

Tomasz MISIAK, Tomasz TOKARSKI

Wewnątrzregionalne zróżnicowanie rynku pracy w Polsce

Celem opracowania¹ jest próba statystycznej analizy procesów σ - i β -konwergencji i dywergencji cech opisujących sytuację na rynku pracy w województwach. Analizę przeprowadzono na podstawie danych statystycznych dotyczących powiatowych stóp bezrobocia rejestrowanego oraz płac realnych brutto za lata 2002—2009, które są dostępne na stronie GUS (www.stat.gov.pl)².

KONWERGENCJA/DYWERGENCJA W LITERATURZE EKONOMICZNEJ³

Konwergencja w sensie ekonomicznym oznacza wyrównywanie się wartości podstawowych wskaźników makroekonomicznych pomiędzy krajami, regionami czy podregionami, charakteryzującymi się różnymi wielkościami wyjściowymi (Gajewski, Tokarski, 2004). Analizy konwergencji pozwalają zatem odpowiedzieć na pytanie, czy kraje (regiony, podregiony) będą zbliżały się do siebie pod względem wielkości analizowanych wskaźników makroekonomicznych czy też będą się od siebie oddalały. Nadrabianie dystansu do regionów czy podregionów najlepiej rozwiniętych oznacza konwergencję realną, natomiast oddalanie się nazywa się dywergencją.

Jednym z istotniejszych postulatów, występujących w neoklasycznych modelach wzrostu gospodarczego, jest spełnienie prawa malejącej produktywności krańcowych czynników produkcji (Tokarski, 2009). Prawo to w przypadku nakładów pracy oznacza, że wraz ze wzrostem ilości pracowników w przedsiębiorstwie jego produkty krańcowe maleją. A skoro czynnik produkcji, jakim jest praca, charakteryzuje się spadającą produktywnością krańcową, to powoduje on również spowolnienie stopy wzrostu wydajności pracy (Tokarski, 2005).

¹ Opracowanie powstało w ramach projektu KBN nr N N112 215837 kierowanego przez dra Janusza Rośka z Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

² Wybór okresu 2002—2009 wynikał z dostępności aktualnych danych makroekonomicznych w momencie opracowywania niniejszego artykułu.

³ Punkt ten oparty jest w znacznej mierze na pracy Misiaka, Sulimy, Tokarskiego (2010). Przegląd literatury dotyczący omawianej tu problematyki znaleźć można w pracach Gajewskiego (2007) i Wójcika (2008).

Wydaje się, że za prawem malejącej produktywności krańcowych czynników produkcji stoi oczywisty mechanizm rzadkości tych czynników. W regionach ubogich, gdzie podaź pracy jest zdecydowanie wyższa od popytu na pracę, praca staje się relatywnie tańsza, zaś korzyści z niej dla przedsiębiorców są względnie wysokie. Oznacza to, że z czynnika pracy w regionach biedniejszych osiąga się większy przychód krańcowy niż w regionie bogatym, gdzie pracownik jest wyżej wynagradzany (bo jest tam mniej osób chętnych do podjęcia pracy).

Analogicznie można rozważać kwestie przychodów krańcowych z kapitału w regionach bogatych i biednych. Stanowi to zachętę do przepływu kapitału z regionów bogatszych do regionów biedniejszych, gdyż tam produktywność (przeciętna i krańcowa) zaangażowanego kapitału jest większa oraz większe są zasoby niezagospodarowanej pracy, to zaś może prowadzić do podniesienia stopy wzrostu gospodarczego biedniejszego regionu oraz do przyspieszenia efektu konwergencji⁴.

Gdyby jednak założyć występowanie rosnącej produkcyjności krańcowej, np. kapitału oraz występowania barier przepływu kapitału pomiędzy regionami, to wówczas mogłoby to prowadzić do efektu koncentracji kapitału, czego skutkiem byłaby dywergencja. Założenie o występowaniu rosnącej produkcyjności krańcowej czynników produkcji można znaleźć w licznych opracowaniach dotyczących tzw. efektu aglomeracji (Martin, 1999; Hansen, 2002; Islam, 2003). Oznacza to, że firmy lokują swoją działalność blisko dużych rynków, a gospodarka rozwija się szybko tam, gdzie lokują się firmy (Gajewski, 2007).

Efekt aglomeracji będzie miał duże znaczenie w przypadku badań konwergencji w ujęciu regionalnym lub lokalnym, gdyż można wówczas obserwować efekt konwergencji danego kraju będący konsekwencją regionalnego efektu dywergencji ekonomicznej dużych aglomeracji. Dywergencja wewnątrzregionalna aglomeracji (jako regionalnych biegunów wzrostu) będzie więc stanowiła siłę napędową konwergencji danego kraju.

Istotnym czynnikiem wpływającym na występowanie efektu konwergencji/dywergencji jest charakter postępu technicznego. Zróżnicowanie krajów czy regionów w tworzeniu i adaptowaniu nowych technologii może istotnie różnicować regiony pod względem długookresowych ścieżek wzrostu gospodarczego. Jeżeli kraje (regiony) różnią się istotnie zasobem technologii, to o konwergencji decyduje nie tylko tempo akumulacji kapitału, ale również akumulacja zasobu wiedzy.

Powiększanie zasobu wiedzy może odbywać się poprzez tworzenie własnych innowacji lub poprzez imitację technologii (dyfuzję) stosowanych w innych krajach bądź regionach. Konwergencję można zatem próbować wyjaśniać

⁴ Uwzględnienie jednak akumulacji zasobu kapitału ludzkiego w modelu wzrostu endogenicznego Lucasa (1988, 1990, 1993, 2010) znacznie osłabia postawione tu tezy.

w kategoriach innowacji i efektu imitacji, a nie tylko na skutek akumulacji kapitału rzeczowego. Innowacje pozwalają na osiąganie wysokich stóp wzrostu gospodarczego krajom (regionom), które znajdują się na granicy technologicznej. Ich efektem jest zatem dywergencja. Z kolei efekt imitacji technologii prowadzi do konwergencji (Misiak, 2008). Ważna jest tu zatem kwestia luki technologicznej. Problematyka imitacji technologii w tym ujęciu jest jednak wielowątkowa.

Pozornie, im większa jest luka technologiczna dzieląca kraje lub regiony, tym więcej nowoczesnych technologii można importować. Jednak zbyt duża luka technologiczna wymaga odpowiednio dużych zdolności absorpcyjnych (wiedzy ucieleśnionej w kapitale ludzkim, czynników instytucjonalnych itp.). Mała luka technologiczna wymaga również wysokich zdolności absorpcyjnych, bo choć dystans dzielący kraje lub regiony jest niewielki, ale technologia jest tak zaawansowana, że wymaga wysokich zdolności absorpcyjnych imitatora. Zatem tempo imitacji technologii, a przez to również tempo konwergencji, zależy może nie tylko od rozmiarów luki technologicznej, ale także od zdolności absorpcyjnych oraz pewnego, optymalnego, dystansu do granicy technologicznej⁵. W ujęciu luki technologicznej efekt imitacji okazuje się podstawowym czynnikiem determinującym efekt konwergencji oraz stopę postępu technicznego. Z założeń dotyczących wzrostu zrównoważonego oraz malejącej produktywności krańcowej czynników produkcji wynika, iż ów postęp techniczny jest w stanie skutecznie przeciwdziałać spadkowej tendencji produktywności czynników produkcji (Blaug, 1994).

Ważnymi determinantami konwergencji mogą być również kwestie związane z mobilnością czynników produkcji i technologii oraz poziom rozwoju infrastruktury (przede wszystkim transportowej) w danym regionie. Ponadto zależność między tempem wzrostu gospodarczego i początkowym poziomem PKB *per capita* może wynikać z przyczyn jego początkowego zapóźnienia. Jeśli jest ono spowodowane brakiem kapitału rzeczowego, to łatwo niedobory te nadrobić i wówczas dany region będzie się rozwijał szybciej, co doprowadzi do efektu konwergencji. Jeśli zaś przyczyną zapóźnienia będzie brak odpowiedniego kapitału ludzkiego oraz zdolności absorpcyjnych, to regiony biedniejsze będą rozwijały się wolniej niż bogatsze i może to prowadzić do dywergencji ekonomicznej.

W literaturze przedmiotu występują dwie główne koncepcje konwergencji: σ -konwergencja oraz β -konwergencja. σ -konwergencja zachodzi wówczas, gdy zróżnicowanie wskaźnika makroekonomicznego między regionami lub krajami zmniejsza się. β -konwergencja dotyczy natomiast zależności między osiąganą stopą wzrostu danego wskaźnika makroekonomicznego a jego początkowym poziomem. W literaturze najczęściej występuje w dwóch wariantach: konwer-

⁵ Problem optymalnego dystansu technologicznego, dla którego efekt imitacji technologii charakteryzuje się największym tempem, znaleźć można w analizach krzywej kapeluszkowej Gomułki (Gomułka, 1998, s. 139—141).

gencji bezwarunkowej (absolutnej) i warunkowej. Konwergencja bezwarunkowa oznacza, że regiony upodabniają się do siebie niezależnie od początkowych, fundamentalnych cech. Konwergencja warunkowa oznacza zaś, że regiony upodabniają się do siebie pod warunkiem występowania takich samych początkowych cech (np. średni poziom wykształcenia, technologii, struktury dochodu itp.), a regiony o różnych fundamentalnych cechach dążą do różnych długookresowych poziomów dochodu.

Punktem wyjścia do analiz bezwzględnej β -konwergencji jest równanie stopy wzrostu wydajności pracy, wynikające z założeń neoklasycznego modelu, postaci:

$$(1/T)\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = \alpha - [(1 - e^{-\beta t})/T] \cdot \ln(y_{i0}) + \xi_{it} \quad (1)$$

gdzie:

y_{i0} — poziom produktu na zatrudnionego (lub jak np. w tym artykule płacy realnej) w i -ym regionie w okresie początkowym,

y_{it} — poziom produktu na zatrudnionego w roku t ,

T — długość okresu,

α — stała,

ξ_{it} — składnik losowy opisujący szoki losowe w regionie i w okresie t .

W równaniu (1) parametr β określa stopę konwergencji bezwarunkowej (bezwzględnej). Estymacji parametru β dokonuje się nieliniową metodą najmniejszych kwadratów lub można go estymować metodą najmniejszych kwadratów, obliczając następnie wartość parametru β z równania $b = (1 - e^{-\beta t})$. Często też, ze względu na wady wymienionych metod estymacji dla danych panelowych, stosuje się uogólnioną metodę momentów (UMM). Dodatnia wartość oszacowanego parametru β implikuje, że regiony biedniejsze rozwijają się szybciej niż bogatsze niezależnie od kształtowania się pozostałych wielkości ekonomicznych. Ujemne wartości parametru β oznaczają zaś istnienie efektu dywergencji regionalnej. Gdyby parametr β był równy zero, to oznaczałoby to brak związku między stopą wzrostu i wyjściowym poziomem danej zmiennej makroekonomicznej.

WEWNĄTRZREGIONALNE ZRÓŻNICOWANIE RYNKU PRACY W POLSCE

Analizy zróżnicowania rynku pracy przeprowadzono wykorzystując następujące wskaźniki statystyczne: maksimum, minimum, relacja maksimum/minimum, współczynniki zmienności (oparte na odchyleniach: ćwiartkowym (V_Q),

standardowym (V_s) i przeciętnym (V_d)). Obliczone wartości wspomnianych tu wskaźników określają przestrzenne zróżnicowanie analizowanych zmiennych, a ich zmiany pozwalają zauważyć (bądź nie) czy zachodzi efekt σ -konwergencji realnej.

Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w powiatach

Przestrzenne zróżnicowanie powiatowych stóp bezrobocia rejestrowanego w latach 2002—2009 zestawiono w tabl. 1. Z danych tych można wyciągnąć następujące wnioski (Adamczyk, Tokarski, Włodarczyk, 2008, 2009; Jabłoński, Tokarski, 2010; Tokarski, 2008; Misiak, Sulima, Tokarski, 2010):

- analizowany wskaźnik makroekonomiczny w latach 2002—2008, biorąc pod uwagę zarówno maksymalne, jak i minimalne wielkości stóp bezrobocia, charakteryzował się tendencją spadkową. W 2008 r. nastąpiło odwrócenie tej tendencji, a odnotowane wielkości stóp bezrobocia w 2009 r. były wyższe niż w poprzednim roku. Takie odwrócenie trendu spadkowego spowodowane było światową recesją gospodarczą, skutki której widoczne są także na polskim rynku pracy;
- najwyższe powiatowe stopy bezrobocia, wynoszące ponad 30%, w całym analizowanym okresie odnotowano w województwach: mazowieckim (pow. szydłowiecki) oraz warmińsko-mazurskim (w powiatach: gołdapskim, braniewskim i bartoszyckim);
- wysokimi maksymalnymi stopami bezrobocia (powyżej 30%), szczególnie w I połowie analizowanego okresu, charakteryzowały się takie województwa, jak: dolnośląskie, kujawsko-pomorskie, lubuskie, opolskie, pomorskie i świętokrzyskie. W II połowie analizowanego okresu maksymalne powiatowe stopy bezrobocia w tych województwach kształtowały się poniżej 30% zasobu siły roboczej;
- najniższe maksymalne powiatowe stopy bezrobocia odnotowano natomiast w województwach: śląskim, podlaskim, małopolskim oraz łódzkim, gdzie szczególnie w latach 2007—2009 kształtowały się w przedziale 14—20%;
- najniższe stopy bezrobocia (poniżej 8%) w analizowanym okresie wystąpiły w województwach: mazowieckim, śląskim i małopolskim;
- cechą charakterystyczną wewnątrzregionalnego zróżnicowania stóp bezrobocia jest fakt, iż minimalne stopy bezrobocia w większości województw miały powiaty grodzkie, będące stolicami województw (tzw. regionalne centra rozwoju). Jedynie w województwach, takich jak: łódzkie (pow. skierniewicki), podkarpackie (Krosno), podlaskie (pow. siemiatycki), pomorskie (Sopot), świętokrzyskie (powiaty: buski i pińczowski) odnotowano niższe stopy bezrobocia (we wspomnianych powiatach) od stóp bezrobocia notowanych w stolicach województw.

TABL. 1. ZRÓŻNICOWANIE POWIATOWYCH STÓP BEZROBOCIA WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Województwa	Wskaźniki	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Dolnośląskie	maximum w %	39,3	35,9	34,9	33,4	29,6	24,9	23,0	26,1
	minimum w %	12,3	12,9	12,3	10,9	8,0	4,5	3,5	5,0
	max/min	3,20	2,78	2,84	3,06	3,70	5,53	6,57	5,22
Kujawsko-pomorskie	maximum w %	33,5	34,9	34,5	32,6	28,4	24,1	22,8	24,4
	minimum w %	12,5	12,9	11,4	10,8	8,4	6,2	4,9	7,3
	max/min	2,68	2,71	3,03	3,02	3,38	3,89	4,65	3,34
Lubelskie	maximum w %	23,1	25,7	25,7	24,2	24,2	21,1	19,4	20,6
	minimum w %	11,5	13,5	12,4	12,3	10,7	8,2	7,4	8,0
	max/min	2,01	1,90	2,07	1,97	2,26	2,57	2,62	2,58
Lubuskie	maximum w %	36,7	37,7	36,9	34,9	33,1	28,1	26,4	27,9
	minimum w %	14,4	15,7	13,2	12,0	8,9	6,1	4,3	7,5
	max/min	2,55	2,40	2,80	2,91	3,72	4,61	6,14	3,72
Łódzkie	maximum w %	24,7	27,5	26,5	25,3	20,6	17,9	13,9	17,0
	minimum w %	9,4	13,7	12,9	11,3	8,8	6,9	5,2	7,1
	max/min	2,63	2,01	2,05	2,24	2,34	2,59	2,67	2,39
Małopolskie	maximum w %	22,0	29,7	29,3	26,1	21,7	18,0	16,6	18,9
	minimum w %	8,4	8,3	7,5	7,0	5,5	3,8	2,8	4,2
	max/min	2,62	3,58	3,91	3,73	3,95	4,74	5,93	4,50
Mazowieckie	maximum w %	29,8	41,2	40,6	40,1	36,4	33,4	31,2	34,4
	minimum w %	6,2	6,3	6,2	5,6	4,6	2,9	1,9	2,9
	max/min	4,81	6,54	6,55	7,16	7,91	11,52	16,42	11,86
Opolskie	maximum w %	32,1	34,7	31,9	29,5	24,6	20,7	17,2	18,2
	minimum w %	10,4	11,0	9,9	9,1	8,5	5,3	4,4	5,9
	max/min	3,09	3,15	3,22	3,24	2,89	3,91	3,91	3,08
Podkarpackie	maximum w %	27,1	31,9	30,4	29,1	27,1	22,9	23,6	24,8
	minimum w %	9,8	9,3	8,1	8,3	6,7	4,8	5,2	6,8
	max/min	2,77	3,43	3,75	3,51	4,04	4,77	4,54	3,65
Podlaskie	maximum w %	23,7	25,6	25,3	24,3	22,8	19,6	17,4	18,9
	minimum w %	7,6	9,2	9,6	9,8	9,1	7,2	6,2	7,1
	max/min	3,12	2,78	2,64	2,48	2,51	2,72	2,81	2,66
Pomorskie	maximum w %	38,2	42,1	42,4	37,3	33,0	27,8	22,9	25,7
	minimum w %	9,1	8,9	8,5	7,3	5,0	2,4	1,9	3,6
	max/min	4,20	4,73	4,99	5,11	6,60	11,58	12,05	7,14
Śląskie	maximum w %	27,4	31,1	29,0	25,7	21,2	18,1	15,3	17,5
	minimum w %	8,2	8,4	7,7	7,1	5,4	3,3	1,9	3,3
	max/min	3,34	3,70	3,77	3,62	3,93	5,48	8,05	5,30
Świętokrzyskie	maximum w %	28,3	32,4	33,4	32,0	29,0	25,9	22,5	24,1
	minimum w %	9,5	12,5	12,5	12,1	10,7	9,0	8,3	8,4
	max/min	2,98	2,59	2,67	2,64	2,71	2,88	2,71	2,87
Warmińsko-mazurskie	maximum w %	37,9	42,5	40,8	39,1	36,7	33,6	30,9	33,7
	minimum w %	12,4	11,9	10,8	9,2	6,8	4,4	4,2	7,1
	max/min	3,06	3,57	3,78	4,25	5,40	7,64	7,36	4,75
Wielkopolskie	maximum w %	27,9	28,8	27,5	26,1	22,7	19,0	17,2	19,8
	minimum w %	6,9	7,1	6,7	6,2	5,0	2,9	1,7	3,2
	max/min	4,04	4,06	4,10	4,21	4,54	6,55	10,12	6,19
Zachodniopomorskie	maximum w %	40,3	42,9	42,7	41,8	35,2	31,2	28,4	30,3
	minimum w %	15,2	16,2	15,3	14,1	11,8	6,5	4,2	8,1
	max/min	2,65	2,65	2,79	2,96	2,98	4,80	6,76	3,74

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Analizując stosunek maksymalnych do minimalnych stóp bezrobocia w województwach można zauważyć, że największym zróżnicowaniem charakteryzowało się woj. mazowieckie, w którym w 2008 r. stopa bezrobocia w pow. szydłowieckim była aż ok. 16,5 razy większa niż w Warszawie. Zróżnicowanie to wynika z faktu, że w tym województwie występują powiaty o najwyższej (pow. szydłowiecki) i najniższej (Warszawa) stopie bezrobocia w Polsce.

TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI ZMIENNOŚCI POWIATOWYCH STÓP BEZROBOCIA W WOJEWÓDZTWACH

Województwa	Współczynnik zmienności	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Dolnośląskie	V_Q	0,15	0,14	0,14	0,18	0,23	0,29	0,29	0,23
	V_S	0,22	0,21	0,23	0,26	0,32	0,40	0,42	0,36
	V_d	0,17	0,17	0,19	0,22	0,27	0,34	0,35	0,31
Kujawsko-pomorskie	V_Q	0,09	0,08	0,07	0,09	0,09	0,15	0,15	0,12
	V_S	0,19	0,19	0,21	0,21	0,23	0,26	0,29	0,24
	V_d	0,14	0,14	0,15	0,16	0,17	0,20	0,23	0,19
Lubelskie	V_Q	0,14	0,11	0,08	0,07	0,09	0,14	0,13	0,13
	V_S	0,18	0,16	0,16	0,16	0,21	0,23	0,24	0,20
	V_d	0,15	0,13	0,12	0,12	0,16	0,18	0,18	0,16
Lubuskie	V_Q	0,12	0,17	0,17	0,22	0,25	0,33	0,39	0,32
	V_S	0,24	0,25	0,27	0,30	0,36	0,44	0,49	0,39
	V_d	0,19	0,19	0,20	0,24	0,28	0,35	0,40	0,33
Łódzkie	V_Q	0,12	0,12	0,15	0,16	0,18	0,18	0,15	0,17
	V_S	0,21	0,19	0,21	0,22	0,25	0,27	0,26	0,23
	V_d	0,17	0,16	0,17	0,18	0,20	0,22	0,21	0,19
Małopolskie	V_Q	0,19	0,17	0,15	0,17	0,20	0,25	0,20	0,17
	V_S	0,25	0,27	0,29	0,29	0,32	0,37	0,36	0,31
	V_d	0,21	0,21	0,22	0,22	0,26	0,29	0,28	0,23
Mazowieckie	V_Q	0,21	0,18	0,21	0,19	0,20	0,27	0,27	0,27
	V_S	0,30	0,32	0,33	0,34	0,37	0,45	0,50	0,44
	V_d	0,24	0,25	0,25	0,26	0,28	0,35	0,38	0,33
Opolskie	V_Q	0,30	0,27	0,27	0,22	0,25	0,23	0,21	0,19
	V_S	0,36	0,36	0,36	0,34	0,34	0,35	0,35	0,29
	V_d	0,06	0,06	0,06	0,05	0,05	0,04	0,03	0,03
Podkarpackie	V_Q	0,08	0,09	0,11	0,10	0,11	0,17	0,22	0,14
	V_S	0,19	0,24	0,24	0,24	0,27	0,29	0,32	0,28
	V_d	0,13	0,17	0,17	0,17	0,20	0,22	0,24	0,21
Podlaskie	V_Q	0,27	0,25	0,24	0,22	0,21	0,26	0,23	0,21
	V_S	0,32	0,28	0,29	0,27	0,29	0,35	0,34	0,30
	V_d	0,26	0,24	0,24	0,23	0,24	0,28	0,29	0,25
Pomorskie	V_Q	0,27	0,23	0,23	0,23	0,30	0,33	0,43	0,36
	V_S	0,35	0,35	0,36	0,38	0,44	0,51	0,56	0,45
	V_d	0,29	0,29	0,29	0,31	0,38	0,44	0,49	0,38
Śląskie	V_Q	0,24	0,23	0,24	0,24	0,25	0,29	0,25	0,23
	V_S	0,28	0,28	0,29	0,27	0,31	0,35	0,38	0,35
	V_d	0,23	0,24	0,25	0,23	0,26	0,29	0,28	0,27

**TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI ZMIENNOŚCI POWIATOWYCH STÓP BEZROBOCIA
W WOJEWÓDZTWACH (dok.)**

Województwa	Współczynnik zmienności	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Świętokrzyskie	V_Q	0,31	0,33	0,31	0,27	0,26	0,27	0,25	0,31
	V_S	0,36	0,33	0,32	0,32	0,33	0,35	0,35	0,34
	V_d	0,31	0,29	0,28	0,27	0,26	0,29	0,29	0,30
Warmińsko-mazurskie	V_Q	0,07	0,09	0,11	0,11	0,12	0,13	0,16	0,15
	V_S	0,17	0,20	0,21	0,23	0,25	0,31	0,32	0,28
	V_d	0,11	0,13	0,15	0,16	0,18	0,22	0,24	0,21
Wielkopolskie	V_Q	0,22	0,20	0,24	0,24	0,27	0,32	0,36	0,22
	V_S	0,27	0,27	0,30	0,32	0,35	0,44	0,46	0,35
	V_d	0,22	0,23	0,25	0,27	0,30	0,36	0,39	0,28
Zachodniopomorskie	V_Q	0,15	0,13	0,11	0,11	0,20	0,23	0,27	0,19
	V_S	0,24	0,24	0,24	0,25	0,29	0,34	0,37	0,32
	V_d	0,20	0,19	0,19	0,20	0,24	0,28	0,31	0,26

Źródło: jak przy tabl. 1.

W celu zilustrowania zmian współczynników zmienności V_Q polskie województwa podzielono na dwie grupy:

- I grupa, w której znalazły się w 2002 r. województwa o współczynniku zmienności V_Q nieprzekraczającym 0,2;
- II grupa zawiera województwa, w których w 2002 r. współczynnik zmienności V_Q przekraczał poziom 0,2.

Analizując współczynniki zmienności obliczone dla powiatowych stóp bezrobocia rejestrowanego w województwach (tabl. 2 oraz wykr. 1 i 2) można sformułować następujące wnioski:

- współczynniki zmienności w większości województw malały w latach 2002—2005, co może sugerować, iż stopy bezrobocia w tym okresie podlegały procesom σ -konwergencji. Oznacza to, że zróżnicowanie wewnątrzregionalne powiatowych stóp bezrobocia w I okresie ulegało zmniejszeniu. Jednakże w II połowie analizowanego okresu współczynniki zmienności cechowały się tendencją wzrostową, co należy interpretować jako wzrost zróżnicowania tej zmiennej makroekonomicznej, szczególnie w latach 2005—2008;
- porównując natomiast wartości uzyskanych współczynników zmienności w pierwszym i ostatnim roku rozpatrywanego okresu można stwierdzić, że zdecydowanie wyższe wartości odnotowano w 2009 r. Sugeruje to, iż w całym analizowanym okresie nastąpił ogólny wzrost zróżnicowania wewnątrzregionalnego powiatowych stóp bezrobocia rejestrowanego;
- najniższym zróżnicowaniem powiatowych stóp bezrobocia rejestrowanego charakteryzowały się województwa: podkarpackie, lubelskie, łódzkie, warmińsko-mazurskie czy kujawsko-pomorskie, w których wartości obliczonych współczynników zmienności V_Q w całym analizowanym okresie w zasadzie nie przekraczały poziomu 0,2;

- stopy bezrobocia charakteryzowały się zarówno większą zmiennością, jak i zróżnicowaniem w województwach: opolskim, śląskim, mazowieckim czy wielkopolskim;
- na podstawie analiz współczynników zmienności obliczonych dla województw na podstawie powiatowych stóp bezrobocia rejestrowanego nie można jednoznacznie potwierdzić, że zmienna ta we wszystkich województwach podlegała efektowi σ -konwergencji. Natomiast zauważalne jest niewielkie zmniejszenie zróżnicowania wewnątrzregionalnego w latach 2002—2005;
- wśród analizowanych regionów na uwagę zasługują województwa opolskie oraz świętokrzyskie, w których obliczone współczynniki zmienności charakteryzowały się tendencją spadkową. W całym analizowanym okresie w woj. opolskim, a w przypadku woj. świętokrzyskiego do 2008 r., powiatowe stopy bezrobocia rejestrowanego podlegały efektowi σ -konwergencji realnej.

Zróżnicowanie średnich płac realnych w powiatach

Ważniejsze wskaźniki statystyczne wewnątrzregionalnego zróżnicowania płac realnych w powiatach zestawiono w tabl. 3 i 4. Na podstawie tych wskaźników w latach 2002—2009 wyciągnąć można następujące wnioski:

- zdecydowanie najwyższe maksymalne płace realne brutto odnotowano w woj. dolnośląskim (pow. lubiński). Średnie płace w tym powiecie kształtowały się od ok. 4026 zł w 2002 r. do ponad 5600 zł w 2009 r. Wynikało to głównie z zatrudnienia w dynamicznie rozwijającym się zagłębiu lubińskim. Wysoki poziom tej zmiennej notowano także w Warszawie oraz w pow. Jastrzębie Zdrój;
- najniższy poziom maksymalnych płac realnych odnotowano w takich województwach, jak: kujawsko-pomorskie (Bydgoszcz), lubuskie (Zielona Góra), świętokrzyskie (pow. pińczowski oraz Kielce), podkarpackie (Rzeszów);
- analizując natomiast minimalną wysokość płac realnych okazuje się, że najniższy poziom tej płacy notowano w pow. kępińskim, gdzie wysokość minimalnej płacy realnej w latach 2002—2009 kształtowała się między 1613 zł a 2020 zł;
- biorąc pod uwagę stosunek maksymalnego do minimalnego poziomu płac realnych stwierdzono, że największym zróżnicowaniem charakteryzowało się woj. dolnośląskie, gdzie płaca maksymalna w stosunku do minimalnej była w analizowanym okresie średnio o 2,3 razy wyższa. Najmniejsze zróżnicowanie notowano w woj. kujawsko-pomorskim oraz woj. podkarpackim, w których w omawianych latach wskaźnik ten nie przekraczał poziomu 1,4. Oznacza to, że maksymalne płace realne brutto w tych województwach były jedynie o 40% wyższe niż średnie płace minimalne. W pozostałych województwach analizowany wskaźnik kształtował się w przedziale 1,4—2,0;
- analizując współczynniki zmienności obliczone dla płac realnych należy podkreślić, że zmienna ta charakteryzowała się zdecydowanie niższym poziomem wewnątrzregionalnego zróżnicowania niż stopa bezrobocia rejestrowanego;

- uwzględniając współczynniki zmienności obliczone według odchylenia ćwiartkowego okazuje się, że najwyższy poziom odnotowano w woj. mazowieckim. Było to jedyne województwo, w którym współczynnik ten przekraczał wartość 0,1. W pozostałych województwach zróżnicowanie było prawie dwukrotnie niższe, a w takich województwach, jak: kujawsko-pomorskie, lubelskie, podkarpackie, podlaskie oraz warmińsko-mazurskie współczynnik V_Q kształtował się w przedziale 0,02—0,05.

TABL. 3. ZRÓŻNICOWANIE PLAC REALNYCH BRUTTO W WOJEWÓDZTWACH W ZŁ
(ceny stale z 2009 r.)

Województwa	Wskaźniki	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Dolnośląskie	maximum	4026	4261	4445	4920	5162	5675	5623	5616
	minimum	1949	2045	2018	2055	2146	2267	2396	2464
	max/min	2,06	2,08	2,20	2,39	2,40	2,50	2,35	2,28
Kujawsko-pomorskie	maximum	2529	2585	2585	2662	2831	2970	3145	3175
	minimum	1873	1895	1856	1917	2098	2169	2310	2363
	max/min	1,35	1,36	1,39	1,39	1,35	1,37	1,36	1,34
Lubelskie	maximum	3620	3668	3694	3857	3812	3943	4278	4417
	minimum	1848	1877	1903	1959	2027	2124	2297	2351
	max/min	1,96	1,95	1,94	1,97	1,88	1,86	1,86	1,88
Lubuskie	maximum	2595	2698	2701	2757	2859	2984	3011	3060
	minimum	1926	1947	1961	1971	2031	2108	2206	2317
	max/min	1,35	1,39	1,38	1,40	1,41	1,42	1,37	1,32
Łódzkie	maximum	3532	3562	3752	3499	3562	3684	3877	3958
	minimum	1810	1885	1889	1861	1885	1977	2062	2164
	max/min	1,95	1,89	1,99	1,88	1,89	1,86	1,88	1,83
Małopolskie	maximum	2736	2742	2808	2880	3043	3230	3374	3424
	minimum	1871	1988	1992	1978	2113	2246	2374	2462
	max/min	1,46	1,38	1,41	1,46	1,44	1,44	1,42	1,39
Mazowieckie	maximum	3851	3975	3950	4034	4190	4421	4663	4603
	minimum	1942	1990	1957	1971	2030	2166	2342	2422
	max/min	1,98	2,00	2,02	2,05	2,06	2,04	1,99	1,90
Opolskie	maximum	2954	3053	3102	3116	3241	3436	3669	3603
	minimum	2036	2059	2107	2132	2247	2399	2534	2595
	max/min	1,45	1,48	1,47	1,46	1,44	1,43	1,45	1,39
Podkarpackie	maximum	2500	2595	2614	2698	2789	2949	3216	3258
	minimum	1919	1979	2012	1998	2082	2212	2334	2361
	max/min	1,30	1,31	1,30	1,35	1,34	1,33	1,38	1,38
Podlaskie	maximum	2794	2814	2885	3008	3127	3205	3326	3145
	minimum	2009	2041	2064	2094	2231	2361	2480	2531
	max/min	1,39	1,38	1,40	1,44	1,40	1,36	1,34	1,24

TABL. 3. ZRÓŻNICOWANIE PŁAC REALNYCH BRUTTO W WOJEWÓDZTWACH W ZŁ (dok.)

Województwa	Wskaźniki	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Pomorskie	maximum	2969	3081	3155	3369	3513	3746	3983	4053
	minimum	1977	2047	2041	2101	2172	2291	2433	2459
	max/min	1,50	1,50	1,55	1,60	1,62	1,64	1,64	1,65
Śląskie	maximum	3643	3773	3885	4209	4383	4657	4991	4851
	minimum	1855	1863	1833	1849	1915	2030	2156	2257
	max/min	1,96	2,02	2,12	2,28	2,29	2,29	2,31	2,15
Świętokrzyskie	maximum	2910	2894	2916	2719	2804	2889	3082	3083
	minimum	1997	1943	2072	2105	2143	2221	2358	2467
	max/min	1,46	1,49	1,41	1,29	1,31	1,30	1,31	1,25
Warmińsko-mazurskie	maximum	2713	2780	2824	2861	3031	3161	3242	3323
	minimum	1857	1882	1952	1908	1983	2018	2285	2309
	max/min	1,46	1,48	1,45	1,50	1,53	1,57	1,42	1,44
Wielkopolskie	maximum	2988	2955	2982	3053	3195	3404	3640	3669
	minimum	1613	1695	1638	1641	1750	1901	2063	2020
	max/min	1,85	1,74	1,82	1,86	1,82	1,79	1,76	1,82
Zachodniopomorskie	maximum	2905	3030	3024	3142	3221	3273	3584	3472
	minimum	1915	1957	2006	1980	2053	2238	2342	2416
	max/min	1,52	1,55	1,51	1,59	1,57	1,46	1,53	1,44

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TABL. 4. WSPÓŁCZYNNIKI ZMIENNOŚCI ŚREDNICH PŁAC REALNYCH W WOJEWÓDZTWACH

Województwa	Współczynnik zmienności	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Dolnośląskie	V_Q	0,06	0,07	0,07	0,06	0,06	0,07	0,06	0,07
	V_S	0,18	0,19	0,20	0,23	0,23	0,24	0,22	0,21
	V_d	0,11	0,11	0,12	0,13	0,13	0,13	0,12	0,12
Kujawsko-pomorskie	V_Q	0,06	0,05	0,05	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03
	V_S	0,09	0,09	0,10	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09
	V_d	0,07	0,07	0,08	0,07	0,07	0,06	0,07	0,06
Lubelskie	V_Q	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04	0,04
	V_S	0,16	0,16	0,16	0,17	0,15	0,15	0,16	0,16
	V_d	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,10	0,10
Lubuskie	V_Q	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08	0,07	0,06	0,06
	V_S	0,10	0,10	0,10	0,09	0,10	0,10	0,08	0,08
	V_d	0,08	0,08	0,08	0,07	0,08	0,08	0,07	0,06
Łódzkie	V_Q	0,05	0,06	0,06	0,06	0,05	0,05	0,06	0,08
	V_S	0,16	0,15	0,17	0,15	0,14	0,14	0,14	0,14
	V_d	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,08	0,09	0,09

**TABL. 4. WSPÓŁCZYNNIKI ZMIENNOŚCI ŚREDNICH PŁAC REALNYCH
W WOJEWÓDZTWACH (dok.)**

Województwa	Współczynnik zmienności	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Małopolskie	V_Q	0,08	0,08	0,07	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06
	V_S	0,10	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09
	V_d	0,08	0,07	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07
Mazowieckie	V_Q	0,12	0,12	0,11	0,11	0,12	0,12	0,11	0,10
	V_S	0,18	0,18	0,18	0,18	0,18	0,18	0,17	0,16
	V_d	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,13	0,12
Opolskie	V_Q	0,07	0,07	0,05	0,05	0,04	0,04	0,05	0,06
	V_S	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,13	0,12
	V_d	0,10	0,10	0,09	0,09	0,09	0,10	0,11	0,10
Podkarpackie	V_Q	0,04	0,05	0,05	0,04	0,05	0,04	0,05	0,05
	V_S	0,06	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08
	V_d	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06
Podlaskie	V_Q	0,04	0,03	0,02	0,03	0,05	0,03	0,05	0,05
	V_S	0,09	0,09	0,09	0,10	0,10	0,09	0,09	0,06
	V_d	0,07	0,06	0,06	0,07	0,08	0,07	0,07	0,05
Pomorskie	V_Q	0,06	0,06	0,07	0,08	0,09	0,07	0,05	0,06
	V_S	0,14	0,14	0,14	0,15	0,16	0,15	0,15	0,15
	V_d	0,11	0,11	0,11	0,11	0,12	0,11	0,11	0,10
Śląskie	V_Q	0,12	0,09	0,07	0,07	0,06	0,06	0,07	0,07
	V_S	0,19	0,16	0,17	0,18	0,18	0,18	0,18	0,18
	V_d	0,15	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12
Świętokrzyskie	V_Q	0,09	0,07	0,05	0,07	0,06	0,06	0,06	0,08
	V_S	0,11	0,11	0,10	0,09	0,09	0,09	0,08	0,08
	V_d	0,09	0,08	0,08	0,07	0,08	0,07	0,07	0,07
Warmińsko-mazurskie	V_Q	0,04	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,03
	V_S	0,11	0,11	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,08
	V_d	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06	0,07	0,06	0,05
Wielkopolskie	V_Q	0,08	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,06	0,05
	V_S	0,13	0,13	0,13	0,13	0,12	0,12	0,11	0,11
	V_d	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09	0,08	0,08
Zachodniopomorskie	V_Q	0,08	0,06	0,08	0,06	0,08	0,07	0,05	0,06
	V_S	0,12	0,13	0,12	0,13	0,13	0,12	0,12	0,12
	V_d	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Obliczone współczynniki zmienności charakteryzowały się wysoką stabilnością. Oznacza to, że na podstawie analizy zmian obliczonych współczynników zmienności nie da się zauważyć, czy zmienna ta podlegała efektom σ -konwergencji realnej.

WEWNĄTRZREGIONALNA β -KONWERGENCJA/DYWERGENCJA RYNKÓW PRACY

Analizy β -konwergencji bezwarunkowej przedstawiają zależności pomiędzy stopą wzrostu badanej zmiennej w danym roku i jej wartością w poprzednim roku. Taką relację można przedstawić za pomocą równania „czystej” konwergencji/dywergencji postaci⁶:

$$\Delta \ln(y_{it}) = \alpha_0 + \beta_0 \ln(y_{it-1}) \quad (2)$$

gdzie y_{it} — wartość zmiennej y (płace realne brutto) w powiecie i ($i = 1, 2, \dots, m$, gdzie m to liczba powiatów w danym województwie) w roku t .

W przypadku analiz β -konwergencji stóp bezrobocia rejestrowanego zależność zmian stopy bezrobocia w roku t od stopy bezrobocia występującej w roku poprzednim opisuje następujące równanie konwergencji/dywergencji:

$$\Delta u_{it} = \alpha + \beta u_{it-1} \quad (3)$$

gdzie u_{it} to stopa bezrobocia w powiecie i w roku t .

Niech w równaniu (2) $x_t = \ln(y_{it})$, to równanie to będzie miało postać:

$$\forall t \in \mathbb{N} - \{0\} \quad x_t - x_{t-1} = \alpha + \beta x_{t-1} \quad (4)$$

Przekształcając równanie (4) można je zapisać jako:

$$\forall t \in \mathbb{N} - \{0\} \quad x_t = \alpha + (1 + \beta)x_{t-1} \quad (5)$$

i jeżeli za $(1 + \beta)$ podstawimy się γ , to równanie (5) przyjmuje postać:

$$\forall t \in \mathbb{N} - \{0\} \quad x_t = \alpha + \gamma x_{t-1} \quad (6)$$

⁶ W tak zdefiniowanym równaniu znak przy oszacowanym parametrze β określa, czy zachodzi efekt konwergencji czy dywergencji. Jeżeli analizowana zmienna podlega efektowi konwergencji (dywergencji), to znak przy oszacowanym parametrze β będzie ujemny (dodatni). Ponadto szybkość zbieżności (β), analogicznie jak w równaniu (1), wyznaczymy ze wzoru $\beta_0 = (1 - e^{-\beta t})$.

Z równania (6) wynika, że dla dowolnego $T \in \mathbb{N}$ relację pomiędzy wartością zmiennej w okresie T a wyjściową wartością tej zmiennej (tj. w roku $t = 0$) opisuje związek⁷:

$$x_T = \alpha \sum_{i=0}^{T-1} \gamma^i + \gamma^T x_0 \quad (7)$$

Jeśli $\beta \in (-1, 0)$, to $\gamma \in (0, 1)$, to licząc granicę (przy $T \rightarrow +\infty$) z x_T otrzyma się długookresową, teoretyczną wartość zmiennej objaśnianej:

$$x^* = \lim_{T \rightarrow \infty} x_T = \alpha \frac{1}{1-\gamma} = -\frac{\alpha}{\beta} \quad (8)$$

gdzie $x^* = \ln y^*$, czyli $y^* = e^{-\frac{\alpha}{\beta}}$.

Równanie (3), odnoszące się do przyrostu stopy bezrobocia, można przekształcić do następującej postaci:

$$u_t - u_{t-1} = \alpha + \beta u_{t-1} \quad (9)$$

Równanie (9) jest podobne do równania (4), dlatego długookresowa, teoretyczna wartość stopy bezrobocia będzie wynosiła $u^* = -\frac{\alpha}{\beta}$.

β -konwergencja realna powiatowych stóp bezrobocia rejestrowanego

Jednym z priorytetów opracowania jest weryfikacja, czy występuje wewnątrz-regionalna konwergencja/dywergencja zarówno stóp bezrobocia rejestrowanego, jak i płac realnych. W tym celu w tabl. 5 zestawiono wyniki estymacji równania (3) przy pomocy UMM⁸.

Analizując wyniki estymowanego równania konwergencji/dywergencji stóp bezrobocia okazuje się, iż zmienna ta podlegała β -konwergencji wewnątrz

⁷ T — długość okresu, t — konkretny rok w danym okresie.

⁸ Metoda UMM, w przypadku estymacji równań konwergencji/dywergencji na danych panelowych, uważana jest za jedną z bardziej odpowiednich. Jak wyjaśnia Maddala (2006, s. 112), UMM jest dobrą metodą do tego typu analiz, gdyż np. w równie często stosowanej w literaturze metodzie najmniejszych kwadratów (MNK) przyjmuje się restrykcyjne założenia o braku korelacji między zmiennymi objaśnianymi a składnikiem losowym oraz o wspólnej wariancji składników losowych. Może to w przypadku metody MNK powodować, iż otrzymane parametry będą obciążone. Szerzej na temat estymacji tego typu równań patrz np. Gajewski (2007) lub Ciołek (2003).

wszystkich 16 województw. Różna natomiast była szybkość konwergencji oraz stopień wyjaśniania zmiennej objaśnianej przez zmienną objaśniającą w poszczególnych województwach. Oszacowane parametry wskazują, iż najwyższą szybkością konwergencji realnej stóp bezrobocia rejestrowanego w latach 2002—2009 charakteryzowały się takie województwa, jak: małopolskie (16%), łódzkie (15,3%), śląskie (14,3%), wielkopolskie (14,2%), opolskie (13,5%) oraz podlaskie (12,7%). Najwolniejsze tempo konwergencji analizowanej zmiennej zanotowano w województwach mazowieckim (6,1%) i lubuskim (6,4%). W pozostałych województwach oszacowana szybkość konwergencji kształtowała się pomiędzy 8% (woj. dolnośląskie) i 11,5% (woj. pomorskie). Osiągana szybkość konwergencji oznacza, że jeżeli np. w woj. małopolskim w poprzednim roku stopa bezrobocia zmieniła się o 1 p.proc., to spowodowało to o 16% mniejszy przyrost stopy bezrobocia (gdyby stopa ta rosła) lub większy spadek tej stopy (gdyby stopa bezrobocia spadała).

Zróznicowane przestrzennie były również otrzymane wartości skorygowanych współczynników determinacji (skor. R^2). W woj. opolskim poziom stopy bezrobocia z poprzedniego roku wyjaśniał zmienność bieżącej stopy bezrobocia w ok. 18,5%, w województwach wielkopolskim i łódzkim w ok. 17%, natomiast w woj. małopolskim w ok. 16%. Najniższy poziom skorygowanego współczynnika determinacji odnotowano w województwach: mazowieckim (4%), lubelskim (7,6%), warmińsko-mazurskim i zachodniopomorskim (ok. 8%) oraz w lubuskim (8,3%).

Na podstawie oszacowanych parametrów równania „czystej” konwergencji i dywergencji oraz założeń równań (8) i (9) można wyznaczyć teoretyczną wartość długookresowej stopy bezrobocia dla województw⁹. Okazuje się, że na podstawie tych obliczeń regionalne teoretyczne stopy bezrobocia naturalnego również cechują się wysoką heterogenicznością przestrzenną. Najniższym poziomem teoretycznej stopy bezrobocia naturalnego charakteryzowały się województwa: wielkopolskie (4,5%), śląskie (5,9%) oraz pomorskie (6,4%). Najwyższy natomiast poziom tej zmiennej odnotowano w woj. warmińsko-mazurskim (ok. 12%) oraz woj. podkarpackim (ok. 10%). W pozostałych województwach wyznaczone teoretyczne wartości długookresowej stopy bezrobocia kształtowały się między 7,4% (woj. łódzkie) a 9,2% (woj. opolskie). Nie wyznaczano natomiast wartości teoretycznych stóp bezrobocia naturalnego w długim okresie dla takich województw, jak: mazowieckie, dolnośląskie czy lubuskie, gdyż oszacowane wartości stałej (α) okazały się nieistotne statystycznie. Udało się natomiast wyznaczyć wartość teoretycznej długookresowej stopy bezrobocia dla powiatów, która wyniosła 5,9% zasobu siły roboczej.

⁹ Wydaje się uzasadnione, aby długookresową teoretyczną wartość stopy bezrobocia utożsamiać z długookresową stopą bezrobocia naturalnego. W długim okresie stopa bezrobocia, zgodnie np. z koncepcją długookresowej krzywej Philipsa, powinna dążyć do poziomu stopy bezrobocia naturalnego.

TABL. 5. WYNIKI ESTYMACJI KONWERGENCJI/DYWERGENCJI WEWNĄTRZREGIONALNEJ STÓP BEZROBOCIA REJESTROWANEGO UMM

Województwa	Liczba powiatów	Liczba obserwacji	Stała	U_{t-1}	Szybkość konwergencji w %	R^2 i skorygowane R^2	Zmienne instrumentalne ^a	J-Statistic	Teoretyczna wartość zmiennej ^b w %	Uwagi
Dolnośląskie	29	174	-0,001030 (0,8513)	-0,079681 (0,0002)	8,0	0,094 0,089	3	36,83 (0,0000)	—	konwergencja
Kujawsko-pomorskie	23	134	0,008230 (0,2166)	-0,093415 (0,0003)	9,3	0,096 0,089	3	29,7243 (0,0000)	8,8	konwergencja
Lubelskie	24	144	0,007269 (0,2113)	-0,094107 (0,0042)	9,4	0,083 0,076	3	10,6868 (0,0011)	7,7	konwergencja
Lubuskie	14	84	-0,007497 (0,3864)	-0,063544 (0,0442)	6,4	0,094 0,083	3	16,7119 (0,0000)	—	konwergencja
Łódzkie	24	144	0,011288 (0,0294)	-0,153307 (0,0000)	15,3	0,1756 0,1698	3	20,4195 (0,0000)	7,4	konwergencja
Małopolskie	22	132	0,012148 (0,0044)	-0,160168 (0,0000)	16,0	0,1683 0,1618	3	20,4364 (0,0000)	7,6	konwergencja
Mazowieckie	42	252	0,001178 (0,7070)	-0,061104 (0,0001)	6,1	0,044 0,040	3	22,39 (0,0000)	—	konwergencja
Opolskie	12	72	0,012394 (0,0498)	-0,134517 (0,0000)	13,5	0,1969 0,1854	3	7,353 (0,0067)	9,2	konwergencja
Podkarpackie	25	150	0,008967 (0,0618)	-0,087499 (0,0001)	8,7	0,098 0,092	3	3,6969 (0,0545)	10,2	konwergencja
Podlaskie	17	102	0,010531 (0,0000)	-0,127184 (0,0000)	12,7	0,1346 0,1260	3	14,4664 (0,0001)	8,3	konwergencja
Pomorskie	20	120	0,007382 (0,2068)	-0,114824 (0,0000)	11,5	0,1257 0,1183	3	17,0033 (0,0000)	6,4	konwergencja
Śląskie	36	216	0,008482 (0,0200)	-0,143572 (0,0000)	14,3	0,1405 0,1365	3	25,3246 (0,0000)	5,9	konwergencja
Świętokrzyskie	14	84	0,009222 (0,0452)	-0,105293 (0,0001)	10,5	0,1020 0,091	3	15,68154 (0,0000)	8,8	konwergencja
Warmińsko-mazurskie	21	126	0,012945 (0,1503)	-0,107375 (0,0002)	10,7	0,084 0,080	3	22,9734 (0,0000)	12,1	konwergencja
Wielkopolskie	35	210	0,006357 (0,1042)	-0,142464 (0,0000)	14,2	0,175 0,171	3	33,3161 (0,0000)	4,5	konwergencja
Zachodniopomorskie	21	126	0,008131 (0,2982)	-0,098450 (0,0002)	9,8	0,084 0,076	3	17,8449 (0,0000)	8,3	konwergencja

^a Autorzy jako zmienne instrumentalne wykorzystują: stałą, opóźnioną o dwa lata stópę bezrobocia oraz opóźnioną o rok zmianę stopy bezrobocia. ^b Teoretyczna wartość długookresowej stopy bezrobocia na poziomie powiatów w Polsce wyniosła 5,9%. W nawiasach podano poziom istotności oszacowanych parametrów.

Źródło: jak przy tabl. 1.

β -konwergencja płac realnych brutto w województwach

W tabl. 6 zestawiono wyniki estymacji równania „czystej” konwergencji/dywergencji dla płac realnych brutto. Z danych tych wyciągnąć można następujące wnioski:

- w większości województw analizowana zmienna rynku pracy nie podlegała ani efektom konwergencji, ani dywergencji. Wynika to z faktu, że w 14 na 16 polskich województw oszacowania parametrów równania (2) UMM okazały się nieistotne statystycznie;
- w woj. świętokrzyskim płace realne brutto podlegały efektowi konwergencji, której szybkość oszacowano na 6,5%. Oznacza to, że jeśli płaca realna z poprzedniego roku wzrosłaby o 1%, to stopa wzrostu płac realnych zmniejszyłaby się o 6,5%. Ponadto z analiz konwergencji w powiatach woj. świętokrzyskiego wynika, że wolniej płace realne rosną tam, gdzie były najwyższe. W pow. pińczowskim, który szczególnie w latach 2002—2007 charakteryzował się najwyższym poziomem płac realnych w całym województwie, płace te w zasadzie były na stabilnym poziomie i nie rosły. Z kolei w powiatach takich jak sandomierski czy skarżyski, które w 2002 r. charakteryzowały się jednym z niższych poziomów płac realnych w województwie, zmienna ta rosła szybko, osiągając w 2009 r. poziom o ok. 38% wyższy w pow. skarżyskim oraz o ok. 33% wyższy w pow. sandomierskim;
- do odmiennych wniosków można natomiast dojść analizując oszacowane parametry w woj. dolnośląskim. Z analiz wynika, że zmienna ta podlegała efektowi dywergencji, co oznacza, że szybciej płace rosły w tych powiatach, w których były one najwyższe. W pow. lubińskim zmienna ta rosła bardzo szybko, osiągając w 2009 r. o 40% wyższy poziom niż w 2002 r. We Wrocławiu, w którym również notowano wysokie płace realne, zmienna ta w badanym okresie wzrosła o 30%. Zdecydowanie inną dynamiką wzrostu analizowanej zmiennej charakteryzowały się powiaty górski czy lubański, w których notowano jedno z niższych poziomów płac realnych w województwie. Płace realne brutto w 2009 r. były wyższe tam o 19,7—20,5%, w porównaniu z poziomem notowanym w 2002 r.;
- bardzo niskie, zbliżone do 0, były natomiast współczynniki determinacji i to zarówno w województwach, w których oszacowane parametry były nieistotne statystycznie, jak i w województwach dolnośląskim czy świętokrzyskim. Często w podobnych analizach efektów konwergencji/dywergencji stopień objaśniania stóp wzrostu danej zmiennej przez poziom tej zmiennej z poprzedniego roku również był zbliżony do 0. Wynika to z tego, iż głównym celem tego typu estymacji równań nie jest jak najdokładniejsze wyjaśnienie modelu, a jedynie chęć zaobserwowania, czy dana zmienna podlega efektowi konwergencji czy dywergencji.

TABL. 6. WYNIKI ESTYMACJI KONWERCENCJI/DYWERGENCJI WEWNĄTRZREGIONALNEJ PŁACY REALNEJ UMM

Województwa	Liczba powiatów	Liczba obserwacji	Stała	$\ln(\hat{y}_{t-1})$	Szybkość w %	R^2 i skorygowane R^2	Zmienne instrumentalne ^a	J-Statistic	Uwagi
Dolnośląskie	29	174	-0,201098 (0,1681)	0,030129 (0,1073)	3,0	0,00 0,00	3	7,493 (0,0062)	dywergencja
Kujawsko-pomorskie	23	134	0,098498 (0,5868)	-0,008634 (0,7124)	—	0,00 0,00	3	1,373 (0,2412)	—
Lubelskie	24	144	-0,68091 (0,6012)	0,012997 (0,4403)	—	0,00 0,00	3	3,591 (0,0581)	—
Lubuskie	14	84	0,111519 (0,5508)	-0,010267 (0,6692)	—	0,00 0,00	3	7,6852 (0,0056)	—
Łódzkie	24	144	0,04438 (0,8053)	-0,001839 (0,9371)	—	0,00 0,00	3	4,5494 (0,0329)	—
Małopolskie	22	132	-0,096599 (0,5614)	0,016629 (0,4351)	—	0,00 0,00	3	5,5781 (0,0182)	—
Mazowieckie	42	252	0,115912 (0,2258)	-0,010815 (0,3742)	—	0,00 0,00	3	2,5024 (0,1137)	—
Opolskie	12	72	0,115028 (0,6346)	-0,010443 (0,7359)	—	0,00 0,00	3	2,1519 (0,1424)	—
Podkarpackie	25	150	-0,012702 (0,5504)	0,019926 (0,4682)	—	0,00 0,00	3	5,7978 (0,0161)	—
Podlaskie	17	102	0,114831 (0,7196)	-0,01071 (0,7950)	—	0,00 0,00	3	4,614 (0,0317)	—
Pomorskie	20	120	-0,00368 (0,8056)	0,008625 (0,6222)	—	0,00 0,00	3	0,3119 (0,5765)	—
Śląskie	36	216	-0,093197 (0,3816)	0,016390 (0,2275)	—	0,00 0,00	3	6,632 (0,0100)	—
Świętokrzyskie	14	84	0,532943 (0,0723)	-0,064531 (0,0904)	6,5	0,00 0,00	3	2,7656 (0,0963)	konwergencja
Warmińsko-mazurskie	21	126	-0,047053 (0,8367)	0,010217 (0,7301)	—	0,00 0,00	3	6,6542 (0,0099)	—
Wielkopolskie	35	210	0,098534 (0,4381)	-0,009180 (0,5740)	—	0,00 0,00	3	18,9505 (0,0000)	—
Zachodniopomorskie	21	126	0,071199 (0,6947)	-0,005171 (0,8241)	—	0,00 0,00	3	2,0415 (0,1531)	—

^a Autorzy jako zmienne instrumentalne wykorzystują: stałą, opóźnioną o dwa lata wartość płacy realnej oraz opóźnioną o rok stopę wzrostu płac realnych. W nawiasach podano poziom istotności oszacowanych parametrów.

Źródło: obliczenia własne na stronie www.stat.gov.pl.

Podsumowanie oraz wnioski

Prowadzone rozważania można podsumować następująco:

- I. Analizowane stopy bezrobocia rejestrowanego oraz płace realne brutto cechowały się przestrzennym zróżnicowaniem wewnątrz województw. Zdecydowanie wyższym zróżnicowaniem wewnątrzregionalnym charakteryzowały się stopy bezrobocia rejestrowane niż płace realne.
- II. Stopy bezrobocia rejestrowanego były najbardziej zróżnicowane w woj. mazowieckim. Wynikało to z faktu, że w regionie tym notowano najniższe w skali gospodarki polskiej stopy bezrobocia.
- III. Cechą charakterystyczną wewnątrzregionalnego zróżnicowania stóp bezrobocia było to, że w 11 województwach najniższe stopy bezrobocia notowano w powiatach grodzkich, będących stolicami województw. Jedynie w 5 województwach najniższe stopy bezrobocia wystąpiły w innych powiatach niż w stolicach województw.
- IV. W woj. świętokrzyskim oraz woj. opolskim stopy bezrobocia rejestrowanego podlegały efektowi σ -konwergencji realnej.
- V. Stopy bezrobocia rejestrowanego we wszystkich województwach podlegały efektowi β -konwergencji realnej, różna natomiast była szybkość tego procesu.
- VI. Płace realne były najbardziej zróżnicowane w woj. dolnośląskim. Było to w dużej mierze spowodowane tym, że w woj. dolnośląskim znajduje się pow. lubiński, w którym odnotowano najwyższy w Polsce poziom płac realnych. Płace realne brutto w 2009 r. w tym powiecie były wyższe od średnich płac realnych w Warszawie o ok. 1000 zł.
- VII. Na podstawie przeprowadzonych analiz nie da się stwierdzić, że wewnątrz województw płace realne podlegały efektowi σ -konwergencji realnej. Wynika to przede wszystkim z dość dużej stabilności obliczonych współczynników zmienności.
- VIII. Z analiz β -konwergencji/dywergencji realnej wynika, że płace realne brutto podlegały efektowi konwergencji w woj. świętokrzyskim oraz efektowi dywergencji w woj. dolnośląskim. W pozostałych województwach zmiana ta nie podlegała ani efektowi konwergencji, ani dywergencji realnej.

dr. Tomasz Misiak — *Politechnika Rzeszowska, Wyższa Szkoła Handlowa im. B. Markowskiego w Kielcach*

prof. dr hab. Tomasz Tokarski — *Uniwersytet Jagielloński, Wyższa Szkoła Handlowa im. B. Markowskiego w Kielcach*

LITERATURA

- Adameczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R. W. (2008), *Zróżnicowanie bezrobocia w województwach małopolskim i podkarpackim*, „Wiadomości Statystyczne” nr 5
- Adameczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R. W. (2009), *Przestrzenne zróżnicowanie płac w Polsce*, „Gospodarka Narodowa” nr 9

- Blaug M. (1994), *Teoria ekonomii. Ujęcie retrospektywne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Ciołek D. (2003), *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń 2003
- Gajewski P. (2007), *Konwergencja regionalna w Polsce*, praca doktorska napisana w Katedrze Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem T. Tokarskiego, Łódź
- Gajewski P., Tokarski T. (2004), *Czy w Polsce występuje efekt konwergencji regionalnej?*, „Studia Ekonomiczne” INE PAN, nr 1—2 (XL—XLI)
- Gomułka S. (1998), *Teoria innowacji i wzrostu gospodarczego*, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa
- Hansen C. (2002), *A Literature Survey on Increasing Returns, Agglomeration Effects and Economic Growth*, The Treasury, Wellington
- Islam N. (2003), *What Have We Learnt From the Convergence Debate*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 17 (3)
- Jabłoński Ł., Tokarski T. (2010), *Taksonomiczne wskaźniki przestrzennego zróżnicowania rozwoju powiatów*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”
- Kwiatkowska W., Kwiatkowski E. (red.) (2010), *Wzrost gospodarczy i polityka makroekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Lucas R. E. (1988), *On the Mechanics of Economics Development*, „Journal of Monetary Economics”
- Lucas R. E. (1990), *Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?*, „American Economic Review”
- Lucas R. E. (1993), *Making a Miracle*, „Econometrica”
- Lucas R. E. (2010), *Wykłady z teorii wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa
- Maddala G. S. (2006), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Martin P. (1999), *Are European Policies Delivering?*, EIB Papers, vol. 4, No 2
- Misiak T. (2008), *Zależność między inwestycjami i wydatkami rządowymi a wzrostem gospodarczym w krajach Unii Europejskiej*, „Wiadomości Statystyczne” nr 7
- Misiak T., Sulima A., Tokarski T. (2010), *Czy w polskich powiatach występuje efekt konwergencji realnej?* (w:) W. Kwiatkowska, E. Kwiatkowski (2010)
- Tokarski T. (2005), *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa
- Tokarski T. (2008), *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999—2006*, „Gospodarka Narodowa” nr 7—8
- Tokarski T. (2009), *Matematyczne modele wzrostu gospodarczego. Ujęcie neoklasyczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków
- Wójcik P. (2008), *Wzorce konwergencji regionalnej w Polsce*, praca doktorska napisana na Uniwersytecie Warszawskim pod kierunkiem Z. B. Liberdy, Warszawa

SUMMARY

The authors present a statistical analysis of the feature convergence and divergence processes describing the situation on the labor markets in voivodships. The analysis was conducted based on CSO data on the poviat registered unem-

ployment rates and real gross wages. The paper discusses the theoretical aspects of the processes of σ - and β -convergence and real divergence and presents an analysis of intra-regional differences in registered unemployment rates and real gross wages as well as σ -process of convergence and divergence, and then estimates the parameters of β -convergence and divergence equations of the analyzed features.

РЕЗЮМЕ

В статье представляется статистический анализ процессов конвергенции и дивергенции особенностей характеризующих ситуацию на рынке труда в воеводствах. Анализ проводился на основе данных ЦСУ касающихся повятовых показателей регистрированной безработицы и реальной начисленной заработной платы. В статье обсуждаются с теоретической точки зрения процессы реальной σ - и β -конвергенции и дивергенции, а также представляется анализ внутрирегиональной дифференциации показателей регистрированной безработицы и реальной начисленной заработной платы и процесса σ -конвергенции и дивергенции. А затем были оценены параметры уравнений β -конвергенции и дивергенции обследуемых признаков.