

KONWERGENCJA WYDAJNOŚCI PRACY W ROLNICTWIE UNII EUROPEJSKIEJ

ZBIGNIEW JAN GOŁAŚ

Abstrakt

Wydaźność pracy jest powszechnie uznawana za jeden z najważniejszych parametrów rozwojowych gospodarek, ponieważ prowadzi do obniżenia kosztów, zwiększenia podaży tańszych dóbr i usług, dynamizuje rynek oraz zwiększa siłę nabywczą społeczeństw, ich zamożność i zdolności konkurencyjne. Jednak wydaźność pracy jest w układzie krajów UE silnie zróżnicowana, w tym szczególnie w rolnictwie, gdzie jej poziom jest znacząco niższy aniżeli w innych działach gospodarki. Głównym celem prezentowanego artykułu jest zbadanie i ocena przemian wydaźności pracy w rolnictwie krajów UE w kontekście zróżnicowania jej poziomu i dynamiki zmian będących podstawą do identyfikacji zachodzących w rolnictwie procesów konwergencji/dywergencji wydaźności pracy. Procesy konwergencji wydaźności pracy w rolnictwie UE analizowano na podstawie danych z lat 2005-2016, testując dwa jej podstawowe typy, tj. konwergencję sigma i beta. W analizie wykorzystano miary statystyczne opisujące stopień zróżnicowania wydaźności pracy w rolnictwie krajów UE oraz przekrojącą funkcję regresji. Badania wykazały wystąpienie procesu konwergencji typu sigma i beta ogółem w UE-28 i w grupie nowych krajów członkowskich (UE-13). Z kolei w grupie starych krajów członkowskich (UE-15) nie stwierdzono zbieżności/rozbieżności typu sigma, ale odnotowano statystycznie istotną dywergencję typu beta.

Słowa kluczowe: konwergencja, wydaźność pracy, rolnictwo, UE.

Kody JEL: Q13, O47, C2.

Wprowadzenie

W aspekcie zachodzących w UE procesów integracyjnych szczególną rangę należy przypisać problematyce wydajności pracy, warunkowanej dwoma zasadniczymi przesłankami. Po pierwsze jej niski poziom w wielu krajach UE jest podstawową barierą przejścia na intensywną ścieżkę wzrostu. Po drugie to właśnie zmiany w wydajności pracy będą w dużej mierze przesądzać zarówno o dynamice i kosztach integracji w skali europejskiej oraz globalnej, jak i o stopniu niwelacji znaczących różnic w poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego krajów UE. Należy również podkreślić, że poziom wydajności pracy jest powszechnie uznawany za jeden z najważniejszych parametrów rozwojowych gospodarek, ponieważ prowadzi do obniżenia kosztów, zwiększenia podaży tańszych dóbr i usług, dynamizuje rynek oraz zwiększa siłę nabywczą społeczeństw, ich zamożność i zdolności konkurencyjne. Powyższe uwagi odnoszą się wprawdzie do całej gospodarki, szczególnie jednak dotyczą sektora rolnictwa, w którym poziom wydajności pracy jest w układzie krajów UE silnie zróżnicowany i znacząco niższy aniżeli w innych działach gospodarki. Stąd też głównym celem prezentowanego artykułu jest zbadanie i ocena przemian wydajności pracy w sektorze rolnym UE w kontekście zróżnicowania jej poziomu i dynamiki zmian, będących podstawą do identyfikacji zachodzących w rolnictwie procesów konwergencji/dywergencji wydajności pracy.

Materiały źródłowe i metodyka badań

W badaniach wykorzystano Rachunki Ekonomiczne dla Rolnictwa – RER (*Economic Accounts for Agriculture* – EAA), tj. obowiązujące w UE zharmonizowane sprawozdania finansowe umożliwiające analizę sytuacji gospodarczej w rolnictwie według jednolitych zasad (Rozporządzenie..., 2004), publikowane przez Europejski Urząd Statystyczny (*Economic...*, 2018). Na podstawie tych źródeł informacji oszacowano dla lat 2005-2016 realny (w cenach z 2010 r.) poziom wydajności pracy w rolnictwie poszczególnych krajów UE mierzony relacją wartości dodanej brutto (*gross value added*) do liczby pełnozatrudnionych (*annual work unit*). Oszacowany w powyższy sposób poziom wydajności pracy był podstawą do jego wielowymiarowych analiz w aspekcie dynamiki zmian, przestrzennego zróżnicowania oraz procesów konwergencji/dywergencji.

W artykule analizie poddano dwa podstawowe rodzaje konwergencji, tj. konwergencję *sigma* (δ) oraz konwergencję absolutną *beta* (β). Pierwsza z nich ocenia procesy konwergencji przez pryzmat zmian stopnia zróżnicowania w czasie poziomu badanego zjawiska przy zastosowaniu różnych statystycznych miar dyspersji. Zmniejszenie zróżnicowania badanego zjawiska stanowi generalnie podstawę do pozytywnej weryfikacji hipotezy o występowaniu konwergencji *sigma* (δ), jednak wymaga weryfikacji istotności statystycznej. Tego typu podejście do weryfikacji występowania konwergencji gospodarczej, w tym również w odniesieniu do sektora rolnego, stosuje wielu badaczy zagranicznych i krajowych (zob. Andrade, Laurini, Madalozzo i Valls Pereira, 2004; Adamowicz i Szepulak, 2018; Baer-Nawrocka i Markiewicz, 2012; Baráth i Fertő, 2017; Brelik i Grzelak, 2011; Ciołek, 2005;

Galanopoulos, 2011; Ghosh, 2006; Gutierrez, 2000; Hamulczuk, 2015; Kumar, Lala i Chaudhary, 2014; Kusideł, 2013; Matkowski i Próchniak, 2005; Próchniak 2004, 2006; Próchniak i Witkowski, 2006; Rezitis, 2010; Sala-i-Martin, 1996 a,b; Sapa i Baer-Nawrocka, 2014; Suhariyanto i Thirtle, 2001; Quah, 1996).

Z kolei istotą konwergencji typu *beta* (β) jest zbadanie zależności między początkowym poziomem badanej cechy a jej dynamiką zmian. Jeżeli zależność ta jest ujemna, występuje zjawisko konwergencji typu β , tj. kraje (regiony) o wyższym poziomie badanej cechy w początkowym okresie rozwijają się wolniej aniżeli kraje, w których poziom tej cechy był niższy. Zależność tego rodzaju poddaje się również weryfikacji pod względem istotności statystycznej. Tego typu testowanie konwergencji gospodarczej zostało sformułowane przez Baumola (1986) i znalazło zastosowanie w wielu badaniach empirycznych procesów wzrostu w rolnictwie i w innych działach gospodarki (zob. Barro i Sala-i-Martin, 1992; Baumol, 1986; Ciołek, 2005; Cuerva, 2012; De Long, 1988; Dowrick i Nguyen, 1989; Galanopoulos, 2011; Ghosh, 2006; Gutierrez, 2000; Hamulczuk, 2015; Kumar i in., 2014; Kusideł, 2013; McErlean i Wu, 2003; Levine i Renelt, 1992; Mankiw, Romer i Weil, 1992; Próchniak, 2004, 2006; Sala-i-Martin, 1996 a,b; Suhariyanto i Thirtle, 2001).

W analizie konwergencji wydajności pracy w rolnictwie UE typu δ zastosowano zlogarytmowane odchylenie standardowe oraz zlogarytmowany współczynnik zmienności obliczone według następujących formuł:

$$sd(\ln WP) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln WP_i(t) - \overline{WP}(t))^2} \quad v(\ln WP) = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln WP_i(t) - \overline{WP}(t))^2}}{\ln \overline{WP}(t)} \times 100$$

gdzie:

$\overline{WP}(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln WP_i(t)$ – średni poziom wydajności pracy w okresie t ;

$WP_i(t)$ – wydajność pracy w i -tym kraju w okresie t .

Ponadto hipotezę konwergencji typu δ zweryfikowano, szacując równania regresji odchylenia standardowego i współczynnika zmienności wydajności pracy (WP) o postaci:

$$sd(\ln WP) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon \quad \text{oraz} \quad v(\ln WP) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon$$

gdzie:

$sd(\ln WP)$ – odchylenie standardowe logarytmu naturalnego wydajności pracy w rolnictwie między krajami UE w roku t ;

$v(\ln WP)$ – współczynnik zmienności logarytmu naturalnego wydajności pracy w rolnictwie między krajami UE w roku t ;

t – zmienna czasowa ($t = 1 \dots 12$);

ε – zakłócenia losowe.

Z kolei do weryfikacji hipotezy *beta*-konwergencji wydajności pracy w rolnictwie UE, przy użyciu danych przekrojowych, zastosowano jeden z najczęściej stosowanych modeli, który objaśnia przyrost badanej cechy $i = 1, \dots, N$, pomiędzy okresem t_0 i $t_0 + T$ za pomocą początkowej wartości tej cechy (Ciołek, 2005; Kusiś, 2013; Próchniak, 2004, 2006):

$$\ln\left(\frac{Y_{it_0+T}}{Y_{it_0}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Y_{it_0}) + \varepsilon_{it_0,t_0} + T$$

Ujemna lub dodatnia oraz istotna statystycznie wartość estymatora α_1 oznacza występowanie konwergencji lub dywergencji. W przypadku braku istotności tego parametru konwergencja lub dywergencja nie występuje. Estymator α_1 powyższego równania wykorzystywany jest również do wyliczenia parametru β nazywanego współczynnikiem zbieżności. Jest on obliczany z przekształcenia równania $\alpha_1 = -(1 - e^{-\beta T})$ do postaci $\beta = -\ln(1 + \alpha_1)/T$, gdzie T jest interwałem czasowym pomiędzy skrajnymi latami badań (Kusiś, 2013). Znaki parametrów β i α_1 informują o występowaniu konwergencji lub dywergencji. Jeżeli $\beta < 0$, zachodzi proces dywergencji (rozbieżności) pomiędzy badanymi jednostkami, natomiast gdy $\beta > 0$, zachodzi proces konwergencji (zbieżności). Na podstawie wielkości współczynnika zbieżności β można uzyskać informację o tym, jaki procent odległości od tzw. stanu równowagi zostaje pokonany w jednym okresie lub o ile w danej jednostce czasu zmniejsza się różnica między faktyczną wartością badanej cechy a jej wartością w stacjonarnym stanie równowagi (Kusiś, 2013; Malaga i Kliber, 2007). Generalnie im wyższa względna wartość β , tym szybsze tempo konwergencji/dywergencji. Poza tym współczynnik zbieżności β wykorzystywany jest do wyliczenia miary $HL_{1/2}$ (*half-life*) informującej o czasie potrzebnym do redukcji aktualnych różnic w poziomie badanego zjawiska o połowę. W przypadku przedstawionego wyżej modelu przekrojowego miarę tę oblicza się ze wzoru (Batóg, 2015; Ciołek, 2005; Kusiś, 2013): $HL_{1/2} = \frac{\ln 2}{\beta}$.

W analizie procesów konwergencji bardzo często występuje problem tzw. wartości nietypowych, które mogą wywierać bardzo duży wpływ na estymację parametrów modeli konwergencji, a tym samym na ocenę jej charakteru. Wartości nietypowe mogą powodować istotną zmianę wartości ocen parametrów strukturalnych po ich usunięciu, jednocześnie jednak nie muszą generować dużych reszt regresji (Batóg, 2015). W artykule, w celu identyfikacji wartości nietypowych, wykorzystano miarę *DfBeta*. Zastosowanie tej miary, po pierwsze, pozwala ocenić różnicę między wartościami ocen uzyskiwanymi dla regresji przy pełnej liczbie obserwacji oraz dla regresji z usuniętą wartością nietypową, po drugie umożliwia ocenę siły i kierunku wpływu przemian wydajności pracy w każdym kraju UE na proces konwergencji poprzez analizę zmian parametru β . Wielkość tej miary oblicza się według formuły (Belsley, Kuh i Welsch, 1980; Ciołek, 2005):

$$DfBeta = \frac{\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_{j(i)}}{\sqrt{MSE_{(i)}(X^T X)^{-1}_{jj}}}$$

gdzie:

$\hat{\beta}_j$ – oznacza j -ty współczynnik regresji;

$\hat{\beta}_{j(i)}$ – ten sam współczynnik, ale bez i -tej obserwacji;

$MSE_{(i)}$ – średni błąd kwadratowy.

Przyjmuje się, że dana obserwacja jest wpływowa, gdy dla małych i średnio licznych prób $|DfBeta| > 1$, a dla dużych prób, jeśli $|DfBeta| > \frac{2}{\sqrt{n}}$.

Przemiany wydajności pracy w sektorze rolnictwa UE

W tabeli 1 zamieszczono podstawowe statystyki, prezentujące przemiany wydajności pracy w rolnictwie UE w latach 2005-2016 w aspekcie jej poziomu i dynamiki zmian oraz w aspekcie dynamiki zmian wartości dodanej brutto (WDB) i zatrudnienia w rolnictwie (AWU). Z ich analizy wynika, że wydajność pracy ogółem w UE zwiększała się w analizowanym okresie średniorocznie o 2,13%, a wzrost ten wynikał ze znacznie szybszego tempa spadku liczby zatrudnionych (-2,67%) aniżeli wartości dodanej (-0,60%).

Powyższa ścieżka zmian wydajności pracy jest zasadniczo podobna jak w przypadku krajów UE-15 i nowych krajów członkowskich (UE-13). W UE-15 przemiany wydajności pracy były także wyznaczone przez spadkową tendencję wartości dodanej (-0,65%) powiązanej z relatywnie szybszym tempem spadku liczby zatrudnionych (-1,61%), w konsekwencji czego średniorocznie wydajność pracy rosła w nich o 0,98%. Z kolei w UE-13 korzystny kierunek zmian wydajności pracy (3,45%) był determinowany głównie przez silną redukcję zatrudnienia (-3,64%), natomiast w znacznie mniejszym stopniu przez zmiany wartości dodanej (-0,32%). Jednak natężenie tych zmian, a także ich kierunek silnie różnicuje kraje UE.

Biorąc pod uwagę liderów wzrostu wydajności pracy, należy w pierwszej kolejności zwrócić uwagę na dynamiczne przemiany wydajności pracy w rolnictwie Polski, Węgier, Czech, Bułgarii oraz Słowacji. W Polsce jej poziom zwiększał się średniorocznie aż o 4,82% i wynikał ze wzrostu wartości dodanej (1,88%) oraz redukcji zatrudnienia (-2,81%). Podobnie zmiany te przebiegały na Węgrzech, gdzie relatywnie wysoka dynamika wzrostu wydajności pracy (4,75%) powiązana była z silnym wzrostem wartości dodanej (3,01%) oraz umiarkowaną redukcją poziomu zatrudnienia (-1,66%). Z kolei biorąc pod uwagę rolnictwo Czech, można zauważyć, że znacząca dynamika wzrostu wydajności pracy (5,25%) była w zbliżonym stopniu determinowana zarówno przez wzrost wartości dodanej (2,54%), jak i spadek liczby zatrudnionych (-2,57%). Silna redukcja zatrudnienia jest również tym czynnikiem, który w głównej mierze przesądził o wysokiej dynamice wzrostu wydajności pracy

w rolnictwie Bułgarii (5,77%) i Słowacji (6,6%). W tych krajach, przy różnych zmianach wartości dodanej (2,46 i -0,04%) co do skali i kierunku, liczba zatrudnionych w rolnictwie średniorocznie spadła odpowiednio aż o 7,79 i 6,23%.

Tabela 1

*Wydajność pracy w rolnictwie UE w latach 2005-2016
(tys. euro/AWU, wartości realne w cenach 2010)*

Kraje UE	Wydajność pracy (tys. euro/AWU)				$\Delta W P^a$	$\Delta W D B^b$	$\Delta A W U^c$
	2005-2007	2008-2010	2011-2013	2014-2016	%		
Austria	18,72	19,62	22,41	20,37	2,13	0,14	-1,95
Belgia	38,51	35,24	39,37	36,42	-0,03	-1,81	-1,77
Bułgaria	3,16	3,54	4,47	5,64	5,77	-2,46	-7,79
Chorwacja	6,57	7,20	5,87	4,87	-0,74	-3,14	-2,42
Cypr	12,52	12,02	12,48	13,65	1,18	-1,71	-2,86
Czechy	9,64	8,54	13,09	14,78	5,25	2,54	-2,57
Dania	44,89	38,16	58,00	44,32	-1,19	-2,56	-1,38
Estonia	8,52	7,51	13,23	10,63	-1,78	-7,17	-5,49
Finlandia	15,39	15,67	15,54	13,82	-1,29	-3,98	-2,72
Francja	33,45	31,13	35,39	35,94	-0,14	-1,82	-1,69
Grecja	12,35	12,37	11,20	12,78	-1,07	-4,10	-3,06
Hiszpania	25,00	22,88	24,74	29,61	1,53	-0,12	-1,63
Holandia	62,11	58,78	61,88	66,51	1,38	0,42	-0,94
Irlandia	10,65	7,60	11,28	13,03	0,22	1,10	0,88
Litwa	4,53	4,51	6,70	6,28	2,91	1,48	-1,39
Luksemburg	31,50	27,02	25,89	28,44	-0,87	-2,17	-1,31
Łotwa	2,98	2,57	2,96	3,88	3,17	-2,26	-5,26
Malta	15,78	13,73	10,90	10,84	-3,56	-1,65	1,99
Niemcy	25,82	29,86	37,92	32,85	2,75	0,95	-1,75
Polska	3,32	3,63	4,74	4,43	4,82	1,88	-2,81
Portugalia	8,18	7,97	7,89	9,54	1,32	-2,22	-3,49
Rumunia	3,14	3,59	4,50	4,25	1,02	-3,37	-4,35
Słowacja	6,64	5,73	9,89	10,91	6,60	-0,04	-6,23
Słowenia	5,69	4,95	5,18	5,85	-0,41	-1,48	-1,07
Szwecja	21,21	21,13	24,35	26,45	3,34	0,93	-2,33
W. Brytania	21,42	27,68	33,12	31,65	2,84	2,44	-0,39
Węgry	4,87	4,83	6,32	7,31	4,75	3,01	-1,66
Włochy	24,38	23,48	27,19	26,52	0,17	-0,76	-0,93
UE-28	13,26	13,65	16,38	16,80	2,13	-0,60	-2,67
UE-15	24,38	24,09	27,53	28,04	0,98	-0,65	-1,61
UE-13	3,77	4,03	5,18	5,16	3,45	-0,32	-3,64

^a $\Delta W P$ – średnioroczna dynamika zmian wydajności pracy, ^b $\Delta W D B$ – średnioroczna dynamika zmian wartości dodanej brutto, ^c $\Delta A W U$ – średnioroczna dynamika zmian zatrudnienia w rolnictwie

Źródło: opracowanie własne na podstawie Eurostatu.

Wyraźnie mniej korzystnie procesy zmian wydajności pracy przebiegały w rolnictwie większości pozostałych nowych krajów członkowskich, szczególnie w Estonii, Chorwacji, Słowenii oraz na Malcie. W ich przypadku odnotowano spadkową tendencję poziomu wydajności pracy, na ogół (poza Maltą) w następstwie szybszego tempa spadku wartości dodanej aniżeli zatrudnienia. Wśród tych krajów bardzo silny regres odnotowano na Malcie, gdzie wydajność pracy średniorocznie spadła aż o 3,56%, tj. najszybciej w UE, w następstwie spadkowej tendencji wartości dodanej (-1,65%) oraz wzrostowej tendencji zatrudnienia w rolnictwie (1,99%).

Biorąc z kolei pod uwagę kraje UE-15, można zauważyć, że w połowie z nich wydajność pracy malała (Dania -1,19%, Grecja -1,07%, Luksemburg -0,87%, Finlandia -1,29%) lub zmieniała się w marginalnym stopniu (Belgia -0,03%, Irlandia 0,22%, Francja -0,14%, Włochy 0,17%), natomiast w pozostałych nakreśliła tendencję wzrostową (Niemcy 2,75%, Hiszpania 1,53%, Holandia 1,38%, Austria 2,13%, Portugalia 1,32%, Szwecja 3,34%, Wielka Brytania 2,84%). W krajach UE-15, w których odnotowano wyraźny spadek wydajności pracy, o niekorzystnych tendencjach przesądziły negatywne zmiany wartości dodanej, która w badanym okresie zmniejszała się średniorocznie w przedziale 2,17-3,98%, przy malejącym, ale wolniej poziomie zatrudnienia (o 1,31-3,06%). Z kolei wzrost wydajności pracy w krajach tej grupy wynikał na ogół ze wzrostu wartości dodanej powiązanego ze spadkiem zatrudnienia. Z tej ścieżki wzrostu wydajności pracy wyłamują się tylko Portugalia i Hiszpania. W rolnictwie Portugalii odnotowano dość silną tendencję spadkową wartości dodanej (-2,22%), jednak słabszą aniżeli dynamika spadku zatrudnienia (-3,49%). Spadek poziomu zatrudnienia (-1,63%) był również tym czynnikiem, który w głównej mierze przesądził o wzroście wydajności pracy w rolnictwie Hiszpanii. Jednak w przeciwieństwie do Portugalii wpływ zmian wartości dodanej rolnictwa na zmiany wydajności pracy był w Hiszpanii niewielki, wartość dodana brutto zmniejszała się bowiem średniorocznie w niewielkim stopniu (-0,12%).

Zaobserwowane w badanych latach wyraźnie wyższe tempo wzrostu wydajności pracy w krajach UE-13 (3,45%) w stosunku do krajów UE-15 (0,98%) nie przełożyło się jednak na znaczącą redukcję różnic w poziomie wydajności pracy między tymi grupami krajów. Mimo tego, że obydwie grupy krajów nie są homogeniczne pod względem wydajności pracy, różnice między nimi są nadal bardzo duże. Można zauważyć, że przeciętnie w latach 2005-2007 wydajność pracy była w UE-15 (24,38 tys. euro/AWU) aż blisko siedmiokrotnie (6,5) wyższa niż przeciętnie w UE-13 (3,77 tys. euro/AWU), a w latach 2014-2016 relacja ta zmniejszyła się do około pięciu (5,4). Relacje te wskazują, że mimo wyraźnego postępu w zakresie wydajności pracy, jej poziom w rolnictwie nowych krajów członkowskich jest nadal znacząco niższy. Jednocześnie kierunek zmian tej relacji sugeruje, że w obszarze wydajności pracy zachodzą w rolnictwie UE procesy konwergencji. Weryfikacja tej hipotezy wymaga jednak zastosowania odpowiednich narzędzi analitycznych.

Konwergencja/dywergencja wydajności pracy typu sigma (δ) w rolnictwie UE

W tabeli 2 oraz na rysunkach 1-2 przedstawiono zmiany wartości odchylenia standardowego (*sd*) oraz współczynnika zmienności (*v*) zlogarytmowanych wartości wydajności pracy w rolnictwie UE ogółem (UE-28) oraz dodatkowo w podziale na grupy krajów UE-15 i UE-13. Powyższe miary dyspersji wykorzystano do weryfikacji występowania konwergencji/dywergencji typu *sigma* (δ).

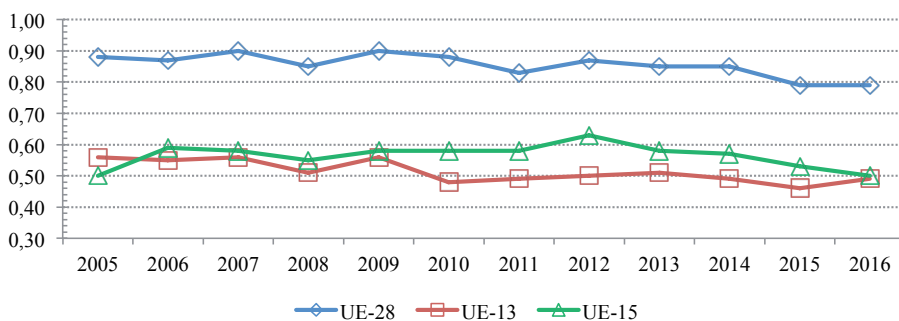
Z analizy danych zawartych w tabeli 2 wynika, że zastosowane miary konwergencji uległy w badanym okresie zmniejszeniu, co świadczy o stopniowym niwelowaniu różnic w poziomie wydajności pracy w rolnictwie między krajami UE-28. Biorąc pod uwagę współczynnik zmienności (UE-28), można zauważyć, że w analizowanych latach jego poziom zasadniczo zmniejszał się, a tendencja ta podlegała niewielkim zakłóceniom tylko w dwóch latach, tj. w 2009 i 2012 roku, w których – w stosunku do lat poprzednich – odnotowano niezbyt silny, ale zauważalny wzrost poziomu tej miary (33,4 i 29,1%). Te odstępstwa od tendencji ogólnej nie zakłóciły jednak głównego kierunku zmian. Jego wyznacznikami są poziomy wskaźnika zmienności, które w latach 2005-2007 (31,0-31,2%) były wyższe niż w latach 2014-2016 (27,0-28,7%). Kierunek zmian wielkości tej miary dyspersji sugeruje występowanie procesów zbieżności wydajności pracy typu *sigma* (δ).

Tabela 2

*Konwergencja sigma (δ) wydajności pracy w rolnictwie UE w latach 2005-2016
mierzona odchyleniem standardowym (*sd*) i współczynnikiem zmienności (*v*)*

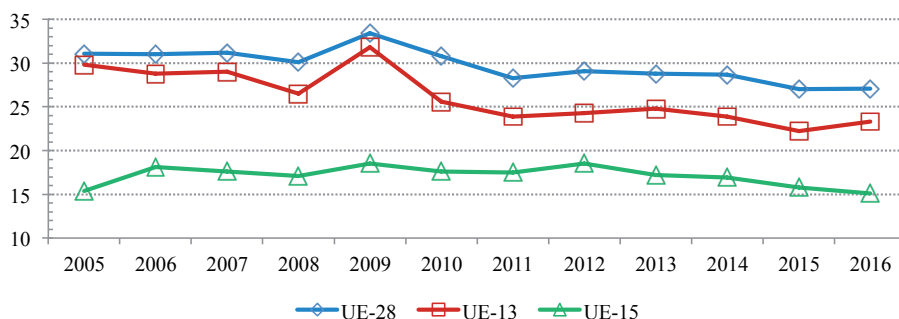
Miara	Kraje UE	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
<i>v</i> (%)	UE-28	31,1	31,0	31,2	30,1	33,4	30,8	28,3	29,1	28,8	28,7	27,0	27,1
	UE-13	29,8	28,8	29,0	26,5	31,8	25,6	23,9	24,3	24,8	23,9	22,2	23,3
	UE-15	15,4	18,1	17,6	17,1	18,5	17,6	17,5	18,5	17,2	16,9	15,8	15,1
<i>sd</i>	UE-28	0,88	0,87	0,90	0,85	0,90	0,88	0,83	0,87	0,85	0,85	0,79	0,79
	UE-13	0,56	0,55	0,56	0,51	0,56	0,48	0,49	0,50	0,51	0,49	0,46	0,49
	UE-15	0,50	0,59	0,58	0,55	0,58	0,58	0,58	0,63	0,58	0,57	0,53	0,50

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 1. Konwergencja sigma (δ) wydajności pracy w rolnictwie Unii Europejskiej w latach 2005-2016 mierzona odchyleniem standardowym.

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 2. Konwergencja sigma (δ) wydajności pracy w rolnictwie Unii Europejskiej w latach 2005-2016 mierzona wskaźnikiem zmienności.

Źródło: opracowanie własne.

Dość podobne wnioski wynikają z oceny zbieżności wydajności pracy za pomocą odchylenia standardowego. W badanych latach wielkość tej miary polaryzacji zmniejszała się w UE-28, a niewielkie odchylenia od tendencji zauważalne są tylko w 2007, 2009 i 2012 roku. Jednak również i te odstępstwa od tendencji ogólnej nie zakłóciły jej kierunku zmian. W latach 2005-2007 poziom odchylenia standardowego (0,87-0,90) wydajności pracy w UE-28 był bowiem wyższy niż w latach 2014-2016 (0,79-0,85).

Przedstawione wyżej wyniki weryfikacji procesów zbieżności wydajności pracy typu δ uzasadniają również przeprowadzenie badań odrębnie dla nowych i starych krajów członkowskich. Celowość tego typu analizy uzasadniają nie tylko specyficzne przemiany wydajności pracy w wybranych krajach UE, ale również znaczące różnice w jej poziomie między krajami UE-15 i UE-13 oraz wewnątrz UE-15 i UE-13. W świetle danych zawartych w tabeli 2 i na rysunkach 1-2 zmiany polaryzacji wydajności pracy w UE-13 mierzone wskaźnikiem zmienności przebiegały według dość podobnej trajektorii jak w UE-28, a o relatywnie silniejszym zakłóceniu spadkowej tendencji zmian tej miary polaryzacji można w tym przypadku mówić tylko

w 2009 roku, w którym jej wielkość wzrosła do 31,8%. To odstępstwo od tendencji ogólnej nie zakłóciło w żadnej mierze głównego kierunku zmian. Jego wyznacznikami są poziomy wskaźnika zmienności, które latach 2005-2007 (28,8-29,8%) były wyraźnie wyższe niż w latach 2014-2016 (22,2-23,9%). Ten kierunek zmian zastosowanej miary dyspersji dość jednoznacznie sugeruje występowanie w UE-13 procesów zbieżności wydajności pracy typu *sigma* (δ).

Podobne wnioski wynikają z oceny zbieżności wydajności pracy w UE-13 za pomocą odchylenia standardowego. W badanych latach wielkość tej miary systematycznie zmniejszała się, a niewielkie odchylenia od tendencji, nie wpływające na jej kierunek zmian, zauważalne są również tylko w 2009 roku. W latach 2005-2007 poziom odchylenia standardowego (0,55-0,56) wydajności pracy w UE-13 był bowiem, podobnie jak współczynnika zmienności, wyższy niż w latach 2014-2016 (0,46-0,49), a tym samym również sugeruje występowanie w UE-13 procesów konwergencji wydajności pracy typu *sigma* (δ).

Zdecydowanie słabsze natężenie zmian zróżnicowania wydajności pracy w rolnictwie odnotowano natomiast w UE-15. Wprawdzie również w przypadku tej grupy krajów zauważalne jest stopniowe zmniejszanie się poziomu zastosowanych miar dyspersji, jednak w stosunku do krajów UE-13 jest ono wyraźnie słabsze i nie kreśli jednoznacznej tendencji. Na relatywnie mało znaczące zmiany zróżnicowania wydajności pracy wskazuje porównanie wielkości wskaźników zmienności i odchylenia standardowego między skrajnymi okresami (tab. 2). Poziomy tych miar dyspersji są w tych okresach w zasadzie porównywalne i najprawdopodobniej wiążą się z niewystępowaniem procesów konwergencji typu *sigma* (δ).

Przedstawione wyżej tendencje w zbieżności wydajności pracy typu *sigma* (δ) ogólnie sugerują zachodzenie procesów konwergencji wydajności pracy w rolnictwie UE-28 i UE-13 oraz na niewystępowanie tego procesu w UE-15. W celu weryfikacji tej hipotezy opracowano modele regresji, których parametry stanowią podstawę do oceny statystycznej istotności badanego zjawiska, a tym samym jednoznacznej oceny jego charakteru.

W tabeli 3 przedstawiono parametry funkcji regresji liniowej tendencji zmian zastosowanych miar dyspersji dla UE-28, UE-13 oraz UE-15. Na ich podstawie można stwierdzić, że ujemne znaki przy zmiennych czasowych α_1 oraz ich wysokie poziomy istotności ($p(\alpha_1) = 0,000$) wskazują jednoznacznie, zarówno w przypadku współczynnika zmienności ($\alpha_1 = -0,420$), jak i odchylenia standardowego ($\alpha_1 = -0,007$), na zachodzenie w UE-28 procesów konwergencji wydajności pracy typu *sigma*. Parametry tego modelu są dość dobrze dopasowane do danych empirycznych. Zmienna czasowa wyjaśnia zmienność miar dyspersji wydajności pracy w UE-28 w 63,6 i 52,8%.

Tabela 3

Parametry modeli regresji konwergencji sigma (δ) wydajności pracy w rolnictwie UE (2005-2016)

Miara	Kraje UE	α_0	α_1	$t(\alpha_0)$	$t(\alpha_1)$	$p(\alpha_0)$	$p(\alpha_1)$	R^2	Konwergencja δ
v (%)	UE-28	32,45	-0,420	47,29	-6,20	0,000	0,000	0,636	TAK
	UE-13	30,67	-0,695	34,32	-8,39	0,000	0,000	0,689	TAK
	UE-15	17,74	-0,099	19,41	-0,82	0,000	0,410	0,099	NIE
sd	UE-28	0,889	-0,007	56,94	-3,52	0,000	0,000	0,528	TAK
	UE-13	0,914	-0,013	41,44	-5,48	0,000	0,000	0,715	TAK
	UE-15	0,552	-0,001	19,15	-0,24	0,000	0,813	0,009	NIE

Źródło: opracowanie własne.

Na szybsze niż w UE-28 tempo konwergencji rolniczej wydajności pracy wskazują z kolei parametry modelu regresji oszacowane dla UE-13. Ujemne znaki przy zmiennej czasowej α_1 wynoszą tutaj: $\alpha_1 = -0,695$ (współczynnik zmienności) oraz $\alpha_1 = -0,013$ (odchylenie standardowe). Ponadto w przypadku obydwu miar dyspersji istotność zmiennej czasowej jest wysoka ($p(\alpha_1) = 0,000$) i, podobnie jak w UE-28, wiąże się z dobrym dopasowaniem postaci modelu do danych empirycznych (68,9 i 71,5%).

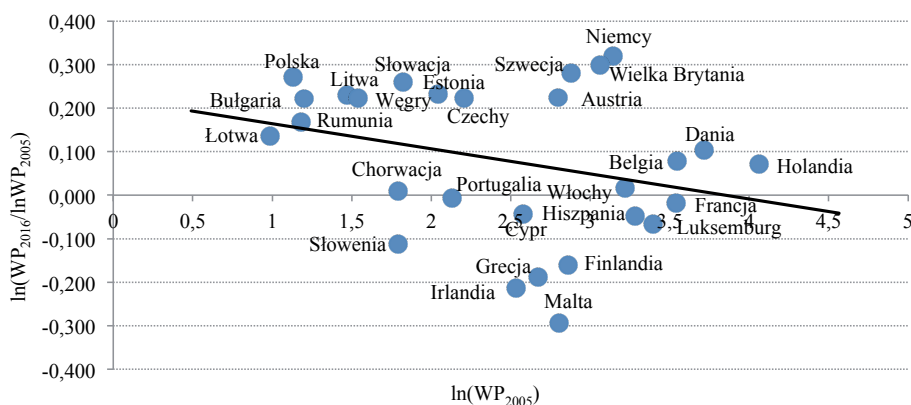
Z kolei odmienną ocenę procesów konwergencji wydajności pracy w rolnictwie uzasadniają parametry modelu regresji oszacowane na podstawie krajów UE-15. Ocena ta jest w dużej mierze zbieżna z ocenami dokonanymi wcześniej na podstawie analizy tabelarycznej i graficznej. W świetle danych zawartych w tabeli 3 parametr przy zmiennej czasowej α_1 jest wprawdzie tutaj ujemny, i to zarówno w przypadku wskaźnika zmienności ($\alpha_1 = -0,099$), jak i odchylenia standardowego ($\alpha_1 = -0,001$), jednak w stosunku do parametrów oszacowanych dla UE-28 i UE-15, są one bardzo niskie, a przede wszystkim silnie nieistotne statystycznie ($p(\alpha_1) = 0,410$ i $0,813$). Parametry tego modelu wskazują zatem jednoznacznie, że w obrębie krajów UE-15 procesy zbieżności rolniczej wydajności pracy typu *sigma* (δ) w badanych latach nie zachodziły.

Konwergencja/dywergencja wydajności pracy typu *beta* (β) w rolnictwie UE

Konwergencja typu *beta* jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do występowania konwergencji typu *sigma*. Możliwe jest bowiem występowanie sytuacji, gdy regiony o niskim poziomie badanego zjawiska rozwijają się szybciej niż regiony o wyższym jego poziomie. Nie musi to jednak oznaczać zmniejszania dystansu między nimi (Quah, 1996, Sala-i-Martin, 1996a). Zbieżność typu *sigma* jest wystarczającym, ale niekoniecznym warunkiem wystąpienia zbieżności typu *beta*, w konsekwencji czego niewystępowanie konwergencji *sigma* nie pozwala jednocześnie stwierdzić, że regiony o niższym początkowo poziomie badanego zjawiska nie rozwijają się szybciej niż inne.

Jak już zaznaczono, konwergencja typu *beta* zachodzi w sytuacji, gdy regiony o początkowo mniejszej wartości badanej cechy wykazują szybsze tempo wzrostu niż regiony o początkowo jej wyższej wartości. Narzędziem wykorzystywanym do weryfikacji tego typu zależności jest najczęściej ich graficzna prezentacja oraz modele ekonometryczne, w których za zmienną objaśnianą przyjmuje się okresową dynamikę wzrostu badanej cechy, a za zmienną objaśniającą jej wartość z początku badanego okresu.

Na rysunku 3 oraz w tabeli 4 zawarto podstawowe informacje, będące podstawą do oceny charakteru procesów konwergencji/dywergencji typu β dotyczącej wydajności pracy w rolnictwie UE-28. Biorąc pod uwagę wszystkie kraje UE, można zauważyć (rys. 3), że nachylenie prostej odzwierciedlającej relację między średniorocznym tempem wzrostu wydajności pracy a jego początkowym poziomem jest ujemne, co sugeruje występowanie konwergencji typu *beta*. Ponadto zdecydowana większość krajów rozmieszczona jest wzdłuż i blisko linii regresji, a większe odstępstwa w tym zakresie zauważalne są w odniesieniu do krajów tworzących dwa skupienia. Pierwsze z nich tworzą Niemcy, Wielka Brytania oraz Szwecja, natomiast drugie – Malta, Irlandia, Grecja i Finlandia. W przypadku pierwszej grupy krajów ich dość odległe położenie nad linią regresji zaprzecza hipotezie konwergencji typu *beta*. Poziom wydajności pracy w rolnictwie Niemiec, Wielkiej Brytanii oraz Szwecji był w okresie początkowym, w stosunku do przeciętnego poziomu w UE-28, relatywnie wysoki i wzrastał w badanym okresie również z relatywnie dużą dynamiką. Ścieżka przemian wydajności pracy w rolnictwie tych krajów hamuje zatem procesy konwergencji typu *beta*. Biorąc z kolei pod uwagę drugą grupę krajów, nie trudno dostrzec, że Malta, Irlandia, Grecja i Finlandia położone są dość daleko pod linią regresji, w miejscu wskazującym na poziom wydajności pracy generalnie zbliżony do przeciętnego w UE-28, ale powiązany z negatywnym kierunkiem jej zmian. Tego rodzaju zależność między początkowym poziomem wydajności pracy a jego dynamiką zmian sprzyja zbieżności typu β .



Rys. 3. Konwergencja *beta* (β) wydajności pracy w rolnictwie – UE-28.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4

Model regresji absolutnej konwergencji wydajności pracy w rolnictwie typu β dla UE-28

Parametry regresji							Konwergencja	β (%)	$HL_{1/2}$
α_0	α_1	$t(\alpha_0)$	$t(\alpha_1)$	$p(\alpha_0)$	$p(\alpha_1)$	R^2	β		
0,2218	-0,0576	5,9010	-4,2910	0,0000	0,0000	0,0407	TAK	+0,49	140

Oznaczenia parametrów modelu: α_0 – stała równania, α_1 – wartość parametru przy zmiennej objaśniającej ($\ln(Y_{it_0})$), t – statystyki t -Studenta, p – poziomy istotności, R^2 – współczynnik determinacji, β – roczne tempo zbieżności (%), $HL_{1/2}$ (half-life) – czas likwidacji połowy luki wydajności pracy (w latach).

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5

Wpływ poszczególnych krajów UE-28 na wartość parametrów konwergencji wydajności pracy (α_1 , β , $HL_{1/2}$) mierzony miarą DfBeta

Kraje UE-28	DfBeta	Kierunek wpływu +/-	Parametr α_1	β (%)	$HL_{1/2}$ (lata)
Ogółem			-0,058	0,49	140
Polska	-0,473	+	-0,049	0,42	165
Malta	-0,353	+	-0,052	0,44	156
Litwa	-0,289	+	-0,053	0,45	154
Słowacja	-0,287	+	-0,053	0,45	153
Bułgaria	-0,273	+	-0,053	0,45	153
Luksemburg	-0,261	+	-0,053	0,46	152
Węgry	-0,257	+	-0,053	0,46	152
Finlandia	-0,252	+	-0,054	0,46	151
Hiszpania	-0,200	+	-0,054	0,47	149
Estonia	-0,172	+	-0,055	0,47	148
Grecja	-0,149	+	-0,055	0,47	147
Francja	-0,119	+	-0,056	0,48	145
Czechy	-0,105	+	-0,056	0,48	145
Rumunia	-0,056	+	-0,057	0,49	143
Irlandia	-0,048	+	-0,057	0,49	142
Włochy	-0,046	+	-0,057	0,49	142
Cypr	-0,034	+	-0,057	0,49	142
Portugalia	0,113	-	-0,060	0,51	136
Łotwa	0,130	-	-0,060	0,52	134
Austria	0,159	-	-0,060	0,52	134
Belgia	0,199	-	-0,061	0,53	132
Chorwacja	0,228	-	-0,062	0,53	131
Szwecja	0,275	-	-0,062	0,54	130
Dania	0,365	-	-0,064	0,55	126
Holandia	0,405	-	-0,065	0,56	123
Wielka Brytania	0,448	-	-0,065	0,56	123
Słowenia	0,486	-	-0,066	0,57	122
Niemcy	0,567	-	-0,067	0,58	120

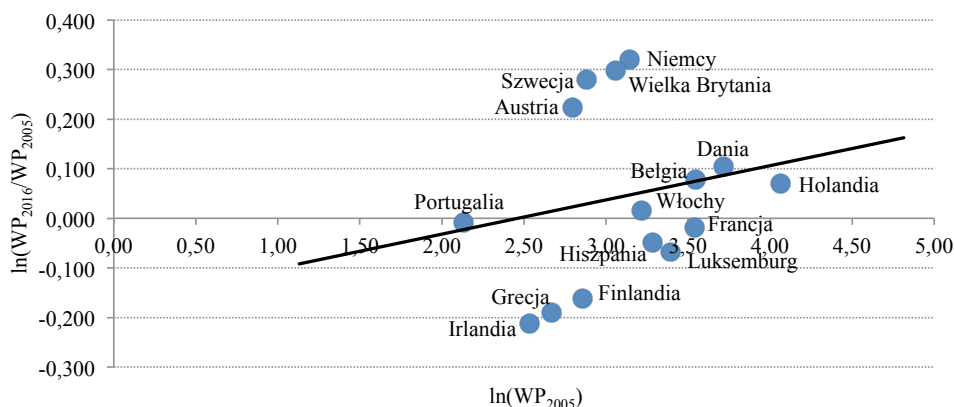
Źródło: opracowanie własne.

W celu weryfikacji hipotezy konwergencji wydajności pracy typu β w UE-28 wyestymowano przekrojową regresję wzrostu, w której zmiennymi objaśniającymi są stopy wzrostu wydajności pracy w rolnictwie, zgodnie z formułą opisaną w części metodycznej artykułu. Poza tym za pomocą miary *DfBeta* oszacowano siłę wpływu poszczególnych krajów na wartość parametru konwergencji β . Zaprezentowana w tabeli 4 ocena parametru α_1 dla UE-28 jest ujemna ($\alpha_1 = -0,0576$), co oznacza, że w badanym okresie występowały w UE procesy konwergencji wydajności pracy. Ponadto parametr konwergencji jest statystycznie istotny ($p(\alpha_1) = 0,000$), ale wyjaśnia tylko w 3,8-4,1% tempo wzrostu wydajności pracy. Oszacowane parametry modelu wskazują zatem z jednej strony na zachodzenie procesu konwergencji wydajności pracy w rolnictwie UE, z drugiej jednak informują również o jego bardzo słabej dynamice. W latach 2005-2016 roczne tempo konwergencji wydajności pracy typu β wynosiło tylko 0,49%, co oznacza, że czas likwidacji połowy luki wydajności pracy wynosi aż około 140 lat. Tej oceny nie zmienia również w sposób zasadniczy pominięcie w modelowaniu Niemiec, Wielkiej Brytanii i Szwecji. Wprawdzie, w świetle danych z tabeli 5, negatywny wpływ charakteru przemian wydajności pracy w rolnictwie tych krajów na proces konwergencji w UE jest relatywnie wysoki (*DfBeta* = 0,448-0,567), jednak ich pominięcie w niskim stopniu przekłada się zarówno na przyspieszenie tempa zbieżności ($\beta = 0,56$ -0,58), jak i na czas likwidacji połowy luki wydajności pracy ($HL_{1/2} = 120$ -123 lat). Warto również podkreślić, że najsilniejszy i pozytywny wpływ na konwergencję wydajności pracy w UE-28 wywierały jej przemiany w Polsce (*DfBeta* = -0,473). Wprawdzie pominięcie Polski w budowie modelu wzrostu wydajności nie przekłada się na istotne spowolnienie tempa konwergencji ($\beta = 0,42$), jednak skutkuje dość wyraźnym wydłużeniem czasu redukcji luki wydajności do 165 lat.

Na rysunku 4 przedstawiono zależność między początkowym poziomem wydajności pracy w rolnictwie a średniorocznym tempem zmian tego poziomu dla krajów UE-15. Przedstawione na nim relacje skutkują dodatnim nachyleniem linii regresji i sugerują występowanie procesu dywergencji. Analizując położenie punktów reprezentujących poszczególne kraje UE-15, można zauważyć, że część z nich jest wyraźnie oddalona od linii regresji. Ze szczegółowej analizy tych punktów wynika, że są to praktycznie te same kraje, na które wskazano już przy analizie konwergencji w UE-28. Nad linią regresji położone są punkty reprezentujące Niemcy, Wielką Brytanię, Szwecję oraz dodatkowo Austrię, natomiast pod tą linią najniżej położone są Irlandia, Grecja i Finlandia. Takie rozmieszczenie wymienionych krajów UE-15 nasuwa jednak inne niż w przypadku UE-28 wnioski. Charakter przemian wydajności pracy w części krajów UE-15, wyznaczony przez relację między początkowym jej poziomem a dynamiką zmian tego poziomu, jest w przypadku Niemiec, Wielkiej Brytanii, Szwecji i Austrii zgodny z hipotezą konwergencji typu β , natomiast w przypadku Irlandii, Grecji i Finlandii zaprzecza tej hipotezie. W pierwszej grupie krajów odnotowano bowiem relatywnie silny wzrost wydajności pracy, przy zbliżonym do przeciętnego w UE-15 poziomie wydajności w okresie początkowym. Natomiast w drugiej grupie wyraźnie niższy niż przeciętnie w UE-15 poziom wydajności w okresie początkowym wzrastał w niewielkim

stopniu (Irlandia) lub nakreślił tendencję spadkową (Grecja i Finlandia). Co więcej, dodatnie nachylenie linii regresji uzasadnia stwierdzenie, że siła wpływu tych krajów na procesy zbieżności jest na tyle duża, że przesądza w UE-15 o występowaniu dywergencji typu β .

W tabeli 6 przedstawiono wyniki statystycznej weryfikacji badanych procesów na podstawie oszacowanych parametrów regresji wzrostu wydajności pracy. Ich analiza wskazuje, że ocena parametru α_1 dla UE-15 jest dodatnia ($\alpha_1 = 0,069$), co oznacza, że w badanym okresie w UE-15 nie występowały procesy konwergencji, lecz dywergencji wydajności pracy. Ponadto parametr α_1 jest statystycznie istotny ($p(\alpha_1) = 0,0138$), ale wyjaśnia w bardzo niskim stopniu (2,36%) tempo wzrostu wydajności pracy. Parametry tego modelu wskazują zatem na zachodzenie procesu dywergencji wydajności pracy w rolnictwie UE-15, jednak informują również o jego niezbyt silnej dynamice. W latach 2005-2016 roczne tempo dywergencji wydajności pracy typu β wynosiło 0,56%. Jednak ocenę przemian wydajności w UE-15 dość zasadniczo zmienia pominięcie w modelowaniu jej wzrostu w Irlandii, Grecji i Finlandii. W świetle danych z tabeli 7 negatywny wpływ charakteru przemian wydajności pracy w rolnictwie tych krajów na proces konwergencji w UE-15 jest na tyle wysoki ($DfBeta = 0,419-1,100$), że ich pominięcie zasadniczo zmienia parametry modelu regresji. Parametry te, oszacowane na podstawie pozostałych 12 krajów, wskazują na proces konwergencji ($\alpha_1 = -0,0553$) i roczne jego tempo na poziomie 0,47%, co przekłada się na czas likwidacji połowy luki wydajności wynoszący 146 lat. Poziomy tych charakterystyk konwergencji są zatem bardzo zbliżone do poziomów oszacowanych dla UE-28 i wskazują na bardzo słabą dynamikę badanego zjawiska.



Rys. 4. Konwergencja β wydajności pracy w rolnictwie – kraje UE-15.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6

Model regresji absolutnej konwergencji wydajności pracy w rolnictwie typu β dla UE-15

Parametry regresji							Konwergencja β	β (%)	$HL_{1/2}$
α_0	α_1	$t(\alpha_0)$	$t(\alpha_1)$	$p(\alpha_0)$	$p(\alpha_1)$	R^2			
0,4541	0,0690	-1,8040	2,4620	0,0713	0,0138	0,0236	NIE dywergencja	-0,56	-

Oznaczenia parametrów modelu: α_0 – stała równania, α_1 – wartość parametru przy zmiennej objaśniającej ($\ln(Y_{it_0})$), t – statystyki t -Studenta, p – poziomy istotności, R^2 – współczynnik determinacji, β – roczne tempo zbieżności (%), $HL_{1/2}$ (half-life) – czas likwidacji połowy luki wydajności pracy (w latach).

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7

Wpływ poszczególnych krajów UE-15 na wartość parametrów konwergencji wydajności pracy (α_1 , β , $HL_{1/2}$) mierzony miarą DfBeta

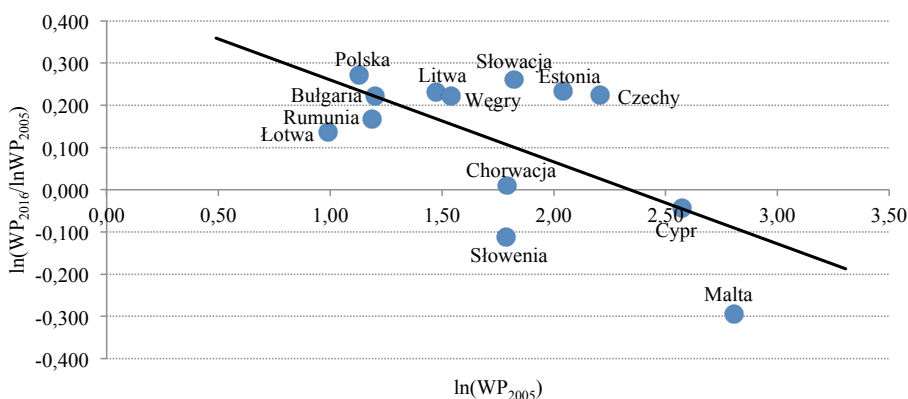
Kraje UE-15	DfBeta	Kierunek wpływu +/-	Parametr α_1	β (%)	$HL_{1/2}$ (lata)
Ogółem			0,069	-0,56	-
Austria	-0,541	+	0,090	-0,72	-
Szwecja	-0,505	+	0,088	-0,70	-
Francja	-0,326	+	0,082	-0,65	-
Holandia	-0,321	+	0,085	-0,68	-
Luksemburg	-0,299	+	0,080	-0,64	-
Hiszpania	-0,139	+	0,074	-0,60	-
Wielka Brytania	-0,133	+	0,074	-0,59	-
Portugalia	-0,127	+	0,076	-0,61	-
Włochy	-0,029	+	0,070	-0,56	-
Belgia	0,014	-	0,069	-0,55	-
Niemcy	0,050	-	0,067	-0,54	-
Dania	0,086	-	0,066	-0,53	-
Finlandia	0,419	-	0,053	-0,43	-
Grecja	0,773	-	0,039	-0,32	-
Irlandia	1,100	-	0,025	-0,20	-

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 5 przedstawiono relację między początkowym poziomem wydajności pracy w rolnictwie a średniorocznym tempem zmian tego poziomu w grupie nowych krajów członkowskich (UE-13). Relacje te generują wyraźne i ujemne nachylenie linii regresji oraz sugerują występowanie konwergencji typu *beta*. Hipotezę tego typu zbieżności potwierdzają parametry modelu regresji wzrostu wydajności pracy (tab. 8). Ocena parametru α_1 dla UE-13 jest ujemna ($\alpha_1 = -0,194$), co oznacza, że w badanym okresie w rolnictwie UE-13 zachodził proces konwergencji

wydajności pracy. Parametr konwergencji jest statystycznie istotny ($p(\alpha_1) = 0,000$) i wyjaśnia w 14,4-15,0% tempo wzrostu wydajności pracy. Oszacowane parametry pozytywnie zatem weryfikują hipotezę konwergencji typu *beta*, jednak w przeciwieństwie do parametrów modelu dla UE-28 informują o jego znacznie większej dynamice. W latach 2005-2016 roczne tempo konwergencji wydajności pracy typu β wynosiło 1,8% (tab. 8), co oznacza, że czas likwidacji połowy luki wydajności pracy w grupie krajów UE-13 wynosi około 39 lat.

Dodatkowych informacji o uwarunkowaniach procesu konwergencji dostarcza analiza wpływu poszczególnych krajów UE-13 na ten proces (tab. 9). W ich świetle zbieżność wydajności pracy typu *beta* była w badanych latach bardzo silnie determinowana przez jej przemiany na Malcie ($DfBeta = -1,537$). Ich charakter wyznacza najwyższy w UE-13 poziom wydajności pracy w okresie początkowym i silny spadek tego poziomu na przestrzeni badanych lat. Tego typu relacje sprzyjają procesom konwergencji. O sile wpływu przemian wydajności pracy na Malcie na ogólną ocenę konwergencji w UE-13 świadczy również wielkość parametrów modelu wzrostu wydajności oszacowanych na podstawie pozostałych 12 krajów. Pominięcie Malty przekłada się w tym przypadku na znaczące zmniejszenie wielkości parametru α_1 do poziomu -0,1015, a tym samym na znaczące obniżenie tempa zbieżności β do poziomu 0,89% oraz wydłużenie czasu likwidacji luki wydajności o połowę do blisko 78 lat.



Rys. 5. Konwergencja *beta* (β) wydajności pracy w rolnictwie – UE-13.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 8

Model regresji absolutnej konwergencji wydajności pracy w rolnictwie typu β dla UE-13

Parametry regresji							Konwergencja β	β (%)	$HL_{1/2}$
α_0	α_1	$t(\alpha_0)$	$t(\alpha_1)$	$p(\alpha_0)$	$p(\alpha_1)$	R^2			
-0,1699	-0,1940	7,4730	-5,579	0,0000	0,0000	0,1504	TAK	+1,8	38,6

Oznaczenia parametrów modelu: α_0 – stała równania, α_1 – wartość parametru przy zmiennej objaśniającej ($\ln(Y_{it_0})$), t – statystyki t -Studenta, p – poziomy istotności, R^2 – współczynnik determinacji, β – roczne tempo zbieżności (%), $HL_{1/2}$ (*half-life*) – czas likwidacji połowy luki wydajności pracy (w latach).

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 9

Wpływ poszczególnych krajów UE-13 na wartość parametrów konwergencji wydajności pracy (α_1 , β , $HL_{1/2}$) mierzony miarą DfBeta

Kraje UE-13	DfBeta	Kierunek wpływu +/-	Parametr α_1	β (%)	$HL_{1/2}$ (lata)
Ogółem UE-13			-0,194	1,80	39
Malta	-1,537	+	-0,102	0,89	78
Polska	-0,152	+	-0,187	1,73	40
Litwa	-0,113	+	-0,189	1,75	40
Węgry	-0,090	+	-0,190	1,76	39
Słowenia	-0,081	+	-0,191	1,76	39
Chorwacja	-0,037	+	-0,193	1,78	39
Bułgaria	-0,005	+	-0,194	1,80	39
Cypr	0,008	-	-0,194	1,80	39
Słowacja	0,099	-	-0,198	1,84	38
Rumunia	0,214	-	-0,204	1,90	37
Estonia	0,375	-	-0,210	1,96	35
Czechy	0,646	-	-0,223	2,10	33
Łotwa	0,650	-	-0,226	2,13	33

Źródło: opracowanie własne.

Z kolei relatywnie silny i negatywny wpływ na konwergencję wydajności pracy w UE-13 wywierały jej przemiany w Czechach ($DfBeta = 0,646$) i Łotwie ($DfBeta = 0,650$). W przypadku Czech wpływ ten wynika z silnego wzrostu wydajności pracy uzyskanego przy wysokim jego poziomie w okresie początkowym. Tego typu relacje nie sprzyjają konwergencji i hamują ten proces. Natomiast na Łotwie wydajność pracy była w okresie początkowym najniższa spośród wszystkich nowych krajów członkowskich, lecz zwiększała się w tempie zbliżonym do średniej w UE-13. Jednak, mimo wzrostowej tendencji, wydajność pracy w rolnictwie tego kraju kształtowała się w następnych latach nadal na poziomie najniższym w UE-13, a tym samym negatywnie wpływała na procesy konwergencji. O sile negatywnego oddziaływania przemian wydajności pracy w rolnictwie Czech i Łotwy na konwergencję w UE-13 można przekonać się, estymując parametry modelu wzrostu bez uwzględnienia tych krajów. W tym przypadku parametr konwergencji kształtuje się co do wartości bezwzględnej na wyraźnie wyższym poziomie ($\alpha_1 = -0,2556$) i tym samym wskazuje na znacznie szybsze tempo zbieżności ($\beta = 2,46\%$) oraz znacząco krótszy połowiczny czas redukcji różnic w wydajności pracy ($HL_{1/2} = 28$ lat).

Podsumowanie

Przeprowadzone analizy potwierdziły zachodzenie procesów konwergencji wydajności pracy typu *sigma* i *beta* w rolnictwie Unii Europejskiej. Procesy te mają jednak bardzo słabą dynamikę, o czym świadczy zarówno niskie tempo spadku poziomu miar dyspersji wydajności pracy, jak i niskie tempo jej zbieżności wynoszące w UE-28 tylko 0,49% rocznie, co przekłada się na odległy czas połowicznej redukcji luki wydajności pracy wynoszący aż 140 lat. Ponadto między krajami UE-15 i UE-13 występują zasadnicze różnice w natężeniu procesów konwergencji. W starych krajach członkowskich nie odnotowano bowiem zbieżności/rozbieżności typu *sigma*, stwierdzono jednak występowanie dywergencji rolniczej wydajności pracy typu *beta*. Z kolei w grupie nowych krajów członkowskich korzystny kierunek przemian wydajności pracy przełożył się w badanym okresie na wystąpienie procesów konwergencji typu *sigma* i *beta*. Jednak również w ich przypadku trudno mówić o ich wysokiej dynamice. Tempo zbieżności typu *beta* oszacowano dla tej grupy krajów na poziomie wynoszącym 1,8% rocznie, co oznacza, że czas redukcji luki wydajności pracy o połowę wynosi w ich przypadku 39 lat.

Podsumowując, jeden z najważniejszych ogólnych celów integracji europejskiej, jakim jest zmniejszenie różnic w poziomie rozwoju między krajami i regionami, realizuje się w przypadku rolniczej wydajności pracy w niskim stopniu. Dyspersja poziomu wydajności pracy jest nadal bardzo duża, a tempo jej niwelacji bardzo słabe. Należy sądzić, że bez znaczącego przyspieszenia szeroko rozumianych zmian strukturalnych w rolnictwie procesy konwergencji wydajności pracy nie przyspieszą, a brak wyraźnego postępu w tym zakresie będzie przesądzać w długoterminowej perspektywie o marginalnej skali zmian różnic w poziomie rozwoju rolnictwa między krajami UE.

Literatura

- Adamowicz, M., Szepeluk, A. (2018). Regional convergence of labour productivity in rural sectors in the context of funds obtained for agriculture from the European Union. *Problems of Agricultural Economics*, nr 3(356), s. 3-31.
- Andrade, E., Laurini, M., Madalozzo, R., Valls Pereira, P.L. (2004). Convergence clubs among Brazilian municipalities. *Economics Letters*, nr 83, s. 179-184.
- Baer-Nawrocka, A., Markiewicz, N. (2012). Procesy konwergencji/dywergencji w zakresie wydajności pracy w rolnictwie Unii Europejskiej – analiza regionalna. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, nr 3(25), s. 13-23.
- Baráth, L., Fertő, L. (2017). Productivity and convergence in European agriculture. *Journal of Agricultural Economics*, nr 68(1), s. 228-248.
- Barro, R.J., Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, nr 100, s. 223-251.
- Batóg, J. (2015). Identyfikacja i znaczenie obserwacji nietypowych w modelach konwergencji dochodowej. *Zeszyty Naukowe Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie*, nr 5(941), s. 5-15.
- Baumol, W.J. (1986). Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, nr 76, s. 1072-1085.
- Belsley, D.A., Kuh, E., Welsch, R.E. (1980). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: Wiley.
- Brelik, A., Grzelak, A. (2011). Ocena tendencji w kształtowaniu się dochodów gospodarstw rolnych w Polsce w regionach FADN po integracji z UE. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, nr 2(20), s. 5-11.
- Ciołek, D. (2005). *Konwergencja krajów w okresie transformacji do krajów UE*. Uniwersytet Gdański, rozprawa doktorska, <https://www.researchgate.net/publication/311653877>.
- Cuerva, M.C. (2012). Determinants of labour productivity convergence in the European agricultural sector. *Agrociencia*, nr 46(6), s. 621-635.
- De Long, J.B. (1988). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment. *American Economic Review*, nr 78, s. 1138-1153.
- Dowrick, S., Nguyen, D.T. (1989). OECD Comparative economic growth 1950-85: Catch-Up and Convergence. *The American Economic Review*, nr 79, s. 1009-1030.
- Economic accounts for agriculture – values at real prices* (2018). http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=aact_eaa04&lang=en.
- Galanopoulos, K. (2011). Agricultural productivity growth in the Euro-Med region: is there evidence of convergence?. *Outlook on agriculture*, nr 40(1), s. 29-37.
- Ghosh, M. (2006). Regional Convergence in Indian Agriculture. *Indian Journal of Agricultural Economics*, nr 61(4), s. 610-629.
- Gutierrez, L. (2000). Convergence in US and EU Agriculture. *European Review of Agricultural Economics*, nr 27(2), s. 187-206.
- Hamulczuk, M. (2015). Total factor productivity convergence in the EU agriculture. *Competitiveness of Agro-Food and Environmental Economy*. Bucharest University of Economic Studies, s. 34-43.
- Kumar, S., Lala, K.A., Chaudhary, K.R. (2014). Agricultural Growth and Economic Convergence in Indian Agriculture. *Indian Journal of Agricultural Economics*, nr 69(2), s. 211-228.
- Kusideł, E. (2013). *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiąganiu celów polityki spójności*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

- Levine, R., Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, nr 82(4), s. 942-963.
- Malaga, K., Kliber, P. (2007). *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, nr 107, s. 407-437.
- Matkowski, Z., Próchniak, M. (2005). Zbieżność rozwoju gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w stosunku do Unii Europejskiej. *Ekonomista*, nr 3, s. 293-320.
- McErlean, S., Wu, Z. (2003). Regional agricultural labour productivity convergence in China. *Food Policy*, nr 28(3), s. 237-252.
- Próchniak, M. (2004). Analiza zbieżności wzrostu gospodarczego województw w latach 1995-2000. *Gospodarka Narodowa*, nr 3, s. 27-44.
- Próchniak, M. (2006). Realna konwergencja typu beta (b) i sigma (s) w świetle badań empirycznych. *Zeszyty Naukowe, Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Gospodarki Światowej*, nr 20, s. 74-91.
- Próchniak, M., Witkowski, B. (2006). Modelowanie realnej konwergencji w skali międzynarodowej. *Gospodarka Narodowa*, nr 10(82), s. 1-31.
- Quah, D.T. (1996). Empirics for Economic Growth and Convergence. *European Economic Review*, nr 40, s. 1353-1375.
- Rezitis, A.N. (2010). Agricultural Productivity and convergence. Europe and the United States. *Applied Economics*, nr 42(8), s. 1029-1044.
- Rozporządzenie (WE) nr 138/2004 Parlamentu Europejskiego i Rady z dnia 5 grudnia 2003 roku dotyczące rachunków gospodarczych dla rolnictwa we Wspólnocie (Dz.U. nr 33 z 05.02.2004). Pobrano z: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/PL/TXT/?uri=CELEX:32004R0138>.
- Sala-i-Martin, X. (1996a). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European Economic Review*, nr 40, s. 1325-1352.
- Sala-i-Martin, X. (1996b). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, nr 106, s. 1019-1036.
- Sapa, A., Baer-Nawrocka, A. (2014). Konwergencja wydajności pracy w rolnictwie a intensywność handlu rolno-żywnościowego w amerykańskich ugrupowaniach handlowych. *Gospodarka Narodowa*, nr 3, s. 111-131.
- Suhariyanto, K., Thirtle, C. (2001). Asian Agricultural Productivity and Convergence. *Journal of Agricultural Economics*, nr 52(3), s. 96-110.
- Will, M., Devashish, M. (2001). Productivity Growth and Convergence in Agriculture versus Manufacturing. *Economic Development & Cultural Change*, nr 49(2), s. 403-422.

CONVERGENCE OF LABOUR PRODUCTIVITY IN AGRICULTURE OF THE EUROPEAN UNION

Abstract

Labour productivity is commonly considered as one of the most important parameters of development of economies, because it is conducive to reduction of costs, increase in supply of cheaper goods and services, higher dynamics of the market and higher purchasing power of societies, their wealth and competitive ability. But labour productivity is – at the backdrop of the EU countries – highly diversified, including in particular in agriculture where its level is much lower than in other sectors of the economy. The main objective of the presented paper is to examine and assess the changes in labour productivity in the EU agriculture in the context of the diversity of its level and dynamics of change underlying the identification of labour productivity convergence/divergence processes taking place in agriculture. The labour productivity convergence processes in the EU agriculture were analysed based on data from the period between 2005 and 2016, by testing two its basic types, namely sigma and beta convergence. The analysis applied statistical measures describing the degree of labour productivity differentiation in agriculture of the EU countries and cross-sectional regression function. The research showed that sigma and beta convergence exist in general in the EU-28 countries and in the group of the new Member States (UE-13). In the group of old Member States, however, no sigma convergence/divergence was identified, but statistically significant beta divergence was noted.

Keywords: convergence, agriculture, EU, labour productivity.

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 15.03.2019.