

rozprawy i studia

ZBIGNIEW GOŁAŚ¹

DOCHODOWOŚĆ PRACY W ROLNICTWIE KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ

Streszczenie: W opracowaniu podjęto problematykę zróżnicowania dochodowości pracy w rolnictwie krajów Unii Europejskiej. Analizę oparto na Rachunkach Ekonomicznych dla Rolnictwa, tj. obowiązującym w UE zharmonizowanym sprawozdaniu finansowym, umożliwiającym analizę sytuacji gospodarczej w rolnictwie według jednolitych zasad. Podstawą przeprowadzonych badań stał się zaproponowany przez autora system wskaźników dochodowości pracy oraz analiza logitowa kategorii uporządkowanych. Badania wykazały, że w okresie 2005–2012 dochodowość pracy w rolnictwie UE wzrastała realnie średniorocznie o 1,7%, a w 2012 roku, w stosunku do 2005 roku, poziom dochodowości pracy był w ujęciu realnym wyższy o prawie 40%. W świetle analizy regresji logitowej kategorii uporządkowanych, do głównych determinant zróżnicowania dochodowości pracy w rolnictwie UE należy zaliczyć wydajność pracy zatrudnionych w rolnictwie, obciążenie rolnictwa kosztami finansowymi oraz strukturę zatrudnienia postrzeganą w kontekście skali najmu siły roboczej. Modele logitowe wskazują również na generalnie słabe powiązanie dochodowości pracy z dopłatami do produkcji. Subwencje realizowane w ramach wspólnej polityki rolnej (WPR) odgrywają bowiem ważną rolę głównie w krajach o niskim poziomie rozwoju sektora rolnego.

Słowa kluczowe: dochodowość pracy w rolnictwie, Rachunki Ekonomiczne dla Rolnictwa, system wskaźników dochodowości pracy, Unia Europejska, modele regresji logitowej kategorii uporządkowanych

WPROWADZENIE

Objęcie krajowego rolnictwa instrumentami wspólnej polityki rolnej (WPR) w sposób zasadniczy zmieniło warunki jego funkcjonowania. Członkostwo w UE przekłada się bowiem na nieograniczony dostęp do ogromnego rynku zbytu produktów rolno-spożywczych, a także, co bardzo istotne dla producentów rolnych, stwarza nowe możliwości kreowania dochodów z tytułu wielkości rynku UE oraz

¹ Autor jest pracownikiem naukowym Katedry Ekonomiki Przedsiębiorstw Agrobiznesu Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu (e-mail: zbyszkeg@up.poznan.pl).

subwencjonowania działalności rolniczej w ramach WPR [Gołaś 2010a, 2010b, Poczta i in. 2009, Poczta 2003, Zegar 2008].

W analizach zdolności kreowania dochodów w rolnictwie powszechne zastosowanie mają wskaźniki dochodowości, które są szeroko wykorzystane w ocenie wyników ekonomiczno-finansowych rolnictwa, jak i gospodarstw rolnych. Stanowią one bowiem podstawową i obiektywną miarę korzyści dla właścicieli prowadzących działalność rolniczą. Jednak w praktyce ich przydatność jest w dużej mierze ograniczona ze względu na syntetyczny charakter tych wskaźników i wynikający z niego ograniczony zakres treści informacyjnych. Dlatego też w praktyce badawczej szersze zastosowanie znalazły procedury dezagregacji wskaźników i włączania ich w systemy, co umożliwiła wielowymiarową i przyczynowo-skutkową analizę różnych problemów finansowych [zob. Bednarski 2002, Bieniasz i in. 2009, Dudycz 2011, Dudycz 2001, Gołaś i Paszkowski 2009, Gołaś 2008, Hawawini i Viallet 2005, Sierpińska i Jachna 1993, Sierpińska i Niedbała 2003, Wędzki 2006].

Głównym celem prezentowanej pracy jest wielowymiarowa analiza zróżnicowania dochodowości pracy w rolnictwie krajów Unii Europejskiej (UE) w okresie 2005–2012. Analizę przeprowadzono na podstawie zaproponowanej dekompozycji wskaźnika dochodowości pracy w rolnictwie oraz przy zastosowaniu metod statystycznych – uporządkowanych modeli logitowych, umożliwiających określenie istotności oraz siły i kierunku wpływu poszczególnych składników systemu na poziom analizowanej kategorii dochodowości.

MATERIAŁ ŹRÓDŁOWY I METODY BADAWCZE

W analizie dochodowości pracy w rolnictwie wykorzystano Rachunki Ekonomiczne dla Rolnictwa (RER), których głównym celem jest monitoring dochodów w rolnictwie w kategoriach trzech rodzajów wartości dodanej (netto, brutto, kosztach czynników wytwórczych), nadwyżki operacyjnej oraz dochodu netto przedsiębiorców rolnych [Rozporządzenie... 2004]. W RER wartość dodana netto jest miernikiem wartości wytworzonej przez wszystkie podmioty rolnicze, skorygowanym o amortyzację. Ponadto jest to podstawowa kategoria dochodowa, informująca o zdolności wnoszenia nowych wartości w relacji do ponoszonych kosztów materialnych, jak również wyznacznik ilości i jakości kapitału ludzkiego [Skoczylas i Niemiec 2005, Wędzki 2006]. Wartość dodana netto w sektorze rolnictwa, ze względu na wycenę produkcji globalnej w cenach bazowych i wycenę zużycia pośredniego w cenach nabywcy, jest korygowana o podatki od produktów, ale zawiera kwoty dotacji do produktów.

Kolejną kategorią dochodową jest wartość dodana w kosztach czynników produkcji (dochód z czynników produkcji), będąca miernikiem wartości generowanej łącznie przez ziemię, kapitał oraz pracę, przy czym czynnik pracy jest tutaj ujmowany w postaci wszystkich zasobów pracy zaangażowanych w działalność rolniczą, tj. obejmuje zarówno pracę własną przedsiębiorców rolnych, jak i najem siły roboczej. Praca najemna znajduje odbicie w kolejnej kategorii dochodu, jaką jest nadwyżka operacyjna netto (dochód mieszany), która jest miernikiem wartości generowanej przez ziemię, kapitał oraz pracę niewynagradzaną i jest mniejsza od wartości dodanej w kosztach czynników produkcji o koszty pracy najemnej.

Ostatnią kategorią dochodową w rachunku RER jest dochód przedsiębiorców rolnych, obliczany z korekty nadwyżki operacyjnej o koszty i przychody finansowe w postaci salda uzyskanych i zapłaconych odsetek oraz koszty dzierżaw. Dochód przedsiębiorców rolnych jest syntetyczną miarą poziomu wynagrodzenia nieodpłatnych zasobów pracy w rolnictwie, wynagrodzenia zaangażowanego kapitału oraz renty z tytułu własności ziemi.

Powyższy rachunek RER wykorzystano do analizy dochodowości pracy w rolnictwie, opracowując na jego podstawie sekwencyjny i logiczny system wskaźników. W systemowym ujęciu wskaźnik dochodowości pracy (DPR) w sektorze rolnictwa można przedstawić w postaci następującego równania²:

$$DPR = \frac{DR}{ZN} = \frac{WB}{ZO} \times \frac{WN}{WB} \times \frac{WN-PD}{WN} \times \frac{DCZ}{WN-PD} \times \frac{NO}{DCZ} \times \frac{NO+SO}{NO} \times \frac{DR}{NO+SO} \times \frac{ZO}{ZN}$$

gdzie:

DR/ZN – wskaźnik dochodowości pracy [dochód przedsiębiorców rolnych (DR)/liczba zatrudnionych nieopłaconych (ZN)],

WB/ZO – wskaźnik wydajności pracy mierzony wartością dodaną brutto [wartość dodana brutto (WB)/liczba zatrudnionych ogółem (ZO)],

WN/WB – wskaźnik kosztów amortyzacji środków trwałych [wartość dodana netto (WN)/wartość dodana brutto (WB)],

(WN–PD)/WN – wskaźnik kosztów podatkowych [(wartość dodana netto (WN) – podatki (PD))/wartość dodana netto (WN)],

DCZ/(WN–PD) – wskaźnik dotacji do produkcji rolniczej [dochód czysty (DCZ)/(wartość dodana netto (WN) – podatki (PD))],

NO/DCZ – wskaźnik kosztów wynagrodzeń [nadwyżka operacyjna (NO)/dochód czysty (DCZ)],

(NO + SO)/NO – wskaźnik przychodów i kosztów finansowych [(nadwyżka operacyjna (NO) + saldo uzyskanych i zapłaconych odsetek (SO))/ nadwyżka operacyjna (NO)],

DR/(NO + SO) – wskaźnik kosztów dzierżaw [dochód przedsiębiorców rolnych (DR)/(nadwyżka operacyjna (NO) + saldo uzyskanych i zapłaconych odsetek (SO))],

ZO/ZN – wskaźnik struktury zasobów zatrudnienia [liczba zatrudnionych ogółem (ZO)/liczba zatrudnionych nieopłaconych (ZN)].

Z kolei w modelowaniu dochodowości pracy w rolnictwie zastosowano wielomianowy model logitowy kategorii uporządkowanych, w którym zmienna zależna jest dyskretna i przyjmuje wartości z przeliczalnego i skończonego zbioru wartości o określonej hierarchii. W modelowaniu przyjęto, że *i*-ta jednostka (w tym przypadku rolnictwo *i*-tego kraju UE), charakteryzuje się jednym spośród *J* pozio-

² Przedstawiona propozycja dekompozycji wskaźnika dochodowości pracy i zaprezentowany w artykule system wskaźników nie wyczerpuje wszystkich możliwości w tym zakresie. Na podstawie RER możliwe jest opracowanie wielu innych, mniej lub bardziej rozbudowanych, alternatywnych systemów tego wskaźnika eksponujących znaczenie m.in. produktywności nakładów, technicznego uzbrojenia pracy oraz znaczenie zasobów ziemi i ich intensywności zagospodarowania (produktywności ziemi i intensywności produkcji).

mem dochodowości pracy (1 – bardzo niskim, 2 – niskim, 3 – średnim, 4 – wysokim). W tym przypadku modelowaniu podlegają tzw. skumulowane logity, tj. logarytmy ilorazów prawdopodobieństwa przynależności rolnictwa i -tego kraju UE do kategorii nie wyższej niż j -ta (p_{ij}) i prawdopodobieństwa do niego przeciwnego ($1-p_{ij}$). Kategoria dochodowości rolnictwa (w tym przypadku dochodowości pracy) determinowana jest przez k – zestaw zmiennych egzogenicznych (wskaźników systemu dochodowości pracy w rolnictwie) oraz składnik losowy. W przypadku J kategorii otrzymuje się $J-1$ równań logitowych [Gołaś i Kurzawa 2014, Hilbe 2009]:

$$\text{logit}(p_{ij}) = \ln \frac{\Pr(y_i \leq j)}{\Pr(y_i > j)} = \ln \frac{p_{ij}}{1 - p_{ij}} \beta_{0g} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon \quad (g = 1, 2, \dots, J-1)$$

np. dla $j = 4$:

$$\begin{aligned} \text{logit}(p_1) &= \ln \frac{\Pr(y_i \leq 1)}{\Pr(y_i > 1)} = \ln \frac{p_1}{1 - p_1} \\ \text{logit}(p_1 + p_2) &= \ln \frac{\Pr(y_i \leq 2)}{\Pr(y_i > 2)} = \ln \frac{p_1 + p_2}{1 - p_1 - p_2} \\ \text{logit}(p_1 + p_2 + p_3) &= \ln \frac{\Pr(y_i \leq 3)}{\Pr(y_i > 3)} = \ln \frac{p_1 + p_2 + p_3}{1 - p_1 - p_2 - p_3} \end{aligned}$$

oraz $p_1 + p_2 + p_3 + p_4 = 1$

Do identyfikacji czynników wpływających na poziom dochodowości pracy w rolnictwie krajów UE, mierzony dochodem przedsiębiorców rolnych na jednostkę niewynagradzanych zasobów pracy, zastosowano uporządkowany model logitowy o następującej postaci:

$$y_i^* = x_i^T \beta + \varepsilon_i$$

gdzie:

y_i^* – zmienna nieobserwowalna odnosząca się do i -tej obserwacji, związana jest z jej dyskretnymi odpowiednikami:

$y_i = j$, jeśli $\tau_{j-1} \leq y_i^* \leq \tau_j$

τ_j – wartości progowe, przy czym $-\infty = \tau_0 < \tau_1 < \dots < \tau_m < \tau_{m+1} = \infty$

β – wektor parametrów,

x_i – wektor wartości zmiennych egzogenicznych dla i -tej obserwacji,

ε_i – składnik losowy dla i -tej obserwacji,

$i = 1, 2, \dots, N$ – liczba obserwacji.

Po oszacowaniu parametrów modelu, przewidywane prawdopodobieństwo przynależności i -tej jednostki (rolnictwa i -tego kraju UE do j -tej kategorii – klasy dochodowości pracy) można zapisać:

$$\Pr(y = j | \mathbf{x}) = \Pr(\tau_{j-1} < y^* < \tau_j | \mathbf{x}) = \Pr(\tau_{j-1} < \mathbf{x}\beta < \tau_j | \mathbf{x}) = F(\tau_j - \mathbf{x}\beta) - F(\tau_{j-1} - \mathbf{x}\beta)$$

gdzie F oznacza dystrybuantę rozkładu logistycznego składnika losowego [Gołaś i Kurzawa 2014].

W oszacowanym modelu parametry przy zmiennych objaśniających są takie same dla każdej kategorii j (klasy dochodowości pracy), co ma związek z tzw. założeniem proporcjonalnych szans – regresji równoległych. Oznacza ono, że stosunek między każdą parą porównywanych grup kategorii (klas dochodowości pracy) jest ten sam, tzn. współczynniki opisujące związek między zmiennymi w najniższej, w porównaniu do wszystkich wyższych, kategorii zmiennej objaśnianej są takie same jak te, które opisują relacje między kolejnym wyższym stopniem kategorii i pozostałych kategorii wyższych. Jeżeli związek między wszystkimi parami kategorii w ramach tej samej grupy porównań jest proporcjonalny, wówczas istnieje tylko jeden zestaw oszacowanych parametrów przy zmiennych objaśniających. Jeżeli założenie proporcjonalności ilorazów szans nie jest spełnione, należy oszacować tzw. uogólniony uporządkowany model logitowy, co prowadzi do oszacowania różnych zestawów parametrów przy zmiennych objaśniających między każdą porównywaną parą grup kategorii wynikowych (klas dochodowości pracy). W celu weryfikacji tego założenia zastosowano test Branta oraz Wolfe’a i Goulda [Brant 1990, Gruszczyński 2010, Long i Freese 2006, Wolfe i Gould 1998], które sprawdzają, czy model bez warunku założenia regresji równoległych jest lepiej dopasowany niż model podtrzymujący to ograniczenie. Podstawą testu jest oszacowanie $J-1$ regresji dwumianowych. Hipoteza zerowa testu łącznego Branta wyraża równość odpowiednich parametrów we wszystkich regresjach dwumianowych dla wszystkich zmiennych objaśniających. Odrzucenie tej hipotezy oznacza, że przynajmniej dla jednej zmiennej parametry różnią się w co najmniej dwóch modelach dwumianowych, tzn. że założenie proporcjonalnych szans nie jest spełnione. Natomiast testy indywidualne pozwalają na wskazanie, dla których zmiennych parametry w regresjach dwumianowych się różnią.

W przypadku testu Wolfe’a i Goulda zmienne objaśniane w regresjach dwumianowych definiuje się odwrotnie niż w teście Branta. Test ten pozwala ponadto na porównanie dopasowania zestawu modeli dwumianowych z dopasowaniem standardowego modelu uporządkowanego. Odrzucenie hipotezy zerowej o równym dopasowaniu obu modeli oznacza, że założenie regresji równoległych nie jest spełnione i wymuszenie go na modelu istotnie pogarsza jego dopasowanie. Jeżeli uporządkowany model logitowy nie spełnia założenia proporcjonalnych szans, należy oszacować uogólniony model uporządkowany, który uwzględnia zmienność parametrów β w zależności od kategorii (klas dochodowości pracy).

Do oceny jakości oszacowanych uporządkowanych modeli logitowych dochodowości pracy wykorzystano test ilorazu wiarygodności badający łączną istotność modelu, test Walda weryfikujący istotności ocen parametrów modelu oraz trzy miary jakości dopasowania modelu: pseudo – R^2 McFaddena, zliczeniowy R^2 oraz pseudo R^2 McKelvey & Zavoina [Gruszczyński 2010, Maddala 2006, McFadden 1974, McKelvey i Zavoina 1975].

WYNIKI BADAŃ

Zróźnicowanie poziomu i dynamiki zmian dochodowości pracy w rolnictwie krajów UE

W tabeli 1 zamieszczono informacje dotyczące realnego poziomu dochodowości pracy w rolnictwie krajów UE w latach 2005–2012, uszeregowane według malejącego

i średniego dla tych lat realnego poziomu dochodowości pracy wraz z odpowiednimi indeksami dynamiki zmian. Z ich analizy wynika, że ogółem w UE-27 realne dochody w przeliczeniu na jednostkę pracy niewynagradzanej wzrastały średniorocznie o 1,7%, w konsekwencji czego były one w 2012 roku (10,2 tys. euro) wyższe w stosunku do 2005 roku (7,3 tys. euro) o ponad 39%. Na ten korzystny kierunek przemian dochodowości pracy ogółem w rolnictwie UE składają się jednak dość wyraźnie zróżnicowane poziomy uzyskiwanego dochodu w poszczególnych krajach, jak również ich dynamika zmian. Biorąc pod uwagę średni poziom dochodowości pracy w latach 2005–2012, można bowiem zauważyć, że różnice w tym zakresie między krajami UE są kilkukrotne.

W analizowanym okresie najwyższą dochodowość pracy (22–33 tys. euro), przy zróżnicowanej dynamice zmian (od -1,2% do +6,6%), uzyskiwano w rolnictwie Wielkiej Brytanii, Hiszpanii, Belgii oraz Francji. W tych krajach dochód przedsiębiorców rolnych był bowiem w badanych latach 2,5–3,8-krotnie wyższy aniżeli przeciętnie w rolnictwie UE. Na szczególne podkreślenie zasługuje tutaj jednak przede wszystkim najbardziej efektywny sektor rolny Wielkiej Brytanii. W rolnictwie tego kraju przedsiębiorcy rolni uzyskiwali najwyższe dochody (w latach 2005–2012 średnio 32,7 tys. euro), a ponadto dynamika zmian dochodowości pracy mierzona średniorocznym przyrostem (+6,6%) oraz między skrajnymi latami (177,6%) była w nim bardzo wysoka.

TABELA 1. Dochodowość pracy w rolnictwie UE w latach 2005–2012 (wartość realna dochodu przedsiębiorców rolnych w tys. euro w przeliczeniu na osobę niewynagradzaną)

TABLE 1. Work profitability in EU agriculture in 2005–2012 years (real income of agricultural entrepreneurs in thousand Euros per non-salaried person)

Kraje UE	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Średnia 2005–2012	Średnioroczna dynamika zmian (%)*	2012/2005 (%)
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
W. Brytania	21,3	22,7	24,9	37,0	38,2	36,3	43,4	37,8	32,7	6,6	177,6
Hiszpania	26,9	24,7	29,9	24,5	25,0	29,6	28,7	29,8	27,4	-1,2	110,9
Belgia	18,2	25,3	29,2	19,0	28,5	39,0	16,3	21,8	24,7	0,5	120,1
Francja	18,0	21,3	24,5	18,5	12,8	24,5	27,1	28,6	21,9	4,7	159,0
Niemcy	13,3	15,3	23,0	24,8	12,3	18,2	21,2	24,7	19,1	5,1	185,8
Szwecja	14,4	17,3	22,1	18,7	11,8	20,2	18,8	18,7	17,8	7,2	130,2
Holandia	14,9	24,0	21,2	12,1	7,6	18,1	12,8	18,1	16,1	0,5	121,2
Austria	12,6	14,6	16,9	16,6	12,2	14,9	18,0	16,4	15,3	2,9	130,2
Luksemburg	17,4	19,3	25,0	16,1	7,8	6,9	11,1	14,9	14,8	-6,9	85,2
Finlandia	13,8	12,5	15,2	10,6	14,1	15,6	17,8	17,9	14,7	4,1	129,7
Malta	14,8	14,6	14,3	13,2	14,9	14,2	12,0	11,6	13,7	-2,3	78,4
Irlandia	15,7	12,3	13,6	11,3	7,2	9,4	12,8	11,5	11,7	-1,2	73,4
Grecja	10,6	10,0	11,0	10,9	13,2	12,5	12,0	12,1	11,5	0,9	114,5
Czechy	9,4	8,4	8,3	11,6	3,3	9,2	21,3	19,9	11,4	6,9	211,5
Cypr	11,9	10,5	10,3	10,0	10,6	10,8	11,0	11,3	10,8	0,1	94,3
Estonia	6,0	5,7	8,9	5,2	4,0	10,5	14,6	16,4	8,9	13,4	274,5
Włochy	10,1	9,5	9,2	9,4	8,4	5,8	8,6	7,5	8,6	-7,3	74,6
Węgry	2,7	3,0	3,2	5,0	2,5	3,6	6,5	5,6	4,0	9,2	204,4
Słowenia	4,0	3,8	4,4	3,8	3,6	3,9	4,6	3,6	4,0	-1,1	91,1
Portugalia	4,2	4,1	3,7	3,9	3,4	4,2	3,3	4,2	3,9	-2,1	99,4
Polska	2,1	2,4	3,0	2,5	2,9	3,4	4,1	3,8	3,0	6,1	179,4

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Litwa	2,5	1,9	2,9	2,6	1,9	2,5	3,9	5,2	2,9	11,3	211,0
Łotwa	2,2	2,9	2,9	2,3	1,9	2,8	2,8	3,4	2,7	5,4	153,7
Bułgaria	2,4	2,5	2,2	3,8	2,3	2,5	2,6	2,7	2,6	2,2	115,3
Słowacja	0,5	1,7	2,2	3,0	-0,4	-0,7	3,1	5,1	1,8	–	967,2
Rumunia	1,5	1,5	1,0	1,6	1,2	1,2	1,8	1,0	1,4	-13,6	65,4
Dania	7,2	9,7	4,7	-42,7	-26,2	1,5	13,2	18,5	-1,8	–	257,0
UE-27	7,3	7,7	8,8	8,2	7,0	9,1	10,2	10,2	8,6	1,7	139,1

* średnia geometryczna

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Rachunków Ekonomicznych dla Rolnictwa (RER).

* geometric mean

Source: own calculations based on the Economic Accounts for Agriculture (EAA).

Kolejną grupę tworzą kraje, w których średni poziom dochodowości pracy był w latach 2005–2012 również wyższy od średniej w UE ogółem i mieścił się w przedziale 14 tys.–19 tys. euro. Grupa ta jest dość liczna, a tworzą ją: Niemcy, Szwecja, Holandia, Austria, Luksemburg, Finlandia oraz Malta. Z punktu widzenia dynamiki zmian dochodowości pracy nie jest to grupa jednorodna. Z danych zawartych w tabeli 1 wynika, że efektywność dochodowa najkorzystniej zmieniała się w rolnictwie niemieckim, szwedzkim oraz fińskim, w których średnioroczny przyrost dochodowości pracy wynosił 4,1%–7,2%, a dochody w przeliczeniu na jednostkę pracy nieopłaconej zwiększyły się w 2012 roku, w stosunku do 2005 roku, od 30% (Finlandia) do 85% (Niemcy). Na ich tle zdecydowanie mniej korzystnie kształtowała się sytuacja dochodowa sektora rolnego w pozostałych krajach, w tym szczególnie w rolnictwie Luksemburga i Malty. W tych krajach średnioroczny przyrost dochodów w przeliczeniu na jednostkę pracy był ujemny (odpowiednio -6,9% i -2,3%), w konsekwencji czego w 2012 roku, w stosunku do 2005 roku, był on w nich realnie niższy odpowiednio o: około 15% i 12%.

Kolejną, trzecią, grupę tworzą sektory rolne krajów UE (Irlandia, Grecja, Czechy, Cypr, Estonia, Włochy), w których średni poziom dochodowości pracy (8,6 tys.–11,7 tys. euro) był w latach 2005–2012 zbliżony do średniej w rolnictwie UE ogółem. Również w przypadku tej grupy zauważalne są silnie zróżnicowane trajektorie rozwoju analizowanej kategorii dochodowości. W rolnictwie Estonii oraz Czech można bowiem zaobserwować dynamiczny realny wzrost dochodowości pracy. Z danych zawartych w tabeli 1 wynika, że w rolnictwie tych krajów dochód na jednostkę pracy średniorocznie zwiększał się realnie o 13,4% i 6,9%, a w porównaniu między skrajnymi latami zwiększył się odpowiednio o 174% i 111%. W sektorze rolnym pozostałych krajów tej grupy zmiany dochodowości miały generalnie regresywny charakter. Ten kierunek zmian jest zauważalny przede wszystkim w rolnictwie Włoch i Irlandii, w których średnioroczne przyrosty dochodowości pracy były ujemne (odpowiednio -7,3% i -1,2%) i korespondowały ze znaczącym (około 16%) spadkiem dochodu na jednostkę nieopłaconych zasobów pracy.

Ostatnią i jednocześnie najliczniejszą grupę tworzą przede wszystkim państwa byłego bloku wschodniego, w których poziom dochodowości (4,0 tys. i mniej euro) znacząco odbiegał od średniego poziomu w UE ogółem. W tej grupie znajduje się również krajowy sektor rolnictwa Polski, którego parametry wskazują na poziom dochodowości pracy niższy niż w UE ogółem o 65%, ale jednocześnie na znaczącą

i korzystną dynamikę zmian w tych kategoriach. W badanym okresie realny dochód z rolnictwa w przeliczeniu na jednostkę nieopłaconych zasobów pracy wzrastał w Polsce średniorocznie o 6,1%, a w 2012 roku, w stosunku do 2005 roku, był realnie wyższy o blisko 80%. Jednak w świetle zaprezentowanych statystyk sytuacja dochodowa sektora rolnego w Polsce nie rozwija się z największą dynamiką. Zdecydowanie lepsze parametry zmian dochodowości pracy są bowiem charakterystyczne dla rolnictwa węgierskiego i litewskiego. W przypadku rolnictwa na Węgrzech i Litwie poziom dochodowości pracy zwiększał się bowiem średniorocznie o 9,2% i 11,3%, a między skrajnymi latami badanego okresu zwiększył się realnie odpowiednio: o ponad 104% i 111%.

Analizując dane zawarte w tabeli 1, można zauważyć, że w rozpatrywanej grupie sklasyfikowano również rolnictwo duńskie, którego przynależność do tej grupy wynika z dwóch przyczyn. Po pierwsze, dochodowość pracy w sektorze rolnym Danii cechowała się bardzo silną zmiennością (od -42,7 tys. euro w 2008 roku do 18,5 tys. euro w 2012 roku), po drugie, przeciętny poziom dochodowości pracy był w nim w badanych latach ujemny (-1,8 tys. euro), co wskazuje na generowanie strat. Negatywny średni wynik finansowy w sektorze rolnym Danii w latach 2005–2012, mierzony poziomem dochodu przedsiębiorców rolnych, wynika ze szczególnie silnej kapitalizacji tego sektora i związanymi z nią znacznymi kosztami finansowymi. Koszty te w wybranych latach (np. w 2008 i 2009 roku), były na tyle wysokie, że z nadwyżką zredukowały całą wartość dodaną wraz z dopłatami i w konsekwencji wygenerowały straty w działalności rolniczej. Jednak statystyki wskazują również, że od 2010 roku sytuacja dochodowa rolnictwa duńskiego uległa zasadniczym i korzystnym zmianom, niemniej nie zmienia ona negatywnej oceny dotyczącej całego badanego interwału czasowego. Generalnie w podobnej konwencji należy również postrzegać sektor rolny na Słowacji, w którym dochodowość pracy podlegała silnej zmienności od -0,7 tys. euro w 2010 roku do 5,1 tys. euro w 2012 roku. Ponadto, bardzo silny wzrost dochodowości pracy (967%) w 2012 roku (5,1 tys. euro) w stosunku do 2005 roku (0,5 tys. euro) wynika tutaj z bardzo niskiej bazy odniesienia.

Z punktu widzenia parametrów dochodowości, poza Danią, zdecydowanie niekorzystnie tendencje zarysowały się w latach 2005–2012 w Rumunii. W sektorze rolnym tego kraju dochodowość pracy kształtowała się na najniższym poziomie, przy dużych wahaniami (od 1,0 do 1,8 tys. euro) i negatywnej tendencji zmian. W badanych latach średnioroczny przyrost dochodu w przeliczeniu na jednostkę niewynagradzanej pracy był bowiem w sektorze rolnym Rumunii ujemny (-13,6%), a w porównaniu do skrajnych lat (2012/2005) dochód ten był realnie mniejszy aż o około 35%.

Struktura dochodowości pracy w rolnictwie UE w ujęciu systemu wskaźników

W tabeli 2 zamieszczono wartości przeciętne poszczególnych wskaźników systemu analitycznego dochodowości pracy w rolnictwie krajów UE z lat 2011–2013, w układzie czterech grup (kwartyli) uszeregowanych według malejącego poziomu dochodu przeliczonego na nieopłaconą jednostkę pracy (DPR). Z ich analizy wynika, że największe różnice w rozpatrywanym systemie analitycznym dochodowości

pracy w rolnictwie dotyczą wydajności pracy mierzonej wartością dodaną brutto (W_1 ; $V=79,5\%$), dotacji do produkcji rolniczej (W_4 ; $V=68,1\%$), struktury zatrudnienia wyrażonej relacją zatrudnionych ogółem do zatrudnionych niewynagradzanych (W_8 ; $V=44,5\%$) oraz kosztów amortyzacji (W_2 ; $V=31,3\%$).

TABELA 2. Wskaźniki systemu dochodowości pracy w rolnictwie UE-27 (wartości średnie z lat 2010–2012)^{1,2,3}

TABLE 2. System indicators of work profitability in EU-27's agriculture (average from 2010–2012 years)^{1,2,3}

Kraje UE	$\frac{WB}{ZO}$	$\frac{WN}{WB}$	$\frac{(WN-PD)}{WN}$	$\frac{DCZ}{(WN-PD)}$	$\frac{NO}{DCZ}$	$\frac{(NO+SO)}{NO}$	$\frac{DR}{(NO+SO)}$	$\frac{ZO}{ZN}$	$\frac{DR}{ZN}$
	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5	W_6	W_7	W_8	DPR
	W. Brytania	34,21	0,69	0,98	1,64	0,74	0,97	0,94	1,53
Hiszpania	21,83	0,78	0,98	1,36	0,83	0,96	0,93	1,72	29,38
Francja	33,61	0,64	0,92	1,49	0,73	0,95	0,87	1,50	26,70
Belgia	38,06	0,70	1,00	1,38	0,79	0,85	0,87	1,21	26,09
Niemcy	27,80	0,47	0,93	2,06	0,73	0,90	0,77	1,68	21,45
Szwecja	26,36	0,40	1,00	2,47	0,81	0,83	0,76	1,43	19,25
\bar{x}	30,31	0,61	0,97	1,73	0,77	0,91	0,86	1,51	27,00
V (%)	18,10	21,9	3,2	23,3	5,2	5,9	8,1	11,1	23,6
Finlandia	17,46	0,24	1,00	5,82	0,73	0,87	0,88	1,26	17,08
Czechy	9,25	0,53	0,92	2,82	0,44	0,95	0,77	4,11	16,78
Austria	20,51	0,42	0,84	2,48	0,86	1,00	0,92	1,15	16,45
Holandia	44,88	0,60	0,89	1,20	0,52	0,66	0,98	1,68	16,32
Estonia	9,09	0,69	0,98	1,86	0,71	0,95	0,94	1,90	13,82
Malta	9,99	0,89	1,00	1,39	0,94	0,99	0,99	1,11	12,60
Grecja	11,81	0,66	0,94	1,82	0,91	0,89	0,91	1,24	12,22
\bar{x}	17,57	0,58	0,94	2,48	0,73	0,90	0,91	1,78	15,04
V (%)	67,50	33,1	5,9	58,8	24,4	12,0	7,5	55,6	12,8
Irlandia	10,15	0,55	0,93	3,10	0,83	0,86	0,90	1,08	11,24
Cypr	11,03	0,96	0,95	1,04	0,81	0,96	0,97	1,40	11,03
Dania	49,00	0,54	0,92	1,66	0,57	0,58	0,43	1,86	10,91
Luksemburg	21,54	0,11	0,90	8,29	0,76	0,92	0,72	1,29	10,91
Włochy	19,94	0,46	0,93	1,43	0,47	0,87	0,92	1,58	7,31
Węgry	5,21	0,63	0,98	1,93	0,74	0,98	0,87	1,32	5,21
Słowenia	4,82	0,43	0,99	2,35	0,80	0,98	0,96	1,13	4,04
\bar{x}	17,41	0,53	0,94	2,79	0,71	0,88	0,84	1,43	9,46
V (%)	81,80	44,3	3,2	82,9	17,9	14,7	21,2	17,4	30,2
Portugalia	5,75	0,68	0,99	1,48	0,67	0,87	0,96	1,23	3,93
Litwa	4,78	0,71	1,00	1,30	0,72	0,99	0,90	1,37	3,85
Polska	3,52	0,83	0,94	1,49	0,91	0,97	0,99	1,06	3,76
Łotwa	2,13	0,65	0,94	2,54	0,78	0,97	0,96	1,24	2,99
Bułgaria	2,68	0,84	1,00	1,40	0,87	0,99	0,80	1,21	2,62
Słowacja	6,24	0,46	0,81	3,45	0,23	0,72	0,53	3,58	2,51
Rumunia	3,15	0,63	1,00	1,29	0,48	0,96	0,96	1,16	1,31
\bar{x}	4,04	0,69	0,95	1,85	0,67	0,92	0,87	1,55	3,00
V (%)	36,10	17,3	6,7	41,4	32,9	9,9	17,3	53,7	29,2
\bar{x} UE-27	13,67	0,61	0,95	1,58	0,72	0,92	0,90	1,31	9,82
V (%)	79,50	31,3	5,1	68,1	22,9	11,4	15,2	44,5	72,5

¹ oznaczenia wskaźników jak w części metodycznej artykułu; poziomy wskaźników obliczono na podstawie wartości realnych; ² \bar{x} – wartość średnia w grupie; ³ V – współczynnik zmienności w %

Źródło: obliczenia własne na podstawie Rachunków Ekonomicznych dla Rolnictwa (RER).

¹ ratios designations as in the methodical section of the article; ² levels of indicators calculated in real value; ³ \bar{x} – mean value in the group, V – coefficient of variation in %

Source: own calculations based on the Economic Accounts for Agriculture (EAA).

Z punktu widzenia zmienności poziomu wskaźników rozpatrywanego systemu analitycznego dochodowości pracy, najmniej zróżnicowana jest grupa I (kwartył 1), w której sklasyfikowano rolnictwo Wielkiej Brytanii, Hiszpanii, Francji, Belgii, Niemiec oraz Szwecji. Na tle uwarunkowań przeciętnych w UE-27 ogółem grupa ta wyróżnia się najwyższym (DPR=19–39 tys. euro) i relatywnie mało zróżnicowanym ($V=23,6\%$) poziomem dochodu z pracy, który jest tutaj powiązany przede wszystkim z bardzo wysokim ($W_1=30,31$ tys. euro) i porównywalnym poziomem wydajności pracy ($V=18,1\%$), z relatywnie silniejszym wpływem dotacji do produkcji ($W_4=1,73$) oraz z wyższym niż przeciętnie wskaźnikiem struktury zatrudnienia ($W_8=1,51$), wskazującym na istotną rolę najemnej siły roboczej. Przy generalnie mało zróżnicowanym poziomie rozpatrywanych wskaźników można jednak dostrzec, że w wybranych krajach analizowanej grupy dochodowość pracy jest ponadprzeciętnie determinowana (pozytywnie lub negatywnie) przez: wysokie koszty amortyzacji świadczące o dużym zaangażowaniu trwałych aktywów rzeczowych (W_2 ; Niemcy, Szwecja), szczególnie silny wpływ dopłat do produkcji (W_4 ; Niemcy, Szwecja), mniejszą skalę wytracania wartości dodanej z tytułu kosztów wynagrodzeń (W_5 ; Szwecja, Hiszpania), silniejszą redukcję wartości dodanej w następstwie ponoszonych kosztów finansowych (W_7 ; Niemcy, Szwecja) oraz przez strukturę zatrudnienia w produkcji rolniczej (W_8 ; Hiszpania, Niemcy).

Z kolei biorąc pod uwagę grupę II (kwartył 2), utworzoną przez Finlandię, Czechy, Austrię, Holandię, Estonię, Maltę i Grecję, można zauważyć, że wyższy – w stosunku do średniej w UE-27 – poziom dochodowości pracy w rolnictwie jest tutaj generalnie uwarunkowany wyższą niż przeciętnie wydajnością pracy (W_1), bardzo silnym wpływem dotacji do produkcji (W_4) oraz przez strukturę zatrudnienia (W_8). Jednak w świetle współczynników zmienności porównywalnemu ($V=12,8\%$) dochodowi z pracy (DPR=12–17,1 tys. euro) odpowiadają w tej grupie silnie zróżnicowane wielkości wskaźników tworzących system analityczny. W największym stopniu różnice te są zauważalne w poziomie wydajności pracy (W_1 ; $V=67,5\%$), dopłatach do produkcji (W_4 ; $V=58,8\%$), strukturze zatrudnienia rolniczego (W_8 ; $V=55,6\%$), a także, chociaż w mniejszym stopniu, w kosztach amortyzacji (W_2 ; $V=33,1\%$). Wymienione wskaźniki mieszczą się bowiem w bardzo szerokich przedziałach wynoszących: dla wydajności pracy od 20,5–44,8 tys. euro (Austria, Holandia) do 9–10 tys. euro (Estonia, Czechy, Malta), dla dopłat do produkcji od 1,2–1,4 (Holandia, Malta) do 5,82 (Finlandia), dla wskaźnika zatrudnienia od 1,11–1,26 (Malta, Austria, Grecja, Finlandia) do 4,11 (Czechy), a dla kosztów amortyzacji od 0,24 (Finlandia) do 0,89 (Malta). Liczby te wskazują, że mechanizm tworzenia – porównywalnego co do poziomu – dochodu z pracy, jest w rolnictwie tych krajów odmienny. Przykładowo, w rolnictwie holenderskim wyznacza go przede wszystkim szczególnie wysoka wydajność pracy, większe obciążenie kosztami finansowymi oraz relatywnie wysokie koszty wynagrodzeń wynikające z większej skali najmu siły roboczej. Z kolei – porównywalnemu z rolnictwem holenderskim – poziomowi dochodowości pracy w rolnictwie Estonii odpowiada bardzo niska wydajność pracy. Jednak analizując wartości poszczególnych wskaźników, nietrudno zauważyć, że dochodowość pracy jest w tym przypadku silnie powiązana z marginalnym stopniem wytracania dochodu na skutek obciążeń podatkowych i kosztów finansowych, dużo większym znaczeniem dopłat do produkcji, wyraźnie mniejszym stopniem wytracania dochodu z tytułu kosztów

wynagrodzeń przy relatywnie wysokim wskaźniku struktury zatrudnienia w rolnictwie, wskazującym na duże znaczenie najmniejszej siły roboczej.

Średni poziom rozpatrywanych wskaźników, kolejnej, III, grupy krajów (kwartył 3) – w odniesieniu do UE-27 ogółem – wskazuje na uzyskiwanie przeciętnego poziomu dochodowości pracy, wyższą wydajność pracy, wysokie koszty amortyzacji, bardzo silny wpływ dotacji na dochodowość pracy w rolnictwie oraz większą skalę wytracania dochodu na skutek kosztów finansowych i kosztów dzierżaw. Jednak, podobnie jak w przypadku grupy II, zauważalne jest znaczące wewnątrzgrupowe zróżnicowane poziomu tych wskaźników, szczególnie w odniesieniu do subwencji (W_4 ; $V=82,9\%$), wydajności pracy (W_1 ; $V=81,8\%$) oraz kosztów amortyzacji (W_2 ; $V=44,3\%$). Ponadto, również relatywnie silniej jest w tej grupie zróżnicowana dochodowość pracy (DPR; $V=30,2\%$), wynosząca od 4,0–5,2 tys. euro (Słowenia, Węgry) do około 11 tys. euro (Irlandia, Cypr, Dania, Luksemburg). Trudno zatem i w tym przypadku wyeksponować jednolity mechanizm kreacji dochodów, niemniej wydaje się, że warto zwrócić uwagę na ich specyfikę na przykładzie rolnictwa Danii, Luksemburga i Cypru. Biorąc pod uwagę rolnictwo duńskie, można zauważyć (tabela 2), że zbliżony do średniego w UE-27 poziom dochodowości pracy (10,9 tys. euro), jest niewspółmiernie niski w stosunku do uzyskiwanego poziomu wydajności pracy (49 tys. euro). Należy także podkreślić, że w badanym okresie wydajność pracy w rolnictwie duńskim była najwyższa spośród wszystkich krajów UE-27 i porównywalna tylko z rolnictwem holenderskim (44,9 tys. euro). Z czego zatem wynika tak duża rozpiętość między dochodowością a wydajnością pracy w rolnictwie duńskim? Liczby zawarte w tabeli 2 uzasadniają upatrywanie tego stanu rzeczy przede wszystkim w wysokich kosztach finansowych i kosztach dzierżaw, a także, chociaż w mniejszym stopniu, w kosztach wynagrodzeń i amortyzacji. Mimo znaczących – w relacji do wartości dodanej – dopłat do produkcji, skala wytracania dochodu na skutek redukcji wartości dodanej brutto o ww. koszty jest w tym przypadku bardzo duża i przesądza w głównej mierze o tym, że w rolnictwie duńskim relacja dochodu z pracy do wydajności pracy wynosi 0,22, podczas gdy przeciętnie w UE-27 wynosi ona 0,72.

O specyficznym układzie wskaźników systemu analitycznego dochodowości pracy można również mówić w odniesieniu do rolnictwa Luksemburga. W tym przypadku zauważalne jest bardzo silne wytracanie wartości dodanej z tytułu kosztów amortyzacji. Wysoki stopień zainwestowania w aktywa trwałe sprawia, że koszty te redukują wartość dodaną brutto aż o 89% ($W_2=0,11$), w konsekwencji czego znaczenie dopłat do produkcji jest tutaj szczególnie wysokie ($W_4=8,29$).

Ostatnią – czwartą grupę (kwartył 4) – tworzą, poza Portugalią, przede wszystkim państwa południowo-wschodniej i środkowej części Europy, które stosunkowo niedawno zostały członkami UE. W kontekście rozpatrywanego systemu analitycznego wskaźników dochodowości rolnictwa, ta grupa krajów wyróżnia się najniższym w UE-27 poziomem dochodowości pracy (3,0 tys. euro) i wydajności pracy (4,04 tys. euro), większą rangą dopłat do produkcji ($W_4=1,85$) oraz relatywnie większym znaczeniem najmu siły roboczej ($W_8=1,55$). Wymienione wyróżniki cechują się jednak dość silną wewnątrzgrupową zmiennością, w tym szczególnie w odniesieniu do wskaźnika struktury zatrudnienia (W_8 ; $V=53,7\%$), znaczenia subwencji (W_4 ; $V=41,4\%$) oraz uzyskiwanego poziomu wydajności pracy (W_1 ; $V=36,1\%$). W tej grupie sklasy-

fikowano również krajowy sektor rolny, który na tle wartości przeciętnych w UE-27 wyróżnia się niższym o 62% poziomem dochodowości pracy uwarunkowanym:

- niższą o ponad 74% wydajnością pracy,
- mniejszą skalą wytracania wartości dodanej z tytułu kosztów amortyzacji ($W_2=0,83$) i kosztów wynagrodzeń ($W_5=0,91$),
- porównywalnym, jak w UE-27, wpływem subwencji na pomnażanie wartości dodanej ($W_4=1,49$),
- w zasadzie marginalnym wpływem kosztów finansowych ($W_6=0,97$) i kosztów dzierżaw ($W_7=0,99$) na dochodowość pracy oraz
- najniższym w UE-27 poziomem wskaźnika struktury zatrudnienia ($W_8=1,06$) wskazującym na marginalne znaczenie najmniejszej siły roboczej.

Przedstawione wyżej układy wskaźników wskazują na wyraźne różnice strukturalne determinujące poziom dochodowości pracy w rolnictwie krajów UE. Uzasadnione zatem wydaje się syntetyczne ujęcie tych układów w postaci modeli, których parametry umożliwiają identyfikację głównych zależności przyczynowo-skutkowych, a ponadto umożliwiają stawianie prognoz.

Uporządkowane modele logitowe dochodowości pracy w rolnictwie

W tabeli 3 przedstawiono oszacowane parametry uporządkowanego modelu logitowego dochodowości pracy w rolnictwie. Przy jego konstrukcji przyjęto zestaw zmiennych zaproponowanego systemu dochodowości pracy (DPR) z lat 2005–2012, z podziałem krajów UE (N=264) na cztery klasy dochodowości pracy w rolnictwie ustalone według kryterium kwartylowego. W kryterium tym przyjęto, że klasa 1 ($DPR1 \leq Q_1$) reprezentuje bardzo niski poziom, klasa 2 ($Q_1 < DPR2 \leq Q_2$) niski poziom, klasa 3 ($Q_2 < DPR3 \leq Q_3$) średni poziom, natomiast klasa 4 ($DPR4 > Q_3$) wysoki poziom dochodowości pracy rolnictwie, gdzie: Q_1 , Q_2 , Q_3 oznaczają: pierwszy, drugi (medianę) oraz trzeci kwartyl.

TABELA 3. Parametry uporządkowanego modelu logitowego dochodowości pracy (DPR) w rolnictwie krajów UE

TABLE 3. The parameters of the ordered logit model of work profitability (DPR) in EU agriculture

Zmienne objaśniające*	Parametr $\hat{\beta}$	Błąd standardowy	Statystyka z-Walda	Poziom istotności p	Iloraz szans $exp(\hat{\beta})$
$W_1=WB/ZO$	0,339	0,030	11,350	0,000	1,404
$W_2=WN/WB$	-0,035	0,009	-3,790	0,000	0,966
$W_3=(WN-PD)/WN$	0,011	0,006	1,810	0,071	1,011
$W_4=DCZ/(WN-PD)$	0,000	0,000	2,200	0,028	1,000
$W_5=NO/DCZ$	0,134	0,019	6,940	0,000	1,143
$W_6=(NO+SO)/NO$	0,095	0,022	4,230	0,000	1,100
$W_7=DR/(NO+SO)$	0,100	0,020	5,080	0,000	1,105
$W_8=ZO/ZN$	0,032	0,004	7,350	0,000	1,033
cut 1	32,764	3,245	–	–	–
cut 2	35,924	3,419	–	–	–
cut 3	39,582	3,682	–	–	–

* oznaczenia wskaźników jak w części metodycznej artykułu i tabeli 2

Źródło: obliczenia własne na podstawie Rachunków Ekonomicznych dla Rolnictwa (RER).

* ratios designations as in the methodical section of the article and in table 2

Source: own calculations based on the Economic Accounts for Agriculture (EAA).

Parametry uporządkowanego modelu logitowego dochodowości pracy (tabela 3) wskazują na istotność statystyczną praktycznie wszystkich zmiennych objaśniających oraz ich pozytywny wpływ, poza W_2 , na kierunek dochodowości pracy. Z punktu widzenia poziomu istotności (p) oraz statystyki z -Walda, głównymi determinantami dochodowości pracy w rolnictwie są: wydajność pracy (W_1), struktura zatrudnienia (W_8), koszty wynagrodzeń (W_5) oraz koszty finansowe (W_6). Znaczenie pozostałych czynników jest wyraźnie mniejsze, w tym szczególnie dopłat do produkcji, dla których wartość p jest na granicy istotności ($p=0,071$). Warto również podkreślić, że w świetle oszacowanych parametrów modelu negatywnie na dochodowość pracy w rolnictwie oddziałuje redukcja kosztów amortyzacji (W_2), co może wynikać z tego, że w krajach o niskiej dochodowości pracy, koszty te są bardzo niskie w następstwie słabego wyposażenia w trwałe aktywa rzeczowe.

Zaprezentowany wyżej klasyczny model kategorii uporządkowanych nie spełnia jednak założenia proporcjonalnych szans (regresji równoległych), o czym informują wyniki testu Branta oraz testu Wolfe'a i Goulda (tabela 4). Oznacza to, że współczynniki przy zmiennych objaśniających różnią się znacząco między parami porównywalnych klas dochodowości pracy, a za ten stan odpowiada większość zastosowanych zmiennych poza W_4 (wpływ dotacji do produkcji) i W_6 (wpływ kosztów finansowych).

TABELA 4. Test Branta oraz Wolfe'a i Goulda

TABLE 4. Brant and Wolfe-Gould tests

Zmienne objaśniające*	Statystyka testowa <i>chi</i> -kwadrat	Istotność p
$W_1=WB/ZO$	11,190	0,004
$W_2=WN/WB$	6,850	0,033
$W_3=(WN-PD)/WN$	9,350	0,009
$W_4=DCZ/(WN-PD)$	3,590	0,166
$W_5=NO/DCZ$	17,620	0,000
$W_6=(NO+SO)/NO$	4,340	0,114
$W_7=DR/(NO+SO)$	15,300	0,000
$W_8=ZO/ZN$	8,760	0,013
Łączny test Branta	47,140	0,000
Łączny test Wolfe'a i Goulda	123,380	0,000

* oznaczenia wskaźników jak w części metodycznej artykułu i tabeli 2

Źródło: obliczenia własne.

* ratios designations as in the methodical section of the article and in table 2

Source: own calculations.

W konsekwencji niespełnienia założenia proporcjonalnych szans, podjęto próbę estymacji parametrów uogólnionego uporządkowanego modelu logitowego, który uwzględni zmienność parametrów przy zmiennych objaśniających w zależności od przyjętych klas dochodowości pracy w rolnictwie. Zaprezentowany w tabeli 5 model charakteryzuje się dobrym dopasowaniem do danych empirycznych (McKelvey & Zavoina's $R^2=0,931$; zliczeniowy $R^2=0,674$; pseudo $R^2=0,519$) oraz statystyczną istotnością ($p<0,05$) większości parametrów przy zmiennych objaśniających. W pierwszej grupie porównań poziomu dochodowości pracy (DPR 1 do DPR 2, 3, 4), statystycznie nieistotne ($p>0,05$) okazały się parametry przy zmiennych W_2 , W_3 i W_5 . Oznacza to tym samym, że bardzo niski poziom dochodowości pracy w rolnictwie (DPR 1), w stosunku do wyższych jego poziomów (DPR 2,3,4), nie jest uwarunkowany kosztami

amortyzacji, opodatkowaniem produkcji rolniczej oraz kosztami wynagrodzeń pracy najmnej. Z kolei biorąc pod uwagę kolejne porównanie poziomu dochodowości pracy w rolnictwie (DPR 1, 2 do DPR 3 i 4), można zauważyć, że nieistotne okazały się tylko parametry przy zmiennych informujących o wpływie opodatkowania produkcji (W_3) oraz o wpływie dotacji do produkcji (W_4). W zdecydowanie większym natężeniu statystyczna nieistotność występuje w ostatnim porównaniu (DPR 1, 2, 3 do DPR 4). W tym przypadku nie stwierdzono bowiem istotności wpływu na dochodowość pracy w rolnictwie takich zmiennych, jak: koszty amortyzacji (W_2), dopłaty do produkcji (W_4), koszty wynagrodzeń (W_5) oraz koszty dzierżaw (W_7).

TABELA 5. Parametry uogólnionego uporządkowanego modelu logitowego dochodowości pracy (DPR) w rolnictwie krajów UE

TABLE 5. The parameters of the generalised ordered logit model of work profitability (DPR) in EU agriculture

Zmienne objaśniające*	Parametr $\hat{\beta}$	Błąd standardowy	Statystyka z-Walda	Poziom istotności p	Iloraz szans $exp(\hat{\beta})$
bardzo niski (DPR 1) poziom DPR w porównaniu z niskim (DPR 2), średnim (DPR 3) i wysokim (DPR 4) poziomem DPR					
$W_1=WB/ZO$	2,426	0,586	4,140	0,000	11,31
$W_2=WN/WB$	0,065	0,048	1,340	0,181	1,07
$W_3=(WN-PD)/WN$	0,049	0,029	1,710	0,087	1,05
$W_4=DCZ/(WN-PD)$	0,016	0,009	1,987	0,048	1,02
$W_5=NO/DCZ$	-0,035	0,053	-0,660	0,511	0,97
$W_6=(NO+SO)/NO$	0,423	0,135	3,150	0,002	1,53
$W_7=DR/(NO+SO)$	0,934	0,214	4,360	0,000	2,54
$W_8=ZO/ZN$	0,130	0,030	4,260	0,000	1,14
stała	-164,85	39,86	-4,14	0,000	-
bardzo niski (DPR 1) i niski (DPR 2) poziom DPR w porównaniu ze średnim (DPR 3) i wysokim (DPR 4) poziomem DPR					
$W_1=WB/ZO$	0,412	0,067	6,150	0,000	1,51
$W_2=WN/WB$	-0,063	0,017	-3,700	0,000	0,94
$W_3=(WN-PD)/WN$	0,029	0,022	1,310	0,189	1,03
$W_4=DCZ/(WN-PD)$	0,000	0,000	1,220	0,223	1,00
$W_5=NO/DCZ$	0,245	0,040	6,160	0,000	1,28
$W_6=(NO+SO)/NO$	0,124	0,044	2,810	0,005	1,13
$W_7=DR/(NO+SO)$	0,142	0,043	3,300	0,001	1,15
$W_8=ZO/ZN$	0,042	0,008	5,530	0,000	1,04
stała	-52,91	8,22	-6,43	0,000	-
bardzo niski (DPR 1), niski (DPR 2) i średni (DPR 3) poziom DPR w porównaniu z wysokim (DPR 4) poziomem DPR					
$W_1=WB/ZO$	0,419	0,070	5,980	0,000	1,52
$W_2=WN/WB$	-0,031	0,028	-1,110	0,268	0,97
$W_3=(WN-PD)/WN$	0,289	0,087	3,330	0,001	1,34
$W_4=DCZ/(WN-PD)$	0,001	0,003	0,360	0,722	1,00
$W_5=NO/DCZ$	0,085	0,047	1,800	0,093	1,09
$W_6=(NO+SO)/NO$	0,219	0,056	3,900	0,000	1,25
$W_7=DR/(NO+SO)$	0,056	0,044	1,300	0,195	1,06
$W_8=ZO/ZN$	0,029	0,008	3,420	0,001	1,03
stała	-71,45	13,59	-5,26	0,000	-
McKelvey & Zavoina's $R^2=0,931$; zliczeniowy $R^2=0,674$; pseudo $R^2=0,519$					

* oznaczenia wskaźników jak w części metodycznej artykułu i tabeli 2

Źródło: obliczenia własne na podstawie Rachunków Ekonomicznych dla Rolnictwa (RER).

* ratios designations as in the methodical section of the article and in table 2

Source: own calculations based on the Economic Accounts for Agriculture (EAA).

Analizując wartości parametrów uporządkowanego modelu logitowego zawarte w tabeli, 5 można zauważyć, że bardzo niska dochodowość pracy w rolnictwie (DPR 1) w porównaniu do pozostałych wyższych klas, dochodowość (DPR 2, 3, 4) jest silnie powiązana przede wszystkim (poziom istotności p, statystyka z-Walda) z czterema czynnikami, tj. wydajnością pracy (W_1), kosztami dzierżaw (W_7), skalą najmu siły roboczej (W_8) oraz kosztami finansowymi (W_6). Zmienne te miały pozytywny wpływ na szansę zmiany najniższej klasy dochodowości pracy (DPR 1) na wyższą (DPR 2, 3 lub 4). Przykładowo, jednostkowy wzrost wydajności pracy o 0,1 (tj. o 10%) zwiększa szansę [$\exp(\hat{\beta})$] na przejście z bardzo niskiego (DPR 1) do wyższego (DPR 2, 3, 4) poziomu dochodowości pracy w rolnictwie 1,13 razy (przy założeniu *ceteris paribus*). Natomiast jednostkowy wzrost, tj. o 1 p.p., wartości zmiennych W_7 , W_8 oraz W_6 szansę taką zwiększa odpowiednio: 2,54, 1,14 i 1,53 razy. Oszacowane parametry modelu wskazują również, że na granicy istotności pozytywnie wpływają na dochodowość pracy w rolnictwie także dopłaty do produkcji (W_4) oraz zmniejszenie jej opodatkowania (W_3). Jednak, jak już wspomniano, statystyczna istotność tych czynników przyjmuje wartości graniczne, a ponadto ich wpływ na dochodowość pracy, przy zmianie ich poziomu o jednostkę (o 1 p.p.), zwiększa szansę przejścia do wyższych klas dochodowości pracy tylko o 1,05–1,07 razy. Można zatem stwierdzić, że głównych źródeł przejścia z bardzo niskiej dochodowości pracy w rolnictwie UE do wyższych jej poziomów należy upatrywać nie tyle w dopłatach do produkcji i redukcji podatków, ile głównie w poprawie wydajności pracy, redukcji kosztów dzierżaw i kosztów finansowych oraz zwiększenia skali zatrudnienia najemnej siły roboczej.

Z kolei porównując zbiorowość o bardzo niskim (DPR 1) i niskim (DPR 2) poziomie DPR ze zbiorowością o średnim (DPR 3) i wysokim poziomie dochodowości pracy (DPR 4), można zauważyć, że większość zmiennych objaśniających, poza zmiennymi W_3 i W_4 informującymi o wpływie podatków i subwencji, miała istotny wpływ na szansę polepszenia się sytuacji dochodowej, co oznacza, że jednostkowy wzrost tych zmiennych generował zwiększenie szansy przejścia z generalnie niskiego (DPR 1, 2) do wysokiego (DPR 3, 4) poziomu dochodowości pracy. Z tej reguły wyłamuje się tylko wskaźnik W_2 (koszty amortyzacji), którego wzrost skutkował spadkiem dochodowości pracy. Wydaje się, że przyczyn negatywnego kierunku oddziaływania malejącego obciążenia kosztami amortyzacji należy upatrywać w wyposażeniu rolnictwa w rzeczowe aktywa trwałe. Niskie koszty amortyzacji oznaczać bowiem mogą słabe wyposażenie w tego rodzaju aktywa, co w konsekwencji generuje nie tylko niską ich amortyzację, ale – co szczególnie ważne – przesądza o wydajności pracy.

Podobne wnioski nasuwają się z analizy parametrów modelu przy porównaniu zbiorowości o bardzo niskim (DPR 1), niskim (DPR 2) i średnim (DPR 3) poziomie DPR ze zbiorowością o wysokim poziomie dochodowości pracy (DPR 4). Również i w tym porównaniu subwencjonowanie rolnictwa nie jest statystycznie istotne (W_4), ponadto nie stwierdzono tutaj ważności zmiennej reprezentującej koszty dzierżaw (W_7) i amortyzacji (W_2). Podsumowując, wspólnymi i wynikającymi z przedstawionych wyżej porównań modelowych wyznacznikami możliwości zwiększenia dochodowości pracy w rolnictwie są przede wszystkim: poprawa wydajności pracy, redukcja kosztów finansowych oraz zwiększenie skali zatrudnienia najemnej siły

roboczej w produkcji rolniczej. Subwencje stanowią wprawdzie w wielu krajach UE znaczącą część dochodu, jednak nie są one tym czynnikiem, który istotnie różnicuje korzyści producentów rolnych mierzone poziomem dochodu w przeliczeniu na nieopłaconą jednostkę zatrudnienia.

PODSUMOWANIE

W latach 2005–2012 realne dochody przedsiębiorców rolnych w UE wzrastały w tempie 1,7% średniorocznie, w konsekwencji czego między skrajnymi latami zwiększyły się aż o 40%. Zmiany te przebiegały z różną dynamiką w poszczególnych krajach, jednak nie zniwelowały one kilkukrotnych różnic w poziomie dochodowości. Zaproponowany system analityczny dekompozycji dochodowości pracy w rolnictwie umożliwił wielowymiarową analizę uwarunkowań tej kategorii dochodów. Jego implementacja do sektorów rolnictwa krajów UE, przy zastosowaniu modeli regresji logitowej kategorii uporządkowanych wykazała, że możliwości wzrostu dochodowości pracy w rolnictwie krajów UE należy upatrywać głównie we wzroście wydajności pracy, redukcji kosztów finansowych oraz w zwiększeniu skali zatrudnienia najmniejszej siły roboczej w produkcji rolniczej. Przeprowadzone badania wskazują również na ograniczoną rolę dopłat do produkcji w stymulowaniu dochodowości pracy. Subwencje stanowią wprawdzie w wielu krajach UE znaczącą część dochodu rolników, jednak nie są one tym czynnikiem, który istotnie różnicuje korzyści producentów rolnych, mierzone poziomem dochodu w przeliczeniu na nieopłaconą jednostkę zatrudnienia. Podsumowując, zastosowany uporządkowany model logitowy dochodowości pracy można uznać za użyteczne narzędzie oceny istotności czynników wpływających na dochodowość pracy na poziomie rolnictwa ogółem krajów UE. Ponadto, zaproponowany model ma zarówno wartości aplikacyjne, jak i walory praktyczne. Umożliwia on prognozowanie prawdopodobnych scenariuszy przechodzenia z bardzo niskiego poziomu dochodowości pracy do coraz korzystniejszych wyników ekonomiczno-financekcyjnych sektora rolnego mierzonych tą kategorią dochodowości.

BIBLIOGRAFIA

- Bednarski L., 2002: *Analiza finansowa w przedsiębiorstwie*. PWE, Warszawa.
- Bieniasz A., Czerwińska D., Gołaś Z., 2009: Rentowność kapitału własnego przedsiębiorstw. *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstw* nr 8.
- Brant R., 1990: Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*, t. 46 nr 4.
- Dudycz T., 2001: Pomiar efektywności przedsiębiorstwa w stosunku do zainwestowanego kapitału. *Rachunkowość* nr 4.
- Dudycz T., 2011: *Analiza finansowa jako narzędzie zarządzania finansami przedsiębiorstwa*. Indygo Zahir Media, Wrocław.
- Gołaś Z., 2008: Uwarunkowania rentowności kapitału własnego w rolnictwie (cz. I). *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3.
- Gołaś Z., Paszkowski S., 2009: Struktura i determinanty rentowności kapitału własnego w rolnictwie krajów Europy Środkowo-Wschodniej. *Acta Scientiarum Polonorum, Oeconomia* nr 6.
- Gołaś Z., Kurzawa I., 2014: Zastosowanie uporządkowanego modelu logitowego w analizie rentowności branż przemysłu spożywczego. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 1.

- Gruszczyński M., 2010: *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Oficyna Wolters Kluwer Business, Warszawa.
- Hawawini G., Viallet C., 2005: *Finanse menedżerskie. Kreowanie wartości dla akcjonariuszy*. PWE, Warszawa.
- Hilbe J.M., 2009: *Logistic Regression Models*. Chapman & Hall/CRC Press, Boca Raton.
- Long J.S., Freese J., 2006: *Regression models for categorical dependent variables using Stata (second edition)*. Stata Press Publication, College Station, Texas.
- Maddala G.S., 2006: *Ekonometria*. PWN, Warszawa.
- McFadden D.L., 1974: *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*, in Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*. Academic Press.
- McKelvey R., Zavoina W., 1975: A Statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of Mathematical Sociology* nr 4.
- Rozporządzenie nr 138/2004 Parlamentu Europejskiego i Rady z 5 grudnia 2003 r. dotyczące rachunków gospodarczych dla rolnictwa we Wspólnocie (z 5.02.2004).
- Sierpińska M., Jachna T., 1993: *Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych*. PWN, Warszawa.
- Sierpińska M., Niedbała B., 2003: *Controlling operacyjny w przedsiębiorstwie*. PWN, Warszawa.
- Skoczyła W., Niemiec A., 2005: Przyczynowa analiza ekonomicznej wartości dodanej w identyfikacji i ocenie strategii jej wzrostu. *Prace Naukowe AE Wrocław*, nr 1061.
- Wędzki D., 2006: *Analiza wskaźnikowa sprawozdania finansowego*. Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Wolfe R., Gould W., 1998: An approximate likelihood-ratio test for ordinal response models. *Stata Technical Bulletin* 7 (42).

PROFITABILITY OF AGRICULTURAL WORK IN THE EU COUNTRIES

Abstract: The study addresses the issue of diversifying profitability of work in agriculture EU member states. The analysis is based on Economic Accounts for Agriculture, these EU harmonized financial statements allowing for a current analysis of the economic situation in agriculture according to uniform rules. The research is based and presented as a system of work profitability indicators and the logit regression of the ordered categories. Studies have shown that in the period 2005–2012 profitability in EU agriculture increased, in real terms, on average by 1.7%, and in 2012 in comparison to 2005, the level of profitability of labor was higher in real terms by almost 40%. The ordered logit analysis which determines differences in work profitability in EU agriculture labour productivity in agriculture, agriculture load financial costs and the employment structure, as seen in a context of the scale of the hiring of the workforce, has been included. These logit models also prove the generally poor links between work profitability and production subsidies. Subsidies implemented under the Common Agricultural Policy play an important role, especially in countries with a low level of development of their agricultural sectors.

Key words: work profitability in agriculture, Economic Accounts for Agriculture, system of work profitability indicators, European Union, ordered logistic regression models