

Tadeusz Sobczyński

Uniwersytet Technologiczno-Przyrodniczy w Bydgoszczy

WYBRANE UWARUNKOWANIA RELACJI ZIEMIA-PRACA W GOSPODARSTWACH ROLNICZYCH UNII EUROPEJSKIEJ

SELECTED DETERMINANTS OF LAND-LABOR RELATIONS IN EUROPEAN UNION FARMS

Słowa kluczowe: relacje: ziemia/praca, energia/praca, usługi/praca, budynki/praca, maszyny/praca, regresja panelowa

Key words: relations: land/work, energy/work, services/work, buildings/work, machinery/work, panel regression

Abstrakt. Celem badań było określenie czynników powiązanych ze wzrostem wskaźnika ziemi na pracującego w krajach UE. Oszacowano modele panelowe dla gospodarstw mlecznych na podstawie danych FADN z 23 krajów UE dla lat 2004-2009. Zmienną zależną była ilość ziemi przypadająca na pracującego, a zmiennymi niezależnymi wartości w przeliczeniu na pracującego: energia i usługi oraz zasoby budynków i maszyn. Prosty model liniowy wykazał, że wzrost wskaźnika ziemi na pracującego łączył się ze wzrostem nakładów energii oraz wyposażenia w maszyny ($R^2 = 99,25\%$). Wzrost zasobów maszyn o 10 tys. euro na pracującego umożliwiał zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,834 ha. Z kolei wzrost nakładów na energię o 1 tys. euro na pracującego umożliwiał zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,804 ha. Z kolei model potęgowy wykazał, że wzrost wskaźnika ziemi na pracującego wymagał wzrostu nakładów energii oraz usług ($R^2 = 99,58\%$). Wzrost wskaźnika energii na pracującego o 10% umożliwiał zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 1,32-1,49%. Z kolei wzrost o 10% wskaźnika usług na pracującego umożliwiał zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,61-0,87% nakładów. Z tych analiz wynika, że poprawa struktury agrarnej, zwiększenie zasobów ziemi na pracującego w celu poprawy wydajności pracy, wymagało przede wszystkim wzrostu zużycia nakładów energii i usług oraz zasobów maszyn w przeliczeniu na pracującego.

Wstęp

Przyjmuje się, że wydajność pracy w rolnictwie zależy od ilości ziemi przypadającej na pracującego i produktywności ziemi, a mały rozmiar gospodarstw może stać się najważniejszym ograniczeniem wzrostu wydajności pracy [Hayami, Ruttan 1971, Yamada, Ruttan 1980, Ruttan 2002]. Z kolei produktywność ziemi jest też ważna ze względu na konieczny wzrost podaży surowców rolniczych na cele żywnościowe¹, energetyczne i inne [Ruttan 2002, Muth, Bryden 2012].

Wobec spodziewanego przyrostu ludności świata i popytu na żywność rozważane są różne scenariusze rozwoju produkcji roślinnej. Scenariusz oszczędzający grunty (inne scenariusze to: minimalizacji intensywności nawożenia, aktualnej intensywności, aktualnego trendu) wydaje się być najlepszym rozwiązaniem dla zminimalizowania utraty bioróżnorodności i kosztów środowiskowych związanych z emisją gazów [Tilman i in. 2011, Mulvaney i in. 2009]. Przy czym, ze środowiskowego punktu widzenia, wysoka wydajność pracy osiągnięta przez kraje o wysokich dochodach, przy przesadnym stosowaniu nawozów i znacznym powiększeniu obszaru

¹ W drugiej połowie XX wieku liczba ludności świata wzrosła ponaddwukrotnie, z około 2,5 mld w 1950 r. do 6,0 mld w 2000 r. Wymagania stawiane globalnej produkcji rolniczej wynikające z wzrostu populacji i dochodów niemal się potroiły. Do 2050 r. liczba ludności na świecie wzrośnie do 9-10 mld. Większość wzrostu ma nastąpić w krajach biednych, w których elastyczność dochodowa popytu na żywność pozostaje wysoka. Nawet umiarkowanie wysoki wzrost dochodów, w połączeniu z przewidywanym wzrostem liczby ludności, może spowodować prawie podwojenie wymagań stawianych rolnikom na całym świecie w 2050 r. [Ruttan 2002]. Dla przykładu roczny import na rynkach wschodzących (Chiny, Rosja, Meksyk, Indie, Brazylia) w pierwszej dekadzie XXI w. wzrósł wielokrotnie, w tym Chin ponad 6-krotnie [Liefert, Liefert 2012].

gospodarstw powinna być nawet ograniczana na rzecz wzrostu produktywności nawozów i ziemi [Dorward 2012].

Produktywność rolnictwa jest bardzo zróżnicowana w różnych regionach świata. Stwierdzono, że im inwestycje rolne i wykształcenie ludzi jest wyższe, tym wydajność pracy w rolnictwie rośnie szybciej. Potwierdzono także występowanie warunkowej konwergencji, co oznacza, że produktywność w każdym kraju jest zbliżna do własnej równowagi długookresowej [Gutierrez 2002, Ruttan 2002, Martín-Retortillo, Pinilla 2012, Herrendorf, Schoellman 2011]. Nasuwa się pytanie, dlaczego wydajność pracy w rolnictwie nie zrównała się w Europie w ciągu ostatnich 60 lat? Ten brak konwergencji jest zaskakujący, ponieważ był to okres niespotykanego ogólnoeuropejskiego rozpowszechnienia technologii i znacznego wzrostu granic możliwości produkcyjnych. Okres jest szczególnie interesujący, gdyż miał tu miejsce największy wzrost wydajności produkcji rolnej w ciągu ostatnich dwóch wieków [Martín-Retortillo, Pinilla 2012].

Utrzymywanie się różnic wydajności w rolnictwie można wyjaśniać zróżnicowaniem tempa wzrostu intensywności produkcji rolnej lub nadrabiania zaległości. Mówi się o idei doganiania (*catch-up*), a naśladownictwo jest łatwiejsze od szukania pionierskich rozwiązań w skali świata, stąd w państwach o niższym początkowym poziomie wydajność powinna rosnąć szybciej w stosunku do państw o najwyższej wydajności. Obserwuje się jednak sytuacje, w których zmiany technologiczne przyczyniły się do wzrostu wydajności pracy i rozbieżności, a nie konwergencji. Wyjaśnieniem może być analiza zmian wydajności, zmian technicznych, akumulacji kapitału i akumulacji kapitału ludzkiego. Ostatecznie, poziom krajowy wzrostu wydajności jest skutkiem wzrostu wydajności na poziomie gospodarstwa. Ponadto, analizy na poziomie gospodarstwa pozwalają na uchwycenie zjawisk przeciwnych, trudnych do badania na poziomie zagregowanym [Mugera i in. 2012].

Ilość ziemi przypadająca na pracującego i produktywność ziemi mają podstawowe znaczenie dla wydajności pracy w rolnictwie. Jest wiele czynników (zarówno w gospodarstwie, jak i w otoczeniu) kształtujących te relacje. Skupiono się na relacji ziemia-praca.

Celem było określenie na poziomie gospodarstwa czynników powiązanych ze wzrostem wskaźnika ziemi na pracującego w krajach UE.

Material i metodyka badań

Wykorzystano informacje zbierane w systemie danych rachunkowych z gospodarstw rolnych FADN (ang. *Farm Accountancy Data Network*). FADN jest jedynym kompletnym źródłem danych z gospodarstw, a zasady księgowości są takie same we wszystkich państwach członkowskich UE. Najszerszy i najnowszy zakres informacji dostępnych w FADN dotyczy lat 2004-2009. W tym okresie na podstawie standardowej nadwyżki bezpośredniej (ang. *Standard Gross Margin*), klasyfikowano gospodarstwa pod względem wielkości ekonomicznej (ES) i typu rolniczego (TF) [*Farm Accountancy...* 2012]. Analizą objęto gospodarstwa mleczne (TF41²). W przypadku chowu bydła podstawą są pasze objętościowe, które muszą być wyprodukowane w gospodarstwie i to harmonizuje skalę produkcji z obszarem gospodarstwa. W przypadku kierunków produkcji tzw. luźno związanych z ziemią, np. chowu trzody chlewnej i drobiu, podstawą są pasze treściwe z zakupu, co powoduje, że nie występuje bezpośrednia zależność skali produkcji z obszarem gospodarstwa [Sobczyński 2011, 2012].

W badaniach uwzględniono wszystkie kraje UE, dla których były dostępne dane z gospodarstw mlecznych w latach 2004-2009. W ten sposób uzyskano panel zbilansowany, tj. z kompletem danych dla wszystkich krajów (23) we wszystkich latach (6). Po uwzględnieniu przesłanek merytorycznych i formalnych przyjęto następujący zbiór potencjalnych zmiennych (tab. 1):

- SE025_SE010 – powierzchnia użytków rolnych w relacji do jednostki przeliczeniowej pracy (AWU – ang. *Annual Work Unit*) [ha/osoba] – zgodnie z klasycznymi opracowaniami wydajność pracy w rolnictwie zależy od ilości ziemi przypadającej na pracującego i produktywności ziemi [Hayami, Ruttan 1971, Yamada, Ruttan 1980, Ruttan 2002, Gołaś, Kozera 2003];

² Symbole zmiennych systemu FADN.

- SE345_SE010 – zużycie energii (paliwa silnikowe i oleje smarne, energia elektryczna, paliwa grzewcze) w przeliczeniu na jednostki przeliczeniowe pracy (AWU) [euro/osoba] – ujmuje najważniejszą część strumienia nakładów związanych z eksploatacją maszyn i urządzeń;
- SE350_SE010 – usługi (koszty pracy wykonanej w ramach usług oraz koszt wynajmu maszyn) w przeliczeniu na jednostki przeliczeniowe pracy (AWU) [euro/osoba] – ujmuje nakład usług, które mogą być komplementarne (np. serwis specjalistyczny) lub substytucyjne względem prac wykonywanych własnymi maszynami i urządzeniami (np. usługowy zbiór zbóż zamiast zbioru własnym kombajnem);
- SE450_SE010 – budynki (budynki i ich trwałe wyposażenie należące do rolnika, ujmowane są tu również budynki będące w fazie inwestycji) w przeliczeniu na jednostki przeliczeniowe pracy (AWU) [euro/osoba] – ujmuje zasób środków technicznych szczególnie ważnych przy produkcji mleka;
- SE455_SE010 – maszyny, urządzenia i środki transportu (maszyny, ciągniki, samochody osobowe i ciężarówki, sprzęt nawadniający, ujmowane są tu również maszyny, urządzenia i środki transportu będące w fazie inwestycji) w przeliczeniu na jednostki przeliczeniowe pracy (AWU) [euro/osoba] – ujmuje zasób środków technicznych przede wszystkim substytuujących siłę roboczą.

Jako zmienną zależną wybrano relację ziemia/praca (SE025_SE010), a pozostałe zmienne były zmiennymi niezależnymi. Obliczeń dokonano w programie GRETL z wykorzystaniem modeli panelowych. W zależności od potrzeb stosowano klasyczną (KMNK) (*Ordinary Least Squares* – OLS) lub uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów (UMNK) (*General Least Squares* – GLS). Wykorzystano metodę selekcji zmiennych objaśniających *a posteriori*. W zależności od modelu zastosowano m.in. następujące testy: na istotność równania regresji – test F, na istotność współczynników regresji – test t, na stopień wyjaśnienia zmienności zmiennej zależnej – współczynnik zmienności resztowej V_e oraz współczynnik determinacji R^2 oraz test Breuschy-Pagana na istnienie efektów indywidualnych i test Hausmana na wybór między modelem z efektami ustalonymi i modelem z efektami losowymi [Kufel 2011, Maddala 2008, Grzelak, Wiktorowicz 2009, Franc-Dąbrowska 2009, Sasin 2011, Baranowski 2008, Baranowski, Sztadynger 2011, Gruchociak 2012, Szajt 2005].

Wyniki

W badanej grupie gospodarstw mlecznych w krajach UE w latach 2004–2009 średnia powierzchnia użytków rolnych na pracującego wynosiła 26,45 ha, przy współczynniku zmienności odchylenia standardowego 52,24%. Ze zmiennych objaśniających największą zmiennością charakteryzowały się wskaźniki usług na pracującego (116,51%) i budynków na pracującego (115,69%) (tab. 1).

W pierwszej kolejności estymowano model liniowy. Okazało się, że należy odrzucić hipotezę o braku efektów indywidualnych³ oraz przyjąć hipotezę o modelu z ustalonymi efektami⁴. Potwierdziła to estymacja modelu LSDV (*least squares dummy variables*) z dodanymi zmiennymi 0-1 dla krajów oraz dla lat. W tabeli 2 zaprezentowano ostateczny rezultat modelowania. Wzrost wskaźnika ziemi na pracującego w gospodarstwach mlecznych krajów UE w latach 2004–2009 łączył się (wymagał) ze wzrostem nakładów energii oraz wyposażenia w maszyny. Wzrost zasobów maszyn o 10 tys. euro na pracującego umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,834 ha. Z kolei wzrost nakładów na energię o 1 tys. euro na pracującego umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,804 ha. Z tych analiz wynika, że poprawa struktury agrarnej, zwiększenie zasobów ziemi na pracującego w celu poprawy wydajności pracy, wymagało przede wszystkim poprawy wyposażenia w maszyny i urządzenia oraz wzrostu zużycia energii w przeliczeniu na pracującego. Statystycznie nieistotny okazał się wpływ wyposażenia w budynki, tak charakterystyczne dla gospodarstw mlecznych oraz nakłady usług (tab. 2). Oszacowano również bardziej elastyczny model potęgowy z ustalonymi (*fixed effects*) i losowymi efektami (*random effects*) (tab. 3 i 4).

³ Statystyka testu Breuschy-Pagana: $LM = 242,241$ z wartością $p = \text{prob}(\text{chi-kwadrat}(1) > 242,241) = 1,27682e-054$ (niska wartość p oznacza odrzucenie hipotezy H_0 , że model panelowy MNK jest poprawny, względem hipotezy H_1 , że model o losowych efektach jest właściwszy), czyli pożądane jest wprowadzenie efektów indywidualnych; brak możliwości zastosowania estymatorów KMNK [Kufel 2011].

⁴ Statystyka testu Hausmana: $H = 21,129$ z wartością $p = \text{prob}(\text{chi-kwadrat}(4) > 21,129) = 0,000298553$ (niska wartość p oznacza odrzucenie hipotezy zerowej o modelu z losowymi efektami, względem hipotezy alternatywnej o modelu z ustalonymi efektami) [Kufel 2011].

Tabela 1. Charakterystyka statystyczna zmiennych
 Table 1. Statistical characteristic of variables

Ziemię/ Variable	Opis/Characteristic	Minimum/ Minimum	Maksimum/ Maximum	Średnia/ Mean	Odchylenie standardowe/ Standard deviation	Współczynnik zmienności/ Coefficient of variation
SE025_ SE010	powierzchnia użytków rolnych na pracującego [ha/osoba]/utilised agricultural area [ha/worker]	1,96	56,27	26,45	13,82	52,24
SE345_ SE010	energia (paliwo, energia elektryczna) na pracującego [euro/osoba]/energy (fuel, electric energy) [EUR/worker]	678,33	8254,29	3447,98	1 849,5	53,64
SE350_ SE010	usługi na pracującego [euro/osoba]/services for working) [EUR/worker]	78,86	18 180,45	3 227,31	3 760,21	116,51
SE450_ SE010	budynki na pracującego [euro/osoba]/buildings on working) [EUR/worker]	1 937,82	503 158,64	59 897,81	69 297,65	115,69
SE455_ SE010	maszyny na pracującego [euro/osoba]/machinery for working) [EUR/worker]	3 277,31	124 218,64	31 692,44	26 731,11	84,35

Źródło: opracowanie własne
 Source: own study

Tabela 2. Czynniki powiązane ze wzrostem wskaźnika ziemi na pracującego w gospodarstwach mlecznych krajów UE w latach 2004-2009 – funkcja liniowa
 Table 2. Factors connected with increase of land per work unit ratio in dairy in EU in years 2004-2009 – linear function

Zmienne/ Variable	Współczynnik/ Coefficient	Błąd standardowy/ Standard error	t-Studenta/ t-statistic	Wartość p/p-value
Const./Stała	21,0288	0,634957	33,1185	<0,00001***
SE345_ SE010	0,000804385	0,000270038	2,9788	0,00354***
SE455_ SE010	8,34308e-05	2,74595e-05	3,0383	0,00296***

Estymacja ustalone efekty z wykorzystaniem 138 obserwacji, włączono 23 jednostek (krajów) danych przekrojowych, szereg czasowy długości = 6, zmienna zależna: SE025_ SE010/Estimation fixed effects using 138 observations, 23 units (countries) of cross-sectional data were included, length of time series = 6, dependant variable: SE025_ SE010

Średn. arytm. zm. zależnej/Mean dependent var.	26,44646	Odch. stand. zm. zależnej/S. D. dependent var.	13,81586
Suma kwad.reszt/Sum squared resid.	162,5689	Błąd standardowy reszt/S. E. of regression	1,199443
Wsp. determ. R-kwadrat/R-squared	0,993783	Skorygowany R-kwadrat/Adjusted R-squared	0,992463
F(24, 113)	752,6582	Wartość p dla testu F/P-value (F)	2,8e-113
Log. wiarygodności/Log. likelihood	-207,1191	Kryt. inform. Akaike'a/Akaike criterion	464,2381
Kryt. bayes. Schwarza/Schwarz criterion	537,4195	Kryt. Hannana-Quinna/Hannan-Quinn criterion	493,9772
Autokorel.reszt - rho1	0,140036	Stat. Durbina-Watsona	1,385384

Test na zróżnicowanie wyrazu wolnego w grupach - hipoteza zerowa: grupy posiadają wspólny wyraz wolny, statystyka testu: F(22, 113) = 418,50 z wartością p = P(F(22, 113) > 418,501) = 1,08215e-097/ Test for differentiation of constant in groups – null hypothesis: groups have common constant, F statistic: F(22, 113) = 418,50 with value p = P(F(22, 113) > 418,501) = 1,08215e-097

Źródło: opracowanie własne
 Source: own study

Tabela 3. Czynniki powiązane ze wzrostem wskaźnika ziemi na pracującego w gospodarstwach mlecznych krajów UE w latach 2004-2009 – funkcja potęgowa, ustalone efekty (*fixed effects*)

Table 3. Factors connected with increase of land per work unit ratio in dairy farms in EU in years 2004-2009 – exponential function, fixed effects

Zmienne/ <i>Variable</i>	Współczynnik/ <i>Coefficient</i>	Błąd standardowy/ <i>Standard error</i>	t-Studenta/ <i>t-statistic</i>	Wartość p/ <i>p-value</i>
Const./Stała	1,446	0,18816	7,6850	<0,00001***
l_SE345_SE010	0,148974	0,0328193	4,5392	0,00001***
l_SE350_SE010	0,0608765	0,0301741	2,0175	0,04601**

* Objaśnienia jak w tab. 2, zmienna zależna l_SE025_SE010/*Explanations: see tab. 2, dependant variable: l_SE025_SE010*

Średn. aryt. zm. zależnej/ <i>Mean dependent var.</i>	3,081380	Odch. stand. zm. zależnej/ <i>S.D. dependent var.</i>	0,722952
Suma kwadratów reszt/ <i>Sum squared resid.</i>	0,248537	Błąd standardowy reszt/ <i>S. E. of regression</i>	0,046898
Wsp. determ. R-kwadrat/ <i>R-squared</i>	0,996529	Skorygowany R-kwadrat/ <i>Adjusted R-squared</i>	0,995792
F(24, 113)	1351,779	Wartość p dla testu F/ <i>P-value (F)</i>	1,5e-127
Log. wiarygodności/ <i>Log. likelihood</i>	240,2263	Kryt. inform. Akaike'a/ <i>Akaike criterion</i>	-430,4526
Kryt. bayes. Schwarza/ <i>Schwarz criterion</i>	-357,2712	Kryt. Hannana-Quinna/ <i>Hannan-Quinn criterion</i>	-400,7135
Autokorel. reszt - rho1	0,184042	Stat. Durbina-Watsona	1,278614

Test na zróżnicowanie wyrazu wolnego w grupach - hipoteza zerowa: grupy posiadają wspólny wyraz wolny, statystyka testu: $F(22, 113) = 718,984$ z wartością $p = P(F(22, 113) > 718,984) = 7,97717e-111$ /Test for differentiation of constant in groups – null hypothesis: groups have common constant, F statistic: $F(22, 113) = 718,984$ with value $p = P(F(22, 113) > 718,984) = 7,97717e-111$

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

Tabela 4. Czynniki powiązane ze wzrostem wskaźnika ziemi na pracującego w gospodarstwach mlecznych krajów UE w latach 2004-2009 – funkcja potęgowa, losowe efekty (*random effects*)

Table 4. Factors connected with increase of land per work unit ratio in dairy farms in EU in years 2004-2009 – exponential function, random effects

Zmienne/ <i>Variable</i>	Współczynnik/ <i>Coefficient</i>	Błąd standardowy/ <i>Standard error</i>	t-Studenta/ <i>t-statistic</i>	Wartość p/ <i>p-value</i>
Const./Stała	1,38527	0,224559	6,1688	<0,00001***
l_SE345_SE010	0,13238	0,0336398	3,9352	0,00013***
l_SE350_SE010	0,0872848	0,0301746	2,8927	0,00445***

Estymacja losowe efekty UMNK z wykorzystaniem 138 obserwacji, włączono 23 jednostek (krajów) danych przekrojowych, szereg czasowy długości = 6, zmienna zależna: l_SE025_SE010/*Estimation (random effects) GLS, using 138 observations, 23 units (countries) of cross-sectional data were included, length of time series = 6, dependant variable: l_SE025_SE010*

Średn. aryt. zm. zależnej/ <i>Mean dependent var.</i>	3,081380	Odch. stand. zm. zależnej/ <i>S.D. dependent var.</i>	0,722952
Suma kwadratów reszt/ <i>Sum squared resid.</i>	53,41905	Błąd standardowy reszt/ <i>S. E. of regression</i>	0,626727
Log. wiarygodności/ <i>Log. likelihood</i>	-130,3266	Kryt. inform. Akaike'a/ <i>Akaike criterion</i>	266,6531
Kryt. bayes. Schwarza/ <i>Schwarz criterion</i>	275,4349	Kryt. Hannana-Quinna/ <i>Hannan-Quinn criterion</i>	270,2218

Test Breusch-Pagana na – hipoteza zerowa: wariancja błędu w jednostce = 0; asymptotyczna statystyka testu: Chi-kwadrat(1) = 324,132 z wartością $p = 1,82374e-072$, test Hausmana – hipoteza zerowa: estymator UMNK jest zgodny; asymptotyczna statystyka testu: chi-kwadrat(2) = 12,4521 z wartością $p = 0,00197722$ /Breusch-Pagan test – null hypothesis: unit's error variance = 0; asymptotic test statistics: Chi-squared(1) = 324,132 with value $p = 1,82374e-072$, Hausman test – null hypothesis: estimator (GLS) is consistent; asymptotic test statistics: chi-squared (2) = 12,4521 with value $p = 0,00197722$

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

Model potęgowy wskazał na powiązanie wskaźnika ziemi na pracującego w gospodarstwach mlecznych krajów UE w latach 2004-2009 z nakładami energii oraz usług. Wzrost wskaźnika energii na pracującego o 10% umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 1,49%. Z kolei wzrost o 10% wskaźnika usług na pracującego umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,61% nakładów. Z tych analiz wynika, że poprawa struktury agrarnej, zwiększenie zasobów ziemi na pracującego w celu poprawy wydajności pracy, wymagało przede wszystkim wzrostu zużycia energii oraz usług w przeliczeniu na pracującego (tab. 3).

Zbieżne były parametry dla modelu o losowych efektach⁵, z nieznacznie niższym wpływem wskaźnika zużycia energii (wzrost o 10% łączył się z większym o 1,32% wskaźnikiem powierzchni na zatrudnionego) i wyższym wpływem wskaźnika usług (wzrost o 10% wskaźnika usług umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,87%) (tab. 4).

Podsumowanie

W opracowaniu podjęto próbę określenia czynników powiązanych ze wzrostem wskaźnika ziemi na pracującego w krajach UE. Na podstawie danych FADN z 23 krajów UE dla lat 2004-2009 oszacowano modele panelowe, gdzie zmienną zależną była ilość ziemi przypadająca na pracującego, a zmiennymi niezależnymi wartości w przeliczeniu na pracującego: nakładów energii i usług oraz zasoby budynków i maszyn. Analizą objęto gospodarstwa mleczne, ponieważ w chowie bydła podstawą są pasze objętościowe, które muszą być wyprodukowane w gospodarstwie i to harmonizuje skalę produkcji z obszarem gospodarstwa.

Prosty model liniowy wykazał, że wzrost wskaźnika ziemi na pracującego w gospodarstwach mlecznych krajów UE w latach 2004-2009 łączył się ze wzrostem nakładów energii oraz wyposażenia w maszyny ($R^2 = 99,25\%$). Wzrost zasobów maszyn o 10 tys. euro na pracującego umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,834 ha. Z kolei wzrost nakładów na energię o 1 tys. euro na pracującego umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,804 ha. Z kolei model potęgowy wykazał, że wzrostu wskaźnika ziemi na pracującego wymagał wzrostu nakładów energii oraz usług ($R^2 = 99,58\%$). Wzrost wskaźnika energii na pracującego o 10% umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 1,32-1,49%. Z kolei wzrost o 10% wskaźnika usług na pracującego umożliwił zwiększenie wskaźnika ziemi na pracującego o 0,61-0,87% nakładów. Z tych analiz wynika, że poprawa struktury agrarnej, zwiększenie zasobów ziemi na pracującego w celu poprawy wydajności pracy, wymagało przede wszystkim wzrostu zużycia nakładów energii i usług oraz zasobów maszyn w przeliczeniu na pracującego. Większe znaczenie strumieni niż zasobów w wyjaśnianiu zmienności wskaźnika ziemi na pracującego może wskazywać, że przesadne inwestowanie w budynki i maszyny bez pełnego i intensywnego ich wykorzystania nie zapewnią wzrostu wydajności pracy.

Literatura

- Baranowski P. 2008: *Optymalna stopa inflacji – porównanie szacunków opartych na różnych klasach zależności funkcyjnej inflacja-wzrost*, *Mathematical economics*, 5(12), s. 41-51.
- Baranowski P., Sztandynger J. J. 2011: *Rodzinny kapitał społeczny a wzrost gospodarczy – analiza dla Polski i 15 krajów Unii Europejskiej*. *Annales. Etyka w życiu gospodarczym*, 14(1), s. 157-170.
- Dorward A.R. 2012: *Agricultural labour productivity and food prices: fundamental development impacts and indicators*, Working paper. London, Centre for Development, Environment and Policy, School of Oriental and African Studies, University of London, www.eprints.soas.ac.uk/13483/.
- Farm Accountancy Data Network 2012*. Tryb dostępu: www.ec.europa.eu/agriculture/rica, dostęp grudzień 2012.
- Franc-Dąbrowska J. 2009: *Skala działalności a podział zysku w przedsiębiorstwach rolniczych*, *J. Agribus. Rural Dev.* 2(12), s. 35-44.

⁵ W przypadku spełnienia założenia o niezależności X oraz α estymator RE (*random effects*) jest bardziej (a co najmniej nie mniej) efektywny od estymatora FE (*fixed effects*), jednak uzyskane oceny parametrów nie powinny różnić się od siebie zbyt istotnie. Duże różnice w uzyskanych ocenach metodami FE i RE mogą być spowodowane obciążonością estymatora RE w rezultacie niespełnienia założenia o niezależności X i α lub nieodpowiednią postacią funkcyjną modelu. H_0 : oba estymatory (FE i RE) są nieobciążone, ale wówczas RE jest bardziej efektywny; H_1 : estymator FE jest nieobciążony, zaś RE jest obciążony lub nastąpił błąd specyfikacji modelu.

- Golaś Z., Kozera M. 2003: *Techniczno-ekonomiczne i społeczne uwarunkowania zróżnicowania wydajności pracy w indywidualnych gospodarstwach rolnych*, Roczn. AR Poznań, CCCLVIII, Ekon. 2, s. 51-70.
- Gruchociak H. 2012: *Możliwości zastosowania modelowania dwupoziomowego w badaniach ekonomicznych*. Przegląd Statystyczny, LIX (4), s. 409-433.
- Grzelak M. M., Wiktorowicz J. 2009: *Ocena wsparcia publicznego rolnictwa w Polsce – wybrane zagadnienia*, PRS, 7(22), s. 20-31.
- Gutierrez L. 2002: *Why is Agricultural Labour Productivity higher in some countries than others*, Agric. Econ. Rev., 3(1), s. 58-72.
- Hayami Y., Ruttan, V.W. 1971: *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore, The Johns Hopkins University Press.
- Herrendorf B., Schoellman T. 2011: *Why Is Labor Productivity so Low in Agriculture?* Arizona State University, 1-43. www.economics.uwo.ca/workshop/macro/herrendorf_oct4.pdf.
- Kufel T. 2011: *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRET*, Wyd. trzecie, zmienione, PWN, Warszawa, s. 1-212.
- Liefert W. M., Liefert O. 2012: *Russian Agriculture during Transition: Performance, Global Impact, and Outlook*, Applied Economic Perspectives and Policy 34(1), 37-75, doi:10.1093/aep/ppr046.
- Maddala G. S. 2008: *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Martin-Retortillo M., Pinilla V. 2012: *Why did agricultural labor productivity not converge in Europe from 1950 to 2006?* Economic History Society Annual Conference, University of Oxford, Friday 30 March-Sunday 1 April, s. 1-38. www.ehs.org.uk/ehs/conference2012/Assets/PinillaFullPaper.pdf.
- Mugera A.W., Langemeier M.R., Featherstone A.M. 2012: *Labor productivity convergence in the Kansas farm sector: a three-stage procedure using data envelopment analysis and semiparametric regression analysis*, J. Prod. Anal., 38(1), s. 63-79.
- Mulvaney R.L., Khan S.A., Ellsworth T.R. 2009: *Synthetic Nitrogen Fertilizers Deplete Soil Nitrogen: A Global Dilemma for Sustainable Cereal Production*, J. Environ. Qual., 38(6), s. 2295-2314, doi:10.2134/jeq2008.0527.
- Muth D. Jr., Bryden K.M. 2012: *A Conceptual Evaluation of Sustainable Variable-Rate Agricultural Residue Removal*, J. Environ. Qual., 41(6), s. 1796-1805.
- Ruttan V.W. 2002: *Productivity Growth in World Agriculture: Sources and Constraints*, Journal of Economic Perspectives 16(4), s. 161-184.
- Sasin M. 2011: *Główne determinanty migracji stałych w Polsce w latach 2003-2008*, Acta Universitatis Lodziansi, Folia Oeconomica 253, s. 85-98.
- Szajt M. 2005: *Modelowanie innowacyjności państwa w oparciu o modele przestrzenno-czasowe*. DME, UMK Toruń.
- Sobczyński T. 2011: *Intensyfikacja i koncentracja produkcji a równowaga ekonomiczno-środowiskowa gospodarstw mlecznych i z chowem zwierząt ziarnożernych w UE*, Roczn. Nauk. SERiA, t. XIII, z. 4, s. 154-159.
- Sobczyński T. 2012: *Wybrane zagadnienia środowiskowe rozwoju produkcji zwierzęcej w gospodarstwach rolniczych UE*, Roczn. Nauk. SERiA, t. XIV, z. 5, s. 176-182.
- Tilman D., Balzer C., Hill J., Befort B.L. 2011: *Global food demand and the sustainable intensification of agriculture*, PNAS December 13, 2011, 108(50), s. 20260-20264. www.pnas.org/cgi/doi/10.1073/pnas.1116437108.
- Yamada S., Ruttan V.W. 1980: *International Comparisons of Productivity in Agriculture*, J.W. Kendrick, B.N. Vaccara (eds.), University of Minnesota Press, s. 507-594.

Summary

Based on data collected by FADN in 23 countries of EU in years 2004-2009 and considering diary farms panel models were estimated. The dependant variable was the area of land per work unit and the independent variables were values per working of following: energy and services as well as resources of buildings and machinery. Simple linear model showed that increase of land per work unit was connected with an increase of energy and machinery input ($R^2 = 99.25\%$). An increase in machinery resource by 10 thousand € per work unit enabled an increase of land per work unit by 0.834 ha. The increase of energy input by 1 thousand € per work unit enabled an increase of land per work unit by 0.804 ha. On the other hand the exponential model showed that increase of land per work unit required an increase of energy and services input ($R^2 = 99.58\%$). The increase of energy per work unit ratio by 10% enabled increase of land per work unit by 1.32-1.49% while 10% increase of service per work unit ratio enabled the increase of land per work unit by 0.61-0.87% of inputs. The result of this analysis shows that improvement of the agrarian structure, increase of land area per work unit in order to improve labour efficiency required an increased usage of energy, services and machinery resources per work unit.

Adres do korespondencji
dr inż. Tadeusz Sobczyński
Uniwersytet Technologiczno-Przyrodniczy w Bydgoszczy,
Zakład Ekonomiki i Doradztwa w Agrobiznesie
ul. Ks. Kordeckiego 20, 85-225 Bydgoszcz, tel. (52) 340 80 47, e-mail: tadsob@utp.edu.pl