STOWARZYSZENIE EKONOMISTÓW ROLNICTWA I AGROBIZNESU
Roczniki Naukowe ● tom XV ● zeszyt 4

Iwona Müller-Frączek, Joanna Muszyńska

Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

REGIONALNE ZRÓŻNICOWANIE WIELKOŚCI EKONOMICZNEJ INDYWIDUALNYCH GOSPODARSTW ROLNYCH W POLSCE

REGIONAL DIFFERENTIATION IN THE ECONOMIC SIZE OF PRIVATE FARMS IN POLAND

Słowa kluczowe: wielkość ekonomiczna gospodarstwa rolnego, konwergencja, dynamiczny model panelowy

Key words: economic size of farm, convergence, dynamic panel data model

Abstrakt. Przedstawiono analizę wielkości ekonomicznej indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce w latach 2004-2011. Zbadano jej zróżnicowanie regionalne na poziomie województw. Potwierdzono także hipotezę o zachodzeniu procesu β-konwergencji wielkości ekonomicznej indywidualnych gospodarstw rolnych o powierzchni użytków rolnych powyżej 1 ha oraz zasadniczym wpływie na to zjawisko wielkości gospodarstwa. Narzędziami badawczymi służącymi do weryfikacji postawionych hipotez były dynamiczne modele panelowe. W analizie wykorzystano materiał statystyczny pochodzący z witryny internetowej GUS. Estymację parametrów modeli przeprowadzono w programie GRETL.

Wstęp

Przynależność Polski do struktur Unii Europejskiej (UE), a tym samym możliwość korzystania z unijnych funduszy ma istotny wpływ na rozwój polskiego rolnictwa. Podejmowane przez rolników działania, wynikające m.in. z wykorzystania funduszy strukturalnych, zmieniły charakter wielu gospodarstw rolnych. Coraz częściej przestają one być wyłącznie źródłem utrzymania rolnika i jego rodziny, a stają się podmiotami gospodarczymi, konkurującymi na rynku producentów żywności. Wdrażanie nowoczesnych technologii, zwiększanie skali produkcji oraz postępująca specjalizacja mają na celu wypracowanie nadwyżki finansowej, umożliwiającej dalszy rozwój.

Problem badawczy podejmowany w artykule mieści się w szerokim nurcie badań nad poziomem rozwoju rolnictwa w Polsce, jednakże nie poruszano tematu rolnictwa jako sektora gospodarki. Celem analizy było sprawdzenie, czy indywidualne gospodarstwa rolne, niezależnie od swej lokalizacji, mogą generować przychody na tym samym poziomie. Badanie dotyczyło indywidualnych gospodarstw rolnych, a jego jednostkę stanowiło przeciętne gospodarstwo rolne w województwie.

Miernikiem charakteryzującym jeden z aspektów poziomu rozwoju gospodarstwa rolnego – jego potencjalne możliwości wytwórcze – jest wielkość ekonomiczna. Mierzy ona sumę produkcji standardowych[1] (SO) ze wszystkich działalności rolniczych występujących w gospodarstwie. Wykorzystanie do jej obliczenia regionalnych współczynników SO pozwala na odzwierciedlenie uwarunkowań lokalnych, odmiennych dla czterech regionów statystycznych w Polsce.

Na potrzeby analizy skonstruowano miernik możliwie podobny do wielkości ekonomicznej gospodarstwa. Jego zróżnicowanie w czasie i przestrzeni stanowiło przedmiot badania opisanego w artykule. Celem badań była weryfikacja hipotezy o zachodzeniu wewnętrznej (na poziomie województw) β-konwergencji wielkości ekonomicznej indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce, jak również ustalenie ewentualnych determinant tego zjawiska.

[1] Produkcja standardowa (ang. *Standard Output* – SO) jest to średnia z 5 lat wartość określonej produkcji roślinnej lub zwierzęcej uzyskiwana z 1 ha lub od 1 zwierzęcia w ciągu 1 roku, w przeciętnych dla danego regionu warunkach produkcyjnych [Goraj i in. 2012].

W badaniu wykorzystano metody związane z dynamicznymi modelami panelowymi, opisane w literaturze m.in. przez Baltagi [2005] oraz Dańską-Borsiak [2011]. Obliczenia wykonano w programie GRETL, wykorzystując dane dostępne w statystyce publicznej.

Materia i metodyka badań

W badaniach naukowych najczęściej rozważa się konwergencję gospodarczą, czyli wyrównywanie poziomu rozwoju gospodarczego regionów, mierzonego poziomem PKB *per capita*. Jednakże konwergencja (inaczej zbieżność) dotyczy także innych zjawisk obserwowanych w przestrzeni i czasie. W prezentowanym badaniu analizowano upodabnianie się wielkości ekonomicznej gospodarstw indywidualnych w Polsce (proces Y) na podstawie dynamicznego modelu panelowego w postaci[2]:

$$\ln \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}} = \alpha - \beta \ln Y_{i,t-1} + \eta_i + u_{it} \tag{1}$$

gdzie:
i – numer regionu, $i = 1,\ldots, N$,
t – numer okresu, $t = 1,\ldots, T$,
η_i – efekty grupowe,
u_{it} – składnik losowy.

Zjawisko bezwarunkowej β-konwergencji dla procesu Y zachodzi, gdy parametr β w równaniu (1), przyjmuje dodatnią wartość. Świadczy to o stałym w czasie, ujemnym skorelowaniu poziomu procesu z jego stopą wzrostu, a więc regiony, początkowo gorzej rozwinięte względem badanego zjawiska, z czasem doganiają regiony, startujące z wyższego pułapu. Tempo tego doganiania (szybkość zbieżności do stanu równowagi) opisuje wzór:

$$\lambda = -\ln(1-\beta) \tag{2}$$

Na potrzeby estymacji równanie (1) zapisuje się w postaci:

$$y_{i,t} = \alpha + (1-\beta) y_{i,t-1} + \eta_i + u_{it} \tag{3}$$

gdzie $y_{i,t} = \ln Y_{i,t}$.

W celu dokładniejszego opisu badanego zjawiska rozważono również β-konwergencję warunkową, w której uwzględnia się wpływ innych czynników na stopę wzrostu procesu Y. Badanie β-konwergencji warunkowej przeprowadzono na podstawie modelu z jedną zmienną objaśniającą postaci:

$$\ln \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}} = \alpha - \beta \ln Y_{i,t-1} + \gamma \ln X_{it} + \eta_i + u_{it} \tag{4}$$

gdzie:
i – numer regionu, $i = 1,\ldots, N$,
t – numer okresu, $t = 1,\ldots, T$,
η_i – efekty grupowe,
u_{it} – składnik losowy.

Analogicznie jak poprzednio, konwergencja warunkowa zachodzi, gdy parametr β jest dodatni, a więc zachodzi ujemna autokorelacja pomiędzy procesem a jego stopą wzrostu. Można również wyznaczyć tempo zbieżności zgodnie ze wzorem (2). Jednakże tempo to wyznaczane jest przy silnym założeniu, że warunki wpływające na stopę wzrostu procesu Y, inaczej mówiąc wartości procesu X, są takie same dla wszystkich regionów.

Na potrzeby estymacji równanie (3) przekształca się do postaci:

$$y_{i,t} = \alpha + (1-\beta) y_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \eta_i + u_{it}, \tag{5}$$

gdzie $y_{i,t} = \ln Y_{i,t}$ oraz $x_{i,t} = \ln X_{i,t}$.

[2] Podejście statyczne było niemożliwe ze względu na zbyt małą próbę.

Parametry dynamicznych modeli panelowych, opisanych równaniami (3) i (5), wyznaczono za pomocą systemowego estymatora uogólnionej metody momentów. Ocenę ich jakości przeprowadzono na podstawie testów statystycznych, opisanych szczegółowo m.in. w pracach Ciołek [2004], Dańska-Borsiak [2011]. Poprawność specyfikacji modelu zweryfikowano za pomocą testu Sargana, którego hipoteza zerowa zakłada, że zmienne instrumentalne, wprowadzone do modelu na potrzeby estymacji nie są skorelowane ze składnikiem losowym modelu. Brak podstaw do jej odrzucenia potwierdził zasadność wykorzystania instrumentów, a tym samym właściwą specyfikację modelu.

Za pomocą testu Arellano-Bonda zweryfikowano założenie o braku autokorelacji składnika losowego pierwszego i drugiego rzędu. Model uznaje się za poprawnie zbudowany, jeżeli nie stwierdza się podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej o braku autokorelacji rzędu drugiego, przy jednoczesnym odrzuceniu hipotezy o nieistotności współczynnika autokorelacji pierwszego rzędu. Autokorelacja rzędu pierwszego jest zjawiskiem spodziewanym, wynikającym z konstrukcji modelu.

Ocenę istotności parametrów strukturalnych modelu przeprowadzono na podstawie testu Walda.

Materiał empiryczny i wyniki badań

Badania empiryczne oparto na danych zaczerpniętych z witryny internetowej GUS. Dostępność materiału statystycznego ograniczyła zakres analizy zarówno w przestrzeni (województwa), jak i w czasie (lata 2004-2011). Podstawę obliczeń stanowiły aktualne regionalne współczynniki SO[3]. Na ich podstawie oraz danych dotyczących areału najważniejszych upraw i stanu hodowli podstawowych zwierząt wyznaczano przeciętną dla danego województwa i roku agregatową wielkość. Określa ona potencjalny dochód przeciętnego gospodarstwa, wyrażony w polskich złotych. Wartość ta jest możliwie zbliżona do wielkości ekonomicznej gospodarstwa. Z konieczności w badaniu pominięto niektóre produkty rolne, uwzględnione w tabeli współczynników SO, dla których dane empiryczne nie występują w statystyce publicznej. Analizę prowadzono dla dwóch typów jednostek badawczych. Najpierw dla przeciętnego w województwie indywidualnego gospodarstwa rolnego. Jednakże udział powierzchni takich gospodarstw w łącznej powierzchni UR wszystkich gospodarstw jest niewielki, natomiast ich odsetek w liczbie wszystkich gospodarstw wysoki. W następnym kroku pominięto więc gospodarstwa o powierzchni UR mniejszej niż 1 ha, uznając, że wyniki w takiej grupie badawczej mogą być odmienne[4]. Otrzymane wartości zamieszczono w tabeli 1.

Na podstawie wartości zawartych w tabeli 1 oszacowano empiryczne modele absolutnej β-konwergencji dla obydwu typów jednostek badawczych. Przyjęły one postaci:

dla wszystkich gospodarstw $$\hat{y}_{i,t} = -0{,}377 + \underset{(\pm 0{,}076)}{(1+0{,}039)} y_{i,t-1} \quad (6)$$

dla gospodarstw powyżej 1 ha $$\hat{y}_{i,t} = 0{,}760 + \underset{(\pm 0{,}038)}{(1-0{,}072)} y_{i,t-1} \quad (7)$$

gdzie $y_{i,t}$ jest logarytmem WE gospodarstwa rolnego w województwie i oraz roku t.

W tabeli 2 zamieszczono wyniki testów Sargana oraz Arellano-Bonda, które potwierdziły poprawną specyfikację modeli. Wykorzystywane w procesach estymacji zmienne instrumentalne nie były skorelowane ze składnikami losowymi. W modelach nie stwierdzono również autokorelacji zakłóceń losowych rzędu drugiego. Istotność ocen parametrów autoregresyjnych potwierdził test Walda.

[3] Dokładniej, były to współczynniki SO 2007 dla działalności produkcji roślinnej oraz zwierzęcej dla unijnych kodów FSS, zaczerpnięte z pracy Goraja i współautorów [2012].

[4] Ponieważ w statystyce publicznej dane o produkcji gospodarstw o powierzchni UR poniżej 1 ha nie są dostępne, obliczając wielkość ekonomiczną przeciętnego gospodarstwa o powierzchni powyżej 1 ha, podzielono łączną wielkość ekonomiczną wszystkich gospodarstw przez liczbę gospodarstw o powierzchni powyżej 1 ha, gdyż założono, że udział produkcji gospodarstw o powierzchni poniżej 1 ha w produkcji wszystkich gospodarstw rolnych jest niewielki.

Tabela 1. Wielkość ekonomiczna przeciętnych indywidualnych gospodarstw rolnych
Table 1. The economic size of the average private farms

Województwo/ *Province*	Grupa/ *Group*	Rok/*Year*							
		2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Dolnośląskie	1	21 777	23 215	24 488	25 255	24 772	25 766	26 038	27 678
	2	38 449	39 923	37 722	39 844	39 195	39 645	44 193	41 594
Kujawsko-pomorskie	1	46 859	51 441	50 716	52 947	51 228	55 722	60 747	59 750
	2	7 026	74 063	7 223	73 488	68 958	72 915	79 328	72 307
Lubelskie	1	18 702	19 631	19 384	18 792	18 730	19 462	18 569	19 507
	2	25 927	26 603	25 205	24 491	23 460	24 431	25 165	23 708
Lubuskie	1	24 843	27 597	31 548	31 524	29 294	29 959	27 993	32 902
	2	36 805	46 245	49 107	43 436	46 813	45 666	51 392	54 803
Łódzkie	1	25 313	25 182	25 868	26 065	25 584	26 189	28 642	28 024
	2	32 380	32 685	31 837	32 424	31 185	31 565	35 819	33 007
Małopolskie	1	9 442	9 443	9 654	9 946	9 658	9 208	9 464	8 971
	2	17 343	17 151	15 883	16 379	15 719	15 425	16 541	14 942
Mazowieckie	1	26 940	28 02	28 762	28 553	28 103	27 780	31 752	32 629
	2	34 713	35 972	34 791	34 662	33 815	33 475	37 083	35 966
Opolskie	1	28 159	29 825	31 246	33 746	30 179	33 42	44 019	51 663
	2	53 992	54 174	51 559	56 957	48 884	53 090	69 489	68 427
Podkarpackie	1	9 627	9 736	9 080	9 322	8 706	8 247	8 222	7 939
	2	15 590	16 185	14 495	14 923	14 272	13 502	14 500	14 031
Podlaskie	1	40 755	43 026	43 729	43 468	43 445	45 777	47 358	45 804
	2	49 838	51 812	51 562	51 899	50 273	53 286	57 283	51 397
Pomorskie	1	38 964	37 697	42 246	41 738	40 254	40 810	40 847	44 839
	2	53 728	52 247	55 532	56 915	52 538	53 290	58 188	60 300
Śląskie	1	7 759	832	8 408	9 617	9 464	9 540	9 967	1 029
	2	19 229	19 746	19 028	20 438	20 188	19 991	20 984	18 612
Świętokrzyskie	1	17 220	16 264	17 176	17 673	16 428	16 506	16 232	16 082
	2	24 376	23 948	23 090	23 383	21 834	22 400	22 341	19 571
Warmińsko-mazurskie	1	43 460	46 920	53 632	53 167	51 881	52 25	55 934	54 176
	2	67 843	71 939	75 655	77 162	74 143	73 575	82 202	72 778
Wielkopolskie	1	47 831	50 807	51 105	51 828	47 531	47 912	5 692	56 066
	2	70 657	72 753	70 869	70 659	65 758	65 588	74 802	74 200
Zachodnio-pomorskie	1	31 760	31 395	35 820	38 488	35 082	36 084	39 964	41 672
	2	44 191	55 407	56 319	59 273	55 189	54 973	60 492	56 086

1 – wszystkie gospodarstwa w województwie/*all farms in the region*, 2 – gospodarstwa o powierzchni UR powyżej 1 ha/*farms with agricultural land area more than 1 ha*
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS [www.stat.gov.pl]
Source: own study based on CSO data [www.stat.gov.pl]

Ujemna wartość współczynnika β = -0,039 w modelu (6) nie potwierdziła hipotezy o zachodzeniu absolutnej β-konwergencji wielkości ekonomicznej indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce. Natomiast hipoteza ta znalazła potwierdzenie dla gospodarstw o powierzchni powyżej 1 ha (β = 0,072). Tempo zbieżności badanego zjawiska do punktu równowagi wyniosło λ = 7,4%.

Występowanie konwergencji wielkości ekonomicznej dla gospodarstw o powierzchni UR powyżej 1 ha i jej brak w przypadku wszystkich gospodarstw rolnych narzuca pytanie o uwarunkowania tego zjawiska. Kolejnym krokiem analizy było więc badanie β-konwergencji warunkowej,

Tabela 2. Wyniki testów statystycznych dla modeli opisanych równaniami (6), (7) i (8)
Table 2. The tests results for models described by equations (6), (7), and (8)

Test statystyczny/ *Statistic test*	Model (6)		Model (7)		Model (8)	
	wartość statystyki/ *statistic value*	*p-value*	wartość statystyki/ *statistic value*	*p-value*	wartość statystyki/ *statistic value*	*p-value*
AR(1)	-3,227	0,001	-2,979	0,003	-2,300	0,021
AR(2)	-1,784	0,074	-1,865	0,062	-0,875	0,382
Sargan	14,953	0,958	15,940	0,976	15,822	0,940
Wald	189,147	0,000	596,760	0,000	326,821	0,000

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL
Source: own study performed in GRETL

na podstawie równania (5) z jedną zmienną objaśniającą – powierzchnią gospodarstwa. Badanie to miało na celu nie tyle potwierdzić wpływ wielkości gospodarstwa na konwergencję, czyli wykazać występowanie konwergencji warunkowej, ile ocenić siłę tego wpływu. Narzędziem wykorzystanym do jej oceny była szybkość zbieżności warunkowej.

Empiryczny model konwergencji warunkowej dla gospodarstw większych niż 1 ha o poprawnych własnościach statystycznych (tab. 2) przyjął postać:

$$\hat{y}_{i,t} = \underset{(\pm 0,093)}{5,667} + \underset{(\pm 0,093)}{(1-0,676)} y_{i,t-1} + \underset{(\pm 0,093)}{0,672} x_t \tag{8}$$

gdzie: $y_{i,t}$ jest logarytmem wielkości ekonomicznej, a $x_{i,t}$ logarytmem powierzchni, przeciętnego gospodarstwa w województwie i oraz roku t.

Dodatnia wartość współczynnika β=0,676 w równaniu potwierdza hipotezę o zachodzeniu warunkowej β-konwergencji z powierzchnią gospodarstwa jako zmienną determinującą to zjawisko. Na podstawie ocen parametrów modelu (8) wyznaczono średnią prędkość zbieżności. Prędkość ta przyjęła bardzo wysoką wartość λ=112%, przy założeniu, że średnia wielkość gospodarstw we wszystkich województwach jest identyczna. Oznacza to, że wyłącznie na skutek zmian w strukturze produkcji, przychód z gospodarstw o tej samej powierzchni mógłby się zrównać w ciągu około roku[5]. Wartość ta ze względu na prostotę modelu i jego silne założenia nie powinna być traktowana dosłownie, a jedynie jako potwierdzenie niemalże całkowitego zdeterminowania wielkości ekonomicznej przez powierzchnię gospodarstw[6]. Przeszacowanie oceny parametru może być wynikiem krótkiego okresu badania lub niepełnej informacji statystycznej.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza potwierdziła możliwość zrównania się wielkości ekonomicznej indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce. Oznacza to, że niezależnie od lokalizacji gospodarstwa mogą uzyskiwać przychody z działalności rolniczej na podobnym poziomie. Jednakże efekt ten jest silnie uwarunkowany powierzchnią użytków rolnych gospodarstwa. W porównaniu z nią niewielkie znaczenie ma struktura produkcji.

Ze względu na krótki okres badania i niepełną informację statystyczną oceny parametrów β mogą być przeszacowane, dlatego badania będą kontynuowane w miarę wydłużania się próby. Ponieważ wielkość ekonomiczna odzwierciedla tylko jeden – przychodowy – aspekt rozwoju gospodarstwa, nie może być jedyną podstawą wnioskowania na temat poziomu rozwoju rolnictwa. Natomiast może być elementem szerszych analiz, które będą kolejnym etapem badań.

[5] Czas obliczono na podstawie wzoru: $t = -\ln(0,5) / \lambda$.
[6] Znaczne zmodyfikowanie struktury produkcji rolniczej w ciągu 1 roku nie jest możliwe ze względu na jej specyfikę.

Literatura

Baltagi B.H. 2005: *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Ltd., Chichester.
Ciołek D. 2004: *Konwergencja krajów w okresie transformacji do Unii Europejskiej*, Praca doktorska, Uniwersytet Gdański, Gdańsk.
Dańska-Borsiak B. 2011: *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
Goraj L., Bocian M., Cholewa I., Nachtman G., Tarasiuk R. 2012: *Współczynniki Standardowej Produkcji „2007" dla celów Wspólnotowej Typologii Gospodarstw Rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
www.fadn.pl, dostęp 2013.
www.stat.gov.pl/bank danych lokalnych, dostęp 2013.

Summary

The article presents an analysis of the economic size of private farms in Poland in the years 2004-2011. The differences in the regions were examined at the level of provinces. Research tools that served to verify the hypotheses were dynamic panel data models. The analysis was based on statistic material derived from the CSO website. All calculations were performed in GRETL.

The analysis confirmed the possibility of levelling the economic size of private farms in Poland. This means that regardless of the location of the farm, they can generate revenue from agricultural activities at the same level. However, this effect is strongly conditioned by the agricultural land area of the farm. Compared with the agricultural land area the structure of production is of a little relevance.

Adres do korespondencji
dr Iwona Müller-Frączek, dr Joanna Muszyńska
Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu
Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania
Katedra Ekonometrii i Statystyki
ul. Gagarina 13a
87-100 Toruń
e-mail: muller@econ.umk.pl, joanna.muszynska@umk.pl