





Jerzy Marzec  

Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych,
Kolegium Ekonomii i Finansów, Uniwersytet
Ekonomiczny w Krakowie, Polska

Andrzej Pisulewski  

Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych,
Kolegium Ekonomii i Finansów, Uniwersytet
Ekonomiczny w Krakowie, Polska

Praca własna czy najemna, ziemia własna czy dzierżawiona – zastosowanie dwuwymiarowego modelu probitowego dla rolnictwa w Polsce*

Family or hired labour, own or rented land: an application
of bivariate probit model for agriculture in Poland

Streszczenie

Celem niniejszego opracowania jest identyfikacja czynników, które wyjaśniają zróżnicowanie decyzji gospodarstw rolnych w odniesieniu do wyboru pracy własnej czy najemnej oraz ziemi własnej czy dzierżawionej. W pracy wykorzystano indywidualne dane dotyczące gospodarstw rolnych pochodzące z systemu zbierania danych rachunkowych – FADN. Wyżej określony cel został zrealizowany z wykorzystaniem dwuwymiarowego modelu probitowego. Otrzymane wyniki wskazują, że decyzje gospodarstw dotyczące wykorzystania ziemi własnej i pracy własnej są ze sobą skorelowane. Wśród czynników, które najbardziej zwiększają prawdopodobieństwo wykorzystania tylko ziemi własnej, były dopłaty do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania oraz cena dzierżawy ziemi. Skłonność do wykorzystania jedynie pracy własnej wzrastała wraz ze wzrostem ceny pracy najemnej i udziału zbóż w całkowitym areale upraw.

Abstract

This study aims to identify the factors influencing farm households' decisions to use family versus hired labour and owned versus rented land. The analysis is based on farm-level data obtained from the Farm Accountancy Data Network (FADN). The research objective is achieved using a bivariate probit model. The results indicate that decisions regarding the use of owned land and family labour are correlated. Among the factors that most strongly increase the probability of relying exclusively on owned land are payments for less favoured areas and the cost of land rental. The propensity to rely exclusively on family labour increases with higher hired labour costs and a greater share of cereals in the total cultivated area.

Słowa kluczowe:

czynniki produkcji, uprawy polowe,
modelowanie wyborów

Kody klasyfikacji JEL:

C35, C51, D22, Q12

Historia artykułu:

nadestany: 27 grudnia 2024 r.

poprawiony: 21 marca 2025 r.

zaakceptowany: 30 kwietnia 2025 r.

Keywords:

production factors, field crops,
modelling choices

JEL classification codes:

C35, C51, D22, Q12

Article history:

submitted: December 27, 2024

revised: March 21, 2025

accepted: April 30, 2025

* Publikacja została sfinansowana ze środków subwencji przyznanej Uniwersytetowi Ekonomicznego w Krakowie – Projekt nr 036/EIE/2025/POT.

Wprowadzenie

Rozwój rolnictwa postępował od czasów prehistorycznych i wymagał zaistnienia kilku warunków, mianowicie: osiadłego trybu życia człowieka, „udomowienia” wybranych gatunków roślin lub zwierząt oraz wynalezienia kilku narzędzi pracy. Źródłem bogatej wiedzy na temat organizacji prehistorycznych gospodarstw i pradawnych technik produkcji żywności są przede wszystkim odkrycia archeologiczne [Gras, 1925; Barker, 1985; Bellwood, 2004].

Zgodnie z wiedzą ekonomiczną głównymi zasobami umożliwiającymi prowadzenie działalności gospodarczej są kapitał i praca. Przynajmniej od czasów dominacji ekonomii klasycznej, reprezentowanej przez m.in. Adama Smitha, Davida Ricardo i Johna S. Milla, główny element kapitału stanowiła ziemia [Samuelson, 1978]. Wraz z postępującą rewolucją przemysłową oraz stopniowym odchodzeniem od wyłącznej produkcji żywności na rzecz wytwarzania dóbr i usług w gospodarce opartej na surowcach mineralnych znaczenie ziemi osłabło. Rolę głównego czynnika produkcji obok pracy przejął kapitał rzeczowy, tj. budynki, maszyny i urządzenia [Hubacek, Bergh, 2006]. Współcześnie dodatkowym niematerialnym czynnikiem wpływającym na produktywność jest stopień rozwoju organizacyjnego i technologicznego podmiotów gospodarczych. W odróżnieniu jednak od innych sektorów gospodarek podstawowymi czynnikami produkcji w rolnictwie były i wciąż są: ziemia, kapitał rzeczowy i praca. Ich rola zmieniała się w ujęciu historycznym, a współcześnie ich efektywne wykorzystanie zależy od wielu aspektów, m.in. od położenia geograficznego, uwarunkowań klimatycznych, stopnia rozwoju technicznego i organizacyjnego gospodarstwa, a także od jego specjalizacji (produkcja roślinna czy zwierzęca). W kontekście niniejszych badań warto uwzględnić, jak już wcześniej zauważył Alfred Marshall, że podaż ziemi jest znacznie mniej elastyczna niż podaż dóbr kapitałowych [Hubacek, Bergh, 2006].

Rolnictwo jest uważane za priorytet „bezpieczeństwa narodowego”, ponieważ produkty pochodzące z tego sektora są niezbędne do życia, podczas gdy większość innych dóbr konsumpcyjnych nie stanowi dóbr pierwszej potrzeby i popyt na nie jest często powiązany z nastrojami konsumentów [Beckman i in., 2021]. Obecnie jednak znaczenie rolnictwa dla gospodarki narodowej wynika bardziej z ról społecznych, jakie odgrywają rolnicy we współczesnych gospodarkach, niż z udziału rolnictwa w tworzeniu PKB czy liczby zatrudnionych w tym sektorze. Oczywiście w Polsce, jak i w innych gospodarkach rozwiniętych udział rolnictwa w tworzeniu PKB jest mały i od momentu transformacji polskiej gospodarki w 1989 r. (z centralnie planowanej na gospodarkę rynkową) wciąż maleje. W 2022 r. udział rolnictwa w tworzeniu PKB wyniósł 3,1% [GUS, 2024a]. Również liczba zatrudnionych w rolnictwie spada, bo to jedynie ok. 8,4% ogółu pracujących [GUS, 2023]. Jak podają Petrescu-Mag i in. [2019], role rolnika są zatem następujące: dostarczanie społeczeństwu zróżnicowanych jakościowo produktów żywnościowych, utrzymywanie aktywności ekonomicznej i zatrudnienia na obszarach wiejskich, zapewnienie samowystarczalności żywieniowej w Europie, ochrona środowiska, zachęcanie do życia na obszarach wiejskich i podnoszenie jego jakości oraz zapewnienie dobrostanu zwierzętom gospodarskim.

Jednocześnie, jak zauważają Loizou i in. [2019] oraz Beckman i in. [2021], rolnictwo ma znacznie większy wpływ na gospodarkę narodową niż tylko produkcja żywności. Loizou i in. [2019], wykorzystując model I-O (*input-output*), pokazali na przykładzie greckiej gospodarki, że wpływ wspólnej polityki rolnej Unii Europejskiej (UE) nie ogranicza się do rolnictwa (zwanego również sektorem pierwotnym), ale bezpośrednio lub pośrednio wpływa też na inne sektory gospodarki, jak również na wielkość produkcji, zatrudnienia i dochodu gospodarstw domowych w regionie. Wyniki badań tych autorów wskazują, że rolnictwo przyczynia się do lokalnego wzrostu produkcji ogółem (w skali poszczególnych regionów), ponieważ jej część jest generowana przez sektory inne niż rolnictwo. Z kolei Beckman i in. [2021] pokazali wpływ COVID-19 na gospodarkę, uwzględniając związek pomiędzy rolnictwem a branżą gastronomiczną (ang. *food away from home*), która zapewnia wiele miejsc pracy. Pokazali też, że regiony, w których mieszkańcy ponoszą znaczące wydatki na posiłki poza domem, odnotowały większe spadki w produkcji krajowym brutto pochodzącym z rolnictwa.

Motywacją podjętych badań jest krytyczna ocena polskich gospodarstw w zakresie podejścia do ziemi i pracy jako czynników produkcji oraz dostrzeganie zarówno korzyści, jak i zagrożeń dla gospodarki rolnej, mających swe źródła w niestabilnej sytuacji na świecie w ostatnich latach. Polska jest znaczącym producentem

żywności w skali Europy, a w szczególności w Unii Europejskiej (UE) (zob. [GUS \[2024b: 352\]](#)). Przykładowo zgodnie z danymi Komisji Europejskiej [[European Commission, 2022](#)] głównymi producentami zbóż (zbóż podstawowych i mieszanek zbożowych) w UE są: Francja (prawie 60 mln ton zbóż w 2022 r., co stanowi 22,1% całkowitej produkcji UE) i Niemcy (43,5 mln ton zbóż, 16,1% produkcji UE). Polska natomiast znajduje się od wielu lat na pozycji trzeciej (35 mln ton, co w 2022 r. stanowiło 12,9% produkcji UE). W Europie większymi producentami zbóż niż Polska są jeszcze Rosja (153 mln ton zbóż) i Ukraina (53,5 mln ton zbóż). Jednak mimo że od 2004 r. polskie rolnictwo uzyskuje wymierne korzyści finansowe z członkostwa w UE, to procesy prowadzące do przekształcenia rolnictwa w gospodarkę wysokotowarową zachodzą bardzo powoli. Światowy kryzys żywnościowy na świecie wywołany wojną w Ukrainie powinien motywować polskie rolnictwo do zwiększenia efektywności jego funkcjonowania. Natomiast zachodzące zmiany klimatyczne, przejawiające się m.in. wzrostem średniej globalnej temperatury, zmianami w strukturze opadów i zintensyfikowaniem występowania ekstremalnych zjawisk atmosferycznych, mają szczególnie negatywny wpływ na wydajność upraw polowych. Według założeń polityki rolnej UE działania w tym zakresie powinny więc być ukierunkowane na zwiększenie odporności tego sektora gospodarki przy jednoczesnym łagodzeniu jego wpływu na zmiany klimatu.

Specyfika polskich gospodarstw pod względem podejścia do ziemi i pracy

Gospodarstwa rolne w Polsce wyróżniają się na tle gospodarstw z innych krajów UE bądź Europy. Polskie gospodarstwa charakteryzują się przede wszystkim dużym rozdrobnieniem ze względu na powierzchnię użytków rolnych, co jest czynnikiem osłabiającym ich konkurencyjność [[Szymańska, Maj, 2018](#)]. W okresie od transformacji ustrojowej, która miała miejsce na przełomie lat 80. i 90., do momentu wejścia Polski do UE nie nastąpiła wyraźna poprawa struktury agrarnej. Bez wątplenia zmieniła się forma własności ziemi, tj. kosztem dużych gospodarstw państwowych i spółdzielni produkcyjnych zwiększył się udział gospodarstw indywidualnych. Jednak wówczas te ostatnie były bardzo liczne, a w konsekwencji posiadały małą powierzchnię gruntów. Przykładowo w 2002 r. w swych rękach skupiały aż 87,9% całkowitej powierzchni użytkowanej ziemi, gdy tymczasem w 1990 r. ich udział był dużo mniejszy, bo wyniósł 73,3% [[Kaliński, 2018](#); [Szymańska, 2021](#)]. Jednym z czynników podtrzymujących ten stan rzeczy był rodzinny model gospodarowania dominujący w polskich gospodarstwach, który opierał się na tym, że głównym zasobem pracy był gospodarz i jego rodzina.

Po 2004 r. Polska podjęła próby poprawy struktury obszarowej gospodarstw rolnych. W konsekwencji obniżyła się liczba gospodarstw rolnych, co być może częściowo wynikało z ich nowej definicji, wprowadzonej przez Główny Urząd Statystyczny w 2010 r. Jednak wciąż w tym okresie ok. 54% gospodarstw miało obszar użytków rolnych poniżej 5 hektarów ([Szymańska \[2021\]](#), tabela 7). W kolejnych latach nastąpiło umocnienie się tego stanu rzeczy, ponieważ w 2017 r. udział tych gospodarstw wyniósł ok. 53,4% [[Szymańska, 2021](#)]. Widoczne ważne zmiany dotyczyły wzrostu udziału gospodarstw największych, tj. o powierzchni co najmniej 50 hektarów, ponieważ w 2010 r. ich udział wyniósł 1,8%, a 8 lat później 2,4%. Ponadto w latach 2014 i 2015 średnio ponad 10,5 mln hektarów ziemi zostało oddanych w dzierżawę, a w 2003 r. jedynie 22% powierzchni tej ziemi pracowała na rzecz dzierżawców. Zatem w ciągu tych kilkunastu lat nastąpiła zmiana postaw ze strony gospodarstw rolnych. Systematyczny opis zmian struktury agrarnej zachodzący przez 100 lat na polskiej wsi prezentuje [Szymańska \[2021\]](#).

Struktura obszarowa gospodarstw była i wciąż jest zróżnicowana regionalnie, co wynika przede wszystkim z uwarunkowań historycznych, a w mniejszym stopniu z warunków geograficznych. Zdecydowanie największe obszarowo gospodarstwa są położone w województwach zachodniopomorskim, warmińsko-mazurskim i lubuskim, a najmniejsze w małopolskim, podkarpackim i świętokrzyskim [[Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa, 2023](#)].

Z perspektywy produkcji rolnej i analizy jej efektywności przedstawiona powyżej struktura własności użytków rolnych w Polsce może nie mieć znaczenia, jeśli w gospodarce na szeroką skalę funkcjonuje dzierżawa ziemi. [Marks-Bielska \[2021\]](#) wskazuje, że każdy gospodarz chciałby uprawiać własną ziemię, ponieważ

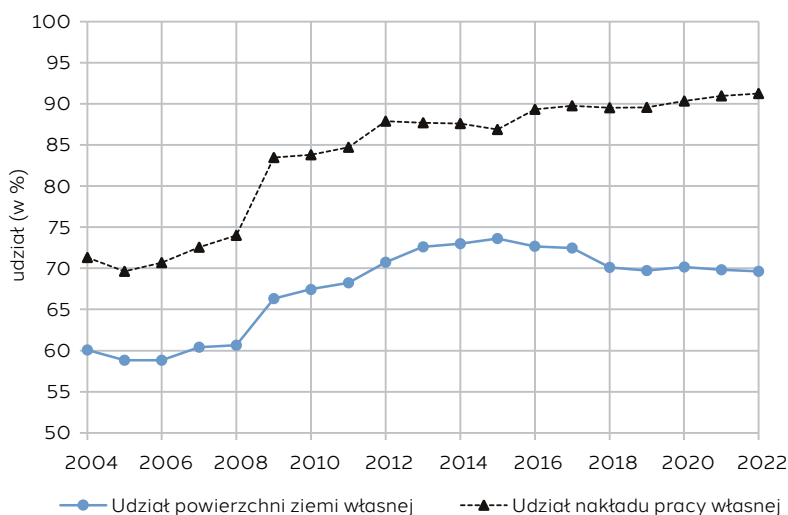
prawo własności ziemi daje mu największą swobodę w zarządzaniu nią. Jednakże dodaje, że w sytuacji wysokich cen ziemi w relacji do potencjalnego przychodu z produkcji rolniczej dzierżawa może być dobrym sposobem na powiększenie gospodarstwa pod warunkiem, że prawa oddającego w dzierżawę i dzierżawiącego są przestrzegane.

Jak zauważa **Mioduszewski [2020]**, w krajach UE dzierżawa jest „głównym narzędziem stymulującym przemiany w strukturze obszarowej rolnictwa, a także służącym poprawie jego efektywności”. Ponadto **Suchoń [2016]** wskazuje, że z uwagi na ciągły wzrost cen ziemi wzrasta wśród rolników zainteresowanie jej dzierżawą.

W Polsce zasady umowy dzierżawy reguluje kodeks cywilny, tj. art. 693 § 1 stanowi: „Przez umowę dzierżawy wydzierżawiający zobowiązuje się oddać dzierżawcy rzecz do używania i pobierania pożytków przez czas oznaczony lub nie oznaczony, a dzierżawca zobowiązuje się płacić wydzierżawiającemu umówiony czynsz”. Jednakże rynek ziemi rolniczej w Polsce jest specyficzny ze względu na częste zmiany regulacji pośrednio wpływających na tę formę użytkowania ziemi oraz brak aktów prawnych bezpośrednio regulujących dzierżawę gruntów rolnych [**Marks-Bielska, 2021**]. Rynek ziemi rolnej w Polsce może być podzielony na państwowy i prywatny. Na tym pierwszym prawa własności w odniesieniu do nieruchomości rolnych realizowała Agencja Nieruchomości Rolnych, która 1 września 2017 r. została przekształcona w Krajowy Ośrodek Wsparcia Rolnictwa. Prywatna dzierżawa jest zwykle niesformalizowana (np. w formie umowy ustnej) i czynsz nie jest płacony w pieniądzu, ale w towarach w zamian za pomoc przy utrzymaniu dobrej kultury rolnej, a w związku z tym właściciel jest uprawniony do otrzymywania dopłat ze wspólnej polityki rolnej [**Marks-Bielska, 2021**].

Jak zauważa **Marks-Bielska [2021]**, w początkowym okresie transformacji polskiego rolnictwa dzierżawa ziemi była bardzo popularna, głównie ze względu na brak wystarczającego zasobu kapitału do zakupu ziemi. Jednakże z czasem ta forma prawna straciła na popularności, ponieważ potencjalni dzierżawcy woleli nabyć ziemię, jeżeli tylko ich sytuacja finansowa na to pozwalała. W ostatnich 8 latach dzierżawa ziemi znów zyskała na znaczeniu, co było spowodowane wejściem w życie ustawy o wstrzymaniu sprzedaży nieruchomości Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa z dnia 14 kwietnia 2016 r. (obowiązującej od 30 kwietnia 2016 r.). Zgodnie z tą ustawą sprzedaż nieruchomości, ich części oraz udziałów we współwłasności nieruchomości została wstrzymana na 10 lat.

Rysunek 1. Udział ziemi i pracy własnej w rolnictwie (uprawy polowe) w Polsce



Źródło: European Union Farm Accountancy Data Network [2023].

Według danych FADN (Farm Accountancy Data Network) w Polsce średni udział powierzchni ziemi własnej w całkowitej ziemi uprawianej rolniczo (ang. *total utilized agricultural area*) w latach 2004–2022 wyniósł 68% (zob. rysunek 1). Udział ziemi własnej sukcesywnie wzrastał w latach 2004–2015, następnie nieznacznie spadł i jest bliski 70%. Na rysunku 1 przedstawiono zmiany struktury drugiego czynnika produkcji, tj. pracy.

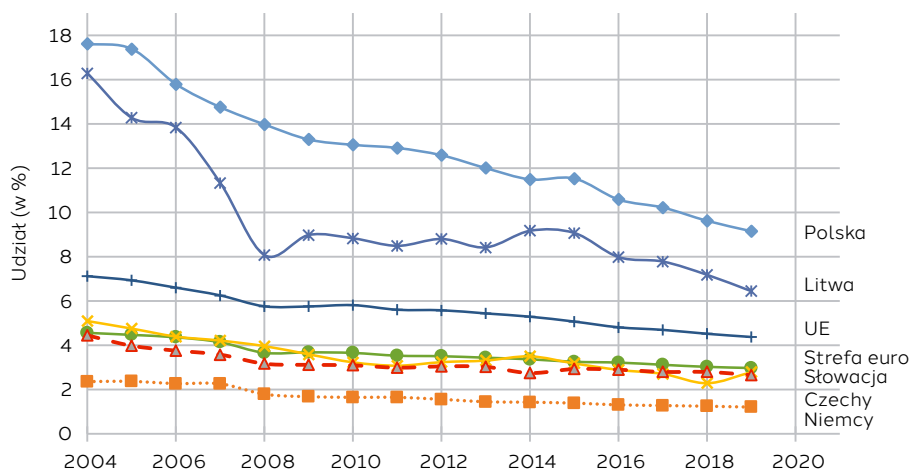
Mianowicie nakład pracy własnej (w przeliczeniu na godziny pracy) w początkowym okresie członkostwa Polski w UE (2004–2008) wynosił ok. 70%, po czym nastąpił jego wzrost do ok. 84%, a od 2012 r. udział ten jest bliski jeszcze wyższego poziomu – 90%. Na rysunku wskazano także, że najgwałtowniejsze zmiany w zakresie wykorzystania czynników ziemi i pracy własnej zachodziły w latach 2004–2011, natomiast w późniejszym okresie ustabilizowały się.

Drugim czynnikiem będącym przedmiotem niniejszego badania jest praca. W gospodarstwach indywidualnych w Polsce zasób pracy – według terminologii Głównego Urzędu Statystycznego – jest wyrażony przez pracujące w gospodarstwie osoby zaliczane do rodzinnej siły roboczej (użytkownik, współmałżonek, pozostali członkowie rodziny pracujący bez formalnego wynagrodzenia) oraz zatrudnianych w tych gospodarstwach pracowników najemnych (stałych i dorywczych), wspomaganą przez pracowników firm zewnętrznych świadczących odpłatne usługi w gospodarstwie rolnym (pracowników kontraktowych) oraz pomoc sąsiedzką (zob. GUS [2021]). Jak zauważają Dupraz i Latruffe [2015], decyzje dotyczące rodzaju wykorzystywanej pracy, tj. własnej (rodzinnej) lub najemnej, rzadko są przedmiotem analiz ekonomicznych.

Jagoda i Klimczak [2011] omawiają pojęcie pracy i jej znaczenia w naukach ekonomicznych i formułują tezę, że „obecnie, gdy materialne czynniki produkcji stają się do siebie coraz bardziej podobne, powtarzalne i łatwo dostępne, to praca i jej unikalność stanowią główne źródło przewagi konkurencyjnej”.

W rolnictwie w Polsce i innych krajach UE obserwuje się stały spadek liczby osób pracujących w tym sektorze. Na rysunku 2 zaprezentowano zmiany zatrudnienia dla gospodarek narodowych w Polsce i krajach sąsiedzkich. Z danych tych wynika, że w 2004 r. w Polsce i na Litwie udział zatrudnienia w rolnictwie był bardzo wysoki i wynosił odpowiednio 17,6% i 16,3%. Jednak w ciągu kolejnych 15 lat nastąpił gwałtowny spadek tego udziału do poziomu ponad 9,2% i 6,4%. Wspomniane kraje wyróżniały się na tle pozostałych, w tym Niemiec, gdzie w tym okresie udział zatrudnienia w rolnictwie obniżył się z poziomu 3,5% do 1,2%, czyli o ponad 50%. Na Słowacji i w Republice Czeskiej wskaźnik ten oscylował wokół poziomu niższego od średniej zarówno dla UE ogółem, jak i krajów ze strefy euro.

Rysunek 2. Udział zatrudnienia w rolnictwie w Polsce, krajach sąsiedzkich i UE



Źródło: Roser [2023].

Warto wspomnieć, że w ciągu prawie 30 lat zarówno w Polsce, jak i w innych krajach UE doszło do podobnych zmian w sferze zatrudnienia, aczkolwiek tempo redukcji zatrudnienia w sektorze rolnictwa w Polsce było większe. W 1991 r. udział zatrudnienia w Polsce wynosił 25,6%, a w krajach „starej Unii” średnio tylko 10,7%. W 2004 r. udział ten w Polsce wyniósł 17,6%. W porównaniu z 2019 r. nastąpił spadek udziału zatrudnienia w tym sektorze, więc znacząco osłabła rola rolnictwa jako pracodawcy. Na tle czterech krajów sąsiedzkich Polska miała jednak najniższą dynamikę zmian zatrudnienia w rolnictwie, tj. w odniesieniu do 1991 r. udział zatrudnienia w 2019 r. obniżył się o ok. 64%. Tymczasem na Litwie dynamika zmian tego wskaźnika wyniosła

ok. 72%, a w pozostałych krajach o dużo niższym zatrudnieniu w rolnictwie udział ten obniżył się: w Niemczech o 65%, w Czechach o 68% i na Słowacji o 74%.

Podsumowując: procesy zmian strukturalnych w polskim rolnictwie zachodzą wolniej niż w krajach sąsiedzkich, co powoduje, że wciąż ważnym zagadnieniem jest m.in. odkrywanie zależności, które scalają ten sektor, co czyni go słabo podatnym na próby przeprowadzenia zmian implikowanych przez rozwój wysokotowarowych gospodarek krajów „starej” Unii Europejskiej.

Istnieje wiele badań dotyczących identyfikacji czynników kreujących nowe miejsca pracy w rolnictwie europejskim. Jedne z nich przedstawili **Dries i in. [2012]**, którzy wykorzystali dane FADN z lat 1990–2005 dla panelu państw będących członkami UE w 1990 r. Wyniki tych badań wskazują, że stopa destrukcji miejsc pracy w rolnictwie UE jest wyższa od stopy kreacji nowych. Ponadto zjawiska te są ze sobą silnie skorelowane. Interesujący jest fakt, że zmienne charakteryzujące gospodarstwo takie jak produktywność (EUR/ha), stopień intensywności subsydiowania (EUR/ha), intensywność zużycia nakładów (EUR/ha), udział pracy własnej (rodzinnej) w całkowitej pracy, relacja aktywów do powierzchni ziemi i zobowiązań do aktywów nie mają istotnego wpływu na tworzenie miejsc pracy.

Inne badania dotyczące czynników determinujących napływ pracowników do sektora rolnego i ich odpływ, ale skupiające się na roli dopłat ze wspólnej polityki rolnej zaprezentowali m.in. **Garrone i in. [2019]**. W analizie wykorzystano dane panelowe z 210 regionów UE z lat 2004–2014. Wyniki tych badań wskazują, że dopłaty obszarowe przyczyniają się do zmniejszenia odpływu pracowników z rolnictwa. Jednakże wpływ dopłat z drugiego filara wspólnej polityki rolnej jest zróżnicowany pomiędzy krajami „nowej” i „starej” Unii. Podczas gdy dopłaty rolno-środowiskowe przyczyniają się do wzrostu zatrudnienia (zmniejszenia odpływu pracowników) w krajach „starej” Unii, to w krajach „nowej” Unii ich wpływ jest nieistotny. W krajach „nowej” Unii dopłaty do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania oraz dopłaty do inwestycji w kapitał fizyczny przyczyniają się do zmniejszenia odpływu pracowników z rolnictwa. Jednakże dopłaty do inwestycji w kapitał ludzki powodują wzrost odpływu pracowników z rolnictwa w krajach „nowej” Unii.

Podobną analizę przeprowadzili **Bojnec i Fertő [2022]** na poziomie danych indywidualnych dotyczących gospodarstw na Węgrzech i w Słowenii. Wyniki ich analizy wskazują na pozytywny wpływ dopłat z pierwszego filara wspólnej polityki rolnej na wielkość zatrudnienia w węgierskim rolnictwie. Ponadto dopłaty te mają pozytywny wpływ na zatrudnienie pracowników najemnych na Węgrzech i pracę własną w Słowenii. Natomiast dopłaty w ramach drugiego filara mają zróżnicowany wpływ. Dopłaty do rozwoju obszarów wiejskich, dopłaty rolno-środowiskowe, dopłaty do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania oraz dopłaty do inwestycji mają pozytywny wpływ na pracę własną w Słowenii. Na Węgrzech dopłaty do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania oraz pozostałe dopłaty do rozwoju obszarów wiejskich mają pozytywny wpływ na zatrudnienie pracy najemnej.

Zagadnienie podobne do podjętego w niniejszej pracy, jednakże przebadane z wykorzystaniem innego podejścia modelowego prezentują **Dupraz i Latruffe [2015]**. W swojej pracy analizują czynniki decydujące o wykorzystaniu trzech rodzajów pracy: własnej, najemnej i kontraktowej. Wyniki ich badań wskazują, że dopłaty bezpośrednie oraz dopłaty do produkcji roślinnej zmniejszają popyt na pracę. Jednakże dopłaty z drugiego filara wspólnej polityki rolnej, tj. rolno-środowiskowe, do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania oraz dopłaty do inwestycji zwiększają popyt na pracę.

Koncepcja badań empirycznych

Warto zauważyć, że niewiele jest badań empirycznych, które dotyczą decyzji podejmowanych przez gospodarstwa rolne w kontekście ziemi oraz pracy i w których oba te główne czynniki produkcji były rozważane łącznie, a szczególnie z wykorzystaniem aparatu ekonometrycznego. Mając to na uwadze, w części empirycznej niniejszego artykułu przeprowadzono m.in. pomiar skorelowania decyzji gospodarstw prowadzących do zwiększenia nakładu powierzchni ziemi uprawnej i nakładu pracy. W tym celu wykorzystano dwuwymiarowy

model probitowy, w którym dwie binarne zmienne objaśniane wyrażały wybory między wykorzystaniem wyłącznie ziemi lub pracy własnej a dodatkową dzierżawą ziemi obcej lub zatrudnieniem pracowników najemnych.

Przedmiotem badania były indywidualne specjalizujące się w uprawach polowych gospodarstwa rolne, a informacje o ich sytuacji ekonomicznej pozyskano z europejskiego projektu FADN. Jednym z jego celów jest pozyskiwanie danych o kosztach i dochodach gospodarstw rolnych we wszystkich państwach członkowskich UE. W Polsce od maja 2004 r. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej (IERiGŻ) realizuje w ramach tego projektu zadanie publiczne zbierania i wykorzystywania danych rachunkowych pochodzących z gospodarstw rolnych w Polsce¹.

Podstawą identyfikacji grupy gospodarstw zajmujących się uprawami polowymi jest ich przynależność do ogólnego typu rolniczego (TF8), informującego o rodzaju działalności, który w tym przypadku jest równy 1 (zob. dokument Komisji Europejskiej nr RI/CC 882 Rev. 9 Definitions of Variables Used in FADN Standard Results). Dane te reprezentują szczegółową sytuację ekonomiczną wybranych gospodarstw rolnych, które zostały objęte badaniem, jednocześnie zapewniając reprezentacyjność próby w skali Polski ze względu na typ rolniczy (specjalizację), położenie geograficzne oraz ich wielkość (w ujęciu ekonomicznym).

Dotychczasowe wyniki badań dotyczących wykorzystania ziemi własnej lub także obcej (dzierżawionej) oraz wykorzystania pracy własnej lub dodatkowo pracowników najemnych skłoniły do postawienia następujących szczegółowych hipotez badawczych:

H1: dopłaty ze wspólnej polityki rolnej zwiększają skłonność gospodarstw do dzierżawy ziemi oraz wykorzystania pracy najemnej,

H2: większe gospodarstwa są bardziej skłonne do wykorzystania ziemi dzierżawnej oraz pracy najemnej,

H3: wzrost specjalizacji na rzecz uprawy zbóż zmniejsza skłonność do pracy najemnej,

H4: ceny dzierżawy ziemi i cena pracy obcej mają negatywny wpływ na wykorzystanie ziemi i pracy najemnej,

H5: w regionach, w których występują drobnoobszarowe gospodarstwa, istnieje większa skłonność do dzierżawy ziemi,

H6: w regionach, w których występują wielkoobszarowe gospodarstwa, istnieje większa skłonność do wykorzystania pracy najemnej.

Testowanie powyższych hipotez przeprowadzono w dwuwymiarowym modelu probitowym, w ramach którego można analizować jednoczesny wpływ wielu zmiennych objaśniających na podjęte przez gospodarstwa rolne decyzje przy jednoczesnym skorelowaniu tych ostatnich.

Dwuwymiarowy model probitowy

Celem niniejszego badania jest identyfikacja czynników, które wyjaśniają zróżnicowanie decyzji gospodarstw rolnych w odniesieniu do wspomnianych dwóch podstawowych czynników produkcji. Z punktu widzenia modelu statystycznego decyzje, które odzwierciedlają zwiększenie nakładów obu czynników, są określone przez zmienne binarne, czyli zmienne losowe o rozkładzie dwupunktowym.

Analiza ekonometryczna zaprezentowana w dalszej części artykułu opiera się na koncepcji modelu dwuwymiarowego, w którym obie zmienne losowe (zmienne endogeniczne) są rozważane łącznie, ponieważ wynika to z istoty zagadnienia decyzyjnego. Pierwsza z nich informuje o tym, czy w gospodarstwie rolnym użytkuje się wyłącznie ziemię własną ($Y_1 = 1$), czy nie ($Y_1 = 0$), czyli dodatkowo wykorzystuje się do celów produkcji ziemię dzierżawioną. Druga zaś identyfikuje decyzję, czy rolnik korzysta tylko z pracy własnej ($Y_2 = 1$), czy nie, a więc czy także najmuje pracowników do pracy w gospodarstwie ($Y_2 = 0$).

¹ IERiGŻ wydaje coroczne raporty *Wyniki standardowe*, w których prezentowane są m.in. informacje o produkcji, kosztach, dopłatach, dochodach oraz o innych miernikach i wskaźnikach finansowych przedstawiających sytuację ekonomiczną gospodarstw rolnych; zob. <https://fadn.pl/>. W polu obserwacji FADN znajdują się gospodarstwa towarowe. Przykładowo w 2011 r. w Polsce badaniem objęto łącznie 11 082 gospodarstwa rolne z ośmiu typów rolniczych, wśród których udział gospodarstw indywidualnych (osób fizycznych) wyniósł 98,3%, gospodarstwa mające osobowość prawną stanowiły zaś 1,7% próby; zob. Goraj i in. [2012].

Koncepcja łącznego modelowania wyborów pozwala m.in. na uwzględnienie faktycznego powiązania obu decyzji, a tym samym umożliwia przeprowadzenie analizy bezpośredniego i pośredniego wpływu zmian wybranych czynników egzogenicznych na zmiany decyzji w odniesieniu do jednego czynnika produkcji lub obu naraz.

Definicja dwuwymiarowego modelu probitowego jest następująca (dla uproszczenia pominięto indeks obserwacji, czyli identyfikator gospodarstwa rolnego):

$$\begin{cases} z_1 = \alpha_1 + x_{(1)} \cdot \beta_{(1)} + v_1 \\ z_2 = \alpha_2 + x_{(2)} \cdot \beta_{(2)} + v_2 \end{cases} \quad (1)$$

$$\begin{cases} Y_1 = 1 & \text{gdy } z_1 \geq 0 & \text{albo } Y_1 = 0 & \text{gdy } z_1 < 0 \\ Y_2 = 1 & \text{gdy } z_2 \geq 0 & \text{albo } Y_2 = 0 & \text{gdy } z_2 < 0 \end{cases}$$

$$(v_1, v_2)' \sim N^{(2)}(m, V_\rho),$$

gdzie $x_{(1)}$ i $x_{(2)}$ to wektory zawierające wartości zmiennych objaśniających (lub znanych ich funkcji), a α_j i $\beta_{(j)}$ oznaczają parametry ($j = 1, 2$) (zob. np. **Greene [2012]**). Ponadto oba składniki losowe v_1 i v_2 mają dwuwymiarowy rozkład normalny, scentrowany w zerze, tzn. $m' = [0; 0]$. W celu zapewnienia identyfikowalności parametrów w modelu zakłada się, że wariancja każdego z tych składników jest ustalona, tj. $V(v_1) = V(v_2) = 1$. Zatem macierz wariancji i kowariancji V_ρ zawiera 1 na swej przekątnej, a poza nią nieznaną współczynnik korelacji ρ , który oczywiście spełnia warunek $-1 < \rho < 1$. Ten dodatkowy parametr ma znaczenie przy formułowaniu wniosków empirycznych.

Z punktu widzenia ekonomicznej interpretacji powyższego modelu ważną funkcję pełnią zmienne ukryte z_1 i z_2 . Zgodnie z koncepcją losowej funkcji użyteczności (ang. *random utility model*) odzwierciedlają one użyteczność lub korzyść ekonomiczną z decyzji racjonalnego decydenta podjętych w warunkach niepełnej (lub ograniczonej) informacji, co powoduje, że jego wybór nie ma deterministycznego charakteru [**McFadden, 2001**]. Powyższa konstrukcja modelu ma szersze znaczenie, ponieważ jest podstawą budowy modeli współzależności zmiennych skokowych o innych rozkładach wielopunktowych, których pomiar jest dokonany zarówno na skali porządkowej, jak i na skali nominalnej. W tym miejscu ujawnia się przewaga koncepcji modelu probitowego nad logitowym, a oba są powszechnie używane w ekonomii. Ten pierwszy model okazuje się bardziej uniwersalny i elastyczny, a dodatkowo własności odpowiednich estymatorów parametrów modelu są lepiej poznane. Oczywiście model logitowy także został uogólniony na przypadek wielowymiarowy, ale jest on relatywnie rzadziej używany (zob. **Gumbel [1961]**; **Satterthwaite, Hutchinson [1978]**; **Kristensen, Bibby [2020]**). Rozkład wektora składników losowych w modelu (1) jest kwestią dyskusyjną. Znaną alternatywą dla standardowych modeli probitowego i logitowego jest model z rozkładem t-Studenta, który uogólnia obie te powszechnie używane specyfikacje. Zatem możliwe jest także wprowadzenie dwuwymiarowego modelu (1) z rozkładem t-Studenta. Jednak stwarza to problemy, ponieważ nie zachodzi wówczas wygodna własność, że nieskorelowanie dwóch zmiennych losowych implikuje ich niezależność, oraz estymacja parametrów wymaga zastosowania bardzo zaawansowanych metod numerycznych.

Rozkład prawdopodobieństwa wektora zmiennej zero-jedynkowej wyznacza się, przechodząc z rozkładu łącznego dla Y_1, Y_2, z_1 i z_2 do rozkładu brzegowego dla Y_1 i Y_2 poprzez numeryczne całkowanie. Przykładowo prawdopodobieństwo łączne zdarzenia $Y_1 = 1$ i $Y_2 = 1$ jest określone poprzez odpowiednią całkę podwójną:

$$\begin{aligned} \Pr(Y_1 = 1, Y_2 = 1) &= \Pr(z_1 \geq 0, z_2 \geq 0) \\ &= \Pr(v_1 < \alpha_1 + x_{(1)}\beta_{(1)}, v_2 < \alpha_2 + x_{(2)}\beta_{(2)}) \\ &= \int_{-\infty}^{\alpha_1 + x_{(1)}\beta_{(1)}} \int_{-\infty}^{\alpha_2 + x_{(2)}\beta_{(2)}} \phi(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \rho) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2, \end{aligned} \quad (2)$$

gdzie w modelu (1) ε_1 i ε_2 tworzą standaryzowaną zmienną losową o dwuwymiarowym rozkładzie normalnym i funkcji gęstości $\phi()$, która jest sparametryzowana przez ρ . W analogiczny sposób są określone pozostałe

prawdopodobieństwa łączne dla tego wektora zmiennych binarnych, np. $\Pr(Y_1 = 0, Y_2 = 0)$. W odniesieniu do tych prawdopodobieństw liczy się efekty krańcowe względem konkretnej zmiennej objaśniającej.

Kluczowym elementem tej analizy procesu produkcji jest dopuszczenie skorelowania obu decyzji, co następnie podlega testowaniu. Jeśli jednak konkluzją testu jest brak podstaw do odrzucenia hipotezy $\rho = 0$, to niniejszy model dwurównaniowy podlega uproszczeniu. Wówczas wnioski empiryczne można oprzeć na dwóch modelach probitowych skonstruowanych dla każdej ze zmiennych Y niezależnie, których parametry są estymowane oddzielnie. Ponadto w tym szczególnym przypadku prawdopodobieństwo łączne podjęcia decyzji, że rolnik korzysta wyłącznie z ziemi własnej i pracy własnej (zdarzenia $Y_1 = 1$ i $Y_2 = 1$), jest równe iloczynowi prawdopodobieństw $\Pr(Y_1 = 1)$ i $\Pr(Y_2 = 1)$, które pochodzą z osobnych modeli probitowych, gdzie $\Pr(Y_1 = 1) = F(\alpha_1 + x_{(1)}\beta_{(1)})$ i $\Pr(Y_2 = 1) = F(\alpha_2 + x_{(2)}\beta_{(2)})$, przy czym $F()$ oznacza dystrybuantę jednowymiarowej standaryzowanej zmiennej o rozkładzie normalnym.

Podstawową metodą estymacji powyższego modelu na podstawie próby przekrojowej jest metoda największej wiarygodności (MNW). Asymptotyczna zgodność i normalność tego estymatora w tym modelu upoważniają do zastosowania standardowych testów statystycznych, tj. testu Walda, mnożnika Lagrange'a lub testu ilorazu wiarygodności (zob. np. **Kiefer [1982]**).

W uzupełnieniu do kwestii testowania hipotez w kontekście redukcji modelu (1) warto wspomnieć o roli zmiennych objaśniających. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy głoszącej, że wszystkie elementy wektorów parametrów $\beta_{(1)}$ i $\beta_{(2)}$ są równe 0, pozwala na zastosowanie i wykorzystanie tabeli krzyżowej (kontyngencji) w celu pomiaru stopnia zależności (zob. tabela 2). Wówczas standardowo w celu pomiaru stopnia współzależności stosuje się współczynnik korelacji tetrachorycznej (*Tetrachoric Correlation Coefficient*), który jest równy ocenie MNW parametru ρ w modelu (1) niezawierającym zmiennych objaśniających. Alternatywnym miernikiem zależności jest tzw. współczynnik *Phi-coefficient*, który jest oparty na statystyce χ^2 w teście niezależności i tabeli kontyngencji utworzonej na podstawie N obserwacji, tj. $\Phi = (\chi^2/N)^{0.5}$. Miernik ten jest równoważny współczynnikowi korelacji Pearsona dla pary zmiennych o rozkładach dwupunktowych, oszacowanemu na podstawie regresji liniowej, w której jedna z dwóch zmiennych skokowych jest zmienną objaśnianą, a druga objaśniającą. W celu szerszego spojrzenia na wyjątkowość i prostotę tych obu standardowych podejść warto zauważyć, że test niezależności χ^2 Pearsona jest równoważny testowi mnożnika Lagrange'a dla parametru przy zmiennej objaśnianej w modelu logitowym, w którym badana jest zależność wyłącznie między tymi dwoma zmiennymi skokowymi (jak we wspomnianej regresji liniowej dla dwóch zmiennych binarnych) (zob. **Kiefer [1982]**; **Silvey [1959]**). Przytoczne fakty wskazują na ograniczoność tych podejść, które bardzo często są stosowane w badaniach empirycznych, ilekroć występują zmienne o charakterze jakościowym.

W uzupełnieniu można dodać, że istnieją alternatywne modele ekonometryczne, które można wykorzystać do realizacji niniejszych badań. Zauważmy, że decyzje gospodarstwa są identyfikowane przez dwie zmienne o rozkładzie dwupunktowym, więc w konsekwencji wybiera się jedną spośród czterech decyzji. Można zatem wówczas zastosować np. polichotomiczny model probitowy dla kategorii nieuporządkowanych (ang. *unordered multinomial probit model*). Model ten w przeciwieństwie do polichotomicznego modelu logitowego (ang. *conditional logit model*) pozwala uwzględnić ewentualne skorelowanie pomiędzy decyzjami gospodarstwa i to w sposób bogatszy niż ten stosowany tutaj dwuwymiarowy model probitowy. Niestety ma on pewne wady. Po pierwsze, na etapie estymacji wymaga narzucenia warunków identyfikowalności na parametry, które definiują macierz kowariancji dla zmiennych ukrytych, a te restrykcje są nieliniowe. Powoduje to, że proces estymacji jest złożony obliczeniowo. Po drugie, w modelu nie wykorzystuje się wiedzy eksperta o tym, że gospodarstwo podejmuje *de facto* decyzje paralelnie dotyczące dwóch nakładów, a nie wybiera jednego z czterech wariantów, jak to ma miejsce, gdy przedmiotem analizy jest badanie preferencji konsumentów w odniesieniu do różnych marek tego samego produktu (np. jogurtu, masła itp.).

W niniejszych badaniach możliwe jest także zastosowanie innej klasy modeli, np. wielorównaniowych modeli regresji liniowej. Wówczas zmienne objaśniane mogą wyrażać udziały względne dwóch czynników produkcji, np. jedna ze zmiennych mierzy udział względny (u) wykorzystanej ziemi własnej w całkowitym are-

ale użytków rolnych (ziemi własnej i obcej). W celu otrzymania zmiennej objaśnianej o większej zmienności często stosuje się transformację logarytmiczną dla udziału lub wprowadza się iloraz udziałów. Przykładowo rolę zmiennej objaśnianej w modelu regresji przejmują logarytm ilorazu udziału ziemi własnej i udziału ziemi obcej, tj. $\ln(u/(1-u))$, czyli wykorzystuje się transformację logitową.

Budowa modelu empirycznego i dobór zmiennych objaśniających

Przedmiotem analizy są decyzje gospodarstw specjalizujących się w uprawach polowych, więc przy budowie modelu ekonometrycznego wykorzystano zarówno dostępne dane, jak i sugestie płynące z teorii ekonomii. Podstawą prowadzonej analizy były dane o charakterze panelowym, tj. dane przekrojowo-czasowe. Warto jednak zauważyć, że wówczas w standardowym modelu probitowym (dla pojedynczej zmiennej skokowej Y) z nieobserwowanymi efektami stałymi (indywidualnymi lub czasowymi) do estymacji parametrów nie można zastosować warunkowej metody największej wiarygodności (ang. *conditional maximum likelihood estimator*), którą przy dodatkowych założeniach można zastosować w modelu logitowym dla danych panelowych [Hsiao, 2003]. Uogólnienie obu modeli poprzez wprowadzenie efektów losowych zamiast stałych pozwala na zastosowanie MNW, ale wiąże się z dodatkowym (uciążliwym) numerycznym wyznaczaniem wielokrotnych całek oznaczonych, gdzie stopień całki jest związany z liczbą podmiotów N lub okresów T . Z tych powodów w niniejszych badaniach, w których zastosowano bardziej złożony model dwuwymiarowy, nie wykorzystano klasycznej koncepcji budowy modeli dla danych przekrojowo-czasowych. Przyjęto, że czynnikami kontrolującymi potencjalną heterogeniczność gospodarstw rolnych są wybrane zmienne objaśniające informujące o ich zróżnicowaniu ze względu na specjalizację, wielkość i położenie geograficzne. Ważną kwestią jest właściwy dobór zmiennych objaśniających, które różnicują obie decyzje gospodarstw. Każda z tych decyzji była uwarunkowana tymi samymi determinantami, aby w procedurze redukcji tego modelu zidentyfikować możliwe swoiste czynniki dla każdej z decyzji dotyczącej ziemi albo pracy.

Punktem wyjścia doboru determinant może być mikroekonomiczna funkcja produkcji bądź funkcja kosztu. Ta ostatnia wydaje się atrakcyjnym podejściem, ponieważ daje gotowe rozwiązanie powyższej kwestii. Jeśli przyjmie się, że wybrany czynnik produkcji podlega optymalizacji w procesie minimalizacji kosztu produkcji, to jego nakład optymalny jest opisany tzw. funkcją warunkowego popytu na czynnik produkcji. Wówczas nakład ten powinien zależeć od jego rynkowej ceny, cen innych czynników produkcji, wielkości produkcji, która ma być uzyskana po minimalnym koszcie oraz ewentualnie od nakładów quasi-stałych czynników produkcji. Praca jako czynnik produkcji bez wątpienia podlega bezpośredniej optymalizacji, czyli w krótkim okresie. W przypadku ziemi użytkowanej rolniczo kwestia ta nie jest oczywista, lecz dzierżawca ma większą swobodę w korzystaniu z dodatkowego arealu ziemi niż ten, który chce nabyć na własność nieruchomości gruntową.

Przy pomocy mikroekonomicznej teorii producenta można wyjaśnić decyzje gospodarstw, które korzystają np. tylko z ziemi własnej. Wówczas u tych producentów czynnik ten nie podlega optymalizacji w krótkim okresie, bo jest traktowany jako stały. Jednak w funkcji warunkowego popytu na zmienny czynnik produkcji (np. pracę) wśród zmiennych objaśniających pojawia się nakład czynnika stałego, tj. powierzchnia ziemi użytkowanej rolniczo. W konsekwencji wzmacnia to konieczność budowy łącznego modelu dla obu zmiennych wyrażających decyzje producentów rolnych.

W niniejszym badaniu zmiennymi objaśniającymi, które mają bezpośredni wpływ na korzyści z podjętych decyzji gospodarstw opisanych przed zmienne ukryte z_1 i z_2 w równaniu (1) były: przeciętna cena dzierżawy ziemi (w złotych za hektar) i cena pracy obcej, czyli średnie wynagrodzenie pracowników najemnych (w złotych za godzinę). Obie ceny w ujęciu realnym wyznaczono dla każdego okresu osobno i na poziomie każdego z województw. W celu ich kalkulacji na podstawie danych rachunkowych FADN wykorzystano te kategorie kosztów ponoszonych przez gospodarstwa zajmujące się uprawami polowymi, które bezpośrednio dotyczą czynszu za dzierżawę ziemi i innych kosztów opłat dzierżawnych oraz wynagrodzenia i ubezpieczeń społecznych pracowników najemnych.

Uprawy polowe, a szczególnie uprawa roślin uprawnych z rodziny wiechlinowatych, wymagają dużych arealów ziemi, więc udział powierzchni upraw zbóż w powierzchni ogółem ziemi użytkowanej rolniczo wydaje się kolejną determinantą decyzji dotyczących poszerzenia areалу poprzez dzierżawę.

Zaproponowano także pięć innych czynników, które potencjalnie niosą informacje o jakościowym zróżnicowaniu aktywności gospodarstw, mianowicie informacja: o specjalizacji i wielkości ekonomicznej gospodarstw, o wielkości obszarowej i o otrzymywaniu dwóch rodzajów dopłat, tj. dopłat do niekorzystnych warunków gospodarowania oraz dopłat do inwestycji. Inną kategorią o charakterze zmiennej kontrolnej, która ma odzwierciedlać uwarunkowania historyczne i regionalne (geograficzne), jest położenie gospodarstwa rolnego w układzie według województw (zob. **Bożek, Szewczyk [2019]**). Powyżej wymienione determinanty zostały ujęte w modelu w formie zmiennych zero-jedynkowych.

W niniejszej pracy analizowano gospodarstwa, które oprócz zróżnicowania regionalnego różnią się także ze względu na swoją specjalizację i wielkość. Zbudowano podział na te specjalistyczne gospodarstwa, dla których w każdym z 8 badanych lat uprawy rolne stanowiły podstawowe źródło przychodu (specjalizacja = 1), oraz pozostałe, u których w tym okresie choć raz nastąpiła zmiana specjalizacji (specjalizacja = 0)². Następnie wykorzystano metodykę FADN i podział podmiotów ze względu na wielkość ekonomiczną, która opiera się na średniej wartości produkcji podmiotu uzyskiwanej w przeciętnych dla danego regionu warunkach z ostatnich 5 lat (zob. **European Commission [2009: 8, 30]**). Na potrzeby tych badań dokonano dychotomizacji sześciu wielkości ekonomicznych (kategoria ES6 wg FADN) do dwóch, wyróżniając podział na gospodarstwa małe (ES6 < 50 tys. euro, wlk. ekonomiczna = 0) i duże (ES6 ≥ 50 tys. euro, wlk. ekonomiczna = 1). Ponadto wykorzystując wielkość obszarową (kategorię UAA6 wg FADN), dokonano dodatkowego podziału gospodarstw na małe (o powierzchni użytków rolnych nie większej niż 20 ha, wlk. obszarowa = 0) i duże (wlk. obszarowa = 1). Szczegółowe dane dotyczące tych determinant są prezentowane w tabeli 4.

Na etapie doboru zmiennych objaśniających pojawia się problem ewentualnej endogeniczności wybranych czynników. Dotyczy to przynajmniej dwóch z nich, tj. wielkości ekonomicznej i wielkości obszarowej gospodarstwa. Fakt, że obie determinanty mają charakter zmiennych zero-jedynkowych, co najwyżej osłabia ten problem. Jednym z rozwiązań jest wprowadzenie w modelu (1), w równaniach dla zmiennych ukrytych z_1 i z_2 , opóźnień zmiennych objaśniających zamiast wartości bieżących, co pozwala otrzymać szczególnie przypadek regresji z opóźnieniami zmiennych objaśniających (ang. *Regression with Time Lags, Autoregressive Distributed Lag Models*). Propozycja ta odzwierciedla dynamizację w relacjach między konsekwencjami decyzji dotyczących pracy najemnej i ziemi obcej a ich determinantami. Innymi słowy, oddaje ona rzeczywistą sytuację, gdy informacje na koniec okresu bieżącego o sytuacji gospodarstwa i jego otoczeniu (np. wielkość otrzymanych dopłat, jego specjalizacja i wielkość, ceny dzierżawy ziemi i pracy najemnej) wpływają na decyzje o ewentualnym dodatkowym wykorzystaniu ziemi dzierżawionej i pracy obcej w okresie następnym. Warto zauważyć, że wybrane uprawy polowe, tj. uprawy odmian roślin ozimych (ozimin), wymagają wysiania ich jesienią, aby można było zebrać obfite plony w roku następnym. Ponadto pewne uprawy wymagają większych nakładów pracy. Dodatkowym elementem jest płodozmian, czyli rotacja odpowiednio dobranych roślin, w wyniku której uzyskuje się zwiększenie żyzności gleby i stabilność wysokich plonów w długim okresie. Te powody uzasadniają przyjęte podejście dotyczące szczegółowej specyfikacji modelu ekonometrycznego. W uproszczeniu przyjęto, że rok przed kolejnymi zbiorami w gospodarstwie podejmuje się decyzje dotyczące zaangażowania czynników produkcji na odpowiednim poziomie.

W konsekwencji model empiryczny przyjął formę:

$$\begin{cases} z_{1,i,t} = \alpha_1 + x_{i,t-1} \cdot \beta_{(1)} + v_{1,i,t} \\ z_{2,i,t} = \alpha_2 + x_{i,t-1} \cdot \beta_{(2)} + v_{2,i,t} \end{cases} \quad (3)$$

² Taka sytuacja miała miejsce, gdy w wybranym roku struktura przychodów definiowała przyporządkowanie gospodarstwa do innego typu rolniczego niż uprawy polowe. Najczęściej, tj. w 7,2% obserwacji, gospodarstwa te zakwalifikowano do typu rolniczego nr 8 („mieszane”), ponieważ główne przychody uzyskiwano zarówno z tzw. różnych upraw, jak i hodowli zwierząt (żywionych paszami objętościowymi lub treściwymi).

$$\begin{aligned}
 Y_{1,i,t} &= 1 \text{ gdy } z_{1,i,t} \geq 0 \text{ albo } 0 \text{ gdy } z_{1,i,t} < 0, \\
 Y_{2,i,t} &= 1 \text{ gdy } z_{2,i,t} \geq 0 \text{ albo } 0 \text{ gdy } z_{2,i,t} < 0, \\
 (v_{1,i,t}, v_{2,i,t})' &\sim N^{(2)}(0_{[2 \times 1]}, V_\rho),
 \end{aligned}$$

gdzie przyjęte oznaczenia są identyczne z tymi w modelu (1), przy czym indeks i jest identyfikatorem gospodarstwa ($i = 1, \dots, N$), a t – okresu (roku, $t = 1, \dots, T$).

Trzeba wspomnieć, że wspólny dla obu równań wektor zmiennych objaśniających $x_{i,t}$ będzie także zawierać informacje o położeniu gospodarstw rolnych (przynależności do województwa). Występujące przy zmiennych zero-jedynkowych parametry pełnią więc funkcję analogiczną jak grupowe efekty stałe, które pojawiają się w modelach dla danych przekrojowo-czasowych w celu uwzględnienia heterogeniczności obserwacji. Wprowadzono także trend liniowy, aby uchwycić autonomiczne zmiany preferencji producentów rolnych zachodzące w badanym okresie 8 lat. Alternatywą jest uwzględnienie w modelu empirycznym (3) odpowiedników stałych efektów czasowych w obu równaniach, znanych z modeli dla danych przekrojowo-czasowych. Jednak wyniki przeprowadzonych przybliżonych testów ilorazu wiarygodności wskazały, że uwzględnienie dodatkowych 12 zmiennych zero-jedynkowych nie jest zasadnym podejściem. W konsekwencji wektor $x_{i,t}$ zawierał odpowiednio 24 i 25 regresorów, po uprzednim usunięciu jednej z par zmiennych zero-jedynkowych wywołujących ścisłą współliniowość w równaniu opisującym preferencje dotyczące ziemi.

W badaniach empirycznych zwykle zakłada się, że skorelowanie decyzji gospodarstwa dotyczących obu czynników produkcji jest stałe dla wszystkich obserwacji, więc jest określone przez jeden parametr ρ . Jednak z uwagi na panelowy charakter danych możliwe jest zindywidualizowanie tej współzależności, np. w ten sposób, aby skorelowanie obu decyzji było swoiste dla każdego producenta. Niestety wówczas liczba parametrów ρ_i rośnie wraz z liczbą obserwacji i to wywołuje komplikacje, które w statystyce są określane terminem *incidental parameter problem*. Wówczas klasyczne estymatory nie mają własności zgodności lub nieobciążoności w małych próbach (por. np. Lancaster [2000]). Można temu zaradzić poprzez uwzględnienie w ogólniejszym modelu dodatkowych egzogenicznych czynników w_i , które w sposób deterministyczny wpływają na skorelowanie obu decyzji gospodarstwa. Zależność ta może być określona poprzez monotoniczną funkcję $h(\cdot)$ o odpowiednich własnościach, którą można w uproszczeniu zapisać w formie $\rho_i = h(\rho_0 + w_i \cdot \rho_1)$, gdzie ρ_0 i ρ_1 to parametry identyfikujące współczynnik korelacji. Taka koncepcja jawi się jako punkt wyjścia do następných, pogłębionych badań.

Opis danych

W celu określenia zależności między decyzjami gospodarstwa rolnego a determinantami wykorzystano dane obejmujące 660 gospodarstw rolnych, które zajmują się uprawami polowymi. Zbiór danych pochodzi z bazy FADN i obejmuje lata 2004–2011. Panel był zbilansowany, więc łączna liczba obserwacji ($N \cdot T$) wynosi 5280, aczkolwiek w wyniku zastosowania opóźnionych w czasie zmiennych objaśniających w modelu (3) na etapie estymacji wykorzystano 4620 obserwacji.

Przeciętny rolnik uprawia 43 ha ziemi, a jego roczna produkcja (bez dotacji) to prawie 122 tys. zł, co wskazuje, że wydajność kapitału wynosi ok. 0,53 zł z jednej złotówki, a wydajność pracy to ponad 30 zł na godzinę. Materiały do produkcji rolnej stanowią zaś ok. 69% wielkości uzyskanej produkcji. Ponadto średnio 55% użytków rolnych było własnością gospodarstwa, a 69% czasu pracy było wykonywane przez właściciela gospodarstwa lub przez jego rodzinę. Sumaryczne informacje zaprezentowano w tabeli 1.

Informacje o korzystaniu w gospodarstwie wyłącznie z pracy i ziemi własnej pozyskano pośrednio, wykorzystując informacje z bazy FADN i poddając dychotomizacji wartości dwóch pierwotnych zmiennych. Pierwsza wyrażała czas pracy najemnej w godzinach (kod zmiennej SE021), druga zaś informowała o powierzchni dodzierżawionych użytków rolnych w hektarach (SE030).

Tabela 1. Charakterystyki opisowe danych z lat 2004–2011

Zmienna*	Średnia**	Kwantyle rozkładu empirycznego		
		25	50	75
Produkt (w tys. zł)	122	63	118	233
Kapitał (w tys. zł)	232	124	232	431
Praca (w godz.)	4056	2900	3938	5214
Materiały (w tys. zł)	84	42	78	150
Areał ziemi (w ha)	43	21	40	83

* Wielkości w złotych zostały wyrażone w cenach z 2004 r.

** Wartość średnia to średnia geometryczna, tj. średnia arytmetyczna dla logarytmu zmiennej w próbie, która następnie została poddana transformacji odwrotnej.

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 2 przedstawiono w formie tabeli krzyżowej syntetyczny opis decyzji, które dotyczą wyborów gospodarstw rolnych dwóch czynników produkcji dokonanych w okresie 8 lat. Rozkład ten odpowiada rezultatom estymacji szczególnej postaci modelu probitowego opisanego równaniem (1), w którym zostały narzucone restrykcje zerowe na wektory parametrów $\beta_{(1)}$ i $\beta_{(2)}$ przy zmiennych objaśniających. W tabeli 3 zaprezentowano ten sam empiryczny rozkład łączny dla obu zmiennych objaśnianych w podziale na poszczególne lata.

Tabela 2. Rozkład częstości zmiennych Y_1 i Y_2 (dane z lat 2004–2011)

Y_1 – czy ziemia własna?	Y_2 – czy praca własna?		Pr($Y_1 = 1$)
	tak	nie	
Tak	16%	14%	30%
Nie	34%	36%	70%
Pr($Y_2 = 1$)	50%	50%	100%

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Rozkład empiryczny (Y_1, Y_2) – częstości względne w ujęciu czasowym

Rok	Oba zasoby własne	Ziemia własna, praca obca	Ziemia obca, praca własna	Ziemia obca, praca obca
	$Y_1 = 1; Y_2 = 1$	$Y_1 = 1; Y_2 = 0$	$Y_1 = 0; Y_2 = 1$	$Y_1 = 0; Y_2 = 0$
2004	16%	18%	34%	33%
2005	17%	15%	32%	36%
2006	16%	15%	34%	35%
2007	16%	14%	31%	39%
2008	16%	13%	34%	38%
2009	15%	12%	35%	37%
2010	17%	12%	35%	36%
2011	15%	13%	35%	37%
Średnia	16%	14%	34%	36%

Źródło: opracowanie własne.

Warto zauważyć, że w badanym okresie 8 lat przeciętnie co drugi rolnik wykorzystywał wyłącznie pracę własną i jednocześnie aż 30% rolników uprawiało jedynie ziemię własną. Ponadto średnio 16% gospodarstw, czyli jedno na sześć, wykorzystywało wyłącznie własne zasoby obu czynników. Przeciętnie jedynie 36% wszystkich gospodarstw korzystało z pracy obcej i dzierżawiło grunty rolne.

Na podstawie tych wyników można stwierdzić, że w badanym okresie dzierżawa gruntów rolnych nie była powszechna. Ponadto porównanie tych syntetycznych informacji z danymi z tabeli 1 wskazuje, że te 70% właścicieli gospodarstw korzystających z ziemi zarówno własnej, jak i obcej zdecydowało, że grunty dzierżawione

stanowiły 45% całkowitej powierzchni użytkowanej ziemi. W co drugim gospodarstwie korzystano z pracy najemnej, a w konsekwencji pracownicy najemni wykonali 31% czasu pracy w gospodarstwie.

Interesującą kwestią jest sprawdzenie, czy decyzje gospodarstw w odniesieniu do obu czynników produkcji zmieniały się w ciągu 8 lat. Można to wstępnie określić, analizując zmiany rozkładu obu zmiennych binarnych w kolejnych latach. Z tych rozkładów empirycznych zamieszczonych w tabeli 3 wynika, że w kolejnych latach nastąpił wzrost zainteresowania dzierżawą w przypadku gospodarstw, które korzystały z pracy obcej, tj. zmniejszył się udział gospodarstw korzystających jedynie z ziemi własnej (spadek z 18% w 2004 do 13% w 2011 r.) na rzecz tych, które zwiększały areal ziemi użytkowanej rolniczo poprzez dzierżawę (wzrost z 33% w 2004 do 37% w 2011 r.). Brak istotnych zmian preferencji w czasie jest zauważalny w przypadku gospodarstw, które korzystały jedynie z pracy własnej. W konsekwencji na podstawie tych syntetycznych wielkości można sformułować ogólny wniosek, że w badanym okresie występują zmiany w wyborze rodzajów nakładów, ale nie są one bardzo duże.

Dotychczas prezentowane wyniki w formie rozkładów częstości, które uzyskano poprzez agregację pierwotnych danych, nie niosą przekonujących konkluzji o charakterze empirycznym. W celu odkrycia ewentualnego zróżnicowania decyzji podejmowanych przez gospodarstwa rolne warto uwzględnić dodatkowe informacje w postaci zmiennych objaśniających. W konsekwencji pogłębiona analiza z zastosowaniem dwuwymiarowego modelu probitowego pozwoli m.in. na identyfikację determinant decyzji tych gospodarstw i określenia stopnia współzależności potrzeb w zakresie dodatkowego wykorzystania dzierżawionej ziemi i pracy najemnej po wyeliminowaniu roli tych determinant.

W tabeli 4 zaprezentowano przeciętne wartości podstawowych zmiennych objaśniających, które zostały omówione w poprzednim paragrafie. Zdecydowana większość producentów (91%) specjalizuje się wyłącznie w uprawach polowych, wśród których uprawy zbóż stanowią 61% obszaru tych upraw. Przeważają gospodarstwa duże pod względem wielkości użytkowanej ziemi (77% z nich użytkuje co najmniej 20 ha), ale jednocześnie małe pod względem ekonomicznym (średnia referencyjna wartość produkcji jest nie większa niż 50 tys. euro). Niewiele gospodarstw korzysta z obu typu dopłat. W przypadku cen obu czynników produkcji można zauważyć, że cena dzierżawy wykazuje większą zmienność w próbie niż cena pracy. Rozstęp ćwiartkowy podzielony przez medianę jako ocena współczynnika zmienności wynosi 1,2 dla ceny dzierżawy, a dla drugiej ceny jest dużo niższy, bo kształtuje się na poziomie trochę wyższym niż 0,5.

Tabela 4. Podstawowe informacje o zmiennych objaśniających (z lat 2004–2011)

Determinanta	Średnia	Kwantyle rozkładu empirycznego		
		25	50	75
Specjalizacja (tak = 1/nie = 0)	0,91	–	–	–
Wlk. ekonomiczna (1/0)	0,20	–	–	–
Wlk. obszarowa (1/0)	0,77	–	–	–
Dopłaty do niekorzystnych warunków (1/0)	0,28	–	–	–
Dopłaty do inwestycji (1/0)	0,12	–	–	–
Udział powierzchni zbóż (0; 1)	0,61	0,49	0,64	0,77
Cena dzierżawy (w zł za ha)	233,3	85,4	180,0	300,0
Cena pracy obcej (w zł za h)	7,5	5,0	6,8	8,6

Źródło: opracowanie własne.

Wnioskowanie o zależnościach i roli determinant w wyborze czynników produkcji

W tej części artykułu zaprezentowano główne wyniki uzyskane na podstawie dwuwymiarowego modelu probitowego, którego parametry oszacowano z użyciem metody największej wiarygodności (zob. tabele 5 i 6).

Ocena najważniejszego parametru w modelu uwzględniającym rolę determinant, który odpowiada za przeciętne dla wszystkich podmiotów skorelowanie obu decyzji (ρ), wynosi 0,2 z bardzo małym błędem szacunku

0,03. Zatem między zmiennymi dychotomicznymi zachodzi istotna korelacja dodatnia i z uwagi na jakościowy charakter zmiennych wydaje się, że jej poziom nie jest niski. Hipoteza o zerowej korelacji jest oczywiście odrzucana przy każdym konwencjonalnym poziomie istotności ($p\text{-value} = 10^{-12}$), bez względu na to, czy zastosowano statystykę o rozkładzie normalnym w formie ilorazu oceny i błędu szacunku dla parametru, czy test ilorazu wiarygodności (ang. *Likelihood Ratio test, LR*) dla dwóch oddzielnych modeli probitowych (dla ziemi i pracy). W tym ostatnim przypadku statystyka *LR* wyniosła 50,38, a odpowiadające prawdopodobieństwo testowe także jest równe ok. 10^{-12} .

W nawiązaniu do standardowych miar skorelowania zmiennych jakościowych, które ignorują wpływ determinant, można zauważyć, że współczynnik korelacji tetrachorycznej wynosi 0,1 z błędem 0,02. Wskazuje to na dużo niższe, ale także istotne statystycznie skorelowanie obu decyzji.

Przeprowadzony na podstawie wyników prezentowanych w tabeli 2 test χ^2 Pearsona niezależności zmiennych Y_1 i Y_2 również potwierdza ten wniosek, gdyż statystyka ta wynosi 16,3, więc $p\text{-value}$ w przypadku jej rozkładu o jednym stopniu swobody jest bardzo małe i równe $6 \cdot 10^{-5}$. Ponadto miara zależności *Phi-coefficient* wynosi zaledwie 0,06. Zatem te standardowe metody, które ignorują – co zostanie pokazane poniżej – istotną rolę zmiennych objaśniających, co prawda potwierdzają współzależność decyzji dotyczących obu czynników produkcji, ale znacznie zaniżają siłę tej dodatniej korelacji.

Nawiązując do rezultatów wyników prezentowanych w tabelach 5 i 6, warto zauważyć, że zdecydowana większość zaproponowanych determinant (opóźnionych o jeden okres) istotnie wpływa na zróżnicowanie decyzji dotyczących ziemi i pracy. Jak wcześniej wspomniano, parametry przy ośmiu podstawowych zmiennych objaśniających (wykazujących zmienność w czasie i po decydentach) informują o wpływie zmian tychże zmiennych zachodzących w okresie bieżącym na decyzje mające konsekwencje w okresie następnym, tj. korzystanie z własnych zasobów ziemi lub pracy ($Y_1 = 1, Y_2 = 1$) albo nie ($Y_1 = 0, Y_2 = 0$). W przypadku ziemi jedynie zmiany ceny pracy najemnej i udziału powierzchni zbóż nie są bezpośrednio istotnymi determinantami, gdy przyjmie się prawdopodobieństwo testowe na poziomie niższym niż 0,1. W równaniu dla korzyści z pracy (własnej albo obcej) trzy czynniki nie mają bezpośredniego wpływu, tj. specjalizacja, wielkość obszarowa i dopłaty do niekorzystnych warunków gospodarowania. W powyższych przypadkach nie wyklucza się, że jednak istnieje istotna zależność pośrednia między każdą z tych zmiennych objaśniających a decyzjami producenta, co wynika m.in. z istotnego skorelowania obu zmiennych objaśnianych Y_1 i Y_2 .

Znaki ocen parametrów przy zmiennych objaśniających w obu równaniach wykazują zgodność parami, z wyjątkiem tych przy cenie dzierżawy ziemi. Mianowicie wzrost ceny dzierżawy powoduje bezpośredni wzrost prawdopodobieństwa korzystania wyłącznie z ziemi własnej, co ma racjonalne uzasadnienie. Jednocześnie zmiana ta wywołuje bezpośredni spadek prawdopodobieństwa korzystania wyłącznie z pracy własnej. Natomiast wzrost ceny pracy najemnej bardzo silnie i pozytywnie wpływa na prawdopodobieństwo wykorzystania tylko pracy własnej, co jest zgodne z teorią ekonomiczną.

Specjalizowanie się wyłącznie w uprawach polowych w okresie bieżącym zmniejsza prawdopodobieństwo korzystania tylko z ziemi własnej, czyli zachęca producentów do zwiększania nakładu tego podstawowego czynnika produkcji w roku następnym poprzez jego dzierżawę. Zarówno wzrost w okresie bieżącym wielkości ekonomicznej, jak i wzrost wielkości obszarowej zachęca lub zmusza gospodarstwo do równoczesnego zwiększania w roku następnym arealu ziemi (poprzez dzierżawę) i nakładu pracy obcej.

Wzrost dopłat do niekorzystnych warunków gospodarowania zwiększa prawdopodobieństwo korzystania wyłącznie z ziemi własnej. Można interpretować to w ten sposób, że skoro producent uzyskuje bezpośrednie wsparcie finansowe, co zwiększa przychodowość lub zyskowność z posiadanego kapitału własnego, to nie zamierza ponosić dodatkowych kosztów, aby poprzez uprawę z wykorzystaniem ziemi dzierżawionej zwiększać skalę i dochodowość swego gospodarstwa. Dopłaty do inwestycji sprzyjają bezpośrednio zwiększaniu aktywności gospodarczej poprzez dodatkowe wykorzystanie ziemi oraz pracy obcej.

W równaniu dla pracy ocena parametru przy udziale powierzchni upraw zbóż jest istotna statystycznie i wynosi (0,1), a więc jest dodatnia. Zatem intensyfikacja upraw zbóż zwiększa szansę na korzystanie z pracy

własnej, co równoważnie oznacza, że zmniejsza prawdopodobieństwo korzystania z pracy obcej. Znak tego parametru jest zgodny z wynikami badań innych autorów. Mianowicie okazuje się, że inne uprawy polowe takie jak: uprawa warzyw, owoców i roślin okopowych wymagają większego nakładu pracy niż uprawa zbóż [Czakowski, 2015]. Niniejszy rezultat to potwierdza, ponieważ prowadzi do równoważnej konkluzji, że zwiększenie upraw tych pierwszych kosztem drugich zwiększa prawdopodobieństwo korzystania z pracy obcej.

Tabela 5. Oceny parametrów dwuwymiarowego modelu probitowego (równanie 3 – część 1)

Zmienna	Y ₁ : ziemia			Y ₂ : praca		
	ocena	błąd est.	p-value	ocena	błąd est.	p-value
Stała	-1,41	0,21	<10 ⁻²	-1,84	0,19	<10 ⁻²
Specjalizacja	-0,31	0,07	<10 ⁻²	-0,11	0,07	0,14
Wielkość ekonomiczna	-0,53	0,06	<10 ⁻²	-0,81	0,05	<10 ⁻²
Wielkość obszarowa	-0,61	0,05	<10 ⁻²	-0,08	0,05	0,13
Dopłaty do niekorzystnych warunków	0,20	0,05	<10 ⁻²	0,07	0,05	0,16
Dopłaty do inwestycji	-0,23	0,08	<10 ⁻²	-0,21	0,07	<10 ⁻²
Udział powierzchni zbóż	0,16	0,10	0,10	1,43	0,10	<10 ⁻²
Ln (cena dzierżawy ziemi)	0,24	0,03	<10 ⁻²	-0,06	0,02	<10 ⁻²
Ln (cena pracy najemnej)	0,03	0,08	0,70	1,10	0,08	<10 ⁻²
Trend liniowy	-0,03	0,01	0,03	-0,06	0,01	<10 ⁻²
ρ (współczynnik korelacji)	0,20	0,03	<10 ⁻²	log wiarygodności = -4910,6		

Źródło: opracowanie własne.

Wśród ośmiu głównych zmiennych objaśniających aż pięć miało charakter zero-jedynkowy, co dodatkowo pozwala na porównanie bezpośredniej siły ich oddziaływania na decyzje producentów. Z tego badania wynika, że na decyzje dotyczące ziemi najsilniej wpływa wielkość obszarowa, a najsłabiej – dopłaty do niekorzystnych warunków. W przypadku pracy wyniki te pokazują, że wielkość ekonomiczna jest czynnikiem najsilniejszym, a role dopłat do niekorzystnych warunków i wielkość obszarowa są marginalne.

W modelu zmienną kontrolną jest trend, a ujemne wartości obu parametrów wskazują, że w badanym okresie w przypadku obu nakładów zachodził autonomiczny proces coraz częstszego korzystania z ziemi dzierżawionej i pracy najemnej. Proces ten zachodził dwukrotnie szybciej dla decyzji dotyczących pracy.

W tabeli 6 zaprezentowano oceny parametrów informujących o wpływie przynależności gospodarstwa do regionu jako dodatkowego źródła zróżnicowania każdej z decyzji. Dodatnia wartość odpowiedniego parametru wskazuje, że lokalizacja gospodarstwa w wybranym województwie zwiększa prawdopodobieństwo korzystania wyłącznie z ziemi albo pracy własnej w stosunku do analogicznego gospodarstwa z województwa dolnośląskiego. Na podstawie tych ocen można też dokonać grupowania województw z uwagi na ich rolę w podejmowaniu decyzji przez gospodarstwa po wyeliminowaniu wpływu pozostałych zmiennych objaśniających, których rolę omówiono wcześniej.

Porównując oceny parametrów w obu równaniach, można zauważyć, że oceny te są parami różne, co wskazuje, iż rola czynnika o charakterze regionalnym jest inna w przypadku decyzji o ziemi i inna w przypadku pracy. Gdy decyzje dotyczyły ziemi, to uwzględniając oceny i błędy szacunku parametrów, bardzo podobnymi gospodarstwami w stosunku do województwa dolnośląskiego są: małopolskie (ocena parametru wynosi 0,004), podkarpackie (0,05), opolskie (0,11), świętokrzyskie (-0,13), lubuskie (0,15) i podlaskie (-0,18). Istotnie najniższa skłonność do korzystania wyłącznie z ziemi własnej występuje w województwie lubelskim (-0,25), a w pozostałych ta skłonność jest dużo większa, przy czym na szczycie rankingu jest wielkopolskie (0,97). W ostatniej grupie o najwyższej skłonności znajdują się jeszcze kujawsko-pomorskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie, mazowieckie, łódzkie i zachodniopomorskie.

W odniesieniu do pracy okazuje się, że w województwie podlaskim (ocena jest równa 0,55) jest wyraźnie najsilniejsza skłonność gospodarstw do wykorzystywania wyłącznie pracy własnej i wyróżnia się ono na tle

pozostałych. Natomiast w małopolskim (-0,78) i podkarpackim (-0,70) ta skłonność jest najmniejsza. Dodatkowo współczynnik korelacji między oboma rankingami dla ocen z obu równań jest ujemny i wynosi -0,34, czyli wskazuje na odmiennosc w zakresie obu nakładów, gdy rozważa się wyłącznie perspektywę regionu jako źródła zróżnicowania decyzji.

Tabela 6. Oceny parametrów dwuwymiarowego modelu probitowego (równanie 3 – część 2)

Regiony*	Y ₁ : ziemia			Y ₂ : praca		
	ocena	btqd est.	p-value	ocena	btqd est.	p-value
Kujawsko-pomorskie	0,76	0,09	<10 ⁻²	-0,22	0,09	<10 ⁻²
Lubelskie	-0,25	0,09	<10 ⁻²	-0,06	0,08	0,42
Lubuskie	0,15	0,15	0,31	-0,10	0,13	0,42
Łódzkie	0,54	0,09	<10 ⁻²	-0,59	0,10	<10 ⁻²
Małopolskie	0,004	0,13	0,98	-0,78	0,11	<10 ⁻²
Mazowieckie	0,58	0,10	<10 ⁻²	-0,52	0,10	<10 ⁻²
Opolskie	0,11	0,11	0,32	-0,11	0,11	0,30
Podkarpackie	0,05	0,22	0,80	-0,70	0,17	<10 ⁻²
Podlaskie	-0,18	0,17	0,31	0,55	0,15	<10 ⁻²
Pomorskie	0,71	0,10	<10 ⁻²	-0,67	0,09	<10 ⁻²
Śląskie	-	-	-	-0,47	0,15	<10 ⁻²
Świętokrzyskie	-0,13	0,15	0,41	-0,31	0,13	0,02
Warmińsko-mazurskie	0,61	0,13	<10 ⁻²	-0,13	0,14	0,33
Wielkopolskie	0,97	0,08	<10 ⁻²	-0,41	0,08	<10 ⁻²
Zachodniopomorskie	0,45	0,11	<10 ⁻²	-0,68	0,10	<10 ⁻²

* Kategorią referencyjną jest województwo dolnośląskie.

Źródło: opracowanie własne.

Jakość modelu i wrażliwość wyników w kontekście danych

W celu określenia stopnia dopasowania modelu do danych zaadaptowano i wykorzystano zliczeniowy miernik R^2 , skonstruowany na podstawie ocen prawdopodobieństw wykorzystania wyłącznie ziemi własnej $Y_1 = 1$ i pracy własnej $Y_2 = 1$ w rozkładzie brzegowym obu zmiennych w modelu (3), analogicznie jak to ma miejsce w modelu dla jednej zmiennej jakościowej (zob. np. [Greene \[2012\]](#); [Gruszczyński \[2010\]](#)). Za punkty ucięcia przyjęto próbkowe częstości zdarzeń $Y_1 = 1$ (29,5%) oraz $Y_2 = 1$ (49,8%) (zob. tabela 2). W konsekwencji R^2 wyrażający odsetek poprawnych prognoz wyniósł prawie 71% w przypadku decyzji dotyczących ziemi i 72% dla pracy. Częstkowe mierniki R^2 przyjmowały wartości odpowiednio 74% dla $Y_1 = 1$ i 69% dla $Y_1 = 0$, a w przypadku pracy także były na bardzo zbliżonym poziomie. Wobec powyższego dopasowanie rozważanego modelu do danych należy uznać za dobre. Wartości tych mierników cząstkowych wskazywały, że trafność rekomendacji pochodzących z modelu dla decyzji $Y_i = 1$ jest nieznacznie lepsza niż dla $Y_i = 0$ ($i = 1, 2$), ale różnica ta nie jest znacząca jakościowo. W uzupełnieniu warto dodać, że obliczono także powyższe mierniki dla dwóch modeli probitowych odrębnych dla Y_1 i Y_2 , czyli dla modelu (3) przy odrzucanym przez dane założeniu o braku ich skorelowania ($\rho = 0$). Wówczas mierniki te przyjmowały prawie identyczną wartość dla czynnika produkcji praca i nieznacznie niższą dla decyzji dotyczących ziemi uprawnej.

Zastosowano także inny miernik, tj. R^2 McFaddena, który jest oparty na koncepcji odległości między niniejszym modelem a modelem bez zmiennych objaśniających (z wyłączeniem tzw. jedynki), mierzonej w kategoriach wartości logarytmu wiarygodności (zob. [Greene \[2012\]](#); [Gruszczyński \[2010\]](#)). W niniejszym modelu (3) wartość tego miernika przyjęła wartość 0,18, co jest wartością typową dla standardowych modeli, tj. logitowego i probitowego.

Przeprowadzono także badanie mające sprawdzić, czy otrzymane rezultaty empiryczne są wrażliwe na wybór zmiennych objaśniających i dobór gospodarstw do badania. Przeprowadzona procedura zakończyła się wynikiem negatywnym. Po pierwsze, usunięcie z modelu (3) czterech nieistotnych determinant z p -value większym niż 0,1 (zob. tabela 5) nie zmieniło zarówno oceny stopnia skorelowania decyzji konsumentów (określonego przez parametr ρ), jak i siły wpływu na niego pozostałych determinant, które wciąż pozostawały czynnikami statystycznie istotnymi. Po drugie, usunięcie wszystkich zmiennych objaśniających z wyjątkiem tych, które określały położenie geograficzne (zob. tabela 6), skutkowało jedynie nieznacznym wzrostem miary skorelowania decyzji z poziomu 0,20 (z błędem szacunku $\pm 0,03$) do 0,22 ($\pm 0,03$). Po trzecie, potwierdziła się ważna rola lokalizacji gospodarstw jako zmiennych kontrolnych, pełniących analogiczną funkcję jak efekty indywidualne w modelach panelowych. Mianowicie usunięcie 15 zmiennych sztucznych (zob. tabela 6) spowodowało silne obniżenie się oceny ρ do poziomu 0,13 ($\pm 0,03$), choć kierunek i siła pozostałych determinant na zróżnicowanie wyborów praktycznie nie zmieniły się. Warto przypomnieć, że istotność obu zestawów zmiennych objaśniających w modelu (3) została potwierdzona przez wyniki testu LR . Po czwarte, wykorzystano koncepcję bootstrappingu do sprawdzenia odporności metody estymacji na ewentualne istnienie w zbiorze obserwacji, które zaburzają stabilność ocen parametrów. W tym celu ze zbioru liczącego łącznie 4620 obserwacji wylosowano za pomocą wielokrotnego losowania ze zwracaniem wiele podpróbek, zawierających 80% obserwacji. Na ich podstawie oszacowano parametry modelu (3), otrzymując wyniki bardzo zbliżone do tych prezentowanych w tabelach 5 i 6. Przykładowo oceny współczynnika korelacji przyjmowały wartości z przedziału (0,18; 0,23). Oczywiście błędy średnie estymacji parametrów były nieznacznie większe. Podsumowując: wyniki pochodzące z tej procedury potwierdziły omówione powyżej relacje między decyzjami gospodarstw a ich determinantami, a więc nie wykryły wrażliwości wyników estymacji na tzw. obserwacje odstające lub wpływowe.

Wnioski

W niniejszej pracy przedmiotem analizy była identyfikacja czynników wyjaśniających decyzje gospodarstw dotyczące wyboru pracy własnej lub najemnej oraz ziemi własnej lub dzierżawionej. W celu weryfikacji postawionych hipotez wykorzystano dwuwymiarowy model probitowy. Przeprowadzony test ilorazu wiarygodności informował o konieczności odrzucenia koncepcji modelu w formie dwóch niezależnych modeli probitowych. Wyniki badań wskazały na istotne pozytywne skorelowanie decyzji o wyborze ziemi własnej i pracy własnej, tzn. że wraz ze wzrostem prawdopodobieństwa wyboru ziemi własnej następował wzrost prawdopodobieństwa wyboru pracy własnej.

Otrzymane rezultaty analizy wskazały na częściowe potwierdzenie pierwszej z postawionych hipotez badawczych. Podczas, gdy dopłaty do niekorzystnych warunków gospodarowania zwiększają prawdopodobieństwo korzystania jedynie z własnej ziemi i własnej pracy, to dopłaty do inwestycji zwiększają skłonność do dzierżawy ziemi i korzystania z pracy najemnej.

Druga hipoteza została pozytywnie zweryfikowana, czyli wraz ze wzrostem wielkości gospodarstwa rośnie skłonność do dzierżawy ziemi. W przypadku wykorzystania pracy najemnej stwierdzono, że wraz ze wzrostem wielkości ekonomicznej wzrasta prawdopodobieństwo wykorzystania pracy najemnej. Wielkość obszaru okazała się nieistotna.

W wyniku przeprowadzonej analizy stwierdzono, że wzrost arealu upraw zbóż nie ma wpływu na skłonność do dzierżawy dodatkowej ziemi, ale zwiększa prawdopodobieństwo wykorzystania wyłącznie pracy własnej, czyli obniża szansę na zaangażowanie pracowników najemnych. Zatem otrzymany wynik częściowo potwierdza hipotezę trzecią w części dotyczącej pracy.

Wzrost ceny dzierżawy ziemi zwiększa skłonność do korzystania jedynie z własnych zasobów ziemi, ale zwiększa prawdopodobieństwo wykorzystania pracy najemnej. Z kolei wzrost ceny pracy nie ma wpływu na wykorzystanie jedynie ziemi własnej, lecz zwiększa prawdopodobieństwo wykorzystania wyłącznie pracy własnej.

Hipoteza piąta częściowo znalazła potwierdzenie w wynikach analizy, ponieważ największa skłonność do korzystania jedynie z ziemi własnej występowała w regionach, w których występują największe obszarowo gospodarstwa (zachodniopomorskie, warmińsko-mazurskie). Natomiast w województwach o największym rozdrobieniu agrarnym skłonność do korzystania tylko z ziemi własnej była nieistotnie różna od skłonności w województwie dolnośląskim.

Szósta hipoteza zakładała, że regiony, w których występują duże obszarowo gospodarstwa, muszą posiłkować się pracą najemną, więc w tych województwach będzie najmniejsza skłonność do korzystania wyłącznie z pracy własnej. Hipoteza ta nie znalazła potwierdzenia w otrzymanych rezultatach, ponieważ zarówno w regionach o dużej fragmentaryzacji rolnictwa i drobno obszarowych gospodarstwach, np. w województwie małopolskim, jak i w województwie zachodniopomorskim istnieje mała skłonność do korzystania wyłącznie z pracy własnej.

Ograniczeniem niniejszych badań jest bez wątpienia krótki zakres czasowy danych o gospodarstwach rolnych wykorzystanych w badaniu. Jednak pomyślnie zastosowanie proponowanej metodyki badań ekonomicznych nad wyborami gospodarstw daje możliwość przeprowadzenia pogłębionej analizy na podstawie aktualnych danych, uwzględniających przede wszystkim te z ostatnich dziesięciu lat.

Otrzymane wnioski dotyczące decyzji o ziemi lub pracy własnej uzyskane w badaniu mikroekonomicznym na podstawie danych z lat 2004–2011 są potwierdzane przez trend tego zjawiska w następnych dziesięciu latach, który można dostrzec na rysunku 1. Bez wątpienia nastąpiło wyraźne zwiększenie udziału nakładu pracy własnej w latach 2012–2022. W przypadku ziemi własnej wykorzystywanej w uprawach polowych obserwuje się umacnianie tej formy własności gruntu, lecz w wyniku pewnych fluktuacji udział powierzchni ziemi własnej w 2022 r. jest ostatecznie zaledwie o niecałe dwa punkty procentowe wyższy niż w 2011 r. Może to sugerować, że rynek ziemi znajduje się w pewnej równowadze długookresowej. Generalnie zmiany zachowań rolników dotyczących organizacji procesu produkcji powinny być powiązane ze zmianami pokoleniowymi, ale niestety zarówno w Europie, jak i w Polsce narastającym problemem w rolnictwie staje się właśnie brak ciągłości pokoleniowej. To ostatnie zjawisko może tłumaczyć, że procesy zmian na polskiej wsi zachodzą bardzo powoli.

Bibliografia

- Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa [2023], *Średnia powierzchnia gospodarstwa*, <https://www.gov.pl/web/arimr/srednia-powierzchnia-gospodarstwa2> (dostęp: 10.12.2024).
- Barker G. [1985], *Prehistoric farming in Europe*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Beckman J., Countryman A. M. [2021], The importance of agriculture in the economy: impacts from COVID-19, *American Journal of Agricultural Economics*, 103 (5): 1595–1611.
- Bellwood P. [2004], *First farmers: The Origins of Agricultural Societies*, John Wiley & Sons Ltd, Hoboken.
- Bojnc Š., Fertő I. [2022], Do different types of Common Agricultural Policy subsidies promote farm employment?, *Land Use Policy*, 112: 105823.
- Bożek J., Szewczyk J. [2019], Zmiany struktury obszarowej gospodarstw rolnych w ujęciu grup typologicznych województw, *Wiadomości Statystyczne*, 64 (8): 19–31.
- Czakowski D. [2015], Rynek roślin okopowych w Polsce: poziom, dynamika i uwarunkowania rozwoju, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 41 (2): 147–157.
- Dries L., Ciaian P., Kancs d'A. [2012], Job creation and job destruction in EU agriculture, *Food Policy*, 37, 600–608.
- Dupraz P., Latruffe L. [2015], Trends in family labour, hired labour and contract work on French field crop farms: The role of the Common Agricultural Policy, *Food Policy*, 51: 104–118.
- European Commission [2009], *Typology handbook*, RI/CC 1500 rev. 3, 05/10/2009, Brussels.
- European Commission [2011], *RI/CC 882 Rev. 9 Definitions of Variables used in FADN Standard Results*, Brussels.
- European Commission [2022], *Agricultural production – crops*, https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Agricultural_production_-_crops (dostęp: 14.01.2025).
- European Union Farm Accountancy Data Network [2023], <https://agridata.ec.europa.eu/extensions/FADNPublicDatabase/FADNPublicDatabase.html> (dostęp: 14.01.2025).

- Garrone M., Emmers D., Olper A., Swinnen J. [2019], Jobs and agricultural policy: Impact of the Common Agricultural Policy on EU agricultural employment, *Food Policy*, 87: 101744.
- Goraj L., Mańko S., Osuch D., Bocian M., Płonka R. [2012], *Wyniki standardowe 2011 uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN. Część I. Wyniki standardowe*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Gras N. S. B. [1925], *A history of agriculture in Europe and America*, F. S. Crofts & Company, New York.
- Greene W. H. [2012], *Econometric analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Gruszczyński M. [2010], Model zmiennych jakościowych dwumianowych, w: Gruszczyński M. (red.), *Mikroekonometria: modele i metody analizy danych indywidualnych*: 53–102, Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
- Gumbel E. [1961], Bivariate logistic distributions, *Journal of the American Statistical Association*, 56(294): 335–349.
- GUS [2021], *Pracujący i nakłady pracy w gospodarstwach rolnych w okresie 12 miesięcy – wyniki wstępne PSR 2020*, https://stat.gov.pl/download/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/6479/5/1/1/pracujacy_i_naklady_pracy_w_gospodarstwach_rolnych_w_okresie_12_miesiecy-wyniki_wstepne_psr_2020.pdf.
- GUS [2023], *Rocznik statystyczny pracy 2023*, Warszawa.
- GUS [2024a], *Rachunki narodowe według sektorów i podsektorów instytucjonalnych w latach 2019–2022*, Warszawa.
- GUS [2024b], *Rocznik statystyczny rolnictwa (Statistical Yearbook of Agriculture)*, Warszawa.
- Hsiao C. [2003], *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hubacek K., Bergh J. C. J. M. van den [2006], Changing concepts of ‘land’ in economic theory: From single to multi-disciplinary approaches, *Ecological Economics*, 56(1): 5–27.
- Jagoda A., Klimczak M. [2011], Praca jako zasób – pojęcie pracy i jej znaczenie w naukach ekonomicznych, *Acta Universitatis Nicolai Copernici Oeconomia*, 42: 151–160.
- Kaliński J. [2018], Przemiany struktury obszarowej gospodarstw chłopskich w Polsce po 1918 roku, *Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego. Studia i Prace. Szkoła Główna Handlowa*, 3.
- Kiefer N. [1982], Testing for independence in multivariate probit models, *Biometrika*, 69: 161–166.
- Klepacki B., Żak A. [2013], Agrarian transformations in the territory of Poland before and after integration into the European Union, *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 4(30): 95–113.
- Kristensen S. B., Bibby B. M. [2020], A bivariate logistic regression model based on latent variables, *Statistics in Medicine*, 39: 2962–2979.
- Lancaster T. [2000], The incidental parameter problem since 1948, *Journal of Econometrics*, 95: 391–413.
- Loizou E., Karelakis Ch., Galanapoulos K., Mattas K. [2019], The role of agriculture as a development tool for a regional economy, *Agricultural Systems*, 173: 482–490.
- Maddala G. S. [2006], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Marks-Bielska R. [2021], Conditions underlying agricultural land lease in Poland, in the context of the agency theory, *Land Use Policy*, 102: 1–9.
- McFadden D. [2001], Economic choices, *American Economic Review*, 91(3): 351–378.
- Mioduszewski J. (2020), Znaczenie dzierżawy w zagospodarowaniu gruntów rolnych Skarbu Państwa, w: Przygodzka R., Gruszewska E. (red.), *Instytucjonalne i strukturalne aspekty rozwoju rolnictwa i obszarów wiejskich. Księga poświęcona pamięci dr. hab. Adama Sadowskiego Profesora Uniwersytetu w Białymstoku*: 201–231, Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku, Białystok.
- Petrescu-Mag R. M., Petrescu D., Reti K.-O. [2019], My land is my food: Exploring social function of large land deals using food security deals relations in five Eastern European countries, *Land Use Policy*, 82: 729–741.
- Roser M. [2023], *Employment in Agriculture*, <https://ourworldindata.org/employment-in-agriculture> (dostęp: 1.03.2025).
- Samuelson P. A. [1978], The Canonical Classical Model of Political Economy, *Journal of Economic Literature*, 16(4): 1415–1434.
- Satterthwaite S. P., Hutchinson T. P. [1978], A generalisation of Gumbel’s bivariate logistic distribution, *Metrika*, 25: 163–170.
- Silvey S. D. [1959], The Lagrangian multiplier test, *The Annals of Mathematical Statistics*, 30(2): 389–407.
- Suchoń A. [2016], Z aktualnej problematyki dzierżawy nieruchomości rolnych, *Przegląd Prawa Rolnego*, 1(18): 49–64.
- Szymańska E., Maj J. [2018], Zmiany w powierzchni gospodarstw rolnych w Polsce w latach 2010–2017, *Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 105(2): 50–58.
- Szymańska E. J. [2021], Zmiany struktury agrarnej na polskiej wsi w latach 1918–2018, *Zeszyty Wiejskie*, 27: 31–58.