z powyższej tablicy widać, że podział powiatów na grupy pod względem stopy bezrobocia był bardzo stabilny w czasie. Średnio 93% powiatów pozostawało z miesiąca na miesiąc w tej samej grupie – z roku na rok 68%. Dla powiatów o niskim bezrobociu nieznacznie większe było prawdopodobieństwo przejścia do wyższych grup decylowych (wartości prawdopodobieństw na prawo od przekątnej wyższe niż po jej lewej stronie), podczas gdy dla powiatów o wysokim bezrobociu wyższe były raczej prawdopodobieństwa zejścia do niższych grup decylowych (widać to zwłaszcza dla macierzy przejść rocznych). Nie skutkowało to jednak silną konwergencją, która miałaby miejsce, gdyby znaczna masa prawdopodobieństwa w wektorze ergodycznym przesuwiała się w stronę grup decylowych wokół wartości przeciętnej (grupy 5-6).

Analiza konwergencji beta

W kontekście analizy powyższej konwergencji, która wykazała daleko idącą stabilność rozkładów i brak przesłanek do stwierdzenia o generalnym upodobnieniu się regionów, warto przeprowadzić analizę konwergencji beta. Ponieważ

zachodzenie warunkowej zbieżności jest warunkiem koniecznym, lecz niewystarczającym dla konwergencji sigma, warto zweryfikować hipotezy postawione powyżej. W tym celu wyestymowano model ekonometryczny, w którym zmienną zależną jest stopa bezrobocia w powiecie i w czasie t , w zależności od początkowej sytuacji na rynku pracy w tym powiecie oraz ogólnej koniunktury na rynku pracy w tym okresie, zgodnie z równaniem:

$$\begin{aligned} \text{bezrobocie}_{i,t} = & \alpha + \beta \text{bezrobocie}_{i,T0} + \gamma \text{zmiennie kontroluj}\acute{a}\text{c}e_{i,t} \\ & + \varphi \text{zmiennie sprz}\acute{e}\text{żone}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

Wyniki estymacji przedstawia tablica 2 poniżej, przy czym specyfikacja modelu rozszerzana była stopniowo, by umożliwić obserwowanie zmian w estymowanych parametrach. Uwzględniono do jakiej grupy decylowej dany powiat przynależał w okresie początkowym oraz interakcje pomiędzy grupą decylową a wartością bezrobocia w okresie początkowym dla niektórych grup. Aby statystycznie kontrolować dla potencjalnego załamania strukturalnego będącego konsekwencją efektu grudnia 2003 r., w procesie estymacji uwzględniono również zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość 0 dla wszystkich obserwacji wcześniejszych i 1 dla wszystkich obserwacji późniejszych. Kolumna (1) oraz (2) przedstawia estymator GLS ze zmiennym efektem losowym, kolumny (3) i (4) prezentują wyniki FGLS z heteroskedastycznymi panelami przy założeniu braku autokorelacji. Metodę wybrano, by uwzględnić ewentualne zróżnicowanie strukturalne pomiędzy powiatami, podczas gdy duża liczba obserwacji zdecydowanie eliminuje ryzyka związane z potencjalną obecnością autokorelacji.

Jak wskazują wyniki, analiza konwergencji beta wskazuje na rosnące rozbieżności w poziomach stóp bezrobocia pomiędzy powiatami. Estymator β jest dodatni i statystycznie istotny, co oznacza, że im większa była stopa bezrobocia w danym powiecie w okresie początkowym, tym wyższa w każdym późniejszym okresie – kolumna (1). Należy przy tym podkreślić, że analiza konwergencji beta jest tutaj warunkowana ogólną koniunkturą krajową na rynku pracy poprzez uwzględnienie średniej stopy bezrobocia w Polsce w czasie t . Ten wniosek wskazuje na silną dywergencję wśród polskich powiatów. Estymator zmiennej β pozostaje statystycznie istotny, nawet jeśli jako dodatkowy czynnik warunkujący konwergencję uwzględniona zostanie przynależność do odpowiedniej grupy decylowej na początku okresu – kolumna (2) oraz (3).

Z punktu widzenia analizy dynamiki konwergencji stóp bezrobocia w Polsce najciekawsze wyniki zdaje się jednak zawierać kolumna (4), w której uwzględniono interakcję pomiędzy wielkością początkowej stopy bezrobocia a przynależnością do danej grupy decylowej dla różnych grup. Grupa decylowa jest zmienną dyskretną przyjmującą wartości od 1 do 10. Jednak jej dekompozycja na 9 zmiennych 0-1 przyjmujących wartość 1 wtedy, kiedy dany powiat przynależy do danej grupy decylowej i 0 we wszystkich innych przypadkach, pozwala na wychwycenie potencjalnych różnic strukturalnych pomiędzy grupami powia-

tów w Polsce. Dla przejrzystości wyników wykorzystano dwie skrajne grupy decylowe (drugą i dziesiątą¹³).

Tablica 2

Zmienna zależna: stopa bezrobocia w powiatach w latach 1999-2006

Zmienne niezależne	(1)	(2)	(3)	(4)
Stopa bezrobocia w okresie początkowym	0,57***	0,63 ***	0,82 ***	0,50 ***
Stopa bezrobocia w Polsce (średnia krajowa)	1,16***	1,11 ***	1,01 ***	1,01 ***
Grupa decylowa		0,75 ***	0,46 ***	0,32 ***
Zmienna 0-1 za grudzień 2003	0,21***	0,22 ***	0,35 ***	0,34 ***
Grupa decylowa* początkowa stopa bezrobocia				0,03 ***
2 grupa decylowa* początkowa stopa bezrobocia				-0,02 ***
10 th grupa decylowa* początkowa stopa bezrobocia				0,02 ***
Stała	-13,6***	-12,29 ***	-11,73 ***	-9,40 ***
Liczba obserwacji	32 578	32 578	32 578	32 578
Liczba grup	428	428	428	428
R ² between	0,70	0,75	-	-
R ² within	0,82	0,86	-	-
Statystyka λ^2 Walda	87 224***	98 359***	715 183***	650 364***

Uwagi: O ile nie wskazano inaczej, estymowano zgodne estymatory błędów standardowych. Test Hausmana za każdym razem potwierdza wybór efektów losowych.

*** oznacza statystyczną istotność na poziomie 1%.

Wyniki analizy w sposób oczywisty wskazują, iż proces dywergencji warunkowej obserwowany generalnie dla powiatów w Polsce (dodatnia wartość estymatora β_1) nie ma charakteru homogenicznego dla wszystkich spośród dziesięciu grup decylowych. Dla powiatów o relatywnie niskiej stopie bezrobocia (druga grupa decylowa) analiza warunkowej konwergencji beta wskazuje na mniejszą skalę rozbieżności (wartość estymatora -0,02, czyli ujemna i statystycznie istotna). Tymczasem dla powiatów o relatywnie wysokiej stopie bezrobocia (dziesiąta grupa decylowa) mamy do czynienia z dywergencją (wartość estymatora 0,02, czyli dodatnia i statystycznie istotna). Należy przy tym podkreślić, że takie wartości estymatorów otrzymano już po uwzględnieniu w równaniu regresji interakcji pomiędzy początkową stopą bezrobocia a zmienną przyjmującą wartości od 1 do 10 dla każdej z grup decylowych (wartość estymatora 0,03, czyli dodatnia i statystycznie istotna).

Choć wartości estymatorów interakcji pomiędzy grupą decylową a początkową stopą bezrobocia należy interpretować z dużą ostrożnością, statystyczna istotność i różne znaki dla grupy drugiej i dziesiątej wskazują, że dywergencja

¹³ By uniknąć problemu dokładnej współliniowości pomiędzy sumą zmiennych 0-1 dla grup decylowych oraz stałą, usunięta musi być jedna ze zmiennych 0-1. Pakiet statystyczny STATA wykorzystywany przy estymacjach automatycznie usuwa pierwszą taką zmienną.

warunkowa dotyka przede wszystkim powiaty o wysokiej stopie bezrobocia – jej skala jest niższa wśród powiatów cechujących się relatywnie lepszą sytuacją na rynku pracy.

Na potrzeby tej analizy przyjęto względnie ogólną typologię powiatów, przyporządkowując je do grup decylowych na podstawie wartości względnej stopy bezrobocia na początku badanego okresu. Nawet taka ogólna klasyfikacja pozwala jednak potwierdzić niepodważalnie warunkową dywergencję powiatów oraz asymetryczną trajektorię rozwoju sytuacji na rynku pracy w ciągu tych siedmiu lat. Potwierdzenie dywergencji beta i przy jej jednoczesnym zróżnicowaniu jest odzwierciedleniem wniosku o upodobnianiu się klubów w analizie konwergencji sigma.

Wnioski

Artykuł koncentruje się na procesach konwergencji pomiędzy lokalnymi rynkami pracy w Polsce. Korzystając z dostępnych na poziomie powiatowym danych rejestrowych, zastosowano empirycznie zarówno koncepcję konwergencji sigma (zmian w dyspersji badanego zjawiska), jak i beta (zmian w poziomach). Analiza zbieżności sigma została przeprowadzona przy wykorzystaniu jądrowych estymatorów gęstości warunkowej, co umożliwiło wykazanie, iż rozkłady stóp bezrobocia powiatów były bardzo stabilne w ciągu ostatnich siedmiu lat, wskazując na nieznaczną konwergencję w klubie powiatów o wysokich wartościach względnego bezrobocia. Powiaty zasadniczo nie upodobniają się, nie niwelując dystansu dzielącego je od przeciętnej dla Polski. Analiza konwergencji beta wskazuje, że można wręcz mówić o warunkowej dywergencji wśród powiatów o relatywnie wysokich stopach bezrobocia oraz o zasadniczych różnicach strukturalnych pomiędzy powiatami z relatywnie łatwą i relatywnie trudną sytuacją na rynku pracy.

Wadą przeprowadzonego badania jest zakres czasowy. Próba rozpoczyna się dopiero w grudniu 1998 r., podczas gdy procesy na lokalnych rynkach pracy w Polsce rozpoczęły się już na początku lat 90. Niestety, taki dobór czasowy próby podyktowany jest dostępnością danych. W latach 1991-1995 nie były one systematycznie zbierane na poziomie NUTS4 (dzisiejszy odpowiednik powiatów), a zakres terytorialny rejonowych urzędów pracy z okresu 1995-1998 nie pokrywa się w bardzo wielu przypadkach z zakresem terytorialnym dzisiejszych powiatowych urzędów pracy. Zatem to trudności metodologiczne powodują, iż analiza może objąć tylko drugie 7 z czternastu lat zmian na lokalnych rynkach pracy w Polsce, narażając się tym samym na zarzut wrywkowości.

Zaprezentowana w tekście analiza nie ma również ambicji prezentowania szerokich wniosków o charakterze przyczynowo-skutkowym. Konwergencja sigma ani konwergencja beta *per se* nie odpowiadają na pytanie, jakie czynniki wpływają na poprawę sytuacji na lokalnych rynkach pracy, nie tworząc tym samym bezpośrednich implikacji dla polityki gospodarczej. Podstawowe wnioski tej pracy – brak konwergencji sigma, silna dywergencja beta – stanowią jed-

nak, jak nam się zdaje, istotny przyczynek do formułowania pytań badawczych o charakterze przyczynowo-skutkowym. Wskazują przede wszystkim na to, że procesy, jakie przechodzą powiatowe rynki pracy w Polsce, są bardzo zróżnicowane, co oznacza, że równie zróżnicowane mogą być docelowe poziomy równowagi. Jeśli przyjąć, że celem polityki państwa (a także, szerzej, Unii Europejskiej) jest stymulowanie spójności społecznej i gospodarczej, dotychczasowe doświadczenia polskich powiatów wskazują na to, iż potrzebne są inne instrumenty (i/lub ich intensyfikacja), a także, że instrumenty te muszą być dostosowane do potrzeb poszczególnych powiatów, a nie województw czy makroregionów, takich jak np. Polska wschodnia.

Przeprowadzając analizę dynamiki regionalnej stóp bezrobocia w Polsce na poziomie powiatów, kierowaliśmy się przekonaniem, że analiza powinna być przeprowadzana na tym samym poziomie dezagregacji, na którym prowadzona jest polityka rynku pracy. W całym omawianym okresie (czyli po reformie administracyjnej z 1999 roku), decyzje o kształcie działań w ramach APRP podejmują powiatowe urzędy pracy, podczas gdy algorytm podziału środków przekazywanych im do dyspozycji został uzależniony od skali i od relatywnej skali problemów, z jakimi mają do czynienia na swoich lokalnych rynkach pracy. Tym samym, w założeniu obecny system instytucjonalny powinien jednoznacznie sprzyjać poprawie w zakresie spójności społecznej w przekroju regionalnym. Ponieważ z przyczyn oczywistych nie są dostępne dane kontrfaktyczne, nie można sprawdzić, jaka byłaby skala dywergencji, gdyby w ciągu ostatnich siedmiu lat nie podejmowano żadnych działań aktywizujących. Jednak w naszym przekonaniu wyniki te stanowią wystarczającą podstawę, by postawić pytanie o efektywność obecnego systemu instytucjonalnego oraz o możliwości modyfikacji stosowanych rozwiązań.

Bibliografia

- Armstrong H.W., Taylor J., [2000], *Regional Economics and Policy*, wydanie trzecie, Blackwell.
- Arulampalam W., Booth A.L., [1998], *Labour market flexibility and skills acquisition: Is there a trade off?*, „British Journal of Industrial Relations”, 36 (4).
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., [2003], *Economic Growth*, MIT Press, wydanie 2.
- Bayer Ch., Juessen F., [2006], *Convergence in West German Regional Unemployment Rates*, University of Dortmund, 2006, *mimeo*.
- Blanchard O.J., Katz L.F., [1992], *Regional Evolutions*, Brookings Papers on Economic Activity, nr 1.
- Boeri T., Scarpetta S., [1995], *Regional Dimension of Unemployment in Central and Eastern Europe and Social Barriers to Restructuring*, Working Paper in Economics, No. 95/17, Florence, European University Institute.
- Boeri T., Scarpetta S., [1996], *Regional Mismatch and the Transition to Market Economy*, Labour Economics, 3 (3).
- Boni M., [2001], *Druga fala bezrobocia*, *mimeo*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.
- Boni M. et al., [2006], *Organizacje pozarządowe w usługach rynku pracy*, (red.) M. Boni, I. Gosk, J. Tyrowicz, B. Piotrowski, K. Wygnański, Fundacja Inicjatyw Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa.

- Carlino G.A., Mills L.O., [1993], *Are U.S. Regional Incomes Converging? A Time Series Analysis*, „Journal of Monetary Economics” 32.
- CASE-MGiP, [2004], *Raport z badania ankietowego dotyczącego realizacji projektów w ramach działalności 1.2 i 1.3 SPO RZL* (red. Bartłomiej Piotrowski).
- Decressin J., Fatas A., [1995], *Regional labor market dynamics in Europe*, „European Economic Review”, Vol. 39(9).
- de la Fuente A., [2000], *Convergence across countries and regions: theory and empirics*, CEPR Discussion Paper, nr 2465.
- Durlauf S.N., Quah D.T., [1999], *The new empirics of economic growth*, in *Handbook of macroeconomics*, Vol. 1A, Amsterdam, New York and Oxford: Elsevier Science, North-Holland, s. 235-308.
- Góra M., Lehmann H., [1995], *How Divergent is Regional Labour Market Adjustment in Poland?*, in *The Regional Dimension of Unemployment in Transition Countries. A Challenge for Labour Market and Social Policies*, S. Scarpetta, A. Wörgötter (eds.), OECD, 1995.
- Gorzela G., [1996], *The Regional Dimension of Transformation in Central Europe*, Jessica Kingsley Publishers, London.
- Grotkowska G., Socha M.W., Sztanderska U., [2003], *Social dialogue on the formulation, implementation and monitoring of employment policies in Poland*, Research Institute for Labour and Social Affairs (RILSA), Czech Republic and ILO, Warsaw, mimeo.
- Grotkowska G., [2006], *The Case of Poland – Recent Changes of Non-standard employment and Labour Market Flexibility*, in *Trends in Employment Stability and Labour Market Segmentation*, (eds.) C. Kohler, K. Junge, T. Schroder, O. Struck, SFB 580 Mitteilungen, Universität Jena.
- GUS, [2007], *Aktywność ekonomiczna ludności, 2007*.
- Jimeno J.F., Bentolilla S., [1998], *Regional Unemployment persistence (Spain, 1976-1994)*, „Labour Economics”, Vol. 5, No. 1, March.
- Kwiatkowski E., Socha M.W. Sztanderska U., [2001], *Labour Market Flexibility and Employment Security*, Poland, Employment Paper No. 2001/128, ILO, Employment Sector Geneva.
- Layard R., Nickell S., Jackman R., [1991], *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.
- Lehmann H., Walsh P.P., [1998], *Gradual Restructuring and Structural Unemployment in Poland: A Legacy of Central Planning*, mimeo, LICOS, Centre for Transition Economies, Katholieke Universiteit Leuven, Leuven.
- Martin R., [1997], *Regional Unemployment Disparities and their Dynamics*, Regional Studies 31, 237-252.
- Murillo i inni, [2005], *Differentials and Persistence in Unemployment: An Analysis of the Spanish Regions With Highest Unemployment Rates*, EU-REAL (European Union Regional Economic Applications Laboratory), Discussion Paper, No. 05-03.
- Newell A., Pastore F., [1999], *Structural Unemployment and Structural Change in Poland*, „Studi Economici”, nr 69, s. 81-100.
- Obstfeld M., Peri G., [1998], *Regional nonadjustment and fiscal policy: lessons from EMU*, NBER Working Paper 6431.
- OECD, [1995], *The Regional Dimension of Unemployment in Transition Countries. A Challenge for Labour Market and Social Policies*, OECD-CCET, Paris.
- OECD, [1997], *Poland*, Economic Surveys, Paris.
- Pritchett L., [1997], *Divergence, Big Time*, „Journal of Economic Perspectives”, 11, s. 3-17.
- Quah D.T., [2007], *Growth and Distribution*, unpublished manuscript, <http://econ.lse.ac.uk/staff/dquah/p/gnd.pdf>.
- Sala-i-Martin, [1990], *On Growth and States*, praca doktorska, Harvard University.
- Scarpetta S., Huber P., [1995], *Regional Economic Structures and Unemployment in Central and Eastern Europe. An Attempt to Identify Common Patterns*, in „The Regional Dimension of Unemployment in Transition Countries. A Challenge for Labour Market and Social Policies”, (OECD 1995).

- Silverman B.W., [1986], *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman & Hall.
- Socha M.W., Sztanderska U., [2001], *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, PWE, Warszawa.
- Svejnar N., [2002], *Labour Market Flexibility in Central and East Europe*, William Davidson Working Paper Number 496.
- Temple J., [1999], *The New Growth Evidence*, „Journal of Economic Literature”, 37(1), s. 112-56.
- Wójcik P., [2004], *Konwergencja regionów Polski w latach 1990-2001*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11-12, s. 69-86.

THE CONVERGENCE OF UNEMPLOYMENT RATES IN POLAND IN 1999-2006

Summary

The article discusses the convergence of unemployment rates at the county level in Poland in 1999-2006, on the basis of available statistical data. The authors examine both β - and δ -convergence; the former involves the relationship between the growth of the unemployment rate and its initial level, and the latter is based on an analysis of the dispersion of the rates and their changes over time. The authors use methods that enable them to examine changes in the distribution of the analyzed variables. These methods include transition matrices and a nonparametric kernel estimation method. Transition matrices make it possible to determine the likelihood of a county's unemployment rate increasing, decreasing or remaining constant, while classifying the rates into several brackets. Kernel estimation, in turn, makes it possible to analyze the full conditional function of the density of the distribution of the unemployment rate at the county level and its changes over time. These methods were borrowed from research into regional convergence for income. They make it possible to detect the occurrence of polarization, or the so-called club convergence.

The analysis of unemployment rates at the county level in 1999-2006 reveals a far-reaching stability of the regional distribution of unemployment rates – in terms of both monthly and yearly changes. Over the past seven years, no δ -convergence has occurred. The researchers have only detected slightly growing similarities between labor markets in counties with the highest relative unemployment rates. The analysis of β -convergence reveals a far-reaching divergence of unemployment levels in individual counties in Poland. This trend is less pronounced in counties with the lowest relative unemployment rates, while being markedly stronger on labor markets heavily affected by joblessness.

Overall, the study places a question mark over the effectiveness of cohesion policies carried out in Poland through various channels since 1999.

Keywords: unemployment, regional convergence, kernel estimation