

GOSPODARKA NARODOWA

7-8
(239-240)
Rok LXXX/XXI
lipiec-sierpień
2011
s. 47-69

Tomasz MISIAK*
Tomasz TOKARSKI*
Robert W. WŁODARCZYK*

Konwergencja czy dywergencja polskich rynków pracy?¹

Wprowadzenie

Głównym celem artykułu jest próba wykazania, w oparciu o analizy statystyczne, czy na rynkach pracy w Polsce w ujęciu regionalnym i lokalnym występuje efekt konwergencji czy dywergencji makroekonomicznej. Analizie poddano wybrane zmienne rynku pracy, takie jak: wydajność pracy (tylko na poziomie regionalnym), płace realne oraz stopy bezrobocia rejestrowanego. Prowadzone analizy oparto na danych panelowych uzyskanych ze strony www.stat.gov.pl za lata 2002-2009 lub w przypadku wydajności pracy za lata 2002-2007.

Struktura artykułu jest następująca. W części drugiej artykułu dokonano analizy ważniejszych teoretycznych aspektów procesu konwergencji i dywergencji realnej. Część trzecia zawiera prezentację statystycznych analiz σ - i β -konwergencji bezwarunkowej przeprowadzonych w ujęciu regionalnym

* T. Misiak jest pracownikiem Katedry Ekonomii Politechniki Rzeszowskiej oraz Wyższej Szkoły Handlowej im. B. Markowskiego w Kielcach, Wydział Zamiejscowy w Tarnobrzegu, T. Tokarski – Katedry Ekonomii Matematycznej Instytutu Ekonomii i Zarządzania Uniwersytetu Jagiellońskiego oraz Wyższej Szkoły Handlowej im. B. Markowskiego w Kielcach, Wydział Zamiejscowy w Tarnobrzegu, a R.W. Włodarczyk – Katedry Teorii Ekonomii Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, e-mail: T. Misiak – tmisiak@prz.edu.pl; T. Tokarski – tomtok67@o2.pl; R.W. Włodarczyk – robert.wlodarczyk@uek.krakow.pl. Artykuł wpłynął do redakcji w lipcu 2011 r.

¹ Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2009-2011, która powstała w ramach projektu badawczego własnego Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego nr NN112 215837, kierowanego przez dr. Janusza Rosiek z Katedry Teorii Ekonomii Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

(dane przekrojowo-czasowe dla 16 województw za lata 2002-2009) i lokalnym (dane przekrojowo-czasowe dla 379 powiatów za lata 2002-2009). Do estymacji równań konwergencji na danych panelowych wykorzystano metody powszechnie stosowane w tego typu analizach. Artykuł kończy część czwarta, w którym znajduje się podsumowanie oraz ważniejsze wnioski wynikające z prowadzonych rozważań.

Konwergencja i dywergencja w literaturze ekonomicznej

Problematyka konwergencji jest jednym z najszybciej rozwijających się obszarów badań w ramach teorii wzrostu gospodarczego. Szeroko zakrojone badania empiryczne (zarówno w skali międzynarodowej, jak i regionalnej czy lokalnej) oprócz kwestii analityczno-poznawczych, mają również bardzo duże znaczenie dla projektowania i ukierunkowania odpowiedniej polityki gospodarczej (w tym, w szczególności, polityki regionalnej).

Konwergencja realna w sensie ekonomicznym oznacza proces wyrównywania się wartości podstawowych zmiennych makroekonomicznych (jak np. PKB *per capita* czy wydajności pracy) pomiędzy krajami, regionami czy podregionami charakteryzującymi się różnymi wyjściowymi wartościami tych zmiennych (por. np. [Baumol, 1986] czy [Gajewski, Tokarski, 2004, s. 46]). Analizy procesów konwergencji pozwalają zatem odpowiedzieć na pytanie, czy regiony lub lokalne rynki różniące się istotnie wyjściowym poziomem analizowanej zmiennej makroekonomicznej będą zbliżały się do siebie pod względem wielkości analizowanej zmiennej, czy też będą się od siebie oddalały. Nadrabianie dystansu do gospodarek (regionów, podregionów) najlepiej rozwiniętych oznacza proces konwergencji realnej, natomiast oddalanie się gospodarek (regionów, podregionów) lepiej rozwiniętych od biedniejszej gospodarki (regionu, podregionu) nazywa się procesem dywergencji.

Na gruncie teoretycznym kwestia występowania konwergencji realnej nie jest jednoznacznie objaśniana. Można jednak na podstawie wybranych modeli wzrostu gospodarczego wyodrębnić kilka czynników, których kształtowanie bądź to sprzyja procesowi konwergencji realnej, bądź też prowadzi do dywergencji (por. [De la Fuente, 2002]).

Jednym z istotniejszych postulatów, występujących w neoklasycznych modelach wzrostu gospodarczego, jest spełnienie prawa malejących produktywności krańcowych czynników produkcji (por. np. [Tokarski, 2009]). Prawo to w przypadku nakładów kapitału rzeczowego oznacza, że wraz ze wzrostem nakładów owego kapitału jego produkty krańcowe maleją. A skoro nakłady kapitału, stanowiące trzon neoklasycznych modeli wzrostu gospodarczego, charakteryzują się spadającą produktywnością krańcową, to powodują one również spowolnienie stopy wzrostu gospodarczego (por. też np. [Tokarski, 2005] lub [Gajewski, Tokarski, 2004]). Wydaje się, że za prawem malejących produktywności krańcowych czynników produkcji stoi oczywisty mechanizm rzadkości tych czynników. W regionach ubogich, gdzie kapitału jest mało, jest

on relatywnie drogi, zaś korzyści z jego wykorzystania są względnie wysokie. Oznacza to, że z zainwestowanego kapitału w regionie biedniejszym osiąga się większy przychód krańcowy niż w regionie bogatszym, gdzie kapitał jest względnie tańszy (bo jest go tam dużo) (por. [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010]). Stanowi to swoistą zachętę do przepływu kapitału z regionów bogatszych do regionów biedniejszych, gdyż tam produktywność (przeciętna i krańcowa) zaangażowanego kapitału jest większa, to zaś może prowadzić do podniesienia stopy wzrostu gospodarczego biedniejszego regionu oraz do przyspieszenia efektu konwergencji².

Gdyby jednak założyć występowanie rosnących produktywności krańcowych kapitału oraz istnienie barier przepływu kapitału pomiędzy regionami, to wówczas mogłoby to prowadzić do efektu koncentracji kapitału, czego skutkiem byłby proces dywergencji. Założenie o występowaniu rosnących produktywności krańcowych czynników produkcji można znaleźć w licznych opracowaniach w literaturze zagranicznej dotyczących tzw. efektu aglomeracji [Martin, 1999], [Hansen, 2002], [Islam, 2003]. Efekt aglomeracji oznacza, że firmy lokują swoją działalność blisko dużych rynków, a gospodarka rozwija się szybko tam, gdzie lokują się firmy (por. [Gajewski, 2007, s. 9]). Efekt aglomeracji będzie miał duże znaczenie w przypadku badań procesu konwergencji w ujęciu regionalnym lub lokalnym, gdyż można wówczas zaobserwować efekt konwergencji danego kraju będący konsekwencją regionalnego efektu dywergencji ekonomicznej dużych aglomeracji. Dywergencja wewnątrzregionalna aglomeracji będzie więc stanowiła siłę napędową konwergencji danego kraju.

Niezmiernie istotnym czynnikiem wpływającym na występowanie efektu konwergencji czy dywergencji jest charakter postępu technicznego (por. np. [Abramowitz, 1986] czy [Kelly, Quah, 1998]). Zróznicowanie krajów czy regionów w tworzeniu i adoptowaniu nowych technologii może istotnie różnicować regiony pod względem położenia długookresowych ścieżek wzrostu gospodarczego. Jeżeli bowiem kraje (regiony) różnią się istotnie zasobem technologii, to o konwergencji decyduje nie tylko tempo akumulacji kapitału, ale również powiększanie zasobu wiedzy. Akumulacja zasobu wiedzy może odbywać się dzięki tworzeniu własnych innowacji lub poprzez imitację technologii (dyfuzję technologii) stosowanych w innych krajach bądź regionach. Proces konwergencji można zatem próbować wyjaśniać 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 proces dywergencji. Z kolei efekt imitacji technologii prowadzi do konwergencji (por. np. [Misiak, 2008, s. 69-70]). 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

² Uwzględnienie jednak akumulacji zasobu kapitału ludzkiego w modelu wzrostu endogenicznego Lucasa [1988, 1990, 1993] znacznie osłabia postawione tu tezy. Por. też [Lucas, 2010].

technologiczna wymaga odpowiednio dużych zdolności absorpcyjnych (wiedzy ucieleśnionej w kapitale ludzkim, czynników instytucjonalnych itp.). Mała luka technologiczna również wymaga 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 technologicznej³. W ujęciu luki technologicznej efekt imitacji okazuje się podstawowym czynnikiem determinującym efekt konwergencji oraz stopę postępu technicznego. Z założeń dotyczących wzrostu zrównoważonego oraz malejących produktywności krańcowych czynników produkcji wynika, iż ów postęp techniczny jest w stanie skutecznie przeciwdziałać spadkowej tendencji produktywności czynników produkcji (por. np. [Blaug, 1994, s. 484-485]).

Ważnymi determinantami procesu konwergencji regionalnej mogą być również kwestie związane z mobilnością czynników produkcji i technologii oraz poziom rozwoju infrastruktury (przede wszystkim transportowej) w danym regionie (szerzej, na temat tych oraz innych determinant konwergencji, por. np. [Gajewski, 2007]). Ponadto zależność między tempem wzrostu gospodarczego a początkowym poziomem PKB *per capita* może wynikać z przyczyn jego początkowego zapóźnienia. Jeżeli jest ono spowodowane brakiem kapitału rzeczowego, to łatwo niedobory te nadrobić i wówczas dany region będzie się rozwijał szybciej, co doprowadzi do efektu konwergencji. Jeżeli 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 zmiennej makroekonomicznej między regionami lub krajami zmniejsza się w czasie. β -konwergencja dotyczy natomiast zależności między osiąganą stopą wzrostu zmiennej makroekonomicznej a jej wyjściowym poziomem i najczęściej w literaturze występuje w dwóch wariantach: konwergencji bezwarunkowej i warunkowej. Konwergencja bezwarunkowa oznacza, że regiony upodobniają się do siebie niezależnie od początkowych, fundamentalnych charakterystyk. Wynika z niej, że regiony biedne będą rozwijały się szybciej niż bogate a stopa wzrostu analizowanej zmiennej makroekonomicznej będzie tym wyższa, im niższy jest początkowy poziom. Wymagane są tu jedynie swoboda przepływu kapitału i brak barier dyfuzji technologii. Konwergencja warunkowa oznacza zaś, że regiony upodabniają się do siebie pod warunkiem występowania takich samych początkowych, fundamentalnych charakterystyk (np. średni poziom wykształcenia, technologii, struktury dochodu itp.), a regiony

³ Problem optymalnego dystansu technologicznego, dla którego efekt imitacji technologii charakteryzuje się największym tempem, znaleźć można w analizach krzywej kapeluszkowej Gomułki (por. [Gomułka, 1998, s. 139-141]).

o odmiennych fundamentalnych charakterystykach zbiegają się do różnych długookresowych poziomów dochodu.

Ponadto w literaturze często można spotkać koncepcję konwergencji klubowej. Konwergencja klubowa występuje między regionami o podobnej strukturze i zbliżonych warunkach początkowych (np. wyposażenie w mało mobilne czynniki produkcji i surowce naturalne oraz początkowy zasób wiedzy technicznej, por. [Gajewski, 2007, s. 12]). Konwergencja klubowa może zatem generować wzrost różnic np. w poziomie PKB *per capita*, gdyż regiony w ramach swoich klubów konwergencji będą zbliżały się do unikalnych tylko dla nich długookresowych ścieżek wzrostu gospodarczego. Okazuje się, że koncepcja konwergencji klubowej jest bardzo podobna do koncepcji konwergencji warunkowej, co sprawia coraz więcej trudności w rozróżnieniu tych koncepcji w analizach empirycznych.

Barro i Sala-i-Martin [1992, 1995] wysunęli koncepcję β -konwergencji analizowanej tradycyjnie w oparciu o model wzrostu typu Solowa, gdzie równanie konwergencji można zapisać w postaci:

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

gdzie: y_{i0} to poziom produktu na zatrudnionego (lub innej zmiennej makroekonomicznej jak np. w niniejszym artykule płacy realnej) w i -tym regionie w okresie początkowym, y_{it} to poziom produktu na zatrudnionego w okresie t , α to stała a ξ_{it} to składnik losowy opisujący szoki losowe w regionie i w okresie t . W równaniu (1) parametr β określa stopę konwergencji bezwarunkowej. 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 wyżej metod estymacji dla danych panelowych, stosuje się uogólnioną metodę momentów (UMM) (por. np. [Ciołek, 2003]). 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 a wyjściowym poziomem danej zmiennej makroekonomicznej.

Konwergencja czy dywergencja regionalnych i lokalnych rynków pracy w Polsce

Metoda badawcza

W tej części artykułu zaprezentowano wyniki analiz statystycznych σ - i β -konwergencji realnej analizowanych zmiennych rynku pracy w polskich województwach oraz powiatach.

Analizy σ -konwergencji przeprowadzono w oparciu o następujące wskaźniki statystyczne przestrzennego zróżnicowania badanych zmiennych rynku pracy: maksimum, minimum, relacja maksimum/minimum, kwartyle, współczynniki zmienności oparte na odchyleniach: ćwiartkowym (V_Q), standardowym (V_S) i przeciętnym (V_d), odchylenie standardowe, przeciętne oraz średnia arytmetyczna. Obliczone wartości ww. wskaźników pozwalają na określenie przestrzennego zróżnicowania analizowanych zmiennych a ich zmiany w czasie umożliwiają określenie (bądź nie) efektu konwergencji realnej.

Natomiast analizy β -konwergencji bezwarunkowej przedstawiają zależności pomiędzy stopą wzrostu badanej zmiennej w roku t a wartością tej zmiennej w poprzednim roku. Taką relację można przedstawić za pomocą równania „czystej” konwergencji postaci⁴:

$$\Delta \ln(y_{it}) = \alpha + \beta \ln(y_{it-1}), \quad (2)$$

gdzie y_{it} to wartość zmiennej y (wydajność pracy, płace realne) w regionie lub powiecie i gdzie ($i = 1, 2, \dots, 16$) lub ($i = 1, 2, \dots, 379$) w roku t^5 .

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:

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

gdzie u_{it} to stopa bezrobocia w regionie lub 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:

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

⁴ 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).

⁵ Można dla tak zdefiniowanego równania konwergencji obliczyć czas zmniejszenia zróżnicowania badanej zmiennej o połowę **HL** (tzw. *half-life*) ze wzoru $t = \frac{\ln(2)}{\beta}$.

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

$$x_n = \alpha \sum_{i=0}^{n-1} \gamma^i + \gamma^n x_0. \quad (7)$$

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

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

gdzie $x^* = \ln y^*$, czyli $y^* = e^{-\frac{\alpha}{\beta}}$. Równanie (3), odnoszące się do przyrostu się bezrobocia, można zaś zapisać następująco:

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

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

Wyniki analizy – poziom regionalny

Jak już wcześniej wspomniano analizom procesów konwergencji bądź dywergencji na poziomie regionalnym poddano stopy bezrobocia, płace realne oraz wydajność pracy. Pierwszą z analizowanych, w tej części artykułu, zmiennych makroekonomicznych jest stopa bezrobocia rejestrowanego. Wskaźniki opisujące zróżnicowanie przestrzenne tej zmiennej zestawiono w tabl. 1 oraz na wykresie 1. Z danych tych wyciągnąć można następujące wnioski:

- zarówno maksymalne, jak i minimalne stopy bezrobocia rejestrowanego systematycznie malały aż do roku 2008. W roku 2009 nastąpił wzrost rejestrowanych maksymalnych i minimalnych stóp bezrobocia, co było efektem kryzysu gospodarczego zapoczątkowanego we wrześniu 2008 roku bankrutwem banku Lehman Brothers,
- maksymalna stopa bezrobocia, która w 2002 roku wynosiła prawie 31% spadła do 20,5% w 2009 roku, co stanowiło względny spadek o ok. 33,8%. Natomiast minimalna stopa bezrobocia w analizowanym okresie spadła z ok. 15% do 9%, co oznacza spadek tej zmiennej o 40% między 2002 a 2009 rokiem.
- relacja maksymalnych stóp bezrobocia do minimalnych wartości tej zmiennej w badanym okresie kształtowała się na poziomie od 2 do 2,6. Średnia stopa bezrobocia, która w 2002 roku wynosiła ok. 21%, stopniowo zmniejszała się osiągając poziom ok. 13% w 2009 roku,

Tablica 1

Wybrane wskaźniki przestrzennego zróżnicowania stóp bezrobocia w ujęciu regionalnym w Polsce w latach 2002-2009 (w %)⁶

Wskaźnik	Lata								Względna zmiana (2009/2002)
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
Maksimum	30,8	30,5	29,4	27,9	24,8	20,0	16,5	20,5	0,67
Minimum	15,1	15,2	15,2	14,1	12,3	9,1	6,5	9,0	0,60
Maksimum/minimum	2,0	2,0	1,9	2,0	2,0	2,2	2,6	2,3	–
Q_1	17,5	17,5	17,1	15,9	14,1	11,1	8,5	11,1	0,63
Me	20,7	21,0	20,2	18,7	17,0	13,1	10,0	12,6	0,61
Q_3	23,5	23,9	23,2	21,5	19,1	15,6	13,1	15,6	0,66
Współczynnik zmienności (V_Q)	0,144	0,154	0,150	0,151	0,148	0,173	0,227	0,177	–
Średnia	21,2	21,4	20,8	19,4	17,2	13,4	10,7	13,1	0,62
Odchylenie standardowe S	4,37	4,52	4,41	4,18	3,64	3,08	2,85	3,20	–
Współczynnik zmienności (V_S)	0,206	0,211	0,212	0,216	0,212	0,230	0,267	0,244	–
Odchylenie przeciętne d	3,41	3,61	3,59	3,39	2,81	2,42	2,38	2,52	–
Współczynnik zmienności (V_d)	0,16	0,17	0,17	0,17	0,16	0,18	0,22	0,19	–

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl)

- analizując współczynniki zmienności stóp bezrobocia (wykres 1) można wyróżnić okresy: względnej stabilności w latach 2002-2006, okres obejmujący lata 2006-2008, w którym zróżnicowanie województw pod względem stóp bezrobocia pogłębiało się, oraz zmniejszenie się zróżnicowania badanej zmiennej w latach 2008-2009. Na podstawie kształtowania się współczynników zmienności stóp bezrobocia nie da się jednoznacznie w całym badanym okresie zauważyć efektu σ -konwergencji.

⁶ Q_1 i Q_3 to pierwszy i trzeci kwartył, Me -mediana. Współczynnik zmienności V_Q dany jest wzorem:

$$V_Q = \frac{Q_3 - Q_1}{2Me}$$

Średnia (\bar{x}) to nieważona średnia arytmetyczna z wartości badanej zmiennej, zaś:

$$S = \sqrt{\frac{\left(\sum_{i=1}^{16} x_{it} - \bar{x}\right)^2}{16}}$$

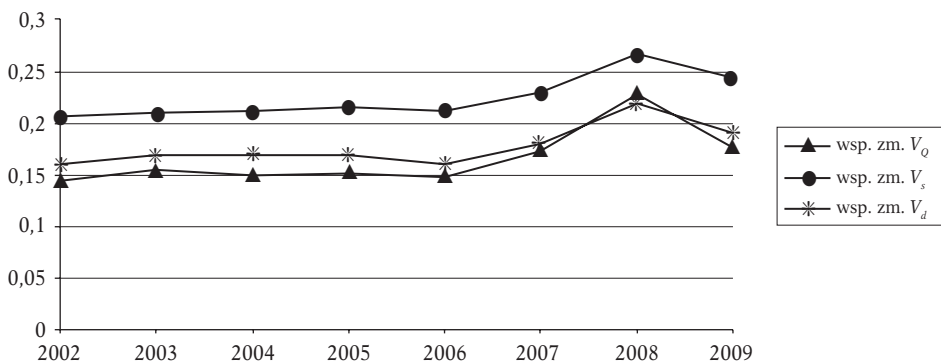
$$d = \frac{\sum_{i=1}^{16} |x_{it} - \bar{x}|}{16}$$

$$V_S = \frac{S}{\bar{x}}$$

oraz:

$$V_d = \frac{d}{\bar{x}}$$

Wykres 1. Współczynniki zmienności wojewódzkich stóp bezrobocia



V_Q – współczynnik zmienności obliczony w oparciu o odchylenie ćwiartkowe,
 V_S – współczynnik zmienności obliczony w oparciu o odchylenie standardowe,
 V_d – współczynnik zmienności obliczony w oparciu o odchylenie przeciętne.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych w tabelicy 1

Tabela 2

Wybrane wskaźniki dyspersji płac w Polsce w ujęciu regionalnym w latach 2002-2009 (PLN, ceny stałe z 2009 r.)

Wskaźnik	Lata									Względna zmiana (2009/2002)
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009		
Maksimum	3441,5	3545,8	3529,2	3602,9	3737,6	3958,9	4177,5	4179,6	1,21	
Minimum	2230,4	2300,7	2301,1	2324,3	2409,4	2559,0	2705,6	2740,9	1,23	
Maksimum/minimum	1,54	1,54	1,53	1,55	1,55	1,55	1,54	1,52	–	
Q_1	2321,5	2362,8	2386,9	2420,8	2506,6	2654,2	2823,9	2853,8	1,23	
Me	2383,1	2432,1	2454,9	2480,1	2584,1	2767,6	2923,9	2933,8	1,23	
Q_3	2488,2	2547,8	2571,1	2624,2	2749,5	2927,9	3065,3	3117,1	1,25	
Współczynnik zmienności V_Q	0,035	0,0385	0,0375	0,0415	0,047	0,049	0,041	0,045	–	
Średnia	2474,8	2533,8	2551,3	2592,0	2697,1	2860,7	3022,2	3055,0	1,23	
Odchylenie standardowe S	288,7	302,7	299,6	315,9	329,9	348,4	366,0	361,5	–	
Współczynnik zmienności V_S	0,117	0,119	0,117	0,122	0,122	0,122	0,121	0,118	–	
Odchylenie przeciętne d	179,5	189,7	194,3	211,6	224,3	236,0	245,7	247,9	–	
Współczynnik zmienności V_d	0,073	0,075	0,076	0,082	0,083	0,083	0,081	0,081	–	

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl)

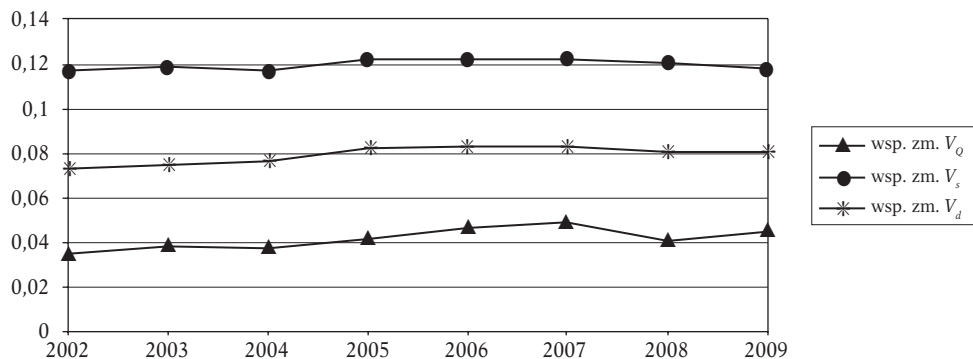
Kolejną z omawianych zmiennych rynku pracy jest płaca realna. Podstawowe wskaźniki pozwalające określić występowanie σ -konwergencji płacowej w Polsce w ujęciu regionalnym zestawiono w tabl. 2 oraz na wykresie 2. Z danych tych płyną następujące wnioski:

- w latach 2002-2009 zarówno płace maksymalne, jak i minimalne charakteryzowały się trendem wzrostowym. Płaca maksymalna, która w 2002 roku

wynosiła 3441,5 zł wzrosła do 4179,6 zł w 2009 roku. Względny przyrost maksymalnej płacy realnej między 2009 a 2002 rokiem wyniósł 21%,

- płaca minimalna rosła od 2230 zł do 2741 zł, co stanowiło względny wzrost o ok. 23%. Wynika stąd, że w analizowanym okresie względny wzrost płac minimalnych był o 2 punkty procentowe wyższy od względnego wzrostu płac maksymalnych,
- średnia płaca realna również rosła osiągając w 2009 roku poziom 3055 zł,

Wykres 2. Współczynniki zmienności płac realnych w ujęciu regionalnym



Objaśnienia jak na wykresie 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych w tabl. 2

- ponadto – jak wynika z wykresu 2 – współczynniki zmienności dla płac realnych w ujęciu regionalnym były na niskim poziomie oraz charakteryzowały się względną stabilnością. Oznacza to, iż również w przypadku tej zmiennej rynku pracy w całym analizowanym okresie nie zachodzi proces σ -konwergencji.

Tablica 3

Wybrane wskaźniki przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy w ujęciu regionalnym w Polsce w latach 2002-2007 (tys. PLN, ceny stałe z 2009 r.)

Wskaźnik	Lata						Względna zmiana (2009/2002)
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Maksimum	102,84	110,56	110,03	118,60	118,18	120,46	1,17
Minimum	42,05	44,93	46,68	46,04	49,35	50,33	1,20
Maksimum/minimum	2,45	2,46	2,36	2,58	2,39	2,39	–
Q_1	54,72	57,41	59,65	60,81	64,23	64,51	1,18
Me	62,41	63,80	66,30	67,91	69,55	75,94	1,22
Q_3	75,77	77,96	81,09	82,99	86,52	91,92	1,21
Współczynnik zmienności V_Q	0,17	0,16	0,16	0,16	0,16	0,18	–
Średnia	65,38	68,42	71,71	72,37	74,75	77,57	1,19

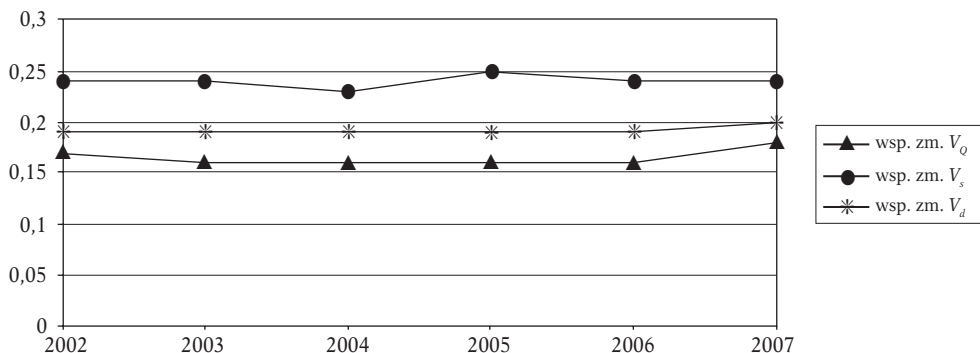
Wskaźnik	Lata						Względna zmiana (2009/2002)
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Odchylenie standardowe S	15,73	16,75	16,26	17,80	17,73	18,62	-
Współczynnik zmienności V_s	0,24	0,24	0,23	0,25	0,24	0,24	-
Odchylenie przeciętne d	12,40	12,84	13,32	13,78	14,18	15,20	-
Współczynnik zmienności V_d	0,19	0,19	0,19	0,19	0,19	0,20	-

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl)

Analizując natomiast regionalne zróżnicowanie wydajności pracy zestawiono wybrane wskaźniki dyspersji w tablicy 3 oraz na wykresie 3. Na podstawie tych wskaźników można dojść do następujących wniosków natury ekonomicznej:

- w latach 2002-2007 rosła zarówno maksymalna, jak i minimalna wydajność pracy. Maksymalna wydajność pracy wzrosła od ok. 103 tys. zł do przeszło 120 tys. zł, co oznacza względny przyrost tej zmiennej o ok. 17%. Natomiast minimalna wydajność pracy w latach 2002-2007 charakteryzowała się wyższym o ok. 3 punkty procentowe względnym przyrostem, gdyż wzrosła z ok. 42 tys. zł do ponad 50 tys. zł,
- stosunek maksymalnej do minimalnej wydajności pracy kształtował się na poziomie 2,36-2,58 co oznacza, że wartość wytworzonego produktu na pracownika w najlepiej rozwiniętym gospodarczo województwie była średnio ok. 2,5 razy wyższa niż w najsłabiej rozwiniętym gospodarczo województwie. W przypadku tego wskaźnika trudno zauważyć jakiś trend. Nieznaczące wahania tego wskaźnika miały raczej charakter skokowy,
- analizując ewolucję współczynników zmienności wydajności pracy można zauważyć, że współczynniki te charakteryzowały się pewną stabilnością, co sugeruje, że również w przypadku tej zmiennej makroekonomicznej nie występowała σ -konwergencja.

Wykres 3. Współczynniki zmienności regionalnej wydajności pracy



Objaśnienia jak na wykresie 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych w tablicy 3

Jednym z kluczowych zadań niniejszego artykułu jest próba weryfikacji występowania między regionami β -konwergencji analizowanych zmiennych makroekonomicznych. Jednym z podstawowych problemów przy estymacji równań konwergencji jest wybór optymalnej metody estymacji danych panelowych. Metoda Najmniejszych Kwadratów (MNK), pomimo restrykcyjnych założeń o braku korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi a składnikiem losowym oraz o wspólnej wariancji składników losowych (por. [Maddala, 2006, s. 112]), jest dość często stosowana w licznych badaniach procesów konwergencji w literaturze krajowej i zagranicznej, np. Panizza [2002], Tsionas [2002], Braga [2003], Polanec [2004], Tokarski [2005]. Równie często autorzy stosują Uogólnioną Metodę Momentów (UMM), która z metodologicznego punktu widzenia jest metodą właściwszą (por. np. [Islam, 2003], [Ciołek, 2003], [Di Liberto, Mura, Pigliaru, 2004] czy [Gajewski, 2007]). W artykule porównano wyniki estymacji parametrów konwergencji z wykorzystaniem tych dwóch metod.

W tym celu w tablicach 4-6 zestawiono wyniki estymacji danych panelowych metodą najmniejszych kwadratów (MNK) oraz uogólnioną metodą momentów (UMM) równań (2) i (3). Równania „czystej” konwergencji w ujęciu regionalnym estymowano w dwóch grupach:

1. grupa – składająca się z wszystkich 16 województw,
2. grupa – składająca się z 15 województw z pominięciem województwa mazowieckiego.

Pominięcie w drugiej grupie województwa mazowieckiego wynikało z faktu, że pod względem analizowanych zmiennych makroekonomicznych region ten najbardziej odbiegał od pozostałych regionów Polski, co wynika przede wszystkim z szybkiego rozwoju aglomeracji warszawskiej. Może to zatem sugerować zbieżność do innej ścieżki zrównoważonego wzrostu, czy to wydajności pracy czy to płac realnych.

Tablica 4

Oszacowania równań β -konwergencji regionalnej wydajności pracy

Zmienna makroekonomiczna	Wydajność pracy			
	MNK		UMM	
Metoda estymacji	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)
grupa				
Stała	0,0867 (0,2498)	0,0900 (0,3162)	0,077087 (0,3232)	0,048941 (0,5924)
Ln (Y_{it-1})	-0,0122 (0,4929)	-0,0130 (0,5420)	-0,010304 (0,5717)	-0,003657 (0,8653)
Szybkość (%)	–	–	–	–
HL (w latach)	–	–	–	–
F	0,47	0,38	–	–
J-statistic	–	–	0,004484	0,0008
Durbin-Watson	1,81	1,47	1,86	1,45

cd. tablicy 4

Zmienna makroekonomiczna	Wydajność pracy			
Metoda estymacji	MNK		UMM	
grupa	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)
S.E.	0,035	0,036	0,04	0,04
Zmienne instrumentalne	-	-	3	3
Skor. R ²	0,00	0,00	0,00	0,00
Liczba obserwacji	80	75	64	60

W nawiasach podano poziomy istotności. F – wartość testu wariancji F, J-statistic – statystyka J-Sargana, S.E – błąd standardowy. Autorzy jako zmienne instrumentalne wykorzystują: stałą, opóźnioną o dwa lata wartość zmiennej objaśnianej oraz opóźnioną o rok stopę wzrostu tej zmiennej w przypadku wydajności pracy oraz płac realnych lub opóźnioną o rok zmianę stopy bezrobocia.

Źródło: opracowanie własne

Oszacowania parametrów konwergencji wydajności pracy uzyskane za pomocą MNK i UMM są ujemne, lecz statystycznie nieistotne. Sugeruje to, iż wydajność pracy z poprzedniego okresu nie wpływała istotnie statystycznie na stopę wzrostu wydajności pracy zarówno w pierwszej, jak i w drugiej grupie. Nie można zatem na podstawie przeprowadzonych analiz potwierdzić występowania w latach 2002-2007 procesu β -konwergencji wydajności pracy w ujęciu regionalnym.

Tablica 5

Oszacowania równań β -konwergencji regionalnej płac realnych

Zmienna makroekonomiczna	Płaca realna			
Metoda estymacji	MNK		UMM	
grupa	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)
Stała	-0,1198 (0,3542)	-0,3195 (0,0760)	-0,171214 (0,2887)	-0,320675 (0,1080)
Ln (Y_{it-1})	0,0191 (0,2451)	0,0446 (0,0521)	0,025403 (0,2156)	0,044430 (0,0805)
Szybkość (%)	-	-4,3	-	-4,3
HL (w latach)	-	-	-	-
F	1,37	3,86	-	-
J-statistik	-	-	0,110028	0,102914
Durbin-Watson	0,31	0,30	0,32	0,28
S.E.	0,02	0,02	0,05	0,02

cd. tablicy 5

Zmienna makroekonomiczna	Płaca realna			
Metoda estymacji	MNK		UMM	
grupa	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)
Zmienne instrumentalne	–	–	3	3
Skor. R ²	0,00	0,03	0,01	0,00
Liczba obserwacji	112	105	96	90

W nawiasach podano poziomy istotności. F – wartość testu wariancji F, J-statistic – statystyka J-Sargana, S.E – błąd standardowy.

Źródło: opracowanie własne

Analizując konwergencję płacową wśród regionów Polski można zauważyć, że oszacowanie parametru określającego siłę efektu konwergencji w grupie składającej się z 16 województw jest nieistotne statystycznie dla estymacji zarówno MNK, jak i UMM. Natomiast w grupie, z której wyłączono województwo mazowieckie, parametr β był istotny statystycznie zarówno w estymacjach MNK, jak i UMM. Z oszacowanych parametrów w grupie 15 województw wynika, iż płace realne podlegały efektowi dywergencji regionalnej, której szybkość szacuje się na ok. 4,3% rocznie. Oznacza to, iż w tej grupie szybciej rosły płace realne w tych województwach, w których były one na wysokim poziomie w porównaniu do województw o niskich płacach realnych. W przypadku tej zmiennej na poziomie regionalnym w żadnej w estymowanych grup nie zaobserwowano efektu β konwergencji.

Tablica 6

Oszacowania równań β -konwergencji regionalnych stóp bezrobocia

Zmienna makroekonomiczna	Stopa bezrobocia			
Metoda estymacji	MNK		UMM	
grupa	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)
Stała	0,0044 (0,4911)	0,0049 (0,4770)	0,015148 (0,0330)	0,016256 (0,0352)
u_{it-1}	-0,0901 (0,0101)	-0,0922 (0,0127)	-0,148297 (0,0001)	-0,152476 (0,0002)
Szybkość (%)	9,0	9,2	14,8	15,2
HL (w latach)	7,7	7,5	4,7	4,5
Długookresowa teoretyczna wartość zmiennej	4,9%	5,3%	10%	10%
F	6,85	6,43	–	–

cd. tablicy 6

Zmienna makroekonomiczna	Stopa bezrobocia			
Metoda estymacji	MNK		UMM	
grupa	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)	Wszystkie województwa	15 województw (b. mazowieckiego)
J-statistic	–	–	0,105423	0,116930
Durbin-Watson	0,35	0,36	0,39	0,40
S.E.	0,02	0,02	0,04	0,02
Zmienne instrumentalne	–	–	3	3
Skor. R ²	0,05	0,05	0,10	0,10
Liczba obserwacji	112	105	96	90

W nawiasach podano poziomy istotności. F – wartość testu wariancji F, J-statistik – statystyka J-Sargana, S.E – błąd standardowy.

Źródło: opracowanie własne

Spśród analizowanych w ujęciu regionalnym zmiennych makroekonomicznych jedynie stopy bezrobocia rejestrowanego charakteryzowały się występowaniem efektu β -konwergencji we wszystkich estymowanych grupach. Szacunki uzyskane za pomocą MNK prowadzą do wniosku, że szybkość konwergencji regionalnych stóp bezrobocia wynosiła 9% w grupie wszystkich województw oraz 9,2% w grupie, z której wyeliminowano województwo mazowieckie. Takie szybkości procesu konwergencji oznaczają, że połowę dystansu do długookresowej wartości tej zmiennej województwa pokonają w ciągu 7,5 lat⁷. Rezultaty estymacji uzyskane za pomocą UMM prowadzą również do wniosku, że stopa bezrobocia na poziomie województw podlegała efektowi β -konwergencji, z tą różnicą, że szybkość konwergencji była zdecydowanie wyższa i wynosiła 14,8-15,2% rocznie. Wyższa szybkość roczna konwergencji oznacza, że okres niezbędny do zmniejszenia o połowę dystansu dzielącego województwa od stopy bezrobocia naturalnego uległ skróceniu i wyniósł ok. 4,5 lat. Ponadto ze względu na występowanie tylko w przypadku stóp bezrobocia efektu konwergencji obliczono długookresową teoretyczną wartość stopy bezrobocia. Z wyników uzyskanych za pomocą MNK można wnioskować, iż stopa bezrobocia naturalnego w długim okresie powinna wynosić 4,9% w grupie wszystkich województw i około 5,3% w grupie 15 regionów Polski z wyłączeniem województwa mazowieckiego⁸. Estymując równanie czystej konwergencji stóp bezrobocia, właściwszą z punktu widzenia metodologicznego uogólnioną metodą momen-

⁷ W przypadku analiz rynku pracy długookresowa stopa bezrobocia powinna dążyć do stopy bezrobocia naturalnego. Dlatego uprawnionym jest utożsamianie długookresowej wartości teoretycznej stopy bezrobocia ze stopą bezrobocia naturalnego.

⁸ Obliczenia wartości teoretycznej długookresowej stopy bezrobocia w estymacjach metodą MNK należy traktować jedynie jako ćwiczenie teoretyczne, gdyż oszacowane parametry dla stałej były nieistotne statystycznie.

tów, można wykazać, że stopa bezrobocia naturalnego powinna wynieść około 10%. Wyniki otrzymane UMM wydają się być przeszacowane, na co wskazuje wysoka roczna szybkość konwergencji oraz wysoki poziom obliczonej stopy bezrobocia naturalnego, który zgodnie z opiniami wielu ekonomistów powinien oscylować między 4-7% siły roboczej.

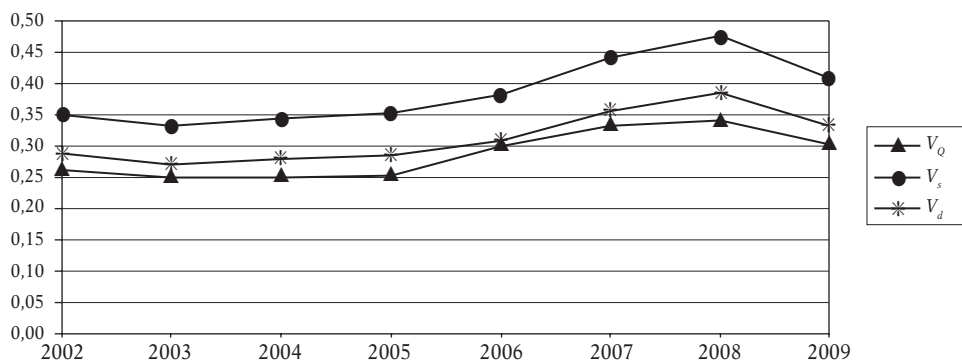
Na wyjaśnienie zasługuje też fakt bardzo niskich skorygowanych współczynników determinacji (skor. R^2), których wartości zawierają się pomiędzy 0-10%. Nie jest to zjawisko nietypowe w analizach procesów konwergencji czy dywergencji. Wynika to stąd, iż głównym celem tego typu analiz nie jest jak najdokładniejsze objaśnienie zmienności stóp wzrostu wydajności pracy, płac realnych czy zmienności stóp bezrobocia a jedynie wyodrębnienie efektu konwergencji. Ponadto uzyskane współczynniki determinacji dla oszacowań konwergencji regionalnych stóp bezrobocia były dwukrotnie wyższe w przypadku UMM niż MNK.

Wyniki analizy – poziom lokalny

Podobnie jak w analizach regionalnej konwergencji czy dywergencji analizie poddano stopy bezrobocia rejestrowanego oraz płace realne. Ze względu na brak danych dotyczących wydajności pracy na poziomie powiatów zmienną tę pominięto w dalszych analizach.

Ważniejsze wskaźniki przestrzennego zróżnicowania powiatowych stóp bezrobocia zestawiono w tabelicy 7 oraz na wykresie 4.

Wykres 4. Współczynniki zmienności powiatowych stóp bezrobocia



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych w tabl. 7

Z danych tych płyną następujące wnioski:

- w 2002 roku w Polsce maksymalna stopa bezrobocia na poziomie powiatów wynosiła ok. 40%, minimalna zaś niewiele ponad 6%, stąd wskaźnik maksymalnej do minimalnej wartości tej zmiennej kształtował się na poziomie 6,5. Natomiast w 2009 roku maksymalna stopa bezrobocia wynosiła ok.

34%, zaś minimalna niewiele poniżej 3%. Stosunek maksimum do minimum w analizowanym roku wyniósł zatem ok. 12,

- zarówno maksymalne, jak i minimalne stopy bezrobocia na przestrzeni analizowanego okresu charakteryzowały się tendencją spadkową. Przy czym, w skali powiatów, względny spadek minimalnych stóp bezrobocia był o prawie 40 punktów procentowych wyższy niż względny spadek maksymalnych stóp bezrobocia,
- średnia stopa bezrobocia wyniosła ok. 21% w 2002 roku, zaś w 2009 roku była prawie o 6 punktów procentowych niższa i wynosiła 14,8%,

Tablica 7

Wskaźniki przestrzennego zróżnicowania stóp bezrobocia w ujęciu lokalnym w Polsce w latach 2002-2009 (w %)

Wskaźnik	Lata								Względna zmiana (2009/2002)
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
Maksimum	40,3	42,9	42,7	41,8	36,7	33,6	31,2	34,4	0,85
Minimum	6,2	6,3	6,2	5,6	4,6	2,4	1,7	2,9	0,47
Maksimum/minimum	6,5	6,81	6,89	7,46	7,98	14,0	18,35	11,86	–
Q_1	15,2	17,65	16,95	15,70	12,85	9,30	7,95	10,20	0,67
Me	19,7	22,6	21,5	20,0	17,1	13,1	11,4	14,1	0,72
Q_3	25,55	29,00	27,7	25,85	23,10	18,00	15,70	18,75	0,73
Współczynnik zmienności V_Q	0,26	0,25	0,25	0,25	0,30	0,33	0,34	0,30	–
Średnia	20,7	23,4	22,4	20,9	17,9	14,1	12,3	14,8	0,72
Odchylenie standardowe S	7,28	7,75	7,71	7,37	6,87	6,19	5,84	6,02	–
Współczynnik zmienności V_S	0,35	0,33	0,34	0,35	0,38	0,44	0,48	0,41	–
Odchylenie przeciętne d	5,95	6,32	6,26	5,95	5,55	5,02	4,73	4,88	–
Współczynnik zmienności V_d	0,29	0,27	0,28	0,28	0,31	0,36	0,39	0,33	–

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl)

- analizując współczynniki zmienności powiatowych stóp bezrobocia można zauważyć, iż były one stabilne w latach 2002-2005. W latach 2005-2008 zróżnicowanie powiatowych stóp bezrobocia rosło natomiast w latach 2008-2009 zmniejszało się,
- współczynniki zmienności tej zmiennej kształtowały się na wyższym poziomie niż współczynniki zmienności powiatowych płac realnych, co oznacza, że na poziomie powiatów zróżnicowanie stóp bezrobocia było wyższe niż zróżnicowanie płac realnych.

Analizując natomiast zróżnicowanie powiatowych płac realnych w gospodarce polskiej (dane zestawiono w tablicy 8) można dojść do następujących wniosków:

- maksymalna płaca realna w 2002 roku wynosiła 4026 zł, zaś minimalna ok. 1613 zł. Oznacza to, że płaca realna w powiecie o najwyższym poziomie

tej zmiennej była 2,5 razy wyższa niż w powiecie o najniższej wartości tej zmiennej makroekonomicznej,

- zróżnicowanie płac realnych w 2009 roku było jeszcze większe, gdyż współczynnik maksymalnej do minimalnej płacy wyniósł 2,8. Najwyższe zróżnicowanie odnotowano w roku 2005 i 2007, gdyż współczynnik ten wyniósł wówczas 3,
- zarówno maksymalna, jak i minimalna płaca w ujęciu powiatowym charakteryzowała się trendem wzrostowym, z tym że względny wzrost płac maksymalnych w 2009 roku (w stosunku do 2002 roku) wyniósł ok. 40% i był prawie o 15 punktów procentowych wyższy niż względny wzrost płac minimalnych. Wynika stąd, iż zdecydowanie szybciej rosły płace maksymalne niż minimalne, co może sugerować proces dywergencji płac realnych (biorąc pod uwagę jedynie te powiaty, w których odnotowano najwyższą i najniższą płacę realną),
- średni poziom płac realnych w ujęciu powiatowym wzrósł w analizowanym okresie o ok. 23%, z poziomu 2253 zł w 2002 roku do poziomu 2772 zł w 2009 roku,
- stabilne zaś były współczynniki zmienności płac realnych na poziomie powiatów (wykres 5), co oznacza, iż ta zmienna makroekonomiczna nie podlegała procesom σ -konwergencji.

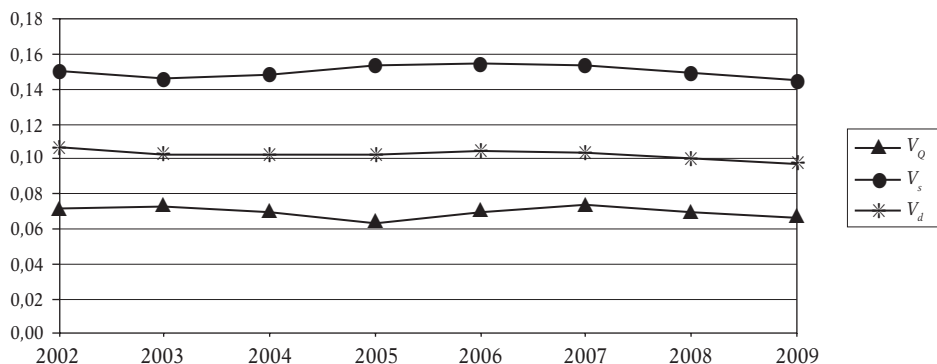
Tablica 8

**Wskaźniki dyspersji płac w Polsce w ujęciu lokalnym w latach 2002-2009
(PLN, ceny stałe z 2009 r.)**

Wskaźnik	Lata								Względna zmiana (2009/2002)
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
Maksimum	4025,6	4261,0	4444,5	4920,4	5162,1	5674,6	5622,6	5615,6	1,39
Minimum	1612,9	1694,6	1638,1	1641,3	1750,5	1901,1	2062,2	2020,3	1,25
Maksimum/minimum	2,5	2,5	2,7	3,0	2,9	3,0	2,7	2,8	–
Q_1	2038,0	2087,7	2094,9	2126,8	2205,9	2350,4	2481,4	2535,4	1,24
Me	2152,0	2212,7	2224,9	2250,1	2331,5	2479,3	2621,7	2669,3	1,24
Q_3	2344,7	2409,3	2404,4	2412,2	2530,7	2714,2	2843,5	2888,8	1,23
Współczynnik zmienności V_Q	0,07	0,07	0,07	0,06	0,07	0,07	0,07	0,07	–
Średnia	2253,2	2303,5	2309,9	2337,4	2430,3	2581,2	2726,9	2771,8	1,23
Odchylenie standardowe S	339,5	336,2	342,8	359,0	374,6	395,7	406,8	401,1	–
Współczynnik zmienności V_S	0,15	0,15	0,15	0,15	0,15	0,15	0,15	0,14	–
Odchylenie przeciętne d	240,9	236,7	235,8	239,7	254,1	267,1	273,9	269,7	–
Współczynnik zmienności V_d	0,11	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	–

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl)

Wykres 5. Współczynniki zmienności płac realnych w Polsce na poziomie powiatów



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych w tabelicy 8

Na podstawie danych zestawionych w tabelicy 9 można sądzić, iż wyniki uzyskane MNK oraz UMM dla parametrów równania „czystej konwergencji”, wskazują na konieczność odrzucenia hipotezy o istnieniu w latach 2002-2009 β -konwergencji płac realnych na poziomie powiatów.

Do zupełnie innych wniosków prowadzą wyniki oszacowanych parametrów równania konwergencji dla powiatowych stóp bezrobocia. Okazuje się, że oszacowane parametry stojące przy opóźnionej stopie bezrobocia istotnie statystycznie wyjaśniają zmienność stóp bezrobocia przy zastosowaniu każdej z metod estymacji. Metoda najmniejszych kwadratów prowadzi do wniosku, że szybkość rocznej konwergencji powiatowych stóp bezrobocia wynosiła 6,9%, co sugeruje, że tzw. wskaźnik HL (*half-life*) wyniósł 10 lat. Długookresowa teoretyczna stopa bezrobocia naturalnego na poziomie powiatów powinna zaś wynieść ok. 6,5%.

Tabela 9

Oszacowania równań β -konwergencji lokalnej analizowanych zmiennych

Zmienna makroekonomiczna	Płace realne		Stopa bezrobocia	
	MNK	UMM	MNK	UMM
Metoda estymacji				
Stała	0,054944 (0,1003)	-0,016958 (0,6652)	0,0045 (0,0008)	0,005371 (0,0000)
Ln (Y_{it-1})	-0,003114 (0,4685)	0,006298 (0,2111)	–	–
u_{it-1}	–	–	-0,0692 (0,0000)	-0,090569 (0,0000)
Szybkość (%)	–	–	6,9	9,0
HL (w latach)	–	–	10	7,6
Długookresowa teoretyczna wartość zmiennej	–	–	6,5%	5,9%
F	0,53	–	111,62	–

cd. tablicy 9

Zmienna makroekonomiczna	Płace realne		Stopa bezrobocia	
	MNK	UMM	MNK	UMM
Metoda estymacji				
J-statistic	–	0,021904	–	0,104867
Durbin-Watson	1,08	0,97	0,43	0,50
S.E	0,03	0,03	0,03	0,02
Zmienne instrumentalne	–	3	–	3
Skor. R ²	0,00	0,00	0,04	0,10
Liczba obserwacji	2653	2274	2653	2274

Źródło: opracowanie własne

Nieco wyższą wartość oszacowania parametru konwergencji uzyskano za pomocą UMM. Roczna szybkość konwergencji powiatowych stóp bezrobocia kształtowała się na poziomie 9%, co sugeruje, że czas potrzebny do skrócenia dystansu dzielącego powiaty od stopy bezrobocia naturalnego o połowę wynosi ok. 7,6 lat. Długookresowa stopa bezrobocia naturalnego na poziomie powiatów powinna zaś dążyć do poziomu 5,9% siły roboczej.

Podsumowanie

Prowadzone w artykule rozważania można podsumować następująco:

1. w teorii ekonomii można wykazać wpływ wielu czynników na proces konwergencji realnej w ujęciu regionalnym czy lokalnym. Do najważniejszych z nich można zaliczyć: występowanie prawa malejącej produktywności krańcowej czynników produkcji (pracy, kapitału), efekt aglomeracji, odpowiedni poziom postępu technicznego oraz jego charakter, stan infrastruktury transportowej, a także mobilność czynników produkcji;
2. na podstawie przeprowadzonych badań empirycznych okazuje się, że żadna z badanych tu zmiennych rynku pracy zarówno na poziomie lokalnym, jak i regionalnym w całym analizowanym okresie nie podlegała procesom σ -konwergencji. Jednakże można wyróżnić pewne podokresy, w których zróżnicowanie badanych zmiennych zmniejszało się, oraz okresy, kiedy zróżnicowanie pogłębiało się. Na poziomie regionalnym stopa bezrobocia rejestrowanego w latach 2006-2008 podlegała efektowi σ -dywergencji, zaś już w latach 2008-2009 zmienna ta podlegała efektowi σ -konwergencji. Wynikało to głównie z sytuacji koniunkturalnej oraz z faktu, że zazwyczaj stopy bezrobocia szybciej spadały bądź rosły na tych rynkach pracy, na których uprzednio kształtowały się na wyższym poziomie;
3. z przedstawionych estymacji równań konwergencji wynika, iż jedynie stopa bezrobocia zarówno w ujęciu regionalnym, jak i lokalnym podlegała efektowi β -konwergencji, co stanowi potwierdzenie dość wysokich ujemnych warto-

- ści współczynników korelacji Pearsona między poziomem stóp bezrobocia w 2002 roku a przyrostami tej zmiennej w latach 2002-2009;
4. w analizach na poziomie regionalnym zaobserwowano efekt dywergencji płac realnych jedynie w grupie 15 województw z pominięciem województwa mazowieckiego. Efekt ten potwierdzają wyniki estymacji za pomocą MNK, jak i UMM. Nie da się natomiast potwierdzić efektu dywergencji płac na poziomie powiatów, gdyż parametr przy opóźnionym poziomie płac realnych okazał się nieistotny statystycznie w objaśnianiu zmienności stóp wzrostu płac realnych w estymacjach MNK. Parametr ten był dodatni w przypadku estymacji UMM, co wskazywałoby na występowanie dywergencji jednak dopiero na ok. 21% poziomie istotności;
 5. w badanym okresie wydajność pracy na poziomie regionalnym nie podlegała procesom β -konwergencji bezwarunkowej, co wynika z faktu, że opóźniona wydajność pracy okazała się nieistotna statystycznie w objaśnianiu stopy wzrostu tejże zmiennej makroekonomicznej zarówno w estymacjach MNK, jak i UMM;
 6. odpowiednia polityka przestrzenna i regionalna, realizowana na różnych poziomach organizacji terytorialnej w Polsce, powinna uwzględniać szczególnie brak widocznego procesu regionalnej i lokalnej konwergencji płac i wydajności pracy, a w niektórych przypadkach nawet rosnące zróżnicowanie w tym aspekcie. Położenie akcentu w ramach polityki regionalnej na redukowaniu przestrzennych dysproporcji płac realnych i wydajności pracy powinno zwiększyć konkurencyjność regionalnych i lokalnych rynków pracy, a poprzez to podnieść możliwości rozwojowe całej gospodarki polskiej.

Bibliografia

- Abramowitz M., [1986], *Catching Up, Forming Ahead, and Halling Behind*, „Journal of Economic History”, Vol. 46(2).
- Baumol W., [1986], *Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show*, „American Economic Review”, Vol. 76(5).
- Blaug M., [1994], *Teoria ekonomii. Ujęcie retrospektywne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Braga V., [2003], *Regional Growth and Local Convergence. Evidence for Portugal*, European Regional Science Conference Paper.
- Ciołek D., [2003], *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- De la Fuente A., [2002], *On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions*, „European Economic Review”, Vol. 43(3).
- Di Liberto A., Mura R., Pigliaru F., [2004], *How To Measure The Unobservable: A Panel Technique For Analysis of TFP Convergence*, Centro Recherche Economiche Nord Sud working paper 2004/05, Università di Cagliari.
- 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).
- Keely L., Quah, [1998], *Technology in Growth*, CEPR discussion paper No. 1901.
- 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].
- Krajewska A. (red.), [2007], *Koszty i produktywność pracy w Polsce w kontekście integracji z Unią Europejską*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kwiatkowska W., E. Kwiatkowski (red.), [2010], *Wzrost gospodarczy i polityka makroekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Lucas R.E., [July 1988], *On the Mechanics of Economic Development*, „Journal of Monetary Economics”.
- Lucas R.E., [May 1990], *Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?*, „American Economic Review”.
- Lucas R.E., [March 1993], *Making a Miracle*, „Econometrica”.
- Lucas R.E., [2010], *Wykłady z teorii wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Panizza U., [2002], *Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data*, „Journal of Economic Growth”, Vol. 7(1).
- Polanec S., [2004], *Convergence At Last? Evidence from Transition Countries*, LICOS discussion paper 144/2004, Katholieke Universiteit Leuven.
- Rogut A., Tokarski T., [2001], *Regional Diversity of Wages in Poland in 90's*, „International Review of Economics and Business” Vol. XLVIII, No. 4.
- Rogut A., Tokarski T., [2002], *Regional diversity of employment structure and outflows from unemployment to employment in Poland*, „International Journal of Manpower” Vol. 23, No. 1.
- Romer D., [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- 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.
- Tsonas E.G., [2002], *Another Look At Regional Convergence In Greece*, Regional Studies, Vol. 36(6).
- Wójcik P., [2008], *Wzorce konwergencji regionalnej w Polsce*, praca doktorska napisana w Uniwersytecie Warszawskim pod kierunkiem Z.B. Liberdy, Warszawa.

CONVERGENCE OR DIVERGENCE OF POLISH JOB MARKETS

Summary

The authors employ statistical analysis to determine if Poland's regional and local job markets are subject to convergence or divergence in macroeconomic terms. The article analyzes selected labor market variables such as productivity at the regional level, real wages and the unemployment rate. The analyses are based on data from the website www.stat.gov.pl for the 2002-2009 period and for the 2002-2007 period in the case of labor productivity.

The authors examine the main theoretical aspects of the processes of real convergence and divergence. They present statistical analyses of unconditional σ - and β -convergence at the regional and local levels using panel data. The article ends with a summary and a set of conclusions.

The research carried out by the authors reveals that none of the analyzed labor market variables, at either the local or regional levels, was subject to σ -convergence throughout the analyzed period, but in specific sub-periods both convergence and divergence processes were observed. The convergence equations estimated by the authors show that only the unemployment rate was subject to β -convergence in both regional and local terms. In the analysis at the regional level, a divergence of real wages was observed in 15 provinces, with Mazovia province being the only exception nationwide. In turn, the research did not confirm that there is a divergence of wages at the county level, the authors note. In the analyzed period, labor productivity at the regional level was not subject to either β -convergence or divergence.

Keywords: labor market, labor productivity, unemployment, wages, convergence, divergence