

## RELACJE GŁÓWNYCH SKŁADOWYCH DETERMINUJĄCYCH RACHUNKI DOCHODÓW ROLNICZYCH W KRAJACH O RÓŻNYM STAŻU CZŁONKOWSKIM W UNII EUROPEJSKIEJ

*Andrzej Czyżewski, Łukasz Kryszak*

Katedra Makroekonomii i Gospodarki Żywnościowej  
Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu  
Kierownik katedry: prof. dr hab. Andrzej Czyżewski

Słowa kluczowe: dochody rolnicze, wydajność pracy, funkcja produkcji typu Cobba-Douglassa, kierat technologiczny

*Key words: agricultural income, work productivity, Cobb-Douglas production function, agricultural treadmill*

**S y n o p s i s.** Celem opracowania była identyfikacja i porównanie wpływu podstawowych kategorii ekonomicznych (przychody, koszty, subsydia) na rachunek dochodów w rolnictwie poszczególnych krajów Unii Europejskiej (UE) oraz identyfikacja relacji między czynnikami kształtującymi poziom przychodów i wydajności pracy. Posłużono się modelami regresji panelowej oraz funkcjami potęgowymi, w szczególności funkcją typu Cobba-Douglassa. Okres badań obejmował lata 1998-2013. Zależności odniesiono do koncepcji występowania kieratu technologicznego w rolnictwie. Przychody mają zasadnicze znaczenie dla wzrostu dochodów, szczególnie w odniesieniu do tzw. nowych krajów członkowskich UE. W ujęciu funkcji produkcji przychody najsilniej reagują na zmiany kapitału. Rosnące znaczenie czynnika kapitału zaznacza się szczególnie w krajach tzw. nowej UE. Fundamentem wzrostu produkcji na zatrudnionego (wydajności pracy) jest poprawa relacji między czynnikami produkcji, a więc wzrost technicznego uzbrojenia pracy oraz ilości ziemi przypadającej na zatrudnionego. W krajach UE-15 kapitałochłonna ścieżka wzrostu wydajności okazuje się mniej skuteczna.

### WPROWADZENIE

Identyfikacja czynników wpływających na poziom i dynamikę dochodów rolniczych jest przedmiotem licznych badań z zakresu ekonomii rolnej, zarówno teoretycznych, jak i empirycznych [Kołoszko-Chomentowska 2007]. Problem ten jest szczególnie istotny choćby dlatego, że w niektórych regionach Polski dochód rolniczy stanowiący opłatę pracy własnej jest niższy niż minimum socjalne, a nawet minimum egzystencji [Sadowski 2010]. W toku prowadzonych badań ujawnia się swoisty błąd złożenia, czyli brak pełnej przystawalności zjawisk na poziomie mikro- i makroekonomicznym. W krótkim okresie, gdy niemożliwe są zmiany technologii, o opłacalności (dochodowości) produkcji rolnej przesądzają relacje cen produktów sprzedawanych przez rolników do cen środków produkcji [Czyżewski, Majchrzak 2015, Rembisz 2013]. Z kolei na poziomie pojedynczego

gospodarstwa, jeśli przyjąć założenia konkurencji doskonałej, można stwierdzić, że ceny są dane, a gospodarstwo nie ma wpływu na ich poziom. Zasadne może być zatem stymulowanie strony przychodowej przez zwiększanie produkcji w przeliczeniu na hektar lub pełnozatrudnionego. Okazuje się, że w tzw. nowych krajach członkowskich Unii Europejskiej (UE) realne dochody rolnicze wzrosły w najwyższym stopniu tam, gdzie najszybciej wzrastała również realna produkcja [Szuba, Poczta 2013]. Wzrostowi produkcji towarzyszył wzrost wartości zużycia pośredniego, jednak nie była to bariera dla rosnących dochodów. Innymi słowy, wartość przychodów rosła szybciej niż wartość kosztów [Baer-Nawrocka 2013]. Tomasz Felczak [2014] zauważył, że wielkość ekonomiczna gospodarstwa (związana przecież z wielkością produkcji) istotnie różnicowała wartość dochodu rolniczego [Felczak 2014].

Produkcja przeliczona na pracownika, określana jako wydajność pracy, powinna być źródłem wzrostu dochodów w rolnictwie. Przy czym wzrost wydajności musi być stymulowany przez zmiany relacji czynników wytwórczych. Chodzi tutaj o poprawę poziomu technicznego uzbrojenia pracy (TUP) oraz wzrost ilości ziemi przypadającej na zatrudnionego [Bezat-Jastrzębowska, Rembisz 2015, Sielska i in. 2015]. Należy jednak zaznaczyć, że procesy te mogą dokonywać się również na skutek obniżania zatrudnienia w rolnictwie (stanowiącego mianownik powyższych wskaźników). Badania pokazały, że wzrost wydajności pracy w polskim rolnictwie w latach 1998-2009 w około 80% zależał od wzrostu uzbrojenia pracy [Gołaś 2010]. Bez względu na dominujący kierunek produkcji gospodarstwa zasób kapitału (szczególnie środki obrotowe) pozostaje kluczowym elementem kształtującym dochody [Poczta i in. 2009].

W warunkach mechanizmów wspólnej polityki rolnej (WPR) dochody rolnicze są dodatkowo wspierane przez subsydia. Część tych subsydiów, szczególnie płatności typu *decoupled*, bezpośrednio wpływa na podniesienie dochodu rolniczego, stanowiąc często jego znaczną część [Czyżewski, Kryszak 2015, Runowski 2013]. Płatności mogą mieć też jednak charakter stymulujący poprawę wydajności pracy, gdyż umożliwiają wzrost TUP, np. przez wsparcie procesu inwestycyjnego [Góral i in. 2015]. Pomimo obaw, czy system subsydiów nie stanie się destymulantą zmian w organizacji gospodarstw i poprawy efektywności gospodarowania, w większości krajów zaobserwowano dodatnią zależność między wzrostem poziomu subsydiów a rosnącym TUP [Rembisz, Sielska 2014].

Powyższy przegląd wskazuje, że wzrost przychodów oraz poprawa relacji między czynnikami wytwórczymi może być źródłem wzrostu dochodu rolniczego. Celem opracowania jest porównanie wpływu strony przychodowej (produkcja + subsydia) i kosztowej na rachunek dochodów rolniczych w krajach tzw. nowej i starej UE oraz identyfikacja relacji między czynnikami wytwórczymi, które stymulują poziom produkcji oraz wydajności pracy<sup>1</sup>. Pośrednio oceniona zostanie zatem skuteczność strategii koncentracji i intensyfikacji kapitałochłonnej produkcji, co jest próbą nawiązania do teorii występowania kieratu technologicznego w rolnictwie.

<sup>1</sup> Pominięto aspekty, takie jak wiek czy wykształcenie rolnika, które mogą mieć pośredni wpływ na wysokość generowanych dochodów w gospodarstwie [por. Pawłowska-Tyszko, Soliwoda 2014].

## UWAGI METODYCZNE

Badane kraje podzielono według kryterium stażu w UE na te, które należały do UE przed 2004 rokiem (UE-15) i te, które dołączyły do UE po 2004 roku, z wyjątkiem Chorwacji (UE-12). Generalnie można przyjąć, że państwa UE-15 są zamożniejsze (wyższy PKB *per capita*, większy zasób kapitału finansowego w rolnictwie), ale należy pamiętać, że występują też pewne niespójności, np. Czechy wyprzedziły Grecję pod względem PKB *per capita* PPS (PPS ang. *purchasing power standards*, czyli standard siły nabywczej), jednakże przyjęty podział miał też na celu uwzględnienie faktu, że kraje UE-15 są dłużej objęte mechanizmami wsparcia w ramach WPR.

W pierwszym etapie badań szacowano wpływ strony przychodowej i kosztowej na poziom dochodu rolniczego. Wykorzystano modele regresji panelowej, ujmujące jednocześnie przestrzenny i czasowy aspekt badanych zjawisk. W celu estymacji modeli wykorzystano oprogramowanie GRET. Zakres czasowy badania motywowany był dostępnością danych i obejmował lata 2001-2013. Dane wyrażono w euro według cen stałych (ang. *chain linked volume*) z roku 2005 (ceny bazowe). Przez produkcję rozumie się całkowitą wartość produkcji sektora rolnego (ang. *output of the agricultural industry*). Saldo subsydiów i podatków oznacza różnicę między subsydiami do produkcji (ang. *other subsidies on production*) a podatkami związanymi z produkcją (ang. *other taxes on production*). Za dochód przyjęto dochód przedsiębiorcy rolnego (ang. *entrepreneurial income*<sup>2</sup>), z kolei koszty stanowiły sumę zużycia pośredniego (ang. *total intermediate consumption*), amortyzacji (ang. *fixed capital consumption*) oraz opłat za obce czynniki produkcji: wynagrodzenie pracy najmniejszej (ang. *compensation of employees*), odsetki (ang. *interest paid*) i dzierżawy (ang. *rents and other real estate rental charges to be paid*). Wyboru między modelem szacowanym metodą najmniejszych kwadratów a modelem z efektami ustalonymi bądź losowymi dokonywano na podstawie testu Breusch-Pagana (B-P Test). Hipoteza zerowa zakładała, że wariancja składnika losowego jest równa 0, co uprawnia do zastosowania zwykłego modelu szacowanego metodą najmniejszych kwadratów (KMNK). Odrzucenie hipotezy zerowej skłania do zastosowania modelu o efektach losowych (ang. *random effects*). Ostateczny wybór między modelem z efektami stałymi (ang. *fixed effects*) i losowymi umożliwił z kolei test Hausmana, który porównuje wartości ocen parametrów uzyskanych za pomocą obu estymatorów. Wedle hipotezy zerowej oba estymatory były zgodne i nieobciążone, ale estymator dla modelu losowego był bardziej efektywny. Odrzucenie hipotezy zerowej wskazało na obciążenie estymatora modelu losowego, stąd zasadne było stosowanie estymatora modelu z efektami stałymi [Kufel 2011]. Decyzji o odrzuceniu hipotezy zerowej dokonano na podstawie wartości  $p$  ( $p$ -value) na poziomie ufności 95%.

W drugim etapie badań dokonano oszacowania funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa, również przy użyciu modeli panelowych. Badanie obejmowało lata 1998-2013. Dzięki temu możliwa była porównywalna analiza badanych zjawisk również w okresie przedakcesyjnym. W celu uchwycenia zmian elastyczności czynników produkcji w czasie okres badań podzielono na 2 podokresy: 1998-2004 i 2005-2013. Następnie szacowano funkcję przy użyciu modeli panelowych w każdym z podokresów zarówno dla krajów UE-15, jak i UE-12. Wyboru odpowiedniego modelu dokonywano na podstawie testów B-P i Hausmana.

<sup>2</sup> Procedura ustalania dochodu przedsiębiorcy rolnego jest następująca: wartość produkcji minus wartość zużycia pośredniego minus amortyzacja minus koszty związane z zatrudnieniem minus podatki związane z produkcją plus subsydia do produkcji plus odsetki otrzymane minus odsetki zapłacone minus zapłacone czynsze i dzierżawy.

Wykorzystano dane wyrażone w euro według cen stałych (ang. *constant prices*) z 2005 roku (ceny bazowe). Jako produkcję  $Y$  rozumiano całkowitą wartość produkcji sektora rolniczego (ang. *output of the agricultural industry*), nakłady pracy wyrażono w tysiącach AWU<sup>3</sup>, kapitał<sup>4</sup> to suma zużycia pośredniego i amortyzacji (obrazującej zużycie środków trwałych), natomiast nakłady ziemi wyrażono w tysiącach hektarów użytków rolnych. Zasobowe ujęcie czynnika ziemi i pracy uzasadnia fakt, że znaczna część gospodarstw nie ponosi kosztów związanych z pracą (opiera się na pracy własnej) i ziemią (wykorzystuje posiadane zasoby ziemi).

Poza tym, celem pracy jest ukazanie badanych zjawisk na poziomie sektorowym, a więc jak zmieniała się wartość produkcji w warunkach zmian wykorzystania zasobów czynników produkcji. Przyjmowano zatem funkcję produkcji następującej postaci:

$$Y = a \times K^\alpha \times L^\beta \times Z^\delta$$

gdzie: czynnik skalujący,  $K$ ,  $L$ ,  $Z$  – nakłady odpowiednio kapitału, pracy i ziemi,  $\alpha, \beta, \delta$  – wykładniki potęg będące miarami elastyczności produkcji względem zmian nakładów poszczególnych czynników.

Oszacowanie wartości współczynników funkcji potęgowej możliwe jest dzięki linearyzacji tej funkcji przez zlogarytmowanie surowych danych wejściowych, czyli wartości poszczególnych zmiennych: produkcji, kapitału, zatrudnienia i ziemi. Ze względu na cel artykułu, którym jest porównanie elastyczności zmian produkcji, a nie samej wielkości produkcji, w modelach panelowych zrezygnowano z prezentowania indywidualnych efektów dla poszczególnych krajów.

Szacując funkcję typu Cobba-Douglasa, stosowano następującą procedurę. Najpierw do modelu włączano wszystkie trzy zmienne objaśniające. W przypadku braku istotności statystycznej którejś ze zmiennych, eliminowano ją krokowo, począwszy od zmiennej mającej najwyższą wartość  $p$ -value. Procedura prowadziła do pozostawienia w modelu jedynie zmiennych istotnych statystycznie. Następnie ze względu na przesłanki merytoryczne eliminowano zmienne, których efekt marginalny dla zmian produkcji był ujemny. Zakładając, że produktywność czynników wytwórczych nie ulega obniżeniu, wzrost nakładów czynników produkcji nie powinien prowadzić do spadku wartości produkcji. W przypadku ostatecznych modeli podawano wartości oszacowania wyłącznie dla właściwej specyfikacji modelu (efekty stałe bądź losowe).

Na koniec oszacowano osobno wpływ technicznego uzbrojenia pracy (zasób kapitału<sup>5</sup> do ziemi) oraz zasobu ziemi w ha w przeliczeniu na jednego zatrudnionego (w AWU) na wydajność pracy (wartość produkcji na zatrudnionego) w poszczególnych krajach UE. W tym przypadku również wykorzystano dane w bazowych cenach stałych z 2005 roku wyrażone w euro. Źródłem danych we wszystkich prowadzonych analizach były „Rachunki ekonomiczne dla rolnictwa” w bazie EUROSTAT oraz dane FAOSTAT dotyczące powierzchni użytków rolnych.

<sup>3</sup> AWU (ang. *Annual Work Unit*) – jednostka oznaczająca zatrudnienie w wymiarze pełnego etatu.

<sup>4</sup> Jest to zatem kosztowe ujęcie kapitału. Wydaje się, że jest ono bardziej zasadne niż przyjmowanie aktywów jako miary kapitału [Kalinowski 2002].

<sup>5</sup> Kapitał rozumiany jest ponownie jako suma zużycia pośredniego i amortyzacji. Techniczne uzbrojenie pracy kojarzone jest zwykle z kapitałem rozumianym jako zasób majątku trwałego. Takie ujęcie nie jest jednak możliwe do zastosowania, ponieważ w bazie Eurostat brakuje danych o majątku gospodarstw rolnych. Poza tym można przyjąć, że jeśli zasób majątku wzrasta, to rośnie również wartość amortyzacji.

## KOSZTY I PRZYCHODY W RACHUNKU DOCHODÓW ROLNICZYCH

Najbardziej podstawowy rachunek dochodu, charakterystyczny dla mikroekonomii, to różnica między przychodem a kosztem. Należy skorygować go o saldo subsydiów i podatków. Ta prosta formuła (dochód = przychód – koszty + saldo subsydiów i podatków) sama w sobie nie wyjaśnia źródeł powstawania przychodów czy kosztów, jednak pozwala uchwycić kształtowanie się zależności między tymi wielkościami. Ma to istotne znaczenie w kontekście wcześniejszych rozważań teoretycznych. Są bowiem przesłanki, aby przyjąć, że w zamożniejszych krajach coraz istotniejszą rolę odgrywają koszty, podczas gdy w mniej rozwiniętych gospodarczo państwach wzrost wydajności (produkcji na jednego zatrudnionego) w większym stopniu pozwala stymulować wzrost dochodu. W celu weryfikacji powyższych stwierdzeń zbudowano modele regresji panelowej, które objaśniają zmiany dochodu na jednego pełnozatrudnionego w zależności od wydajności pracy (produkcja/zatr.) oraz salda subsydiów i podatków w przeliczeniu na jednego zatrudnionego (saldo/zatr.) (tab. 1.), a następnie zmiany dochodu w zależności od poziomu kosztów przeliczonych na jednego zatrudnionego (tab. 2.). Podział taki zastosowano w celu uwypuklenia osobnego wpływu poszczególnych kategorii na wartość dochodu. Kraje UE (27, bez Chorwacji) podzielono na 2 grupy: UE-15 i UE-12. W przypadku krajów UE-15 (model uzależniający dochody od przychodów i salda subsydiów i podatków, tabela 1.) wyniki testu Hausmana (statystyka chi-kwadrat 5,54 przy  $p\text{-value} = 0,06$ ) nie pozwalają na jednoznaczną ocenę co do zasadności stosowania modelu z efektami stałymi lub losowymi. Przy poziomie ufności 95% przyjęto jednak efekty losowe wskazujące, że efekty indywidualne są zmienną czysto losową. Okazuje się, że spośród dwóch wykorzystanych zmiennych objaśniających w krajach UE-15 jedynie przychody w statystycznie istotny sposób wpływały na dochody. Gdyby jednak zastosować model z efektami stałymi, to taki model wyjaśnia około 61% całkowitej zmienności zmiennej objaśnianej, uwzględniając efekty indywidualne krajów. Zaskakujący jest zaś znak „-” przy zmiennej „saldo subsydiów i podatków w przeliczeniu na jednego pełnozatrudnionego”. Okazuje się, że wzrostowi wartości tej zmiennej towarzyszył spadek dochodów. Rosnące saldo dotacji i podatków samo w sobie przyczynia się do wzrostu dochodu, co wynika z formuł rachunkowych, jednak możliwy jest efekt substytucji: wzrost wartości dotacji mógł występować przy jednoczesnym zmniejszaniu się przychodów lub wzroście kosztów<sup>6</sup>. Wyższa wariancja międzygrupowa (ang. *between*) niż wewnątrzgrupowa (ang. *within*) w prawidłowym modelu losowym wskazuje, że model lepiej wyjaśnia zróżnicowanie dochodów wewnątrz poszczególnych krajów w czasie niż pomiędzy krajami.

Jeśli chodzi o kraje UE-12 (tab. 1.), to wyniki testu Hausmana (statystyka chi-kwadrat wynosi 11,04 przy  $p\text{-value} = 0,004$ ) wskazują na adekwatność modelu z efektami stałymi. W tym przypadku model wyjaśnia znacznie większą część zmienności zmiennej objaśnianej (LSDV  $R^2 = 0,88$ ) uwzględniając efekty indywidualne krajów. Wewnątrzgrupowy  $R^2$  wynosił zaś około 40%. Przypisuje on zmienność dochodów w oparciu o zmienne objaśniające (tu przychód i saldo subsydiów i podatków w przeliczeniu na jednego zatrudnionego), po-

<sup>6</sup> Wyniki mogą być częściowo zaburzone przez wprowadzenie płatności oderwanych od produkcji w 2005 roku. Przed tą reformą większość płatności w ramach WPR miało charakter dopłat do produktów (ang. *subsidies on product*). Płatności te przyznawano na podstawie konkretnego wolumenu produkcji. Obecnie większa część płatności nie jest bezpośrednio związana z wielkością produkcji w danym roku (choć stawki ukształtowane na podstawie historycznych danych dotyczących jej poziomu). Wsparcie przyznawane jest do hektara i w metodyce „Rachunków ekonomicznych dla rolnictwa” jest wykazywane jako wsparcie do produkcji (ang. *subsidies on production*). W kategorii dopłat do produktów znajdują się obecnie dodatkowe płatności do niektórych kierunków produkcji, które zależą od wolumenu. Przykładem może być tytoń.

Tabela 1. Wpływ produkcji oraz salda subsydjów i podatków na tworzenie dochodów w przeliczeniu na jednego pełnozatrudnionego w modelach panelowych w latach 2001-2013 (wartości w euro z 2005 roku)\*

Zmienna	UE-15			UE-12		
	efekty losowe	efekty stałe	efekty losowe	efekty losowe	efekty stałe	efekty stałe
	współczynnik	współczynnik	współczynnik	współczynnik	współczynnik	współczynnik
Stala	5,407	0,025	0,008	0,998	0,762	-0,259
Prod./zatr.	0,108	0,011	0,202	0,003	<0,001	0,233
Saldo/zatr.	-0,88	0,481	-0,229	0,109	0,101	0,189
	within	16,87	LSDV R <sup>2</sup>	0,61	within	LSDV R <sup>2</sup>
	between	24,56	within R <sup>2</sup>	0,16	between	within R <sup>2</sup>
	Breusch-Pagan test	Hausman test	Hausman test	Breusch-Pagan test	Hausman test	Hausman test
	stat.	295,7	stat.	5,517	stat.	stat.
	p-value	~0	p-value	0,063	p-value	p-value
				438,492	~0	11,04
						0,004

\* *within* i *between* oznaczają odpowiednio wariancję wewnątrzgrupową i międzygrupową, LSDV (ang. *least square dummy variable*) R<sup>2</sup> informuje, jaką część zmiennej objaśnianej wyjaśniają zmienne objaśniające przy uwzględnieniu efektów indywidualnych krajów; wewnątrzgrupowy R<sup>2</sup> (*within R<sup>2</sup>*) pokazuje, jaką część zmienności zmiennej objaśnianej wewnątrz poszczególnych jednostek wyjaśniają zmienne wykorzystane w modelu. Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EUROSTAT, dostęp 15.08.2016.

Tabela 2. Wpływ kosztów na tworzenie dochodów w przeliczeniu na jednego pełnozatrudnionego w modelach panelowych w latach 2001-2013 (wartości w euro z 2010 roku)\*

Zmienna	UE-15			UE-12		
	efekty losowe	efekty stałe	efekty losowe	efekty losowe	efekty stałe	efekty stałe
	współczynnik	współczynnik	współczynnik	współczynnik	współczynnik	współczynnik
const.	12,657	13,13	0,773	0,542	0,883	0,513
koszt/zatr.	-0,007	0,848	-0,015	0,789	0,209	0,207
	within	22,83	LSDV R <sup>2</sup>	0,54	within	LSDV R <sup>2</sup>
	between	20,02	within R <sup>2</sup>	0,001	between	within R <sup>2</sup>
	Breusch-Pagan test	Hausman test	Hausman test	Breusch-Pagan test	Hausman test	Hausman test
	stat.	287,294	stat.	0,053	stat.	stat.
	p-value	<0,0001	p-value	0,817	p-value	p-value
				626,207	<0,0001	4,909
						0,027

\* Oznaczenia jak w tab. 1.

Źródło: jak w tab. 1.

mijając efekty indywidualne krajów. A zatem czas ma mniejsze znaczenie, a bardziej istotne są efekty indywidualne krajów. Wskazuje to na odmienną sytuację krajów znajdujących się w panelu. Saldo subsydiów i podatków w przypadku tego modelu ma znak zgodny z przewidywaniami. Także wartość współczynnika przy zmiennej przychód wskazuje na silniejszy efekt marginalny wpływu wzrostu przychodów na dochody w przypadku krajów UE-12<sup>7</sup>. Można więc stwierdzić, że wydajność pracy (produkcja na jednego zatrudnionego) w krajach UE-12 w większym stopniu jest źródłem wzrostu dochodów niż w UE-15.

W przypadku wpływu poziomu kosztów na dochody (tab. 2.) w odniesieniu do krajów UE-15 test Hausmana wskazuje na zasadność stosowania modelu z efektami losowymi, jednak wykorzystana zmienna okazuje się nieistotna statystycznie, co uniemożliwia jej merytoryczną interpretację. Jeśli chodzi o kraje UE-12, prawidłowym modelem okazuje się ten z efektami stałymi (statystyka chi-kwadrat 4,909 przy  $p\text{-value} = 0,027$ ). Uwzględniając efekty indywidualne krajów, model ten wyjaśnia 85% zmienności dochodów. Relatywnie niska wartość *within R<sup>2</sup>* po raz kolejny wskazuje na mniejsze znaczenie czynnika czasu, a większe specyfiki poszczególnych krajów. Warto odnotować, że w tym przypadku zmienna koszty była silnie istotna statycznie, a jej wzrost przekładał się na wzrost dochodów. Koszty *per se* obniżają dochód, jednak otrzymany współczynnik wskazuje, że w badanym okresie i w badanej grupie krajów osiągnano wzrost dochodów na jednego zatrudnionego pomimo rosnących kosztów.

Łącząc powyższe wyniki, można podsumować, że w krajach UE-12 zwiększanie produkcji na jednego zatrudnionego, nawet jeśli wiązało się ze wzrostem kosztów, było skutecznym sposobem podnoszenia dochodów rolniczych. Jest to wniosek zbieżny z cytowanymi badaniami Agnieszki Baer-Nawrockiej [Baer-Nawrocka 2013]. Zwiększanie produkcji na jednego zatrudnionego dokonywało się nie tylko na skutek intensyfikacji skutkującej wzrostem plonów, ale również poprzez zmniejszanie zatrudnienia w rolnictwie. Otrzymane wyniki pokazują, że strategia polegająca na dążeniu do zwiększania produkcji w odniesieniu do mniej rozwiniętych rolniczo krajów europejskich może przynosić pozytywne efekty dla dochodów, nawet jeśli oznacza jednocześnie wzrost kosztów.

## NAKLADY CZYNNIKÓW PRODUKCJI A POZIOM PRODUKCJI W ROLNICTWIE

Szczegółowej analizie poddano przychodową stronę rachunku dochodów w rolnictwie. Z perspektywy gospodarstwa rolnego koszty są w pewnej mierze zmienną egzogeniczną. Gospodarz decyduje wprawdzie o wolumenie stosowanych nakładów (np. nawozów sztucznych), ale nie ma wpływu na ich ceny. W dłuższym okresie zaobserwowano systematyczny wzrost cen nakładów potrzebnych do produkcji, zatem gospodarstwa działają w warunkach rosnących kosztów. O dochodach gospodarstwa, poza wsparciem w ramach polityki rolnej, przesądza więc wartość produkcji w danym roku. Jest ona jednak wysoce niestabilna. Po pierwsze, dzieje się tak na skutek czynników przyrodniczych, które sprawiają, że wielkość produkcji z hektara w gospodarstwie może z roku na rok bardzo się różnić. Po drugie, niestabilne są też ceny płodów rolnych, które kształtują się na rynku światowym, a nie lokalnym. Możliwa jest zatem sytuacja, że w danym regionie plony są wyjątkowo niskie, ale ceny nie rosną, ponieważ w innych regionach odnotowano wysokie plony.

<sup>7</sup> Interpretując dane, należy pamiętać o tym, że wartości przeliczone są na osobę pełnozatrudnioną. O ile w przypadku krajów UE-15 zatrudnienie w rolnictwie zwykle jest względnie stabilne lub nieznacznie spada, o tyle w niektórych krajach UE-12 liczba pracujących w rolnictwie szybko się obniżała.

Tabela 3. Oszacowania funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa w rolnictwie w okresie 1998-2004 (ceny stałe z 2005 roku w euro)\*

Zmienna	UE-15			UE-12		
	efekty losowe współczynnik	efekty stałe współczynnik	efekty losowe współczynnik	efekty stałe współczynnik	efekty losowe współczynnik	efekty stałe współczynnik
Siła	-0,067	0,9550	0,1764	1,27	0,6379	4,578
Kapitał	0,777	0,0127	<0,001	0,744	0,3598	0,552
Praca	-0,062	0,8379	<0,001	0,061	0,9760	-0,089
Ziemia	0,319	0,6151	0,047	0,073	0,9615	-0,075
	within	0,001	0,99	within	0,003	LSDV R <sup>2</sup>
	between	(0,001)		between	0,017	0,99
		0,032	0,40			within R <sup>2</sup>
		(0,050)				(0,63)
	Breusch-Pagan test	Hausman test	Breusch-Pagan test	Hausman test		
	stat.	stat.	stat.	stat.		
	260,053	0,162	78,1905	8,796		
	p-value	p-value	p-value	p-value		
	~0	0,984	~0	0,032		
	Prawidłowe modele ze zmiennymi istotnymi statystycznie mającymi znak dodatni					
Kapitał	0,759	<0,001	-	-	0,579	<0,001
Ziemia	0,272	0,083	-	-	-	-

\* Ze względu na braki w danych, szereg czasowy dla Belgii zaczyna się w 1999 roku, a Irlandii w 2003 roku. Oznaczenia jak w tabeli 1. W nawiasach podano skorygowane wartości wskaźników po przeliczeniu modeli z uwzględnieniem wyłączenie zmiennych istotnych statystycznie ze znakiem dodatnim. Źródło: jak w tab. 1.

Modele regresji panelowej oszacowane na pierwszym etapie badań potwierdzają istotność wpływu zmian przychodów dla uzyskiwanych dochodów. Zasadne jest zatem poszukiwanie ścieżek wzrostu tych przychodów. Dotyczy to szczególnie produkcji, gdyż przychody z tytułu wsparcia w ramach WPR w kilkuletniej perspektywie są względnie stałe. W klasycznym ujęciu wielkość produkcji jest funkcją poniesionych na nią nakładów. Powstaje pytanie, w jakim stopniu strategia polegająca na ich zwiększaniu przyczynia się do wzrostu produkcji w poszczególnych krajach i czy zarysowują się istotne różnice między krajami UE-15 i UE-12 oraz czy widoczne są w tym względzie różnice w czasie. Aby odpowiedzieć na to pytanie, dokonano oszacowania elastyczności zmian wartości produkcji rolniczej względem zmian nakładów kapitału, pracy i ziemi za pomocą funkcji typu Cobba-Douglasa dla UE-15 i UE-12 w okresach 1998-2004 i 2005-2013 (tab. 3. i 4.). Każdorazowo próbowano oszacować funkcję produkcji wedle formuły zbliżonej do stosowanej przez Annę Nowak, Ewę Wójcik i Artura Krukowskiego [Nowak i in. 2015].

Dla lat 1998-2004 w krajach UE-15 bardziej adekwatne oszacowania wartości funkcji produkcji daje model z efektami losowymi, w którym przyjmuje się, że efekty indywidualne są zmienną losową. Większa wariancja *between* niż *within* wska-





nim okresie<sup>8</sup>. Można więc wskazać na stopniowe ograniczanie skuteczności stymulowania wzrostu produkcji poprzez rosnące nakłady kapitału.

Jeśli chodzi o kraje UE-12, w okresie 1998-2004 zmienność produkcji w sposób bardziej adekwatny objaśnia model z efektami stałymi. Podobnie jak w przypadku grupy UE-15 statystycznie istotny wpływ na zmiany produkcji miał jedynie wzrost nakładów kapitału. W świetle modelu uwzględniającego jedynie kapitał, rosnące nakłady tego czynnika o 1% pozwalały na wzrost produkcji o 0,58%, efekt był więc nieco słabszy niż w analogicznym okresie w krajach UE-15. Ujemne współczynniki przy czynnikach pracy i ziemi mogłyby pośrednio wskazywać na racjonalny proces ograniczania zasobów ziemi i pracy, który nie skutkował obniżeniem wartości produkcji. Brak istotności statystycznej tych zmiennych sugeruje jednak, że związek ten może mieć charakter jedynie pozorny. Model z efektami stałymi dla krajów UE-12 objaśnia zmienność produkcji w około 99%, wysokie *within* R<sup>2</sup> pokazuje, że zmieniające się w czasie wartości zmiennych objaśniających miały relatywnie duże znaczenie w objaśnianiu zmian produkcji. Na tle UE-15 relatywnie mniejsze znaczenie miały efekty indywidualne krajów.

Dla lat 2005-2013 modelem bardziej adekwatnym ponownie okazał się ten z efektami stałymi. W modelu obejmującym wszystkie 3 zmienne zmiany czynnika ziemi okazały się statystycznie istotne, jednak ze znakiem ujemnym. Interpretując takie zjawisko, należy stwierdzić, że obniżający się nakład tego czynnika nie skutkował ograniczeniem produkcji, co wskazuje na racjonalizację w zakresie jego wykorzystania oraz wzrost jego produktywności. Czynnikiem, który najsilniej wyjaśniał zmiany produkcji, ponownie był jednak kapitał. W świetle modelu uwzględniającego jedynie ten czynnik wzrost nakładów kapitału o 1% prowadził do wzrostu produkcji o nieco ponad 0,74%. W badanym okresie zaobserwowano zatem wysoką skuteczność strategii polegającej na intensyfikacji produkcji (rozumianej przez pryzmat rosnących nakładów kapitału). Nie bez znaczenia było zapewne objęcie krajów UE-12 mechanizmami WPR, które stymulowały wzrost nakładów kapitałowych w rolnictwie poprzez środki na wsparcie procesu inwestycyjnego.

Pomiędzy badanymi grupami krajów zarysowują się różnice wskazujące na odmienny etap rozwoju rolnictwa. Podczas gdy w zamożniejszych krajach UE-15 skuteczność strategii intensyfikacji produkcji uległa pewnemu osłabieniu, to w krajach tzw. nowej UE zaobserwowano poprawę skuteczności tej ścieżki wzrostu produkcji<sup>9</sup>. Dodatkowo w krajach UE-12 zaznacza się proces racjonalizacji wykorzystania pozostałych czynników produkcji, szczególnie ziemi.

Na koniec warto wrócić jeszcze raz do problemu wydajności pracy. Powyższe szacunki wskazały na istotną rolę czynnika kapitałowego i częściowo czynnika ziemi dla wzrostu produkcji. W pierwszej części badań podkreślono istotną rolę przychodów w przeliczeniu na jednego zatrudnionego (wydajność pracy) dla wzrostu dochodów na osobę. Rosnąca wydajność pracy w rolnictwie może być stymulowana wzrostem TUP (kapitał na zatrudnionego) lub wzrostem ilości zasobów ziemi na osobę pełnozatrudnioną (Z/L). W celu identyfikacji tych zależności dla poszczególnych krajów oszacowano funkcję potęgową uzależniającą zmiany wydajności od TUP i osobno od zasobów ziemi na osobę<sup>10</sup>. Takie rozwiązanie pozwala porównać reakcję wydajności pracy na oba źródła jej wzrostu.

<sup>8</sup> W oszacowanym modelu z efektami losowymi również daje się zaobserwować zmniejszenie elastyczności produkcji względem kapitału.

<sup>9</sup> Należy przypuszczać, że także w krajach UE-12 kapitałochłonna strategia wzrostu produkcji stopniowo utraci swoją skuteczność.

<sup>10</sup> Nie w każdym przypadku funkcja potęgowa dawała najlepsze dopasowanie, jednak w celu zachowania porównywalności między krajami zdecydowano o wyborze tej postaci funkcji.

Tabela 5. Oszacowania funkcji potęgowych obrazujących zmiany wydajności pracy w zależności od zmian TUP i Z/L w latach 1998-2013

Kraj	TUP	R <sup>2</sup>	Z/L	R <sup>2</sup>
Austria	1,38	0,97	1,60	0,95
Belgia*	0,86	0,83	1,73	0,94
Bułgaria	0,86	0,70	0,93	0,92
Cypr	0,37	0,99	0,37	0,02
Czechy	1,11	0,98	1,14	0,96
Dania	0,85	0,96	1,24	0,99
Estonia	0,91	0,99	1,24	0,99
Finlandia	1,61	0,95	1,32	0,98
Francja	0,96	0,96	1,11	0,94
Grecja	0,74	0,77	0,89	0,92
Hiszpania	1,26	0,95	2,60	0,85
Holandia	1,04	0,99	1,98	0,93
Łotwa	0,94	0,99	1,46	0,96
Litwa	1,24	0,98	2,19	0,66
Luksemburg	0,55	0,84	1,05	0,79
Malta	1,72	0,78	1,61	0,36
Niemcy	0,89	0,96	1,51	0,96
Polska	1,63	0,92	2,61	0,34
Portugalia	0,90	0,98	1,16	0,94
Rumunia	0,95	0,99	1,29	0,93
Słowacja	0,98	0,98	1,05	0,90
Słowenia	1,11	0,90	1,27	0,82
Szwecja	1,47	0,82	1,74	0,98
Węgry	1,48	0,88	1,24	0,89
Wielka Brytania	0,86	0,90	0,83	0,86
Włochy	0,88	0,95	1,84	0,88
Średnia wszystkie**	1,06	0,92	1,41	0,92
Mediana wszystkie**	0,96	0,96	1,27	0,94
Średnia UE-14***	1,02	0,92	1,47	0,92
Mediana UE-14***	0,90	0,95	1,42	0,94
Średnia UE-12**	1,11	0,92	1,31	0,89
Mediana UE-12**	1,05	0,98	1,24	0,92

\* Ze względu na braki w danych, szereg czasowy dla Belgii zaczyna się w 1999 roku, dla Bułgarii i Malty w 2000 roku, a dla Cypru w 2002 roku.

\*\* Średnia i mediana dla państw ogółem i UE-12 w przypadku Z/L bez wartości dla Polski, Malty i Cypru z względu na słabe dopasowanie funkcji potęgowej.

\*\*\* Ze względu na zupełny brak dopasowania w tabeli nie uwzględniono Irlandii.

Źródło: jak w tab. 1.

Średnio we wszystkich badanych krajach silniejszy efekt na wzrost wydajności pracy miała poprawa relacji zasobu ziemi do zasobu pracy (Z/L) niż zwiększanie uzbrojenia pracy. Wzrost relacji Z/L o 1% prowadził do wzrostu wydajności o 1,41%, natomiast w przypadku wzrostu TUP o 1% wydajność rosła o 1,06%. Wzrost Z/L w wyższym stopniu przekładał się na wzrost wydajności zarówno w krajach UE-15, jak i UE-12. Efekt wzrostu TUP na wzrost efektywności był silniejszy w przypadku nowych krajów członkowskich, z kolei efekt wzrostu Z/L był relatywnie silniejszy w krajach tzw. starej UE, jednak należy pamiętać, że nie ujęto Polski ze względu na słabe dopasowanie funkcji. Trzeba zwrócić uwagę, że szczególnie w przypadku UE-12 wzrost relacji Z/L odbywa się głównie poprzez ograniczenie zatrudnienia w rolnictwie (zmniejszenie mianownika). Co ciekawe, w najbardziej rozwiniętych rolniczo krajach, np. w państwach Beneluksu, wzrost uzbrojenia prowadził do wzrostu wydajności o mniej niż 1%. Następuje zatem stopniowe ograniczanie skuteczności tego kanału wzrostu wydajności pracy w rolnictwie. Natomiast większą rolę odgrywał wzrost relacji Z/L. Jest to związane ze specyfiką tych krajów, gdzie zasoby ziemi rolniczej są wysoce ograniczone. Z kolei np. w państwach skandynawskich kanał kapitałowy pozostaje wysoce skuteczny, zapewne na skutek przeciętnych warunków przyrodniczych do produkcji rolnej. W Polsce rosnące TUP dawało w badanym okresie znaczne przyrosty wydajności (1,63% na każdy 1% wzrostu TUP). Można stwierdzić, że w Polsce i innych krajach UE-12 poprawa relacji między czynnikami kapitału i pracy może być istotnym źródłem wzrostu wydajności pracy i w konsekwencji dochodu.

## PROBLEM KIERATU TECHNOLOGICZNEGO W ROLNICTWIE

Problem intensyfikacji produkcji w rolnictwie, jak również kwestia zależności między czynnikami produkcji a produkcją i dochodem wiążą się z pojęciem kieratu technologicznego. Terminu „kierat technologiczny” (ang. *agricultural treadmill*) po raz pierwszy użył Willard Cochrane [Cochrane 1958]. Opisował on sytuację, w jakiej znalazło się rolnictwo na skutek industrializacji. Wprowadzanie nowych rozwiązań technologicznych pozwalało zwiększać produkcję przy tych samych lub niższych kosztach. Wzrost podaży w warunkach względnie mało elastycznego popytu na żywność prowadził jednak do spadku cen rynkowych produktów rolniczych. W odpowiedzi rolnicy poszukiwali nowych metod pozwalających jeszcze bardziej zwiększyć produkcję, aby zrównoważyć spadek cen. Można więc stwierdzić, że rolnictwo znalazło się w swoistym błędnym kole, którego przezwyciężenie w warunkach ściśle rynkowych jest niemożliwe [Zegar 2012]. Skutkiem kieratu była polaryzacja w sektorze spowodowana faktem, że mniejsze gospodarstwa nie były w stanie uczestniczyć w tym technologicznym wyścigu. Rosnąca wydajność sektora rolnego nie skutkowała zadowalającą poprawą dochodowości. Dokonywał się swoisty przepływ nadwyżki wytworzonej w rolnictwie do sektorów pozarolniczych, co można określić mianem „mechanizmu lejka”. Mechanizm rynkowy, uwzględniający kształtowanie się popytu i podaży, ma decydujący wpływ, gdy idzie o zrealizowany przez rolnika dochód. Nie zawsze jednak odzwierciedla on realnie wytworzoną wartość dodaną [Woś 2004]. Poza tym występująca w tych warunkach presja na ciągły wzrost produkcji może mieć negatywne skutki środowiskowe, gdyż zwykle wiąże się z intensywną chemizacją i mechanizacją. Opisany mechanizm wymusza co prawda postęp techniczny, jego efekty są jednak przyjmowane przez inne działy gospodarki oraz konsumentów.

Teorię kieratu technologicznego można odnieść do modelu Herlemanna i Stamera [Rembisz, Floriańczyk 2014]. Zgodnie z nim rolnictwo rozwija się wedle następującego schematu: początkowo następuje intensyfikacja pracochłonna (dominuje praca), potem intensyfikacja kapitałochłonna (mechanizacja), następnie faza zaawansowanej intensyfikacji typu kapitałochłonnego, dalej faza intensyfikacji typu kapitałochłonnego związana z koncentracją ziemi. Model wskazuje więc, że wraz z rozwojem sektora rolnego zmienia się wpływ poszczególnych czynników produkcji. Przeprowadzone analizy empiryczne wskazały, że w zamożnych i wysoce nasyconych kapitałem krajach UE-15 czynnik kapitału wciąż w najwyższym stopniu objaśnia zmiany produkcji, jednak zwiększanie uzbrojenia pracy ma relatywnie słabszy wpływ na wzrost wydajności niż w krajach UE-12, co może pośrednio wskazywać na występowanie zjawiska kieratu. Generalnie skuteczną metodą wzrostu wydajności w rolnictwie europejskim (pracy będącej źródłem dochodu) jest koncentracja, co wskazuje, że rolnictwo w UE, a szczególnie UE-15, znajduje się w ostatniej fazie przywołanego modelu Herlemanna i Stamera.

## WNIOSKI

1. Intensyfikacja typu kapitałochłonnego w rolnictwie, mająca na celu wzrost produkcji, wciąż może przynosić pozytywne skutki dla wzrostu dochodów rolniczych. Przesłanka ta jest szczególnie adekwatna dla krajów, gdzie sektor rolny jest relatywnie słabiej rozwinięty. Taka perspektywa pomija jednak uwarunkowania środowiskowe i jakościowe.
2. W świetle funkcji typu Cobba-Douglassa produkcja w rolnictwie europejskim silnie reaguje na zmiany nakładów kapitału. Czynnik ten ma dominujące znaczenie w objaśnianiu wielkości produkcji w rolnictwie. Wzrost nakładów kapitału prowadzi do wzrostu produkcji w większym stopniu w krajach UE-12.
3. O wydajności pracy przesadzają nie tylko bezwzględne wielkości nakładów środków produkcji, ale raczej relacje między nimi. Poprawa relacji między podstawowymi czynnikami produkcji może służyć podniesieniu wydajności pracy i dochodów, nawet jeśli towarzyszy mu globalne ograniczenie wielkości nakładów pracy i ziemi, co jest charakterystyczne szczególnie dla nowych krajów członkowskich UE.
4. Jeśli pominąć wpływ polityki rolnej, to należy stwierdzić, że poprawa relacji między czynnikami produkcji polegająca na zwiększeniu zasobów kapitału i ziemi przypadających na jednego zatrudnionego jest fundamentem podniesienia dochodów w krajach tzw. nowej UE. Alternatywą byłoby dalsze zwiększanie wsparcia dochodów dla gospodarstw stosujących tradycyjne metody produkcji. Musiałoby to jednak oznaczać rzeczywiste ukierunkowanie się drobnych gospodarstw na produkcję o charakterze ekologicznym.
5. Odnosząc się do koncepcji kieratu, należy wskazać, że zwiększanie uzbrojenia pracy daje w wysoko rozwiniętych krajach mniejsze efekty w zakresie wzrostu wydajności. Czynnik kapitału pozostaje głównym faktorem warunkującym poziom i zmienność produkcji (przychodów), jednak przychody w tych krajach w mniejszym stopniu kształtują poziom dochodu. Należy się zatem spodziewać stopniowego spadku efektywności kapitałochłonnego modelu produkcji.

## LITERATURA

- Baer-Nawrocka Agnieszka, 2013: *Wpływ Wspólnej Polityki Rolnej na efekty dochodowe w rolnictwie nowych krajów członkowskich Unii Europejskiej*. „Zeszyty Naukowe SGGW. Polityki Europejskiej, Finanse i Marketing”, 09 (58), s. 34-44.
- Bezat-Jarzębowska Agnieszka, Włodzimierz Rembisz, 2015: *Wprowadzenie do analizy inwestycji, produktywności, efektywności i zmian technicznych w rolnictwie*. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Cochrane Willard W., 1958: *Farm prices: myth and reality*. University of Minnesota Press.
- Czyżewski Andrzej, Łukasz Kryszak, 2015: *Sytuacja dochodowa gospodarstw rolniczych w krajach UE-15 i w Polsce w latach 2007-2013 w świetle statystyki FADN*. „Zeszyty Naukowe SGGW. Problemy Rolnictwa Światowego”, 15 (1), s. 21-32.
- Czyżewski Bazyli, Adam Majchrzak, 2015: *Związek dochodów, cen i produktywności w rolnictwie w Polsce – ujęcie makroekonomiczne*. „Roczniki Naukowe SERiA”, 17 (2), s. 26-31.
- EUROSTAT, „Rachunek ekonomiczny dla rolnictwa”, dostęp: 15.08.2016.
- Felczak Tomasz, 2014: *Czynniki kształtujące wartość uzyskiwanego dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego*. „Roczniki Naukowe SERiA”, 16 (4), s. 80-84.
- Gołaś Zbigniew, 2010: *Wydatność i dochodowość pracy w rolnictwie w świetle rachunków ekonomicznych dla rolnictwa*. „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej”, 3, s. 19-42.
- Góral Justyna, Katarzyna Kambo, Jacek Kulawik, Dariusz Osuch, Renata Płonka, Agnieszka Poczta-Wajda, Adam Wąs, 2015: *Subsidies versus economics, finances and income of farms*. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Kalinowski Sławomir, 2002: *Zastosowanie funkcji Cobb-Douglasa do analizy procesów produkcyjnych w polskich przedsiębiorstwach*. „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny”, LXIV, z. 1, s. 167-185.
- Kołoszko-Chomentowska Zofia, 2007: *Metody oceny czynników kształtujących dochody z działalności rolniczej*. „Roczniki Naukowe SERiA”, 9 (1), s. 241-243.
- Kufel Tadeusz, 2011: *Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Wydanie 3 zmienione, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Nowak Anna, Ewa Wójcik, Artur Krukowski, 2015: *The changes in productivity of production factors in commercial farms in Poland in 2004 and 2012*. „Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia”, 14(3), s. 105-115.
- Pawłowska-Tyszko Joanna, Michał Soliwoda, 2014: *Dochody gospodarstw rolniczych a konkurencyjność systemu podatkowego i ubezpieczeniowego*. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Poczta Walenty, Joanna Średzińska, Aldona Mrówczyńska-Kamińska, 2009: *Determinanty dochodów gospodarstw rolnych Unii Europejskiej według typów rolniczych*. „Zeszyty Naukowe SGGW. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej”, 76, s. 17-30.
- Rembisz Włodzimierz, 2013: *Kwestia ryzyka, cen, rynku, interwencji i stabilności dochodów w rolnictwie*. Vizja Press & IT, Warszawa.
- Rembisz Włodzimierz, Zbigniew Floriańczyk, 2014: *Modele wzrostu gospodarczego w rolnictwie*. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Rembisz Włodzimierz, Agata Sielska, 2014: *Wybrane wskaźniki ekonomiczne w rolnictwie jako skutek długookresowej polityki rolnej i uwarunkowań popytowych*. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Runowski Henryk, 2013: *Poziom dopłat i subwencji oraz dochodów gospodarstw rolnych krajów Unii Europejskiej w latach 1995-2009*. „Roczniki Naukowe SERiA”, 15 (6), s. 238-243.
- Szuba Ewelina, Walenty Poczta, 2013: *Próba oceny wpływu wspólnej polityki rolnej na zmiany sytuacji ekonomicznej w rolnictwie krajów środkowo-wschodniej Europy*. „Roczniki Naukowe SERiA”, 5 (15), s. 293-299.
- Sadowski Arkadiusz, 2010: *Regionalne różnicowanie opłaty pracy własnej w różnych typach gospodarstw rolnych*. „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej”, 323 (2), s. 75-88.

- Sielska Agata, Tomasz Kuszewski, Aleksandra Pawłowska, Monika Bocian, 2015: *Wpływ polityki rolnej na kształtowanie się wartości dodanej*. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Woś Augustyn, 2004: *W poszukiwaniu modelu rozwoju polskiego rolnictwa*. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej, Warszawa.
- Zegar Józef Stanisław, 2012: *Współczesne wyzwania rolnictwa*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

*Andrzej Czyżewski, Łukasz Kryszak*

*RELATIONS AMONG THE COMPONENTS OF AGRICULTURAL INCOME ACCOUNTS  
IN THE OLD AND NEW EU MEMBER STATES*

*Summary*

*The aim of the study was to compare the influence of basic economic categories (revenues, costs, subsidies) on the income account in the agriculture of the EU countries. The second goal was to identify the relations between the factors influencing the size of revenues and labor productivity. Panel regression models and power functions were used, with particular emphasis on Cobb-Douglas function. The study period covered the years 1998-2013. The phenomena examined in the paper were referred to the concept of technological treadmill in agriculture. The revenues are essential for the growth of income, particularly in the case of so-called new EU member states. The production function indicates that changes in the value of capital are the main factor that explained changes in the production. The growing importance of the capital may be observed especially in the new EU member states. Changes in the relations between production factors are therefore the basis for labor productivity growth. These changes include the increase in the capital to labor ratio (capital equipment) and in the amount of land per worker. It turns out that the capital-intensive path of productivity growth in the EU15 countries is less effective.*

Adres do korespondencji:  
Prof. dr hab. Andrzej Czyżewski, mgr Łukasz Kryszak  
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu  
Katedra Makroekonomii i Gospodarki Żywnościowej  
Al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań  
e-mail: a.czyzewski@ue.poznan.pl, lukasz.kryszak@ue.poznan.pl