

**Agnieszka Strzelecka, Danuta Zawadzka,
Agnieszka Kurdyś-Kujawska**

Politechnika Koszalińska

e-mails: agnieszka.strzelecka@tu.koszalin.pl; danuta.zawadzka@tu.koszalin.pl;

agnieszka.kurdys-kujawska@tu.koszalin.pl

POTENCJAŁ PRODUKCYJNY A ZADŁUŻENIE PRZEDSIĘBIORSTW ROLNICZYCH – UJĘCIE MODELOWE

PRODUCTION POTENTIAL VS. THE DEBT OF AGRICULTURAL ENTERPRISES – A MODEL APPROACH

DOI: 10.15611/pn.2018.533.20

JEL Classification: G32, Q14, D24

Streszczenie: Celem opracowania jest ocena wpływu potencjału produkcyjnego przedsiębiorstw rolniczych w Polsce na wykorzystanie obcych źródeł finansowania działalności. Badanie przeprowadzono na podstawie danych obejmujących 12027 przedsiębiorstw rolniczych, które w 2015 roku prowadziły rachunkowość rolną na potrzeby Polskiego FAND. W pracy wykorzystano model regresji logistycznej. Wśród zmiennych niezależnych uwzględniono zmienne ilościowe charakteryzujące potencjał produkcyjny przedsiębiorstw rolniczych. Wyniki estymacji parametrów modelu końcowego wykazały, iż statystycznie istotny dodatni wpływ na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce miały zmienne, takie jak: powierzchnia użytków rolnych, udział gruntów dzierzawionych w powierzchni użytków rolnych, nakłady pracy ogółem oraz techniczne uzbrojenie pracy. Oszacowany model odznaczał się wysoką jakością, a tym samym zdolnością do poprawnej klasyfikacji przedsiębiorstw rolniczych.

Słowa kluczowe: zadłużenie, potencjał produkcyjny, przedsiębiorstwo rolnicze, model logitowy.

Summary: The aim of the study is to assess the impact of production potential of agricultural enterprises in Poland on the use of external sources of financing. The study was carried out on the basis of data covering 12,027 agricultural enterprises, which in 2015 conducted agricultural accounting for the needs of the Polish FAND. The work uses a logistic regression model. Independent variables include quantitative variables characterizing the potential of agricultural enterprises. The results of the estimation of parameters of the final model showed that the statistically significant positive impact on the probability of using foreign capital by agricultural enterprises in Poland had variables, such as: the area of agricultural land, the share of land leased in the area of agricultural land, total workload and technical labor equipment. The estimated model was characterized by high quality and thus the ability to correctly classify agricultural enterprises.

Keywords: indebtedness, production potential, agricultural enterprise, logistic model.

1. Wstęp

Problem wykorzystania długu w finansowaniu działalności przedsiębiorstwa rolniczego¹ jest złożony. Decyzje finansowe w tym zakresie zależą przede wszystkim od dostępu do źródeł finansowania, a także od postaw właścicieli względem zadłużania się [Veselinović, Drobnjaković 2014, s. 771-787]. Potencjał przedsiębiorstwa stanowi czynnik determinujący strukturę finansowania, a dążenie do jego wzrostu może jednocześnie być czynnikiem motywującym do wykorzystania obcych źródeł finansowania. De Jong i inni [2008, s. 1954-1969] dowiedli, iż w krajach o stabilnej gospodarce, w decyzjach finansowych na poziomie przedsiębiorstwa większe znaczenie niż czynniki egzogeniczne mają czynniki endogeniczne. Fan i inni [2010] potwierdzili powyższe spostrzeżenia. Zauważyli nadto, iż w niestabilnym (skorumpowanym) otoczeniu przedsiębiorstwa finansują się głównie długiem krótkoterminowym. Oliynyk-Dunn, Adamenko i Zufan [2017, s. 1729-1739] podkreślili, iż wykorzystanie kapitału obcego wiąże się z niską zdolnością akumulacji kapitału własnego i wynikającymi z tego ograniczeniami samofinansowania działalności i rozwoju. Konieczność finansowania majątku długiem wynika z silnego związku między wpływami z działalności operacyjnej a aktywami przedsiębiorstw rolniczych. Demirguc-Kunt i Maksimovic [1999, s. 295-336] wykazali, że duże firmy mają większy udział zadłużenia w strukturze finansowania w porównaniu z mniejszymi przedsiębiorstwami, w tym przede wszystkim zadłużenia długoterminowego. Wyniki dotychczasowych badań dotyczących struktury źródeł finansowania, w zależności od wielkości przedsiębiorstw rolniczych, potwierdzają te tendencje – większe przedsiębiorstwa charakteryzują się wyższym udziałem zobowiązań, a także wyższym udziałem obcych źródeł finansowania zaangażowanych na okres dłuższy niż rok (ta ostatnia zależność nie dotyczy przedsiębiorstw o najwyższej sile ekonomicznej)² (por. m.in. [Gałęcka, Pyra 2016, s. 89-94; Strzelecka 2012, s. 234-245]).

Wyniki badań Daniłowskiej [2007] wykazały wpływ grup czynników na zadłużenie gospodarstw rolnych w Polsce; są to: a) cechy demograficzne właściciela gospodarstwa, b) potencjał produkcyjny gospodarstwa, c) nakłady na produkcję rolniczą, d) kierunek produkcji, e) wyniki produkcyjne, f) czynniki wpływające na rozwój gospodarstwa, g) osiągnięte dochody, h) oszczędności oraz i) członkostwo w banku spółdzielczym. Efektem umiejętnego zastosowania zewnętrznych źródeł finansowa-

¹ W pracy przyjęto definicję przedsiębiorstwa rolniczego zaproponowaną przez Ziętarek [2014, s. 376], zgodnie z którą oznacza ono jednostkę gospodarczą wyodrębnioną pod względem organizacyjnym, ekonomicznym oraz prawnym, dysponującą czynnikami produkcji (ziemią, pracą i kapitałem), która wytwarza produkty i usługi rolnicze w celu ich sprzedaży. Ze względu na to, że podmiotem badania były indywidualne towarowe gospodarstwa rolne w Polsce, zatem jednostki prowadzące działalność rolniczą przede wszystkim na sprzedaż, można określić je mianem przedsiębiorstw rolniczych.

² Wielkość przedsiębiorstw rolniczych mierzona jest za pomocą ich wielkości ekonomicznej, która ustalana jest na podstawie sumy wartości standardowych produkcji (SO) wszystkich działalności rolniczych, które występują w danym gospodarstwie i wyrażana jest w euro (szerzej na ten temat: [Goraj, Olewnik 2011, s. 17-18]).

nia przez przedsiębiorstwo rolnicze może być wzrost wydajności pracy i osiąganych dochodów oraz poprawa jego pozycji konkurencyjnej na rynku (por. [Wasilewski, Mądra 2008, s. 87-99; Stefko 2008, s. 135-143]).

W niniejszej pracy uwagę skupiono na czynnikach dotyczących potencjału produkcyjnego przedsiębiorstw rolniczych i ich wpływie na wykorzystanie kapitału obcego przez analizowaną grupę podmiotów. Potencjał produkcyjny przedsiębiorstw rolniczych, obejmujący zasoby ziemi, pracy oraz kapitału, z jednej strony determinuje możliwości rozwojowe rolnictwa (por.: [Kaczmarek 2006, s. 27; Poczta, Średzińska 2007, s. 435]), określa potencjał wytwórczy danej jednostki (por. [Sroka 2016, s. 249]) oraz determinuje skalę produkcji, a tym samym potrzebę wsparcia tej produkcji środkami obcymi [Daniłowska 2007, s. 129]. Z drugiej strony zasoby ziemi i kapitału mogą stanowić podstawę zabezpieczenia kredytu/pożyczki, zatem wyższy potencjał produkcyjny może przyczynić się do zwiększenia wykorzystania kapitału obcego w strukturze źródeł finansowania przedsiębiorstwa rolniczego.

Celem badań jest ocena wpływu potencjału produkcyjnego przedsiębiorstw rolniczych w Polsce na wykorzystanie obcych źródeł finansowania działalności.

2. Materiał i metody badawcze

Badanie przeprowadzono na podstawie danych obejmujących 12 027 przedsiębiorstw rolniczych³, które w 2015 roku prowadziły rachunkowość rolną na potrzeby polskiego FADN⁴. Blisko połowa jednostek uwzględnionych w badaniu (48,63%), obok kapitału własnego, korzystała także z zewnętrznych źródeł finansowania działalności rolniczej. Udział zobowiązań w strukturze źródeł finansowania przedsiębiorstw rolniczych korzystających z kapitału obcego stanowił przeciętnie 7,3%. Średnie zadłużenie przedsiębiorstw korzystających z zewnętrznych źródeł finansowania wyniosło 232,03 tys. zł (dla połowy zbiorowości poziom ten był niższy niż 98,5 tys.). W strukturze zadłużenia podmiotów posiadających zobowiązania dominowały kapitały obce zaangażowane na okres dłuższy niż jeden rok (średnio 62,5% wszystkich zobowiązań, mediana 75%).

Weryfikację empiryczną czynników wpływających na prawdopodobieństwo wykorzystania kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce przeprowa-

³ Na potrzeby prowadzonych badań z populacji towarowych indywidualnych gospodarstw rolnych, które w 2015 roku uczestniczyły w systemie polskiego FADN (12 105 gospodarstw) wyeliminowano te jednostki, w których nie użytkowano gruntów rolnych (powierzchnia UR = 0 ha) lub ich powierzchnia była mniejsza niż 1 ha UR. Należą one do grupy podmiotów, które znacząco odbiegają (pod względem wyników produkcyjno-ekonomicznych) od jednostek przeciętnych (por. [Wrzaszcz, Prandecki 2015, s. 17]).

⁴ FADN (*Farm Accountancy Data Network*) jest europejskim systemem zbierania danych rachunkowych z gospodarstw rolnych. Podstawą prawną polskiego FADN jest Ustawa z dnia 29 listopada 2000 r. o zbieraniu i wykorzystywaniu danych rachunkowych z gospodarstw rolnych (Dz.U. 2001 nr 3, poz. 20 z późn. zm.). Gromadzenie i przedstawianie danych zlecono Instytutowi Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowemu Instytutowi Badawczemu (polski FADN).

dzono, wykorzystując model regresji logistycznej. Zmienna zależna Y – wykorzystanie kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze, ma charakter dychotomiczny [Zawadzka, Ardan 2011, s. 526] i przyjmuje dwie wartości: 0 – brak danej cechy (6178 przypadków), i 1 – posiadanie danej cechy (5849 przypadków).

Doboru zmiennych do budowy modelu dokonano na podstawie analizy dotychczasowych wyników badań dotyczących zadłużenia przedsiębiorstw rolniczych. Na podstawie przesłanek merytorycznych oraz dostępności danych do oceny prawdopodobieństwa wykorzystania kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce przyjęto następujące zmienne, odnoszące się do ich potencjału produkcyjnego: x_1 – powierzchnia użytków rolnych, x_2 – udział gruntów dzierżawionych w powierzchni UR, x_3 – udział gruntów ornych w powierzchni UR, x_4 – nakłady pracy ogółem; x_5 – aktywa ogółem; x_6 – wyposażenie pracy w ziemię, x_7 – techniczne uzbrojenie ziemi, x_8 – techniczne uzbrojenie pracy. Hipotetyczny wpływ zmiennych niezależnych przyjętych do modelu przedstawiono w tab. 1.

Statystyki opisowe zmiennych niezależnych przyjętych do modelu określającego wpływ potencjału produkcyjnego na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce zaprezentowano w tab. 2.

Przeciętna powierzchnia użytków rolnych w analizowanych przedsiębiorstwach rolniczych w 2015 roku wyniosła 36,05 ha. Ponad połowa z tych przedsiębiorstw gospodaruje na areale przekraczającym 24,44 ha. Wartość wskaźnika asymetrii wskazuje, że większa część badanej populacji dysponuje arealem o powierzchni powyżej przeciętnej. W badanych przedsiębiorstwach rolniczych udział powierzchni gruntów dzierżawionych w powierzchni użytków rolnych był równy lub mniejszy niż 15,63%. Z kolei udział gruntów ornych w powierzchni użytków rolnych stanowił przeciętnie 79,97%. Wartość wskaźnika asymetrii wskazuje, że w większości analizowanych przedsiębiorstw rolniczych udział gruntów ornych w powierzchni użytków rolnych stanowił wartość poniżej przeciętnej. Średnio nakłady pracy ogółem wynosiły 1,93 osoby pełnozatrudnionej (AWU). Zauważyć można dużą, wynoszącą 29,54 rozpiętość wartości tej zmiennej pomiędzy przedsiębiorstwami rolniczymi. Średnia wartość aktywów ogółem wyniosła 1375,02 tys. zł. Wskaźnik wyposażenia pracy w ziemię wyniósł średnio 20,01 ha/AWU. W ponad połowie przedsiębiorstw rolniczych był on równy 14,47 ha/AWU bądź większy niż ta wartość. Wskaźnik technicznego uzbrojenia ziemi oraz wskaźnik technicznego uzbrojenia pracy stanowiły przeciętnie odpowiednio: 43,71 tys. zł/ha i 675,82 tys. zł/AWU. Przeważały przedsiębiorstwa rolnicze, dla których wartość tych wskaźników kształtowała się powyżej przeciętnej.

Budowę modelu wyjściowego poprzedzono pomiarem współzależności między zmiennymi przyjętymi do analizy, wykorzystując w tym celu współczynnik korelacji liniowej Pearsona⁵ [Rószkiewicz 2002, s. 143-145]. W celu znalezienia najlepszej

⁵ Podobnie jak w przypadku modeli liniowych, zmienne niezależne przyjęte do modelu powinny być skorelowane ze zmienną objaśnianą, ale nie powinny być silnie skorelowane między sobą [por. Gruszczyński 2010, s. 80; Stanisz 2007, s. 226].

Tabela 1. Hipotetyczny wpływ zmiennych niezależnych przyjętych do modelu określającego wpływ potencjału produkcyjnego na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce w 2015 roku

Zmienna*		Przewidywany wpływ zmiennej na zadłużenie przedsiębiorstw rolniczych
Ziemia		
x_1	Zmienna określająca całkowity obszar ziemi użytkowanej rolniczo [ha]	Areal użytków rolnych jest miarą skali prowadzonej działalności. Im większa powierzchnia ziemi użytkowanej rolniczo, tym większa skala działalności, tym wyższe zapotrzebowanie na kapitał w celu jej finansowania, co może sprzyjać wykorzystaniu zewnętrznych źródeł finansowania. Znak parametru przy omawianej zmiennej powinien być, według założeń modelu, dodatni.
x_2	Zmienna określająca udział powierzchni użytków dzierzawionych w powierzchni UR ogółem, dotyczy dzierzawy na okres co najmniej 1 roku [%]	Dzierżawa gruntów umożliwi zwiększenie skali produkcji. Im większa skala działalności, tym wyższe zapotrzebowanie na kapitał w celu jej finansowania, co może sprzyjać wykorzystaniu zewnętrznych źródeł finansowania. Znak parametru przy omawianej zmiennej powinien być, według założeń modelu, dodatni.
x_3	Zmienna określająca udział gruntów ornych w powierzchni UR ogółem [%]	Grunty orne stanowią potencjał produkcyjny przedsiębiorstw rolniczych. Im wyższy jest ich udział w całkowitym areale użytków rolnych, tym większa skala produkcji. Im większa skala działalności, tym wyższe zapotrzebowanie na kapitał w celu jej finansowania, co może sprzyjać wykorzystaniu zewnętrznych źródeł finansowania. Znak parametru przy omawianej zmiennej powinien być, według założeń modelu, dodatni.
Praca		
x_4	Zmienna określająca całkowity nakład pracy ludzkiej (własnej i najemnej) w ramach działalności operacyjnej przedsiębiorstwa rolniczego [AWU]**	Nakład pracy w przedsiębiorstwie rolniczym jest miarą skali prowadzonej działalności. Im większy nakład pracy, tym większe zapotrzebowanie na kapitał obcy (por. [Zawadzka, Szafraniec-Siluta, Ardan 2016, s. 342]). Im większa skala działalności, tym wyższe zapotrzebowanie na kapitał w celu jej finansowania, co może sprzyjać wykorzystaniu zewnętrznych źródeł finansowania. Znak parametru przy omawianej zmiennej powinien być, według założeń modelu, dodatni.
Kapitał		
x_5	Zmienna określająca wartość majątku (trwałego i obrotowego), stanowiącego własność rolnika, wykorzystywanego na potrzeby prowadzonej działalności rolniczej [tys. zł]	Im wyższa wartość majątku, tym wyższe zapotrzebowanie na kapitał finansujący ten majątek, co może sprzyjać wykorzystaniu zewnętrznych źródeł finansowania. Znak parametru przy omawianej zmiennej powinien być, według założeń modelu, dodatni.

Relacje między czynnikami produkcji		
x_6	Zmienna określająca wyposażenie pracy w ziemię (relacja powierzchni użytków rolnych do nakładów pracy ogółem) [ha/AWU]	Wyposażenie pracy w ziemię stanowi potencjał produkcyjny przedsiębiorstw rolniczych. Im wyższy jest ten potencjał, tym większa skala produkcji. Im większa skala działalności, tym wyższe zapotrzebowanie na kapitał w celu jej finansowania, co może sprzyjać wykorzystaniu zewnętrznych źródeł finansowania. Znak parametru przy omawianej zmiennej powinien być, według założeń modelu, dodatni.
x_7	Zmienna określająca techniczne uzbrojenie ziemi (relacja aktywów trwałych do powierzchni użytków rolnych) [tys. zł/ha]	Techniczne uzbrojenie ziemi stanowi potencjał produkcyjny przedsiębiorstw rolniczych. Im wyższy jest ten potencjał, tym większa skala produkcji. Im większa skala działalności, tym wyższe zapotrzebowanie na kapitał w celu jej finansowania, co może sprzyjać wykorzystaniu zewnętrznych źródeł finansowania. Znak parametru przy omawianej zmiennej powinien być, według założeń modelu, dodatni.
x_8	Zmienna określająca techniczne uzbrojenie pracy (relacja aktywów trwałych do liczby osób pełnozatrudnionych) [tys. zł/AWU]	Techniczne uzbrojenie pracy stanowi potencjał produkcyjny przedsiębiorstw rolniczych. Im wyższy jest ten potencjał, tym większa skala produkcji. Im większa skala działalności, tym wyższe zapotrzebowanie na kapitał w celu jej finansowania, co może sprzyjać wykorzystaniu zewnętrznych źródeł finansowania. Znak parametru przy omawianej zmiennej powinien być, według założeń modelu, dodatni.

* Podstawowe charakterystyki zmiennych według systemu FADN, na podstawie [Floriańczyk, Osuch, Płonka 2016, s. 17-32].

** AWU (*Annual Work Unit*) – jednostka przeliczeniowa pracy, ekwiwalent 2120 godzin pracy na rok [Floriańczyk, Osuch, Płonka 2016, s. 4, 7].

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Zawadzka, Szafraniec-Siluta, Ardan, 2016, s. 342; Poczta, Średzińska 2007, s. 433-443; Poczta, Średzińska, Standar 2008, s. 83-94; Kaczmarek 2006, s. 26-35; Średzińska 2017, s. 305-314; Floriańczyk, Osuch, Płonka 2016, s. 17-32; Wrzaszcz, Prandecki 2015, s. 16-39; Siemiński 2015, s. 246-252].

Tabela 2. Statystyki opisowe zmiennych niezależnych przyjętych do modelu określającego wpływ potencjału produkcyjnego na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce w 2015 roku

Zmienna	Średnia	Me	Min.	Max.	Rozstęp	Skośność
x_1 – powierzchnia UR	36,05	24,44	1,00	703,43	702,43	5,15
x_2 – udział gruntów dzierżawionych	22,59	15,63	0,00	100,00	100,00	0,87
x_3 – udział gruntów ornych	79,97	89,35	0,00	100,00	155,61	-1,44
x_4 – nakłady pracy ogółem	1,93	1,81	0,11	29,65	29,54	7,49
x_5 – aktywa ogółem	1 375,02	976,36	19,01	30 229,26	30 210,25	4,65
x_6 – wyposażenie pracy w ziemię	20,01	14,47	0,04	283,00	282,96	3,25
x_7 – techniczne uzbrojenie ziemi	43,71	35,31	0,00	5 172,34	5 172,34	31,93
x_8 – techniczne uzbrojenie pracy	675,82	504,10	0,00	7 573,39	7 573,39	2,89

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych FADN.

kombinacji cech istotnie wpływających na prawdopodobieństwo wykorzystania kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce zastosowano metodę eliminacji wstecznej.

Do weryfikacji istotności poszczególnych parametrów modelu zastosowano statystykę z^2 Walda⁶ [Danieluk 2010, s. 204]. Jako kryterium optymalności modelu analizowano wskaźnik AIC (*Akaike Information Criterion*) [Bazyl 2010, s. 74; Książek 2010, s. 129]. Budowę modelu zakończono po uzyskaniu minimalnej wartości AIC (por. [Bazyl 2010, s. 74; Stanisław 2007, s. 794]). Ocenę dopasowania modelu do obserwowanych danych przeprowadzono w oparciu o statystykę R^2 Coxa-Snella oraz statystykę R^2 Nagelkerka [Bazyl 2010, s. 74; Książek 2010, s. 129]. Do oceny dobroci dopasowania uzyskanego modelu zastosowano także wartość wskaźnika AUC – *Area Under Curve* [Bazyl 2010, s. 74], który obliczono na podstawie krzywej ROC – *Receiver Operating Characteristic* [Harańczyk 2010, s. 79]. Obserwacje nietypowe wyeliminowano na podstawie analizy standaryzowanych wartości resztowych [Stanisław 2007, s. 119-133]. Do interpretacji uzyskanych wyników modelu logistycznego wykorzystano iloraz szans *Odds Ratio* [Gruszczyński 2010, s. 67-68]. Obliczenia wykonano przy wykorzystaniu programu Statistica 13 oraz pakietu Statistica Plus.

⁶ Statystyka z^2 Walda – jest to wartość współczynnika Walda (*z-Walda*), która została podniesiona do kwadratu. Współczynnik *z-Walda* jest jedną z metod testowania hipotez w regresji logistycznej. Wykorzystuje się go w celu ustalenia wpływu poszczególnych predyktorów na badane zjawisko. Rozkład tego współczynnika podniesionego do kwadratu jest zgodny z rozkładem χ^2 z jednym stopniem swobody, stąd nazywany jest współczynnikiem χ^2 Walda [Danieluk 2010, s. 204].

3. Wyniki badań

Budowę modelu regresji logistycznej poprzedzono zbadaniem zależności korelacyjnych występujących między zmiennymi przyjętymi do analizy⁷. Na tej podstawie wyeliminowano następujące dwie zmienne niezależne, które były silnie skorelowane ze sobą oraz z innymi zmiennymi: x_5 – aktywa ogółem, oraz x_6 – wyposażenie pracy w ziemię. Zatem w modelu wyjściowym uwzględniono pozostałe sześć zmiennych niezależnych: x_1 – powierzchnia użytków rolnych, x_2 – udział gruntów dzierżawionych w powierzchni UR, x_3 – udział gruntów ornych w powierzchni UR, x_4 – nakłady pracy ogółem, x_7 – techniczne uzbrojenie ziemi, oraz x_8 – techniczne uzbrojenie pracy. W tabeli 3 przedstawiono wyniki estymacji parametrów modelu wyjściowego prawdopodobieństwa wykorzystania kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce.

Tabela 3. Wyniki estymacji parametrów modelu określającego wpływ potencjału produkcyjnego na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce – regresja logistyczna (model wyjściowy)*

Zmienna	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka z^2 Walda	Poziom istotności	Iloraz szans
x_1 – powierzchnia UR	0,012	0,001	84,205	0,000	1,012
x_2 – udział gruntów dzierżawionych	0,010	0,001	106,880	0,000	1,010
x_3 – udział gruntów ornych	0,000	0,001	0,324	0,569	1,000
x_4 – nakłady pracy ogółem	0,406	0,030	183,901	0,000	1,501
x_7 – techniczne uzbrojenie ziemi	0,000	0,000	1,134	0,287	1,000
x_8 – techniczne uzbrojenie pracy	0,001	0,000	369,514	0,000	1,001
wyraz wolny	-2,341	0,098	573,773	0,000	0,096
AIC = 14284,914, R^2 Coxa-Snella = 0,1804, R^2 Nagelkerka = 0,2406, AUC = 0,770, LR = 2393,05					

* Pogrubioną czcionką oznaczono zmienne statystycznie istotne na poziomie istotności 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych FADN.

Zgodnie z przyjętą metodyką badania w dalszej kolejności, przy zastosowaniu metody eliminacji wstecznej, eliminowano z modelu wyjściowego kolejne predyktory oraz dokonywano oceny zmiany wartości kryteriów przyjętych do oceny jako-

⁷ Współczynniki korelacji: $r_{Yx1} = 0,3066$; $r_{Yx2} = 0,1387$; $r_{Yx3} = 0,0844$; $r_{Yx4} = 0,1429$; $r_{Yx5} = 0,3367$; $r_{Yx6} = 0,2857$; $r_{Yx7} = 0,0261$; $r_{Yx8} = 0,3109$; $r_{x1x2} = 0,2342$; $r_{x1x3} = 0,1693$; $r_{x1x4} = 0,2466$; $r_{x1x5} = 0,7865$; $r_{x1x6} = 0,7823$; $r_{x1x7} = -0,0923$; $r_{x1x9} = 0,5667$; $r_{x2x3} = 0,0721$; $r_{x2x4} = 0,037$; $r_{x2x5} = -0,0029$; $r_{x2x6} = 0,2487$; $r_{x2x6} = 0,2487$; $r_{x2x7} = -0,141$; $r_{x2x8} = -0,0551$; $r_{x3x4} = -0,0623$; $r_{x3x5} = 0,1522$; $r_{x3x6} = 0,2148$; $r_{x3x7} = -0,0321$; $r_{x3x8} = 0,2062$; $r_{x4x5} = 0,3717$; $r_{x4x6} = -0,1149$; $r_{x4x7} = 0,246$; $r_{x4x8} = -0,1028$; $r_{x5x6} = 0,5595$; $r_{x5x7} = 0,1156$; $r_{x5x8} = 0,7476$; $r_{x6x7} = -0,1153$; $r_{x6x8} = 0,7408$; $r_{x7x8} = 0,0389$. Wszystkie współczynniki korelacji (z wyjątkiem r_{x2x5}) są istotne statystycznie na poziomie istotności $p < 1\%$.

ści modelu. Ostatecznie wyeliminowano dwie zmienne niezależne: x_3 – udział gruntów ornych w powierzchni UR, oraz x_7 – techniczne uzbrojenie ziemi, których wpływ na badane prawdopodobieństwo nie był istotny statycznie. W każdym etapie zaobserwowano poprawę wartości przyjętej miary dopasowania (zmniejszenie wartości AIC). Na podstawie analizy reszt modelu dokonano identyfikacji punktów odstających; przypadki te wyeliminowano z modelu, co także wpłynęło na poprawę wartości przyjętych miar dobroci dopasowania. W modelu końcowym pozostały cztery predyktory. Wyniki uzyskane dla modelu końcowego prawdopodobieństwa wykorzystania kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce przedstawiono w tab. 4.

Tabela 4. Wyniki estymacji parametrów modelu określającego wpływ potencjału produkcyjnego na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce – regresja logistyczna (model końcowy)

Zmienna	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka z^2 Walda	Poziom istotności	Iloraz szans
x_1 – powierzchnia UR	0,016	0,001	137,419	<0,001	1,016
x_2 – udział gruntów dzierżawionych	0,008	0,001	77,590	<0,001	1,008
x_4 – nakłady pracy ogółem	0,448	0,029	237,007	<0,001	1,565
x_8 – techniczne uzbrojenie pracy	0,001	0,000	398,707	<0,001	1,001
Wyraz wolny	-2,451	0,074	1104,980	<0,001	0,086
AIC = 14005,398, R^2 Coxa-Snella = 0,1974, R^2 Nagelkerka = 0,2633, AUC = 0,774, LR = 2640,44					

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych FADN.

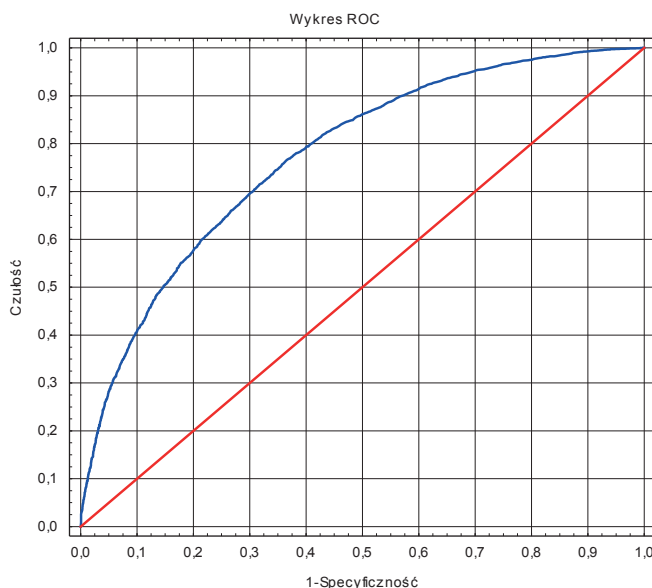
Oszacowany model końcowy określający wpływ potencjału produkcyjnego na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce ma postać:

$$Prob(Y=1) = A(0,016x_1 + 0,008x_2 + 0,448x_4 + 0,001x_8 - 2,451),$$

gdzie: $A(x) = \frac{e^x}{1 + e^x}$ dystrybuanta rozkładu logistycznego.

Wyniki estymacji parametrów modelu końcowego wykazały, że statystycznie istotny dodatni wpływ na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce miały cztery zmienne niezależne: x_1 – powierzchnia użytków rolnych, x_2 – udział gruntów dzierżawionych w powierzchni UR, x_4 – nakłady pracy ogółem, x_8 – techniczne uzbrojenie pracy. Kierunek wpływu tych zmiennych na badane prawdopodobieństwo jest zgodny z przyjętymi w modelu założeniami (por. tab. 1), zatem wzrost poziomu czynników uwzględnionych w modelu końcowym sprzyja prawdopodobieństwu korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce.

Istotność modelu oceniono na podstawie testu LR. Model jest istotny na poziomie istotności 1% (wartość LR-statystyki wynosi 2640,44, wartość krytyczna tej statystyki dla 4 stopni swobody wynosi 13,277). Wartość współczynnika R^2 Coxa-Snella jest równa 0,1974, a wartość współczynnika R^2 Nagelkerka wynosi 0,2633. Na podstawie zdefiniowanego modelu poprawnie sklasyfikowano 69,44% przypadków. Krzywą ROC dla uzyskanego modelu końcowego określającego wpływ potencjału produkcyjnego na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce przedstawiono na rys. 1.



Rys. 1. Krzywa ROC dla modelu określającego wpływ potencjału produkcyjnego na prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych FADN.

Pole pod krzywą ROC (AUC) wynosi 0,774. Ponieważ uzyskano pole większe niż 0,5, przyjmuje się, że jakość skonstruowanego modelu jest dobra.

Na podstawie analizy ilorazów szans⁸ uzyskanych dla badanych zmiennych niezależnych ustalono, że powiększenie areалу użytków rolnych o 1 hektar (x_1), zwiększy prawdopodobieństwo korzystania z kapitału obcego przez przedsiębiorstwo rolnicze o 1,6%. Z kolei teoretyczny wzrost udziału powierzchni dzierżawionej przyczyni się do wzrostu prawdopodobieństwa korzystania z obcych źródeł finansowania przez podmioty uwzględnione w analizie o 0,8%. Ponadto wzrost nakładów

⁸ Na podstawie analizy ilorazów szans badano wpływ każdego z czynników odrębnie, zakładając, że pozostałe zmienne uwzględnione w modelu pozostaną bez zmian (*ceteris paribus*).

pracy o 1 AWU spowoduje wzrost tego prawdopodobieństwa o 56,5%. Natomiast zwiększenie poziomu technicznego uzbrojenia pracy o jednostkę przyczyni się do wzrostu prawdopodobieństwa wykorzystania kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze uwzględnione w badaniu o 0,1%.

4. Zakończenie

W opracowaniu dokonano prezentacji wyników badań dotyczących oceny wpływu potencjału produkcyjnego przedsiębiorstw rolniczych w Polsce na wykorzystanie obcych źródeł finansowania działalności w oparciu o model regresji logistycznej. Na podstawie studiów literaturowych oraz dostępnych danych dokonano wyboru zmiennych objaśniających. Analiza obejmowała osiem zmiennych diagnostycznych charakteryzujących potencjał produkcyjny przedsiębiorstw rolniczych.

Statystycznie istotne w modelu okazały się następujące zmienne niezależne: powierzchnia użytków rolnych, udział gruntów dzierżawionych w powierzchni użytków rolnych, nakłady pracy ogółem oraz techniczne uzbrojenie pracy. Miały one dodatni wpływ na wykorzystanie obcych źródeł finansowania działalności rolniczej. Wzrostowi wartości tych zmiennych towarzyszy wzrost prawdopodobieństwa wykorzystania obcych źródeł finansowania działalności rolniczej. Przy wzroście powierzchni użytków rolnych o jeden hektar szansa na zwiększenie wykorzystania kapitałów obcych przez przedsiębiorstwa rolnicze w Polsce zwiększy się o 1,6%. Wzrost udziału gruntów dzierżawionych w powierzchni użytków rolnych o 1% zwiększa szansę wykorzystania kapitałów obcych o 0,8%. Wzrost nakładów pracy o 1 AWU spowoduje wzrost prawdopodobieństwa wykorzystania obcych źródeł finansowania o 56,5%, a wzrost poziomu technicznego uzbrojenia pracy o jednostkę zwiększa prawdopodobieństwo wykorzystania kapitału obcego przez przedsiębiorstwa rolnicze o 0,1%. Oszacowany model regresji logistycznej charakteryzuje się dobrą jakością, o czym świadczą wartości: współczynnika R^2 Coxa-Snella wynoszącego 0,1974, współczynnika R^2 Nagelkerka równego 0,2633 oraz pole pod krzywą ROC wynoszące 0,774, informujące o wysokiej zdolności klasyfikacyjnej modelu.

Literatura

- Bazyl M., 2010, *Miary dopasowania*, [w:] M. Gruszczyński (red.), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna Wolters Kluwer Business, Warszawa.
- Danieluk B., 2010, *Zastosowanie regresji logistycznej w badaniach eksperymentalnych*, Psychologia Społeczna, nr 2-3, t. 5, s. 199-216.
- Daniłowska A., 2007, *Poziom, zróżnicowanie oraz uwarunkowania kosztów transakcyjnych kredytów i pożyczek rolniczych*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- De Jong A., Kabir R., Nguyen T., 2008, *Capital structure around the world: The roles of firm – and country – specific determinants*, Journal of Banking and Finance, no. 32(9), s. 1954-1969.
- Demirguc-Kunt A., Maksimovic V., 1999, *Institutions, financial markets and firm debt maturity*, Journal of Financial Economics, 54(3), s. 295-336.

- Fan J., Titman S., Twite G., 2010, *An international comparison of capital structure and debt maturity choices*, NBER Working Paper 16445, <http://www.nber.org/papers/w16445>.
- Floriańczyk Z., Osuch D., Płonka R., 2016, *Wyniki Standardowe 2015 uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN. Część I. Wyniki Standardowe*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Galecka A., Pyra M., 2016, *Zadłużenie gospodarstw rolniczych w Polsce w latach 2010-2013*, Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu, t. XVIII, z. 6, s. 89-94.
- Goraj L., Olewnik E., 2011, *FADN i Polski FADN*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Gruszczyński M., 2010, *Modele zmiennych jakościowych dwumianowych*, [w:] M. Gruszczyński (red.), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna Wolters Kluwer Business, Warszawa.
- Harańczyk G., 2010, *Krzywe ROC, czyli ocena jakości klasyfikatora i poszukiwanie optymalnego punktu odcięcia*, [w:] *Medycyna i analiza danych*, StatSoft, Kraków.
- Kaczmarek J., 2006, *Zróżnicowanie regionalne potencjału produkcyjnego oraz wyników produkcyjno-ekonomicznych indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce z uwzględnieniem wybranych typów rolniczych (na podstawie FADN)*, Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego, t. 15, s. 26-35.
- Książek M., 2010, *Modele zmiennych wielomianowych uporządkowanych*, [w:] M. Gruszczyński (red.), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna Wolters Kluwer Business, Warszawa 2010.
- Oliynyk-Dunn O., Adamenko V., Zufan P., 2017, *Comparative analysis of debt financing models in Czech and Ukrainian agriculture*, Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis, no. 65(5), s. 1729-1739.
- Poczta W., Średzińska J., 2007, *Wyniki produkcyjno-ekonomiczne i finansowe indywidualnych gospodarstw rolnych według ich wielkości ekonomicznej (na przykładzie regionu FADN Wielkopolska i Śląsk)*, Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego, t. 2(17), Warszawa, s. 433-443.
- Poczta W., Średzińska J., Standar A., 2008, *Sytuacja finansowa gospodarstw rolnych krajów UE według potencjału produkcyjnego*, Journal of Agribusiness and Rural Development, no. 4(10), s. 83-94.
- Rószkiewicz M., 2002, *Metody ilościowe w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Siemiński P., 2015, *Sytuacja ekonomiczna a kierunki rozwoju małych gospodarstw rolnych*, Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu, t. XVII, z. 6, s. 246-252.
- Sroka W., 2016, *Potencjał produkcyjny rolnictwa w miastach i obszarach podmiejskich*, Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu, t. XVIII, z. 2, s. 249-255.
- Stanisz A., 2007, *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom 2. Modele liniowe i nieliniowe*, StatSoft, Kraków.
- Stefko O., 2008, *Aktywność inwestycyjna i umiejętność pozyskania kapitału obcego jako warunki rozwoju i podnoszenia konkurencyjności gospodarstw indywidualnych w Polsce*, Journal of Agribusiness and Rural Development, no. 2(8), s. 135-143.
- Strzelecka A., 2012, *Struktura finansowania majątku mikroprzedsiębiorstw rolniczych w Polsce*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 695, Ekonomiczne Problemy Usług nr 80, s. 234-245.
- Średzińska J., 2017, *Czynniki kształtujące dochody gospodarstw rolnych Unii Europejskiej według klas wielkości ekonomicznej*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 477, s. 305-314.
- Veselinović B., Drobnjaković M., 2014, *Qualitative and quantitative analysis of micro and macro aspects of agricultural finance*, Economics of Agriculture, vol. 61, no. 3, s. 771-787.

- Wasilewski M., Mądra M., 2008, *Efektywność gospodarstw indywidualnych w zależności od zadłużenia i siły ekonomicznej*, Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, *Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, nr 64, 87-99.
- Wrzaszcz W., Prandecki K., 2015, *Sprawność ekonomiczna gospodarstw rolnych oddziałujących w różnym zakresie na środowisko przyrodnicze*, *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 2(343), s. 16-39.
- Zawadzka D., Ardan R., 2011, *Zastosowanie krzywych reakcji do oceny zmian prawdopodobieństwa skorzystania przez małe przedsiębiorstwa ze skonta w kredycie handlowym*, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, nr 158, s. 525-533.
- Zawadzka D., Szafraniec-Siluta E., Ardan R., 2016, *Ocena skłonności gospodarstw rolnych Pomorza Środkowego do zadłużania się*, *Studia Prawno-Ekonomiczne*, t. 98, s. 335-351.
- Ziętara W., 2014, *Pozycja konkurencyjna polskich gospodarstw rolnych na tle gospodarstw wybranych krajów europejskich*, *Problemy Drobnych Gospodarstw Rolnych*, nr 4, s. 63-78.