

DETERMINANTY DECYZJI ROLNIKÓW O KORZYSTANIU  
Z FUNDUSZY UNII EUROPEJSKIEJ I KREDYTÓW NA  
DZIAŁALNOŚĆ ROLNICZĄ: PRZYKŁAD DLA ROLNICTWA  
Z ROZWINIĘTYM SYSTEMEM PRODUKCJI MLECZNEJ  
W WOJEWÓDZTWIE PODLASKIM

*Barbara Roszkowska-Mądra\**, *Dariusz R. Mańkowski\*\**

\*Zakład Przedsiębiorczości Uniwersytetu w Białymstoku

\*\*Zakład Nasiennictwa i Nasionoznawstwa Instytutu Hodowli i Aklimatyzacji Roślin  
w Radzikowie

\*Kierownik: dr hab. Henryk Wnorowski, prof. UB,

\*\*Kierownik: dr Lech Boros

Słowa kluczowe: binarna regresja logistyczna, rodzinne gospodarstwa rolne, decyzje rolników, fundusze unijne, kredyty na produkcję, system produkcji mlecznej

*Key words: binary logistic regression, family farms, farmers' decisions about production credit and UE measures, dairy production system*

S y n o p s i s. Celem opracowania jest określenie zależności prawdopodobieństwa podjęcia decyzji przez rolników o korzystaniu z różnych funduszy unijnych oraz z kredytów na działalność rolniczą od wielu zmiennych przyczynowych, charakteryzujących wielostronnie gospodarstwa rolne w rejonie intensywnej produkcji mlecznej województwa podlaskiego. Zastosowano metodę binarnej regresji logistycznej na podstawie danych ankietowych ze 124 rodzinnych gospodarstw rolnych w dwóch gminach. Stwierdzono, że prawdopodobieństwo korzystania przez rolników z funduszy unijnych w badanym obszarze wiejskim, było uwarunkowane głównie przez kapitał ludzki oraz potencjał i system produkcji rolniczej gospodarstw. Prawdopodobieństwo korzystania przez rolników z kredytów na działalność rolniczą zależy głównie od kapitału społecznego i ludzkiego, a także rezultatów produkcyjno-ekonomicznych produkcji rolniczej, zwłaszcza zwierzęcej.

## WSTĘP

Realizacja koncepcji trwałego oraz zrównoważonego rozwoju obszarów wiejskich i rolnictwa w Polsce napotyka wiele przeszkód, do których należą bariery socjalne (niski poziom zamożności mieszkańców), ekonomiczne (ograniczone możliwości inwestycyjne), intelektualne (niski poziom wykształcenia i świadomości ekologicznej), etyczne (dawanie przyzwolenia i tolerowanie niewłaściwych zachowań) [Antoszek 2002, Wilkin 2008]. Jednym z najważniejszych działań w ramach Wspólnej Polityki Rolnej, wspierających endogeny rozwój zrównoważony wsi i rolnictwa, oparty na paradygmacie wielofunkcyjności i wielo-

aktywności (dywersyfikacji ekonomicznej) wsi i rolnictwa, są różnorodne unijne fundusze pomocowe, głównie dopłaty bezpośrednie, dopłaty do ONW, fundusze strukturalne, dopłaty rolno-środowiskowe, o które mogą ubiegać się rolnicy [Ramniceanu, Acrill 2007, Van Huylenbroeck i in. 2007, Zawalińska 2008]. Innym czynnikiem stymulującym ten rozwój jest korzystanie rolników z kredytów na działalność rolniczą i pozarolniczą. Polscy rolnicy korzystają z pomocy unijnej i krajowej w stopniu mniejszym niż jest to możliwe [Zawalińska 2008]. Zatem wskazane są badania nad wyjaśnieniem przyczyn takiego stanu rzeczy i znalezienie odpowiedzi: Jakie czynniki sprawiają, że rolnicy w Polsce nie stają się beneficjentami funduszy unijnych i biorcami kredytów?

W badaniach empirycznych nad zjawiskami ekonomicznymi, rządzącymi pozyskiwaniem i wykorzystaniem kredytów na działalność rolniczą i unijnych środków pomocowych przez rolników w obrębie pewnej populacji gospodarstw (np. populacji tworzącej określony typ systemu gospodarowania rolniczego lub znajdującej się na pewnym obszarze administracyjnym), pierwszym etapem postępowania powinna być ocena szansy (prawdopodobieństwa) podjęcia przez nich decyzji o zaciągnięciu takiego kredytu lub korzystaniu z funduszy unijnych. Następnym etapem jest ocena najważniejszych czynników przyrodniczych i socjo-ekonomicznych, które warunkują szansę podjęcia wspomnianych decyzji [Bagi 1983, Vanslebrouck i in. 2002]. Skupienie się w badaniach tylko na grupach rolników, którzy korzystają z kredytów lub unijnych środków wsparcia, nie dostarcza ważnej informacji o wspomnianym zjawisku. Ważne jest poznanie przyczyn wykazywania woli oraz braku skłonności rolników w rozpatrywanej zbiorowości do zaciągnięcia kredytu gospodarczego lub ubiegania się o środki pomocowe. Znajomość warunkowań decyzji rolników w sprawie korzystania z kredytu lub unijnych środków ma duże znaczenie praktyczne. Może być ona wykorzystana do doskonalenia wszelkich działań zewnętrznych ze strony państwowych i samorządowych władz krajowych, regionalnych i lokalnych, a zwłaszcza tych ostatnich, które mogłyby motywować, aktywizować i wspierać rolników do stawania się beneficjentami rozpatrywanych tutaj środków finansowych.

Wykrywanie najważniejszych determinant (zmiennych przyczynowych), warunkujących prawdopodobieństwo podjęcia przez rolników decyzji o zaciągnięciu kredytu, korzystaniu z różnych funduszy unijnych (głównie rolno-środowiskowych), albo też o podjęciu działalności wielofunkcyjnej (wieloaktywnej), dokonywane jest zwykle za pomocą analizy binarnej regresji logistycznej, na podstawie danych z badań ankietowych, na próbie reprezentatywnej gospodarstw rolnych, wylosowanej z rozpatrywanej zbiorowości tych gospodarstw [Bagi 1983, Bonnieux i in. 1998, Vanslebrouck i in. 2002, Mathijs 2003, Jongeneel i in. 2008]. Ta metoda statystyczna jest odpowiednia wtedy, gdy zmienne przyczynowe mają charakter zarówno ilościowy, jak i skategoryzowany, natomiast zmienna skutkowa ma postać binarną, tzn. przyjmuje dwie wartości: 1, oznaczającą sukces (tutaj podjęcie decyzji o korzystaniu ze środków finansowych) oraz 0, oznaczającą porażkę (tutaj podjęcie decyzji o rezygnacji z korzystania ze środków finansowych) [Agresti 2002, Collet 2002, Der, Everitt 2002]. Okazała się ona także efektywna merytorycznie w cytowanych przypadkach badawczych, podobnych do tego, który jest treścią opracowania.

Celem opracowania jest określenie zależności prawdopodobieństwa podjęcia decyzji przez rolników o korzystaniu z funduszy strukturalnych, z dopłat rolno-środowiskowych oraz z kredytów na działalność rolniczą od wielu zmiennych przyczynowych, charakteryzujących gospodarstwa rolne pod względem warunków przyrodniczych i społeczno-ekonomicznych, infrastruktury, struktury produkcji rolniczej, nakładów, dochodów i opłacal-

ności oraz odniesienia rolników do aktualnej sytuacji gospodarczej w rolnictwie i perspektywy rozwoju ich gospodarstw, na podstawie danych ankietowych z gospodarstw rolnych na obszarze z rozwiniętym systemem produkcji mlecznej w województwie podlaskim.

## MATERIAŁ I METODYKA BADAŃ

Badaniami ankietowymi objęto reprezentatywne grupy właścicieli rodzinnych gospodarstw rolnych w dwóch gminach: Kulesze Kościelne i Klukowo, położonych w zachodniej części powiatu wysokomazowieckiego, w woj. podlaskim. Obie gminy mają charakter rolniczy i są podobne pod względem wielu badanych zmiennych, mimo odmiennych warunków glebowych, które w gminie Kulesze Kościelne są wyraźnie mniej sprzyjające, niż w gminie Klukowo. Przeważają w nich gospodarstwa rolne z dobrze rozwiniętą rolniczą funkcją produkcyjną i ekonomiczną, z efektywnym, zwykle intensywnym (konwencjonalnym) lub zintegrowanym systemem rolniczym, opartym głównie na produkcji mlecznej oraz prowadzące zwykle niezbyt rozwiniętą działalność pozarolniczą. Pod tym względem obie gminy są typowe dla wiejskich gmin w Polsce z silnym specjalistycznym ukierunkowaniem na produkcję mleka.

Z każdej gminy wybrano po 62 gospodarstwa rolne za pomocą metody próby warstwowej, w której warstwami były sołectwa (wsie). Z każdego sołectwa wybrano quasi-losowo dwa gospodarstwa, w taki sposób, aby reprezentowały one najczęściej występujące systemy gospodarowania rolniczego w danej wsi. Łącznie badaniem ankietowym objęto 124 gospodarstwa rolne, reprezentatywne dla zbiorowości gospodarstw w obu gminach. Badane gospodarstwa uznajemy także jako reprezentatywne dla całego rejonu w województwie podlaskim z systemem gospodarowania rolniczego, opartym na wysoko- towarowej produkcji mlecznej. Rejon ten obejmuje szeroki pas zachodniej części tego województwa [Roszkowska-Mądra i in. 2006].

Kwestionariusz ankiety zawierał pytania, na które odpowiedzi stanowiły wartości (obserwacje) zmiennych ilościowych i jakościowych (skategoryzowanych). Ankiety zostały przeprowadzone przez dwoje magistrantów Katedry Doświadczalnictwa i Bioinformatyki, Wydziału Rolnictwa i Biologii, Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, w formie osobistych wywiadów z rolnikami w okresie od lipca do października 2008 roku. Na podstawie odpowiedzi rolników utworzono 37 zmiennych ilościowych i jakościowych (binarnych lub porządkowych, poprzez odpowiednią bonitację), obejmujących 34 zmienne przyczynowe i 3 zmienne skutkowe. Nazwy tych zmiennych podano w tabeli 1, zaś dane stanowiące ich obserwacje udostępniono autorom przedstawianego opracowania.

Z racji, że poziomy wybranych zmiennych zależnych reprezentowane były przez różne liczebności wystąpień w ogólnej liczbie ankiet, dane można uznać za niebilansowane. Jednak minimalne liczebności miały wartość znacznie powyżej 5 (wartość graniczna dla poprawności stosowania testów i analiz nieparametrycznych opartych na rozkładzie chi-kwadrat). Tak więc możliwe było wykorzystanie do obliczeń klasycznych analiz statystycznych dla danych skategoryzowanych, w tym analizy funkcji regresji logistycznej.

Tabela 1. Zmienne przyczynowe i skutkowe (zależne) dla badanych gospodarstw rolnych rozpatrywane w modelu regresji logistycznej

Symbol zmiennej	Pełna nazwa zmiennej
<b>Zmienne przyczynowe (niezależne)</b>	
$X_1$	Wiek właściciela gospodarstwa [lata]
$X_2$	Powierzchnia gospodarstwa [ha]
$X_3$	Liczba osób pracujących w gospodarstwie rolnym
$X_4$	Liczba osób w gospodarstwie domowym, pracujących poza rolnictwem
$X_5$	Liczba osób w gospodarstwie domowym
$X_6$	Udział klas gleb I-III w gospodarstwie [%]
$X_7$	Udział klas gleb IV-V w gospodarstwie [%]
$X_8$	Udział VI klasy gleb w gospodarstwie [%]
$X_9$	Udział zbóż w strukturze zasiewów [%]
$X_{10}$	Udział okopowych w strukturze zasiewów [%]
$X_{11}$	Udział pastewnych w strukturze zasiewów [%]
$X_{12}$	Udział przemysłowych w strukturze zasiewów [%]
$X_{13}$	Średni plon zbóż [t/ha]
$X_{14}$	Obsada bydła [DJP/ha UR]
$X_{15}$	Obsada trzody chlewnej [DJP/ha UR]
$X_{16}$	Łączna obsada zwierząt [DJP/ha UR]
$X_{17}$	Dawka nawozów organicznych rocznie [t/ha]
$X_{18}$	Ilość NPK rocznie [t/ha UR]
$X_{19}$	Udział pasz z zakupu w gospodarstwie [%]
$X_{20}$	Udział dochodów z działalności rolniczej w gospodarstwie domowym [%]
$X_{21}$	Udział dochodów rolniczych z produkcji roślinnej [%]
$X_{22}$	Liczba innowacyjnych inwestycji w ostatnich 5 latach
$X_{23}$	Liczba porad z doradztwa rolniczego i odbytych szkoleń w ostatnim roku
$X_{24}$	Zmiana obsady zwierząt w ostatnich 5 latach [% różnicy w stosunku do stanu wyjściowego]
$X_{25}$	Wykształcenie właściciela gospodarstwa [skala porządkowa od 1 (podstawowe) do 4 (wyższe)]
$X_{26}$	Wyposażenie gospodarstwa w płytę gnojową [skala binarna: 1 (tak), 0 (nie)]
$X_{27}$	Wyposażenie gospodarstwa w zbiornik na gnojówkę [skala binarna: 1 (tak), 0 (nie)]
$X_{28}$	Deklarowana perspektywa działalności gospodarstwa w najbliższych 5 latach [skala porządkowa: 1 (oddanie w dzierżawę), 2 (kontynuacja zachowawcza), 3 (przekazanie następcy), 4 (kontynuacja rozwojowa)]
$X_{29}$	Opłacalność produkcji roślinnej w 2008 roku [skala porządkowa od 1 (bardzo mała) do 4 (duża)]
$X_{30}$	Opłacalność produkcji zwierzęcej w 2008 roku [skala porządkowa od 1 (bardzo mała) do 4 (duża)]
$X_{31}$	Trend opłacalności produkcji rolniczej w ostatnich 5 latach [skala porządkowa: 1 (malejąca), 2 (zmienna), 3 (stabilna), 4 (rosnąca)]
$X_{32}$	Ocena zmian warunków gospodarowania w rolnictwie po akcesji Polski do UE [skala porządkowa: 1 (pogorszyły się), 2 (nie poprawiły się), 3 (poprawiły się)]
$X_{33}$	Ocena Wspólnej Polityki Rolnej [skala porządkowa od 1 (bardzo zła) do 4 (bardzo dobra)]
$X_{34}$	Ocena sytuacji ekonomicznej w rolnictwie Polski [skala porządkowa od 1 (bardzo zła) do 4 (bardzo dobra)]
<b>Zmienne skutkowe (zależne)</b>	
$Y_1$	Decyzja rolników o korzystaniu z funduszy strukturalnych [skala binarna: 1 (tak), 0 (nie)]
$Y_2$	Decyzja rolników o korzystaniu z dopłat rolnośrodowiskowych [skala binarna: 1 (tak), 0 (nie)]
$Y_3$	Decyzja rolników o korzystaniu z kredytów na działalność rolniczą [skala binarna: 1 (tak), 0 (nie)]

Źródło: opracowanie własne.

## ANALIZA BINARNEJ REGRESJI LOGISTYCZNEJ

Analiza binarnej regresji logistycznej jest metodą statystyczną, opartą na teorii uogólnionych modeli liniowych. Pozwala ona na zbadanie zależności skutkowej (zależnej) zmiennej binarnej (dychotomicznej)  $Y$ , od  $k$  zmiennych przyczynowych (diagnostycznych),  $X_1, \dots, X_k$ , które mają charakter zarówno ilościowy, jak i skategoryzowany. Postać binarna zmiennej skutkowej polega na przyjmowaniu dwóch wartości: 1 – oznaczającej sukces (w tej pracy podjęcie decyzji o korzystaniu ze środków finansowych) oraz 0 – oznaczającej porażkę (w tej pracy podjęcie decyzji o rezygnacji z korzystania ze środków finansowych) [Rawlings i in. 2001, Agresti 2002, Collet 2002, Der, Everitt 2002]. Zgodnie z teorią statystycznych modeli regresyjnych i postacią rozkładu binarnej zmiennej skutkowej  $Y$ , dla  $i$ -tej jednostki obserwacyjnej prawdopodobieństwo sukcesu jest równe  $p_i$  [ $P(Y_i=1)=p_i$ ], zaś prawdopodobieństwo porażki jest równe  $1-p_i$  [ $P(Y_i=0)=1-p_i$ ]. Wobec tego, dla  $i$ -tej jednostki obserwacyjnej wartość oczekiwana zmiennej skutkowej  $Y$ , czyli jej średnia, oznaczona symbolem  $E(Y)$ , jest równa  $p_i$  [ $E(Y)=p_i$ ], tzn. jest prawdopodobieństwem sukcesu. Natomiast, wariancja zmiennej skutkowej dla  $i$ -tej jednostki obserwacyjnej, oznaczona symbolem  $D^2(Y)$ , jest równa  $p_i(1-p_i)$  [ $D^2(Y)=p_i(1-p_i)$ ], a więc jest niejednakowa dla różnych jednostek obserwacyjnych.

Istotą analizy regresji jest ocena zależności matematycznej między średnią zmiennej skutkowej, a zmiennymi przyczynowymi, za pomocą funkcji regresji. W rozpatrywanym przypadku, odpowiednią postacią funkcji regresji wielokrotnej jest model binarnej regresji logistycznej, zwany zwykle funkcją regresji logistycznej. Funkcja (model) regresji logistycznej może być zapisana w dwóch równoważnych postaciach [Agresti 2002, Collet 2002, Der, Everitt 2002]. Pierwsza postać tego modelu jest funkcją regresji  $p_i$  od zmiennych przyczynowych  $X_1, \dots, X_k$ .

$$p_i = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_k}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_k}} \quad (1)$$

Druga postać tego modelu:

$$\ln\{p_i/(1-p_i)\} = \text{logit}(p_i) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} \quad (2)$$

jest funkcją regresji logistycznego przekształcenia prawdopodobieństwa sukcesu  $p_i$  [funkcji  $\text{logit}(p_i)$ ] od zmiennych przyczynowych  $X_1, \dots, X_k$ .

W obu modelach regresyjnych  $p_i$  jest prawdopodobieństwem sukcesu binarnej zmiennej zależnej  $Y$ ;  $X_1, \dots, X_k$  są zmiennymi przyczynowymi;  $\beta_0$  jest stałą regresji;  $\beta_1, \dots, \beta_k$  są parametrami regresji logistycznej. Iloraz  $p_i/(1-p_i)$  jest nazywany szansą (ang. *odd*).

Mimo, że wartość  $p_i$  zawiera się w przedziale (0, 1), to  $\text{logit}(p_i)$  może przyjmować dowolną wartość zbioru liczb rzeczywistych i jest funkcją rosnącą względem prawdopodobieństwa  $p_i$ . Funkcja regresji logistycznej w postaci (2) jest liniową funkcją regresji wielokrotnej między logarytmem naturalnym szansy ( $\text{logitem}(p_i)$ ), a  $k$ -zmiennymi przyczynowymi  $X_1, \dots, X_k$ . Wobec tego, parametry regresji logistycznej,  $\beta_1, \dots, \beta_k$ , mają bezpośrednią interpretację w kategoriach prawdopodobieństwa sukcesu  $p_i$ . Jeśli znak parametru  $\beta_j$  ( $j=1, \dots, k$ ) jest ujemny, to zwiększenie wartości  $j$ -tej zmiennej przyczynowej zmniejsza prawdopodobieństwo sukcesu  $p_i$ . Natomiast dodatni znak parametru  $\beta_j$  wskazuje na to, że zwiększenie wartości  $j$ -tej

zmiennej przyczynowej zwiększa prawdopodobieństwo sukcesu  $p_i$ . Porównywalną miarą wielkości wpływu  $j$ -tych zmiennych przyczynowych na prawdopodobieństwo sukcesu  $p_i$  jest tzw. iloraz szans (ang. *odds ratio*) [Agresti 2002, Collet 2002, Der, Everitt 2002]. Im jest on większy, tym relatywny wpływ zmiennej przyczynowej jest większy.

Do szacowania parametrów funkcji regresji logistycznej wykorzystuje się metodę największej wiarygodności, która daje estymatory nieobciążone [Der, Everitt 2002].

#### OCENA DOPASOWANIA MODELU ORAZ DOBÓR ZMIENNYCH PRZYCZYNOWYCH DO MODELU REGRESJI LOGISTYCZNEJ

Ocenę stopnia dopasowania wyznaczonego modelu regresji do rzeczywistych zależności można dokonać przez wyznaczenie współczynnika determinacji ( $R^2$ ). Dla modelu funkcji logistycznej współczynnik determinacji wyznacza się ze wzoru [Cox, Snell 1989]:

$$R^2 = 1 - \left( \frac{L(\mathbf{0})}{L(\hat{\beta})} \right)^{\frac{2}{n}} \quad (3)$$

gdzie:

- $L(\mathbf{0})$  – wiarygodność (ang. *likelihood*) modelu zawierającego tylko stałą,
- $L(\hat{\beta})$  – wiarygodność analizowanego modelu,
- $n$  – liczność próby.

Dla modeli dyskretnych  $R^2$  osiąga maksimum mniejsze niż 1. Wyznacza się je ze wzoru:

$$R_{\max}^2 = 1 - \left( L(\mathbf{0}) \right)^{\frac{2}{n}} \quad (4)$$

Poprawiony współczynnik determinacji, przyjmujący wartości z zakresu 0-1, zaproponował Nagelkerke [1991]:

$$\tilde{R}^2 = \frac{R^2}{R_{\max}^2} \quad (5)$$

W przypadku analizy modeli regresji wielokrotnej, w tym również modelu logistycznego, badacz zawsze staje przed trudnym wyborem – czy uwzględnić w analizowanym modelu regresji wszystkie zmienne przyczynowe, czy też z niektórych zrezygnować. Jak wybrać te zmienne przyczynowe, które w modelu regresyjnym powinny się znaleźć, ponieważ dobrze wyjaśniają (warunkują) zachowanie zmiennej zależnej. Istnieje wiele podejść do rozwiązania tego problemu. Można wybierać taki model (zawierający określony zbiór zmiennych przyczynowych), dla którego wartość współczynnika  $R^2$  jest największa. Można również kierować się różnymi innymi przesłankami. W przypadku wielokrotnej regresji logistycznej może to być iloraz szans, tablice trafności lub kryteria informacyjne. W tym opracowaniu wykorzystano kryterium informacyjne Akaike (ang. *Akaike Information Criterion, AIC*).

Wyznaczenie optymalnego modelu regresyjnego polega na wyborze jak najmniejszej liczby zmiennych przyczynowych do opisu zmiennej zależnej, ale przy zachowaniu jak najwyższej zdolności opisującej modelu. W takim przypadku błąd estymacji parametrów

modelu regresyjnego jest znacznie mniejszy, niż w przypadku szacowania parametrów dla modelu zawierającego wszystkie dostępne zmienne przyczynowe [Agresti 2002]. W poszukiwaniu modelu, dla którego błąd oszacowania parametrów jest możliwie najmniejszy, a jednocześnie model ten niesie ze sobą jak największą ilość informacji, przydatne są kryteria informacyjne, które służą do oceny dokładności odzwierciedlenia przez analizowany model rzeczywistej zmienności i współzależności cech [Konishi, Kitagawa 2008]. Kryterium informacyjne zaproponowane przez Akaike jest stosowane w przypadku, gdy parametry modelu statystycznego szacowane były za pomocą metody największej wiarygodności [Rawlings i in. 2004, Konishi, Kitagawa 2008]. *AIC* wyznacza się ze wzoru:

$$AIC = -2 \log L + 2p$$

gdzie:

$p$  – liczba parametrów w analizowanym modelu regresji logistycznej,

$-2 \log L$  – wartość kryterium  $-2 \log L$  ( $-2 \log$  Likelihood), którą wyznacza się wg wzoru:

$$-2 \log L = -2 \cdot \sum_j \left( \frac{\omega_j}{\sigma_j} \cdot f_j \cdot \log(\pi_j) \right)$$

gdzie:

$\omega_j$  – wartości wagi dla  $j$ -tej obserwacji w próbie,  $\sigma_j$  – parametr dyspersji (przez tą wartość mnożona jest macierz kowariancji, ma to zapobiec zbyt dużemu lub zbyt małemu rozproszeniu wyników względem rozproszenia oczekiwanego, losowego),  $f_j$  – częstości wystąpień  $j$ -tej wartości,  $\pi_j$  – oszacowane prawdopodobieństwo dla  $j$ -tej obserwacji. Gdy kryterium informacyjne Akaike jest stosowane w analizie funkcji regresji logistycznej, wartość *AIC* można traktować jako poprawione kryterium  $-2 \log L$  [SAS 2009].

Kryterium *AIC* jest powszechnie stosowane w modelowaniu statystycznym zjawisk empirycznych [Agresti 2002, Rawlings i in. 2004, Konishi, Kitagawa 2008]. Ma wprawdzie tendencję do wskazywania modeli o większej liczbie parametrów niż model prawdziwy, jednak sprawdza się o wiele lepiej niż wybór modelu na podstawie współczynnika determinacji [Allison 1999, Rawlings i in. 2004]. Uznaje się jednak, że *AIC* pozwala ocenić, jak dany model, a dokładnie jak bardzo oszacowane wartości parametrów rozważanego modelu, są bliskie wartościom rzeczywistym. Bardzo często zdarza się, że model najlepiej dopasowany do występujących zależności, wybrany ze względu na najwyższą wartość współczynnika determinacji, nie jest tak efektywny w szacowaniu wartości zmiennej zależnej, jak model wybrany w oparciu o kryterium *AIC* [Agresti 2002].

Wartości *AIC* wyznacza się dla modeli z kombinacjami wszystkich zmiennych przyczynowych, poczynając od modeli z pojedynczymi zmiennymi przyczynowymi, a kończąc na modelu zawierającym wszystkie zmienne przyczynowe. Za model optymalny uznaje się ten model, dla którego wartość *AIC* jest najmniejsza [Mańkowski, Oleksiak 2007, Konishi, Kitagawa 2008].

Rozpatrywano trzy modele regresji logistycznej, oddzielnie dla każdej zmiennej zależnej, tj, dla podjęcia decyzji przez rolników o korzystaniu z funduszy strukturalnych, z dopłat rolni-  
środkowiskowych oraz z kredytów na działalność rolniczą. Dla zachowania porównywalności opisu uwarunkowania szansy podejmowania przez rolników każdej z trzech decyzji, we wszystkich modelach wykorzystano ten sam zbiór 34 zmiennych przyczynowych [Jongeneel i in. 2008]. W pierwszej kolejności dla każdego rodzaju modelu regresji logistycznej (związanego z

daną zmienną skutkową) obliczono wartości AIC, odpowiadające funkcjom regresji z wszystkimi możliwymi podzbiórami zmiennych przyczynowych. Następnie wybrano po 10 modeli z najmniejszymi wartościami AIC. Spośród tych dziesięciu modeli dla każdej zmiennej zależnej, wybrano po jednym modelu najlepiej logicznie i merytorycznie opisującym badane relacje. Te trzy wybrane modele, każdy dla innej zmiennej zależnej, zostały szczegółowo analizowane statycznie i interpretowane merytorycznie.

Obliczenia wartości AIC oraz dla analizy binarnej regresji logistycznej przeprowadzono w Systemie SAS® w wersji 9.1.3 [2004a,b].

## WYNIKI I DYSKUSJA

### ANALIZA REGRESJI LOGISTYCZNEJ DLA DECYZJI ROLNIKÓW O KORZYSTANIU Z FUNDUSZY STRUKTURALNYCH

Na podstawie kryterium informacyjnego Akaike (AIC) wskazano 10 najlepszych modeli regresji logistycznej (tab. 2). Spośród wskazanych modeli wybrano jeden (zaznaczony pogrubionymi i większymi literami), z ośmioma zmiennymi przyczynowymi, który uznano za najbardziej rozsądny merytorycznie. Szczegółowa analiza tego modelu wskazuje, że wszystkie parametry regresji logistycznej są istotne statystycznie (tab. 3).

Tabela 2. Najlepsze modele regresji logistycznej według kryterium AIC, opisujące uwarunkowanie decyzji rolników o korzystaniu z funduszy strukturalnych

Liczba zmiennych przyczynowych w modelu	Lista zmiennych przyczynowych w modelu	AIC
6	$X_{22'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}$	-20,0704
7	$X_{2'}, X_{22'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}$	-19,0168
8	$X_{2'}, X_{13'}, X_{14'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}$	-18,8694
<b>8</b>	<b><math>X_{2'}, X_{3'}, X_{14'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}</math></b>	<b>-18,8549</b>
7	$X_{3'}, X_{22'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}$	-18,8385
5	$X_{22'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{29'}, X_{33}$	-18,8276
7	$X_{2'}, X_{14'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}$	-18,7594
6	$X_{2'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}$	-18,7563
7	$X_{8'}, X_{22'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}$	-18,7521
7	$X_{13'}, X_{22'}, X_{23'}, X_{25'}, X_{28'}, X_{29'}, X_{33}$	-18,7438

Źródło: opracowanie własne.

Zmienne przyczynowe, dla których oszacowane wartości parametrów modelu (częstkowych współczynników regresji) przedstawione w tabeli 3, były dodatnie, wykazywały wprost proporcjonalny wpływ na decyzję rolnika o korzystaniu z funduszy strukturalnych; natomiast zmienne, dla których te wartości były ujemne cechowały się wpływem odwrotnie proporcjonalnym. Wskazuje to, że wszystkie zmienne przyczynowe w tym modelu istotnie wpływały na szansę podjęcia decyzji przez rolnika o korzystaniu z funduszy strukturalnych. Opierając się na znaku parametrów funkcji regresji logistycznej i wartości oceny ilorazu szans dla zmiennych



Tabela 3. Wyniki badania parametrów regresji logistycznej, opisującej uwarunkowanie decyzji rolników o korzystaniu z funduszy strukturalnych przez 8 zmiennych przyczynowych

Symbol zmiennej	Nazwa zmiennej	Ocena współczynników regresji logistycznej	Chi-kwadrat Walda	Ocena ilorazu szans
$X_2$	Powierzchnia gospodarstwa	0,07	7,62**	1,07
$X_3$	Liczba osób pracujących w gospodarstwie	-0,53	2,05*	0,59
$X_{14}$	Obsada bydła	0,66	2,49*	1,94
$X_{23}$	Liczba porad z doradztwa rolniczego i odbytych szkoleń w ostatnim roku	0,32	4,31**	1,37
$X_{25}$	Wykształcenie właściciela gospodarstwa	0,90	5,75**	2,46
$X_{28}$	Deklarowany dalszy kierunek działalności gospodarstwa w najbliższych 5 latach	-0,55	2,50*	0,57
$X_{29}$	Oplacalność produkcji roślinnej w 2008 roku	-1,59	8,09**	0,20
$X_{33}$	Ocena Wspólnej Polityki Rolnej	1,48	6,99**	4,37

\*, \*\* istotne przy poziomie istotności odpowiednio 0,05 lub 0,01

Źródło: opracowanie własne.

przyczynowych, stwierdzono, że zdecydowanie najważniejszym czynnikiem, czyli najsilniej warunkującym szansę podjęcia omawianej decyzji przez rolnika, była ocena przez niego jakości Wspólnej Polityki Rolnej. Rolnicy uznający korzystne aspekty Wspólnej Polityki Rolnej znacznie częściej decydują się na korzystanie z funduszy strukturalnych, w porównaniu do rolników źle odbierających tę politykę. Drugim pod względem ważności czynnikiem było wykształcenie rolnika. Rolnicy lepiej wykształceni częściej korzystali z funduszy strukturalnych. Kolejnym czynnikiem relatywnie silnie wpływającym pozytywnie na szansę decyzji rolników o korzystaniu z funduszy strukturalnych była obsada bydła. Liczba porad z ODR i powierzchnia gospodarstwa miały także dość silny wpływ dodatni na szansę omawianej decyzji. Pozostałe zmienne przyczynowe w tym modelu, których duże wartości są wyrazem rozwiniętej wieloaktywności rolniczych gospodarstw domowych i mniejszego znaczenia działalności rolniczej (liczba osób pracujących w gospodarstwie, przewidywany dalszy kierunek działalności oraz postrzeganie opłacalności produkcji roślinnej w roku 2008), wpływały ujemnie, choć relatywnie najslabiej, na prawdopodobieństwo korzystania przez rolników z funduszy strukturalnych. Podsumowując wyniki badań, stwierdzono, że najważniejszymi czynnikami wpływającymi dodatnio na prawdopodobieństwo korzystania przez rolników z funduszy strukturalnych w badanym obszarze rolniczym, był kapitał ludzki wyrażony w postaci wykształcenia rolników oraz ich podejścia do współczesnej rzeczywistości (polityki) i wiedzy zawodowej. Te wyniki są zgodne z rezultatami badań, wskazującymi na duże znaczenie kapitału ludzkiego w rozwoju przedsiębiorczości wśród ludności rolniczej [Czykier-Wierzba 2003, Van Huylenbroeck i in. 2007, Kołozsko-Chomentowska 2008]. Drugim ważnym czynnikiem szansy na korzystanie rolników z funduszy strukturalnych był potencjał rolniczy gospodarstwa, wyrażony przez jego powierzchnię i obsadę bydła, świadczący o znaczeniu funkcji produkcyjnej i ekonomicznej gospodarstwa.

### ANALIZA REGRESJI LOGISTYCZNEJ DLA DECYZJI ROLNIKÓW O KORZYSTANIU Z DOPLAT ROLNO-ŚRODOWISKOWYCH

Na podstawie kryterium informacyjnego Akaike (AIC) wskazano 10 najlepszych modeli regresji logistycznej (tab. 4). Spośród modeli, wybrano jeden z ośmioma zmiennymi przyczynowymi, uznając go za najbardziej rozsądny merytorycznie. Szczegółowa analiza tego modelu wskazuje, że wszystkie parametry regresji logistycznej są istotne statystycznie (tab. 5). Zmienne przyczynowe, dla których oszacowane wartości parametrów modelu (częstkowych współczynników regresji), przedstawione w tabeli 5, były dodatnie, cechowały się

Tabela 4. Najlepsze modele regresji logistycznej według kryterium AIC, opisujące uwarunkowanie decyzji rolników o korzystaniu z dopłat rolno-środowiskowych

Liczba zmiennych w modelu	przyczynowych	Lista zmiennych przyczynowych w modelu	AIC
<b>8</b>		$X_7, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{23}, X_{24}, X_{29}, X_{31}$	<b>-3,2657</b>
7		$X_7, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{23}, X_{29}, X_{31}$	-3,1698
7		$X_7, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{24}, X_{29}, X_{31}$	-3,0942
6		$X_7, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{29}, X_{31}$	-2,8260
8		$X_4, X_7, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{24}, X_{29}, X_{31}$	-2,8193
8		$X_7, X_{11}, X_{14}, X_{20}, X_{21}, X_{23}, X_{29}, X_{31}$	-2,7896
7		$X_4, X_7, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{29}, X_{31}$	-2,7652
8		$X_0, X_7, X_8, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{29}, X_{31}$	-2,7405
8		$X_3, X_4, X_7, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{29}, X_{31}$	-2,5775
8		$X_4, X_7, X_{11}, X_{14}, X_{21}, X_{23}, X_{29}, X_{31}$	-2,5520

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Wyniki badania parametrów regresji logistycznej, opisującej uwarunkowanie decyzji rolników o korzystaniu z dopłat rolnośrodowiskowych przez 8 zmiennych przyczynowych

Symbol zmiennej	Nazwa zmiennej	Ocena parametrów regresji logistycznej	Chi-kwadrat Walda	Ocena ilorazu szans
$X_7$	Udział klas gleb IV-V w gospodarstwie	-0,05	4,94**	0,95
$X_{11}$	Udział pastewnych w strukturze zasiewów	-0,05	4,36**	0,95
$X_{14}$	Udział dochodów z działalności rolniczej w gospodarstwie	1,25	4,37**	3,49
$X_{21}$	Udział dochodów z produkcji roślinnej	0,04	5,81**	1,04
$X_{23}$	Liczba porad z doradztwa rolniczego i odbytych szkoleń w ostatnim roku	0,27	3,36*	1,32
$X_{24}$	Zmiana obsady zwierząt w ostatnich 5 latach	0,015	3,24*	1,01
$X_{29}$	Oplacalność produkcji roślinnej w 2008 roku	-1,44	5,63**	0,24
$X_{31}$	Trend opłacalności produkcji rolniczej w ostatnich 5 latach	0,80	4,57**	2,24

\* \*\* istotne przy poziomie istotności odpowiednio 0,05 lub 0,01

Źródło: opracowanie własne.

wprost proporcjonalnym wpływem na decyzję rolnika o korzystaniu z dopłat rolno-środowiskowych; natomiast zmienne, dla których te wartości były ujemne cechowały się wpływem odwrotnie proporcjonalnym. Zdecydowanie najważniejszymi determinantami wpływającymi dodatnio na szansę decyzji rolnika o korzystaniu z dopłat rolno-środowiskowych był udział dochodów z działalności rolniczej w gospodarstwie i ocena trendu opłacalności produkcji rolniczej, dokonana przez rolnika. Na szansę omawianej decyzji wpływały także dodatnio, choć relatywnie słabiej, liczba porad z ODR, udział dochodów z produkcji roślinnej i zmiana obsady zwierząt. Natomiast udział roślin pastewnych w zasiewach (głównie kukurydzy, świadczącej o znaczeniu produkcji zwierzęcej) oraz udział gleb klas IV-V wpływały ujemnie, chociaż dość słabo, na prawdopodobieństwo podjęcia decyzji przez rolnika o korzystaniu z dopłat rolno-środowiskowych. Ujemny wpływ opłacalności produkcji roślinnej w 2008 roku był bardzo słaby, został on więc pominięty w tej interpretacji. Generalizując przedstawioną interpretację uzyskanych wyników stwierdzamy, że najważniejszymi czynnikami, wpływającymi dodatnio na prawdopodobieństwo korzystania przez rolników z dopłat rolno-środowiskowych w badanym obszarze rolniczym, było obiektywne i subiektywne (ocena trendu opłacalności produkcji rolniczej) znaczenie ekonomiczne funkcji produkcyjnej gospodarstwa, czyli działalności rolniczej, zwłaszcza o dużym udziale produkcji roślinnej oraz kapitał ludzki (bieżąca wiedza zawodowa). Uzyskane wyniki regresji logistycznej zdają się sugerować także, że rolnicy o rozwiniętej produkcji zwierzęcej są mniej chętni do ubiegania się o dopłaty rolnośrodowiskowe, niż rolnicy nastawieni głównie na produkcję roślinną. Wynika stąd, że tym pierwszym trudniej jest spełnić wymagania dla beneficjentów dopłat rolno-środowiskowych, w porównaniu do rolników zajmujących się w przewadze produkcją roślinną. Podobne do naszych wyniki badań uzyskali Bonnieux i inni [1998] oraz Vanslebrouck i in [2002], którzy stwierdzili dodatni wpływ kapitału ludzkiego (wykształcenia i aktywnej wiedzy) na częstość korzystania rolników francuskich i belgijskich z programów rolno-środowiskowych. Bonnieux i inni [1998], Vanslebrouck i inni [2002] oraz Mathijs [2003] stwierdzili, że młodszy rolnicy częściej korzystali z programów rolnośrodowiskowych, co nie zostało potwierdzone w badaniach prowadzonych przez autorów. Mathijs [2003] oraz Jongeneel i inni [2008] stwierdzili dodatni wpływ woli i perspektywy dalszego prowadzenia i rozwoju gospodarstwa rolnego przez rolnika (także realnej perspektywy sukcesji) na korzystanie z dopłat rolno-środowiskowych i dbałość o walory zasobów środowiskowych w gospodarstwie i przestrzeni wiejskiej (wypełnianie funkcji ekologicznej rolnictwa). Badania autorów pośrednio wskazują na podobne prawidłowości, co wynika z faktu, że silne rolniczo gospodarstwa częściej decydują się na uczestniczenie w programach rolno-środowiskowych.

#### ANALIZA REGRESJI LOGISTYCZNEJ DLA DECYZJI ROLNIKÓW O KORZYSTANIU Z KREDYTÓW NA DZIAŁALNOŚĆ ROLNICZĄ

Na podstawie kryterium informacyjnego Akaike (*AIC*) wskazano 10 najlepszych modeli regresji logistycznej (tab. 6). Spośród modeli w tabeli 6 wybrano jeden z siedmioma zmiennymi przyczynowymi, uznając go za najbardziej rozsądny merytorycznie. Szczegółowa analiza tego modelu wskazuje, że wszystkie parametry regresji logistycznej są istotne statystycznie (tab. 7).

Zmienne przyczynowe, dla których oszacowane wartości parametrów modelu (częstkowych współczynników regresji), przedstawione w tabeli 7, były dodatnie, cechowały się wprost proporcjonalnym wpływem na decyzję rolnika o korzystaniu z kredytów na działalność rolniczą; natomiast zmienne, dla których te wartości były ujemne cechowały się wpły-

Tabela 6. Najlepsze modele regresji logistycznej według kryterium AIC, opisujące uwarunkowanie decyzji rolników o korzystaniu z kredytów na działalność rolniczą

Liczba zmiennych przyczynowych w modelu	Lista zmiennych przyczynowych w modelu	AIC
6	$X_2, X_{19}, X_{21}, X_{30}, X_{31}, X_{32}$	-36,6738
<b>7</b>	<b><math>X_2, X_{13}, X_{19}, X_{21}, X_{30}, X_{31}, X_{32}</math></b>	<b>-36,3791</b>
5	$X_2, X_{19}, X_{21}, X_{22}, X_{32}$	-36,0026
7	$X_2, X_4, X_{19}, X_{21}, X_{30}, X_{31}, X_{32}$	-35,7786
4	$X_2, X_{19}, X_{21}, X_{32}$	-35,7659
6	$X_2, X_{13}, X_{19}, X_{21}, X_{22}, X_{32}$	-35,5329
7	$X_2, X_{19}, X_{21}, X_{22}, X_{30}, X_{31}, X_{32}$	-35,4846
7	$X_2, X_{19}, X_{21}, X_{27}, X_{30}, X_{31}, X_{32}$	-35,3469
6	$X_2, X_{19}, X_{21}, X_{22}, X_{30}, X_{32}$	-35,2994
8	$X_2, X_4, X_{13}, X_{19}, X_{21}, X_{30}, X_{31}, X_{32}$	-35,2661

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Wyniki badania parametrów regresji logistycznej, opisującej uwarunkowanie decyzji rolników o korzystaniu z kredytów na działalność rolniczą przez 7 zmiennych przyczynowych

Symbol zmiennej	Nazwa zmiennej	Ocena parametrów regresji logistycznej	Chi-kwadrat Walda	Ocena ilorazu szans
$X_2$	Powierzchnia gospodarstwa	0,1032	12,2275**	1,109
$X_{13}$	Średni plon zbóż	0,7141	2,5570*	2,042
$X_{19}$	Udział pasz z zakupu w gospodarstwie	0,0511	11,7466**	1,052
$X_{21}$	Udział dochodów z produkcji roślinnej	-0,0331	7,2492**	0,967

\*, \*\* istotne przy poziomie istotności odpowiednio 0,05 lub 0,01

Źródło: opracowanie własne

wem odwrotnie proporcjonalnym. Najważniejszymi czynnikami wpływającymi dodatnio na prawdopodobieństwo decyzji rolnika o korzystaniu z kredytów na działalność rolniczą, była samoocena, zarówno zmian warunków gospodarowania w rolnictwie po wstąpieniu Polski do UE, jak i trendu opłacalności produkcji rolniczej w kraju w ostatnich 5 latach (im lepsza samoocena tych zmian, tym większa szansa na podjęcie decyzji rolnika o korzystaniu z kredytów na działalność rolniczą). Częstość rozważanej decyzji rolników zależała także dodatnio i znacząco od średniego plonu zbóż, zaś słabiej dodatnio od powierzchni gospodarstwa i udziału stosowanych pasz z zakupu. Udział dochodów z produkcji roślinnej był czynnikiem wpływającym ujemnie na szansę podjęcia tej decyzji, wpływ opłacalności produkcji zwierzęcej w 2008 był relatywnie najsłabszy i niezgodny z wyżej opisanym i spójnym obrazem uwarunkowania decyzji rolnika o korzystaniu z kredytów na działalność rolniczą, dlatego pominięto go w dalszej interpretacji. Generalizując tę interpretację uzyskanych wyników, można uznać, że głównymi czynnikami, wpływającymi dodatnio na prawdopodobieństwo korzystania przez rolników z kredytów na działalność rolniczą w obrębie badanego obszaru była obiektywna i subiektywna ocena warunków ekonomicznych produkcji rolniczej i uzyskiwanych rezultatów, zwłaszcza w zakresie produkcji zwierzęcej (świadczy o tym dodatni związek szansy decyzji o korzystaniu z kredytów a udziałem stosowanych w gospodarstwie pasz z zakupu).

## WNIOSKI

1. Najważniejszymi czynnikami wpływającymi dodatnio na prawdopodobieństwo korzystania przez rolników z funduszy strukturalnych w badanym obszarze rolniczym, był kapitał ludzki wyrażony w postaci wykształcenia rolników, ich podejścia do współczesnej rzeczywistości (polityki) i wiedzy zawodowej oraz potencjał rolniczy gospodarstwa, wyrażony przez jego powierzchnię i obsadę bydła, świadczący o znaczeniu funkcji produkcyjnej i ekonomicznej gospodarstwa.
2. Głównymi czynnikami wpływającymi dodatnio na prawdopodobieństwo korzystania przez badanych rolników z dopłat rolno-środowiskowych było znaczenie ekonomiczne funkcji produkcyjnej gospodarstwa, czyli działalności rolniczej zwłaszcza o dużym udziale produkcji roślinnej, oraz kapitał ludzki. Rolnicy o rozwiniętej produkcji zwierzęcej mniej chętnie ubiegają się o dopłaty rolno-środowiskowe, niż rolnicy nastawieni głównie na produkcję roślinną. Zatem, pilnym zadaniem polityki interwencjonizmu, zarządzania zewnętrznego oraz doradztwa jest zwiększenie efektywności działań sprzyjających uczestnictwu gospodarstw z intensywną produkcją zwierzęcą w programach rolno-środowiskowych, co jest sposobem na poprawę wypełniania przez nich funkcji ekologicznej rolnictwa.
3. Głównymi czynnikami, wpływającymi dodatnio na prawdopodobieństwo korzystania przez rolników z kredytów na działalność rolniczą w obrębie badanego obszaru była obiektywna i subiektywna (dokonywana przez rolników) ocena warunków ekonomicznych produkcji rolniczej w kraju, regionie i gospodarstwie, a także uzyskiwane rezultaty produkcyjno-ekonomiczne, zarówno w produkcji roślinnej, jak i zwierzęcej.
4. Prawidłowości stwierdzone w pracy dla wąskiej skali obszarowej, wymagają sprawdzenia w szerszym i reprezentatywnym zakresie dla obszarów wiejskich w Polsce, aby mogły być przydatne w polityce rolnej, zarządzaniu publicznym i praktyce gospodarczej do doskonalenia środowiska instytucjonalnego, decyzji administracyjnych i wsparcia na poziomie unijnym, krajowym, regionalnym i lokalnym oraz fachowego doradztwa rolniczego.

## LITERATURA

- Allison P. D. 1999: Logistic Regression Using the SAS System – Theory and Application. New York, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc., John Wiley & Sons Inc.
- Agresti A. 2002: Categorical data analysis. 2<sup>nd</sup> Edition. John Wiley & Sons Inc, New Jersey, USA.
- Antoszek J. 2002: Koncepcja zrównoważonego rozwoju i szanse jej realizacji na obszarach wiejskich Lubelszczyzny (w świetle badań ankietowych). *Annales UMCS Lublin*, Sectio B, vol.LVII, nr 11, s. 197-209.
- Bagi F. S. 1983: A logit model of farmers' decisions about credit. *Southern Journal of Agricultural Economics*, nr 15, s. 13-19.
- Bonnieux F., Rainelli P., Vermersch D. 1998: Estimating the supply of environmental benefits by agriculture: a French case study. *Environmental and Resource Economics*, nr 11, s. 135-153.
- Collet D. 2002: Modelling binary data. Second Edition. Chapman & Hall/CRC, London, UK.
- Cox D. R., Snell E. J. 1989: The analysis of binary data. 2<sup>nd</sup> edition. Chapman & Hall/CRC, London, UK.
- Czykier-Wierzbna D. 2003: Rola czynnika ludzkiego w kształtowaniu konkurencyjności zacofanych regionów Unii Europejskiej wobec procesu globalizacji i integracji. Wnioski dla Polski. *Postępy Nauk Rolniczych*, nr 3, s. 123-136.
- Der G., Everitt B. S. 2002: A Handbook of statistical analyses using SAS. Second Edition. Chapman & Hall/CRC, London, UK.
- Jongeneel R. A., Polman N. B. P., Slangen L. H. G. 2008: Why are Dutch farmers going multifunctional? *Land Use Policy*, nr 25, s. 81-94.
- Kołoszko-Chomentowska Z. 2008: Kwestia czynnika ludzkiego w rolnictwie. *Acta Scientiarum Polonorum Oeconomia*, nr 7, s. 87-95.

- Konishi S., Kitagawa G. 2008: Information criteria and statistical modeling. Springer Science+business Media LLC, New York, USA.
- Mańkowski D. R., Oleksiak T. 2007: Czynniki determinujące stosowanie kwalifikowanego materiału siewnego w gospodarstwach rolnych. *Biuletyn IHAR*, nr 244, s. 5-19.
- Mathijs E. 2003: Social capital and farmers' willingness to adopt countryside stewardship schemes. *Outlook on Agriculture*, nr 32, s. 13-16.
- Nagelkerke N. J. D. 1991: A note on a general definition of the coefficient of determination. *Biometrika*, nr 78, s. 691-692.
- Ramniceanu I., Ackrill R. 2007: EU rural development policy in the new member states: Promoting multifunctionality? *Journal of Rural Studies*, nr 23, s. 416-429.
- Rawlings J. O., Pantula S. G., Dickey D. A. 2001: Applied regression analysis - a research tool. Second Edition. Springer-Verlag Inc, New York, USA.
- Roszkowska-Mądra B., Gozdowski D., Mądry W. 2006: Diversity of rural less-favoured areas in Podlasie province. *Poland. J. Cent. Eur. Agric.*, nr 7, s. 723-730.
- SAS Institute Inc. 2004a: SAS 9.1 Companion for Windows. SAS Publishing, SAS Institute Inc, Cary, NC, USA.
- SAS Institute Inc. 2004b: SAS/STAT 9.1 user's guide. SAS Publishing, SAS Institute Inc, Cary, NC, USA.
- SAS Institute Inc. 2009: SAS/STAT 9.2 User's Guide, Second Edition. Cary, NC, USA: SAS Publishing, SAS Institute Inc.
- Van Huylenbroeck G., Vandermeulen V., Mettepenningen E., Verspecht A. 2007: Multifunctionality of agriculture: A review of definitions, evidence and instruments. *Living Reviews in Landscape Research*, nr 3.
- Vanslembrouck I., Van Huylenbroeck G., Verbeke W. 2002: Determinants of the willingness of Belgian farmers to participate in agri-environmental measures. *Journal of Agricultural Economics*, nr 53, s. 489-511.
- Wilkin J. 2008: Wielofunkcyjność rolnictwa i obszarów wiejskich. [W:] Wyzwania przed obszarami wiejskimi i rolnictwem w perspektywie lat 2014-2020 (red.) M. Kłodziński. IRWiR PAN Warszawa, s. 9-20.
- Zawalińska K. 2008: Fundusze unijne: skuteczność i efektywność wspierania rozwoju obszarów wiejskich w Polsce. [W:] Polska wieś i rolnictwo w Unii Europejskiej. Dylematy i kierunki przemian (red.) M. Drygas i A. Rosner. IRWiR PAN, Warszawa.

*Barbara Roszkowska-Mądra, Dariusz R. Mańkowski*

DETERMINANTS OF FARMERS' DECISIONS ABOUT PRODUCTION CREDIT AND  
UE MEASURES: A CASE STUDY FOR A RURAL AREA OF DAIRY PRODUCTION  
SYSTEM IN PODLASIE PROVINCE

Summary

The objective of the paper was to describe relationships of probability of farmers' decisions about production credit and UE measures on many cause variables characterizing different attributes of farms in a rural area of dairy production system in Podlasie province. The studied relationships were analyzed using binary logistic regression on the basis of data collected from a questionnaire sample of 124 family farms in two municipalities. Probability of farmers' decisions about UE measures in the studied area was determined mainly by human capital and agricultural production system in farms. Probability of farmers' decisions about production credit in this area was affected mostly by social and human capital as well as efficiency of agricultural production system, especially livestock production system.

Adres do korespondencji:

dr Barbara Roszkowska-Mądra  
Wydział Ekonomii i Zarządzania, Zakład Przedsiębiorczości, Uniwersytet w Białymstoku  
ul. Warszawska 63, 15-062 Białystok  
e-mail: broszkowska@poczta.onet.pl  
tel. (85) 745 77 06  
dr Dariusz Mańkowski  
Zakład Nasiennictwa i Nasionoznawstwa, Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin w Radzikowie  
05-870 Błonie, tel. (22) 725 36 11