



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Paweł Kobus

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

WPLYW UBEZPIECZEŃ ROLNICZYCH NA STABILNOŚĆ DOCHODOWĄ GOSPODARSTW ROLNYCH

IMPACT OF AGRICULTURAL INSURANCE ON THE STABILITY OF FARM INCOME

Słowa kluczowe: stabilność dochodowa, ubezpieczenia upraw, losowanie warstwowe, uogólnione modele liniowe

Key words: income stability, crop insurance, stratified sampling, generalized linear models

Abstrakt. Celem badań było sprawdzenie w jakim stopniu ubezpieczenia upraw stabilizują dochód gospodarstw rolniczych. Dodatkowy cel dotyczył wykazania znaczenia doboru metod statystycznych i miał charakter metodyczny. Pomimo określonego ustawą obowiązku ubezpieczenia co najmniej 50% powierzchni upraw, tylko około 11% rolników wykupuje takie ubezpieczenia. Niski odsetek ubezpieczeń nasuwa pytanie o realność stabilizującego dochód efektu ubezpieczenia upraw. Na podstawie próby 590 gospodarstw stwierdzono występowanie takiego wpływu tylko w przypadku gospodarstw specjalizujących się w produkcji roślinnej. Przedstawiono także znaczenie doboru właściwego modelu regresji w zależności od rozkładu zmiennej objaśnianej i metod doboru próby.

Wstęp

Zgodnie z *Ustawą z dnia 7 lipca 2005 r. o ubezpieczeniach upraw rolnych i zwierząt gospodarskich* [Dz.U. Nr 150, poz. 1249, z późn. zm.] ubezpieczenie przez rolników co najmniej 50% powierzchni upraw jest obligatoryjne. Ustawodawca nałożył taki obowiązek w celu stabilizacji dochodów rolników. Ubezpieczenie ma zabezpieczać przed ryzykiem niekorzystnego oddziaływania warunków pogodowych. Według GUS [*Charakterystyka gospodarstw... 2014*] w 2013 roku w Polsce było 1394,6 tys. gospodarstw rolnych o powierzchni powyżej 1 ha. Natomiast zgodnie z raportem NIK [*Informacja o wynikach... 2014*], w tym samym roku zawarto 151,1 tys. umów ubezpieczenia upraw rolnych obejmujących łącznie około 3,4 mln ha. To oznacza, że tylko 11% rolników zawarło jakiegokolwiek umowy na ubezpieczenie upraw. Jeżeli ograniczyć się do gospodarstw czerpiących większość dochodów z produkcji rolniczej, które to gospodarstwa stanowią około 56% ogólnej liczby gospodarstw i przyjąć, że ubezpieczały się tylko gospodarstwa z tej grupy, to odsetek ubezpieczonych gospodarstw wyniesie zaledwie 20%. Taki niski odsetek ubezpieczeń prowadzi do pytania, czy ubezpieczenia upraw spełniają swój cel, tzn. czy stabilizują dochody rolników, czy też może prowadzą w ogromnej większości przypadków do dodatkowych kosztów nie dając praktycznie nic w zamian.

Sulewski [2011] na podstawie badań symulacyjnych stwierdził, że zarówno w przypadku neutralnej postawy wobec ryzyka, jak i w przypadku umiarkowanej awersji wartości ekwiwalentu pewności wskazują na brak przewagi wariantu z ubezpieczeniem. Zdaniem tego autora, wskazuje to z jednej strony, na zbyt wysokie ceny ubezpieczeń, a z drugiej, autor zauważa, że przewaga wariantu z ubezpieczeniem dotyczy tylko zapewnienia płynności w przypadku silnie ograniczonych zasobów finansowych i trudności w pozyskaniu kredytu. Warto jednak przypomnieć, że w przypadku znacznego nasilenia szkód w uprawach w skali kraju rolnicy mogli do tej pory zawsze liczyć na pomoc państwa w postaci bezpośrednich wypłat do każdego hektara poszkodowanych upraw lub preferencyjnych kredytów, co znacząco ułatwiało zachowanie płynności.

Stempel [2013] oraz Wicka i współautorzy [2013] podejmowali problem określenia czynników wpływających na decyzję ubezpieczenia upraw w Polsce. Stempel [2013] stwierdził pozytywny

wpływ wielkości powierzchni upraw, wykształcenia rolników oraz stażu w prowadzeniu gospodarstwa. Natomiast Wicka i współautorzy [2013], poza powierzchnią użytków rolnych wskazali również na pozytywny wpływ udziału produkcji roślinnej w sprzedaży ogółem oraz dochodu brutto.

Celem badań było sprawdzenie w jakim stopniu ubezpieczenia upraw stabilizują dochód gospodarstw rolniczych. Dodatkowy cel dotyczył wykazania znaczenia doboru metod statystycznych i miał charakter metodyczny.

Material i metodyka badań

Przedmiotem badań były gospodarstwa rolne o standardowej produkcji (SO – *Standard Output*) co najmniej 4 tys. euro. Ich liczba – około 731 tys. stanowi niewiele powyżej 50% ogólnej liczby gospodarstw rolnych, jednak łączna ich wartość SO wynosi 93%. W celu doboru próby zastosowano losowanie warstwowe, przy czym przynależność do warstwy zależała od trzech cech: regionu kraju, typu produkcyjnego i wielkości ekonomicznej.

W typie produkcyjnym wyróżniono 4 poziomy: 1. – produkcja roślinna, 2. – bydło, 3. – trzoda, 4. – mieszane, a w ramach wielkości ekonomicznej 3 poziomy: 1. – od 4000 do 25 000 euro, 2. – od 25 000 do 100 000 euro, 3. – powyżej 100 000 euro.

Liczbę gospodarstw w poszczególnych warstwach ustalono zgodnie z metodą optymalnej alokacji Neymana (1) uzyskując ostatecznie próbę o rozmiarze 590 gospodarstw:

$$n_h = n \frac{N_h \sigma_h}{\sum_{k=1}^L N_k \sigma_k} \quad (1)$$

gdzie: n_h – liczebność próby w warstwie h , n – liczebność próby, N_h – liczebność populacji w warstwie h , σ_h – odchylenie standardowe w warstwie h , L – liczba warstw.

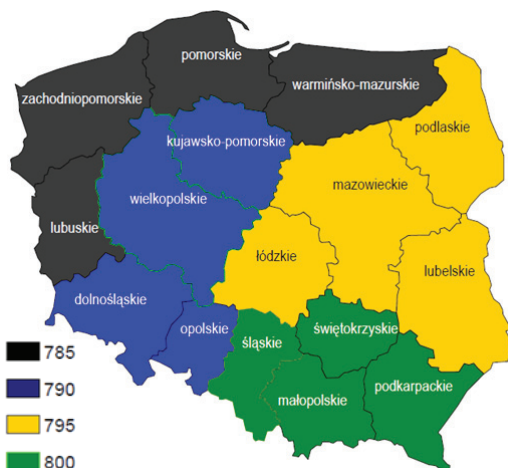
Losowanie warstwowe umożliwia precyzyjniejszą ocenę parametrów populacji, jednak tradycyjne metody wnioskowania statystycznego (dla próby prostej) mogą być stosowane tylko w obrębie pojedynczej warstwy. W przypadku analizy obejmującej kilka lub wszystkie warstwy konieczne jest uwzględnienie wag dla poszczególnych gospodarstw. Rozpatrywano następujące zmienne:

- wartość dodana brutto (WDB) w tys. zł/ha,
- użytki rolne (UROG) w ha,
- współczynnik bonitacji gleb (WBG),
- wielkość ekonomiczna (WE),
- ubezpieczenie upraw (U) (0 – nie, 1 – tak),
- występowanie szkód w przeszłości (Sz) (0 – nie, 1 – tak).

Na podstawie dostępnych danych obliczono wariancję zmiennej WDB (var) dla każdego gospodarstwa i przyjęto jako zmienną objaśnianą w modelach regresyjnych. Rozpatrywano następujące modele:

- 1) klasyczny model regresji wielokrotnej,
- 2) uogólniony model regresji wielokrotnej, zakładający modelowanie rozkładu zmiennej zależnej var przy pomocy rozkładu gamma,
- 3) uogólniony model regresji wielokrotnej z wykorzystaniem planu badań zbiorowości

Wszystkie obliczenia wykonano w środowisku R [A language and... 2015], a do oszacowania modeli wykorzystujących plan badań wykorzystano pakiet *survey* [Lumley 2014].



Rysunek 1. Regiony Polski zgodnie z metodologią FADN

Figure 1. Polish regions according to the FADN methodology

Źródło/Source: [Goraj i in. 2012]

Wyniki badań

Z uwagi na bardzo różne reakcje wariacji dochodów w poszczególnych typach produkcyjnych oszacowania modeli regresyjnych wykonano oddzielnie dla każdego typu. Wyraźny wpływ ubezpieczenia upraw stwierdzono tylko dla gospodarstw należących do typu produkcji roślinnej. Z tego powodu, jak również z uwagi na najwyższe znaczenia ubezpieczenia upraw w typie produkcji roślinnej, w dalszej części przedstawiono wyniki dotyczącego tylko tego typu. Następnie podano wyniki oszacowania dla trzech różnych modeli regresji wielokrotnej na podstawie dokładnie tych samych danych. Chociaż zdaniem autora tylko ostatni prezentowany model jest poprawny, to wyniki dla pierwszych dwóch zaprezentowano dla podkreślenia znaczenia wyboru właściwego modelu. Można spotkać się z opiniami bagatelizującymi znaczenie spełnienia założeń dotyczących stosowania modeli statystycznych i metod ich estymacji z powodu rzekomej odporności modeli regresyjnych na niespełnienie założeń.

Wyniki w tabeli 1 przedstawiają sytuację, w której badacz nie bacząc na charakter zmiennej objaśnianej i sposób doboru próby zastosował klasyczny model regresji wielokrotnej. W rezultacie stwierdziłby, że na poziomie istotności 0,05 tylko wielkość ekonomiczna gospodarstwa wpływa na stabilność dochodową. Wnioskowanie takie jest jednak błędne, ponieważ zastosowano podwójnie niewłaściwy model.

Z kolei dane w tabeli 2 przedstawiają sytuację, w której badacz zauważył, że w przypadku małych prób (liczba powtórzeń dla poszczególnych gospodarstw nie przekraczała 8 obserwacji) modelowanie rozkładu prawdopodobieństwa wariacji próbkowej rozkładem normalnym jest bardzo problematyczne, nawet przy założeniu, że oryginalna zmienna wartość dodana brutto podlegała rozkładowi normalnemu. Rozkład wariacji próbkowej, tak jak przedstawiono na rysunku 2, charakteryzuje się silną asymetrią prawostronną oraz określony jest tylko dla dodatnich liczb rzeczywistych.

Rozkładem, który pozwala modelować zachowanie wariacji próbkowej jest rozkład gamma:

Tabela 1. Wyniki modelu klasycznej regresji wielokrotnej
Table 1. The results of classical multiple regression model

	Ocena/ <i>Estimate</i>	Błąd standardowy/ <i>Standard error</i>	t value	P(> t)
(Intercept)	8,7802	6,6993	1,31	0,192
WE2	8,5758	3,7800	2,27	0,025
WE3	8,6358	7,3858	1,17	0,244
WBG	2,5003	4,4664	0,56	0,576
UROG	-0,0462	0,0254	-1,82	0,071
U	-5,9608	3,5022	-1,70	0,091
Sz	-2,6791	4,5923	-0,58	0,560

Źródło: obliczenia własne

Source: own calculations

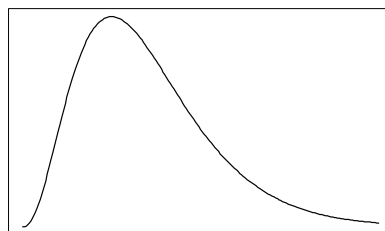
Tabela 2. Wyniki uogólnionego modelu regresji wielokrotnej

Table 2. The results of generalized multiple regression model

	Ocena/ <i>Estimate</i>	Błąd standardowy/ <i>Standard error</i>	t value	P(> t)
(Intercept)	7,0130	6,4965	1,08	0,282
WE2	1,3690	0,9871	1,39	0,167
WE3	1,7862	1,4097	1,27	0,207
WBG	6,7137	1,5011	4,47	0,000
UROG	-0,0120	0,0041	-2,93	0,004
U	0,5446	1,2510	0,44	0,664
Sz	-7,5192	6,3505	-1,18	0,238

Źródło: obliczenia własne

Source: own calculations



Rysunek 2. Kształt funkcji gęstości dla wariacji próbkowej, rozmiar próby $n = 8$

Figure 2. Shape of density function for the sample variance, sample size $n = 8$

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

$$f(x; k, \theta) = \frac{x^{k-1} e^{-\frac{x}{\theta}}}{\theta^k \Gamma(k)} \quad \text{dla } x > 0 \text{ i } k, \theta > 0. \quad (2)$$

Warto zauważyć, że rozkład Chi-kwadrat ze stopniami swobody df jest szczególnym przypadkiem rozkładu gamma, gdzie parametry $k = \frac{df}{2}$ i $\theta = 2$.

Wyniki z tabeli 2 w odróżnieniu od danych w tabeli 1 wskazują na istotny wpływ jakości gleb i wielkości użytków rolnych ogółem, natomiast ubezpieczenie upraw nie wpływa na stabilność dochodów, a sam estymator ma wartość dodatnią. Również w tym przypadku nie można mieć zaufania do uzyskanych wyników, jednak tym razem wynika to z pominięcia metody doboru próby, a nie z przyjęcia błędnego założenia o rozkładzie zmiennej objaśnianej. Użycie większości standardowych metod statystycznych zakłada, że analizowane dane stanowią prostą próbę, do której każda jednostka populacji ma taką samą szansę trafienia.

W tabeli 3 podano wyniki oszacowania identycznego uogólnionego modelu regresji wielokrotnej jak tabeli 2, jednak podczas oszacowania modelu uwzględniono losowanie warstwowe przez zastosowanie estymatora Horvitz-Thompsona wiarygodności dla populacji. Pozwala to traktować wyniki z tabeli 3 ze znacznie większym zaufaniem niż wyniki prezentowane w tabelach 1 i 2.

Na poziomie istotności 0,05 trzy zmienne: współczynnik bonitacji gleb, ubezpieczenie upraw i występowanie w przeszłości szkód w uprawach wykazywały istotny wpływ na wielkość wariancji wartości dodanej brutto. Przy czym, ujemna wartość współczynnika kierunkowego (-2,415) dla ubezpieczenia świadczy o mitygującym charakterze oddziaływania ubezpieczenia na poziom wariancji. Tym samym, potwierdza stabilizujący wpływ ubezpieczenia upraw na poziom dochodów gospodarstw

Tabela 3. Wyniki uogólnionego modelu regresji wielokrotnej, z wykorzystaniem planu badań zbiorowości

Table 3. The results of generalized multiple regression model, with taking into account survey design

	Ocena/ Estimate	Błąd standardowy/ Standard error	t-value	P(> t)
(Intercept)	-1,9594	0,9351	-2,10	0,047
WE2	27,9102	22,5222	1,24	0,228
WE3	3,4263	1,8634	1,84	0,079
WBG	5,6583	2,6496	2,14	0,044
UROG	-0,0181	0,0099	-1,83	0,081
U	-2,4150	1,1700	-2,06	0,050
Sz	4,7116	2,2325	2,11	0,046

Źródło: obliczenia własne
Source: own calculations

specjalizujących się w produkcji roślinnej. Warto również zwrócić uwagę na stosunkową wysoką wartość współczynnika kierunkowego dla zmiennej Sz dotyczącej występowania szkód w uprawach w przeszłości. Tak znaczące zwiększenie wariancji powodowane przez występowanie szkód w przeszłości nasuwa pytanie o ewentualny związek doświadczenia przez rolnika szkód w uprawach a decyzją wykupienia ubezpieczenia.

Na podstawie oszacowania jednoczynnikowego modelu regresji logistycznej ze zmienną zależną U (ubezpieczenie) i zmienną objaśniana Sz stwierdzono średni efekt marginalny¹ 0,14. To oznacza, że przeciętnie rolnicy, którzy doświadczyli szkód w uprawach w przeszłości ubezpieczali się z prawdopodobieństwem wyższym o 0,14 w porównaniu z rolnikami, którzy takich szkód nie doświadczyli.

Podsumowanie i wnioski

Ubezpieczenia upraw zwiększają stabilność dochodów, tzn. zmniejszają ich wariancję w przypadku rolników specjalizujących się w produkcji roślinnej. W przypadku pozostałych typów produkcji takiego związku nie stwierdzono. Fakt ten w pewnym stopniu wyjaśnia dlaczego tak niewielki odsetek rolników ubezpiecza swoje uprawy. W przypadku rolników specjalizujących się w produkcji roślinnej zwiększenie stabilności dochodu wyraża się przeciętnym zmniejsze-

¹ Krótką dyskusję na temat wyznaczania efektów marginalnych w modelu probitowym przedstawiono w pracy Greene [1997, s. 730].

niem wariancji dochodu o około 2,41. Warto również zwrócić uwagę, że chętniej ubezpieczają się rolnicy, którzy doznali szkód w uprawach w przeszłości.

Podsumowując metodyczny aspekt pracy należy zwrócić uwagę, że wybór modelu regresji determinował uzyskiwane wyniki, pomimo użycia dokładnie tych samych danych i tego samego kompletu zmiennych objaśniających. Tym samym zaniechanie dokładnej analizy rozkładu zmiennej zależnej i pominięcie metody doboru próby, może, szczególnie w przypadku losowania warstwowego prowadzić do bardzo poważnych błędów.

Literatura

- A language and environment for statistical computing* 2015: R: R Core Team, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org>.
- Charakterystyka gospodarstw rolnych w 2013 r.* 2014: GUS, Warszawa.
- Gořaj L., Małanowska B., Osuch D., Sierański W. 2012: *Opis realizacji planu wyboru próby gospodarstw rolnych dla Polskiego FADN w 2012 roku*. Polski FADN.
- Greene W. 1997: *Econometric Analysis*. 3rd ed. Upper Saddle River, NJ, Prentice Hall.
- Informacja o wynikach kontroli wykonania budżetu państwa w 2013 r. w częściach 32 Rolnictwo, 33 Rozwój wsi, 35 Rynki rolne, 62 Rybołówstwo*. 2014: NIK, [online], <https://www.nik.gov.pl/plik/id,6847.pdf>, dostęp 06.10.2015.
- Lumley T. 2014: *Survey: analysis of complex survey samples*, R package version 3.30.
- Stempel R. 2013: *Ubezpieczenie upraw polowych na terenie Polski północnej*, Ubezpieczenia w Rolnictwie Materiały i Studia, nr 47/2013, 7-22
- Sulewski P. 2011: *Ubezpieczenia produkcji rolniczej – analiza z zastosowaniem modelu opartego na średniej i wariancji*, Zag. Ekon. Rol., nr 328(3), 59-77.
- Wicka O. (red.). 2013: *Czynniki i możliwości ograniczania ryzyka w produkcji roślinnej poprzez ubezpieczenia*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.

Summary

Despite a specific law obligation to insure at least 50% of the areas, only about 11% of the farmers insure crop. Such a low percentage of insurance raises the question of the reality of the stabilizing effect of crop insurance on income. In order to answer this question in the study the impact of crop insurance on the variance of gross value added in the farm was investigated. Based on a sample of 590 households, it was found that, such an effect exist only in the case of holdings specializing in crop production. Additionally, the importance of an adequate regression model, depending on the response variable distribution and sampling methods was shown.

Adres do korespondencji
dr inż. Paweł Kobus
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Wydział Nauk Ekonomicznych
Zakład Metod Ilościowych
Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych
tel. (22) 593 41 02
e-mail: pawel_kobus@sggw.pl