

# PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

# RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 415

## Ubezpieczenia wobec wyzwań XXI wieku



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu  
Wrocław 2016

Redakcja wydawnicza: Jadwiga Marcinek  
Redakcja techniczna: Barbara Łopusiewicz  
Korekta: Justyna Mroczkowska  
Łamanie: Agata Wiszniowska  
Projekt okładki: Beata Dębska

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania  
znajdują się na stronach internetowych  
[www.pracnaukowe.ue.wroc.pl](http://www.pracnaukowe.ue.wroc.pl)  
[www.wydawnictwo.ue.wroc.pl](http://www.wydawnictwo.ue.wroc.pl)

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons  
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska  
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
Wrocław 2016

**ISSN 1899-3192**  
**e-ISSN 2392-0041**

**ISBN 978-83-7695-571-1**

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:  
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu  
ul. Komandorska 118/120, 53-345 Wrocław  
tel./fax 71 36 80 602; e-mail: [econbook@ue.wroc.pl](mailto:econbook@ue.wroc.pl)  
[www.ksiegarnia.ue.wroc.pl](http://www.ksiegarnia.ue.wroc.pl)

Druk i oprawa: TOTEM

## Spis treści

<b>Wstęp</b> .....	9
<b>Maria Balcerowicz-Szkutnik, Włodzimierz Szkutnik:</b> Problemy ubezpieczeń społecznych i emerytalnych w Federacji Rosyjskiej / Social and pension insurance problem in Russian Federation .....	11
<b>Teresa H. Bednarczyk:</b> Mikroubezpieczenia – innowacja produktowa czy powrót do korzeni? / Microinsurance – product innovation or return to the roots?.....	23
<b>Barbara Cieślak:</b> UBI zamiast czy obok SBM? / UBI together with or instead of BMS?.....	33
<b>Roman Garbicz:</b> Financial Effects of Social Security System Reforms in Selected Countries of the European Community / Efekty finansowe reform publicznych systemów ubezpieczeń społecznych w wybranych państwach Unii Europejskiej .....	42
<b>Aleksandra Hęcka, Krzysztof Łyskawa:</b> Ubezpieczenia zagrożeń środowiskowych w gospodarstwie rolnym / Insurance of environmental risk in agricultural entity.....	55
<b>Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa:</b> <i>Underwriting</i> i polityka lokacyjna zakładów ubezpieczeń w kształtowaniu taryf na rynku ubezpieczeń majątkowych / Underwriting and investment policy of insurances companies in creating rates on the market of property insurance.....	68
<b>Maria Kiedrowska:</b> Ryzyko badania sprawozdania finansowego zakładu ubezpieczeń / Insurance company financial statement audit risk .....	83
<b>Bożena Kołosowska, Angelika Kuligowska:</b> Praktyczne stosowanie triggerów na przykładzie ubezpieczenia gminy / Practical application triggers on the example of municipalities insurance .....	94
<b>Rafał Komorowski, Katarzyna Kubiszewska:</b> Islamic Takaful: Has it successfully substituted conventional insurance? / Islamic Takaful: czy skutecznie zastąpił ubezpieczenia komercyjne?.....	104
<b>Lech Kujawski, Agnieszka Pobłocka:</b> Oszacowanie rezerwy IBNR bayesowskim modelem <i>chain ladder</i> w ubezpieczeniach majątkowych / Bayesian methods for calculation the best estimate of IBNR technical provision in non-life insurance .....	115
<b>Agnieszka Kurdyś-Kujawska:</b> Motywy zakupu dobrowolnych ubezpieczeń przez rolników Pomorza Środkowego / The motives of purchase voluntary insurances by farmers of the Middle Pomerania .....	124

<b>Robert Kurek:</b> Nadzór nad globalnie działającymi zakładami ubezpieczeń – wymogi kapitałowe / Supervision over the globally functioning insurance institutions – capital requirements .....	134
<b>Sergiusz Lenhardt:</b> Perspektywy dla rynku ubezpieczeń samochodów zabytkowych w Polsce / Perspectives for the classic cars insurance market in Poland .....	143
<b>Jerzy Łańcucki:</b> Mechanizm nadzoru nad grupą ubezpieczeniową w nowych regulacjach unijnych / Mechanism of insurance group supervision in new EU regulations .....	152
<b>Beata Nowotarska-Romaniak:</b> The marketing meaning of customers as users of insurance services / Marketingowe znaczenie klientów jako użytkowników usług ubezpieczeniowych .....	163
<b>Sylvia Pińkowska-Kamieniecka:</b> Partycypacja osób młodych w dodatkowym systemie emerytalnym / The participation of young people in the additional pension scheme .....	171
<b>Piotr Pisarewicz:</b> Wynagrodzenia z tytułu sprzedaży ubezpieczeń jako wyznacznik strategii rozwoju banków opartych na modelu współpracy z zakładami ubezpieczeń / Insurance commissions as a determinant of banks' strategies based on co-operation with an insurance companies.....	182
<b>Agnieszka Przybylska-Mazur:</b> Wybrana metoda oszacowania ryzyka rachunków zdrowia / Selected method of estimating the risk of health accounts.....	194
<b>Paweł Rozumek:</b> Instrumenty zarządzania ryzykiem katastroficznym i niekatastroficznym w rolnictwie – analiza porównawcza ubezpieczeń tradycyjnych i indeksowych / Catastrophic and non-catastrophic risk management tools in agriculture – comparative analysis of traditional and index insurances .....	203
<b>Ewa Spigarska:</b> Bilans zakładów ubezpieczeń na potrzeby wymogów wypłacalności i do celów statutowych – podobieństwa i różnice / Balance sheet of insurance companies for solvency requirements and for statutory purposes – similarities and differences.....	214
<b>Grzegorz Strupczewski:</b> Identyfikacja kluczowych determinant zakupu dotowanego ubezpieczenia upraw rolnych i zwierząt gospodarskich / Identification of the key determinants of subsidized crop and livestock insurance purchase.....	225
<b>Waldemar Truszkiewicz:</b> Medyczna ocena następstw szkody osobowej w roszczeniach odszkodowawczych – wielowymiarowy, nowoczesny System HBT (Human Body Trauma) Index w miejsce jednowymiarowej tabeli ZUS / Replacement of one-dimensional ZUS (Social Insurance Institute) table with a multidimensional, advanced HBT (Human Body Trauma) system in Medical valuation of consequences of injuries on the person in compensation claims .....	241

---

<b>Tatiana Verezubova:</b> Rodzaje ubezpieczeń w strategii finansowej zakładów ubezpieczeniowych rekomendowane na podstawie analizy ryzyka i rentowności – metodologia wyboru / The method of selection of preferential insurance forms based on risk analysis and profitability in financial strategy of insurance companies.....	250
<b>Alicja Wolny-Dominiak, Stanisław Wanat:</b> Taryfikacja <i>a priori</i> z wykorzystaniem kopuli / On the use of copula in ratemaking .....	258

## Wstęp

Ubezpieczenie jako urządzenie gospodarcze funkcjonuje od bardzo dawna. We współczesnych czasach w wielu krajach w ramach rynków finansowych działają rozwinięte w różnym stopniu rynki ubezpieczeniowe. Ryzyko, które towarzyszy człowiekowi od zarania dziejów i które dało początek zorganizowania instytucji ubezpieczenia, występuje ciągle i jednocześnie na skutek rozwoju cywilizacyjnego, rozwoju technologicznego oraz zmieniających się procesów demograficznych. Pojawiają się nowe kategorie ryzyka, które mogą być przedmiotem ubezpieczenia. Wobec zmieniającego się otoczenia rynek ubezpieczeniowy dostosowuje się i proponuje nowe produkty ubezpieczeniowe. Jednocześnie zakłady ubezpieczeń z obowiązku muszą dbać o bezpieczeństwo finansowe swoich klientów, aby nie podważyć podstawowej zasady realności ochrony ubezpieczeniowej. Wszystkie te zjawiska można zaliczyć do obszarów badawczych środowiska akademickiego zajmującego się problematyką ubezpieczeniową. Ponadto nowe tendencje, które pojawiają się w systemach emerytalnych, wywołane starzeniem się społeczeństw i niewydolnością repartycyjnego systemu emerytalnego, a równocześnie pojawiającymi się kryzysami na rynkach finansowych, generują cały szereg problemów badawczych, które są również w zasięgu zainteresowań wielu środowisk akademickich. Funkcjonujący w Polsce od kilkunastu lat nowy system emerytalny budzi różne kontrowersyjne dyskusje i skłania do wstępnej oceny, a zagadnienia te wiążą się z funkcjonowaniem systemu ubezpieczeń społecznych, w tym również z finansowaniem ochrony zdrowia.

Jak widać, tematyka badawcza obejmująca bardzo szeroko rozumiane ubezpieczenia od strony teoretycznej, jak również praktyki ubezpieczeniowej, jest niezwykle obszerna. Wszystkie te problemy są zawarte w przygotowanej pracy.

Zbiór zawiera artykuły, zaprezentowane na IX Międzynarodowej Konferencji „Ubezpieczenia wobec wyzwań XXI wieku”, która odbyła się w maju 2015 r. w Rydzynie. Konferencja jest organizowana z inicjatywy i w wyniku współpracy Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu i Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Biorą w niej udział osoby reprezentujące wszystkie czołowe krajowe środowiska akademickie zajmujące się problematyką ubezpieczeniową oraz przedstawiciele praktyki ubezpieczeniowej. Od kilku lat przyjeżdżają również uczestnicy z zagranicy, z takich państw, jak: Rosja, Ukraina, Białoruś, Słowacja, Czechy i Niemcy. Tematyka badawcza prezentowana na obradach koncentruje się wokół następujących zagadnień:

- Funkcjonowanie rynku ubezpieczeniowego w Polsce i w świecie
- Zarządzanie ryzykiem w ubezpieczeniach
- Gospodarka finansowa ubezpieczycieli

- Zastosowanie metod ilościowych w ubezpieczeniach
  - Problematyka prawna w ubezpieczeniach
- Artykuły opublikowane w tym opracowaniu dotyczą powyższych zagadnień.

Pragniemy wszystkim Autorom serdecznie podziękować za przygotowanie interesujących artykułów poruszających wiele ważnych, aktualnych problemów i mamy nadzieję, że publikacja ta wzbogaci literaturę ubezpieczeniową i będzie inspiracją do dalszych badań.

W imieniu Autorów i własnym wyrażamy głęboką wdzięczność recenzentom: Pani Profesor Marii Balcerowicz-Szkutnik, Pani Profesor Teresie Bednarczyk, Panu Profesorowi Jackowi Lisowskiemu, Panu Profesorowi Markowi Monkiewiczowi, Panu Profesorowi Kazimierzowi Ortyńskiemu, Pani Profesor Wandzie Sułkowskiej, Panu Profesorowi Włodzimierzowi Szkutnikowi, Panu Profesorowi Tadeuszowi Szumliczowi oraz Panu Profesorowi Adamowi Śliwińskiemu – za cenne uwagi, które pozwoliły nadać publikacji lepszy kształt.

Redaktorzy naukowii  
*Wanda Ronka-Chmielowiec*  
*Patrycja Kowalczyk-Rólczyńska*

**Grzegorz Strupczewski**

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

e-mail: grzegorz.strupczewski@uek.krakow.pl

---

## IDENTYFIKACJA KLUCZOWYCH DETERMINANT ZAKUPU DOTOWANEGO UBEZPIECZENIA UPRAW ROLNYCH I ZWIERZĄT GOSPODARSKICH

---

### IDENTIFICATION OF THE KEY DETERMINANTS OF SUBSIDIZED CROP AND LIVESTOCK INSURANCE PURCHASE

---

DOI: 10.15611/pn.2016.415.21

**Streszczenie:** Znaczenie ubezpieczeń w strategii zarządzania ryzykiem gospodarstw rolnych od lat stanowi jeden z najważniejszych problemów podejmowanych przez teoretyków i praktyków ubezpieczeń. Niedostateczny popyt na ten rodzaj ochrony, pomimo istnienia oczywistych zagrożeń (w szczególności naturalnych) oraz ciągłego doskonalenia różnorodnych systemów publicznego wsparcia dla mechanizmu rynkowego (np. w formie rządowych dopłat do składek i odszkodowań, partnerstwa publiczno-prywatnego), skłania do postawienia pytania o czynniki, które wpływają na podjęcie decyzji o zakupie ubezpieczenia upraw przez producentów rolnych. Celem artykułu jest wskazanie zmiennych istotnie wpływających na zakup ubezpieczenia upraw rolnych i zwierząt gospodarskich w Polsce oraz zbudowanie modelu decyzyjnego (ekonometrycznego) określającego prawdopodobieństwo zakupu tego ubezpieczenia. Analiza przeprowadzona na podstawie modelu regresji logistycznej doprowadziła do sformułowania wniosku, iż decyzja o zakupie ubezpieczenia upraw warunkowana jest dwoma czynnikami: powierzchnią posiadanych gruntów rolnych oraz skłonnością do zapłaty składki ubezpieczeniowej. Kierunek oddziaływania obydwu zmiennych jest dodatni. Szansa zakupu ubezpieczenia jest 2,07 razy wyższa, jeśli gospodarstwo rolne dysponuje większym arealem gruntów rolnych. Im wyższa składka ubezpieczeniowa, którą skłonny jest zaakceptować ankietowany, tym większe prawdopodobieństwo zakupu ubezpieczenia upraw. Wzrost deklarowanej skłonności do płacenia składki WTP o jeden punkt procentowy wiąże się z 1,73 razy większą szansą na zakup ubezpieczenia.

**Słowa kluczowe:** ubezpieczenia, ubezpieczenia rolne, popyt na ubezpieczenia, regresja logistyczna.

**Summary:** The importance of insurance in risk management strategy of farms has been one of the most important issues taken by the theorists and practitioners of insurance for many years. Insufficient demand for this type of protection, in spite of obvious dangers (especially natural) and continuous improvement of various systems of public support for market-based mechanism (eg. in the form of government subsidies for premiums and indemnities, public-private partnership), raises the question about factors that influence the decision to purchase



crop insurance for farmers. The aim of the paper is to identify variables significantly affecting the purchase of crop and livestock insurance in Poland and to build an econometric decision-making model determining the probability of the insurance purchase. The analysis based on a logistic regression model has led to the conclusion that the decision to purchase crop insurance is conditioned by two factors: farm area and willingness to pay (WTP) the insurance premium. The direction of impact of the two variables is positive. The odds to purchase the insurance policy is 2.07 times higher if a farm has a bigger area of agricultural land. The higher the insurance premium which a farmer is willing to pay, the more likely is the purchase of crop insurance. The one percent increase in declared WTP is associated with a 1.73 times greater chance to purchase crop insurance.

**Keywords:** insurance, crop insurance, demand for insurance, logistic regression.

## 1. Wstęp

Znaczenie ubezpieczeń w strategii zarządzania ryzykiem gospodarstw rolnych od lat stanowi jeden z najważniejszych problemów podejmowanych przez teoretyków i praktyków ubezpieczeń. Niedostateczny popyt na ten rodzaj ochrony, pomimo istnienia oczywistych zagrożeń (w szczególności naturalnych) oraz ciągłego doskonalenia różnorodnych systemów publicznego wsparcia dla mechanizmu rynkowego (np. w formie rządowych dopłat do składek i odszkodowań, partnerstwa publiczno-prywatnego), skłania do postawienia pytania o czynniki, które wpływają na podjęcie decyzji o zakupie ubezpieczenia upraw przez producentów rolnych.

Strona podażowa rynku ubezpieczeń nie pozostaje w tej sytuacji bez winy. Asymetria i niekompletność informacji, hazard moralny, selekcja negatywna, ryzyko kumulacji szkód na danym terenie, wysoki koszt reasekuracji – to najpoważniejsze przyczyny niedoskonałości podaży ubezpieczeń rolnych [Enjolras i in. 2012, s. 5]. Jednak są to problemy o zupełnie innym charakterze, a jednocześnie wymagające obszernej analizy, dlatego z uwagi na ograniczoną objętość tekstu nie będą przedmiotem badań w niniejszej pracy.

Ubezpieczenie upraw rolnych i zwierząt gospodarskich zostało wprowadzone w Polsce ustawą z dnia 7 lipca 2005 r. Od czasu uchwalenia pierwotnej ustawy miało miejsce szereg nowelizacji, które polegały na: modyfikacji zakresu ubezpieczenia i katalogu roślin, wprowadzeniu udziału państwa w odszkodowaniach za szkody spowodowane suszą, zmieniano definicje ryzyk oraz zasady rozliczeń dopłat do składek z budżetu państwa. Składki ubezpieczeniowe zostały objęte dopłatami z budżetu państwa, co wynikało z: katastrofalnie niskiej powszechności ubezpieczeń rolnych po transformacji ustrojowej, dużego natężenia szkód w rolnictwie spowodowanych ryzykami naturalnymi, potrzeby racjonalizacji wydatków z budżetu państwa na pomoc dla poszkodowanych rolników, promowania ubezpieczeń jako nowoczesnego narzędzia zarządzania ryzykiem. Ubezpieczenie to jest obowiązkowe dla rolników, którzy otrzymują dopłaty bezpośrednie, przy czym spełnienie obowiązku polega na objęciu ochroną przynajmniej 50% powierzchni upraw od jednego lub więcej rodzajów ryzyka

(powódź, susza, grad, przymrozki wiosenne, ujemne skutki przezimowania). Sankcją za brak ubezpieczenia obowiązkowego jest opłata karna w wysokości 2 euro od 1 ha.

Obecny (kwiecień 2015) rządowy projekt kolejnej nowelizacji ustawy trafił pod obrady Parlamentu (II czytanie w sejmowej Komisji Rolnictwa i Rozwoju Wsi, druk nr 3247). Celem tej nowelizacji, poza usprawnieniem systemu rozliczania dotacji, jest zwiększenie powszechności ubezpieczenia, zwłaszcza w grupie upraw drzew i krzewów owocowych oraz warzyw gruntowych. Problemem jest w ich przypadku zbyt wysoki poziom składek na rynku, co eliminowało w przypadku tych rolników możliwość uzyskania dopłat (jak dotąd dopłaty nie przysługiwały, jeśli stawka była wyższa niż 6% sumy ubezpieczenia).

Wprowadzając ubezpieczenie upraw, zakładano, że ochroną ubezpieczeniową zostanie objętych 7 mln ha upraw, jednak w 2013 r. ubezpieczono jedynie 3,4 mln ha. Obecnie zakłada się, że do 2018 r. areał ubezpieczonych upraw osiągnie 4,5 mln ha, co będzie stanowiło zaledwie 32% gruntów ornych.

Niedostateczny stopień upowszechnienia ubezpieczenia upraw, problemy z jego dostępnością w towarzystwach ubezpieczeń po cenie, która byłaby akceptowalna dla rolników i budżetu państwa (dysponenta dopłat do składki), legły u podstaw podjęcia badań nad czynnikami determinującymi zakup ubezpieczenia upraw rolnych i zwierząt gospodarskich. Poza determinantami społeczno-ekonomicznymi i behawioralnymi związanymi z percepcją ryzyka w działalności rolniczej podjęto próbę określenia maksymalnej ceny, po jakiej rolnicy byliby skłonni zakupić to ubezpieczenie, i jej wpływu na skłonność do zakupu ubezpieczenia upraw.

Celem artykułu jest zatem wskazanie zmiennych istotnie wpływających na zakup ubezpieczenia upraw rolnych i zwierząt gospodarskich w Polsce oraz zbudowanie modelu decyzyjnego (ekonometrycznego) określającego prawdopodobieństwo zakupu tego ubezpieczenia. Sformułowany powyżej problem badawczy i cel pracy skłania do postawienia następujących hipotez, których weryfikacja empiryczna będzie przedmiotem dalszej części opracowania:

H1: Przyczyną niskiego popytu na ubezpieczenia upraw rolnych i zwierząt gospodarskich z dopłatami z budżetu państwa jest zbyt wysoki poziom składek ubezpieczeniowych w stosunku do kwot możliwych do zaakceptowania przez producentów rolnych.

H2: Wielkość posiadanego gospodarstwa rolnego jest determinantą zakupu ubezpieczenia upraw rolnych i zwierząt gospodarskich.

H3: Liczba klęsk żywiołowych, których doświadczył producent rolny, ma wpływ na skłonność do zakupu ubezpieczenia upraw rolnych i zwierząt gospodarskich.

W literaturze przedmiotu, jako jedną z kluczowych przyczyn niedostatecznego popytu na ubezpieczenie upraw, wymienia się brak pełnego zrozumienia wszystkich korzyści płynących z posiadania ochrony ubezpieczeniowej [Garrido, Zilberman 2008]. Wskazuje się też na efekt wypierania komercyjnych ubezpieczeń przez różne formy pomocy publicznej dla rolników poszkodowanych przez klęski żywiołowe [Chakir, Hardelin 2014; Enjolras i in. 2012]. Nadzieja otrzymania takiej pomocy *ad hoc*, przy braku systemowych rozwiązań, wpływa negatywnie na chęć zakupu polisy [Asseldonk i in. 2002]. Gospodarstwa rolne mają do dyspozycji szereg źródeł

finansowania zewnętrznego, zarówno o charakterze zwrotnym, jak i typowo pomocowym, bezzwrotnym.

W badaniach empirycznych wielu autorów poszukiwało czynników, na podstawie których możliwa byłaby budowa modelu ekonometrycznego określającego skłonność do zakupu ubezpieczenia upraw. Spośród predyktorów o charakterze demograficzno-finansowym największą wagę ma wiek, choć jego wpływ nie jest jednoznaczny. Wyższą skłonność do ubezpieczenia wykazywały osoby młode [Liesivaara i in. 2014; Sherrick i in. 2003], choć można też natknąć się na zupełnie przeciwne wnioski, tzn. dodatni związek między wiekiem a szansą zakupu ubezpieczenia [Sherrick i in. 2004]. Paradoksalnie, wykształcenie rolnika tylko w nielicznych badaniach okazywało się zmienną istotną statystycznie, a jeśli nawet wystąpiło ono w modelu, to wyższy poziom edukacji wiązał się z niższą potrzebą ubezpieczenia [Patrick 1988]. Wielkość dochodów uzyskiwanych z działalności rolnej dodatnio wpływa na prawdopodobieństwo zakupu polisy [Enjolras i in. 2012; Cabas i in. 2008], podobnie jak skala zadłużenia producenta rolnego [Smith, Baquet 1996; Patrick 1988; Sherrick i in. 2004]. Udział kapitału obcego w źródłach finansowania działalności (a więc tzw. dźwignia finansowa) jest interpretowany jako przybliżona miara ryzyka bankructwa [Thlon 2009], którego minimalizacja może być motywem zakupu ochrony ubezpieczeniowej. Innym sposobem wyrażenia szeroko pojętego ryzyka gospodarczego jest zastosowanie współczynnika zmienności dochodu jako predyktora. Jego związek z popytem na ubezpieczenie jest, w oczywisty sposób, dodatni [Chakir, Hardelin 2014; Smith, Baquet 1996].

W analizowanych modelach empirycznych dość często pojawiają się zmienne objaśniające, które opisują cechy morfologiczne gospodarstwa rolnego. Przede wszystkim należy tu wymienić areal gruntów rolnych, który we wszystkich analizowanych publikacjach był dodatnio związany z popytem na ubezpieczenie upraw [Liesivaara i in. 2014; Enjolras i in. 2012; Goodwin 1993; Sherrick i in. 2003; Sherrick i in. 2004]. Wyższe zapotrzebowanie na ubezpieczenie zaobserwowano w gospodarstwach o mniejszej dywersyfikacji struktury upraw [Chakir, Hardelin 2014; Enjolras i in. 2012]. Ponadto czynnikami zwiększającymi prawdopodobieństwo zakupu polisy były stosowanie nawozów sztucznych (a więc wyższa kapitałochłonność produkcji rolnej) [Chakir, Hardelin 2014] oraz położenie gruntów ornych w znacznej odległości od zamieszkałych siedzib ludzkich [Sherrick i in. 2003]. Natomiast wśród destymulant popytu na ubezpieczenie warto wymienić wskaźnik wydajności produkcji z hektara oraz odsetek gruntów w gospodarstwie wyłączonych z upraw [Patrick 1988].

Zgodnie z teorią użyteczności awersja do ryzyka oraz percepcja sytuacji ryzykownych stanowią silne motywy zakupu ubezpieczenia, co znalazło potwierdzenie w wynikach badań empirycznych [Patrick 1988; Sherrick i in. 2004]. Z punktu widzenia poszukiwań skutecznych narzędzi polityki państwa w zakresie upowszechniania ubezpieczeń rolnych warto przytoczyć wyniki badań, które potwierdziły stymulujący efekt dopłat do składek ubezpieczeniowych z budżetu państwa [Garrido, Zilberman 2008]. Doświadczenie szkód losowych we własnym gospodarstwie rolnym, które w wielu

przypadkach prowadzi do uświadomienia skali istniejącego zagrożenia i pozytywnej roli, jaką może odgrywać towarzystwo ubezpieczeń w minimalizacji jego skutków, przekłada się na wzrost skłonności do ubezpieczenia upraw [Chakir, Hardelin 2014].

## 2. Dane

Mając na uwadze dotarcie do rolników, których gospodarstwa rolne nastawione są na produkcję towarową i stanowią dla nich podstawowe źródło przychodu, postanowiono zawęzić populację badawczą, liczącą według danych GUS 1429 006 gospodarstw rolnych (w tym 1425 386 indywidualnych) do indywidualnych gospodarstw rolnych o powierzchni użytków rolnych przekraczających 5 ha. Są to podmioty zaliczane do sekcji A klasyfikacji PKD. Próbę badawczą ograniczono też do gospodarstw rolnych prowadzących wyłącznie uprawy rolne (klasy 01.1 do 01.3 klasyfikacji PKD), ponieważ 99,9% wszystkich dotacji do składki ubezpieczeniowej stanowią ubezpieczenia upraw rolnych (zgodnie z danymi Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi). Przy powyższych założeniach populacja generalna, bazując na danych GUS, liczy ogółem 658 466 gospodarstw rolnych [GUS 2014].

**Tabela 1.** Struktura próby badawczej

Województwo	Liczba	Udział	Próba badawcza
Dolnośląskie	28 767	4,37%	7
Kujawsko-pomorskie	43 469	6,61%	10
Lubelskie	82 716	12,56%	19
Lubuskie	10 371	1,58%	2
Łódzkie	63 817	9,69%	15
Małopolskie	24 822	3,77%	6
Mazowieckie	114 806	17,44%	25
Opolskie	14 120	2,14%	3
Podkarpackie	24 050	3,65%	5
Podlaskie	57 177	8,68%	13
Pomorskie	25 322	3,85%	6
Śląskie	16 469	2,50%	4
Świętokrzyskie	31 747	4,82%	7
Warmińsko-mazurskie	29 517	4,48%	7
Wielkopolskie	74 087	11,25%	17
Zachodniopomorskie	17 209	2,61%	4
RAZEM	658 466	100,00%	150

Źródło: opracowanie własne.

Dane niezbędne do przeprowadzenia badań empirycznych zostały zebrane przy wykorzystaniu telefonicznych wywiadów wspomaganym komputerowo – CATI (*Computer Assisted Telephone Interviewing*). Metoda ta umożliwia kwantyfikację uzyskanych wyników i poddanie ich analizie statystycznej. Sondaż został przeprowadzony w grudniu 2014 r. na ogólnopolskiej próbie rolników prowadzących indywidualne gospodarstwa rolne o powierzchni użytków rolnych co najmniej 5 ha, specjalizujące się w uprawach rolnych. Mając do dyspozycji operat losowania liczący 1000 kontaktów, zgodnie z planem badania uzyskano 150 kompletnych wywiadów. W celu uzyskania niezbędnych danych zgodnych z przyjętą problematyką próba badawcza została dobrana metodą losowo-warstwową, polegającą na podziale całej zbiorowości na warstwy i dokonaniu bezpośredniego losowania niezależnych prób w obrębie każdej warstwy. Przyjmując województwa jako warstwy losowania, zaplanowano strukturę próbki zaprezentowaną w tabeli 1. Próba została wylosowana przy 95-procentowym poziomie ufności, przy 5-procentowym marginesie błędu. Metoda warstwowego doboru jest uważana za spełniającą warunki losowości [Steczkowski 1995].

### 3. Metodologia

Fundamentem modelu logistycznego jest pewna funkcja regresji postaci [Maddala 2013, s. 371]:

$$y_i^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} + u_i$$

z nieobserwowalną zmienną ukrytą  $y_i^*$  (*latent variable*), dla której obserwujemy dychotomiczną realizację:

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{jeśli } y_i^* > 0 \\ 0, & \text{w pozostałych przypadkach} \end{cases}$$

Model regresji logistycznej, w odróżnieniu od klasycznej regresji liniowej, pozwala odejść od założeń o normalności rozkładu zmiennych i homogeniczności wariancji. Umożliwia opisanie zależności między dychotomiczną zmienną jakościową a zmiennymi niezależnymi o charakterze ilościowym lub ilościowym. Można go wykorzystać do modelowania przynależności danego obiektu do jednej z dwóch klas. Klasę utożsamianą z „sukcesem”, a więc wystąpieniem modelowanego zjawiska, oznaczamy jako 1 (np. posiadanie/zakup ubezpieczenia), „porażkę” oznaczamy jako klasę 0 (np. brak polisy ubezpieczeniowej). Zmienną ukrytą  $y_i^*$  interpretujemy wtedy jako „skłonność do zakupu ubezpieczenia”. Zmiennymi objaśniającymi modelu powinny być uzasadnione merytorycznie determinanty zakupu ubezpieczenia.

Model logitowy ma następującą postać:

$$p = P(Y = 1) = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j)}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j)}$$

Niekiedy wyraża się go również poprzez tzw. zapis logitowy [Stanisz 2007, s. 211]:

$$\text{logit } P = \ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}$$

Współczynniki regresji  $\beta_j$  zostały estymowane metodą największej wiarygodności, która zapewnia zgodność, asymptotyczny rozkład normalny i asymptotyczną efektywność estymatorów. Metoda ta polega na maksymalizacji funkcji wiarygodności  $L$ , czyli iloczynu prawdopodobieństwa pojawienia się poszczególnych obserwacji z próby przy danych parametrach modelu [Maddala 2013, s. 372]:

$$L = \prod_{y_i=1} P_i \prod_{y_i=0} (1 - P_i)$$

W celu uproszczenia obliczeń funkcję wiarygodności przekształca się do postaci zlogarytmowanej ( $\ln L$ ), a jej maksymalizację realizuje się techniką iteracji.

Współczynniki funkcji logistycznej  $\beta_j$  interpretuje się w następujący sposób [Jagiello 2013, s. 26]:

- jeśli  $\beta_j > 0$ , wzrost wartości cechy  $X_i$  (*ceteris paribus*) oznacza wzrost prawdopodobieństwa zakwalifikowania obiektu do wyniku pozytywnego (rozumianego jako wartość funkcji regresji równa 1, przy założeniu, że wynik negatywny występuje przy wartości funkcji równej 0),
- jeśli  $\beta_j < 0$ , wzrost wartości cechy  $X_i$  (*ceteris paribus*) oznacza spadek prawdopodobieństwa zakwalifikowania obiektu do wyniku pozytywnego,
- jeśli  $\beta_j = 0$ , zmiany cechy  $X_i$  (*ceteris paribus*) nie mają wpływu na wzrost lub spadek prawdopodobieństwa zakwalifikowania obiektu do wyniku pozytywnego.

Wartości współczynników modelu nie dają pełnych możliwości interpretacji, dlatego w modelu regresji logistycznej stosuje się dodatkowy parametr o nazwie iloraz szans.

Iloraz szans (*odds ratio*, *OR*) jest to stosunek prawdopodobieństwa, że jakieś zdarzenie wystąpi, do prawdopodobieństwa, że to zdarzenie nie wystąpi.

$$OR = \frac{P}{1 - P},$$

gdzie  $P$  oznacza prawdopodobieństwo „sukcesu”.

Interpretacja ilorazu szans pozwala stwierdzić, że jeśli zmienna niezależna wzrośnie o jednostkę (*ceteris paribus*), to iloraz szans zmieni się  $\exp(\beta_j)$  razy, przy czym

wyrażenie  $\exp(\beta_j) > 1$  oznacza wzrost, a  $\exp(\beta_j) < 1$  spadek<sup>1</sup>. Jeśli zmienna niezależna jest dychotomiczna, wyraz  $\exp(\beta_j)$  informuje, ile razy wzrośnie iloraz dla zmiennej zależnej przyjmującej wartość 1 (zatem punktem odniesienia jest wartość 0). Wyrażenie  $\exp(\beta_0)$  opisuje szansę grupy referencyjnej, a więc takiej, w której wszystkie predyktory przyjmują wartość zero.

Dobór zmiennych objaśniających do modelu regresji logistycznej opiera się na ocenie istotności parametrów  $\beta_j$  stojących przy zmiennych  $X_j$  [Jagiello 2013, s. 28]. Rozpoczynając od umieszczenia w modelu wszystkich typowanych zmiennych, należy stopniowo eliminować te zmienne, których współczynniki okazały się nieistotne statystycznie. Jako kryterium oceny istotności współczynników stosuje się statystykę Walda o rozkładzie  $\chi^2$  i jednym stopniu swobody. Uzyskanie prawdopodobieństwa testowego  $p$  niższego od przyjętego poziomu istotności pozwala odrzucić hipotezę zerową o nieistotności  $j$ -tego współczynnika modelu. W przeciwnym wypadku należy wyeliminować daną zmienną z modelu i przeprowadzić ponowne szacowanie istotności pozostałych parametrów.

#### 4. Przygotowanie danych do badania

W celu wyodrębnienia zestawu czynników, które mogą wpływać na zakup ubezpieczenia upraw rolnych i zwierząt gospodarskich przez producenta rolnego, wykorzystano model regresji logistycznej. Informacje zebrane podczas badania kwestionariuszowego pozwoliły wyodrębnić zmienne, których charakterystyka została przedstawiona w tabeli 2.

**Tabela 2.** Charakterystyka zmiennych

Nazwa zmiennej	Opis	Zakres zmienności
<i>AGE</i>	Wiek respondenta	0 – 19-29 lat 1 – 30-39 lat 2 – 40-49 lat 3 – 50-59 lat 4 – 60 lat i więcej
<i>AREA</i>	Powierzchnia użytków rolnych	0 – 5-20 ha 1 – 21-50 ha 2 – 51-100 ha 3 – Powyżej 100 ha

<sup>1</sup> Innymi słowy,  $OR > 1$  interpretujemy jako wzrost szansy osiągnięcia „sukcesu” o  $(OR-1) \times 100\%$  (*ceteris paribus*),  $OR < 1$  zaś skutkuje spadkiem szansy osiągnięcia „sukcesu” o  $(1-OR) \times 100\%$  (*ceteris paribus*).



<i>EDUCATION</i>	Wykształcenie	0 – Podstawowe 1 – Zawodowe 2 – Średnie 3 – Wyższe zawodowe 4 – Wyższe magisterskie
<i>FIN_AID</i>	Czy korzystano z pomocy publicznej po wystąpieniu szkód w uprawach spowodowanych żywiołami	0 – Nie 1 – Tak
<i>INCOME</i>	Roczny przychód gospodarstwa rolnego	0 – Poniżej 20 tys. zł 1 – 20-50 tys. zł 2 – 50-100 tys. zł 3 – 100-200 tys. zł 4 – Ponad 200 tys. zł
<i>INSURANCE</i>	Posiadanie ubezpieczenia upraw dotowanego z budżetu państwa (zmienna objaśniana)	0 – Nie 1 – Tak
<i>NR_EVENTS</i>	Liczba szkód spowodowanych żywiołami w ostatnich 15 latach	0, 1, 2, 3, 4
<i>REGION</i>	Lokalizacja gospodarstwa rolnego (województwo)	1-16 (woj. alfabetycznie)
<i>RISK</i>	Subiektywna ocena ryzyka zniszczenia własnych upraw przez ryzyko przyrodnicze	0 – Klęski żywiołowe mi nie zagrażają 1 – Bardzo niskie ryzyko 2 – Niewielkie ryzyko 3 – Zagrożenie jest prawdopodobne 4 – Zagrożenie jest wysoce prawdopodobne 5 – Coś złego wydarzy się na pewno
<i>RISK_COMP</i>	Względna ocena ryzyka zniszczenia własnych upraw przez ryzyko przyrodnicze w porównaniu z innymi gospodarstwami rolnymi w Polsce	0 – Mniej zagrożone 1 – Tak samo zagrożone jak inne 2 – Bardziej zagrożone
<i>SEX</i>	Płeć respondenta	0 – Kobieta 1 – Mężczyzna
<i>SOURCE</i>	Czy działalność rolnicza jest głównym źródłem utrzymania?	0 – Nie 1 – Tak
<i>WTP</i>	Skłonność do zapłacenia składki za ubezpieczenie upraw wyrażonej jako % spodziewanej wartości plonów	1, 2, 3, 4, 5

Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na występowanie obserwacji odstających zmienne ilościowe *AGE* i *AREA* przekodowano do postaci zmiennej porządkowej.



## 5. Budowa modelu

Wstępną klasyfikację zmiennych użytych do budowy modelu regresji logistycznej przeprowadzono na podstawie modeli jednoczynnikowych (zob. tab. 3). Jeśli model jednoczynnikowy z daną zmienną jest istotnie lepszy od modelu wyłącznie z wyrazem wolnym, uznano, że zostanie ona włączona do procedury budowania modelu pełnego. Do weryfikacji istotności statystycznej predyktorów w modelach jednoczynnikowych wykorzystano test Walda oraz test ilorazu wiarygodności LR. Oba testy odnoszą się do istotności efektów uwzględnionych w modelu i polegają na weryfikacji prawdziwości hipotezy zerowej mówiącej, że model z daną zmienną nie jest istotnie lepszy od modelu jedynie z wyrazem wolnym. Statystyka Walda jest obliczana jako uogólniony iloczyn wewnętrzny ocen parametrów przez odpowiednią macierz kowariancji i stanowi łatwo wyliczaną, efektywną statystykę służącą do testowania istotności efektów. Z kolei test ilorazu wiarygodności (LR) wymaga największych nakładów obliczeniowych, ale jest za to najbardziej asymptotycznie efektywnym testem spośród wszystkich znanych [StatSoft 2006].

**Tabela 3.** Wstępne wyniki estymacji parametrów jednoczynnikowej regresji logistycznej

Nazwa zmiennej	Test LR	$p$ (LR)	Test Walda	$p$ (Walda)
<i>AGE</i>	-102,616	0,236217	1,390217	0,238368
<i>AREA</i>	-90,581	0,000000	21,77897	0,000003
<i>EDUCATION</i>	-102,817	0,316829	0,995676	0,318359
<i>FIN_AID</i>	-93,815	0,000013	17,25407	0,000033
<i>INCOME</i>	-95,014	0,000046	15,18998	0,000097
<i>NR_EVENTS</i>	-100,016	0,010174	6,271613	0,012269
<i>REGION</i>	-87,438	0,006940	23,96419	0,065704
<i>RISK</i>	-102,428	0,182263	1,708489	0,191182
<i>RISK_COMP</i>	-103,188	0,611062	0,257793	0,611640
<i>SEX</i>	-103,040	0,456123	0,554595	0,456446
<i>SOURCE</i>	-100,988	0,030891	3,857754	0,049517
<i>WTP</i>	-93,357	0,000008	17,89676	0,000023

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testów dla zmiennych: *AGE*, *EDUCATION*, *RISK*, *RISK\_COMP*, *SEX* nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy o braku istotnego wpływu tych zmiennych na analizowane zjawisko. Zmienna *REGION* jest istotna tylko w świetle wyników testu LR, co nie jest wystarczającą przesłanką objęcia jej dalszymi etapami analizy. Tym samym do budowy modelu wieloczynnikowego zakwalifikowano 6 zmiennych o prawdopodobieństwach testowych  $p$ -value < 0,05: *AREA*, *FIN\_AID*, *INCOME*, *NR\_EVENTS*, *SOURCE*, *WTP*.

Przed przystąpieniem do budowy modelu wieloczynnikowego konieczne jest sprawdzenie, czy nie zachodzi zjawisko współliniowości zmiennych. Jest ono niepożądane z uwagi na fakt, iż wykorzystanie w analizie cech nadmiernie skorelowanych z innymi nie wnosi niczego nowego do modelu, pogarsza uzyskiwane wyniki, zawyża błędy standardowe, a w skrajnym przypadku – uniemożliwia wyliczenie parametrów modelu. Identyfikację nadmiernie skorelowanych zmiennych można przeprowadzić poprzez analizę macierzy korelacji [Migut 2011, s. 103].

**Tabela 4.** Macierz korelacji zmiennych objaśniających

Zmienne	<i>NR_EVENTS</i>	<i>AREA</i>	<i>INCOME</i>	<i>WTP</i>	<i>SOURCE</i>	<i>FIN_AID</i>
<i>NR_EVENTS</i>	1,000000	-0,024325	0,038337	-0,095681	0,076096	0,306728
<i>AREA</i>	-0,024325	1,000000	-0,668499	0,034199	-0,056504	-0,013619
<i>INCOME</i>	0,038337	-0,668499	1,000000	-0,097091	0,204052	0,026853
<i>WTP</i>	-0,095681	0,034199	-0,097091	1,000000	0,107296	-0,031003
<i>SOURCE</i>	0,076096	-0,056504	0,204052	0,107296	1,000000	0,042540
<i>FIN_AID</i>	0,306728	-0,013619	0,026853	-0,031003	0,042540	1,000000

Źródło: opracowanie własne.

Zmienną, która cechuje się nadmiernym skorelowaniem z pozostałymi cechami, jest *INCOME* (zob. tab. 4). Zmienna ta jest wysoce skorelowana ze zmienną *AREA* (współczynnik korelacji  $r$  wynosi -0,668) oraz – choć w mniejszym stopniu – ze zmienną *SOURCE* ( $r = 0,204$ ). Nie będzie zatem brana pod uwagę w dalszym postępowaniu badawczym.

Procedurę budowy modelu wieloczynnikowej regresji logistycznej wykonano w programie statystycznym Statistica 10. Spośród 5 zmiennych wejściowych odrzucone zostały zmienne *NR\_EVENTS*, *FIN\_AID* i *SOURCE*. Ostateczna postać funkcji logistycznej składa się z dwóch zmiennych objaśniających: *AREA*, *WTP* oraz wyrazu wolnego. Statystyczną istotność parametrów modelu zweryfikowano testem Walda i testem ilorazu wiarygodności LR (tab. 5). Oszacowane parametry regresji, błędy szacunku wraz z 95-procentowymi przedziałami ufności, wyniki testu Walda dla poszczególnych poziomów zmiennych oraz odpowiadające im ilorazy szans przedstawiono w tabeli 6.

**Tabela 5.** Ocena istotności statystycznej parametrów modelu regresji logistycznej

Zmienne objaśniające	Liczba stopni swobody	Log Najw. wiaryg.	Statystyka $\chi^2$	$p$ -value (test LR)	Test Walda	$p$ -value (test Walda)
<i>AREA</i>	1	-93,3568	18,09390	0,000021	16,18635	0,000057
<i>WTP</i>	1	-90,5811	12,54256	0,000398	11,68784	0,000629
Wyraz wolny	1	---	---	---	28,94030	0,000000

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 6.** Parametry oszacowanego modelu regresji logistycznej

Zmienne objaśniające	Ocena parametru $\beta_i$	Błąd stand.	95% przedział ufności dla estymatorów parametrów modelu		Stat. Walda	<i>p-value</i> Walda	Iloraz szans $e^\beta$
Wyraz wolny	-3,0754	0,5717	-4,1959	-1,9549	28,9403	0,000000	0,0462
AREA	0,7275	0,1808	0,3731	1,0820	16,1864	0,000057	2,0700
WTP	0,5495	0,1607	0,2345	0,8646	11,6878	0,000629	1,7325

Źródło: opracowanie własne.

Otrzymany model można zapisać w postaci funkcyjnej lub w nieco bardziej czytelnej postaci logitu:

$$P(X) = \frac{e^{-3,0754+0,7275AREA+0,5495WTP}}{1 + e^{-3,0754+0,7275AREA+0,5495WTP}}$$

$$\text{logit } P = -3,0754 + 0,7275AREA + 0,5495WTP$$

## 6. Miary dopasowania modelu

W celu oceny stopnia dopasowania modelu do danych empirycznych oraz weryfikacji jego poprawności posłużono się następującym zestawem miar:

Test dobroci dopasowania Hosmera-Lemeshowa (H-L) – porównuje wartości oczekiwane na podstawie modelu z wartościami obserwowanymi. Brak istotności statystycznej współczynnika  $\chi^2$  oznacza, że rozkład prawdopodobieństw przewidywany na podstawie modelu nie różni się istotnie od obserwowanych wyników z próby [Danieluk 2010, s. 211].

1. Wartości *pseudo*- $R^2$ , których stosowanie wynika z nieliniowości modelu, aczkolwiek są odpowiednikami statystyki  $R^2$  w klasycznej regresji liniowej i mają podobną interpretację, tzn. informują, w jakim stopniu otrzymany model wyjaśnia wariancję zmiennej zależnej:

- $R^2$  Coxa-Snella oparta jest na wartości logarytmu wiarygodności dla uzyskanego modelu porównanego z logarytmem wiarygodności dla modelu zerowego z uwzględnieniem wielkości próby,
- $R^2$  Nagelkerka jest unormowaną wersją powyższego wskaźnika prowadzącą do tego, dzięki czemu może przyjmować wartość maksymalną 1 [Danieluk 2010, s. 205].

2. Logarytm ilorazu wiarygodności modelu (*likelihood ratio*, LR) – informuje, jak wiele informacji o wariancji zmiennej zależnej pozostaje niewyjaśnionych po dopasowaniu modelu regresyjnego. Zatem im wyższa jego wartość, tym gorsza jakość modelu [Danieluk 2010, s. 204].

3. Iloraz szans modelu – iloraz szans większe od 1 wskazują, że klasyfikacja przypadków wykonana przez model jest lepsza od klasyfikacji losowej.

4. Dzięki „Tabeli trafności” (zob. tab. 7) i obliczonych na jej podstawie współczynników można wnioskować o stopniu dopasowania modelu do rzeczywistych danych oraz ocenić jego zdolność predykcyjną:

- zliczeniowy  $R^2$ , według wzoru:  $R^2 = (n_{00} + n_{11})/N$ , który pokazuje odsetek trafnych prognoz w stosunku do ogółu obserwacji;
- czułość modelu  $SENS = n_{11}/n_{1\bullet}$ , informuje o trafności przewidywania odpowiedzi typu „sukces” (zmienna zależna przyjmuje wartość 1);
- swoistość modelu  $SPEC = n_{00}/n_{0\bullet}$ , informuje o trafności przewidywania odpowiedzi typu „porażka” (zmienna zależna przyjmuje wartość 0).

Współczynnik AUC (*Area Under Curve*) ilustrujący pole pod krzywą ROC (*Receiver Operating Characteristic*) – krzywą ROC buduje się w oparciu o wartości zmiennej zależnej i przewidywane prawdopodobieństwo tej zmiennej. Umożliwia to weryfikację zdolności modelu do właściwej klasyfikacji przypadków do grup „sukces” (1) i „porażka” (0). Innymi słowy, krzywa ROC pokazuje związek między czułością a swoistością danego modelu. Tak więc jakość klasyfikacyjna modelu zostaje zobrazowana krzywą ROC, z punktu widzenia diagnostyki modelu zaś istotne jest pole pod tą krzywą, które powinno być jak największe. Przyjmuje się, że minimalny akceptowalny poziom współczynnika AUC wynosi 0,5 [Harańczyk 2010].

**Tabela 7.** Budowa tablicy trafności

Zaobserwowane Y	Przewidywane $\hat{Y}$		Razem
	1	0	
1	$n_{11}$	$n_{10}$	$n_{1\bullet}$
0	$n_{01}$	$n_{00}$	$n_{0\bullet}$
Razem	$n_{\bullet 1}$	$n_{\bullet 0}$	N

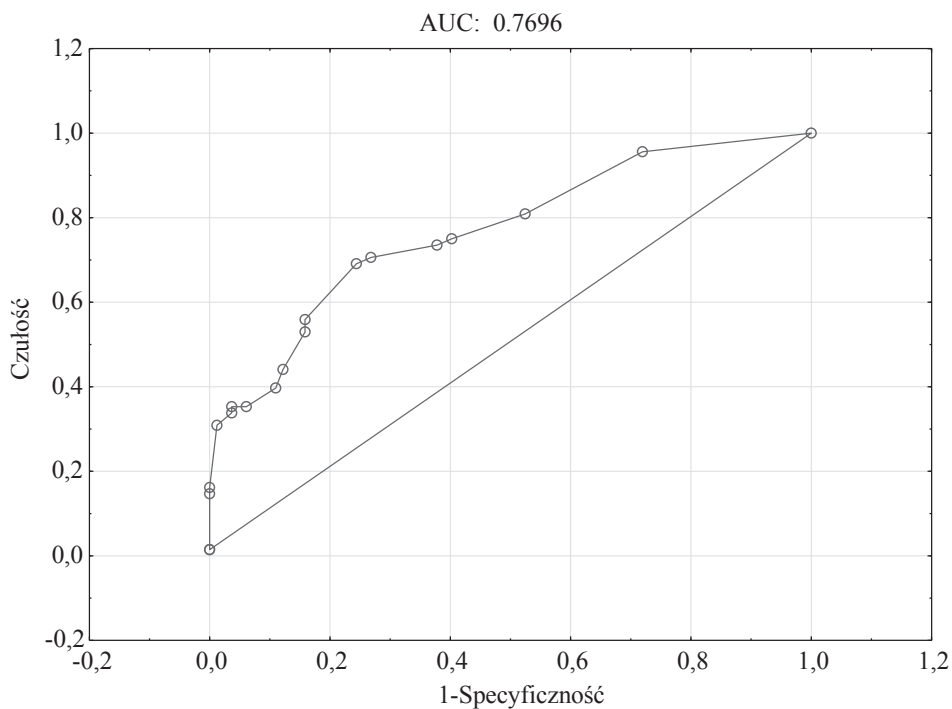
Źródło: opracowanie własne.

Wartości miar dobroci dopasowania modelu do danych empirycznych przedstawiono w tabeli 8. Na podstawie wcześniej przeprowadzonych testów Walda i LR wiadomo, że model zawierający zmienne *AREA* i *WTP* lepiej pozwala przewidywać zmienną zależną niż model zerowy, tzn. zawierający tylko wolny. Dobre dopasowanie modelu do danych obserwowanych potwierdza wynik testu H-L, który jest nieistotny statystycznie ( $p = 0,1709$ ). Iloraz szans modelu większy od 1 wskazuje, że klasyfikacja przypadków wykonana przez model jest lepsza od klasyfikacji losowej. Wskaźniki *pseudo-R<sup>2</sup>* są na akceptowalnym, choć niewysokim poziomie. Jakość uzyskanego modelu potwierdza ponadto jego zdolność predykcyjna. Zliczeniowy  $R^2$  wskazuje, że blisko trzy czwarte prognoz (73%) w stosunku do ogółu obserwacji okazało się trafione, przy czym większą dokładność uzyskano w odniesieniu do klasyfikacji przypadków jako „porażka” (76% trafności). Dodatkowym argumentem potwierdzającym odpowiednią jakość klasyfikacyjną modelu jest pole powierzchni po krzywą ROC, które wynosi  $AUC = 0,7696$  (zob. rys. 1).

**Tabela 8.** Miary dobroci dopasowania oszacowanego modelu regresji logistycznej

Miara dobroci dopasowania	Wartość
Test Hosmera-Lameshowa	7,743
	( $p = 0,1709$ )
R <sup>2</sup> Coxa-Snella	0,2239
R <sup>2</sup> Nagelkerka	0,2994
Log (il. wiar.)	-84,3098
Iloraz szans modelu	6,9381
Zliczeniowy R <sup>2</sup>	73%
Czułość	69%
Swoistość	76%

Źródło: opracowanie własne.

**Rys. 1.** Krzywa ROC

Źródło: opracowanie własne.

## 7. Interpretacja

Przeprowadzona analiza doprowadziła do sformułowania wniosku, iż decyzja o zakupie ubezpieczenia upraw warunkowana jest dwoma istotnymi statystycznie czynnikami: powierzchnią posiadanych gruntów rolnych (*AREA*) oraz skłonnością do zapłaty składki ubezpieczeniowej (*WTP*). Kierunek oddziaływania obydwu zmiennych jest dodatni.

Szansa zakupu ubezpieczenia jest 2,07 razy wyższa, jeśli gospodarstwo rolne dysponuje większym arealem gruntów rolnych (a konkretnie jest zaliczane do wyższej kategorii gospodarstw rolnych sklasyfikowanych według kryterium powierzchni użytków rolnych). Im wyższa składka ubezpieczeniowa, którą skłonny jest zaakceptować ankietowany, tym większe prawdopodobieństwo zakupu ubezpieczenia upraw. Wzrost deklarowanej skłonności do płacenia składki *WTP* o jeden punkt procentowy wiąże się z 1,73 razy większą szansą na zakup ubezpieczenia.

Badania pokazały, że skłonność do zakupu ubezpieczenia upraw nie zależy od:

- cech demograficznych, takich jak wiek, płeć, poziom wykształcenia, miejsce zamieszkania;
- poziomu zamożności, w szczególności przychodów osiągniętych z działalności rolniczej;
- indywidualnej percepcji ryzyka, tj. sposobu postrzegania zagrożeń dla upraw ze strony różnych ryzyk naturalnych;
- własnych doświadczeń związanych z działaniem żywiołów na posiadane mienie, tj. liczby poniesionych szkód wynikających z działania ryzyk przyrodniczych;
- korzystania z pomocy publicznej dla poszkodowanych gospodarstw rolnych w wyniku klęsk żywiołowych (np. w formie preferencyjnych kredytów klęskowych z Agencji Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa).

Przedstawione powyżej konkluzje oznaczają potwierdzenie prawdziwości hipotez H1 i H2 oraz falsyfikację hipotezy H3. O zakupie polisy ubezpieczeniowej decyduje głównie koszt takiej ochrony, który powinien mieścić się w akceptowalnych dla konsumenta ramach, oraz ekspozycja na ryzyko mierzona arealem posiadanych gruntów rolnych. Liczba szkód w uprawach doświadczonych przez rolnika w ciągu ostatnich 15 lat była istotnym predyktorem skłonności do zakupu ubezpieczenia w modelu jednoczynnikowym, jednak nie znalazła się w ostatecznej formule modelu wieloczynnikowego, w którym założono poziom istotności  $\alpha = 0,05$ . Warto wspomnieć, iż w przypadku dopuszczenia nieco wyższego poziomu istotności ( $\alpha = 0,10$ ) zmienna ta nie zostałaby odrzucona i stanowiłaby element modelu regresji logistycznej.

## 8. Zakończenie

Przeprowadzona procedura badawcza doprowadziła do zbudowania istotnego statystycznie modelu logitowego, który pozwolił zidentyfikować najważniejsze determinanty zakupu ubezpieczenia upraw rolnych przez producentów rolnych. Areal użytków rolnych w gospodarstwie rolnym (*AREA*) oraz skłonność rolnika do poniesienia kosztu ubezpieczenia na określonym poziomie (*WTP*) to czynniki, które mają istotny statystycznie wpływ na modelowane zjawisko.

Stworzony model może być wykorzystywany do prognozowania prawdopodobieństwa zakupu ubezpieczenia upraw, a więc pośrednio popytu na ten rodzaj ochrony ubezpieczeniowej.

Subiektywna skłonność do zapłacenia określonej składki ubezpieczeniowej wyrażona przez respondentów, którymi były osoby podejmujące decyzje finansowe w gospodarstwie, może stanowić dla interesariuszy istotną informację w kształtowaniu polityki dopłat do składek za ubezpieczenie upraw rolnych i zwierząt gospodarskich.

## Literatura

- Asseldonk M., Meuwissen M., Huirne R., 2002, *Belief in Disaster Relief and the Demand for a Public-Private Insurance Program*, Review of Agricultural Economics, vol. 24, issue 1, s. 196-207.
- Cabas J.H., Leiva A.J., Weersink A., 2008, *Modeling Exit and Entry of Farmers in a Crop Insurance Program*, Agricultural and Resource Economics Review, vol. 37, issue 1, s. 92-105.
- Chakir R., Hardelin J., 2014, *Crop Insurance and Pesticide Use in French Agriculture: An Empirical Analysis*, Review of Agricultural and Environmental Studies, vol. 95, issue 1, s. 25-50.
- Danieluk B., 2010, *Zastosowanie regresji logistycznej w badaniach eksperymentalnych*, Psychologia Społeczna, vol. 5, issue 2-3 (14), s. 199-216.
- Enjolras G., Capitanio F., Adinolfi F., 2012, *The Demand for Crop Insurance: Combined Approaches for France and Italy*, Agricultural Economics Review, vol. 13, issue 1, s. 5-22.
- Garrido A., Zilberman D., 2008, *Revisiting the demand for agricultural insurance: the case of Spain*, Agricultural Finance Review, vol. 68(1), s. 43-66.
- Goodwin B.K., 1993, *An empirical analysis of the demand for multiple peril crop insurance*, American Journal of Agricultural Economics, vol. 75, issue 2, s. 425.
- GUS, 2014, *Rocznik statystyczny rolnictwa 2013*, Warszawa.
- Harańczyk G., 2010, *Krzywe ROC, czyli ocena jakości klasyfikatora i poszukiwanie optymalnego punktu odcięcia*, StatSoft, www.statsoft.pl (3.04.2015), s. 79-89.
- Jagiello R., 2013, *Analiza dyskryminacyjna i regresja logistyczna w procesie oceny zdolności kredytowej przedsiębiorstw*, Materiały i Studia, z. 286, NBP, Warszawa, www.nbp.pl (29.03.2015).
- Liesivaara P., Myyrä S., 2014, *Willingness to pay for agricultural crop insurance in the northern EU*, Agricultural Finance Review, vol. 74, issue 4, s. 539-554.
- Maddala G.S., 2013, *Ekonometria*, tłum. M. Gruszczyński, PWN, Warszawa.
- Migut G., 2011, *Kreator regresji logistycznej*, StatSoft, Kraków, www.statsoft.pl (31.03.2015).
- Patrick G.F., 1988, *Mallee wheat farmers' demand for crop and rainfall insurance*, Australian Journal of Agricultural Economics, vol. 32, no. 1, s. 37-49.
- Sherrick B.J., Barry P.J., Ellinger P.N., Schnitkey G.D., 2004, *Factors Influencing Farmers' Crop Insurance Decisions*, American Journal of Agricultural Economics, vol. 86, no. 1, s. 103-114.
- Sherrick B.J., Barry P.J., Schnitkey G.D., Ellinger P.N., Wansink B., 2003, *Farmers' Preferences for Crop Insurance Attributes*, Review of Agricultural Economics, vol. 25, no. 2, s. 415-429.
- Smith V.H., Baquet A.E., 1996, *The Demand for Multiple Peril Crop Insurance: Evidence from Montana Wheat Farms*, American Journal of Agricultural Economics, vol. 78, issue 1, s. 189-201.
- Stanisz A., 2007, *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem Statistica PL na przykładach z medycyny, t. 2: Modele liniowe i nieliniowe*, Wyd. StatSoft Polska, Kraków.
- StatSoft, 2006, *Elektroniczny Podręcznik Statystyki PL*, Kraków, www.statsoft.pl (31.03.2015)
- Steczkowski J., 1995, *Metoda reprezentacyjna w badaniach zjawisk ekonomiczno-społecznych*, Wyd. PWN, Warszawa-Kraków.
- Thlon M., 2009, *Proces sekuryzacji aktywów w kontekście kryzysu na rynku kredytów subprime*, Kwartalnik E-finance, nr 2, www.e-finance.com (3.04.2015).