

WPLYW WYDAJNOŚCI PRACY NA DOCHODY GOSPODARSTW ROLNYCH W POLSCE

ALEKSANDRA PAWŁOWSKA
JOANNA JAROSZEWSKA

Abstrakt

W przypadku wszystkich gospodarstw rolnych kluczową jest kwestia osiągniętej dochodowości. Efektywność zaangażowanych czynników produkcji, w tym pracy, kształtuje w znacznym stopniu dochody w rolnictwie. A zatem wzrost wydajności czynnika pracy warunkuje wzrost jej dochodowości. Na gruncie klasycznych zależności mikroekonomicznych można wskazać, iż wzrost dochodu gospodarstwa rolnego, stanowiącego wynagrodzenie czynnika pracy, może nastąpić, ceteris paribus, przy wzroście produkcji. Zakładając stałość nakładów czynnika pracy w długim okresie, źródłem wzrostu produkcji powinien być z kolei wzrost wydajności pracy. Celem referatu jest wskazanie różnic we wpływie wydajności pracy na dochody w gospodarstwach rolnych z przewagą rodzinnej siły roboczej i w gospodarstwach z przewagą najemnej siły roboczej w Polsce. Zaprezentowane wyniki mogą stanowić podstawę wnioskowania o sytuacji dochodowej gospodarstw rolnych w zależności od rodzaju zaangażowanego zasobu czynnika pracy. W badaniu wykorzystane zostaną dane FADN z lat 2009-2015 dla polskich gospodarstw rolnych. Wpływ wydajności pracy na dochody gospodarstw zbadany zostanie za pomocą metody propensity score matching.

Słowa kluczowe: wydajność pracy, czynnik pracy, propensity score matching.

Kody JEL: D33, J43, Q12.

Mgr Aleksandra Pawłowska, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Zakład Ekonomii i Polityki Rolnej oraz Rozwoju Obszarów Wiejskich;
ul. Świętokrzyska 20, 00-002 Warszawa (Aleksandra.Pawlowska@ierigz.waw.pl);
ORCID iD: 0000-0001-8964-3624.

Mgr inż. Joanna Jaroszevska, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, ul. Świętokrzyska 20, 00-002 Warszawa (Joanna.Jaroszevska@ierigz.waw.pl);
ORCID iD: 0000-0003-3733-4082.

Wprowadzenie

Punktem wyjścia do prowadzonych rozważań jest wpływ wydajności pracy na wynagrodzenie tego czynnika, stanowiące dochód z pracy gospodarstwa rolnego. Choć w literaturze podkreśla się wielorakość celów działalności gospodarstwa rolnego (por. Sielska, 2012), w szczególności gospodarstwa rodzinnego, zgodnie z neoklasycznym modelem producenta podstawowym celem działalności gospodarstwa jest maksymalizacja dochodu (Rembisz, 2007). Producent rolny optymalizuje swoją funkcję celu przy stosowanej technice produkcji, a więc alokacji czynników wytwórczych oraz danych ograniczeniach kapitałowych (Kowalski i Rembisz, 2003; Baer-Nawrocka i Markiewicz, 2013). Przy zadanych egzogenicznie cenach czynników produkcji producent wybiera więc kombinację czynników produkcji zapewniającą osiągnięcie możliwie najwyższych efektów produkcyjnych, a tym samym dochodowych. Na poziomie mikroekonomicznym dochód rolniczy służy do oceny wynagrodzenia czynników produkcji rolniczej (Zegar, 2008). Koncentrując uwagę na czynniku pracy jako podstawowym czynniku wytwórczym w gospodarstwie rolnym, dochód tożsamy jest wynagrodzeniu czynnika pracy określonemu przez wydajność czynnika pracy (Rembisz i Sielska, 2015).

Jak zaznacza Zegar (2012), oprócz znaczenia dochodu z gospodarstwa podstawowym kryterium klasyfikacji gospodarstw w sektorze rolnym jest rodzaj angażowanego czynnika pracy. Celem badawczym jest więc wskazanie różnicy we wpływie wydajności czynnika pracy na dochody w gospodarstwach rolnych z przewagą rodzinnej siły roboczej i w gospodarstwach z przewagą najemnej siły roboczej w Polsce. W badaniu wykorzystano dane Polskiego FADN (ang. *Farm Accountancy Data Network*) z lat 2009-2015 dotyczące indywidualnych gospodarstw rolnych. Kwantyfikacji wpływu wydajności pracy na dochody gospodarstw zbadano za pomocą metody *propensity score matching*, rekomendowanej przy identyfikacji związków przyczynowo-skutkowych w badaniach obserwacyjnych.

Wydajność a wynagrodzenie czynnika pracy

Klasycznym wyborem producenta rolnego jest alokacja wykorzystywanych zasobów w ramach danej funkcji produkcji. Z uwagi na podjęty problem badawczy funkcję produkcji można określić jako zależną przede wszystkim od nakładów czynnika pracy:

$$Y = f(L, \mathbf{x})$$

gdzie:

$Y = f(\cdot)$ – funkcja produkcji,

L – zasób czynnika pracy,

$\mathbf{x}$ – wektor pozostałych czynników produkcji oraz pewnych niematerialnych czynników mających wpływ na produkcję (np. zmiana klimatu czy polityka rolna).

Wybór ten służy osiągnięciu celu, jakim jest maksymalny dochód. Przyjmując pewne założenia upraszczające dotyczące wyodrębnienia czynnika pracy jako podstawowego czynnika wytwórczego, zysk producenta rolnego zdefiniować można jako:

$$\pi = p_Y \cdot Y - c_L \cdot L$$

gdzie:

π – zysk producenta rolnego,

p_Y – cena wytwarzanego produktu,

c_L – wynagrodzenie czynnika pracy.

Warunkiem koniecznym maksymalizacji zysku jest wówczas:

$$\frac{d\pi}{dL} = p_Y \cdot \frac{dY}{dL} - c_L = 0$$

co sprowadza się do równania postaci:

$$c_L = p_Y \cdot \frac{dY}{dL}$$

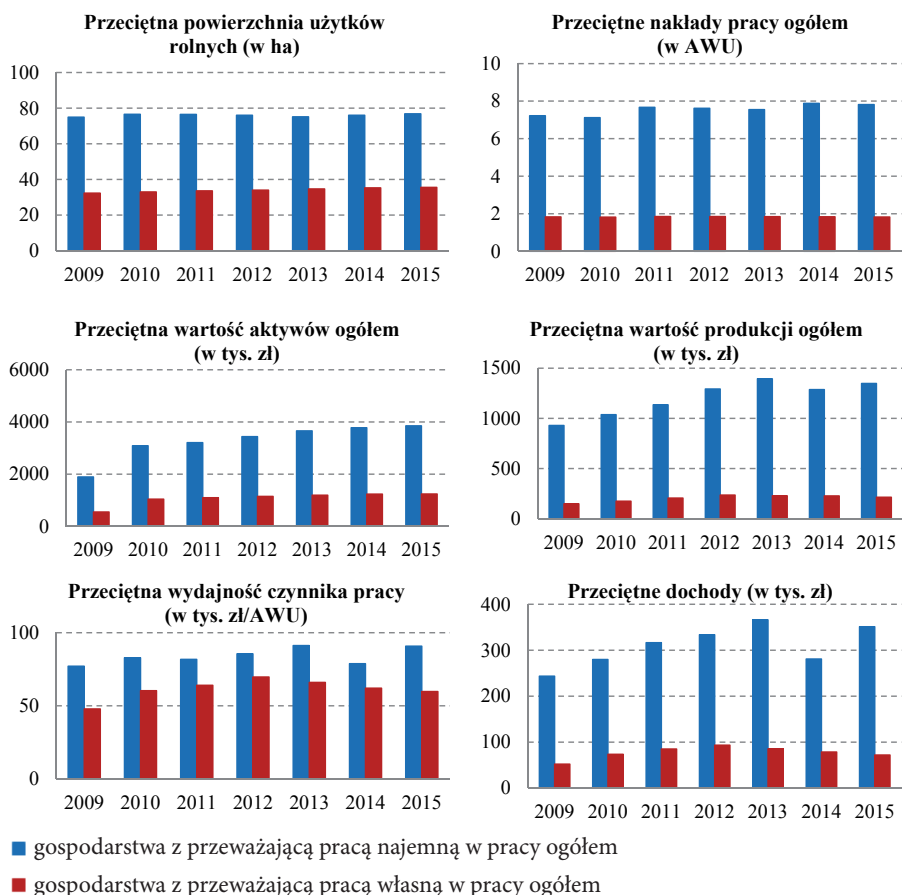
Producent rolny osiągnie więc maksymalny zysk przy takim nakładzie czynnika pracy, dla którego jego wynagrodzenie, a więc dochód z pracy będzie stanowił iloczyn ceny otrzymywanej za wytwarzany produkt oraz krańcowej wydajności czynnika pracy. Wzrost wynagrodzenia czynnika pracy może wynikać tym samym ze wzrostu cen wytwarzanych produktów i/lub wzrostu krańcowej wydajności pracy, a w długim okresie ze wzrostu wydajności przeciętnej (Rembisz i Sielska, 2015). Biorąc pod uwagę egzogeniczny charakter cen, jedynym źródłem zmiany dochodu, zależnym od decyzji producenta rolnego, jest zatem poprawa wydajności czynnika pracy.

Dane i metoda badawcza

Do realizacji założonych celów badawczych wykorzystano zbilansowany panel danych Polskiego FADN dotyczących indywidualnych gospodarstw rolnych za lata 2009-2015. Gospodarstwa analizowano w podziale na dwie grupy: jednostki o stale przeważającym udziale pracy własnej¹ w nakładach pracy ogółem (5724 gospodarstw) oraz jednostki o stale przeważającym udziale pracy najemnej² w nakładach pracy ogółem (141 gospodarstw). Zróżnicowanie między wyszczególnionymi grupami widoczne jest w przeciętnych nakładach czynników produkcji oraz wynikach ekonomicznych gospodarstw rolnych (patrz rys. 1).

¹ Za nakłady pracy własnej uznaje się nieopłacone nakłady pracy w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa, wyrażone w jednostkach przeliczeniowych pracy rodziny (FWU, ang. *Family Work Unit*) (Floriańczyk, Osuch i Płonka, 2018).

² Za nakłady pracy najemnej uznaje się opłacone lub darowane nakłady pracy w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa, wyrażone w jednostkach przeliczeniowych pracy (AWU, ang. *Annual Work Unit*).



Rys. 1. Przeciętne nakłady i wyniki gospodarstw rolnych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

Gospodarstwa zatrudniające przede wszystkim najemną siłę roboczą dysponowały ponad dwukrotnie większą powierzchnią użytków rolnych w porównaniu do gospodarstw, w których przeważał udział pracy własnej w pracy ogółem. Przeciętny zasób czynnika ziemi w pierwszej grupie wahał się bowiem od ok. 75 ha w 2009 r. do ok. 77 ha w 2015 r., podczas gdy w drugiej grupie – od ok. 32 ha w 2009 r. do ok. 36 ha w 2015 r. Różnice między analizowanymi grupami widoczne były również na poziomie wielkości nakładów czynnika pracy angażowanego w gospodarstwie rolnym. Jednostki ze stale przeważającą najemną siłą roboczą charakteryzowały się bowiem blisko czterokrotnie wyższymi nakładami pracy w porównaniu do gospodarstw wykorzystujących przede wszystkim zasób własnej siły roboczej. Gospodarstwa z przeważającą pracą najemną angażowały w latach 2009-2015 średnio rzecz biorąc ok. 7,55 AWU. Jednostki, w których nakład pracy własnej przewyższał w każdym roku nakład pracy obcej wykorzystywały

z kolei przeciętnie ok. 1,84 AWU. Pod względem angażowanego w proces produkcji czynnika kapitału mierzonego wartością aktywów gospodarstwa korzystające przede wszystkim z pracy własnej posiadały ok. trzykrotnie mniej aktywów trwałych i obrotowych (średnio 1,1 mln zł) w porównaniu do grupy gospodarstw z przeważającą pracą najemną (średnio 3,2 mln zł). W przypadku wielkości produkcji wytwarzanej w analizowanych grupach gospodarstw rolnych zdecydowanie wyższe efekty uzyskiwały gospodarstwa z przewagą pracy najemnej. Różnica między grupami wynosiła średnio 998 tys. zł i kształtowała się od ok. 780 tys. zł w 2009 r. do ok. 1,1 mln zł w 2015 r. Analizowane grupy gospodarstw nie różniły się jednak tak znacząco od siebie pod względem wydajności czynnika pracy. Przeciętna wydajność pracy w gospodarstwach z przeważającą pracą najemną wynosiła ok. 84 tys. zł/AWU, podczas gdy w gospodarstwach z wyższym udziałem pracy własnej – ok. 61 tys. zł/AWU. Pomimo relatywnie zbliżonych wartości przeciętnej wydajności pracy, wysokie rozbieżności zachodzą w dochodach analizowanych grup. Średnio rzecz biorąc, gospodarstwa korzystające stale przede wszystkim z nakładów pracy najemnej osiągały bowiem dochód w wysokości ok. 310 tys. zł. Jednostki angażujące w głównej mierze pracę własną do procesu produkcji odnotowały z kolei dochód średnio w wysokości ok. 77 tys. zł.

Do pomiaru wpływu zmiany wydajności pracy na zmianę dochodów gospodarstw rolnych zastosowano metodę łączenia danych według prawdopodobieństwa (ang. *propensity score matching*), stanowiącą swego rodzaju odpowiednik w pełni kontrolowanego randomizowanego eksperymentu w przypadku prowadzenia badań obserwacyjnych. Podejście to opiera się na wprowadzonym przez Neymana i Rubina modelu potencjalnej zmiennej wynikowej (Pan i Bai (red.), 2015). Zakłada się bowiem, iż obserwowalny efekt oddziaływania danego czynnika, a więc dochód wynikający ze zmiany wydajności pracy, jest ważoną poddaniem oddziaływaniu sumą zmiennych wynikowych w poszczególnych stanach oddziaływania (Guo i Fraser, 2015). Dla danej jednostki próby w rzeczywistości obserwuje się jednak wynik efektu oddziaływania w wyłącznie jednym z dwóch wykluczających się stanów (poddanie lub niepoddanie oddziaływaniu). Stąd też metoda *propensity score matching* wykorzystuje analizę tzw. stanów kontrfaktycznych, stanowiących hipotetyczną wartość zmiennej wynikowej, jaką posiadałaby dana jednostka, gdyby stan poddania oddziaływaniu był inny niż w rzeczywistości. Uśredniony stan kontrfaktyczny dla analizowanych jednostek szacuje się na podstawie informacji o obserwacjach z próby, które to jednostki są „podobne” pod względem przyjętych obserwowalnych charakterystyk do obserwacji poddanych oddziaływaniu czynnika. Metoda łączenia danych wymaga więc dobrania w pary obserwacji poddanych oddziaływaniu czynnika (grupa eksperymentalna) z „podobnymi” do nich jednostkami, które tego oddziaływania nie doświadczyły (grupa kontrolna). W przypadku łączenia danych według prawdopodobieństwa dobór jednostek w pary odbywa się na podstawie wartości prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu (ang. *propensity score*), szacowanego zwykle przy wykorzystaniu modeli logitowych. Tabela 1 zawiera zbiorcze zestawienie zmiennych branych pod uwagę do oszacowania wartości *propensity score*.

Tabela 1

Charakterystyka zmiennych wykorzystanych w modelu

Nazwa zmiennej według FADN	Charakterystyka
SE025	Powierzchnia użytków rolnych (w ha)
SE365	Koszty zaangażowania czynników zewnętrznych w procesie produkcyjnym (w zł)
SE436	Aktywa trwałe i obrotowe stanowiące własność rolnika (w zł)
SE485	Wartość zobowiązań krótko- i długoterminowych (w zł)
SE521	Inwestycje netto (w zł)
SE530	Przepływ pieniężny II (w zł) = przepływ pieniężny I + sprzedaż środków trwałych – zakupy i inwestycje w środkach trwałych + stan zobowiązań na koniec roku – stan zobowiązań na początek roku
D_INW	Dotacje inwestycyjne (w zł)
JPO	Jednolita płatność obszarowa (w zł)
UPO	Płatność uzupełniająca (w zł)
W_R	Płatność rolnośrodowiskowa (w zł)
W_ONW	Wspieranie działalności rolniczej na obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania (w zł)
D_P	Dotacje do produkcji (związane i niezwiązane) (w zł)
D_KP	Dotacje do kosztów produkcji (w zł)
WYK	Wykształcenie rolnika (kategorie: podstawowe, zasadnicze nierolnicze, zasadnicze rolnicze, średnie nierolnicze, średnie rolnicze, wyższe nierolnicze, wyższe rolnicze)
WIEK	Wiek rolnika (w latach)

Źródło: opracowanie własne na podstawie Floriańczyk i in. (2018).

Po dopasowaniu obserwacji z grupy eksperymentalnej do ich odpowiedników w grupie kontrolnej możliwe jest wyznaczenie m.in. przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu (ATT, ang. *Average Treatment Effect on the Treated*), definiowanego jako³:

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 | D = 1) = E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 1)$$

gdzie:

Y_1 – dochód osiągany w wyniku wzrostu wydajności pracy w gospodarstwie rolnym,
 Y_0 – dochód osiągany w wyniku braku zmiany lub spadku wydajności pracy w gospodarstwie rolnym,

D – zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla gospodarstw, w których nastąpił przyrost wydajności pracy lub 0 w przeciwnym przypadku.

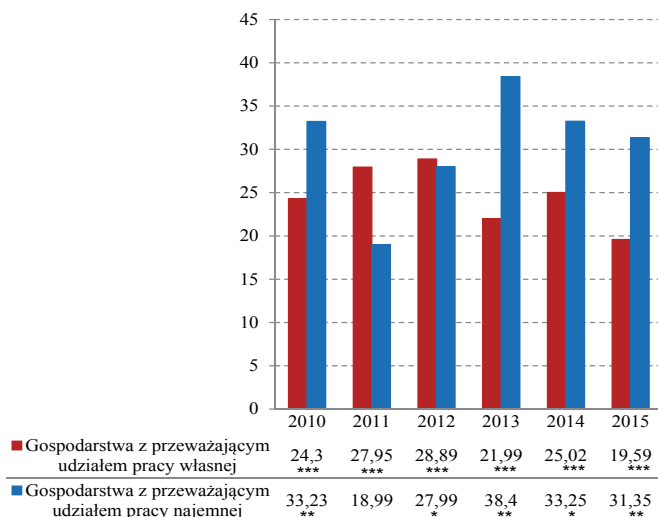
³ Zakładając, że jeżeli występuje zjawisko selekcji, to zależy jedynie od obserwowalnych cech badanych jednostek (Strawiński, 2014).

W przeprowadzonej analizie zastosowano łączenie 1:1 ze zwracaniem. Jednemu gospodarstwu z grupy eksperymentalnej odpowiadało zatem jedno gospodarstwo z grupy kontrolnej. Do łączenia obserwacji w pary wykorzystano algorytm genetyczny, mający na celu znalezienie takich odpowiedników kontrfaktycznych, aby uzyskać możliwie najlepsze zbalansowanie cech (Sekhon, 2011). Jeżeli dla danej obserwacji eksperymentalnej algorytm przyporządkował więcej niż jedno gospodarstwo kontrolne, wówczas informacje o tych jednostkach były w równy sposób ważone i wszystkie stanowiły podstawę do oszacowania stanu kontrfaktycznego. Ponadto przyjęto założenie, że w relacji przyczynowo-skutkowej między wydajnością pracy a dochodami występuje jednookresowe opóźnienie, tj. zbiór obserwowalnych charakterystyk gospodarstw z okresu t wpływał na zmianę wydajności pracy w okresie $t+1$ oddziałująca na dochody gospodarstw rolnych w okresie $t+1$.

Wyniki badań

Zgodnie z przyjętym celem badania, wykorzystując metodę *propensity score matching*, dokonano pomiaru efektu netto wpływu zmiany wydajności czynnika pracy na dochody gospodarstw rolnych. Analiza przeciętnego efektu oddziaływania możliwa była po uprzednim uzyskaniu zbalansowania między grupą eksperymentalną, a więc gospodarstwami, w których nastąpił dodatni przyrost wydajności pracy, a grupą kontrolną, stanowiącą gospodarstwa „podobne” do jednostek eksperymentalnych, w których jednak zmiana wydajności pracy była zerowa lub wręcz ujemna.

Zarówno w przypadku gospodarstw o wyższym udziale pracy własnej w pracy ogółem, jak i pracy najemnej w pracy ogółem przyrost wydajności istotnie dodatnio oddziaływał na poziom dochodów gospodarstw rolnych (patrz rys. 2).



Legenda: *** – wartość $p < 0,001$, ** – wartość $p < 0,01$, * – wartość $p < 0,05$.

Rys. 2. Przeciętny efekt oddziaływania zmiany wydajności pracy na dochód gospodarstw rolnych (w tys. zł/AWU).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

Effekt netto wpływu wydajności na dochody wynosił od 19,6 do 28,9 tys. zł/AWU w przypadku gospodarstw z przeważającą pracą własną oraz od 19,0 do 38,4 tys. zł/AWU w przypadku gospodarstw z przeważającą pracą obcą. Wyższy przeciętny efekt oddziaływania wydajności pracy na dochody odnotowano przede wszystkim w grupie jednostek angażujących w gospodarstwie głównie pracę najemną. Należy jednak podkreślić, iż w latach 2011-2012 przyrost wydajności pracy w wyższym stopniu oddziałował na dochody rodzinnych gospodarstw rolnych, a więc takich, gdzie stale przeważały nakłady pracy własnej. Z wyjątkiem oszacowania przeciętnego efektu oddziaływania w 2011 r. w grupie gospodarstw angażujących przede wszystkim pracę najemną można wnioskować o statystycznie istotnym wpływie zmiany wydajności pracy na dochody w obu analizowanych grupach.

Wnioski

W pracy podjęto kwestię dochodów gospodarstw rolnych kształtowanych w wyniku zmiany wydajności czynnika pracy. Efektywność zaangażowanych czynników produkcji, w tym pracy, warunkuje bowiem wzrost jej dochodowości. Celem badania było wskazanie różnic we wpływie wydajności pracy na dochody w gospodarstwach rolnych z przewagą rodzinnej siły roboczej i w gospodarstwach z przewagą najemnej siły roboczej w Polsce. Wykazano, iż zarówno w przypadku gospodarstw o wyższym udziale pracy własnej w pracy ogółem, jak i w gospodarstwach o wyższym udziale pracy najemnej w pracy ogółem przyrost wydajności istotnie dodatnio oddziałował na poziom dochodów gospodarstw rolnych. Zróżnicowany był natomiast zakres efektu netto wpływu wydajności pracy na dochody w poszczególnych latach. W gospodarstwach rolnych angażujących przede wszystkim pracę własną wpływ przyrostu wydajności pracy na dochód był istotnie wyższy średnio o ok. od 19,6 do 28,9 tys. zł/AWU w porównaniu do grupy kontrolnej, podczas gdy gospodarstwa korzystające stale przede wszystkim z najemnej siły roboczej osiągnęły z kolei od 19,0 do 38,4 tys. zł/AWU istotnie wyższy dochód w porównaniu do jednostek kontrolnych. Przyrost wydajności czynnika pracy wpływał zatem istotnie na dochody gospodarstw rolnych zarówno wśród gospodarstw rodzinnych o stale przeważającej pracy własnej, jak i wśród swego rodzaju przedsiębiorstw rolnych angażujących stale przede wszystkim najemną siłę roboczą.

Literatura

- Baer-Nawrocka, A., Markiewicz, N. (2013). Relationships among production factors and efficiency of manufacturing in agriculture of the European Union. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, vol. 3, nr 29, s. 5-16.
- Floriańczyk, Z., Osuch, D., Płonka, R. (2018). *Wyniki Standardowe 2017 uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN. Część I. Wyniki Standardowe*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Guo, S., Fraser, M.W. (2015). *Propensity Score Analysis. Statistical methods and applications*. Second Edition, SAGE Publication, Thousand Oaks.
- Kowalski, A., Rembisz, W. (2003). Model zachowań gospodarstwa rolnego w warunkach endogenicznych i egzogenicznych. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 1, s. 3-13.
- Pan, W., Bai, H. (red.). (2015). *Propensity Score Analysis. Fundamentals and development*. New York: The Guilford Press.
- Rembisz, W. (2007). *Mikroekonomiczne podstawy wzrostu dochodów producentów rolnych*. Warszawa: Wydawnictwo Vizja Press & IT.
- Rembisz, W., Sielska, A. (2015). Wydajność pracy a dochody producentów rolnych, *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, nr 235, s. 208-221.
- Sekhon, J.S. (2011). Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization: The Matching Package for R. *Journal of Statistical Software*, vol. 42, nr 7, s. 1-52.
- Sielska, A. (2012). *Decyzje producentów rolnych w ujęciu wielokryterialnym – zarys problemu*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Strawiński, P. (2014). *Propensity score matching. Własności małopróbkowe*. Warszawa: Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.
- Zegar, J.S. (2008). *Dochody w rolnictwie w okresie transformacji i integracji europejskiej*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Zegar, J.S. (2012). *Współczesne wyzwania rolnictwa*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Naukowe.

IMPACT OF THE LABOUR PRODUCTIVITY ON FARM INCOME IN POLAND

Abstract

In the case of all farms, the issue of profitability achieved is crucial. The effectiveness of production factors involved, including labour, shapes income in agriculture to a large extent. Thus, the increase in the productivity of the labour factor determines the increase in the labour profitability. On the grounds of classical microeconomic relationships, it can be pointed out that the increase on farm income, which is the remuneration of the labour factor, can take place, ceteris paribus, with the increase in production. Assuming the permanence of labour factor inputs in the long term, the source of production growth should, in turn, be the increase in the labour productivity. The objective of the paper is to identify differences in the impact of labour productivity on farm income, with the dominance of family labour force and on farms with a dominance of paid labour force in Poland. The results presented may serve as a basis for concluding on the income situation of farms depending on the type of labour factor involved. The study will use the FADN data from 2009-2015 for Polish farms. The impact of labour productivity on farm income will be analysed using the propensity score matching method.

Keywords: efficiency, labour factor, profitability, propensity score matching.

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 13.03.2020.