

ZASTOSOWANIE REGRESJI PANELOWEJ DLA OCENY PRODUKTYWNOŚCI I DOCHODOWOŚCI W ROLNICTWIE KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ PO 2005 ROKU

Andrzej Czyżewski, Jakub Staniszewski

Katedra Makroekonomii i Gospodarki Żywnościowej, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
Kierownik katedry: prof. dr hab. Andrzej Czyżewski

Słowa kluczowe: struktury wytwórcze, rolnictwo, produktywność, dochodowość
Key words: production structures, agriculture, productivity, profitability

S y n o p s i s. Badanie przeprowadzono metodą regresji panelowej na danych dla 27 państw UE w latach 2005, 2007, 2010 i 2013. Analizowano oddziaływanie 29 zmiennych strukturalnych na produktywność i dochodowość podstawowych czynników wytwórczych – pracy, kapitału i ziemi. Dane dotyczące struktur wytwórczych pochodzą z badania struktury gospodarstw rolnych – FSS (ang. *Farm Structure Survey*) i opisują rozkład czynników wytwórczych pomiędzy najmniejsze i największe gospodarstwa pod względem powierzchni i wielkości ekonomicznej, ich udział w całkowitej produkcji rolnictwa, strukturę produkcji rolnej, organizację produkcji oraz relacje zasobowe. Badania ujawniły istotną zależność produktywności pracy i ziemi od nakładów kapitału oraz spadek znaczenia tej zależności przy przejściu na kryterium dochodowości. Jednocześnie ujawniły się inne determinanty natury strukturalnej, istotniejsze dla poprawy dochodowości, takie jak koncentracja czynnika pracy w średnich gospodarstwach czy określona struktura produkcji. Z badań wynika, że koszty pozyskania kapitału niwelowały pozytywne efekty dochodowe jego zastosowania.

WSTĘP

W ekonomii kategoria efektywności ma fundamentalne znaczenie. W swej istocie dotyka problemu gospodarowania rzadkimi zasobami i optymalizacji ich wykorzystania dla wytworzenia dóbr i usług. Optymalizacja zaś *dotyczy wszelkich działań mających na celu poszukiwanie rozwiązań najlepszych, to znaczy optymalnych w danych warunkach – przy ustalonych założeniach i przy przyjętym kryterium (kryteriach)* [Dowgiałło 2004, s. 256]. Definiując wstępnie produktywność jako *miarę efektu osiągniętego z poszczególnych czynników produkcji* [Woś 1984, s. 579], uznać można ją za podstawowe kryterium optymalizacji. Choć zastosowanie efektywności do oceny stopnia optymalizacji procesów wytwórczych jest bardziej rozpowszechnione w badaniach przedsiębiorstw, a zatem w skali mikro, to także w badaniach makroekonomicznych powszechne są odwołania do tej kategorii. Przykładem niech będzie wskaźnik produktu krajowego brutto (PKB) *per capita*, który utożsamiać można z miernikiem globalnej produktywności pracy. Wskazując na trzy podstawowe zasoby – pracę, narzędzia (kapitał) i zasoby naturalne (ziemię) oraz

odnosząc je do wielkości produktu społecznego końcowego (PKB), określić można relacje *input-output*, które ujęte łącznie wyrażają ogólną efektywność ekonomiczną [Pajestka 1981, s. 38]. Procedurę tę zastosować można także w przypadku poszczególnych sektorów gospodarki (skala mezoekonomiczna).

Efektywność produkcji rolnej postrzegana może być przez pryzmat produktywności zastosowanych czynników wytwórczych lub jako dochodowość działalności rolniczej, uwzględniającą w rachunku również stronę kosztową. Choć zbiór czynników warunkujących efektywność jest względnie stały, to oddziaływanie tych czynników nie musi być podobne dla każdego z zidentyfikowanych wymiarów efektywności.

Wyróżnić można wiele determinant efektywności działalności rolniczej, poczynając od jakości rolniczej przestrzeni produkcyjnej (uwarunkowania przyrodnicze), poprzez uwarunkowania makroekonomiczne (koniunktura gospodarcza, nożyce cen, handel zagraniczny itp.), na czynnikach endogenicznych (wewnętrznych) kończąc. Wśród tych ostatnich szczególną rolę odgrywają rolnicze struktury wytwórcze, definiowane jako układ i wzajemne relacje wykorzystywanych w rolnictwie czynników produkcyjnych oraz efektów ich wykorzystania. Struktury te mogą mieć wiele wymiarów, takich jak rozkład czynników pomiędzy gospodarstwa o różnej wielkości, struktura organizacyjna (udział gospodarstw o określonym statusie prawnym, produkujących na własny użytek itp.) czy też struktura produkcji (udział produkcji roślinnej i zwierzęcej w wartości produkcji, udział określonego typu produkcyjnego gospodarstw w ogóle gospodarstw itp.). Wymiary te stanowią strukturalne determinanty efektywności, a problem poszukiwania ich związków z produktywnością i dochodowością rolnictwa jest dobrze udokumentowany w literaturze przedmiotu. Wśród opracowań na temat efektywności postrzeganej przez pryzmat wyników produkcyjnych wskazać można m.in. pracę Agnieszki Baer-Nawrockiej i Natalii Markiewicz, które rozpatrywały związki pomiędzy relacjami czynników produkcji a efektywnością wytwarzania w państwach Unii Europejskiej (UE) [Baer-Nawrocka, Markiewicz 2013]. Wyniki badań wskazały na zależność funkcyjną pomiędzy alokacją czynników wytwórczych a ich produktywnością i potwierdziły, że racjonalne wykorzystanie i właściwe relacje między czynnikami produkcji są podstawowym warunkiem efektywności procesu wytwarzania. Ponadto badania wskazały na wpływ struktur produkcyjnych na kształt tej zależności. Z kolei Jolanta Sobierajewska, na podstawie danych polskiego FADN analizowała różnice w produktywności czynników wytwórczych w gospodarstwach o różnych typach produkcyjnych [Sobierajewska 2015]. Wallace Huffman i Robert Evenson badali wpływ zmian strukturalnych w rolnictwie USA na wzrost produktywności oraz potencjalne determinanty tych zmian [Huffman, Evenson 2001]. Dowodzili, że specjalizacja, koncentracja i posiadanie pozarolniczych źródeł dochodu wpływały na całkowitą produktywność zasobów wykorzystywanych w rolnictwie. Dietrich Vollrath za pomocą współczynnika GINI określał wpływ nierówności w rozkładzie ziemi rolniczej na jej produktywność na świecie, dowodząc negatywnej zależności pomiędzy tymi wartościami [Vollrath 2007]. Sun Ling Wang, David Schimmelpfennig i Keith Fuglie badali determinanty całkowitej produktywności czynników wytwórczych w rolnictwie europejskim i wykazali spadek znaczenia w ich strukturze czynnika pracy [Wang i in. 2012].

Również w obrębie analiz dochodowości działalności rolniczej wiele wskazuje na istotność jej strukturalnych determinant. Piotr Sulewski określił wpływ struktur zasobów w gospodarstwach niskotowarowych na poziom dochodowości za pomocą regresji logistycznej [Sulewski 2011]. Wyniki badań wskazały, że główną determinantą zakwalifikowania do grupy gospodarstw o dochodach nieparitetowych była nadreprezentacja w strukturze

czynników wytwórczych czynnika pracy. Zbigniew Gołaś również skupiał się na dochodowości czynnika pracy w polskim rolnictwie. Badając strukturę dochodów, wskazał na kluczowe znaczenie dopłat stymulujących po 2004 roku wzrost dochodowości działalności rolniczej [Gołaś 2013]. Ashok Mishra z zespołem poszukiwali głównych determinant dochodowości rolnictwa w USA. Wśród nich identyfikowali zmienne strukturalne, takie jak typ produkcyjny gospodarstwa czy stopień specjalizacji [Mishra i in. 2012]. Steve Blank, Kenneth Erickson i Charles Moss badając z kolei dochodowość kapitału w gospodarstwach rolnych w USA, doszli do wniosku, że jest ona tym większa, im większy udział w tworzeniu dochodów ma działalność rolnicza [Blank i in. 2012].

Wszystkie te wyniki badań dowodzą zatem wpływu rolniczych struktur wytwórczych na wyniki ekonomiczne sektora rolnego. Pomijają one jednak ważny problem zróżnicowania tego wpływu w zależności od przyjętych kryteriów oceny wyników ekonomicznych. Celem opracowania jest określenie, czy zmiany rolniczych struktur wytwórczych sprzyjające wzrostowi produktywności sprzyjają również poprawie dochodowości rolnictwa. Ponadto, wyniki badań stanowią wstęp do bardziej ogólnych rozważań na temat związków pomiędzy ukształtowaniem struktur wytwórczych a efektywnością rolnictwa państw UE.

METODYKA BADAŃ

Badanie podzielono na kilka etapów. W pierwszym z nich wyszczególniono szereg zmiennych, które mogą warunkować produktywność i dochodowość rolnictwa państw UE. Ich zbiór zaprezentowano w tabeli 1. Zaprezentowane zmienne dotyczą rozkładu czynników wytwórczych pomiędzy najmniejsze i największe gospodarstwa pod względem powierzchni i wielkości ekonomicznej oraz ich udziału w całkowitej produkcji rolnictwa. Ponadto, opisują one strukturę produkcji rolnej, specyficzne dla danego kraju uwarunkowania produkcji związane z jej organizacją (m.in. skalę produkcji ekologicznej, pozarolnicze źródła dochodu gospodarstw itp.) oraz relacje zasobowe. Opracowane zmienne posłużyły do wyjaśnienia zróżnicowania w rozmiarach produktywności i dochodowości rolnictwa w krajach UE-27 w latach 2005, 2007, 2010 i 2013, dla których EUROSTAT zbierał dane w ramach badania struktury gospodarstw rolnych – FSS (ang. *Farm Structure Survey*). Zmienne objaśniane przedstawiono w tabeli 2.

Wskaźniki oparte na wartości produkcji dóbr rolniczych posłużyły do opisanie produktywności czynników wytwórczych stosowanych w rolnictwie (pracy, kapitału i ziemi), natomiast te oparte na dochodzie przedsiębiorców rolnych były niezbędne do zobrazowania dochodowości zastosowania tych czynników. W kolejnym etapie badań dla każdej z zaprezentowanych zmiennych zależnych skonstruowano model panelowej regresji wielorakiej z wykorzystaniem opisanych wcześniej zmiennych objaśniających. Panel danych dla 27 państw w 4 okresach pozwolił na uzyskanie próby o liczebności $n = 108$. Przyjmuje się, że dla zachowania wiarygodności zależności na jedną zmienną objaśniającą nie powinno przypadać mniej niż 15 obserwacji. Dlatego maksymalną liczbę zmiennych objaśniających ustalono na 6 oraz dodatkowo wyraz wolny. Przed skonstruowaniem modeli dokonano doboru zmiennych niezależnych. W celu wyeliminowania ze zbioru zmiennych objaśniających zmiennych quasi-stałych obliczono dla nich współczynnik zmienności. W przypadku zmiennej opisującej medianę wieku zarządcy gospodarstwa rolnego (wiek) wartość współczynnika zmienności była niższa od 10% (7,23%), co nakazuje uznać tę zmienną za quasi-stałą i wyeliminować ją z badań.

Tabela 1. Zmienne objaśniające wyszczególnione w badaniu

Charakterystyka	Oznaczenie
Udział w powierzchni użytków rolnych gospodarstw o powierzchni UR poniżej 10 ha	udz_ha_gosp_pon_10ha
Udział w powierzchni użytków rolnych gospodarstw o powierzchni UR powyżej 50 ha	udz_ha_gosp_pow_50ha
Udział w wykorzystaniu zasobów pracy wyrażonych w AWU ¹ gospodarstw o powierzchni UR poniżej 10 ha	udz_AWU_gosp_pon_10ha
Udział w wykorzystaniu zasobów pracy wyrażonych w AWU gospodarstw o powierzchni UR powyżej 50 ha	udz_AWU_gosp_pow_50ha
Udział jednostek przeliczeniowych zwierząt ² znajdujących się w gospodarstwach o powierzchni UR poniżej 10 ha	udz_LSU_gosp_pon_10ha
Udział jednostek przeliczeniowych zwierząt znajdujących się w gospodarstwach o powierzchni UR powyżej 50 ha	udz_LSU_gosp_pow_50ha
Udział w wytwarzaniu produkcji standardowej ³ gospodarstw o powierzchni UR poniżej 10 ha	udz_SO_gosp_pon_10ha
Udział w wytwarzaniu produkcji standardowej gospodarstw o powierzchni UR powyżej 50 ha	udz_SO_gosp_pow_50ha*
Udział w powierzchni użytków rolnych gospodarstw o produkcji standardowej poniżej 15 tys. euro	udz_ha_gosp_pon_15SO*
Udział w powierzchni użytków rolnych gospodarstw o produkcji standardowej powyżej 250 tys. euro	udz_ha_gosp_pow_250SO*
Udział w wykorzystaniu zasobów pracy wyrażonych w AWU gospodarstw o produkcji standardowej poniżej 15 tys. euro	udz_AWU_gosp_pon_15SO*
Udział w wykorzystaniu zasobów pracy wyrażonych w AWU gospodarstw o produkcji standardowej powyżej 250 tys. euro	udz_AWU_gosp_pow_250SO*
Udział jednostek przeliczeniowych zwierząt znajdujących się w gospodarstwach o produkcji standardowej poniżej 15 tys. euro	udz_LSU_gosp_pon_15SO
Udział jednostek przeliczeniowych zwierząt znajdujących się w gospodarstwach o produkcji standardowej powyżej 250 tys. euro	udz_LSU_gosp_pow_250SO*
Udział w wytwarzaniu produkcji standardowej gospodarstw o produkcji standardowej poniżej 15 tys. euro	udz_SO_gosp_pon_15SO
Udział w wytwarzaniu produkcji standardowej gospodarstw o produkcji standardowej powyżej 250 tys. euro	udz_SO_gosp_pow_250SO*
Udział gospodarstw o typie produkcyjnym „uprawy polowe” (zboża, rośliny oleiste, białkowe i ogólne uprawy polowe) w wytwarzaniu produkcji standardowej	udz_SO_field*
Udział gospodarstw o typie produkcyjnym „uprawy warzywne” (wewnętrzne, zewnętrzne i inne) w wytwarzaniu produkcji standardowej	udz_SO_horticulture*
Udział gospodarstw o typie produkcyjnym „uprawy trwałe” (winnice, drzewa owocowe i cytrusowe, gaje oliwne, i inne) w wytwarzaniu produkcji standardowej	udz_SO_permanent*
Udział gospodarstw o typie produkcyjnym „produkcja zwierzęca” (mleko, bydło, owce, kozy, trzoda chlewna, drób) w wytwarzaniu produkcji standardowej	udz_SO_animal
Udział gospodarstw o produkcji mieszanej w wytwarzaniu produkcji standardowej	udz_SO_mixed

Tabela 1. cd.

Charakterystyka	Oznaczenie
Udział gospodarstw, w których ponad 50% produkcji stanowi samozaopatrzenie gospodarstwa	self_consumed
Mediana wieku zarządcy gospodarstwa rolnego	wiek
Udział w produkcji standardowej gospodarstw, które mają jakiegokolwiek dodatkowe źródło dochodu (OGA)	OGA*
Udział w ogólnej powierzchni UR ziemi dzierzawionej lub stanowiącej własność wspólną	udz_ha_non_owned
Udział w powierzchni UR upraw ekologicznych	organic
Techniczne uzbrojenie ziemi (nakłady w euro na ha UR)	euro_per_ha**
Nakłady pracy w AWU na 100 ha UR	AWU_per_100ha*
Techniczne uzbrojenie pracy (nakłady ⁴ w euro na AWU)	euro_per_AWU*

* Zmienne, które ostatecznie zostały wprowadzone do modeli (liczba * oznacza liczbę modeli);

¹ Ze względu na duży udział pracy w niepełnym wymiarze godzin oraz sezonowego zatrudnienia pracowników dorywczych nakłady pracy w rolnictwie wyrażono w umownych rocznych jednostkach pracy (AWU – umowna jednostka pracy jest ekwiwalentem czasu przepracowanego w ciągu roku w gospodarstwie rolnym przez 1 osobę pełnozatrudnioną w rolnictwie. W Polsce przyjęto 2120 godzin przepracowanych w ciągu roku jako równoważnik pełnego etatu – roczną jednostkę pracy) [GUS 2015, s. 50]; ² LSU (ang. *livestock unit*), czyli jednostka przeliczeniowa zwierząt odpowiada jednej sztuce krowy mlecznej [GUS 2015, s. 46]; ³ SO (ang. *standard output*), czyli standardowa produkcja, jest to średnia z 5 lat wartość produkcji określonej działalności roślinnej lub zwierzęcej, uzyskiwana z 1 ha lub od 1 zwierzęcia w ciągu jednego roku w przeciętnych dla danego regionu warunkach [GUS 2015, s. 46]; ⁴ wielkość nakładów kapitałowych określono jako sumę zużycia pośredniego i amortyzacji za [Pocza i in. 2009, s. 47].

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EUROSTAT: ef_kvftaa, ef_kvage, ef_kvftecs, ef_ogaaa, ef_mpmnaaa, ef_mpporganic, aact_eaa04 (dostęp: 30.08.2016).

W dalszej kolejności zmienne zostały dobrane do modeli za pośrednictwem procedury regresji krokowej postępującej z wartościami testu F w przedziale 3-4, co odpowiada poziomowi istotności $\alpha = 0,05$. Procedura była przerywana automatycznie lub w momencie wprowadzenia 6 zmiennych objaśniających i wyrazu wolnego. Uzyskane w ten sposób zależności zostały następnie przeliczone metodą regresji panelowej. Zastosowanie odpornych błędów standardowych – PCSE (ang. *Panel Corrected Standard Errors*) eliminuje problem autokorelacji i heteroskedastyczności. Dla ustalenia, czy zasadne jest stosowanie metody regresji panelowej, przeprowadzono test Breuschy-Pagana. Aby ustalić postać analityczną (losowe lub stałe efekty ustalone) zastosowano test Hausmana.

Tabela 2. Zmienne objaśniane wyszczególnione w badaniu

Charakterystyka	Oznaczenie
Wartość produkcji dóbr rolniczych ¹ wyrażona w euro z 2010 roku przypadająca na AWU	AGO_euro_AWU
Wartość dochodu przedsiębiorców rolnych ² wyrażona w euro z 2010 roku przypadająca na AWU	EI_euro_AWU
Wartość produkcji dóbr rolniczych wyrażona w euro z 2010 roku przypadająca na euro nakładów kapitałowych	AGO_euro_euro
Wartość dochodu przedsiębiorców rolnych wyrażona w euro z 2010 roku przypadająca na euro nakładów kapitałowych	EI_euro_euro
Wartość produkcji dóbr rolniczych wyrażona w euro z 2010 roku przypadająca na jeden ha UR	AGO_euro_ha
Wartość dochodu przedsiębiorców rolnych wyrażona w euro z 2010 roku przypadająca na jeden ha UR	EI_euro_ha

¹ AGO (ang. *Agricultural Goods Output*), czyli produkcja dóbr rolniczych, stanowi sumę wartości produkcji roślinnej i zwierzęcej w danym roku wyrażonej w cenach bazowych (z uwzględnieniem dopłat do produkcji) [Gomułka, Floriańczyk 2005, s. 8]; ² EI (ang. *Entrepreneurial Income*), czyli dochód przedsiębiorców rolnych, obliczany jest według wzoru: wartość produkcji dóbr rolniczych + wartość usług rolniczych + wartość przychodów z działalności drugorzędnej + subwencje do produkcji – zużycie pośrednie – amortyzacja – podatki + pozostałe subwencje związane z działalnością produkcyjną – koszty związane z zatrudnieniem pracowników – czynsze zapłacone – zapłacone odsetki + odsetki uzyskane. Jest to największa kategoria dochodu rolniczego w metodologii rachunków ekonomicznych rolnictwa, uwzględniająca wszystkie przychody i koszty [Gomułka, Floriańczyk 2005, s. 8].

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EUROSTAT: ef_olfftecs, aact_eaa04, ef_oluft (dostęp: 30.08.2016).

WYNIKI BADAŃ

Procedura regresji krokowej pozwoliła na wyodrębnienie wstępnej listy determinant cechujących się maksymalnie dużym stopniem korelacji ze zmiennymi objaśnianymi i maksymalnie małym z pozostałymi zmiennymi objaśniającymi [Stanisz 2007, s. 138]. Statystyki wstępnie oszacowanych regresji zawarto w tabeli 3. Prezentuje ona dla każdego ze zidentyfikowanych regresorów wartości semicząstkowego współczynnika determinacji (Semicz. R^2) oraz czynnik inflacji wariancji (CIW). Pierwszy ze wskaźników informuje, jaki udział wariancji zmiennej zależnej objaśnia samodzielnie dana zmienna po wyłączeniu wpływu pozostałych [Stanisz 2007, s. 71]. CIW służy z kolei do wykrywania współliniowości. Przyjmuje się, że współliniowość występuje, gdy wskaźnik ten przyjmuje wartości wyższe niż 10 [Stanisz 2007, s. 78]. Ponadto, w tabeli 3. umieszczono wartości skorygowanego R^2 dla zależności oszacowanych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK). Wskaźnik ten pozwala porównywać dopasowanie w sytuacji, gdy modele mają różną liczbę zmiennych objaśniających.

Wstępnie oszacowane modele cechowały się dobrym dopasowaniem (wysokie wartości skorygowanego R^2), a wśród włączonych do nich zmiennych nie występowała współliniowość (niskie wartości CIW). Niepokojąca wydawać może się jedynie niska wartość semicząstkowego współczynnika determinacji, świadcząca o niewielkim wpływie niektórych zmiennych na dopasowanie modelu. Niemniej wszystkie zidentyfikowane

Tabela 3. Zmienne wprowadzone do modeli na podstawie procedury regresji krokowej

Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6	Skor. R ²
AGO_euro_AWU	euro_per_AWU	OGA	udz_SO_gosp _pow_50ha	udz_SO_gosp _pow_250SO	udz_ha_gosp _pow_250SO	organic	0,9901
Semicz. R ²	0,555	0,004	0,006	0,004	0,002	0,001	
CIW	1,81	1,29	1,91	5,66	4,33	1,19	
EI_euro_AWU	udz_SO_horticulture	udz_AWU_gosp _pon_15SO	udz_AWU_gosp _pow_250SO	OGA	udz_SO_field	udz_ha_gosp _pow_250SO	0,7327
Semicz. R ²	0,11	0,34	0,02	0,02	0,02	0,01	
CIW	1,25	2,90	8,82	1,06	1,82	6,31	
AGO_euro_euro	udz_SO_gosp _pon_10ha	udz_SO_permanent	OGA	organic	udz_ha_gosp _pon_15SO	udz_LSU_gosp _pow_250SO	0,7050
Semicz. R ²	0,01	0,14	0,02	0,05	0,06	0,05	
CIW	3,15	1,25	1,19	1,48	3,38	1,78	
EI_euro_euro	euro_per_AWU	udz_SO_mixed	udz_SO_gosp _pon_10ha	self_consumed	euro_per_ha		0,7399
Semicz. R ²	0,06	0,04	0,18	0,08	0,01		
CIW	3,67	1,65	2,89	2,38	2,93		
AGO_euro_ha	euro_per_ha	AWU_per_100ha	udz_LSU_gosp _pon_15SO	udz_SO_gosp _pon_10ha	OGA	udz_ha_gosp _pon_15SO	0,9903
Semicz. R ²	0,339	0,002	0,007	0,001	0,002	0,001	
CIW	2,15	6,54	2,10	7,02	1,18	3,33	
EI_euro_ha	AWU_per_100ha	udz_LSU_gosp _pon_15SO	euro_per_ha	udz_LSU_gosp _pow_250SO	udz_LSU_gosp _pon_10ha	udz_AWU_gosp _pon_10ha	0,9266
Semicz. R ²	0,08	0,07	0,02	0,02	0,02	0,01	
CIW	5,81	3,12	1,87	1,96	9,20	7,33	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EUROSTAT (dostęp: 30.08.2016).

zmienne są istotne statystycznie na poziomie $\alpha = 0,05$. W tabeli 4. podsumowano wyniki testów Breucha-Pagana i Hausmana. Pierwszy z testów ma za zadanie określić, czy dany panel można estymować za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów, tzn. czy występują efekty specyficzne dla danego okresu lub obserwowanej jednostki. Niska wartość p dla testu Breuscha-Pagana (poniżej 0,05) oznacza, że stosowanie KMNK jest nieuzasadnione i należy zastosować regresję panelową [Kufel 2011, s. 174-175]. Test Hausmana z kolei pozwala określić charakter występujących efektów specyficznych. Bada on korelację pomiędzy zmiennymi objaśniającymi a efektami losowymi. Niska wartość p dla testu (poniżej 0,05) oznacza, że modelem lepiej opisującym daną zmienność jest ten o stałych efektach ustalonych [Kufel, s. 179-180].

Tabela 4. Wyniki testów Breucha-Pagana i Hausmana dla modeli regresji panelowej

Zmienna objaśniana	Breuch-Pagan (p)	Hausman dla modelu z losowymi efektami ustalonymi (p)
AGO_euro_AWU	2,68e-007	4,37e-009
EI_euro_AWU	0,46	x
AGO_euro_euro	3,53e-011	0,63
EI_euro_euro	1,68e-010	0,02
AGO_euro_ha	2,98e-007	0,01
EI_euro_ha	3,18e-014	1,3e-008

Źródło: jak w tab. 3.

Przeprowadzone testy wskazują, że dla 4 z 6 przypadków (produktywność czynnika pracy, dochodowość czynnika kapitału, produktywność czynnika ziemi i dochodowość czynnika ziemi) właściwa okazała się postać modelu regresji panelowej o stałych efektach ustalonych. W przypadku dochodowości czynnika pracy najlepsza okazała się KMNK, a dla produktywności czynnika kapitału – regresja panelowa o losowych efektach ustalonych. W tabelach 5.-10. zaprezentowano parametry oszacowanych modeli wraz z ich błędami standardowymi i wynikami testu istotności.

Pierwszy z oszacowanych modeli opisuje zależności pomiędzy zmiennymi strukturalnymi a produktywnością czynnika pracy (tab. 5.). Bardzo dobrze objaśnia on zmienności produktywności czynnika pracy w państwach UE. Współczynnik determinacji R^2 wynosi 0,9976, a skorygowany współczynnik determinacji 0,9695. Wśród wstępnie zidentyfikowanych regresorów nieistotne okazały się udział w powierzchni UR użytkowników ekologicznych oraz gospodarstw o SO większym niż 250 tys. euro. Model wskazał na silną dodatnią zależność produktywności czynnika pracy od jej technicznego uzbrojenia (euro_per_AWU). Zmienna ta wyjaśnia większość wariancji omawianej miary produktywności (patrz tab. 3.). Istotnymi statystycznie destymulantami produktywności okazały się posiadanie dodatkowych, pozarolniczych źródeł dochodu (OGA) w gospodarstwie oraz udział najsilniejszych ekonomicznych gospodarstw w generowaniu produktu sektora rolnego (udz_SO_gosp_pow_250SO).

Pierwszą z tych zależności tłumaczyć można faktem, że rolnicy w gospodarstwach z dodatkowymi źródłami dochodu mniej koncentrują się na pracy rolniczej, co odbija

Tabela 5. Model regresji panelowej dla produktywności czynnika pracy (AGO_euro_AWU)

Zmienna objaśniająca	Współczynnik	Błąd standardowy	Wartość p
const	5592,33	2085,37	0,0091
euro_per_AWU	1,21019	0,0586852	6,19E-32
OGA	-7804,31	3841,93	0,0459
udz_SO_gosp_pow_50ha	28158,3	9768,87	0,0052
udz_SO_gosp_pow_250SO	-35874,2	10423,8	0,001
organic	-37643,5	21857	0,0893
udz_ha_gosp_pow_250SO	-11795,2	7802,56	0,135
dt_2	410,737	752,529	0,5869
dt_3	-830,149	980,844	0,4002
dt_4	353,764	1373,12	0,7974

Oszacowania efektów specyficznych dla wybranych krajów:

BE	IE	ES	IT	CY	LU	MT	NL	FI	SE
17394	-12182,2	16956,3	11003,7	17960,9	-29219,5	11158,3	20679,7	-21492,3	-17757,8

Źródło: jak w tab. 3.

Tabela 6. Model regresji dla dochodowości czynnika pracy (EI_euro_AWU)

Zmienna objaśniająca	Współczynnik	Błąd standardowy	Wartość p
const	22998,9	1819,16	1,56E-22
udz_SO_horticulture	31608,5	4690,28	1,00E-09
udz_AWU_gosp_pon_15SO	-25383,7	2744,75	4,06E-15
udz_AWU_gosp_pow_250SO	-15758	3443,81	1,35E-05
OGA	-7219,29	3699,47	0,0538
udz_SO_field	12892	5264,52	0,0161
udz_ha_gosp_pow_250SO	-9857,96	3411,9	0,0047

Źródło: jak w tab. 3.

się na jej produktywności. Druga zależność jest dużo bardziej zaskakująca. Wskazuje bowiem, że wysoka koncentracja produkcji ma negatywny wpływ na produktywność pracy. Obserwacja ta jest tym bardziej zaskakująca, że istotną statystycznie stymulantą produktywności pracy okazała się koncentracja produkcji w gospodarstwach największych obszarowo (udz_SO_gosp_pow_50ha). Oznacza to, że pożądanym kierunkiem zmian struktur wytwórczych dla zwiększania produktywności czynnika pracy jest przenoszenie produkcji do dużych obszarowo gospodarstw, cechujących się jednak nie największą skalą produkcji. Dla potwierdzenia powyższej hipotezy niezbędne są jednak pogłębione badania, wykraczające poza zakres tego opracowania.

Należy zauważyć, że okres badania nie stanowił statystycznie istotnej determinanty produktywności czynnika pracy, natomiast w kilku przypadkach istotne okazały się indywidualne cechy krajów nieujęte w badaniu. Jako benchmark do tych porównań przyjęto Polskę. W Belgii, Holandii, Hiszpanii, Włoszech, na Cyprze i na Malcie cechy te powodowały istotnie wyższą produktywność pracy. W Szwecji, Finlandii, Irlandii i Luksemburgu istotnie niższą. Cechy nieujęte w badaniu interpretować można jako poziom organizacyjny gospodarstw, jakość rolniczej przestrzeni produkcyjnej itp.

Zależność dochodowości czynnika pracy od zmiennych strukturalnych (tab. 6.) cechowała się niższym dopasowaniem niż analogiczny model dla produktywności. Współczynnik determinacji R^2 wyniósł 0,7477, a skorygowany współczynnik determinacji 0,7327. Z pięciu istotnie statystycznych regresorów dwa stanowiły stymulanty, trzy zaś destymulanty. Udział w wytwarzaniu produkcji standardowej gospodarstw o typie produkcyjnym „uprawy warzywne” oraz „uprawy polowe” miał pozytywny wpływ na dochodowość czynnika pracy. W przypadku pierwszej ze zidentyfikowanych zmiennych kluczowa może być rola kapitału, który w tym typie produkcyjnym gospodarstw silnie substytuuje pracę i pozwala na generowanie wysokich nadwyżek. Z kolei w przypadku upraw polowych o ich pozytywnym wpływie na dochodowość zastosowania czynnika pracy w rolnictwie decydować może niska pracochłonność lub też samoistna wartość generowana z czynnika ziemi [por. Czyżewski, Matuszczak 2016], którego największe zasoby są wykorzystywane w tym typie produkcyjnym. W przypadku destymulant okazało się, że koncentracja czynnika pracy w gospodarstwach najmniejszych i największych (pod względem SO) ma negatywny wpływ na dochodowość tego czynnika. Problem niskiej wydajności najmniejszych gospodarstw jest często poruszany [por. Skarżyńska 2011, Sulewski 2008, Smędzik 2010], wśród największych gospodarstw problem również sygnalizowano [Czyżewski, Staniszewski 2016], głównie w kontekście problemu tzw. kierunku technologicznego, czyli malejącej produktywności krańcowej nakładów kapitału [Thirtle i in. 2004, Czyżewski, Matuszczak 2015].

Badania ujawniły również negatywny wpływ koncentracji czynnika ziemi w największych gospodarstwach, co ponownie wiązać można z problemem kierunku technologicznego. Tym niemniej najsilniej na dochodowość czynnika pracy oddziaływały koncentracja czynnika pracy w najmniejszych gospodarstwach oraz udział upraw ogrodniczych. Zgodnie z przewidywaniami, istotna przestała być rola technicznego uzbrojenia pracy, stanowiącego główną determinantę produktywności. Oznacza to, że koszty pozyskania kapitału niwelowały pozytywne efekty dochodowe jego zastosowania.

Model identyfikujący strukturalne determinanty produktywności czynnika kapitału (tab. 7.) jako jedyny oszacowano metodą regresji panelowej z losowymi efektami ustalonymi. Wskazał on na istotność jedynie dwóch z wcześniej zidentyfikowanych zmiennych: udziału gospodarstw o typie produkcyjnym „uprawy trwałe” w wytwarzaniu produkcji standardowej oraz udziału w powierzchni użytków rolnych gospodarstw o produkcji standardowej poniżej 15 tys. euro. Obie zmienne miały charakter stymulant. Wskazywać może to na wysoką produktywność kapitału w gospodarstwach prowadzących uprawy trwałe oraz w małych

Tabela 7. Model regresji panelowej dla produktywności czynnika kapitału (AGO_euro_euro)

Zmienna objaśniająca	Współczynnik	Błąd standardowy	Wartość p
const	0,216747	0,079902	0,0078
udz_SO_gosp_pon_10ha	0,209216	0,158671	0,1903
udz_SO_permanent	0,912676	0,28794	0,002
OGA	-0,0794509	0,089592	0,3773
organic	-0,240598	0,45062	0,5946
udz_ha_gosp_pon_15SO	0,370925	0,17359	0,035
udz_LSU_gosp_pow_250SO	-0,133070	0,103524	0,2016

Źródło: jak w tab. 3.

Tabela 8. Model regresji panelowej dla dochodowości czynnika kapitału (EI_euro_euro)

Zmienna objaśniająca	Współczynnik	Błąd standardowy	Wartość p
const	0,571516	0,142279	0,0001
euro_per_AWU	6,28E-07	1,89E-06	0,7409
udz_SO_mixed	0,279026	0,41136	0,4997
udz_SO_gosp_pon_10ha	-0,100552	0,360102	0,7809
self_consumed	-0,09897	0,115123	0,3928
euro_per_ha	-3,03E-05	3,64E-05	0,4081
dt_2	-0,005274	0,023848	0,8256
dt_3	-0,051885	0,033789	0,129
dt_4	-0,054188	0,042123	0,2024

Oszacowania efektów specyficznych dla wybranych krajów:

DE	CZ	EL	ES	FR	LT	HU	SK	SE
-0,37	-0,53	0,36	0,30	-0,29	-0,28	-0,20	-0,53	-0,39

Źródło: jak w tab. 3.

gospodarstwach. W przypadku tych drugich wniosek taki odnieść można do teorii malejących przychodów krańcowych. Mniejsze gospodarstwa (szczególnie w krajach „nowej” UE) cechują się mniejszymi nakładami kapitału, którego produktywność jest większa niż w przypadku kolejnych angażowanych jednostek kapitału. W małych gospodarstwach większa wydajność kapitału wynikać może ponadto z jego substytucji nakładami pracy.

Regresja panelowa oszacowana dla dochodowości czynnika kapitału (tab. 8.) wskazuje na niewielki wpływ determinant natury strukturalnej. Żaden ze zidentyfikowanych wcześniej regresorów nie okazał się bowiem istotny statystycznie, podobnie jak ich zmienność

Tabela 9. Model regresji panelowej dla produktywności czynnika ziemi (AGO_euro_ha)

Zmienna objaśniająca	Współczynnik	Błąd standardowy	Wartość p
const	36,0407	425,81	0,9328
euro_per_ha	1,22	0,076	1,99E-25
AWU_per_100ha	-3,59213	18,954	0,8502
udz_LSU_gosp_pon_15SO	-1629,85	998,47	0,107
udz_SO_gosp_pon_10ha	75,7657	1264,1	0,9524
OGA	15,4623	274,54	0,9552
udz_ha_gosp_pon_15SO	1669,51	901,05	0,068
dt_2	-100,879	54,849	0,07
dt_3	-226,147	65,394	0,0009
dt_4	-234,095	80,257	0,0047

Oszacowania efektów specyficznych dla wybranych krajów:

CY	FI
1060,41	-747,424

Źródło: jak w tabeli 3.

w czasie. Oznaczać to może, że dochodowość kapitału w rolnictwie warunkowana jest wieloma zmiennymi nieujętymi w modelu. Czynnikiem tymi mogą być np. uwarunkowania cenowe produktów rolniczych i środków produkcji (nożyce ceny) czy też koszty pozyskania kapitału. Wniosek ten rozszerzyć można również na wymiar produktywności. Potwierdzenie tych hipotez wykracza jednak poza zakres tematyczny opracowania.

Oszacowania dokonane dla produktywności czynnika ziemi (tab. 9.) cechują się wysokim dopasowaniem. Współczynnik determinacji R^2 wyniósł 0,997, a skorygowany współczynnik determinacji 0,9956. Jednocześnie badanie wskazuje na jeden istotny statystycznie regresor – techniczne uzbrojenie ziemi, które stanowi w świetle prowadzonych badań najsilniejszą stymulantę jej produktywności. Warto odnotować istotny wpływ czasowego zróżnicowania zmiennych (zmienne dt_2,3,4) Oznacza to, że produktywność czynnika ziemi rozwijała się zgodnie z pewną tendencją. Ujemne i malejące dla kolejnych okresów wartości współczynników wskazują, że produktywność czynnika ziemi była w poszczególnych okresach w rzeczywistości istotnie niższa niż w bazowym roku 2005. Dodatkowo zidentyfikowano dwa kraje, które ze względu na czynniki nieujęte w badaniu cechowały się istotnie odmienną produktywnością ziemi. Były to Finlandia i Cypr. Zważywszy na rodzaj różnic, dodatnią w przypadku Cypru i ujemną w przypadku Finlandii, można przypuszczać, że kluczowe są uwarunkowania przyrodnicze.

Ostatni z oszacowanych modeli opisuje dochodowość czynnika ziemi (tab. 10.). Przy współczynniku determinacji R^2 o wartości 0,9886 (skorygowany 0,983) wskazuje on na trzy istotne, strukturalne determinanty dochodowości: nakłady pracy na 100 ha, techniczne uzbrojenie ziemi oraz udział jednostek przeliczeniowych zwierząt znajdujących się w gospodarstwach o produkcji standardowej powyżej 250 tys. euro. Dodatni wpływ dwóch pierwszych zmiennych nie jest zaskoczeniem. O dochodowości wykorzystania czynnika ziemi świadczą bowiem w dużej mierze ponoszone nakłady pracy i kapitału. Nieco bar-

Tabela 10. Model regresji panelowej dla dochodowości czynnika ziemi (EI_euro_ha)

Zmienna objaśniająca	Współczynnik	Błąd standardowy	Wartość p
const	894,665	407,887	0,0315
AWU_per_100ha	35,4806	13,8364	0,0124
udz_LSU_gosp_pon_15SO	-65,1239	534,434	0,9034
euro_per_ha	0,163285	0,058447	0,0067
udz_LSU_gosp_pow_250SO	-1159,58	382,145	0,0034
udz_LSU_gosp_pon_10ha	-1332,18	799,994	0,1002
udz_AWU_gosp_pon_10ha	-586,789	616,985	0,3448
dt_2	37,812	43,051	0,3827
dt_3	24,479	58,5871	0,6773
dt_4	41,158	75,131	0,5855

Oszacowania efektów specyficznych dla wybranych krajów:

BG	EL	ES	IT	CY	HU	MT	PT
677,634	1070,93	1019	672,262	1969,29	610,791	4472,48	416,901

Źródło: jak w tab. 3.

dziej zaskakująca zdaje się zależność koncentracji produkcji zwierzęcej tym bardziej, że jest to zależność ujemna. Przyczyną może być negatywne oddziaływanie koncentracji chowu zwierząt na środowisko naturalne. Duża koncentracja produkcji zwierzęcej może prowadzić do zwiększonego zanieczyszczenia gleb amoniakiem i tym samym pogorszenia ich żyzności, co znajduje odbicie w plonowaniu i generowanym dochodzie. Dodatkowo, kilka państw charakteryzowało się wyższą niż Polska dochodowością czynnika ziemi, wynikającą z czynników nieujętych w modelu. W tej grupie znalazły się Bułgaria, Grecja, Hiszpania, Włochy, Cypr, Węgry, Malta i Portugalia. Porównując zależności zidentyfikowane dla produktywności i dochodowości ziemi, stwierdzić można analogicznie do modeli dotyczących czynnika pracy, że o ile produktywność warunkowana była głównie poprzez techniczne uzbrojenie, o tyle dochodowość była funkcją także innych zmiennych o charakterze strukturalnym.

PODSUMOWANIE

Podsumowując rozważania dotyczące strukturalnych determinant produktywności i dochodowości rolnictwa, sformułować można następujące wnioski:

1. Badania dotychczas prowadzone na ogół skupiały się na ocenie efektywności gospodarowania w rolnictwie jedynie przez pryzmat jednego miernika. W opracowaniu uwzględniono oddziaływanie poszczególnych determinant strukturalnych na różne kategorie wyniku ekonomicznego. W przypadku produktywności czynnika pracy najistotniejszą determinantą okazało się jej techniczne uzbrojenie, w mniejszym stopniu zaś koncentracja produkcji w największych powierzchniowo gospodarstwach, negatywnie oddziaływała zaś duża skala upraw ekologicznych oraz udział w produkcji gospodarstw największych. Rozpatrując z kolei efektywność czynnika pracy przez pryzmat jego dochodowości, trzeba stwierdzić, że determinantą staje się struktura produkcji i rozkład czynnika pracy pomiędzy gospodarstwa.
2. Efektywność wykorzystania czynnika kapitału była w niewielkim stopniu determinowana zmiennymi natury strukturalnej, co tłumaczyć można większą rolą czynników egzogenicznych, takich jak koszty jego pozyskania, natomiast produktywność czynnika ziemi, podobnie jak w przypadku czynnika pracy, warunkowana była najsilniej technicznym uzbrojeniem. Analogicznie przy przejściu na miary dochodowości cecha ta straciła na znaczeniu na rzecz innych zmiennych: nakładów pracy na 100 ha oraz koncentracji produkcji zwierzęcej.
3. Badanie ujawniło różnice w zbiorze strukturalnych determinant produktywności i dochodowości. Zmiany rolniczych struktur wytwórczych sprzyjające wzrostowi produktywności nie zawsze muszą sprzyjać również poprawie dochodowości rolnictwa. Istotna rola kapitału dla poprawy produktywności czynników pracy i ziemi i jednocześnie ograniczony wpływ tego zasobu na ich dochodowość są przesłanką do twierdzenia, że koszty jego pozyskania przewyższają ekonomiczne korzyści wynikające z jego stosowania. Podważa to zasadność dalszego kapitałochłonnego rozwoju rolnictwa w UE i nakazuje poszukiwania nowych źródeł wzrostu gospodarczego, związanych np. z restrukturyzacją i efektywniejszym zastosowaniem obecnie posiadanych zasobów.

LITERATURA

- Baer-Nawrocka Agnieszka, Markiewicz Natalia, 2013: *Relacje między czynnikami produkcji a efektywność wytwarzania w rolnictwie Unii Europejskiej*, „Journal of Agribusiness and Rural Development”, 3(29), s. 5-16.
- Blank Steven, Kenneth Erickson, Charles Moss, 2005: *Profit patterns across American agriculture*, „Journal of Agricultural and Resource Economics”, 30(2), s. 205-230.
- Czyżewski Andrzej, Jakub Staniszewski, 2016: *Land and labour productivity in Polish agriculture against highly-developed countries of the European Union*, w publikacji.
- Czyżewski Andrzej, Anna Matuszczak, 2015: *Potrzeba zmian w modelu rozwoju rolnictwa a finansowanie celów w budżecie rolnym Polski po 2005 roku*, „Studia Ekonomiczne”, 218, s. 113-132.
- Czyżewski Bazyli, Anna Matuszczak, 2016: *A new land rent theory for sustainable agriculture*, „Land Use Policy”, 55, s. 222-229.
- Dowgiałło Zygmunt, 2004: *Optymalizacja*, [w] *Słownik ekonomiczny dla przedsiębiorcy*, Zygmunt Dowgiałło (red.), Wydawnictwo Znicz, Warszawa, s. 256.
- Gołaś Zbigniew, 2010: *Wydańność i dochodowość pracy w rolnictwie w świetle rachunków ekonomicznych dla rolnictwa*, „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej”, 3, s. 19-42.
- Gomułka Józef, Zbigniew Floriańczyk, 2005: *Wyniki ekonomiczne polskiego rolnictwa w latach 2003-2004*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej-Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- GUS, 2015: *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2014*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.
- Huffman Wallace, Robert Evenson, 2001: *Structural and productivity change in US agriculture, 1950-1982*, „Agricultural Economics”, 24(2), s. 127-147.
- Kufel Tadeusz, 2011: *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Mishra Ashok, Michael Harris, Kenneth Erickson, Charlie Hallahan, Joshua Detre, 2012: *Drivers of agricultural profitability in the USA: An application of the Du Pont expansion method*, „Agricultural Finance Review”, 72(3), s. 325-340.
- Pajestka Józef, 1981: *Czynniki i współzależności rozwoju społeczno-gospodarczego. Determinanty postępu I*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Poczta Walenty, Wawrzyniec Czubak, Karolina Pawlak, 2009: *Zmiany w wolumenie produkcji i dochodach rolniczych w warunkach akcesji Polski do UE*, „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej”, 4, s. 40-52.
- Skarżyńska Aldona, 2011: *Skala produkcji rolniczych działalności produkcyjnych a ich opłacalność*, „Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G”, t. 98, z. 1, s. 7-21.
- Smeździk Katarzyna, 2010: *Skala produkcji a efektywność różnych typów indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce z zastosowaniem modeli DEA*, „Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy”, 3, s. 261-273.
- Sobierajewska Jolanta, 2015: *Zmiany w strukturze produkcji a efektywność gospodarstw rolnych*, „Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu”, 17(5), s. 258-263.
- Stanisz Andrzej, 2007: *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom 2. Modele liniowe i nieliniowe*, Statsoft, Kraków.
- Sulewski Piotr, 2008: *Powierzchnia użytków rolnych a efektywność gospodarstw rodzinnych*, „Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G”, 94(2), s. 130-135.
- Sulewski Piotr, 2011: *Gospodarstwa niskotowarowe a parytet dochodowy i efektywność funkcjonowania*, „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej”, 2, s. 41-58.
- Thirtle Colin, Lin Lin, Jim Holding, Lindie Jenkins, Jenifer Piesse, 2004: *Explaining the decline in UK agricultural productivity growth*, „Journal of Agricultural Economics”, 55(2), s. 343-366.
- Vollrath Dietrich, 2007: *Land distribution and international agricultural productivity*, „American Journal of Agricultural Economics”, 89(1), s. 202-216.
- Wang Sun Ling, David Schimmelpfennig, Keith Fuglie, 2012: *Is agricultural productivity growth slowing in western Europe*, [w] *Productivity growth in agriculture: An international perspective*, Keith Fuglie, Sun Ling Wang, Eldon Ball (red.), s. 109-125.
- Woś Augustyn, 1984: *Produkcyjność czynników wytwórczych*, [w] *Encyklopedia Ekonomiczno-Rolnicza*, WRiL, Warszawa.

Andrzej Czyżewski, Jakub Staniszewski

*THE USE OF A PANEL REGRESSION FOR THE ASSESSMENT OF PRODUCTIVITY
AND PROFITABILITY IN THE AGRICULTURE OF THE EUROPEAN UNION COUNTRIES
AFTER 2005*

Summary

The study was conducted with a panel data regression method for the 27 EU countries in 2005, 2007, 2010 and 2013. It examined the impact of 29 structural variables on the productivity and profitability of the basic manufacturing factors: labor, capital and land. Data on production structures was derived from the Farm Structure Survey (FSS). It described the distribution of production factors between the smallest and the largest holdings in terms of area and economic size, their share of total agricultural production, the structure of agricultural production, the organization of production and resources. The study revealed a significant dependence of land and labor productivity on the inputs of capital as well as the decrease in importance of the dependency on the criterion of profitability. At the same time, the research emphasized other determinants of a structural nature that are more important for improving profitability, such as the concentration of the labor factor in medium-sized farms or the specified structure of production. This direction of the dependencies implies that the cost of capital raising may exceed gains from its use.

Adres do korespondencji:
Prof. dr hab. Andrzej Czyżewski, mgr Jakub Staniszewski
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
Katedra Makroekonomii i Gospodarki Żywnościowej
al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań
tel. (61) 854 30 17
e-mail: a.czyzewski@ue.poznan.pl, jakub.staniszewski@ue.poznan.pl