

**Adrian Sadłowski<sup>1</sup>**  
Kolegium Ekonomiczno-Społeczne  
Szkoła Główna Handlowa  
Warszawa

## **Płatności ONW a regionalne zróżnicowanie dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego w Polsce**

### **The LFA payments and regional differentiation of farm net income in Poland**

**Synopsis.** Badano zależność dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego od miejsca prowadzenia działalności oraz znaczenie płatności ONW w wyrównywaniu dochodowości gospodarstw rolnych zlokalizowanych w poszczególnych regionach FADN. Stwierdzono, że w okresie objętym badaniem istniał statystycznie istotny, ale słaby, związek między dochodem z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny a lokalizacją gospodarstwa (regionem FADN). Płatności kompensacyjne nie zmniejszyły siły tej zależności.

**Słowa kluczowe:** płatność ONW, dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego, regiony FADN, weryfikacja hipotez statystycznych, test niezależności, pomiar siły zależności.

**Abstract.** The relationship between the Farm Net Income and the location of agricultural activity as well as the importance of LFA payments in equalizing the profitability of farms located in different FADN regions were examined. It was found that during the survey period there was a statistically significant but weak relationship between the Farm Net Income per Family Workers Unit (FWU) and the location of farm (FADN region). The compensatory payments did not reduce the strength of this relationship.

**Key words:** LFA payment, Farm Net Income, FADN regions, statistical hypothesis testing, test of independence, measurement of degree of dependence

## **Wstęp**

Wsparcie dla obszarów o mniej korzystnych warunkach gospodarowania powinno przyczyniać się do ciągłości korzystania z użytków rolnych, zachowania terenów wiejskich oraz utrzymania i promowania trwałych systemów gospodarki rolnej [Rozporządzenie... 1999]. Zgodnie z założeniami, cele te mają zostać osiągnięte dzięki rekompensacie różnic w kosztach wynikających z prowadzenia działalności rolniczej w gorszych od przeciętnych warunkach gospodarowania [Czapiewski i Niewęgłowska 2006]. Płatność ONW<sup>2</sup> powinna więc niwelować różnice w dochodowości gospodarstw rolnych będące następstwem niejednorodnych, przede wszystkim pod względem przyrodniczym, warunków prowadzenia działalności rolniczej.

---

<sup>1</sup> Mgr inż., e-mail: adriansadlowski@wp.pl.

<sup>2</sup> Płatność ONW to pomoc finansowa wspierająca gospodarowanie na obszarach górskich i innych obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania (ONW).

Ponieważ celem płatności ONW jest przeciwdziałanie zaniechaniu działalności rolniczej na obszarach o mniej korzystnych warunkach gospodarowania przez wspieranie dochodów rolników prowadzących działalność na tych obszarach, podstawą ewaluacji skuteczności tego instrumentu jest analiza jego oddziaływania na dochody gospodarstw rolnych.

Na podstawie badań przeprowadzonych w Niemczech sformułowano wniosek, że warunkiem osiągnięcia bardziej zadowalającego poziomu kompensacji dochodów za pomocą płatności ONW jest bardziej znaczące zróżnicowanie wsparcia oraz silniejsza koncentracja przestrzenna pomocy [Dickel 2011]. Podobnie, badania przeprowadzone w Austrii wykazały, że płatności ONW nie zapewniły pełnej kompensacji różnic w dochodach między gospodarstwami o korzystnym położeniu a gospodarstwami prowadzącymi działalność na terenach zakwalifikowanych jako ONW [Hovorka 2011].

Podjęta w pracy tematyka płatności ONW również dotyczy aspektu oddziaływania tego instrumentu na dochody gospodarstw rolnych, a bardziej konkretnie jego znaczenia w niwelowaniu przestrzennego zróżnicowania dochodów gospodarstw rolnych, wynikającego z niejednorodnych warunków prowadzenia działalności rolniczej w Polsce.

Płatności ONW realizowane są w Polsce od momentu przystąpienia do Unii Europejskiej, tj. od 2004 r. Są to płatności obszarowe z wbudowanym mechanizmem regresji, który niweluje korzyści osiągane przez duże gospodarstwa w związku z występowaniem ekonomii skali. Degresywność wsparcia powoduje, że od momentu przekroczenia pierwszego progu powierzchniowego, wynoszącego 50 ha, średnia stawka płatności ONW<sup>3</sup> w gospodarstwie spada wraz ze wzrostem powierzchni zadeklarowanej do tej płatności.

Biorąc pod uwagę przyjęte cele płatności, prawidłowe wdrożenie tego instrumentu wymaga wyodrębnienia obszarów ONW (i stref w ramach tych obszarów) na podstawie właściwie dobranych kryteriów oraz określenia odpowiednich stawek płatności w poszczególnych strefach, adekwatnych do różnic w przeciętnych kosztach prowadzenia działalności.

## **Cel i metoda badań**

Celem pracy jest ustalenie, czy w Polsce istnieje statystycznie istotny związek między dochodem z rodzinnego gospodarstwa rolnego pełnozatrudnionego członka rodziny a regionem prowadzenia działalności, a jeśli tak, to czy zależność ta jest silniejsza, gdy nie uwzględnimy części dochodu uzyskanego z tytułu płatności ONW. W związku z tym metodą wnioskowania statystycznego badano zależności między następującymi parami cech:

- cechą jakościową X „lokalizacja rodzinnego gospodarstwa rolnego” oraz cechą ilościową ciągłą  $Y_1$  „dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny”,

---

<sup>3</sup> W 2009 r. podstawowe stawki płatności ONW wynosiły: 179 PLN/ha na obszarze strefy nizinnej I, 264 PLN/ha na obszarze strefy nizinnej II oraz na obszarze ze specyficznymi utrudnieniami, 320 PLN/ha na obszarze górskim [Rozporządzenie... 2009].

- cechą jakościową  $X$  „lokalizacja rodzinnego gospodarstwa rolnego” oraz cechą ilościową ciągłą  $Y_2$  „dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny, nieuwzględniający dopłat wyrównawczych ONW”.

Sposób obliczania przez Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej, na potrzeby FADN<sup>4</sup>, dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny przedstawiono na rysunku 1.

Ponieważ jedna z badanych cech ( $X$ ) jest cechą niemierzalną, w badaniach wykorzystano test nieparametryczny chi-kwadrat. Odrzucenie hipotezy o niezależności cech stanowiło podstawę dla pomiaru siły współzależności. Pomiaru tego dokonano przy pomocy współczynnika V-Cramera opartego na statystyce chi-kwadrat.

W badaniach wykorzystano dane z Polskiej Sieci Danych Rachunkowych z Gospodarstw Rolnych (ang. Farm Accountancy Data Network, FADN) odnoszące się do lat 2004-2009. Klasy cechy jakościowej „lokalizacja rodzinnego gospodarstwa rolnego” stanowiły regiony FADN.

## Weryfikacja hipotezy o niezależności cech

Cechy  $X$  i  $Y$  są niezależne, jeśli ich rozkłady warunkowe są takie same, jak rozkłady brzegowe [Maddala 2008]. Warunek ten jest spełniony, gdy dla wszystkich par wskaźników  $(i, j)$ , gdzie  $i = 1, \dots, k$  ( $k$  – liczba klas wyróżnionych w rozkładzie empirycznym dla cechy  $X$ );  $j = 1, \dots, l$  ( $l$  – liczba klas wyróżnionych w rozkładzie empirycznym dla zmiennej  $Y$ ) zachodzi równość [Podgórski 2010]:

$$p_{ij} = p_{i.} \times p_{.j} \quad (1)$$

Symbolem  $p_{ij}$  oznaczono prawdopodobieństwo tego, że losowo wybrany z populacji generalnej element będzie miał wartość cechy  $X = x_i$  i jednocześnie wartość cechy  $Y = y_j$ , a więc  $p_{ij} = P(X = x_i; Y = y_j)$ . Natomiast  $p_{i.}$  i  $p_{.j}$  to wartości funkcji prawdopodobieństwa rozkładów brzegowych odpowiednio dla cechy  $X$  oraz cechy  $Y$ .

Hipoteza zerowa (o niezależności cech) i alternatywna wobec niej hipoteza  $H_1$  przedstawiają się więc następująco:

$H_0$ :  $p_{ij} = p_{i.} \times p_{.j}$  dla wszystkich par wskaźników  $(i, j)$ ;

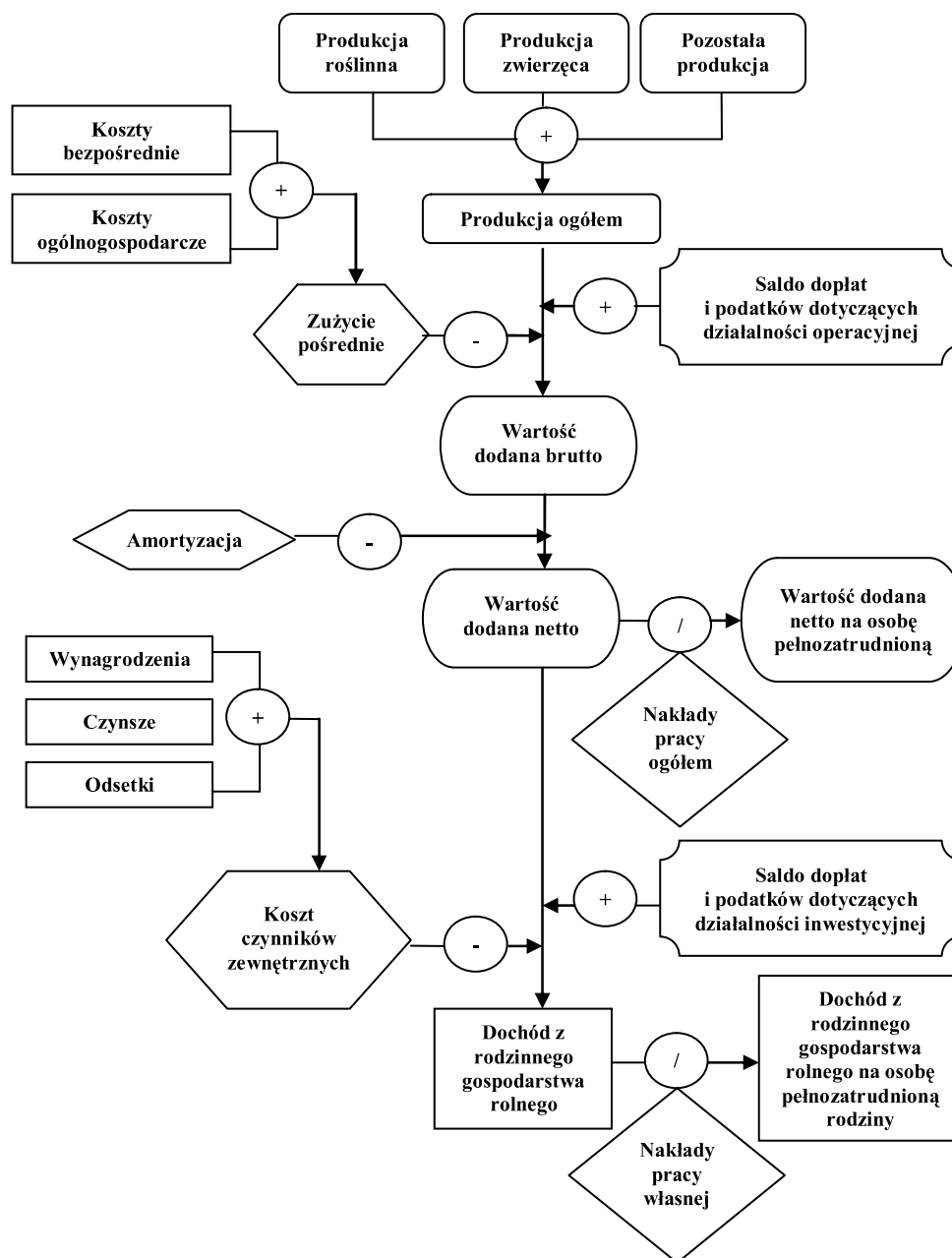
$H_1$ :  $p_{ij} \neq p_{i.} \times p_{.j}$  dla niektórych par wskaźników  $(i, j)$ .

Zastosowanie testu niezależności do weryfikacji hipotezy zerowej wymaga zbudowania tablicy kontyngencji o wymiarach  $k \times l$ , przedstawiającej wspólny rozkład cech  $X$  i  $Y$  w próbie, oraz tablicy zestawiającej liczebności teoretyczne rozkładu dwuwymiarowego cech niezależnych.

Liczebności teoretyczne  $\hat{n}_{ij}$  oblicza się ze wzoru [Podgórski 2010]:

$$\hat{n}_{ij} = \frac{n_{i.} \times n_{.j}}{n} \quad (2)$$

<sup>4</sup> FADN (Farm Accountancy Data Network) to europejski system zbierania danych rachunkowych z gospodarstw rolnych, który pełni funkcję pomocniczą w programowaniu Wspólnej Polityki Rolnej i realizacji jej założeń.



Rys. 1. Sposób obliczania dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny

Fig. 1. Calculation method of the Farm Net Income per Family Work Unit

Źródło: [Goraj i in. 2010].

Symbol  $n_{i.}$  oznacza liczebności określające rozkład empiryczny cechy  $X$  w całej próbie (rozkład brzegowy cechy  $X$ ), które oblicza się ze wzoru:

$$n_{i.} = \sum_{j=1}^l n_{ij} \quad (3)$$

Symbol  $n_{.j}$  oznacza rozkład brzegowy cechy  $Y$ , czyli liczebności określające rozkład empiryczny cechy  $Y$  w całej próbie, które oblicza się według wzoru:

$$n_{.j} = \sum_{i=1}^k n_{ij} \quad (4)$$

Symbol  $n_{ij}$  oznacza liczebności wewnątrz tablicy kontyngencji, określające dwuwymiarowy rozkład empiryczny cech  $X$  i  $Y$ , a symbol  $n$  liczebność próby.

Dane zawarte w tablicy korelacyjnej oraz w tablicy liczebności teoretycznych wykorzystuje się do obliczenia wartości statystyki  $\chi^2$ , wyrażającej się wzorem [Podgórski 2010]:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \frac{(n_{ij} - \hat{n}_{ij})^2}{\hat{n}_{ij}} \quad (5)$$

Liczba stopni swobody  $s$  wynosi  $(k - 1) \times (l - 1)$ . Jeśli wartość empiryczna statystyki  $\chi^2$  jest większa od odczytanej z tablic dla przyjętego poziomu istotności  $\alpha$  i liczby stopni swobody  $s$ , wartości teoretycznej  $\chi_{\alpha, s}^2$ , to należy odrzucić hipotezę zerową  $H_0$  na rzecz hipotezy alternatywnej  $H_1$ . W przeciwnym przypadku nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej  $H_0$ , co oznacza, że cechy  $X$  i  $Y$  w populacji generalnej są najprawdopodobniej niezależne.

### Pomiar siły zależności między cechami

W przypadku odrzucenia hipotezy o niezależności cech  $X$  i  $Y$ , dokonuje się pomiaru natężenia współzależności. Najczęściej stosowany jest współczynnik V-Cramera [Luszniewicz i Słaby 2008; Pułaska-Turyna 2011], wyrażający się wzorem [Podgórski 2010]:

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \times (m - 1)}} \quad (6)$$

gdzie  $m$  to współczynnik przyjmujący wartość mniejszej liczby z pary liczb  $k$  i  $l$ , czyli  $m = \min(k, l)$ .

W powyższych wzorach poszczególne symbole oznaczają:  $\chi^2$  – wartość statystyki chi-kwadrat,  $n$  – liczebność próby,  $k$  – liczba klas wyróżnionych w rozkładzie empirycznym dla cechy  $X$ ,  $l$  – liczba klas wyróżnionych w rozkładzie empirycznym dla zmiennej  $Y$ .

Współczynnik V-Cramera może przyjmować wartości z przedziału  $[0; 1]$ . Jeżeli  $V = 0$ , pomiędzy badanymi cechami brak jest związku stochastycznego. Natomiast w

przypadku gdy  $V = 1$ , między cechami występuje zależność całkowita [Podgórski 2010].  
Jeśli  $V$  zawiera się w przedziale [Pułaska-Turyńska 2011]:

- (0; 0,2] – zależność jest bardzo słaba;
- (0,2; 0,4] – zależność jest słaba;
- (0,4; 0,6] – zależność jest umiarkowana;
- (0,6; 0,8] – zależność jest silna;
- (0,8; 1) – zależność jest bardzo silna.

Nie zaleca się stosowania współczynnika V-Cramera, gdy liczebność badanej zbiorowości jest relatywnie mała i/lub liczebności teoretyczne wewnątrz tablicy wynoszą mniej niż 5 [Pułaska-Turyńska 2011].

## Wyniki badań

Hipotezę zerową o niezależności zmiennej  $Y_1$  od cechy  $X$ , tj. dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny od regionu prowadzenia działalności, formalnie sformułowano następująco:

$H_0: p_{ij} = p_{i.} \times p_{.j}$  dla wszystkich par wskaźników  $(i, j)$ , gdzie  $i = 1, 2, 3, 4; j = 1, 2, \dots, 10$ .

Natomiast zapis formalny hipotezy alternatywnej, oznaczającej występowanie zależności między cechami  $X$  i  $Y_1$ , przedstawia się jak niżej:

$H_1: p_{ij} \neq p_{i.} \times p_{.j}$  dla niektórych par wskaźników  $(i, j)$ .

Liczebności obserwowane i teoretyczne dla cech  $X$  i  $Y_1$  odnoszące się do roku 2009 zestawiono w tabeli 1. Wartość empiryczna statystyki  $\chi^2$ , obliczona zgodnie ze wzorem (5), wynosi 448,29. Przyjęto poziom istotności  $\alpha = 0,05$ . Liczba stopni swobody wynosi  $s = (k - 1) \times (l - 1) = (4 - 1) \times (10 - 1) = 27$ . Obszar krytyczny wyznacza wartość teoretyczna  $\chi_{0,05; 27}^2 = 40,11$ , którą odczytano z tablic statystycznych. Ponieważ  $\chi^2 = 448,29 > \chi_{0,05; 27}^2 = 40,11$ , sprawdzana hipoteza została odrzucona. Oznacza to, że na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  hipotezy o niezależności dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny od lokalizacji gospodarstwa (regionu prowadzenia działalności) w 2009 r. nie da się podtrzymać.

Ponieważ hipoteza o niezależności cech została odrzucona, dokonano pomiaru siły współzależności za pomocą współczynnika zbieżności korelacyjnej V-Cramera.

Ze wzoru (6) otrzymano:

$$V = \sqrt{\frac{448,29}{12258 \times (4 - 1)}} = 0,11$$

Interpretacja wartości powyższego miernika prowadzi do stwierdzenia, że w 2009 r. między cechami  $X$  i  $Y_1$  istniał bardzo słaby związek.

Tabela 1. Tablica liczebności obserwowanych i teoretycznych dla cech X i Y<sub>1</sub>, dane dla 2009 r.Table 1. Table of observed and theoretical frequencies for variables X i Y<sub>1</sub>, data for 2009

Region (X)	Dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną rodziny [tys. zł/FWU] (Y <sub>1</sub> )										Razem
	poniżej 6	[6; 12)	[12; 18)	[18; 24)	[24; 30)	[30; 36)	[36; 42)	[42; 48)	[48; 54)	54 i więcej	
Pomorze i Mazury	415	214	199	172	134	120	79	58	73	435	1 899
Wielkopolska i Śląsk	771	551	470	391	372	276	246	206	156	1 019	4 458
Mazowsze i Podlasie	1 206	761	588	454	329	238	174	132	95	545	4 522
Małopolska i Pogórze	380	245	171	123	99	61	48	38	29	185	1 379
Razem	2 772	1 771	1 428	1 140	934	695	547	434	353	2 184	12 258
Liczebności teoretyczne											
<i>i \ j</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Razem
1	429	274	221	177	145	108	85	67	55	338	1 899
2	1 008	644	519	415	340	253	199	158	128	794	4 458
3	1 023	653	527	421	345	256	202	160	130	806	4 522
4	312	199	161	128	105	78	62	49	40	246	1 379
Razem	2 772	1 771	1 428	1 140	934	695	547	434	353	2 184	12 258

Źródło: opracowanie własne na podstawie niepublikowanych danych Polskiego FADN.

Formalny zapis sprawdzanej hipotezy o niezależności dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny, nieuwzględniającego dopłat do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania (Y<sub>2</sub>), od regionu prowadzenia działalności (X) oraz alternatywnej wobec niej hipotezy H<sub>1</sub> przedstawia się tak samo jak zapis hipotez dla cech X i Y<sub>1</sub>.

Dane empiryczne oraz liczebności teoretyczne odnoszące się do roku 2009, które posłużyły do obliczenia statystyki  $\chi^2$  dla cech X i Y<sub>2</sub> zestawiono w tabeli 2. Wyznaczona na podstawie wzoru (5) wartość statystyki  $\chi^2$  wynosi 450,27, a więc jest większa niż wartość teoretyczna  $\chi^2_{0,05;27} = 40,11$  wyznaczająca obszar krytyczny, dlatego sprawdzana hipoteza została odrzucona. Oznacza to, że na poziomie istotności  $\alpha=0,05$  badany związek jest statystycznie istotny.

Wartość współczynnika V-Cramera, obliczonego na podstawie wzoru (6), wynosi 0,11, co oznacza bardzo słabą zależność między cechami X i Y<sub>2</sub> w 2009 r.

Te same wartości współczynnika V-Cramera dla cech X i Y<sub>1</sub> oraz dla cech X i Y<sub>2</sub> wskazują, że płatność ONW nie zniwelowała bardzo słabej zależności dochodu od lokalizacji gospodarstwa, która występowała w 2009 r. Niemniej jednak wyższa wartość statystyki  $\chi^2$  dla obliczeń związków lokalizacji i dochodów nie uwzględniających dopłat ONW niż wartość tej statystyki dla obliczeń uwzględniających te dopłaty wskazuje, że instrument ten sprzyjał niwelowaniu różnic w dochodowości gospodarstw rolnych prowadzących działalność w poszczególnych regionach FADN.

Tabela 2. Tablica liczebności obserwowanych i teoretycznych dla cech X i Y<sub>2</sub>, dane dla 2009 r.

Table 2. Table of observed and theoretical frequencies for variables X i Y<sub>2</sub>, data for 2009

Region (X)	Dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny nieuwzględniający dopłat do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania [tys. zł/FWU] (Y <sub>2</sub> )										Razem
	poniżej 6	[6; 12)	[12; 18)	[18; 24)	[24; 30)	[30; 36)	[36; 42)	[42; 48)	[48; 54)	54 i więcej	
Pomorze i Mazury	504	208	201	150	138	96	78	62	72	390	1 899
Wielkopolska i Śląsk	872	557	476	383	341	274	235	209	138	973	4 458
Mazowsze i Podlasie	1 358	771	562	434	303	221	162	118	93	500	4 522
Małopolska i Pogórze	411	245	163	119	91	55	53	30	29	183	1 379
Razem	3 145	1 781	1 402	1 086	873	646	528	419	332	2 046	12 258
Liczebności teoretyczne											
<i>i \ j</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Razem
1	487	276	217	168	135	100	82	65	51	317	1 899
2	1 144	648	510	395	317	235	192	152	121	744	4 458
3	1 160	657	517	401	322	238	195	155	122	755	4 522
4	354	200	158	122	98	73	59	47	37	230	1 379
Razem	3 145	1 781	1 402	1 086	873	646	528	419	332	2 046	12 258

Źródło: opracowanie własne na podstawie niepublikowanych danych Polskiego FADN.

Dla wszystkich pozostałych lat zawierających się w okresie objętym badaniem, na przyjętym poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ , związek między cechami X i Y<sub>1</sub> oraz X i Y<sub>2</sub> jest statystycznie istotny.

Tabela 3. Wartości współczynnika V-Cramera dla cech X i Y<sub>1</sub> oraz X i Y<sub>2</sub> odnoszące się do lat 2004-2009

Table 3. Value of the V-Cramer coefficients for variables X and Y<sub>1</sub>, as well as X and Y<sub>2</sub> for 2004-2009

		Rok											
		2004		2005		2006		2007		2008		2009	
X i Y <sub>1</sub>	X i Y <sub>2</sub>	X i Y <sub>1</sub>	X i Y <sub>2</sub>	X i Y <sub>1</sub>	X i Y <sub>2</sub>	X i Y <sub>1</sub>	X i Y <sub>2</sub>	X i Y <sub>1</sub>	X i Y <sub>2</sub>	X i Y <sub>1</sub>	X i Y <sub>2</sub>	X i Y <sub>1</sub>	X i Y <sub>2</sub>
		0,13	0,13	0,10	0,10	0,10	0,09	0,10	0,10	0,10	0,09	0,11	0,11

Źródło: obliczenia własne na podstawie niepublikowanych danych Polskiego FADN.

Z zestawionych w tabeli 3 wartości współczynnika V-Cramera wynika, że w każdym roku badanego okresu zależność zmiennych Y<sub>1</sub> i Y<sub>2</sub> od cechy X była bardzo słaba. Siła zależności pozostawała na względnie stabilnym poziomie w całym okresie objętym badaniem. Tylko w dwóch przypadkach (w roku 2006 oraz w roku 2008) wartość współczynnika V-Cramera była różna dla poszczególnych par cech. Wprawdzie różnica między tymi wartościami była niewielka, jednakże mniejsza wartość współczynnika V-Cramera dla cech X i Y<sub>2</sub> niż dla cech X i Y<sub>1</sub> wskazywałaby, że w 2006 r. i 2008 r.



płatności ONW nieznacznie nasiliły zależność dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną z rodziny od miejsca prowadzenia działalności rolniczej (regionu FADN).

## Podsumowanie i wnioski

Uzyskane wyniki wskazują, że w okresie objętym badaniem istniała statystycznie istotna zależność dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na osobę pełnozatrudnioną rodziny od regionu prowadzenia działalności rolniczej (lokalizacji gospodarstwa). Siła tej zależności była bardzo słaba i pozostawała na tym samym poziomie również wtedy, gdy w dochodach gospodarstw nie uwzględniono dopłat otrzymywanych z tytułu gospodarowania na obszarach górskich i innych obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania (ONW).

Oznacza to, że zróżnicowanie warunków prowadzenia działalności między regionami FADN w niewielkim stopniu przekłada się na dochodowość gospodarstw rodzinnych w poszczególnych regionach, a płatność ONW nie niweluje bardzo słabej zależności dochodu od lokalizacji na poziomie regionów FADN.

## Literatura

- Czapiewski K.L., Niewęłowska G. [2006]: Przestrzenne zróżnicowanie dopłat wyrównawczych ONW w Polsce w 2004 roku. IERiGŻ PIB, Warszawa..
- Dickel R. [2011]: Evaluation der Ausgleichszulage in Deutschland. [W:] Ergebnisse und Schlussfolgerungen aus der Halbzeitbewertung von Programmen zur Entwicklung des Ländlichen Raums, Zusammenfassung des 49. AWI-Seminars am 20. Mai 2011. Akademie der Wissenschaften, Wien.
- Goraj L., Mańko S., Osuch D., Płonka R. [2010]: Wyniki standardowe uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN w 2009 roku. Część I. Wyniki standardowe. IERiGŻ PIB, Warszawa..
- Hovorka G. [2011]: Evaluation der Ausgleichszulage in Österreich. [W:] Ergebnisse und Schlussfolgerungen aus der Halbzeitbewertung von Programmen zur Entwicklung des Ländlichen Raums, Zusammenfassung des 49. AWI-Seminars am 20. Mai 2011. Akademie der Wissenschaften, Wien.
- Luszniewicz A., Słaby T. [2008]: Statystyka z pakietem komputerowym STATISTICA PL. Teoria i zastosowanie. Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Maddala G.S. [2008]: Ekonometria. PWN, Warszawa.
- Podgórski J. [2010]: Statystyka dla studiów licencjackich. PWE, Warszawa.
- Pułaska-Turyna B. [2011]: Statystyka dla ekonomistów. Wydawnictwo Difin, Warszawa.
- Rozporządzenie Ministra Rolnictwa i Rozwoju Wsi z dnia 11 marca 2009 r. w sprawie szczegółowych warunków i trybu przyznawania pomocy finansowej w ramach działania „Wspieranie gospodarowania na obszarach górskich i innych obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania (ONW)” objętego Programem Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007-2013. [2009]. *Dz. U.* nr 40, poz. 329, z późn. zm.).
- Rozporządzenie Rady (WE) nr 1257/1999 z dnia 17 maja 1999 r. w sprawie wsparcia rozwoju obszarów wiejskich z Europejskiego Funduszu Orientacji i Gwarancji Rolnej (EFOGR) oraz zmieniające i uchylające niektóre rozporządzenia. [1999]. *Dz. Urz. UE* L 160 z 26.6.1999, ss. 80-102, z późn. zm.).