



INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA  
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ  
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY



# Efekt netto oddziaływania polityki rolnej na wydajność czynnika pracy

Aleksandra Pawłowska  
Monika Bocian

94

MONOGRAFIE  
PROGRAMU  
WIELOLETNIEGO

WARSZAWA 2018

**Efekt netto oddziaływania  
polityki rolnej na wydajność  
czynnika pracy**





**INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA  
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ  
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY**

# **Efekt netto oddziaływania polityki rolnej na wydajność czynnika pracy**

*Autorzy:*

*mgr Aleksandra Pawłowska*

*mgr inż. Monika Bocian*



**ROLNICTWO POLSKIE I UE 2020+  
WYZWANIA, SZANSE, ZAGROŻENIA, PROPOZYCJE**

**Warszawa 2018**

Mgr Aleksandra Pawłowska (ORCID nr 0000-0001-8964-3624) oraz mgr inż. Monika Bocian (ORCID nr 0000-0003-2977-6569) są pracownikami Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowego Instytutu Badawczego

Publikację zrealizowano w ramach Programu Wieloletniego 2015-2019 „Rolnictwo polskie i UE 2020+. Wyzwania, szanse, zagrożenia, propozycje”, temat: **Źródła wzrostu oraz ewolucja struktur i roli sektora rolno-spożywczego w perspektywie po 2020 roku** w zadaniu: *Opracowanie metodyki oceny i monitorowanie zmian wskaźnika rezultatu dla PROW 2014-2020 w postaci relacji wartości dodanej brutto do rocznej jednostki pracy (GVA/AWU).*

Celem pracy jest weryfikacja obliczeniowa przyjętej metodyki analizy danych Polskiego FADN do ustalenia efektu oddziaływania płatności ukierunkowanych na wsparcie inwestycji w indywidualnych gospodarstwach rolnych, przyznawanych w ramach typów operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych” oraz „Premie dla młodych rolników”. Przedstawiono zarys problematyki związanej z przedmiotem przeprowadzanego badania, a więc wpływem wybranych instrumentów polityki na rozważany wskaźnik (GVA/AWU). Estymacji efektu netto analizowanego wsparcia dokonano za pomocą metody łączenia danych według prawdopodobieństwa (*propensity score matching*) oraz ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa (*inverse probability of treatment weighting*).

Recenzent

*dr hab. Wawrzyniec Czubak, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu*

Korekta

*Barbara Pawłowska*

Redakcja techniczna

*Leszek Ślipiński*

Projekt okładki

*IERiGŻ-PIB*

ISBN 978-83-7658-776-9

*Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej  
– Państwowy Instytut Badawczy  
ul. Świętokrzyska 20, 00-002 Warszawa  
tel.: (22) 50 54 444  
faks: (22) 50 54 757  
e-mail: [dw@ierigz.waw.pl](mailto:dw@ierigz.waw.pl)  
<http://www.ierigz.waw.pl>*

## Spis treści

<b>Wprowadzenie .....</b>	<b>7</b>
<b>1. Wydajność pracy w polskim sektorze rolnym na tle państw członkowskich Unii Europejskiej.....</b>	<b>10</b>
<b>2. Mikroekonomiczne podstawy wzrostu wydajności pracy .....</b>	<b>33</b>
<b>3. Wybrane narzędzia polityki rolnej wspierające wzrost wydajności pracy .....</b>	<b>57</b>
<b>4. Statystyczne metody szacowania efektywności polityki rolnej.....</b>	<b>66</b>
4.1. Zarys podejścia opartego na <i>propensity score</i> .....	66
4.2. Łączenie według prawdopodobieństwa a ważenie odwrotnością prawdopodobieństwa.....	74
<b>5. Pomiar efektywności polityki rolnej w kontekście zmiany wydajności pracy .....</b>	<b>81</b>
5.1. Opis zbioru danych.....	81
5.2. Łączenie według prawdopodobieństwa.....	92
5.3. Ważenie odwrotnością prawdopodobieństwa .....	98
<b>Podsumowanie .....</b>	<b>104</b>
<b>Bibliografia.....</b>	<b>107</b>
<b>Załącznik 1. ....</b>	<b>113</b>



## Wprowadzenie

Celem niniejszej pracy była kwantyfikacja wpływu działań wspierających inwestycje na wydajność czynnika pracy w polskich gospodarstwach rolnych. Prowadzone w nurcie neoklasycznym rozważania dotyczące źródeł wzrostu wydajności czynnika pracy pozwalają wnioskować, iż poprawa efektywności wytwarzania powinna być konsekwencją podejmowanych przez producentów rolnych inwestycji pozwalających na zwiększenie poziomu zaangażowania czynnika kapitału i tym samym poprawę technicznego uzbrojenia czynnika pracy [Rembisz, 2007]. Proces ten znalazł odzwierciedlenie w konstrukcji Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020, zawierającego instrumenty promujące podnoszenie wydajności pracy poprzez wspieranie inwestycji w gospodarstwach rolnych. W obecnym okresie programowania dotyczy to przede wszystkim dwóch typów operacji: „Modernizacji gospodarstw rolnych” oraz „Premii dla młodych rolników” [por. Pałowska, Bocian, 2017].

Kluczowym elementem realizacji każdej polityki jest jednak ocena jej implementacji oraz zestawienie rezultatów z poniesionymi kosztami. Pozwala to bowiem na ocenę realnych korzyści wdrożonych działań, a tym samym zwiększenie jakości, skuteczności czy spójności interwencji [Olejniczak, 2007]. Z uwagi na złożony charakter procesów gospodarczych ewaluacja programu nie może opierać się wyłącznie na analizie kształtowania się wskaźnika rezultatu. Istnieje potrzeba wyodrębnienia w ocenianym wskaźniku rezultatu tej składowej zmienności wartości wynikowej, będącej rezultatem wyłącznie zewnętrznego oddziaływania ze strony polityki rolnej. Tym samym wymagane jest więc wyodrębnienie tzw. prawdziwego związku przyczynowo-skutkowego [por. Michalek, 2012].

Uznaną metodą badawczą pozwalającą na identyfikację relacji o charakterze przyczynowo-skutkowym jest eksperyment, podczas którego badacz losowo przydziela czynnik oddziaływania, jednocześnie kontrolując warunki otoczenia mogące zaburzyć wynik eksperymentu [Heckman, Vytlačil, 2007]. Metoda ta pozwala bowiem „w sposób niedostępny innym podejściom oddzielić wpływ poszczególnych zmiennych na interesujący nas wynik; podlega *par excellence* replikacji i umożliwia badanie wrażliwości wniosków na zmiany stanu początkowego; pozwala wreszcie, względnie tanio i wiarygodnie, oceniać skutki proponowanych rozwiązań” [Krawczyk, 2012, s. 9].

W przypadku nauk społecznych, w tym ekonomii, przeprowadzenie eksperymentów wydaje się jednak niezwykle trudne lub wręcz niemożliwe do zrealizowania z uwagi na ograniczenia natury etycznej czy chociażby technicznej. W warunkach eksperymentalnych wszystkie jednostki, a więc gospodarstwa rolne biorące udział w badaniu, winny mieć bowiem zapewnione jednakowe wa-



runki dla prowadzonej działalności. W otoczeniu gospodarczym wpływ danego instrumentu polityki jest jednak wypadkową oddziaływania różnorodnych czynników, w tym indywidualnych cech beneficjenta, a nie jedynie konkretnej interwencji. W warunkach braku możliwości prowadzenia eksperymentu ocena działań polityki rolnej musi opierać się na powszechnie prowadzonych badaniach obserwacyjnych.

Aby móc niejako odtworzyć warunki eksperymentalne w przypadku badań obserwacyjnych, Rubin [1974] zaproponował tzw. podejście kontrfaktyczne, oparte na potencjalnych wynikach analizowanej cechy. Stan kontrfaktyczny, a więc hipotetyczna wartość zmiennej wynikowej, może zostać oszacowany na podstawie dostępnych danych. Estymacja nieobserwowalnej zmiennej rezultatu polega na znalezieniu możliwie „podobnej” jednostki, która w rzeczywistości nie została poddana oddziaływaniu. Dokładność estymacji wiąże się jednak z problemem wielowymiarowości wykorzystywanych danych. Podejściem pozwalającym zredukować obciążenie wynikające z nielosowego przypisania jednostek do grupy poddanej i niepoddanej oddziaływaniu jest analiza *propensity score*. Zamiast dobierania „podobnych” obserwacji na podstawie wielu cech metoda ta pozwala przypisać każdej jednostce unikalną wartość *propensity score*, a więc prawdopodobieństwa poddania jednostki oddziaływaniu, która w pewien sposób określa zależność między zbiorem wybranych cech a przypisanym oddziaływaniem.

Niniejsza praca składa się z pięciu rozdziałów. W rozdziale pierwszym dokonano analizy wydajności czynnika pracy w Polsce na tle pozostałych państw Unii Europejskiej. Uwagę poświęcono kwestii kształtowania się wydajności czynnika pracy względem produktywności czynników kapitału i ziemi w zależności od wielkości ekonomicznej oraz typu rolniczego gospodarstwa.

W rozdziale drugim zarysowano w ujęciu analitycznym mikroekonomiczne podstawy wzrostu wydajności czynnika pracy. Odnosząc się do teorii producenta, wskazano, iż poprawa efektywności wykorzystania czynnika pracy wynika z korzystniejszego technicznego uzbrojenia pracy. Poprawa relacji zaangażowania czynników kapitału i pracy wiąże się z kolei z potrzebą zwiększenia zatrudnienia tego pierwszego poprzez dokonywane przez producentów rolnych inwestycje. Na proinwestycyjne działania gospodarstw wpływ mogą mieć instrumenty polityki rolnej, w szczególności dedykowane celom modernizacyjnym.

W rozdziale trzecim przedstawiono syntetyczną charakterystykę działań wspólnej polityki rolnej, które w obecnym okresie programowania w ramach II filaru wspierają inwestycje w gospodarstwach rolnych. Uwagę skupiono na dwóch typach operacji – „Modernizacji gospodarstw rolnych” oraz „Premii dla młodych rolników”. Dla analizowanych instrumentów wskazano warunki kwali-

fikowalności uzyskania wsparcia, formę wsparcia, poziom dofinansowania oraz wymagane zwiększenie ustalonego wskaźnika rezultatu.

Rozdział czwarty stanowi zarys wybranych metod opartych na analizie *propensity score*, służących do kwantyfikacji efektu oddziaływania w warunkach badań obserwacyjnych. Przedstawiono podstawy metody łączenia danych według prawdopodobieństwa oraz ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa oddziaływania. Wskazano założenia towarzyszące stosowaniu metod quasi-eksperymentalnych oraz zdefiniowano możliwe do wyznaczenia miary efektu oddziaływania.

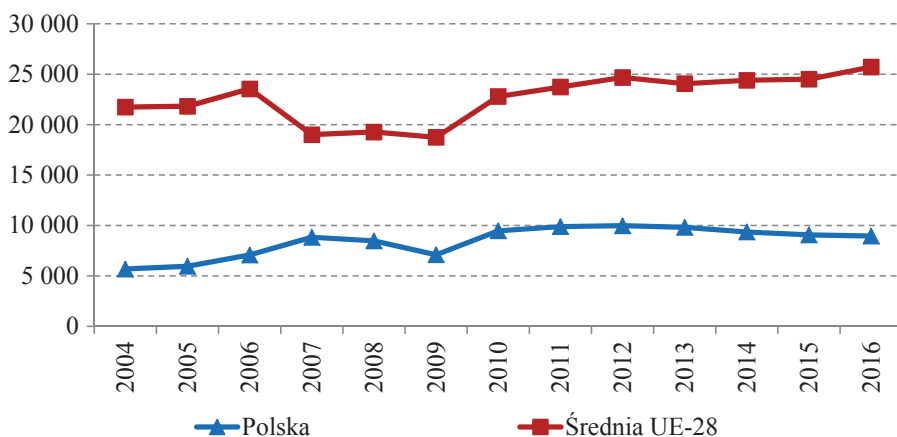
Ostatni rozdział, piąty, zawiera wyniki analizy efektu netto oddziaływania płatności inwestycyjnych na wydajność czynnika pracy w polskich gospodarstwach rolnych zdefiniowaną jako relacja wartości dodanej brutto (GVA, ang. *Gross Value Added*) do rocznej jednostki pracy (AWU, ang. *Annual Work Unit*). Ze względu na harmonogram publikacji danych Polskiego FADN, które z uwagi na swój jednostkowy charakter jako jedyne pozwalają na zastosowanie podejścia kontrfaktycznego, badanie przeprowadzono jedynie dla 2016 roku. Pomiaru efektu oddziaływania dokonano z wykorzystaniem metody łączenia danych według prawdopodobieństwa. Wrażliwość uzyskanych wyników sprawdzono, wyznaczając wielkość efektu oddziaływania za pomocą metody ważenia danych odwrotnością prawdopodobieństwa. Pracę zakończono podsumowaniem, odnosząc się do poruszanej tematyki oraz uzyskanych wyników z przeprowadzonego badania.

# 1. Wydajność pracy w polskim sektorze rolnym na tle państw członkowskich Unii Europejskiej

Wydajność pracy, obok wydajności ziemi i kapitału, stanowi cząstkową miarę efektywności produkcji, wykorzystywaną zarówno w analizach makroekonomicznych, jak i ocenie sytuacji produkcyjno-gospodarczej poszczególnych jednostek. Znaczenie poziomu wydajności pracy wynika z jej przełożenia na sytuację dochodową, a także możliwości akumulacji wewnętrznej w rolnictwie [Poczta, Kołodziejczak, 2008]. Poziom wydajności pracy stanowi w związku z tym podstawowy wyznacznik zdolności konkurencyjnej gospodarstw i sektorów, stymulując rozwój społeczno-gospodarczy państw oraz bezpośrednio przekładając się na siłę nabywczą społeczeństw [por. Latruffe, 2010; Baer-Nawrocka, 2017].

W dokumencie programowym PROW 2014-2020 jedną ze słabych stron zidentyfikowanych w polskim sektorze rolnym jest niski i niepoprawiający się poziom wydajności pracy. Wśród przyczyn, obok rozdrobnionej struktury agrarnej, wskazuje się nadwyżkę siły roboczej przy jednoczesnym trendzie starzenia się populacji, szczególnie widocznym w grupie zawodowej rolników. Procesowi temu towarzyszy przestarzałe wyposażenie techniczne gospodarstw oraz niski zasób kapitału własnego, znacznie ograniczający możliwości modernizacji i rozwoju [PROW 2014-2020, 2015].

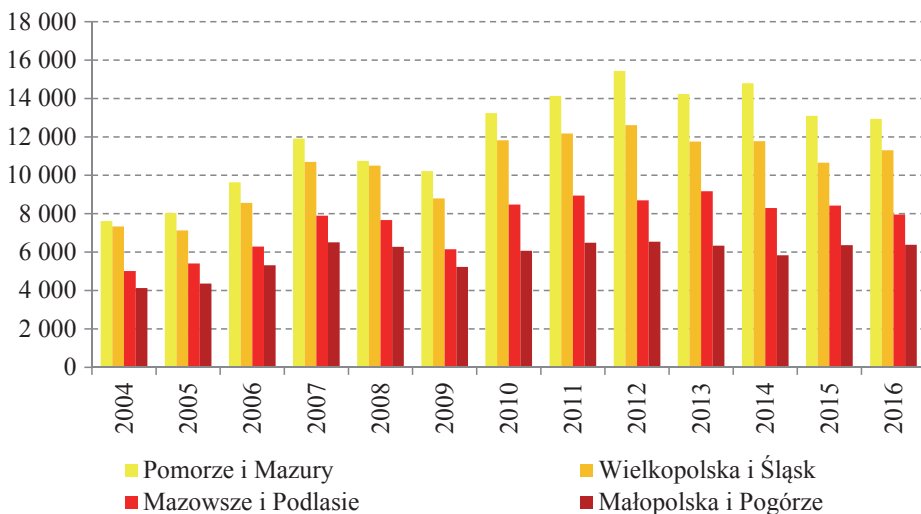
Rysunek 1. Przeciętna wydajność pracy w Polsce oraz państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (w euro/AWU)



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Choć analizę stanu sektora rolnego w Polsce przeprowadzono na danych z 2012 r., to zaakcentowane tendencje utrzymywały się do 2016 r. (patrz rysunek 1). Jak można zauważyć, wydajność pracy polskich gospodarstw rolnych od 2012 r. spada, przy jednoczesnym wzroście przeciętnej relacji wartości dodanej brutto do jednostki pracy w państwach Unii Europejskiej. Różnica pomiędzy przeciętną wydajnością pracy w Polsce a przeciętnym poziomem wydajności pracy w UE pogłębiała się od 2007 r., kiedy to polskie gospodarstwa rolne osiągnęły przeciętnie o ok. 10,17 tys. euro/AWU niższą wydajność pracy w porównaniu do przeciętnej UE. W 2016 r. różnica ta wyniosła 16,76 tys. euro/AWU.

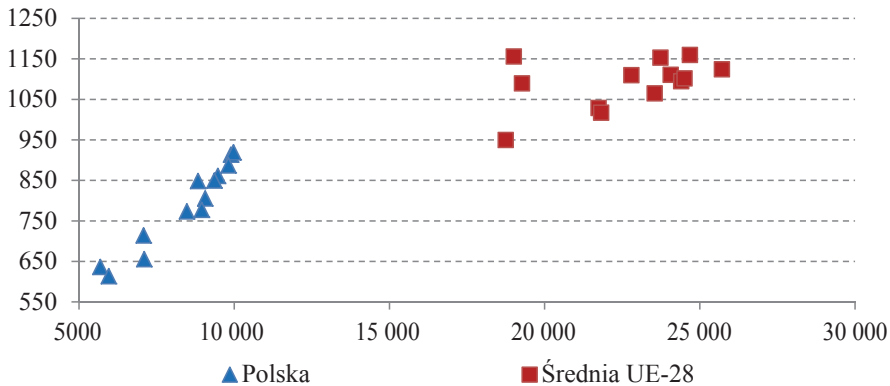
**Rysunek 2. Przeciętna wydajność pracy w Polsce według makroregionów FADN w latach 2004-2016 (w euro/AWU)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

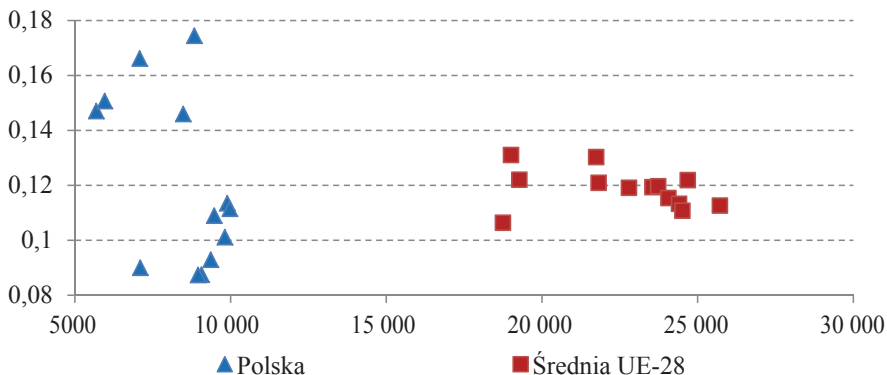
Niska wydajność pracy w Polsce wydaje się wynikać przede wszystkim z sytuacji gospodarstw rolnych z regionów Małopolska i Pogórze oraz Mazowsze i Podlasie (patrz rysunek 2). W południowo-wschodniej Polsce zlokalizowane są bowiem głównie małe lub średnie gospodarstwa o niskiej intensywności produkcji. Należy jednak zauważyć, że gospodarstwa te utrzymują wydajność pracy na relatywnie zbliżonym poziomie w latach 2012-2016, podczas gdy wydajność pracy w regionach Pomorze i Mazury oraz Wielkopolska i Śląsk spada. O ile więc za niski poziom wydajności pracy w Polsce mogą odpowiadać małe lub średnie gospodarstwa rolne, o tyle jej spadek związany jest z pogarszającą się w dużych gospodarstwach rolnych relacją wartości dodanej do nakładów pracy w analizowanym okresie.

**Rysunek 3. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w Polsce oraz państwach członkowskich UE w latach 2004-2016**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 4. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w Polsce oraz państwach członkowskich UE w latach 2004-2016**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Spadek wydajności pracy w polskich gospodarstwach rolnych jest pochodną niskiego poziomu produkcji w odniesieniu do posiadanych zasobów czynników wytwórczych [PROW 2014-2020, 2015]. Rysunki 3 i 4 przedstawiają zależność między przeciętną wydajnością pracy a ziemi i kapitału w Polsce w porównaniu do średniej państw członkowskich UE. Wydajność ziemi ujęto jako relację wartości dodanej brutto do powierzchni użytków rolnych, z kolei w wydajności kapitału mianownik tej relacji stanowiły aktywa ogółem. W przypadku analizy wydajności

pracy w porównaniu do wydajności ziemi widoczna jest różnica między średnią dla sektora rolnego w Polsce a średnim poziomem dla państw członkowskich UE. W porównaniu do średniej unijnej polskie rolnictwo charakteryzuje się zarówno relatywnie niższą wydajnością pracy, jak i ziemi. O ile jednak w tym przypadku Polska ustępuje pola przeciętnemu krajowi UE, o tyle w porównaniu do średniej UE Polska cechuje się relatywnie wysoką wydajnością kapitału. Należy jednak podkreślić, iż związane jest to również z większą wariancją produktywności kapitału dla Polski w porównaniu do średniej UE.

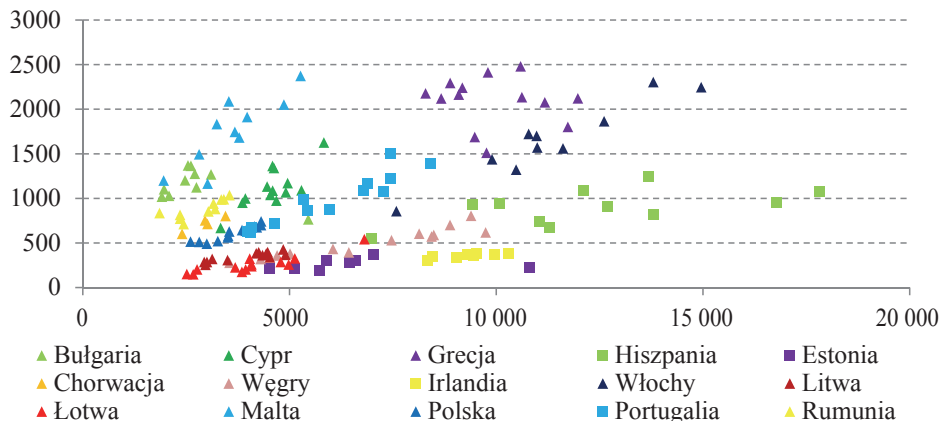
Kwestię zależności między wydajnością czynnika pracy a czynników kapitału i ziemi analizowano również według wielkości gospodarstw (patrz rysunki 5-16) oraz ich specjalizacji (patrz rysunki 17-32).

Wśród bardzo małych gospodarstw rolnych, których wielkość ekonomiczna nie przekraczała 8 tys. euro SO, względnie wysoką wydajnością pracy przy jednocześnie niskiej wydajności ziemi cechowała się Hiszpania<sup>1</sup>. Przy wydajności pracy kształtującej się na poziomie od ok. 7 tys. euro/AWU w 2009 r. do ok. 18 tys. euro/AWU w 2014 r. produktywność ziemi analizowanych gospodarstw rolnych w Hiszpanii wynosiła między 0,552 tys. euro/ha w 2009 r. a 1,244 tys. euro/ha w 2007 r. Wysoką wydajność pracy i ziemi w latach 2004-2016 osiągnęły „bardzo małe” gospodarstwa rolne we Włoszech i Grecji. Produktywności pracy i ziemi w tych państwach kształtowały się odpowiednio na poziomie od 7,6 do 15 tys. euro/AWU w przypadku czynnika pracy oraz od 0,8 do 2,4 tys. euro/ha w przypadku czynnika ziemi. Sektor rolny na Malcie charakteryzował się z kolei relatywnie niską wydajnością pracy (od 1,9 do 5,3 tys. euro/AWU) przy wysokiej wydajności czynnika ziemi (od 1,1 do 2,3 tys. euro/ha). Polska, obok m.in. Litwy, Łotwy, Chorwacji czy Irlandii, plasowała się wśród gospodarstw o niskiej produktywności zarówno czynnika pracy, jak i ziemi. W przypadku polskich gospodarstw rolnych przeciętna wydajność czynnika pracy kształtowała się bowiem między 2,6 tys. euro/AWU w 2004 r. a 4,3 tys. euro/AWU w 2007 i 2011 r., zaś produktywność ziemi – między 0,5 tys. euro/ha w 2009 r. a 0,7 tys. euro/ha w 2007 r.

---

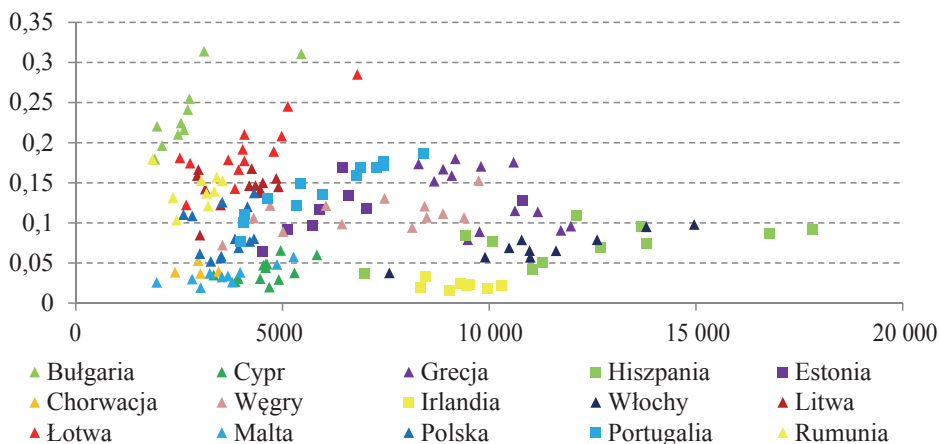
<sup>1</sup> Ze względu na różne progi wielkości ekonomicznej włączające gospodarstwa do badań FADN liczba państw na poszczególnych rysunkach opisujących kolejne klasy wielkości ekonomicznej uległa zmianom.

**Rysunek 5. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 2 do 8 tys. euro SO)**



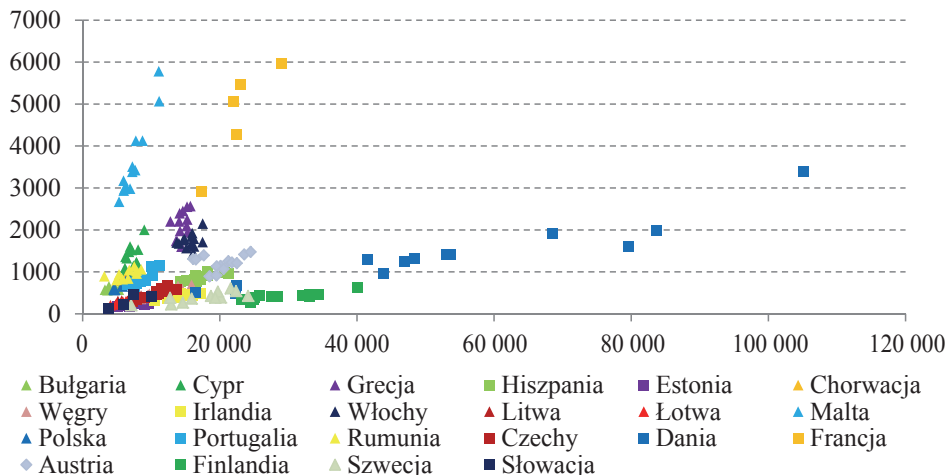
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 6. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 2 do 8 tys. euro SO)**



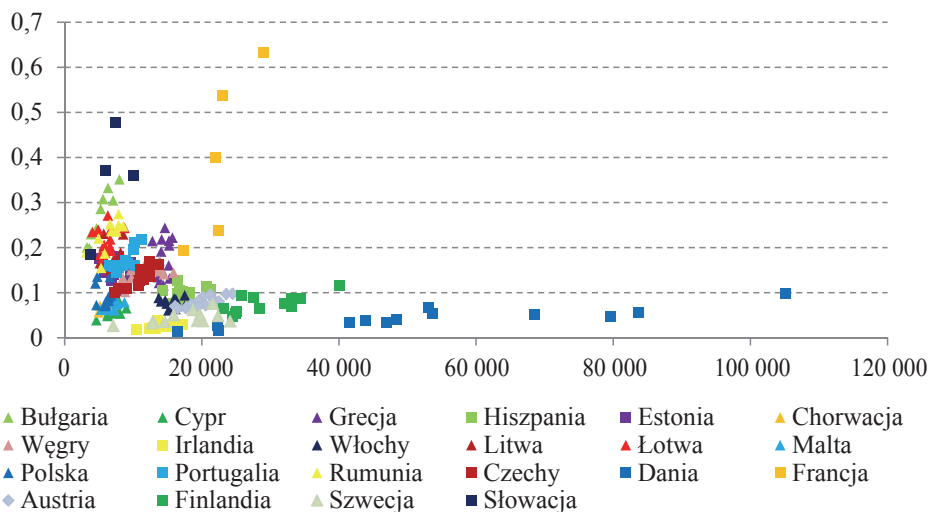
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 7. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 8 do 25 tys. euro SO)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

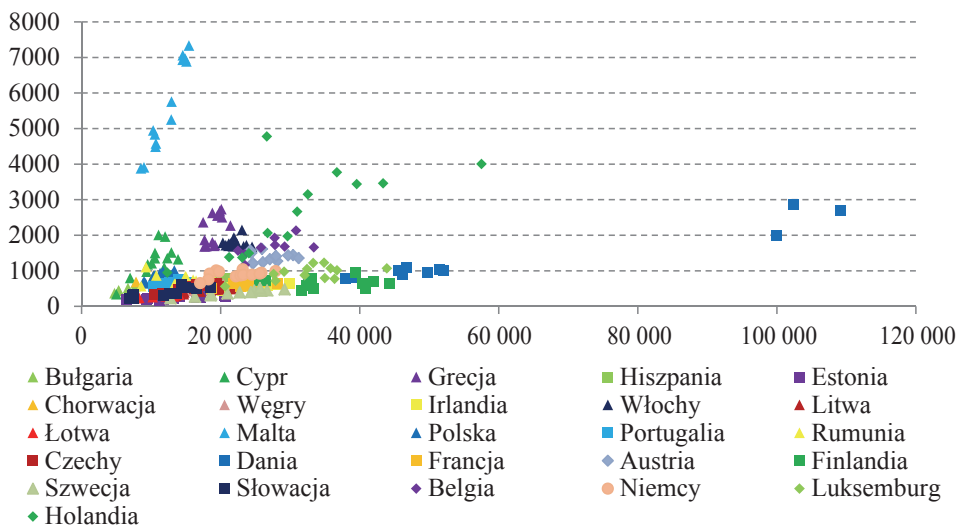
**Rysunek 8. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 8 do 25 tys. euro SO)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

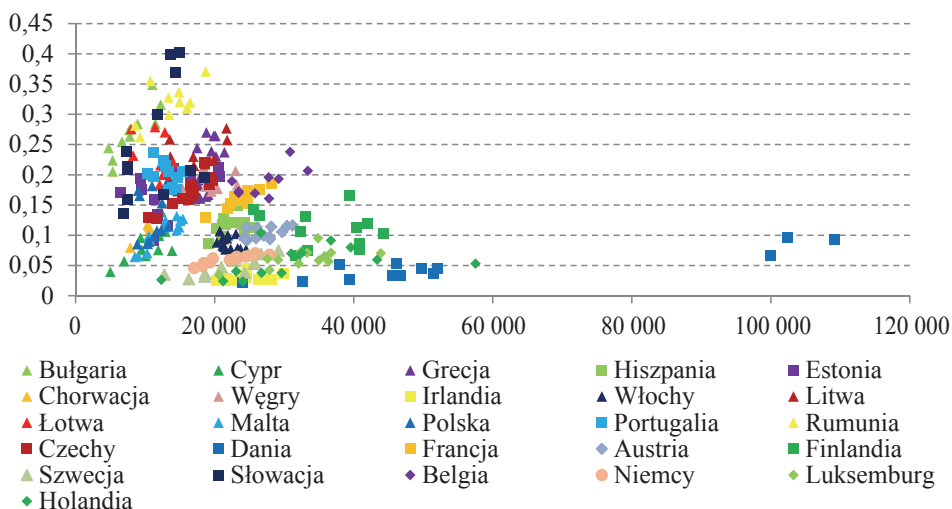


**Rysunek 9. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 25 do 50 tys. euro SO)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 10. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 25 do 50 tys. euro SO)**

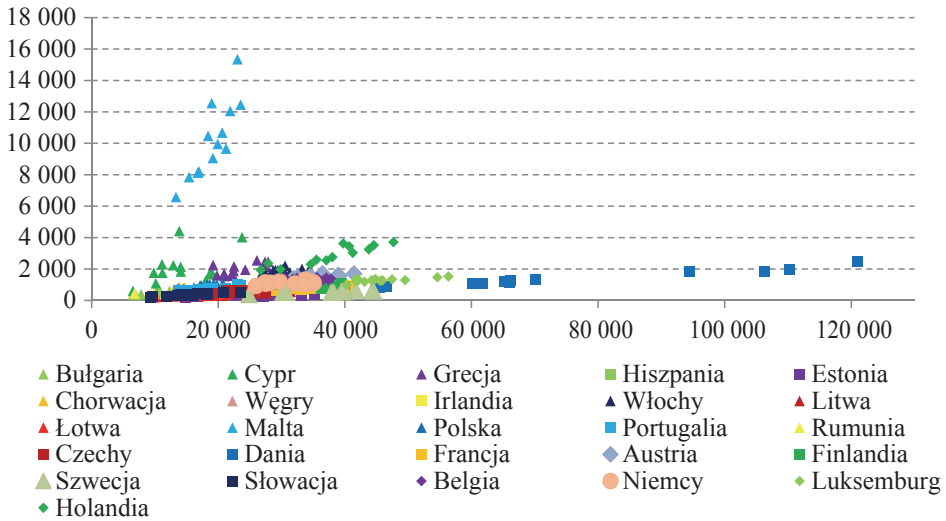


Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

W najmniejszych gospodarstwach, a więc o wielkości od 2 do 8 tys. euro SO, w analizowanym okresie najwyższa produktywność kapitału przy jednocześnie niskiej wydajności pracy wystąpiła w Bułgarii i na Łotwie. Wydajność czynnika kapitału kształtowała się w tych gospodarstwach na poziomie między 0,12 euro w 2010 r. na Łotwie a 0,31 euro w 2015 r. w Bułgarii, z kolei wydajność pracy – na poziomie między 1,9 a 5,4 tys. euro/AWU. Polska, podobnie jak Malta, Chorwacja oraz Irlandia, charakteryzowała się niską produktywnością kapitału.

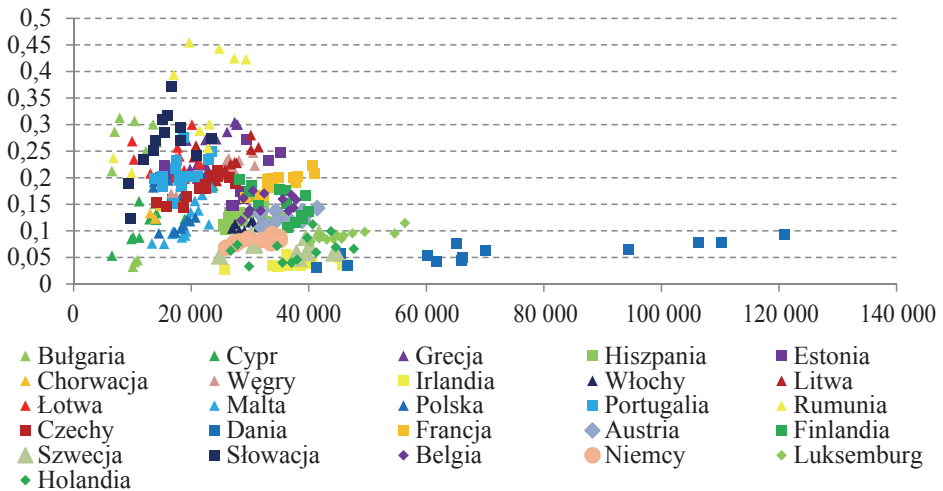
W grupie gospodarstw małych, o wielkości ekonomicznej 8-25 tys. euro SO, zobrazowanych na rysunkach 7 oraz 8, widoczna jest koncentracja wydajności pracy w przedziale do 20 tys. euro/AWU. Zakres ten przekroczyły Francja, Finlandia i Dania, przy czym w Finlandii w analizowanym okresie wydajność czynnika pracy wahała się od 23 do 40 tys. euro/AWU, podczas gdy w Danii – od 22 do 105 tys. euro/AWU. Produktywność czynnika ziemi w tych państwach wynosiła z kolei od 0,3 do 0,6 tys. euro/ha w przypadku Finlandii oraz od 0,5 do 3 tys. euro/ha w przypadku Danii. Wydajność pracy w Danii zdecydowanie przewyższała wartości osiągnięte w innych państwach, przekraczając wartość 100 tys. euro/AWU. Najwyższa wydajność ziemi została osiągnięta we Francji oraz na Malcie, gdzie produktywność tego czynnika wahała się między 2,9 tys. euro/ha w 2012 r. a 5,9 tys. euro/ha w 2014 r. w przypadku Francji oraz między 2,7 tys. euro/ha w 2012 r. a 5,8 tys. euro/ha w 2007 r. w przypadku Malty. Francja charakteryzowała się jednak jednocześnie wyższą wydajnością czynnika pracy, wynoszącą od 17 tys. euro/AWU w 2012 r. do 29 tys. euro/AWU w 2014 r. Najwyższą produktywność kapitału, na poziomie 0,63 euro w 2014 r., w grupie gospodarstw małych osiągnięto we Francji. Słowacja również uzyskała w tym względzie wyniki lepsze niż większość państw. Wydajność kapitału liczona relacją wartości produkcji do aktywów kształtowała się w tych gospodarstwach między 0,18 euro w 2006 r. a 0,48 euro w 2007 r. W Irlandii, Szwecji, Finlandii oraz Danii wydajność kapitału kształtowała się na relatywnie niskim poziomie.

**Rysunek 11. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 50 do 100 tys. euro SO)**



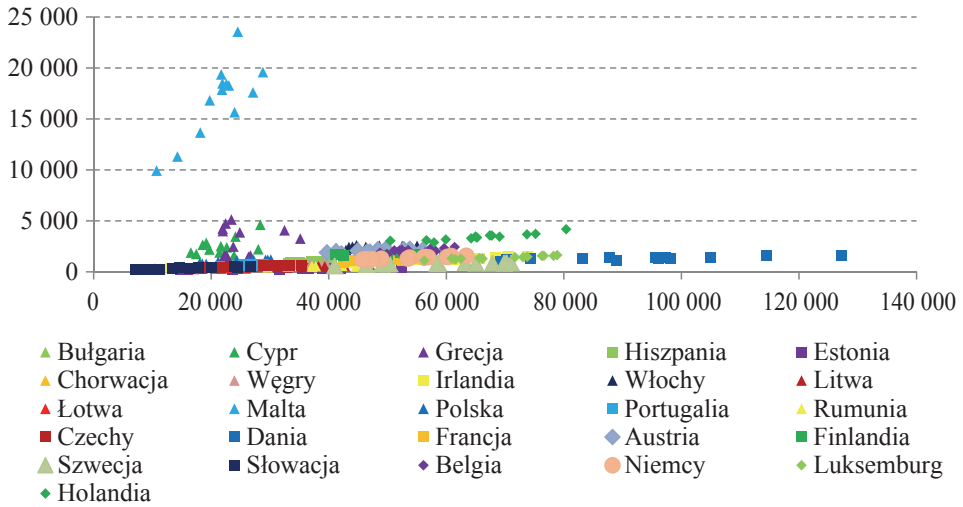
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 12. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 50 do 100 tys. euro SO)**



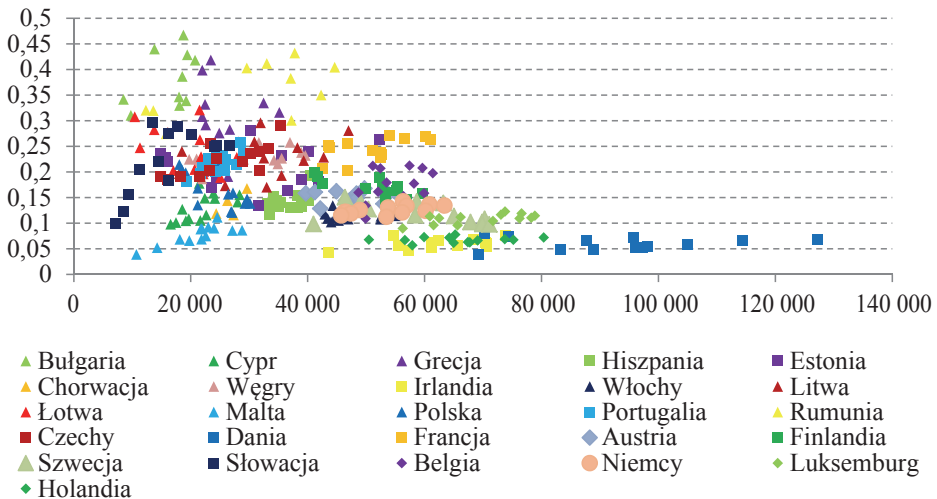
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 13. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 100 do 500 tys. euro SO)**



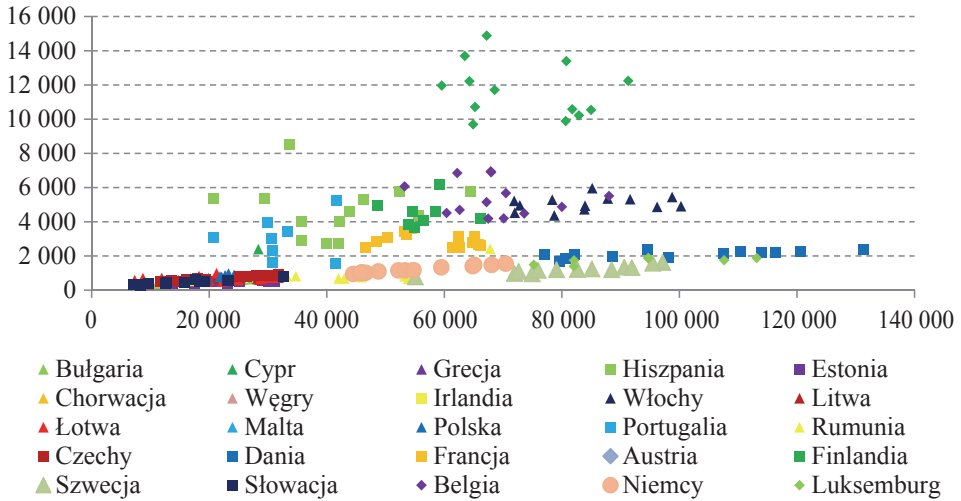
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 14. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 100 do 500 tys. euro SO)**



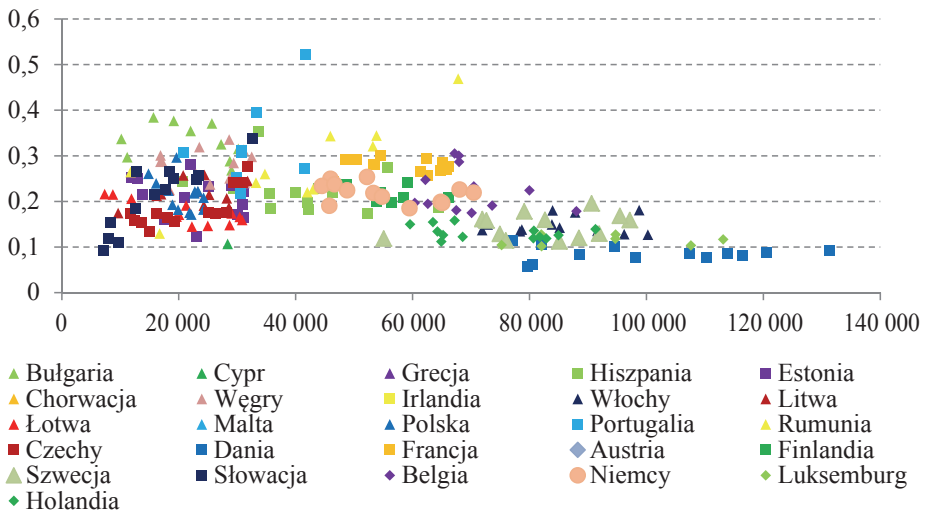
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 15. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa powyżej 500 tys. euro SO)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 16. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (gospodarstwa powyżej 500 tys. euro SO)**

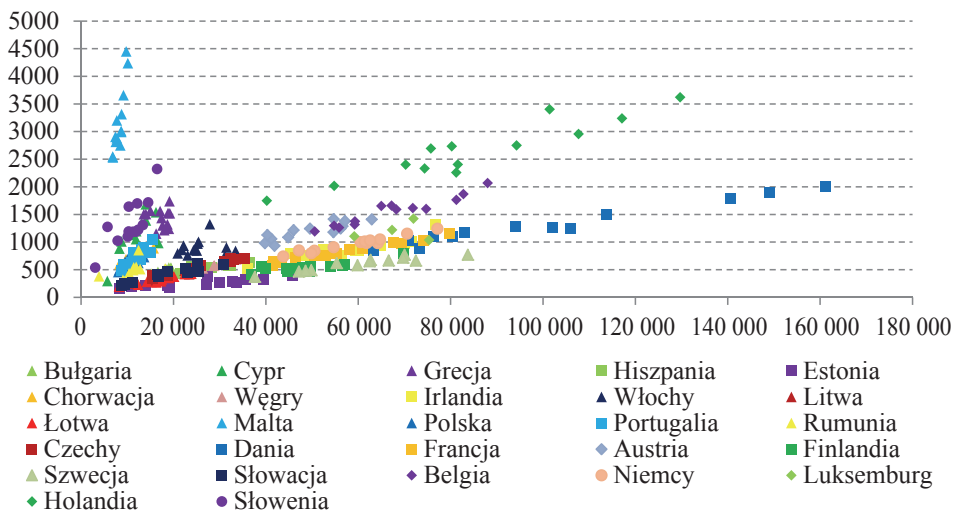


Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

W gospodarstwach średnio-małych, o wielkości ekonomicznej zawierającej się w granicach 25-50 tys. euro SO, w większości państw wydajność pracy nie przekraczała 40 tys. euro/AWU (patrz rysunek 9). Jedynie gospodarstwa z: Holandii, Finlandii, Luksemburga oraz Danii osiągnęły wyższy poziom. Z tej grupy wysoka wydajność ziemi charakteryzowała gospodarstwa holenderskie. W przypadku Danii maksymalna wydajność pracy przekroczyła 100 tys. euro/AWU, podobnie jak w grupie gospodarstw małych. Duńskie gospodarstwa w latach o największej wydajności pracy osiągnęły również wyższą wydajność ziemi. Najwyższą wydajność ziemi osiągnęły gospodarstwa z Malty, niemniej jednak wydajność pracy była w nich na niskim poziomie. Relacja produkcji do wartości aktywów, przedstawiona na rysunku 10, w gospodarstwach o wielkości ekonomicznej 25-50 tys. euro SO najwyższą wartość osiągnęła w gospodarstwach ze Słowacji, a także Rumunii oraz Bułgarii, przy czym gospodarstwa rolne z tych państw charakteryzowały się niską wydajnością pracy. Z kolei gospodarstwa o wysokiej wydajności pracy charakteryzowały się relatywnie niską wydajnością kapitału.

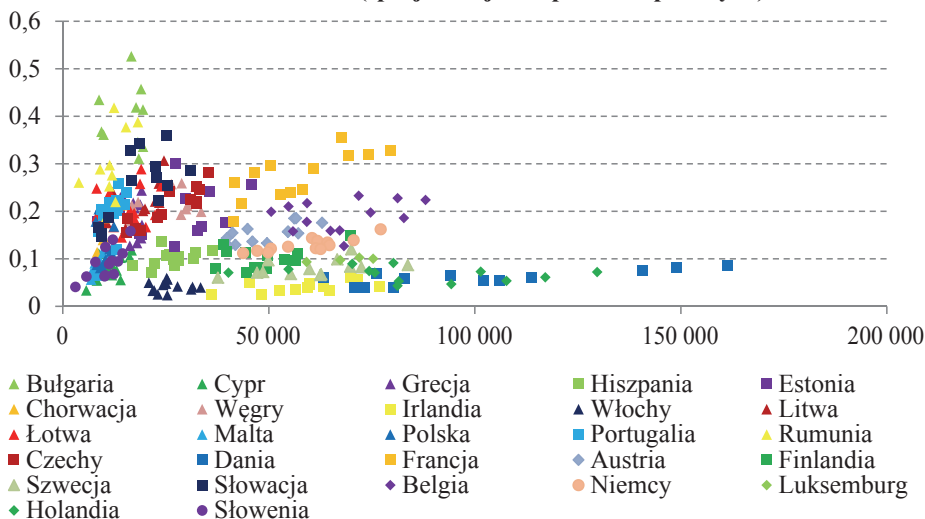
W grupie gospodarstw o wielkości ekonomicznej 50-100 tys. euro SO, podobnie jak w niższej klasie, największą wydajnością ziemi charakteryzowały się gospodarstwa położone na Malcie (patrz rysunki 11 i 12). Produktywność czynnika ziemi w tym państwie wahała się bowiem między 6,6 tys. euro/ha w 2005 r. a 15,4 tys. euro/ha w 2007 r. Gospodarstwa duńskie natomiast we wszystkich latach osiągnęły najwyższą wydajność pracy przy jednocześnie niskiej wydajności ziemi. W analizowanym okresie wartość produkcji przypadająca na jedną jednostkę AWU wynosiła w Danii średnio ok. 92,9 tys. euro, podczas gdy na 1 ha użytków rolnych duńskie gospodarstwa wytwarzały produkty o wartości średnio ok. 1,3 tys. euro. Analizując wydajność kapitału w gospodarstwach średnio-dużych pod względem wielkości ekonomicznej, najwyższa wartość wystąpiła w gospodarstwach zlokalizowanych na terenie Rumunii. Sytuacja ta dotyczy jednakże wybranych lat.

**Rysunek 17. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach polowych)**



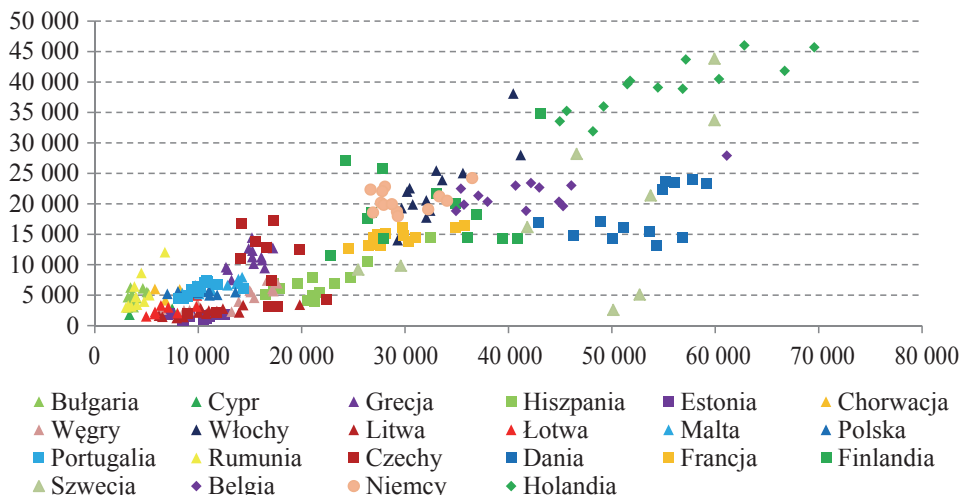
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 18. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach polowych)**



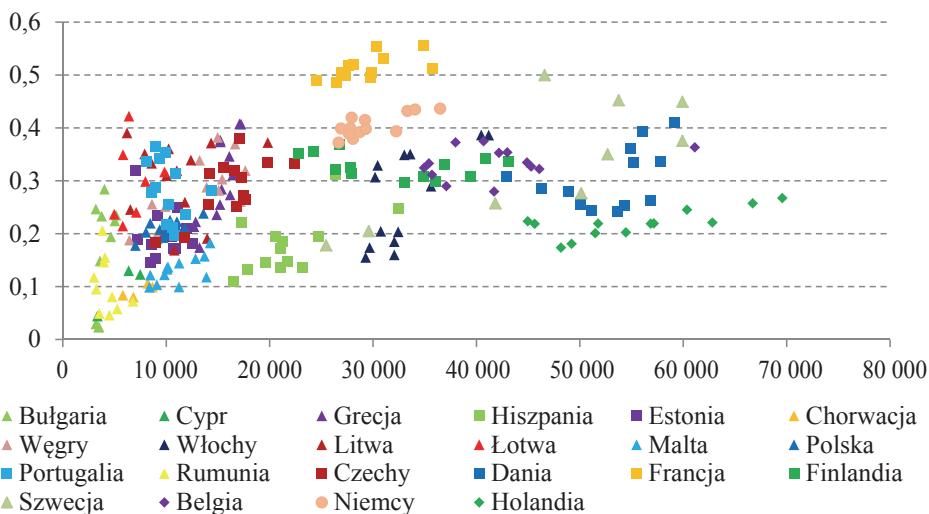
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 19. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach ogrodniczych)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

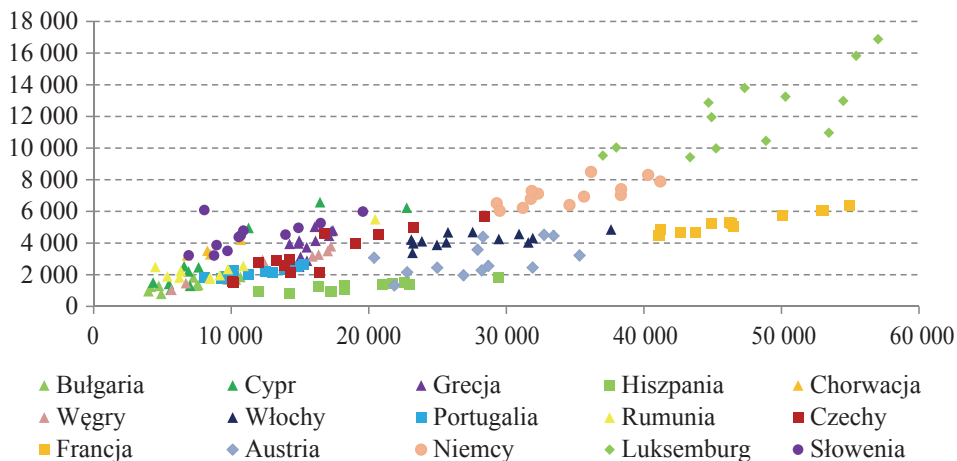
**Rysunek 20. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach ogrodniczych)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

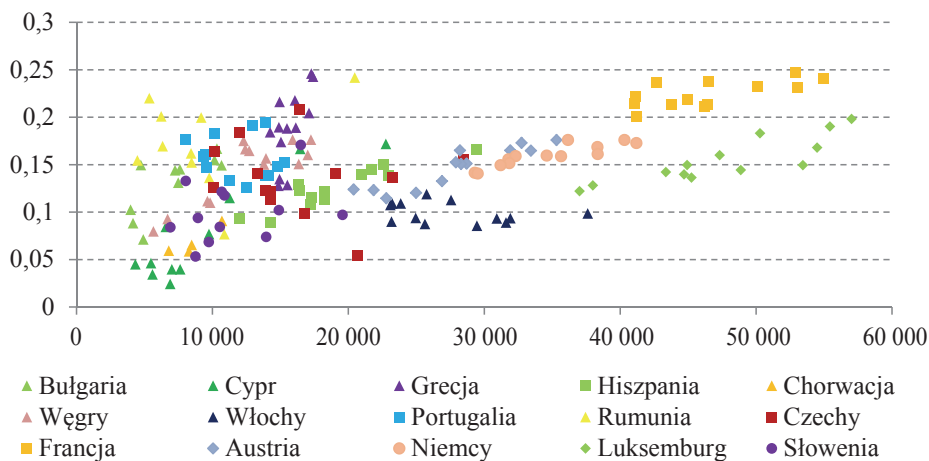


**Rysunek 21. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w winnicach)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 22. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w winnicach)**

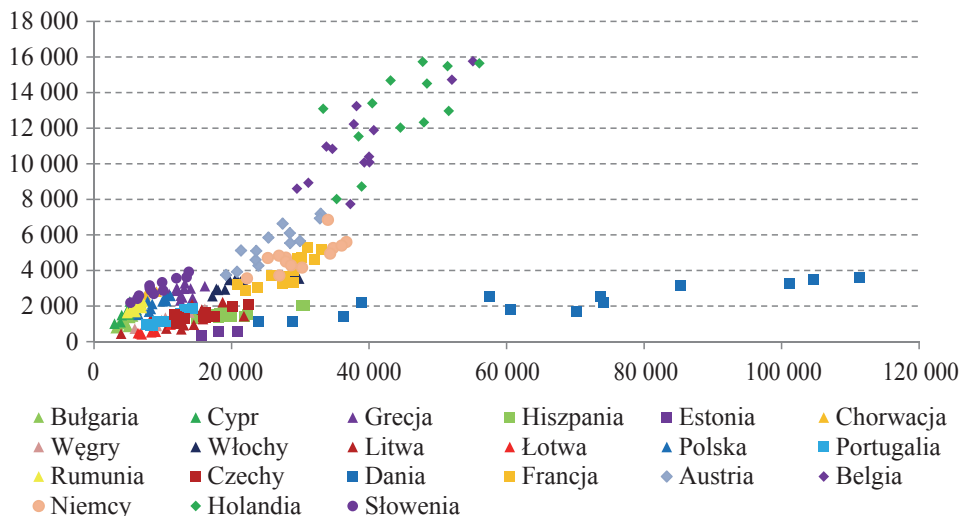


Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Gospodarstwa duże, o wielkości ekonomicznej 100-500 tys. euro SO, przedstawione na rysunku 13, wykazywały bardziej wyrównany poziom w wydajności pracy na przestrzeni analizowanych lat niż gospodarstwa słabsze ekonomicznie. Wpływ na to mają szerokie granice klasy ekonomicznej, co zwiększa różnorodność gospodarstw do niej należących. Relacja wartości produkcji do powierzchni użytków rolnych najwyższą wartość osiągnęła w gospodarstwach z Malty, przy jednocześnie niskim poziomie wydajności pracy. Relacja produkcji do zaangażowanego czynnika pracy wahała się bowiem w tym państwie między 10,7 tys. euro/AWU w 2011 r. a 28,8 tys. euro/AWU w 2008 r., podczas gdy wartość produkcji przypadająca na jednostkę użytków rolnych kształtowała się między 9,9 tys. euro w 2011 r. a 23,6 tys. euro w 2004 r. Wydajność kapitału w gospodarstwach dużych, zobrazowana rysunkiem 14, najwyższe wartości osiągała w gospodarstwach Bułgarii, Grecji oraz Rumunii. Gospodarstwa rolne w Bułgarii charakteryzowały się przeciętną wydajnością kapitału na poziomie od 0,31 euro w 2009 r. do 0,47 euro w 2010 r. W greckich gospodarstwach rolnych przeciętna wartość produkcji przypadająca na 1 euro wartości aktywów trwałych i obrotowych wynosiła od 0,19 euro w 2014 r. do 0,42 euro w 2004 r. Wydajność czynnika kapitału gospodarstw rolnych w Rumunii wynosiła z kolei w analizowanym okresie od 0,27 euro w 2009 r. do 0,43 euro w 2011 r. Gospodarstwa o wysokiej wydajności pracy, w szczególności gospodarstwa rolne z Danii, Holandii i Luksemburga, charakteryzowały się relatywnie niską wydajnością kapitału, wynoszącą średnio odpowiednio 0,06, 0,07 oraz 0,11 euro.

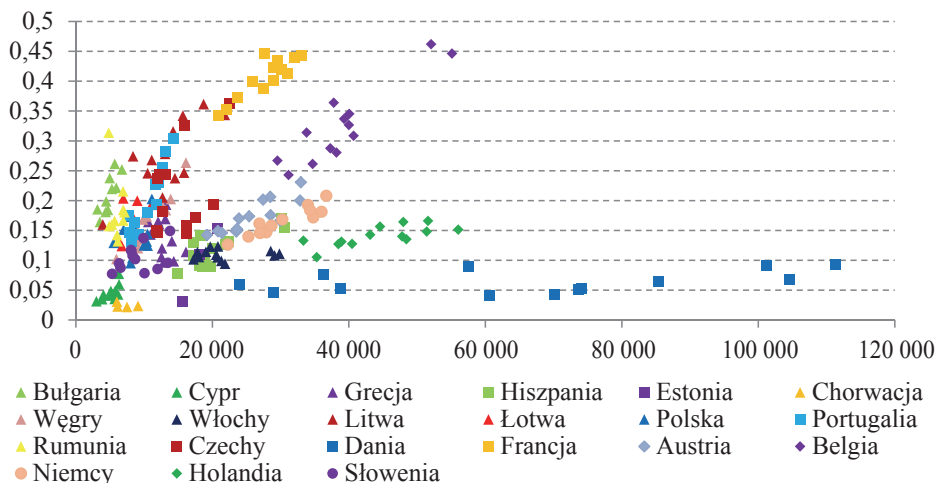
W gospodarstwach bardzo dużych o niższej wydajności pracy osiągnięto wyższą wydajność kapitału, co znalazło odzwierciedlenie w grupach o mniejszej wielkości ekonomicznej (patrz rysunek 16). Gospodarstwa bardzo duże, o wielkości ekonomicznej powyżej 500 tys. euro SO, osiągnęły wyższy poziom wydajności pracy niż gospodarstwa słabsze ekonomicznie (patrz rysunek 15). Niemniej jednak w tej grupie znajdują się również gospodarstwa o wydajności pracy w granicach 20 tys. euro/AWU, położone na terenie państw, które przystąpiły do UE w 2004 r. lub później. Gospodarstwa te charakteryzują się również niewielką wydajnością ziemi, co jest tendencją odwrotną niż w przypadku grup o mniejszym potencjale ekonomicznym. Największą wydajność ziemi we wszystkich latach badanego okresu osiągnęły gospodarstwa holenderskie, przy czym należy mieć na uwadze, że prezentowane na rysunku 15 wyniki nie zawierają informacji z gospodarstw zlokalizowanych na Malcie, ze względu na zbyt małą liczebność próby.

**Rysunek 23. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach trwałych)**



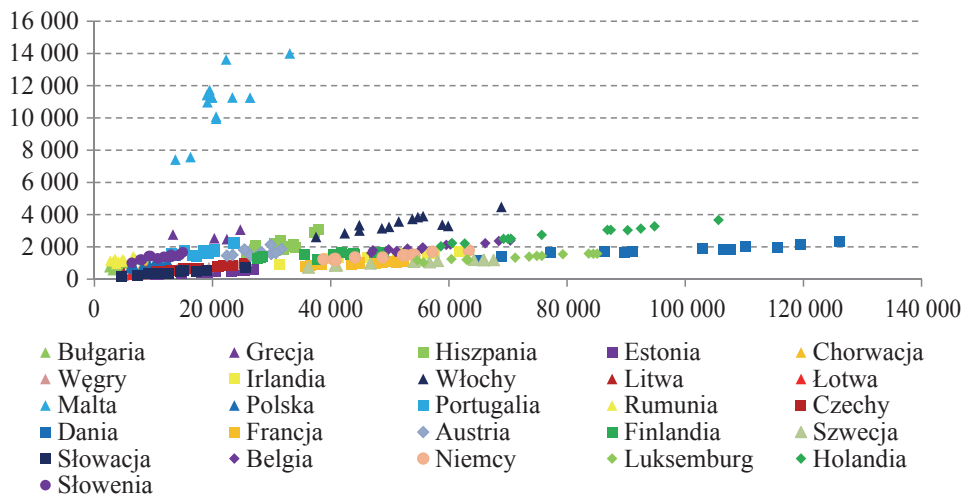
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 24. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach trwałych)**



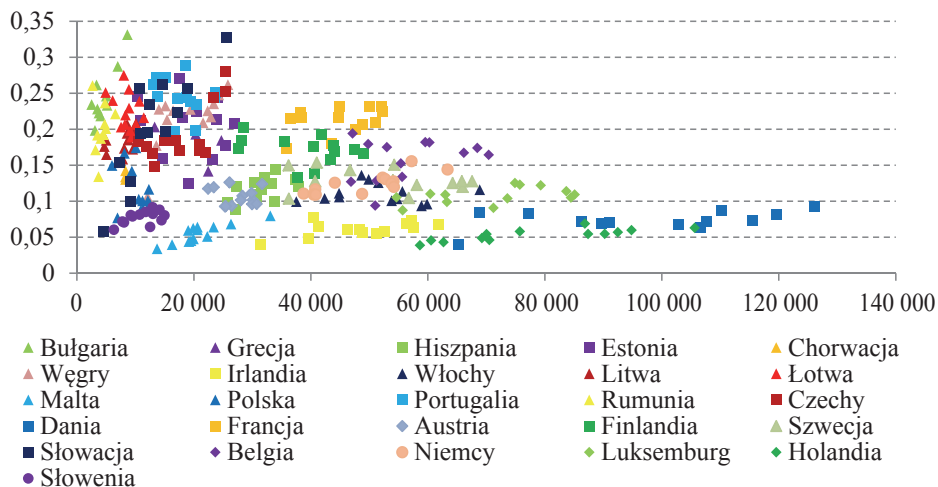
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 25. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie krów mlecznych)**



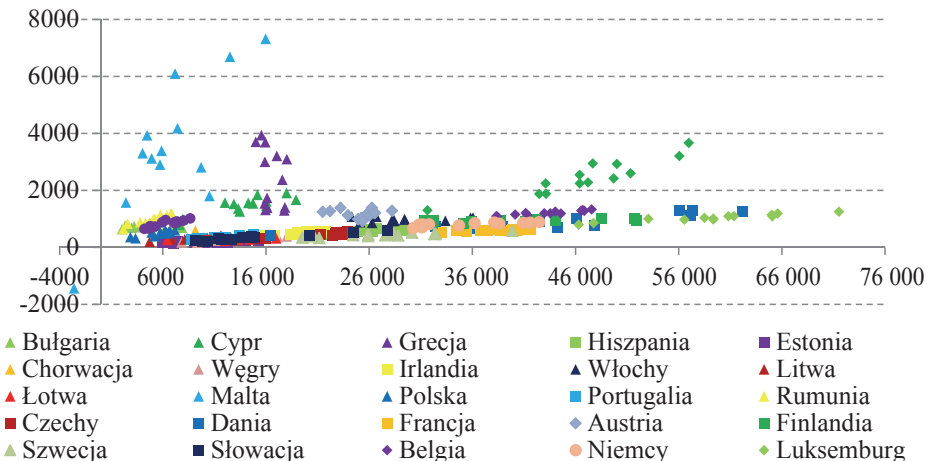
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 26. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie krów mlecznych)**



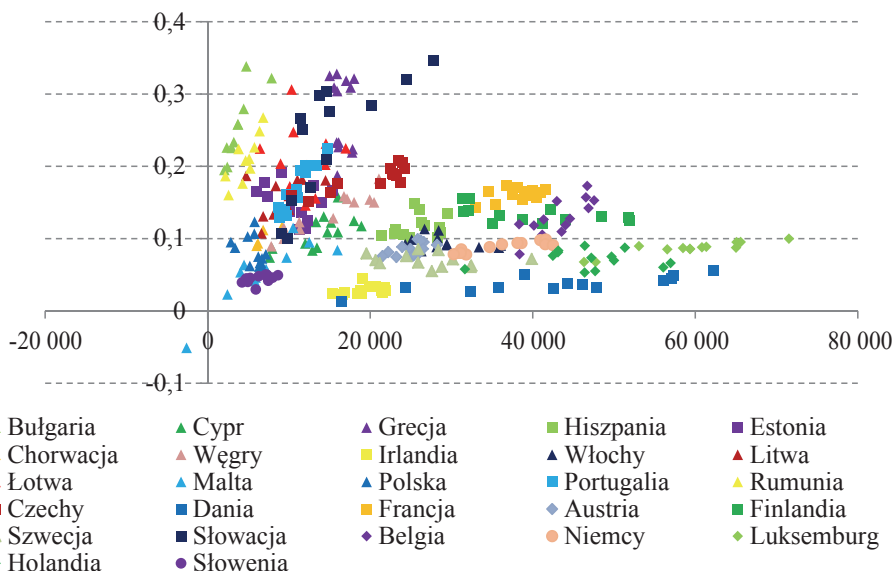
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 27. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie zwierząt trawożernych)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 28. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie zwierząt trawożernych)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Gospodarstwa specjalizujące się w uprawach polowych, zobrazowane na rysunkach 17 oraz 18, wykazywały duże zróżnicowanie zarówno pod względem wydajności pracy, jak i wydajności ziemi oraz kapitału. Największą wydajność ziemi w poszczególnych latach wykazywały gospodarstwa położone na Malcie, niemniej jednak zwiększanie tej wydajności nie przekładało się na wzrost wydajności pracy w takim stopniu, jak w gospodarstwach duńskich czy holenderskich.

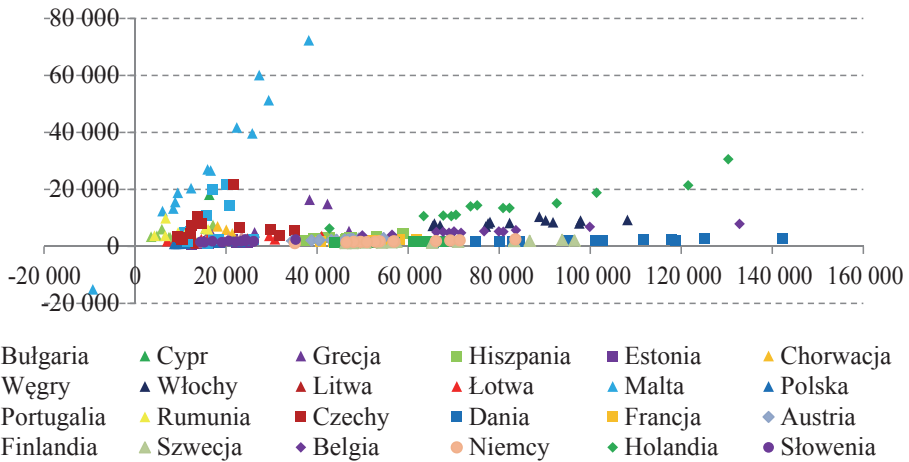
W przypadku gospodarstw wyspecjalizowanych w uprawach ogrodniczych wyższa wydajność pracy w większym stopniu wiązała się z wyższą wydajnością ziemi (patrz rysunek 19). W niektórych latach badanego okresu wydajność ziemi w gospodarstwach holenderskich sięgała poziomu 45 tys. euro/ha. Gospodarstwa ogrodnicze prowadzą bowiem produkcję pod osłonami oraz w ogrodach towarowych, gdzie w ciągu roku pozyskiwany jest kilkukrotny zbiór z tej samej powierzchni. Wydajność kapitału w gospodarstwach ogrodniczych nie była tak silnie skorelowana z wydajnością pracy (rysunek 20). Największy poziom w analizowanym okresie uzyskały gospodarstwa położone na terenie Francji, najniższy – z obszaru Bułgarii oraz Rumunii.

Ze względów klimatycznych specjalizacja w uprawie winnic nie występuje w każdym z państw UE (rysunek 21). Najwyższą wydajność zarówno pracy, jak i ziemi uzyskiwały gospodarstwa z Luksemburga, najniższą – z Bułgarii, Rumunii oraz Cypru. Gospodarstwa francuskie dorównywały gospodarstwom z Luksemburga w poziomie wydajności pracy, jednakże wydajność ziemi była w nich ponad dwukrotnie niższa. W przypadku wydajności kapitału gospodarstwa francuskie osiągnęły wyższe wyniki (rysunek 22).

Spośród gospodarstw wyspecjalizowanych w uprawach trwałych, przedstawionych na rysunkach 23 oraz 24, najwyższa wydajność pracy wystąpiła w podmiotach duńskich, jednak charakteryzowały się one niską wydajnością ziemi. Wysoką wydajność ziemi osiągnęły gospodarstwa położone w Belgii oraz Holandii. W podmiotach tych również wydajność pracy osiągała wysokie wartości, od 30 do 56 tys. euro/AWU. Wśród gospodarstw specjalizujących się w uprawach trwałych na przestrzeni lat najwyższą wydajność kapitału osiągnęły gospodarstwa francuskie. Najniższe wartości osiągnęły gospodarstwa z terenu Chorwacji oraz Cypru.

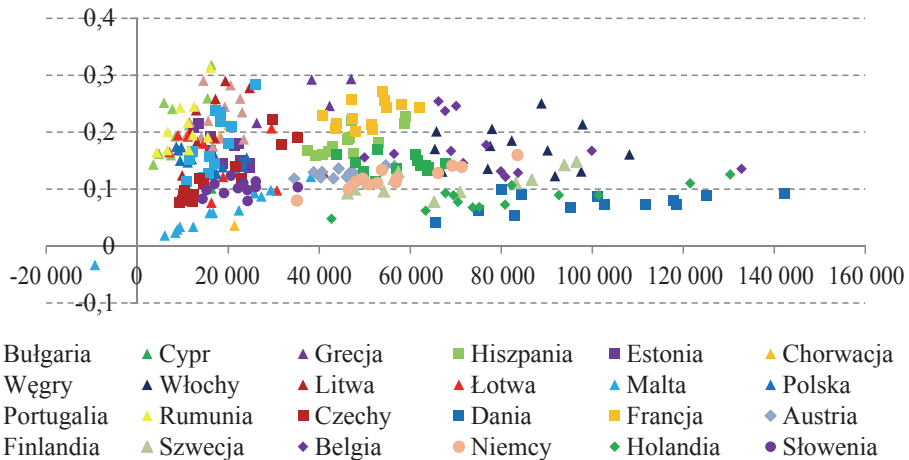
Wydajność ziemi gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie krów mlecznych w większości gospodarstw nie przekraczała ponad poziom 4 tys. euro/ha (rysunek 25). Wyjątkiem są w tym przypadku gospodarstwa zlokalizowane na Malcie, osiągające wysoką wartość wskaźnika. Najwyższa wydajność pracy wystąpiła w Danii oraz Holandii.

**Rysunek 29. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie zwierząt ziarnożernych)**



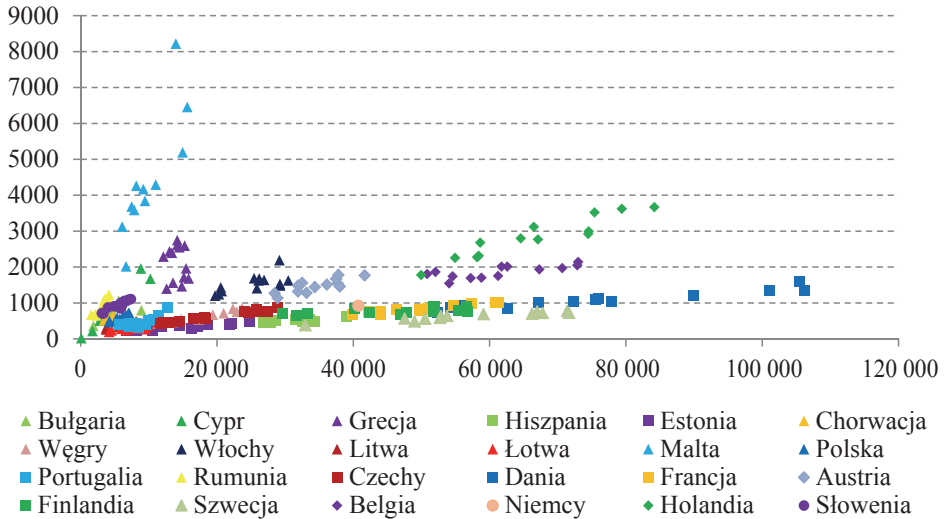
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 30. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie zwierząt ziarnożernych)**



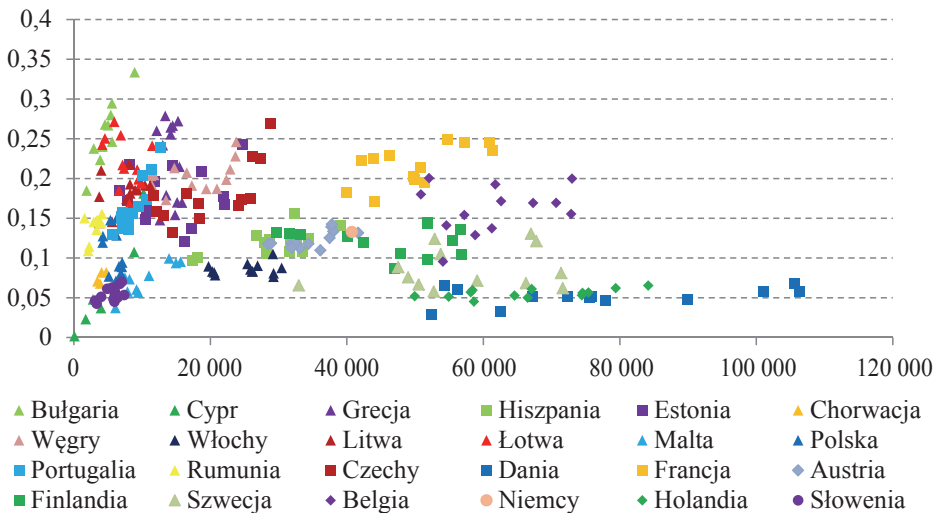
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 31. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz ziemi (oś pionowa, w euro/ha) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja mieszana)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 32. Przeciętna wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) oraz kapitału (oś pionowa, w euro) w państwach członkowskich UE w latach 2004-2016 (specjalizacja mieszana)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).



Wydajność kapitału w gospodarstwach specjalizujących się w chowie krów mlecznych była najniższa w gospodarstwach położonych na terenach: Słowenii, Malty, Irlandii, Holandii oraz Danii (rysunek 26).

Wydajność ziemi w gospodarstwach wyspecjalizowanych w chowie zwierząt trawożernych w zdecydowanej większości państw skorelowana była z wydajnością pracy (rysunek 27). Najwyższa wydajność pracy wystąpiła w gospodarstwach z Luksemburga, duńskich oraz holenderskich. Gospodarstwa holenderskie osiągnęły przy tym wyższą wartość wydajności ziemi. Wysoka wydajność kapitału w gospodarstwach specjalizujących się w chowie zwierząt trawożernych wystąpiła w gospodarstwach położonych na terenie Bułgarii, Grecji oraz Słowacji, najniższa natomiast w podmiotach z terenu Irlandii, Danii oraz Słowenii (rysunek 28).

Spośród gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie zwierząt ziarnożernych, przedstawionych na rysunkach 29 i 30, najwyższą wydajnością pracy charakteryzowały się podmioty z: Danii, Holandii, Włoch, Szwecji oraz Belgii. Najwyższa wydajność ziemi wystąpiła w gospodarstwach położonych na Malcie (poza 2011 r., kiedy to przeciętna produkcja była ujemna), a następnie w gospodarstwach holenderskich.

Spośród gospodarstw mieszanych wysoką wydajność pracy osiągnęły gospodarstwa duńskie oraz holenderskie (rysunek 31). Gospodarstwa holenderskie osiągnęły przy tym relatywnie wysoką produktywność ziemi. Najwyższą wydajnością ziemi, jak w pozostałych typach rolniczych, charakteryzowały się gospodarstwa położone na Malcie. Pomimo tego osiągnęły one jeden z niższych poziomów wydajności kapitału (rysunek 32).

## 2. Mikroekonomiczne podstawy wzrostu wydajności pracy

Rozpatrując decyzje gospodarstw rolnych na gruncie mikroekonomii, zwraca się uwagę na ich dwoistą naturę, przejawiającą się poprzez jednoczesne funkcjonowanie gospodarstwa rolnego jako konsumenta i producenta na rynku. Tym samym im wyższy zysk wypracuje gospodarstwo jako producent, tym wyższą użyteczność z konsumowanych dóbr osiągnie ono jako konsument. Skłonność gospodarstwa do konsumpcji czy też oszczędności przekłada się z kolei na decyzje dotyczące finansowania bieżącej produkcji i inwestycji. Niejako w naturalny sposób wymusza to więc jedność celów i zachowań gospodarstw działających równoległe jako producenci rolni i gospodarstwa domowe. Choć Kowalski i Rembisz [2003] podkreślają, że gospodarstwo rolne nie jest odosobnionym przypadkiem konsumenta-producenta, to ich wyróżnikiem jest możliwość bezpośredniej konsumpcji wytworzonych przez siebie produktów, z pominięciem rynku. Biorąc pod uwagę, iż przedmiotem zainteresowania niniejszej pracy jest kwestia wydajności czynnika pracy i źródeł jego wzrostu, decyzje gospodarstw rolnych analizowane będą z uwypukleniem podażowej strony działalności gospodarstwa.

Punktem wyjścia do analizy decyzji producentów rolnych jest koncepcja funkcji produkcji, w ramach której dokonywana jest alokacja wykorzystywanych zasobów. Zakładając dla uproszczenia, że producent rolny działa w warunkach konkurencji doskonałej oraz angażuje w procesie produkcji jedynie dwa czynniki wytwórcze – pracę i kapitał, funkcja produkcji przyjmuje postać:

$$Y = f(L, K)$$

gdzie:

$Y = f(\cdot)$  – funkcja produkcji,

$L$  – czynnik pracy,

$K$  – czynnik kapitału.

Aby funkcja produkcji była prawidłowo określona, powinna spełniać szereg własności [Tokarski, 2008]. Po pierwsze, przy dwuczynnikowej funkcji zakłada się, iż w procesie produkcyjnym niezbędne jest wykorzystanie obu czynników produkcji. Po drugie, nieskończenie dużym nakładom pracy czy kapitału przy niezerowych nakładach drugiego czynnika odpowiada nieskończenie wysoka produkcja. Co więcej, przy stałym nakładzie kapitału lub pracy, wzrost zaangażowania drugiego czynnika powoduje coraz wolniejszy wzrost produkcji, co wyznacza dodatnie, ale malejące krańcowe wydajności pracy i kapitału. Dla

funkcji produkcji zachodzą również warunki Inady sprowadzające się do tego, że niewielkim (bliskim zeru) nakładom kapitału lub pracy odpowiadają nieskończenie wysokie krańcowe wydajności drugiego czynnika produkcji, z kolei nieskończenie dużym nakładom pracy czy kapitału towarzyszą dążące do zera krańcowe produkty drugiego czynnika. Ostatnim postulowanym założeniem dotyczącym funkcji produkcji jest jej dodatni stopień jednorodności.

Działanie producenta rolnego w warunkach konkurencji doskonałej implikuje brak jego wpływu na cenę wytwarzanego produktu, o której można przyjąć jedynie jej dodatniość. Cena otrzymywana stanowi zatem egzogeniczny (dany z zewnątrz) czynnik wpływający na decyzje producenta. Na rynku ustalają się również ceny płacone przez producenta rolnego, stanowiące opłatę za zaangażowanie czynników produkcji.

Sielska [2012] wskazuje, że celem działalności gospodarstwa rolnego jest osiągnięcie wielu celów jednocześnie. Na mechanizm podejmowania decyzji przez gospodarstwo wpływa bowiem szereg zmiennych związanych zarówno z indywidualnymi cechami i preferencjami decydenta gospodarstwa, jak i wpływem otoczenia, w którym gospodarstwo funkcjonuje. Odmienne w tym względzie są przede wszystkim rodzinne gospodarstwa rolne i przedsiębiorstwa rolne, na co zwracał uwagę Zegar [2008]. W przypadku gospodarstw rodzinnych niemożliwe jest oddzielenie celów gospodarstwa rolnego od domowego nastawionego na cele egzystencjalne, które korzystają ze współdzielonych zasobów. Gospodarstwa funkcjonujące na zasadzie przedsiębiorstwa ukierunkowane są z kolei na produkcję towarową, co wskazuje na dążenie do spełnienia celów natury czysto ekonomicznej.

Prowadząc dalej rozważania na gruncie neoklasycznej ekonomii, celem działalności każdej jednostki jest maksymalizacja przyjętej funkcji celu. Zakładając optymalizację wyłącznie jednego kryterium, za fundamentalny cel działalności gospodarstw rolnych, w szczególności tych stanowiących źródło utrzymania dla związanych z nim rodzin, przyjmuje się dochód. Determinuje on bowiem sytuację materialną gospodarstw oraz rozmiary akumulacji i tempo ogólnego rozwoju rolnictwa [Rajtar, Tomczak, 1973]. Zgodnie z przyjętą konwencją modelu zachowań producenta, rozważanymi zagadnieniami optymalizacyjnymi mogą być zatem: maksymalizacja zysku jako funkcji nakładów czynników produkcji, maksymalizacja zysku jako funkcji wielkości produkcji lub – jako problem dualny – minimalizacja kosztów przy ustalonej wielkości produkcji [Malaga, 2012].<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Dla każdego z postawionych zadań optymalizacyjnych rozróżnia się dodatkowo strategię działania producenta na krótko- i długookresową. Jak wskazuje Malaga [2012], taki sposób rozumowania nie jest jednak poprawny z metodologicznego punktu widzenia, ponieważ czas jako zmienna dyskretna lub ciągła nie występuje *explicite* wśród zmiennych warunkujących działanie producenta.

W przypadku maksymalizacji zysku jako funkcji wielkości produkcji funkcję celu producenta rolnego zapisać można jako:

$$\pi(Y) = Y \cdot p_Y - c(Y)$$

gdzie:

$\pi = f(Y)$  – zysk będący funkcją wielkości produkcji,

$c = f(Y)$  – całkowity koszt będący funkcją wielkości produkcji.

Warunkami koniecznym i dostatecznym istnienia rozwiązania optymalnego są wówczas:

$$\frac{d\pi(Y)}{dY} = 0$$

oraz

$$\frac{d^2\pi(Y)}{dY^2} < 0$$

Istnieje więc taka wielkość produkcji, dla której producent rolny osiąga maksymalny zysk, jeśli:

$$\frac{dc(Y)}{dY} = p_Y$$

oraz

$$\frac{d^2c(Y)}{dY^2} > 0$$

Dla wielkości produkcji pozwalającej maksymalizować zysk krańcowy przychód jest równy krańcowemu kosztowi, a w związku z tym cena otrzymywana przez producenta na rynku jest więc równa krańcowemu kosztowi wytworzenia produktu. Jeśli cena produktu jest wyższa od kosztów krańcowych, zysk jest rosnącą funkcją produkcji. Analogicznie, dla kosztów krańcowych przewyższających cenę otrzymywaną krańcowy zysk przyjmuje wartości ujemne. Jednocześnie dla ujemnej drugiej pochodnej funkcji zysku nachylenie funkcji kosztu krańcowego jest dodatnie, a co za tym idzie dla ceny otrzymywanej równej kosztowi krańcowemu, krzywa zysku jest wklęsła względem wielkości produkcji [por. Tokarski, 2008].

Dla pierwszego zadania optymalizacyjnego zysk definiowany jest jako różnica między przychodami uzyskanymi z wykorzystania czynników produkcji a poniesionymi w związku z tym kosztami:

$$\pi(L, K) = f(L, K) \cdot p_Y - (L \cdot c_L + K \cdot c_K)$$

gdzie:

$\pi = f(L, K)$  – zysk będący funkcją czynników produkcji,

$p_Y$  – cena otrzymywana,

$c_L$  – wynagrodzenie (koszt) czynnika pracy,

$c_K$  – wynagrodzenie (koszt) czynnika kapitału.

Warunkami koniecznymi maksymalizacji zysku jako funkcji dwóch zmiennych są:

$$\frac{\partial \pi(L, K)}{\partial L} = 0$$

oraz

$$\frac{\partial \pi(L, K)}{\partial K} = 0$$

Dla optymalnej kombinacji czynników kapitału i pracy zysk krańcowy jest więc zerowy, co prowadzi również do zależności postaci:

$$p_Y \cdot \frac{\partial f(L, K)}{\partial L} = c_L$$

oraz

$$p_Y \cdot \frac{\partial f(L, K)}{\partial K} = c_K$$

Dla każdego z czynników produkcji krańcowy przychód jest w punkcie optimum równy krańcowemu kosztowi produkcji, a co za tym idzie krańcowa wydajność pracy i kapitału jest równa odpowiednio realnemu wynagrodzeniu czynnika pracy oraz wynagrodzeniu czynnika kapitału, a więc relacji odpowiednio ceny czynnika pracy i kapitału do ceny produktu. Warunki dostateczne istnienia ekstremum funkcji sprowadzają się z kolei do ujemnej określoności heksjanu funkcji zysku:

$$H(\pi) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial L^2} & \frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial L \partial K} \\ \frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial K \partial L} & \frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial K^2} \end{bmatrix}$$

gdzie:

$H(\pi)$  – macierz drugich pochodnych funkcji zysku.

Tym samym wymagane jest, aby drugie pochodne funkcji zysku po obydwu nakładach czynników produkcji były ujemne:

$$\frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial L^2} < 0$$

oraz

$$\frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial K^2} < 0$$

i jednocześnie:

$$\frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial L^2} \cdot \frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial K^2} > \left( \frac{\partial^2 \pi(L, K)}{\partial K \partial L} \right)^2$$

Iloczyn ceny otrzymywanej oraz pochodnych krańcowych wydajności pracy i kapitału powinny być zatem ujemne, aby istniało rozwiązanie optymalne zadania maksymalizacji zysku. Uwzględniając, że cena otrzymywana przyjmuje wartości dodatnie, warunki dostateczne sprowadzają się do malejących krańcowych wydajności pracy i kapitału. Wymogi te są spełnione ze względu na przyjęte założenia dotyczące funkcji produkcji. Ponadto, dla zapewnienia dodatniości drugiego minoru hesjanu funkcji zysku, w punkcie stacjonarnym, a więc w którym spełnione są warunki konieczne, powinien zachodzić warunek [por. Tokarski, 2008]:

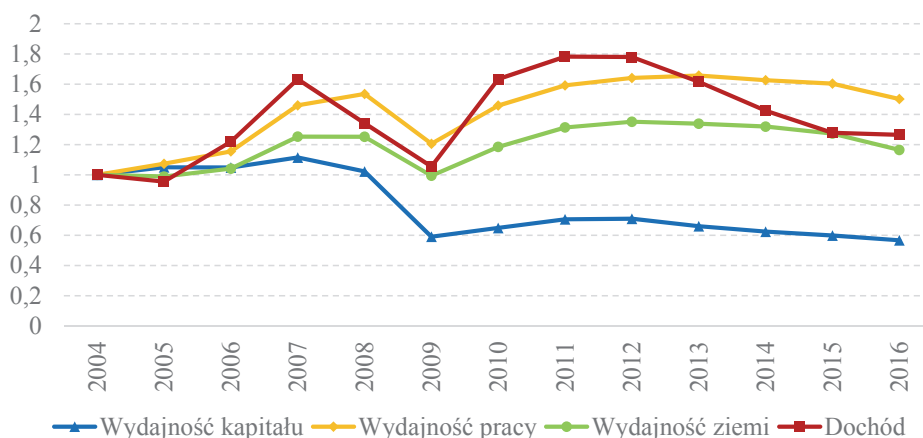
$$\frac{\partial^2 f(L, K)}{\partial L^2} \cdot \frac{\partial^2 f(L, K)}{\partial K^2} > \left( \frac{\partial^2 f(L, K)}{\partial K \partial L} \right)^2$$

Ostatecznie w warunkach konkurencji doskonałej każdy z czynników produkcji opłacany jest według swojej krańcowej wydajności, co określa się mianem (marginalnej) teorii podziału Clarka. Nakłady czynnika pracy i kapitału, które spełniają warunki konieczne istnienia rozwiązania optymalnego, wyznaczają

tym samym popyt producenta rolnego na czynniki produkcji. Im wyższa w związku z tym realna cena kapitału i pracy, a więc relacja wynagrodzeń tych czynników do ceny otrzymywanej, tym niższy popyt na te czynniki wytwórcze.

Dla producenta rolnego niemającego wpływu na cenę wytwarzanych dóbr rolno-żywnościowych jedyną drogą wzrostu zysku jest poprawa efektywności wytwarzania [Rembisz, Bezat-Jarzębowska, 2013]. Patra i Nayak [2012] podkreślają w tym względzie szczególną rolę czynnika pracy, którego wzrost produktywności decyduje o przyjmowaniu przez producentów nowych technologii. Znajduje to swoje odzwierciedlenie w sytuacji polskich gospodarstw rolnych (patrz rysunek 33).

**Rysunek 33. Dynamika dochodów oraz wydajności kapitału, ziemi i pracy w polskich gospodarstwach rolnych w latach 2004-2016 (2004 r. = 1)**

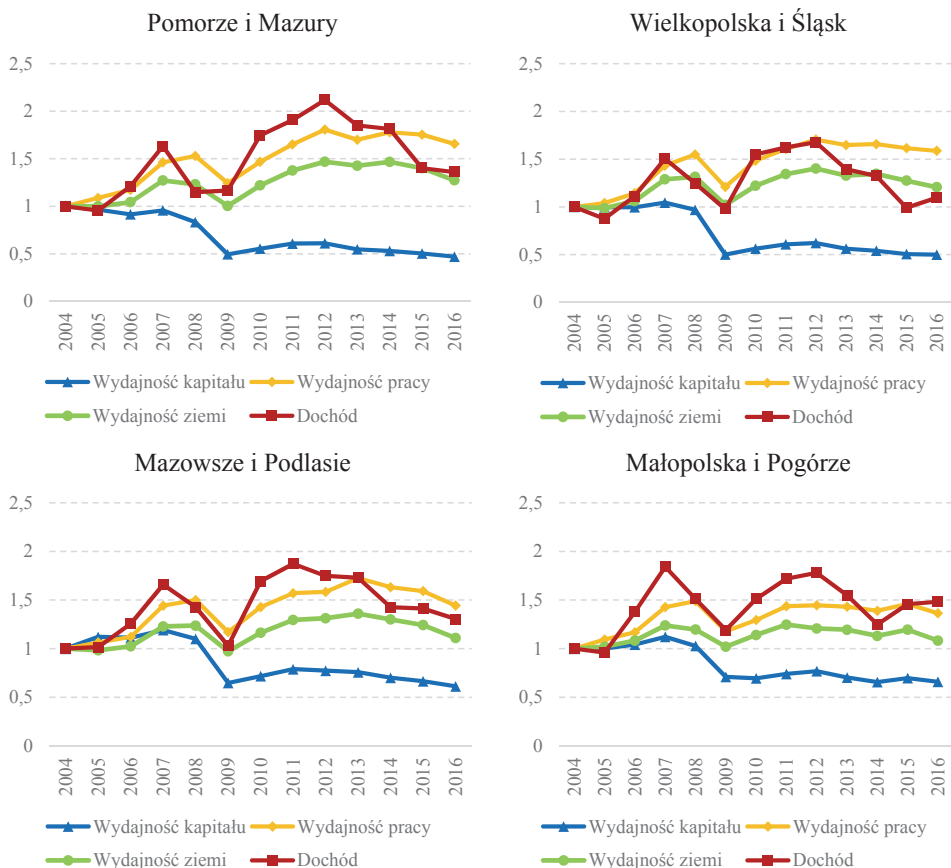


Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Za dynamikę dochodów gospodarstw rolnych w Polsce odpowiada bowiem przede wszystkim tempo wzrostu wydajności czynnika pracy. Dodatkowo na przyrost dochodów oddziałuje produktywność ziemi, ujemnie zaś – produktywność czynnika kapitału.

Wnioski te potwierdza analiza dynamiki dochodów oraz wydajności poszczególnych czynników produkcji w makroregionach Polski, co zaprezentowano na rysunku 34. W każdym z regionów czynnikiem wytwórczym, względem którego najszybciej przyrasta produkcja był w analizowanym okresie czynnik pracy. W porównaniu do 2004 r. wydajność czynnika pracy rosła najszybciej w regionie Pomorze i Mazury, zbliżając się do ok. dwukrotnie wyższej wartości względem przyjętego roku bazowego.

**Rysunek 34. Dynamika dochodów oraz wydajności kapitału, ziemi i pracy według makroregionów w Polsce w latach 2004-2016 (2004 r. = 1)**

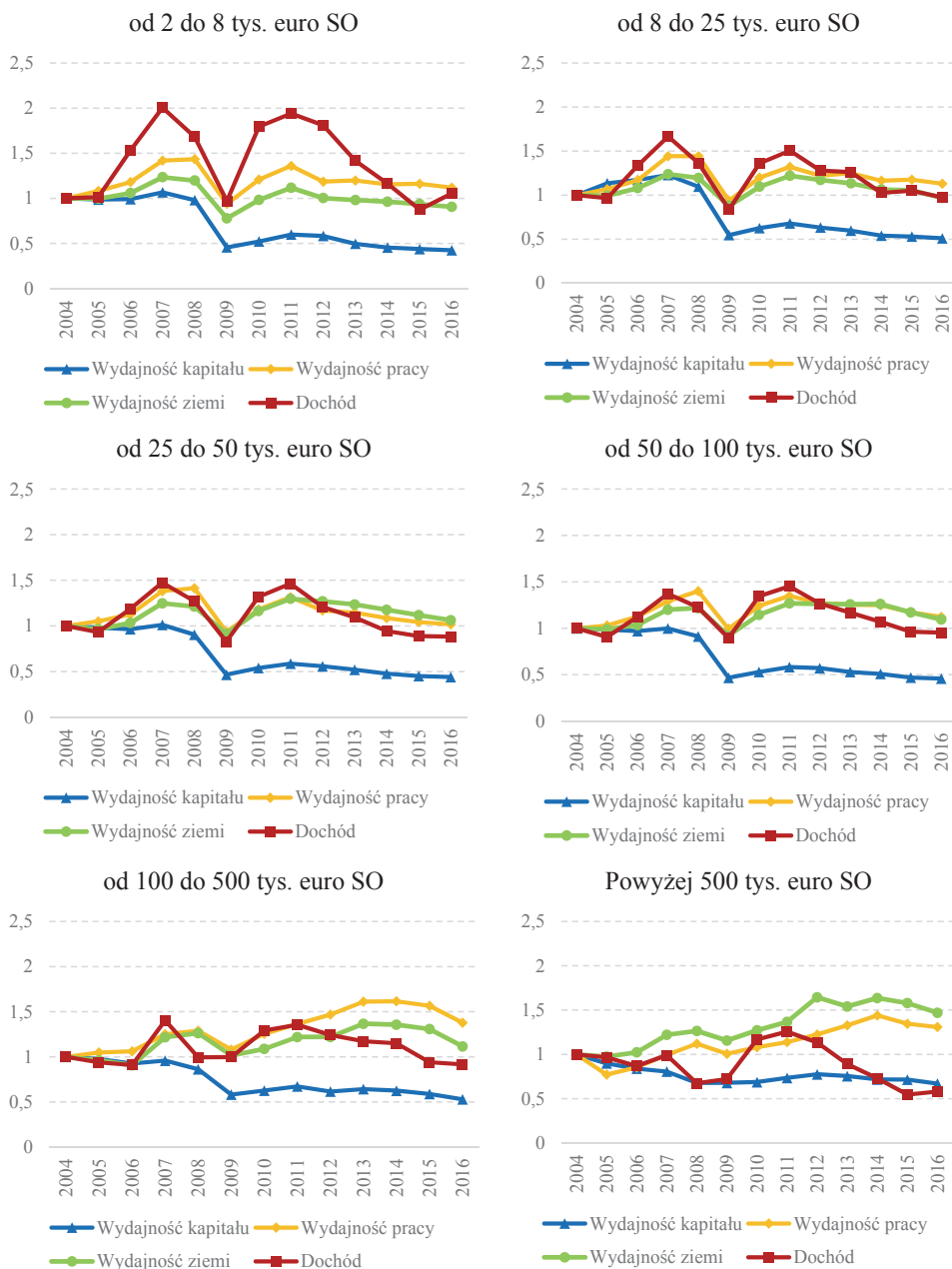


Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Uwzględniając wielkość ekonomiczną gospodarstw rolnych, można jednak stwierdzić, że przeważająca dynamika wydajności czynnika pracy nad pozostałymi czynnikami produkcji zachowana jest jedynie w przypadku gospodarstw rolnych o wielkości nieprzekraczającej 25 tys. euro SO (patrz rysunek 35). W szczególności, dla największych gospodarstw rolnych, a więc o wielkości ekonomicznej powyżej 500 tys. euro SO, to produktywność czynnika ziemi charakteryzowała się najwyższym tempem wzrostu w porównaniu do przyjętego roku bazowego.



**Rysunek 35. Dynamika dochodów oraz wydajności kapitału, ziemi i pracy według klas wielkości ekonomicznej w Polsce w latach 2004-2016 (2004 r. = 1)**



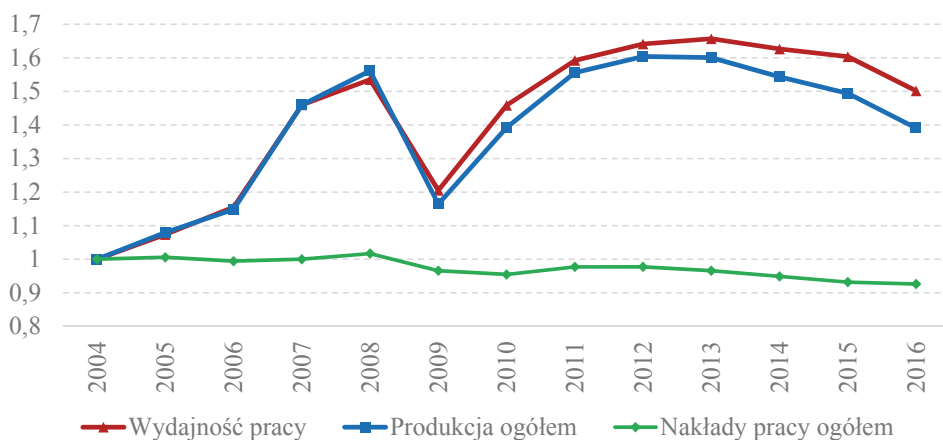
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Fizyczną wydajność czynnika pracy producentów rolnych wyraża się jako relację wielkości produkcji do wielkości zaangażowania tego czynnika:

$$w_L = \frac{Y}{L}$$

Poprawie wydajności czynnika pracy towarzyszy więc przyrost produkcji i/lub spadek wielkości zatrudnienia. W przypadku polskich gospodarstw rolnych za tempo wzrostu wydajności pracy odpowiada dynamika wytwarzanej produkcji (patrz rysunek 36). Od 2009 roku wzrasta jednak różnica między przyrostem wydajności pracy a produkcją, wynikająca ze spadku dynamiki nakładów czynnika pracy.

**Rysunek 36. Dynamika produkcji, zatrudnienia oraz wydajności pracy w polskich gospodarstwach rolnych w latach 2004-2016 (2004 r. = 1)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Przyjmując za Rembiszem i Floriańczykiem [2014], że na poziomie pojedynczego gospodarstwa nakłady czynnika pracy utrzymują się na stałym poziomie, zwiększeniu zastosowania czynnika kapitału będzie towarzyszyć wzrost technicznego uzbrojenia pracy, zgodnie z zależnością:

$$K \uparrow \Rightarrow \frac{K}{L_0} \uparrow$$

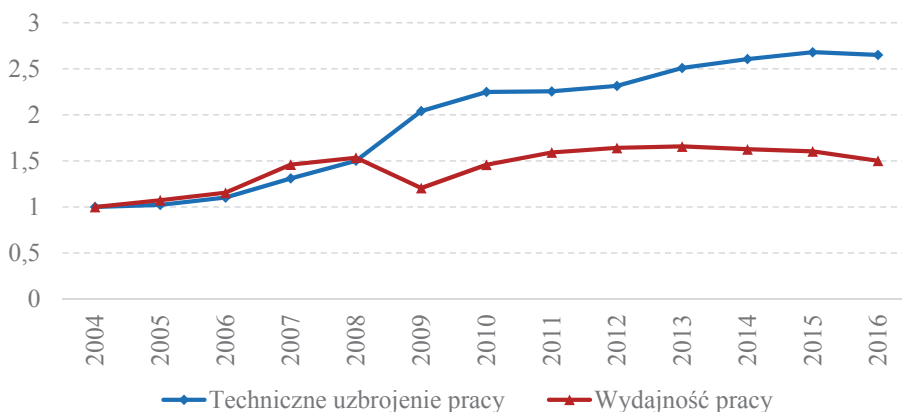
gdzie:

$L_0$  – stały poziom zaangażowania czynnika pracy.

Zmiany te prowadzą do stosowania bardziej kapitałochłonnych technik wytwarzania, co prowadzi również do wzrostu wydajności czynnika pracy [Bezat-Jarzębowska, Rembisz, Sielska, 2013]:

$$\frac{K}{L_0} \uparrow \Rightarrow \frac{Y}{L_0} \uparrow$$

**Rysunek 37. Dynamika technicznego uzbrojenia oraz wydajności pracy w polskich gospodarstwach rolnych w latach 2004-2016 (2004 r. = 1)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

W przypadku Polski, od 2009 r. tempo wzrostu technicznego uzbrojenia pracy, mierzonego stosunkiem aktywów do nakładów pracy ogółem, przekracza tempo wzrostu wydajności pracy (patrz rysunek 37). Wzrost zastosowania czynnika kapitału w coraz mniejszym stopniu przekładał się więc na wzrost produkcji w gospodarstwach rolnych.

Jak wskazują Rembisz i Sielska [2014], zwiększenie zaangażowania czynnika kapitału rzeczowego u producenta może być wynikiem podejmowanych inwestycji. Przyrost kapitału fizycznego równy jest bowiem w sensie tożsamościowym stopie strumienia inwestycji netto w danym okresie [Chiang, Wa-inwright, 2005]. Przy czynniku pracy utrzymującym się na stałym poziomie występuje wówczas zależność postaci:

$$I > 0 \equiv K \uparrow \Rightarrow \frac{Y}{L_0} \uparrow$$

gdzie:

*I* – inwestycje.

W inwestycjach podejmowanych w sektorze rolnym Ruttan [2002] widzi szansę na stworzenie odpowiedniej wiedzy technicznej pozwalającej na udoskonalenie prowadzonej w danych warunkach działalności czy też możliwość wytwarzania i sprzedaży nowych czynników produkcji.

Jak pokazują Czarny, Nojszewska i Syczewska [2000], decyzję o inwestowaniu producent podejmuje w oparciu o wysokość strumienia dochodów w okresie bieżącym i przyszłym, zestawiając ze sobą krańcową stopę preferencji czasowych oraz stopę przychodu z inwestycji. Jeśli producent rolny dokonuje wyboru między rynkiem kapitałowym a inwestycjami produkcyjnymi, to zrównywana jest wówczas realna stopa procentowa jako koszt inwestycji, ze stopą zwrotu z inwestycji, stanowiącą krańcowy przychód wynikający ze zwiększenia nakładów czynnika kapitału. Producent rolny dokona więc inwestycji, jeśli co najmniej spełniony zostanie warunek [por. Bezat-Jarzębowska, Rembisz, Sielska, 2013]:

$$\frac{\partial [p_Y \cdot f(L, K)]}{\partial K} - \delta = r$$

co przekształcić można do postaci:

$$p_Y \cdot \frac{\partial Y}{\partial K} = r + \delta$$

gdzie:

$\delta$  – stopa deprecjacji czynnika kapitału,

$r$  – realna stopa procentowa.

Gospodarstwa rolne podejmują jednak inwestycje, jeśli nastąpił przyrost zgromadzonych oszczędności. Problematyczna jest natomiast sytuacja, jak twierdzą Rembisz i Sielska [2014], kiedy to potrzeby inwestycyjne przekraczają poziom oszczędności gospodarstw rolnych. Zbyt niski poziom oszczędności stanowi wówczas barierę dla dokonywania inwestycji pozwalających zmienić techniki wytwarzania, tym samym stanowiąc przeszkodę dla wzrostu i rozwoju, a przede wszystkim podnoszenia wydajności czynnika pracy jako podstawy dochodów. Pozytywny wpływ na impuls proinwestycyjny mogą mieć tutaj subwencje w ramach polityki rolnej w postaci płatności o charakterze zarówno bezpośrednim, jak i wprost ukierunkowanych na wsparcie inwestycji. Bezat-Jarzębowska, Rembisz i Sielska [2013] podkreślają jednak, że o ile wsparcie bezpośrednie może pozytywnie oddziaływać na inwestycje w gospodarstwach rolnych poprzez zwiększenie podstawy oszczędności, o tyle instrumenty nakierowane na bezpośrednią realizację celów inwestycyjnych z punktu widzenia ra-

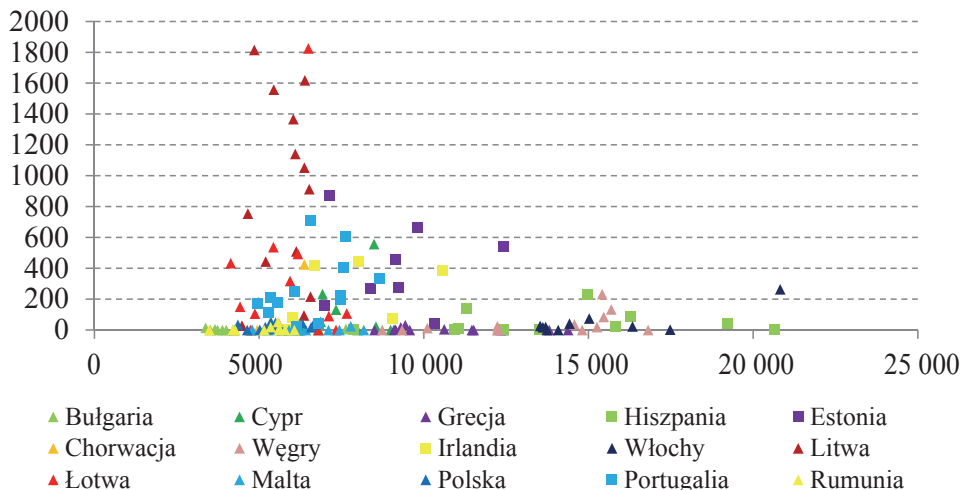
cyjności wyboru producenta rolnego mają zbyt celowy charakter. Skutkować to może m.in. wprowadzeniem zbyt kapitałochłonnych technik wytwarzania oraz nieracjonalnych relacji technicznych.

Wyniki badań prowadzonych przez Czubaka i Jędrzejaka [2011] oraz Czubaka i in. [2012] wskazują, iż faktycznie część otrzymanych płatności bezpośrednich, szczególnie w przypadku największych gospodarstw rolnych, została przeznaczona na finansowanie inwestycji. Choć bezpośrednie wsparcie zwiększało aktywność inwestycyjną gospodarstw, to wydatki na środki trwałe były jednak przede wszystkim pobudzane mechanizmami wprost ukierunkowanymi na wsparcia inwestycji.

Dokonano porównania państw Unii Europejskiej pod względem wsparcia inwestycyjnego względem osiąganego wydajności pracy według klasy wielkości ekonomicznej gospodarstw (patrz rysunki 38-43) oraz typów ich specjalizacji (patrz rysunki 44-51). Wydajność pracy ponownie liczona była jako relacja wartości produkcji ogółem do łącznych nakładów pracy. Za wsparcie inwestycyjne przyjęto z kolei – zgodnie z metodyką FADN – raty dotacji inwestycyjnych [por. Floriańczyk, Osuch, Płonka, 2015].

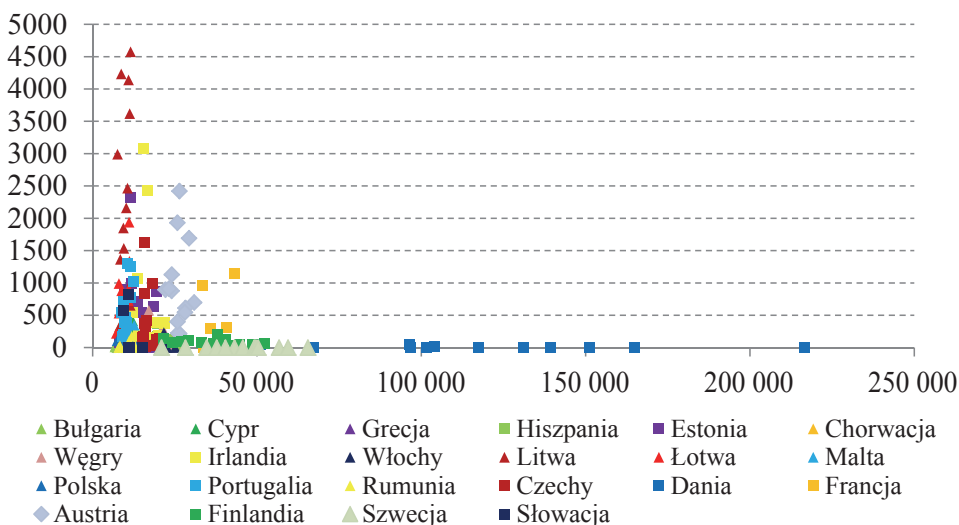
Analiza zależności pomiędzy wsparciem inwestycji w gospodarstwach rolnych a wydajnością pracy w gospodarstwach o wielkości ekonomicznej 2-8 tys. euro SO wykazała, że wydajność pracy w poszczególnych państwach na przestrzeni badanych lat charakteryzowały znaczne rozbieżności, zawierające się w granicach od 3,3 tys. euro/AWU w Słowenii w 2015 r. do 20,8 tys. euro/AWU we Włoszech w 2007 r. (patrz rysunek 38). Najwyższe dotacje inwestycyjne zaliczane do rachunku wyników w danym roku obrachunkowym na poziomie 1,8 tys. euro/gospodarstwo zarejestrowano na Łotwie w 2016 r. przy jednoczesnej wydajności pracy w wysokości 6,5 tys. euro/AWU. W większości państw z analizowanej grupy wsparcie inwestycji nie występowało we wszystkich latach. Należy podkreślić, że w grupie tej nie znajdują się wszystkie państwa członkowskie, jako że badanie FADN obejmuje jedynie podmioty towarowe o minimalnej wielkości ekonomicznej ustalonej indywidualnie dla każdego państwa.

**Rysunek 38. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 2 do 8 tys. euro SO)**



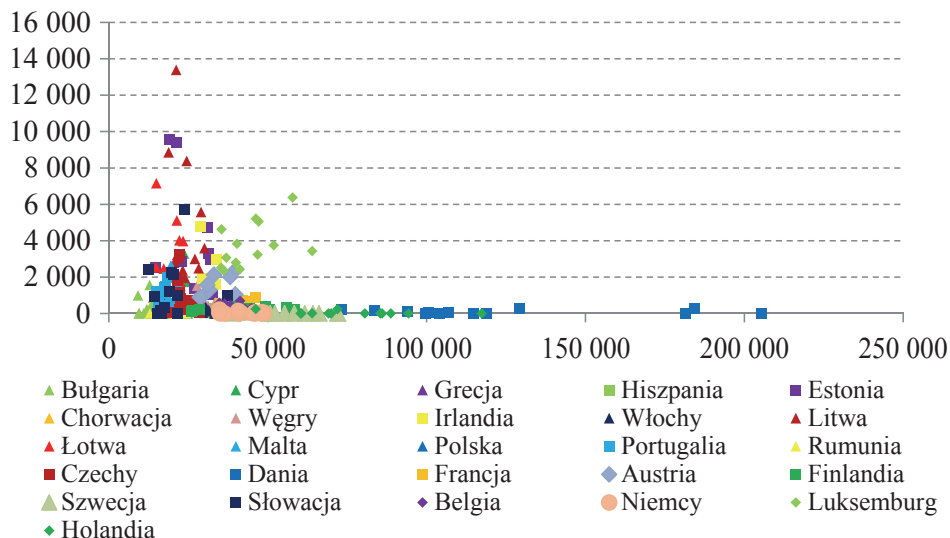
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 39. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 8 do 25 tys. euro SO)**



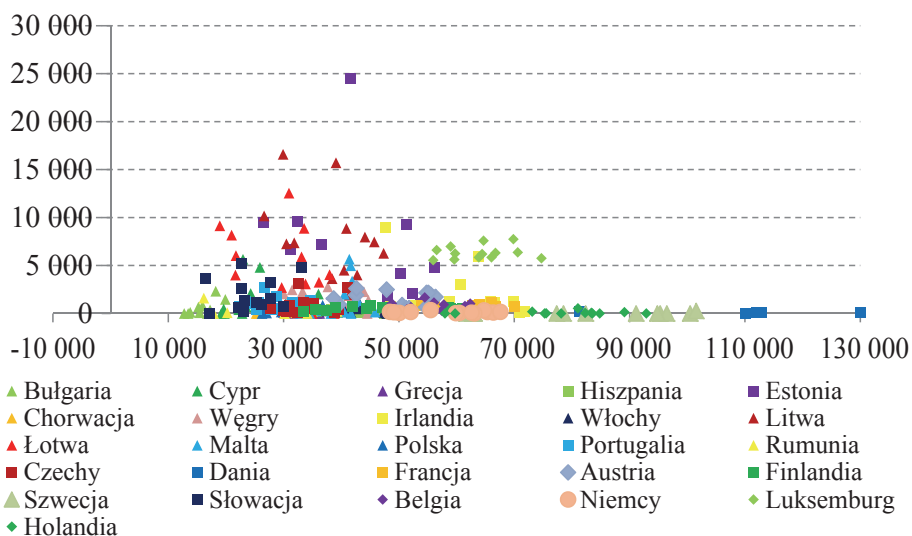
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 40. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 25 do 50 tys. euro SO)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 41. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 50 do 100 tys. euro SO)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

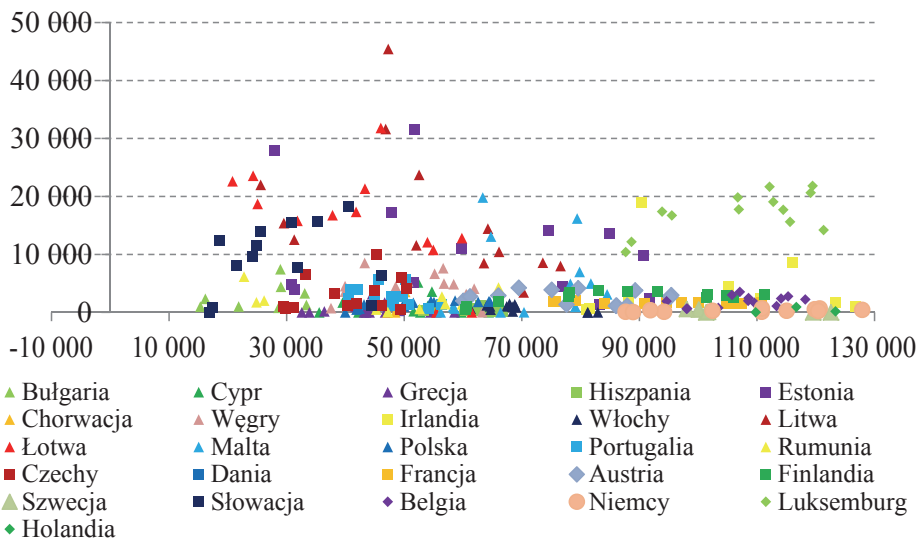
W gospodarstwach małych, o wielkości ekonomicznej 8-25 tys. euro SO pod względem wydajności pracy zdecydowanie dominowały gospodarstwa położone na terenie Danii, osiągając w 2011 r. poziom 216,8 tys. euro/AWU przy braku dotacji inwestycyjnych (patrz rysunek 39). Gospodarstwa położone na terenie Szwecji, charakteryzujące się relatywnie wysoką w porównaniu z pozostałymi państwami wydajnością pracy, w analizowanym okresie nie wykazywały dotacji wspierających inwestycje. Najwyższe wsparcie inwestycyjne, przekraczające 4 tys. euro/gospodarstwo w latach 2009-2011, wystąpiło w gospodarstwach litewskich, niemniej jednak wydajność pracy kształtowała się w nich na relatywnie niskim poziomie, nieprzekraczającym 12 tys. euro/AWU.

W grupie gospodarstw o wielkości ekonomicznej 25-50 tys. euro SO, podobnie jak w niższej klasie, wsparcie inwestycyjne najwyższe było w podmiotach położonych na terenie Litwy, przekraczając w 2009 r. poziom 13 tys. euro/gospodarstwo (patrz rysunek 40). W latach 2008-2009 również w gospodarstwach estońskich wysokość wsparcia była zdecydowanie wyższa od średniej w badanych podmiotach. W Danii oraz Holandii, państwach o najwyższej wydajności pracy, wysokość tego wsparcia była minimalna, przy czym w Holandii w analizowanym okresie wystąpiła jedynie w trzech latach. Gospodarstwa szwedzkie również wykazały dotacje inwestycyjne jedynie w dwóch latach w wysokości nieprzekraczającej 70 euro/gospodarstwo. Gospodarstwa rolne położone na terenie Luksemburga przy wydajności pracy oscylującej w granicach od 35 do 65 tys. euro/AWU otrzymywały dotacje inwestycyjne na poziomie od 2,3 do 6 tys. euro w przeliczeniu na jedno gospodarstwo.

W grupie gospodarstw o wielkości ekonomicznej 50-100 tys. euro SO, które przedstawiono na rysunku 41, najwyższe wsparcie inwestycyjne występowało w gospodarstwach litewskich, przekraczając 15 tys. euro/gospodarstwo. Wysoki poziom płatności odnotowano również na Łotwie oraz w Estonii. Wydajność pracy w gospodarstwach położonych na terenie tych państw zawierała się w granicach od 19 do 56 tys. euro/AWU. Gospodarstwa z obszaru Luksemburga charakteryzowały się wyższą od wyżej wymienionych państw wydajnością pracy i wykazywały wsparcie inwestycyjne wyższe niż przeciętnie. Analogicznie jak w niższej klasie wielkości ekonomicznej, w gospodarstwach o wysokiej wydajności pracy, a więc m.in. w Holandii czy Szwecji, wsparcie inwestycyjne występowało w analizowanym okresie sporadycznie i w minimalnej wysokości.

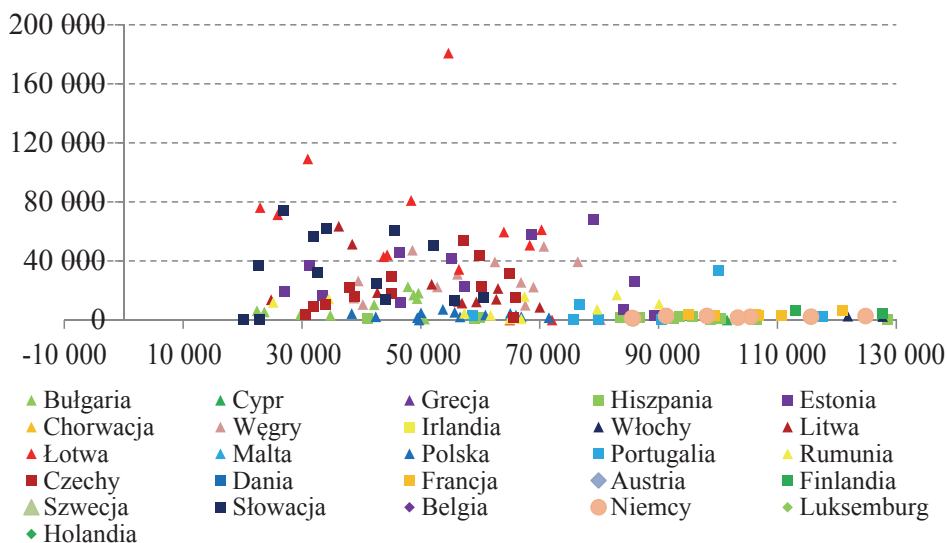


**Rysunek 42. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (gospodarstwa od 100 do 500 tys. euro SO)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 43. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (gospodarstwa powyżej 500 tys. euro SO)**



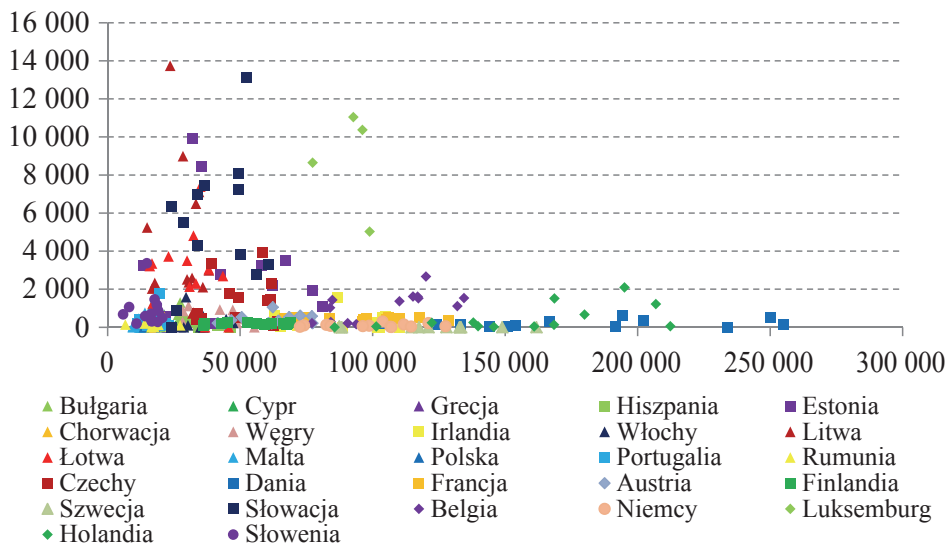
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

W grupie gospodarstw dużych, o wielkości ekonomicznej 100-500 tys. euro SO (rysunek 42) wysokie wsparcie inwestycyjne zanotowano w gospodarstwach położonych na terenie Słowacji, a także Litwy, Łotwy oraz Estonii, przy czym gospodarstwa słowackie charakteryzowały się niższą wydajnością pracy. Wysoki poziom wsparcia wystąpił również w gospodarstwach z obszaru Luksemburga. W tej klasie wielkości ekonomicznej w gospodarstwach holenderskich w każdym roku odnotowano wsparcie inwestycyjne. W przypadku Szwecji występowało ono sporadycznie i w niewielkiej wysokości.

Gospodarstwa najsilniejsze ekonomicznie, o wielkości ekonomicznej powyżej 500 tys. euro SO, wykazywały większe wsparcie inwestycyjne w porównaniu do niższych klas (patrz rysunek 43). W państwach charakteryzujących się niższą wydajnością pracy (Czechy, Słowacja, Rumunia, Litwa, Węgry) przeciętne płatności przekraczały poziom 14 tys. euro/gospodarstwo. W Szwecji dotacje inwestycyjne wykazano jedynie w dwóch latach, tj. w 2004 oraz w 2016. W przypadku gospodarstw duńskich, w porównaniu do niższych klas wielkości ekonomicznej, w podmiotach największych wystąpił zdecydowany wzrost wsparcia inwestycyjnego, przekraczający w 2014 r. poziom 4,7 tys. euro/gospodarstwo.

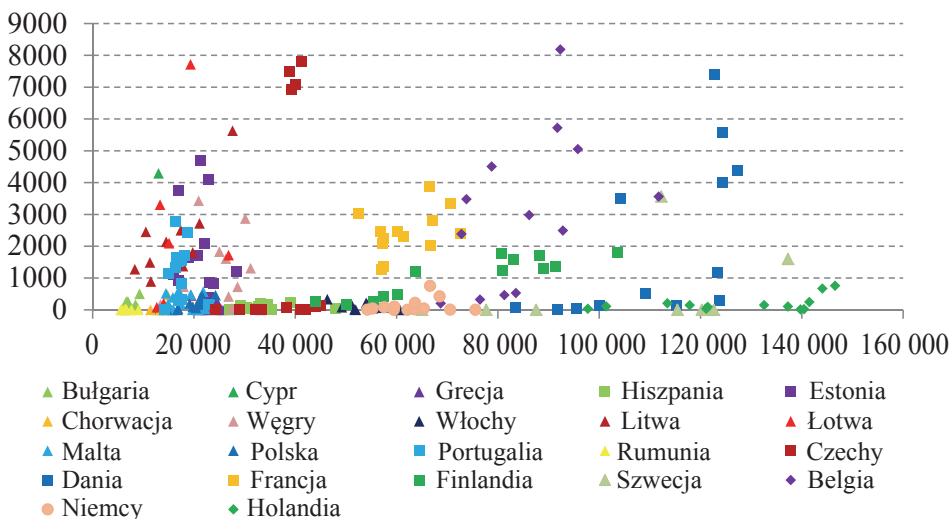
W grupie gospodarstw specjalizujących się w uprawach polowych relatywnie wysokie wsparcie inwestycji wykazały gospodarstwa o niższej wydajności pracy, położone na terenie: Litwy, Słowacji, Estonii oraz Luksemburga (rysunek 44). W przypadku ostatniego państwa w analizowanej grupie gospodarstwa znajdowały się jedynie w latach 2012-2014 oraz w 2016 r., natomiast wysokość dopłat sukcesywnie rosła, z 5 do 11 tys. euro w przeliczeniu na gospodarstwo. Maksymalne wysokości wsparcia, przekraczające 13 tys. euro/gospodarstwo, odnotowano w 2009 r. na Litwie oraz w 2015 r. na Słowacji. W państwach tych rozpiętość wspomnianego wsparcia pomiędzy poszczególnymi latami była znaczna – minimalne wartości dla gospodarstw litewskich zarejestrowano w 2013 r. (730 euro/gospodarstwo), natomiast dla słowackich w 2007 r. (182 euro/gospodarstwo). Gospodarstwa osiągające wydajność pracy na poziomie co najmniej 100 tys. euro/AWU odnotowywały wsparcie z reguły nieprzekraczające 2 tys. euro/gospodarstwo. Wyłącznie w Belgii w 2016 r. oraz w Holandii w 2015 r. zarejestrowano wyższe wartości (odpowiednio 2,7 oraz 2,1 tys. euro/gospodarstwo). W gospodarstwach szwedzkich dopłaty do inwestycji odnotowano jedynie w 2005 r. w wysokości 49 euro/gospodarstwo.

**Rysunek 44. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach polowych)**



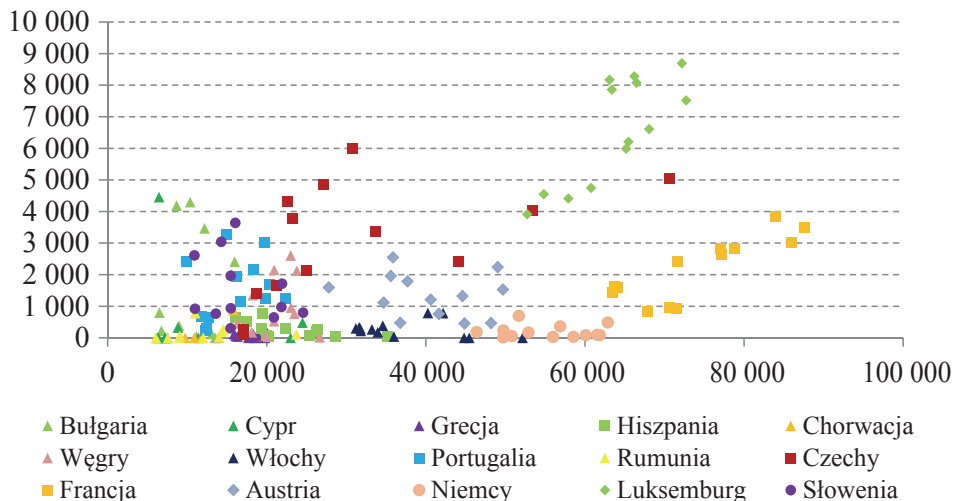
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 45. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach ogrodniczych)**



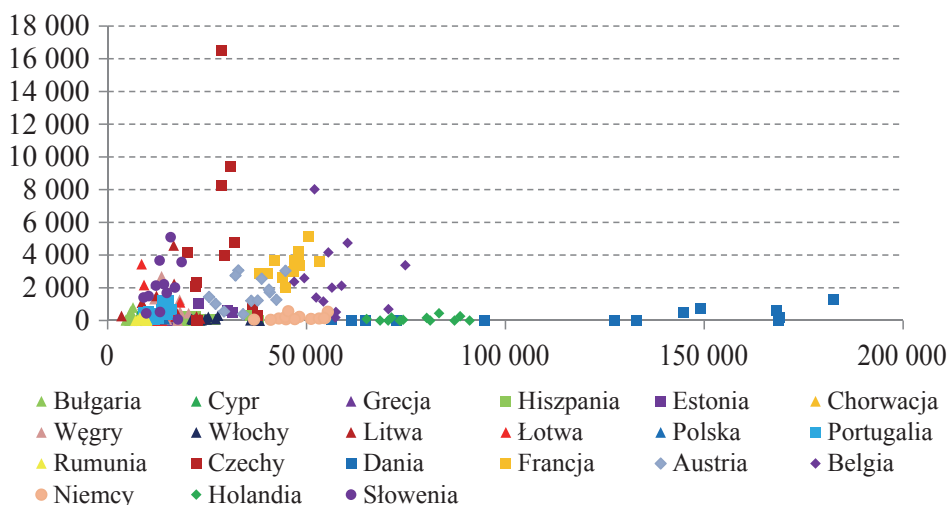
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 46. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (specjalizacja w winnicach)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 47. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (specjalizacja w uprawach trwałych)**



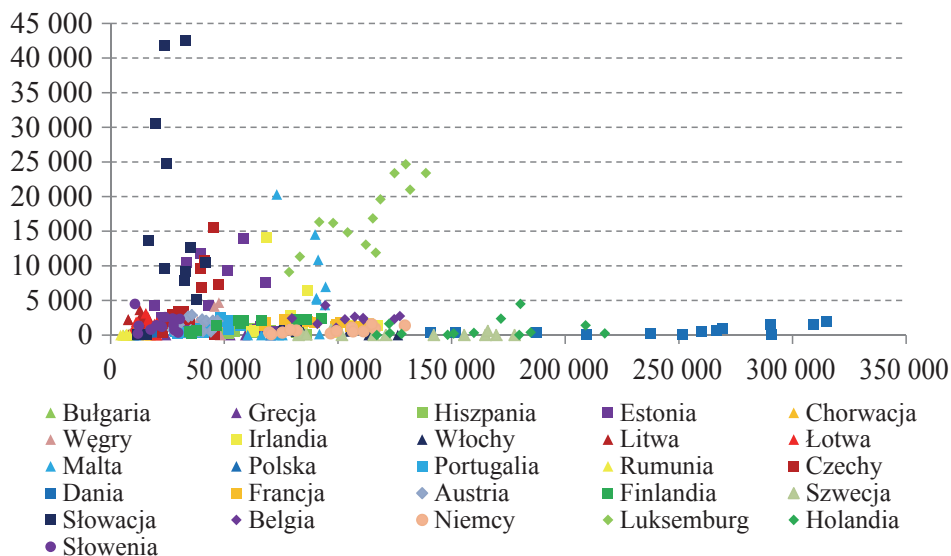
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Gospodarstwa wyspecjalizowane w uprawach ogrodniczych charakteryzowały się występowaniem wysokiego wsparcia inwestycyjnego wśród podmiotów o różnej wydajności pracy (rysunek 45). W grupie państw o mniejszej wydajności pracy wsparcie przekraczające 5 tys. euro/gospodarstwo odnotowano w gospodarstwach litewskich w 2013 r. (5,6 tys. euro/gospodarstwo), łotewskich w 2009 r. (7,7 tys. euro/gospodarstwo) oraz czeskich w latach 2010-2011, 2013 oraz 2015 (od 6,9 do 7,8 tys. euro/gospodarstwo). Gospodarstwa położone na Cyprze uzyskały wsparcie jedynie w 2012 r. Do tego roku w badaniach nie występowały gospodarstwa o tym typie specjalizacji z Cypru. Gospodarstwa ogrodnicze z terenu Francji rokrocznie utrzymywały relatywnie stabilny poziom dopłat, zawierający się w granicach od 1,3 do 3,9 tys. euro/gospodarstwo. Spośród gospodarstw o dużej wydajności pracy wysokie wsparcie odnotowano w Belgii w latach 2011-2014 oraz w Danii w latach 2012-2015. W przypadku gospodarstw duńskich jest to jedyna specjalizacja osiągająca tak znaczne wsparcie.

W grupie gospodarstw wyspecjalizowanych w uprawie winnic najwyższe wsparcie do inwestycji, sięgające w 2014 r. 8,7 tys. euro/gospodarstwo, otrzymywały gospodarstwa z terenu Luksemburga (rysunek 46). Również wysoką pomoc odnotowano w Czechach, przy czym jej poziom był bardziej zróżnicowany na przestrzeni lat, wahając się od 113 euro/gospodarstwo w 2005 r. do 6 tys. euro/gospodarstwo w 2011 r. Gospodarstwa francuskie, charakteryzujące się największą wydajnością pracy, otrzymywały w latach 2011-2016 pomoc rządu 2,6-3,9 tys. euro/gospodarstwo. Niskie wsparcie w przeciągu analizowanego okresu, nieprzekraczające 1 tys. euro/gospodarstwo, odnotowano w gospodarstwach położonych na terenie: Niemiec, Grecji, Hiszpanii, Włoch oraz Rumunii.

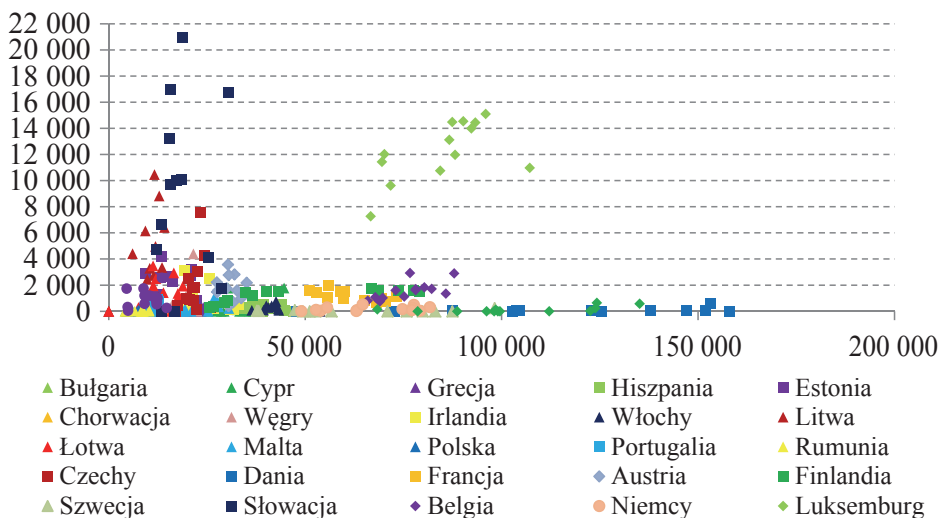
Spośród gospodarstw wyspecjalizowanych w uprawach trwałych najwyższą pomoc do inwestycji odnotowano w Czechach w 2010 r. (rysunek 47). Również wysokie wsparcie, powyżej 8 tys. euro/gospodarstwo, otrzymały gospodarstwa czeskie w 2011 i 2013 r. oraz belgijskie w 2014 r. Gospodarstwa o wysokiej wydajności pracy, położone w Holandii oraz Danii, w ciągu kilku lat (Holandia: 2004-2008, 2012, 2014, Dania: 2006-2011) nie odnotowały żadnej pomocy inwestycyjnej, natomiast w pozostałych latach była ona na niskim poziomie.

**Rysunek 48. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie krów mlecznych)**



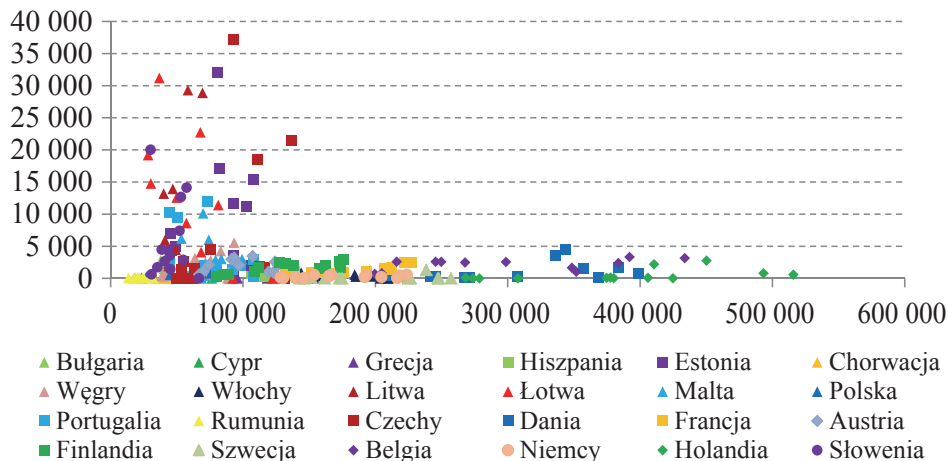
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 49. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie zwierząt trawożernych)**



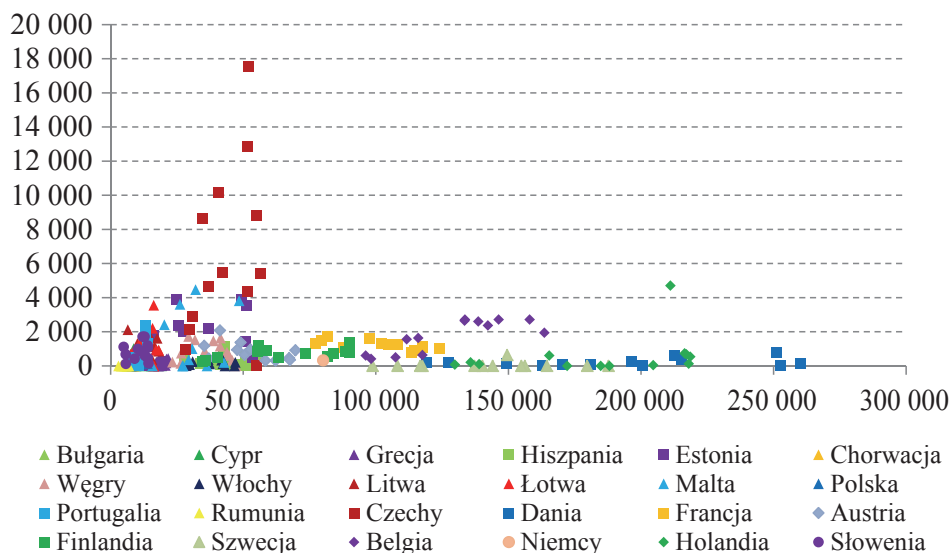
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 50. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (specjalizacja w chowie zwierząt ziarnożernych)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

**Rysunek 51. Wsparcie inwestycji (oś pionowa, w euro/gospodarstwo) a wydajność pracy (oś pozioma, w euro/AWU) w państwach Unii Europejskiej w latach 2004-2016 (specjalizacja mieszana)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Gospodarstwa wyspecjalizowane w chowie krów mlecznych odnotowały najwyższe wsparcie inwestycyjne spośród wszystkich typów specjalizacji (rysunek 48). Szczególnie wysoki poziom zarejestrowano w Słowacji w latach 2010-2011, kiedy wynosiło ono ponad 40 tys. euro/gospodarstwo. W pierwszych dwóch latach członkostwa w UE (2004-2005) w opisywanym państwie nie odnotowano pomocy inwestycyjnej w tym sektorze gospodarstw. Gospodarstwa położone na terenie Luksemburga, charakteryzujące się wyższą wydajnością pracy niż gospodarstwa słowackie, rejestrowały wzrost wsparcia inwestycyjnego od 9,1 tys. euro/gospodarstwo w 2004 r. do 24,7 tys. euro/gospodarstwo w 2015 r. Spośród gospodarstw o wydajności pracy przekraczającej 150 tys. euro/AWU (Szwecja, Holandia, Dania) najwyższa wartość pomocy wystąpiła w 2015 r. w Holandii (4,5 tys. euro/gospodarstwo). W Danii poziom wsparcia zawierał się w granicach od 105 euro/gospodarstwo w 2009 r. do 2 tys. euro/gospodarstwo w 2014 r. Gospodarstwa szwedzkie otrzymywały wsparcie sporadycznie, w niewielkiej wysokości (maksymalnie 769 euro/gospodarstwo). Pomoc wykazano w latach: 2005, 2006, 2009 oraz 2016.

Podobnie jak w przypadku podmiotów wyspecjalizowanych w chowie krów mlecznych, także wśród gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie pozostałych trawożernych najwyższy poziom wsparcia inwestycji wykazano w gospodarstwach słowackich (rysunek 49). Wartość 16 tys. euro/gospodarstwo przekroczone w latach 2009, 2011 oraz 2015. Najniższa wartość na Słowacji wystąpiła w 2016 r. i wynosiła 1,8 tys. euro/gospodarstwo, natomiast w latach 2004-2005 nie wykazano żadnej pomocy do inwestycji. Wysokość pomocy na Litwie wynosiła od 1,1 tys. euro/gospodarstwo w 2012 r. do 10,5 tys. euro/gospodarstwo w 2009 r. Gospodarstwa wyspecjalizowane w chowie zwierząt trawożernych z obszaru Luksemburga odnotowały wsparcie sięgające 15,1 tys. euro/gospodarstwo w 2013 r., najniższy poziom pomocy natomiast wystąpił w 2004 r. (7,3 tys. euro/gospodarstwo). Gospodarstwa o najwyższej wydajności pracy wykazywały niski poziom wsparcia, osiągający w Danii 610 euro/gospodarstwo w 2012 r., natomiast w Holandii 643 euro/gospodarstwo w 2014 r. W przypadku Holandii w latach 2004, 2006-2008 oraz 2010-2012 nie zarejestrowano żadnych dopłat. Podobna sytuacja miała miejsce w Danii w latach 2005, 2009 oraz 2011.

Spośród gospodarstw wyspecjalizowanych w chowie zwierząt ziarnożernych, przedstawionych na rysunku 50, najwyższe wsparcie inwestycyjne wykazywały gospodarstwa o niskiej wydajności pracy położone w Czechach (37,1 tys. euro/gospodarstwo w 2011 r.), Estonii (32 tys. euro/gospodarstwo w 2009 r.), na Łotwie (31,2 tys. euro/gospodarstwo w 2006 r.) i Litwie (29,3 tys. euro/gospodarstwo w 2011 r. oraz 28,9 tys. euro/gospodarstwo w 2013 r.). W tym typie specjalizacji nie występowały gospodarstwa położone na Cyprze,



w Luksemburgu i na Słowacji. W Szwecji w latach 2007-2015 nie wystąpiło wsparcie inwestycyjne gospodarstw w opisywanym sektorze, wartość pomocy w latach 2004-2006 była marginalna (11-103 euro/gospodarstwo), natomiast w 2016 r. wyniosła 1,3 tys. euro/gospodarstwo. Pod względem wydajności pracy w tym typie rolniczym w najlepszej sytuacji były gospodarstwa położone w Holandii, Danii oraz Belgii, z czego najwyższe dopłaty inwestycyjne wykazano w Danii w 2014 r. (4,5 tys. euro/gospodarstwo). W Holandii minimalna wartość wystąpiła w 2005 r. (3 euro/gospodarstwo), najwyższa w 2016 r. (2,8 tys. euro/gospodarstwo), natomiast w latach 2004 oraz 2007 nie zarejestrowano tego rodzaju pomocy. Gospodarstwa w Belgii odnotowały wsparcie w granicach od 202 euro/gospodarstwo w 2004 r. do 3,3 tys. euro/gospodarstwo w 2012 r.

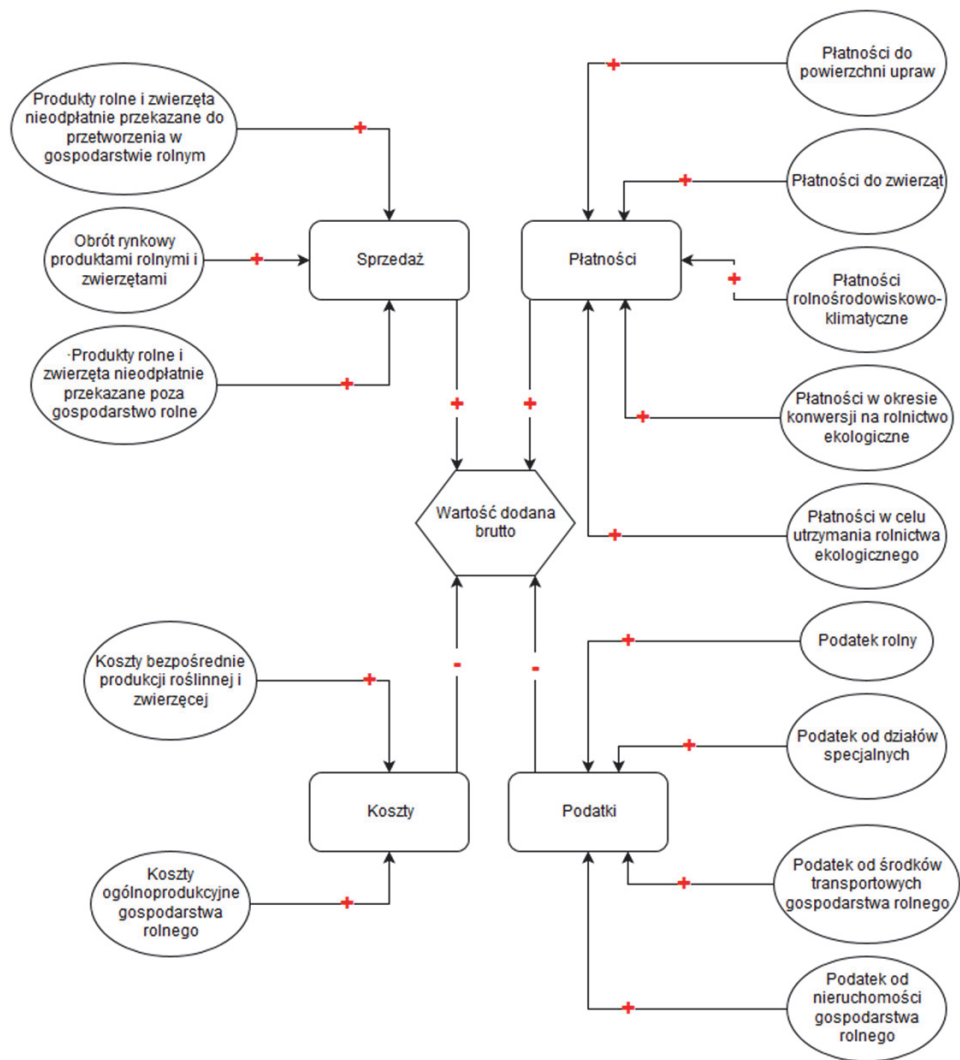
W grupie gospodarstw mieszanych zdecydowanie dominowało wsparcie dla gospodarstw położonych na terenie Czech (rysunek 51). W 2011 r. odnotowano w nich pomoc w wysokości 17,5 tys. euro/gospodarstwo, natomiast w 2016 r. 37 euro/gospodarstwo. Gospodarstwa zlokalizowane na Malcie rejestrowały pomoc na poziomie 4,5 tys. euro/gospodarstwo w 2014 r., natomiast w latach 2006-2007, 2009 oraz 2013 nie wykazano w nich wsparcia. Gospodarstwa z Belgii odnotowywały pomoc zwiększającą się z 414 euro/gospodarstwo w 2004 r. do 2,7 tys. euro/gospodarstwo w 2016 r. W gospodarstwach szwedzkich wsparcie inwestycyjne wystąpiło wyłącznie w 2016 r. i osiągnęło poziom 640 euro/gospodarstwo. Gospodarstwa o największej wydajności pracy, położone w Danii i Holandii, charakteryzowały się bardzo niską pomocą, nieprzekraczającą z reguły 1 tys. euro/gospodarstwo, jedynie w Holandii w 2015 r. wykazano wsparcie na poziomie 4,7 tys. euro/gospodarstwo. W latach 2008-2010 gospodarstwa holenderskie nie odnotowały pomocy inwestycyjnej.

### 3. Wybrane narzędzia polityki rolnej wspierające wzrost wydajności pracy

Poprawa konkurencyjności oraz wyników ekonomicznych gospodarstw rolnych znajduje się w obszarze zainteresowań polityki rolnej, realizowanej między innymi poprzez wsparcie w ramach Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich (PROW). Poprawa ta rozumiana jest jako zwiększenie wydajności pracy, która dla powyższych potrzeb definiowana jest jako wartość dodana brutto w przeliczeniu na roczną jednostkę pracy. W dokumencie aplikacyjnym wartość dodaną brutto definiuje się jako „wartość sprzedanych produktów rolnych i zwierząt wytworzonych w gospodarstwie rolnym oraz wartość wybranych płatności otrzymanych przez gospodarstwo rolne pomniejszone o koszty związane z ich wytworzeniem oraz podatki zapłacone przez gospodarstwo rolne” [*Instrukcja użytkownika do skoroszytu B\_Plan*, 2015, s. 7]. Szczegółowe składowe wartości dodanej brutto, liczonej zgodnie z metodyką zatwierdzoną przez Ministerstwo Rolnictwa i Rozwoju Wsi, przedstawiono na rysunku 52.

W rachunku wartości dodanej sprzedaż produktów rolnych i zwierząt rozumiana jest jako wartość ich obrotu rynkowego, nieodpłatne ich przekazanie poza gospodarstwo rolne oraz do przetworzenia w gospodarstwie rolnym. Nie uwzględnia się natomiast zapasów, zużycia produktów rolnych w gospodarstwie czy też wartości sprzedanych produktów przetworzonych. Kategoria płatności obejmuje wsparcie do powierzchni upraw, liczby zwierząt, rolnośrodowiskowo-klimatyczne, w okresie konwersji na rolnictwo ekologiczne oraz na utrzymanie rolnictwa ekologicznego. W definicji wartości dodanej nie ujmowane są z kolei: jednolita płatność obszarowa, płatność dla obszarów z ograniczeniami naturalnymi lub innymi szczególnymi ograniczeniami oraz płatność za zazielenienie. Wartość sprzedaży oraz płatności pomniejszana jest o koszty związane z wytworzeniem produktów rolnych i zwierząt, obejmujące koszty ogólnoprodukcyjne gospodarstwa rolnego oraz koszty bezpośrednie produkcji roślinnej i zwierzęcej, przy czym bez kosztów przetworzenia produktów rolnych i zwierząt. Na zmniejszenie kategorii wartości dodanej stanowiącej podstawę wyznaczanego wskaźnika rezultatu składają się również podatki obejmujące podatek rolny, od działów specjalnych oraz od środków transportowych i nieruchomości gospodarstwa rolnego, bez uwzględniania składek KRUS oraz podatku leśnego.

**Rysunek 52. Wpływ poszczególnych składowych na wartość dodaną brutto zgodną z metodyką MRiRW**



Źródło: [Sielska et al., 2015].

Dokumenty aplikacyjne dla typu operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych”, stanowiącego jeden z dwóch rodzajów analizowanego wsparcia, precyzyjnie określają sposób i składowe obliczania wartości dodanej brutto zarówno w okresie bazowym, jak i docelowym, mającej zastosowanie w ocenie zasadności operacji. Jedną z głównych wytycznych jest zawężenie zmian dokonywanych w poszczególnych składowych w okresie docelowym jedynie do działalności, których dotyczy operacja. Wartość dodana brutto dla okresu docelowe-

go nie będzie uwzględniała więc planowanych zmian w gospodarstwie, jeśli zmiany te nie zostaną spowodowane operacją podlegającą współfinansowaniu. Jedynie dla okresu bazowego wartość odzwierciedla rzeczywistą sytuację w gospodarstwie. Niemniej jednak istnieją różnice w metodyce obliczania wartości dodanej brutto według definicji MRiRW oraz FADN opisane w tabeli 1.

**Tabela 1. Porównanie metodyki obliczania wartości dodanej brutto według definicji MRiRW oraz FADN**

<b>Kategoria</b>	<b>GVA według MRiRW</b>	<b>GVA według FADN</b>
Koszty pasz własnych i własnego materiału siewnego (wyprodukowanych we własnym gospodarstwie rolnym)	Ujęte w kosztach produkcji roślinnej w wysokości kosztów zakupionego materiału siewnego, nawozów, środków ochrony roślin i innych poniesionych w trakcie uprawy roślin przeznaczonych na pasze	Wycenione według cen rynkowych, stanowią koszt produkcji zwierzęcej lub roślinnej
Sprzedż produktów	W rachunku nie są ujmowane: <ul style="list-style-type: none"> <li>• ryby i pozostałe akwakultury</li> <li>• produkty z własnego lasu</li> <li>• biopaliwa, produkty pochodzenia nierolniczego oraz wyroby rękodzielnicze</li> </ul>	W rachunku ujmowane są wszystkie produkty pochodzące z gospodarstwa rolnego, stawów i lasów
Produkty przetworzone z własnego gospodarstwa (np. sery, mięso)	Nie są ujmowane w rachunku, w wartości sprzedaży ujmowana jest jedynie wartość produktów przeznaczonych do przerobu w gospodarstwie rolnym	Ujęte w rachunku według wartości sprzedaży, produkty przeznaczone na przerób stanowią koszt gospodarstwa rolnego
Agroturystyka	Nie jest ujmowana w rachunku	Ujęta w rachunku
Płatności	W rachunku nie są ujęte płatności operacyjne niezwiązane bezpośrednio z produkcją, takie jak: <ul style="list-style-type: none"> <li>• jednolita płatność obszarowa</li> <li>• płatność z tytułu zazielenienia</li> <li>• płatność dla młodych rolników</li> <li>• przejściowe wsparcie krajowe</li> <li>• płatność dodatkowa w ramach płatności bezpośrednich</li> <li>• płatność dla małych gospodarstw</li> <li>• wsparcie dla nowych uczestników systemów jakości</li> <li>• płatność z tytułu zalesiania</li> <li>• płatność dla obszarów z ograniczeniami naturalnymi lub innymi szczególnymi ograniczeniami</li> <li>• dotacje do kosztów produkcji</li> </ul>	W rachunku ujęte są wszystkie płatności do działalności operacyjnej

Podatki	W rachunku nie są ujmowane: <ul style="list-style-type: none"> <li>• podatek leśny</li> <li>• podatek od budynków gospodarczych</li> <li>• rozliczenie podatku VAT z Urzędem Skarbowym (z wyłączeniem podatku VAT od inwestycji)</li> </ul>	W rachunku ujęte są wszystkie podatki związane z gospodarstwem rolnym
Zakupy i koszty	W rachunku nie są ujęte: <ul style="list-style-type: none"> <li>• materiały mające charakter kosztów bezpośrednich do wykorzystania w ramach działalności gospodarczej innej niż rolnicza bezpośrednio związanej z gospodarstwem (OGA)</li> <li>• usługowy odchów zwierząt</li> <li>• usługi do produkcji leśnej</li> <li>• usługi do produkcji nierolniczej</li> <li>• usługi agroturystyczne, transportowe, magazynowe</li> <li>• koszty sprzedaży majątku trwałego</li> <li>• kary umowne i odsetki karne (zapłacone lub otrzymane)</li> </ul>	W rachunku ujęte są wszystkie zakupy i koszty związane z działalnością operacyjną gospodarstwa rolnego (poza kosztami czynników zewnętrznych: wynagrodzeniami, czynszami, odsetkami)
Materiały otrzymane nieodpłatnie do działalności rolniczej	Nie są ujęte w rachunku	Ujęte w rachunku

Źródło: opracowanie własne.

W ramach Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020 (PROW 2014-2020) kontynuowane są działania podjęte w poprzednim okresie programowania, mające na celu restrukturyzację i modernizację gospodarstw wymagających wsparcia z zewnątrz. Dokonano jednak modyfikacji nazewnictwa uruchamianych działań oraz warunków koniecznych do spełnienia przez potencjalnych beneficjentów. W obecnym okresie programowania za działania ukierunkowane na wzrost wartości dodanej poprzez wsparcie inwestycji uznano typy operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych” oraz „Premie dla młodych rolników”.<sup>3</sup>

„Modernizacja gospodarstw rolnych” stanowi składową poddziałania „Wsparcie inwestycji w gospodarstwach rolnych”, w ramach którego realizowane są również typy operacji „Inwestycje w gospodarstwach położonych na ob-

<sup>3</sup> Z uwagi na zakres przeprowadzonego badania, opisu instrumentów dokonano w oparciu o stan prawny obowiązujący w 2016 r.

szarach Natura 2000” oraz „Inwestycje w gospodarstwach położonych na obszarach OSN”, przy czym są one ukierunkowane na kwestie środowiskowe, podczas gdy poprawy wyników ekonomicznych gospodarstwa oczekuje się jedynie na skutek wsparcia modernizacyjnego. Na „Modernizację gospodarstw rolnych” planuje się przeznaczyć 18% (2,5 mld euro) środków z budżetu PROW 2014-2020 dla Polski, a więc o 4 punkty procentowe więcej w porównaniu do udziału środków przeznaczonych na to działanie w ramach PROW 2007-2013. Zdecydowanie mniejszy udział w budżecie na poziomie 5% (0,7 mld euro) przewidziany jest dla typu operacji „Premie dla młodych rolników”.

Dofinansowanie z „Modernizacji gospodarstw rolnych” w PROW 2014-2020 polega na refundacji części kosztów kwalifikowalnych netto (bez VAT) i wypłacane jest po zakończeniu realizacji operacji na podstawie złożonego wniosku o płatność oraz dokumentów potwierdzających poniesione wydatki. Od początku wdrażania Programu w ramach tego typu operacji nałożono na każdego beneficjenta obowiązek zaplanowania zwiększenia wartości dodanej brutto o co najmniej 10%.

Podstawowym kryterium dostępu jest wielkość ekonomiczna gospodarstwa, która powinna wynosić od 10 do 200 tys. euro SO<sup>4</sup>, a do 250 tys. euro SO w przypadku obszaru dotyczącego rozwoju produkcji psiać. Wyjątkiem jest wspólne wnioskowanie osób, kiedy to wielkość pojedynczego gospodarstwa nie przekracza 10 tys. euro SO. Warunkiem jest jednak, aby suma wielkości ekonomicznej gospodarstw objętych wnioskiem wynosiła co najmniej 15 tys. euro SO oraz aby wsparcie doprowadziło do wzrostu wielkości ekonomicznej każdego z gospodarstw do poziomu powyżej 10 tys. euro SO najpóźniej w roku złożenia wniosku o płatność końcową. Co więcej, gospodarstwo wnioskujące o pomoc powinno prowadzić działalność rolniczą w celach zarobkowych, a więc w okresie 12 miesięcy przed złożeniem wniosku o przyznanie pomocy przychód z tej działalności powinien wynosić co najmniej 5 tys. zł i działalność ta nie może być prowadzona w celach naukowo-badawczych.

W ramach „Modernizacji gospodarstw rolnych” wymagane jest osiągnięcie w przeciągu 5 lat od dnia przyznania pomocy wzrostu wartości dodanej brutto o co najmniej 10% w odniesieniu do roku bazowego w przypadku każdego wniosku o przyznanie pomocy. W dokumencie programowym wskazuje się, że wzrost ten może nastąpić poprzez: racjonalizację technologii produkcji, wprowadzenie innowacji, zmianę profilu lub skali produkcji, poprawę jakości produkcji lub zwiększenie wartości dodanej produktu [PROW 2014-2020, 2015]. Pomoc udzie-

---

<sup>4</sup> Standardowa Produkcja (SO, ang. *Standard Output*) to średnia wartość produkcji określonej działalności roślinnej lub zwierzęcej z 5 lat uzyskiwana z 1 ha lub od 1 zwierzęcia w ciągu 1 roku, w przeciętnych dla danego regionu warunkach [Bocian, Cholewa, Tarasiuk, 2014].

lana jest w związku z: rozwojem produkcji prosiąt, mleka krowiego, bydła mięsnego oraz racjonalizacją technologii produkcji, wprowadzeniem innowacji, zmianą profilu produkcji, zwiększeniem skali produkcji, poprawą jakości produkcji lub zwiększeniem wartości dodanej produktu. W każdym z tych obszarów ustalono również specyficzne warunki preferencji. W przypadku obszaru rozwoju produkcji prosiąt dodatkowo punktowano wzrost liczby loch i liczebności stada w wyniku realizacji operacji. W obszarze rozwoju produkcji mleka krowiego preferowano wzrost liczby krów mlecznych i liczebności stada w wyniku realizacji operacji. Dla obszaru rozwoju produkcji bydła mięsnego dodatkową punktację ustalono za wzrost liczby krów nieprzeznaczonych do produkcji i liczebności stada w wyniku realizacji operacji. W obszarze związanym z racjonalizacją technologii produkcji, wprowadzeniem innowacji, zmianą profilu produkcji, zwiększeniem skali produkcji, poprawą jakości produkcji lub zwiększeniem wartości dodanej produktu więcej punktów przyznaje się, im wyższy jest udział kosztów budowy lub modernizacji budynków inwentarskich lub magazynu paszowego w ogólnych kosztach operacji, za zwiększenie skali produkcji czy też zmianę profilu produkcji. Ze wsparcia wyłączone są w związku z tym operacje dotyczące chowu drobiu, za wyjątkiem chowu ekologicznego lub operacji polegających na zmianie sposobu chowu na ekologiczny w rozumieniu unijnych przepisów o rolnictwie ekologicznym [Rozporządzenie..., 2007]. Preferowane są gospodarstwa uczestniczące w unijnym systemie jakości lub krajowym systemie jakości w ramach działania „Systemy jakości produktów rolnych i środków spożywczych”, ze szczególnym uwzględnieniem uczestnictwa w systemie rolnictwa ekologicznego, rolnicy, którzy w dniu złożenia wniosku o przyznanie pomocy mają nie więcej niż 40 lat oraz gospodarstwa dokonujące inwestycji służących ochronie środowiska lub zapobieganiu zmianie klimatu.

W przypadku „Modernizacji gospodarstw rolnych” podstawowy poziom dofinansowania kształtuje się na poziomie 50% kosztów kwalifikowalnych lub 60% kosztów kwalifikowalnych dla osób wspólnie wnioskujących oraz młodych rolników. Aby ograniczyć efekt *deadweight*, występujący w sytuacji realizacji operacji dofinansowanych ze środków Unii Europejskiej, które mogłyby zostać zrealizowane ze środków własnych, a więc bez wsparcia z zewnątrz, ustalono jednak minimalny poziom dofinansowania na poziomie co najmniej 30% kosztów kwalifikowalnych. W trakcie obecnego okresu programowania wnioskodawca (jeden beneficjent i jedno gospodarstwo) może otrzymać maksymalnie 200, 500 lub 900 tys. zł. Pierwszy przypadek dotyczy operacji niezwiązanych bezpośrednio z budową, modernizacją budynków inwentarskich, adaptacją innych istniejących w gospodarstwie budynków na budynki inwentarskie lub budową czy modernizacją magazynów paszowych w gospodarstwach, w których

jest prowadzona produkcja zwierzęca, w tym ich wyposażaniem. Kolejny maksymalny poziom wsparcia dotyczy operacji związanych bezpośrednio z budową, modernizacją budynków inwentarskich, adaptacją innych istniejących w gospodarstwie budynków na budynki inwentarskie lub budową czy modernizacją magazynów paszowych w gospodarstwach, w których jest prowadzona produkcja zwierzęca, w tym ich wyposażaniem. Trzeci przypadek odnosi się zaś do operacji realizowanych w obszarze rozwoju produkcji roślin. Rozporządzenie wykonawcze określa katalog kosztów kwalifikowalnych, do których zalicza się [Rozporządzenie..., 2015]:

- budowę, przebudowę, remont połączony z modernizacją budynków lub budowli wykorzystywanych do produkcji rolnej, w tym przygotowania do sprzedaży produktów rolnych wytwarzanych w gospodarstwie;
- zakup lub koszty związane z umową leasingu zakończonego przeniesieniem prawa własności, nowych maszyn oraz urządzeń, wyposażenie do produkcji rolnej, w tym przygotowania do sprzedaży produktów rolnych wytwarzanych w gospodarstwie;
- zakładanie sadów lub plantacji krzewów owocowych gatunków owocujących efektywnie dłużej niż 5 lat;
- budowę albo zakup elementów infrastruktury technicznej wpływających bezpośrednio na warunki prowadzenia działalności rolniczej;
- koszty ogólne związane z wydatkami, o których mowa powyżej, np. przygotowanie dokumentacji technicznej, opłaty za konsultacje, opłaty za doradztwo w zakresie zrównoważenia środowiskowego i gospodarczego, w tym studia wykonalności.<sup>5</sup>

Typ operacji „Premie dla młodych rolników”, obok „Premii na rozpoczęcie działalności pozarolniczej” oraz „Restrukturyzacji małych gospodarstw” stanowi wsparcie w ramach działania „Rozwój gospodarstw i działalności gospodarczej”. Celem tego instrumentu jest wsparcie rozwoju działalności rolniczej oraz przygotowanie do sprzedaży produktów wytwarzanych w gospodarstwie. Pomoc w wysokości 100 tys. zł wypłacana jest w dwóch transzach: pierwsza w wysokości 80% i druga w wysokości 20% kwoty pomocy. Beneficjentem może zostać osoba fizyczna, która ma nie więcej niż 40 lat, posiada odpowiednie kwalifikacje zawodowe potwierdzone dyplomem, świadectwem lub stażem w rolnictwie oraz po raz pierwszy rozpoczyna kierowanie gospodarstwem rolnym.

„Premie dla młodych rolników” wspierają beneficjentów tworzących nowe gospodarstwa. Powierzchnia tworzonego gospodarstwa powinna być równa lub przekraczać średnią krajową lub średnią wojewódzką w przypadku gospo-

---

<sup>5</sup> Wysokość kosztów ogólnych nie może przekroczyć 10% pozostałych kosztów kwalifikowalnych.



darstw rolnych położonych w województwie o średniej niższej niż krajowa. Powierzchnia gospodarstwa nie może jednocześnie przekraczać 300 ha. Co najmniej 70% powierzchni musi stanowić własność beneficjenta lub być przedmiotem użytkowania wieczystego lub dzierżawy z zasobu własności rolnej Skarbu Państwa lub jednostek samorządu terytorialnego. Podobnie jak w przypadku typu operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych” ustalono wymóg dotyczący wielkości ekonomicznej gospodarstwa, która może wynosić od 13 do 150 tys. euro SO. Beneficjent zobowiązany jest sporządzić biznesplan gospodarstwa, w którym określony zostanie sposób i kierunek rozwoju gospodarstwa oraz sposób osiągnięcia wzrostu wielkości ekonomicznej o co najmniej 10% w stosunku do okresu wyjściowego. Kolejność przyznania wsparcia zależy od liczby przyznanych wnioskodawcy punktów. Do kryteriów podlegających punktacji należą: powierzchnia użytków rolnych, kwalifikacje wnioskodawcy, uczestnictwo w unijnym systemie jakości, produkcja roślin wysokobiałkowych, kompleksowość biznesplanu, realizacja celów w zakresie ochrony środowiska, klimatu i innowacji oraz różnica wieku pomiędzy przekazującym gospodarstwo a młodym rolnikiem.

W ramach „Premii dla młodych rolników” nie określono kosztów kwalifikowalnych, przy czym 70% uzyskanego wsparcia musi zostać wykorzystane na inwestycje w gospodarstwie, dotyczące działalności rolniczej lub przygotowania do sprzedaży produktów rolnych wytworzonych w gospodarstwie, natomiast pozostałą kwotą finansowana może być bieżąca (operacyjna) działalność gospodarstwa. Ze wsparcia nie mogą skorzystać gospodarstwa rolne, których działalność dotyczy chowu drobiu metodami innymi niż ekologiczna, prowadzenia plantacji roślin wieloletnich na cele energetyczne oraz prowadzenia niektórych działów specjalnych produkcji rolnej, w szczególności: hodowli zwierząt laboratoryjnych, hodowli ryb akwariowych, hodowli psów rasowych, hodowli kotów rasowych. W tabeli 2 zebrano zestawienie podstawowych charakterystyk omawianych typów operacji.

**Tabela 2. Porównanie omawianych typów operacji**

	<b>Modernizacja gospodarstw rolnych</b>	<b>Premie dla młodych rolników</b>
Podstawowe charakterystyki		
Beneficjent	osoba fizyczna, osoba prawna, spółka osobowa	osoba fizyczna
Graniczna wielkość ekonomiczna	co najmniej 10 tys. euro SO i nie więcej niż 200 tys. euro SO	co najmniej 13 tys. euro SO i nie więcej niż 150 tys. euro SO
Forma wsparcia	refundacja części kosztów kwalifikowalnych	premia
Limit wsparcia na gospodarstwo	<ul style="list-style-type: none"> <li>• podstawowy: 200 tys. zł</li> <li>• budowa lub modernizacja budynków inwentarskich: 500 tys. zł</li> <li>• pomoc w obszarze produkcji psia: 900 tys. zł</li> </ul>	100 tys. zł
Poziom dofinansowania	<ul style="list-style-type: none"> <li>• podstawowy: 50% kosztów kwalifikowalnych</li> <li>• osoby wspólnie wnioskujące oraz młodzi rolnicy: 60% kosztów kwalifikowalnych</li> </ul>	Całość premii powinna zostać przeznaczona na wydatki gospodarstwa, przy czym co najmniej 70% na inwestycje
Wymagane zwiększenie wskaźników	Wzrost wartości dodanej brutto w wyniku realizacji operacji o co najmniej 10% w odniesieniu do roku bazowego	Wzrost wielkości ekonomicznej mierzonej współczynnikami SO o 10% w stosunku do okresu wyjściowego
Stan realizacji na dzień 31.12.2016 r.		
Liczba złożonych wniosków	32 994	6 903
Wnioskowana kwota	6 950,1 mln zł	690,3 mln zł
Liczba zawartych umów lub wydanych decyzji	2 827	5 670
Liczba różnych beneficjentów	63	874
Kwota dokonanych płatności	10,4 mln zł	149,9 mln zł

*Źródło: opracowanie własne na podstawie [Sprawozdanie..., 2016], [Sprawozdanie..., 2017].*

Pierwszy nabór w ramach typu operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych” z PROW 2014–2020 został uruchomiony w 2015 r. Według stanu na dzień 31.12.2016 r. zawarto w sumie 2827 umowy i dokonano płatności w wysokości 10 425 599,95 zł dla 63 różnych beneficjentów. Większość zawartych umów (55%) związana jest z racjonalizacją technologii produkcji. W 2015 r. uruchomiono nabór dla typu operacji „Premie dla młodych rolników”. Do końca 2016 r. wydano 5670 decyzji i wypłacono 149 920 000 zł dla 1874 beneficjentów.

## 4. Statystyczne metody szacowania efektywności polityki rolnej

### 4.1. Zarys podejścia opartego na *propensity score*

Kluczowym elementem realizacji polityki, w tym również analizowanego wsparcia w ramach wspólnej polityki rolnej, jest ocena jej implementacji oraz zestawienie rezultatów z poniesionymi kosztami. Aby zidentyfikować realne korzyści wynikające z wdrożenia poszczególnych rozwiązań, ewaluacja polityki rolnej nie powinna opierać się jedynie na analizie kształtowania się wskaźnika rezultatu, ale także na wyodrębnieniu tej składowej zmienności wartości wynikowej będącej rezultatem wyłącznie zewnętrznego oddziaływania ze strony polityki rolnej. Wymaga to więc wyodrębnienia tzw. rzeczywistego związku przyczynowo-skutkowego (ang. *true causation*) [Michalek, 2012].

Uznaną metodą badania związków o charakterze przyczynowo-skutkowym jest w pełni kontrolowany randomizowany eksperyment, w ramach którego możliwe jest kontrolowanie czynników zakłócających obserwowany wynik oddziaływania [por. Strawiński, 2014]. W przypadku nauk społecznych, w tym ekonomii, przeprowadzenie eksperymentów wydaje się jednak niezwykle trudne lub wręcz niemożliwe do zrealizowania z uwagi na ograniczenia natury prawnej, etycznej czy chociażby technicznej. Nie ulega bowiem wątpliwości, że ze względu na złożoność procesów gospodarczych obserwowalne zjawiska posiadają liczne przyczyny i pozostają efektem oddziaływania wielu czynników pobocznych. Brak jest zatem możliwości odseparowania działalności analizowanych podmiotów od wpływu otoczenia gospodarczego. W warunkach braku możliwości prowadzenia eksperymentu ocena działań polityki rolnej musi opierać się na powszechnie prowadzonych badaniach obserwacyjnych.

W przypadku, gdy możliwe jest prowadzenie jedynie badań obserwacyjnych, podejściem pozwalającym zredukować obciążenie wynikające z nielosowego przypisania jednostek do grupy poddanej i niepoddanej oddziaływaniu jest analiza *propensity score*. Metoda oparta na wykorzystaniu *propensity score*, a więc prawdopodobieństwa poddania jednostki oddziaływaniu, została zaproponowana przez Rosenbauma i Rubina [1983], odwołujących się do wcześniejszej pracy Rubina [1973] dotyczącej sposobów łączenia danych w celu wyboru spośród jednostek niepoddanych oddziaływaniu obiektów, które będą podobne do jednostek z grupy eksperymentalnej pod względem ustalonych charakterystyk. Jak zauważa Leite [2017], zwrócono wówczas uwagę, iż metoda oparta na *propensity score* pozwala rozwiązać problem wielowymiarowego łączenia danych. Każda obserwacja posia-

da bowiem unikalną wartość *propensity score*, która w pewien sposób określa zależność między zbiorem wybranych cech a przypisanym oddziaływaniem.

Aby móc niejako odtworzyć warunki eksperymentalne w przypadku badań obserwacyjnych, Rubin [1974] zaproponował tzw. podejście kontrfaktyczne, oparte na potencjalnych wynikach analizowanej cechy. W modelu przyczynowym Rubina<sup>6</sup> zakłada się, iż dla każdej jednostki w populacji istnieje potencjalny wynik badanej zmiennej w zależności od stanu poddania oddziaływaniu, stąd też zmienną wynikową można zdefiniować jako [Guo, Fraser, 2015]:

$$Y_i = D_i Y_{1i} + (1 - D_i) Y_{0i}$$

gdzie:

$Y_i$  – wartość zmiennej wynikowej dla  $i$ -tej jednostki,

$Y_{1i}$ ,  $Y_{0i}$  – wartość zmiennej wynikowej odpowiednio w przypadku poddania lub niepoddania  $i$ -tej jednostki oddziaływaniu czynnika,

$D_i$  – zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli  $i$ -ta jednostka została poddana oddziaływaniu czynnika lub 0 w przeciwnym przypadku.

**Rysunek 53. Potencjalne wartości zmiennej wynikowej w zależności od stanu poddania oddziaływaniu**

		Potencjalna wartość zmiennej wynikowej	
		Związana z poddaniem jednostki oddziaływaniu	Związana z brakiem poddania jednostki oddziaływaniu
Stan jednostki	Poddany oddziaływaniu	$Y_{1i} D_i = 1$	$Y_{0i} D_i = 1$
	Niepoddany oddziaływaniu	$Y_{1i} D_i = 0$	$Y_{0i} D_i = 0$

Źródło: opracowanie własne na podstawie Leite [2017].

W zależności od stanu poddania jednostki oddziaływaniu obserwowany jest jednak tylko jeden z potencjalnych wyników (patrz rysunek 53). Znana jest zatem jedynie realizacja  $Y_{1i}$ , jeśli jednostkę poddano oddziaływaniu analizowanego

<sup>6</sup> Model ten jest również określanej w literaturze jako model Neymana-Rubina [Pan, Bai, 2015]. Rubin [1973] odwoływał się bowiem do pracy Neymana, szczególnie w kontekście przeprowadzania randomizowanych eksperymentów [por. Splawa-Neyman, Dabrowska, Speed, 1990].

czynnika ( $D_i = 1$ ) oraz  $Y_{0i}$ , gdy jednostka nie została poddana temu oddziaływaniu ( $D_i = 0$ ), brak jest natomiast danych dotyczących wartości  $Y_{1i}|D_i = 0$  oraz  $Y_{0i}|D_i = 1$ , co stanowi tzw. fundamentalny problem wnioskowania przyczynowego [Holland, 1986]. Rozwiązaniem jest oszacowanie stanu kontrfaktycznego jednostki, a więc hipotetycznej wartości zmiennej wynikowej, gdyby stan poddania oddziaływaniu był inny niż zaistniały w rzeczywistości. Oszacowaniu podlegałaby więc wartość  $\hat{Y}_{0i}$ , jeżeli jednostka doświadczyła oddziaływania lub wartość  $\hat{Y}_{1i}$  w przeciwnym przypadku.

Oszacowanie stanu kontrfaktycznego wymaga jednak uwzględnienia wielowymiarowości badanego zjawiska. Na kształtowanie się hipotetycznej wartości zmiennej wynikowej wpływ może mieć bowiem wiele czynników. Rosenbaum i Rubin [1983] wprowadzili pojęcie funkcji bilansującej, będącej taką funkcją zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$ , że przy zadanym wektorze bilansującym (ang. *balancing score*) rozkłady warunkowe obserwowalnych cech są takie same w grupie eksperymentalnej i kontrolnej, która pozwala na sprowadzenie problemu szacowania stanu kontrfaktycznego do zagadnienia jednowymiarowego. Najprostszą postacią funkcji bilansującej jest funkcja warunkowego prawdopodobieństwa poddania jednostki oddziaływaniu (ang. *propensity score*) [por. Sekhon, 2011]:

$$b_{PS}(\mathbf{x}_i) \equiv P(D_i = 1|\mathbf{x}_i) = E(D_i|\mathbf{x}_i)$$

gdzie:

$b_{PS}(\cdot)$  – wektor bilansujący w postaci *propensity score*,

$\mathbf{x}_i$  – wektor obserwowalnych charakterystyk dla  $i$ -tej jednostki.

Funkcję warunkowego prawdopodobieństwa poddania jednostki oddziaływaniu można uznać za funkcję bilansującą, jeśli spełnione są dwa założenia, fundamentalne z punktu widzenia redukcji obciążenia wyników. Pierwszym założeniem jest warunkowa niezależność (ang. *conditional independence assumption*), formalnie zapisywana jako [por. Guo, Fraser, 2015]:

$$(Y_{0i}, Y_{1i}) \perp D_i | b_{PS}(\mathbf{x}_i)$$

Przy zadanej wartości prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu dla każdej  $i$ -tej jednostki wynik oddziaływania powinien być niezależny od faktu poddania danej jednostki oddziaływaniu rozważanego czynnika. Strawiński [2014] wskazuje, iż założenie o warunkowej niezależności nie podlega formalnej weryfikacji, istnieją jednak metody pośrednie, umożliwiające weryfikację tego założenia. Rosenbaum [1987] proponuje w tym celu porównanie ze sobą efektów oddziaływania danego czynnika, wyznaczonych w oparciu o dwie różne grupy kon-

tolne. Istotna różnica między uzyskanymi wynikami wskazywałaby na niespełnienie założenia o warunkowej niezależności. Propozycją Heckmana i Hotza [1989] jest z kolei obliczenie efektu oddziaływania wobec takiej zmiennej wynikowej, na którą rozważany czynnik nie powinien oddziaływać. Niezerowy wynik oddziaływania sugerowałby naruszenie tego założenia.

Drugim założeniem jest z kolei warunek przenikania (ang. *overlap*) czy też wspólnej części przedziału określoności (ang. *common support region*), definiowany jako:

$$0 < b_{PS}(\mathbf{x}_i) < 1$$

Aby *propensity score* było funkcją bilansującą, prawdopodobieństwo poddania jednostki oddziaływaniu nie może być dokładnie równe 0 lub 1, wówczas w badanej próbie nie występują obserwacje mogące się znaleźć wyłącznie w grupie eksperymentalnej lub wyłącznie w grupie kontrolnej. Weryfikacja założenia o przenikaniu zwykle sprowadza się do sprawdzenia istotności różnic między grupą eksperymentalną a kontrolną poprzez wykorzystanie odpowiednich testów statystycznych, miar odchylenia lub graficznej analizy rozkładów obserwowalnych charakterystyk z wektora  $\mathbf{x}$ . Guo i Fraser [2015] rekomendują w tym celu wykorzystanie testu chi-kwadrat (w przypadku zmiennych nominalnych lub porządkowych) lub testu t-Studenta dla niezależnych prób czy testu sumy rang Wilcoxona (w przypadku zmiennych ciągłych). Rubin [2001] proponuje z kolei przyrównanie do siebie wariancji zmiennych wektora *propensity score* w grupie eksperymentalnej i kontrolnej, dążąc do tego, aby stosunek tych wariancji równy był 1 oraz wykorzystanie standaryzowanej różnicy średnich, zdefiniowanej jako:

$$\frac{\bar{x}_T - \bar{x}_C}{\sqrt{\frac{s_T^2 + s_C^2}{2}}}$$

gdzie:

$\bar{x}_T, \bar{x}_C$  – średnia wartość danej cechy odpowiednio w grupie eksperymentalnej i kontrolnej,

$s_T^2, s_C^2$  – wariancja danej cechy odpowiednio w grupie eksperymentalnej i kontrolnej.

Mimo że nie określono jednoznacznie, jaka wielkość standaryzowanej różnicy jest dopuszczalna, przyjmuje się, że wartość nieprzekraczająca 0,1 jest zadowalająca [Strawiński, 2014].

W przypadku kontrolowanego eksperymentu randomizowanego prawdziwy wektor *propensity score* jest znany. W warunkach prowadzenia badań obserwacyjnych musi on zostać jednak oszacowany. Holmes [2014] podaje cztery powszechnie stosowane metody estymacji wartości wektora prawdopodobieństwa oddziaływania: regresję logistyczną i probitową, analizę dyskryminacyjną oraz regresję ze sztuczną zmienną zależną. Leite [2017] podaje, iż narzędziem najczęściej stosowanym do estymacji *propensity score* jest model logitowy. Prawdopodobieństwo poddania jednostki oddziaływaniu szacuje się wówczas metodą największej wiarygodności, model zaś definiuje się według równania:

$$b_{PS}(\mathbf{x}_i) = \frac{e^{\text{logit}(D_i=1|\mathbf{x})}}{1 + e^{\text{logit}(D_i=1|\mathbf{x})}}$$

gdzie:

$$\text{logit}(D_i = 1|\mathbf{x}) = \log\left(\frac{P(D_i = 1)}{1 - P(D_i = 1)}\right)$$

Zdaniem Leite [2017], zmienne objaśniające  $\mathbf{x}$  w modelu *propensity score* powinny stanowić czynniki określane mianem wspólnej przyczyny (ang. *true confounders*), a więc cechy jednocześnie wpływające na to, czy dana jednostka należy do grupy eksperymentalnej lub kontrolnej oraz na rezultat oddziaływania lub czynniki stanowiące predyktory dla zmiennej wynikowej.

Regresja logistyczna umożliwia uwzględnienie w modelu *propensity score* również wyższych potęg zmiennych objaśniających lub ich interakcji. Biorąc jednak pod uwagę, że celem oszacowania prawdopodobieństwa poddania jednostki oddziaływaniu jest uzyskanie zbalansowania między grupą eksperymentalną a kontrolną, Dehejia i Wahba [1999] rekomendują w pierwszej kolejności przyjęcie za zmienne objaśniające w modelu jedynie głównych efektów, a więc nietransformowanych zmiennych  $\mathbf{x}$ . Jeżeli dla tak skonstruowanego modelu nie uzyskano zbalansowania, wówczas należy rozważyć dołączenie do modelu wyższych potęg oraz interakcji zmiennych. Jeżeli w modelu uwzględniona zostanie relatywnie duża liczba zmiennych silnie związana z przypisaniem oddziaływania, to istnieje ryzyko uzyskania doskonałej predykcji lub separacji w modelu, a więc wykorzystywany jako zmienne objaśniające zestaw cech będzie jednoznacznie wskazywał na grupę eksperymentalną lub kontrolną. Podważa to jednak zasadność przeprowadzenia łączenia, bowiem niepusty wspólny przedział określoności jest warunkiem koniecznym stosowania metod opartych o analizę *propensity score*.

Coraz większe uznanie zyskują jednak metody oparte o drzewa klasyfikacyjne i sieci neuronowe [por. Lee et al., 2010, Setoguchi et al., 2008]. Wykorzy-

stuje się wówczas zwykle procedury wzmacniające klasyfikatory (ang. *boosting*), pozwalające na sekwencyjne poprawianie jakości klasyfikatora poprzez wprowadzanie w każdym kroku pewnej korekty zmiennych wykorzystywanych do oszacowania *propensity score*. McCaffrey i in [2004] zaproponowali zastosowanie do estymacji *propensity score* połączenia algorytmu uogólnionego modelowania wzmocnionego (ang. *generalized boosted modeling*) z drzewami regresyjnymi. Wartością startową dla oszacowania *propensity score* jest:

$$\log\left(\frac{\bar{D}}{1 - \bar{D}}\right)$$

gdzie:

$\bar{D}$  – udział jednostek poddanych oddziaływaniu w próbie.

Zastosowanie drzew regresyjnych pozwala na modelowanie reszt postaci:

$$D_i - b_{PS}^k(\mathbf{x}_i)$$

gdzie:

$b_{PS}^k(\mathbf{x}_i)$  – wartość *propensity score* na  $k$ -tym etapie iteracji.

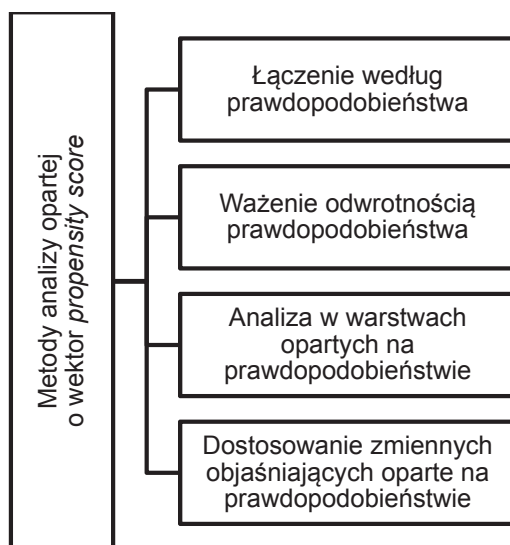
Wynik ten pozwala na aktualizację oszacowania prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu na każdym węźle drzewa decyzyjnego. Celem przeprowadzania kolejnych iteracji jest, analogicznie jak w przypadku regresji logistycznej, maksymalizacja funkcji wiarygodności. Ograniczeniem uogólnionego modelowania wzmocnianego jest jednak brak jednoznacznego kryterium zatrzymania działania algorytmu. McCaffrey i in. [2013] proponują wybór jednej z miar zbalansowania zmiennych w celu oceny jakości klasyfikatora oraz przeprowadzeniu dostatecznie dużej liczby iteracji, aby móc wskazać, dla którego węzła drzewa decyzyjnego oszacowanie *propensity score* pozwalało zapewnić możliwie najlepsze zbalansowanie zmiennych.

Poza kwestią wyboru metody oszacowania funkcji *propensity score* rozstrzygnięcia wymaga również dobór zmiennych objaśniających do modelu. Strawiński [2014, s. 52] zauważa, iż „na podstawie prac teoretycznych wiadomo, że powinny się w nim znaleźć wszystkie charakterystyki posiadające wpływ na prawdopodobieństwo znalezienia się jednostki w grupie eksperymentalnej”. Brookhart i in. [2006], dokonując symulacji Monte Carlo wpływu wyboru zmiennych na obciążenie, wariancję oraz średni błąd kwadratowy estymatora efektu oddziaływania, pokazali jednak, iż w modelu *propensity score* powinno się przede wszystkim uwzględnić cechy związane ze zmienną rezultatu, ale



niewiązane z czynnikiem oddziałującym. Zmienne te zwiększą bowiem precyzję oszacowania efektu oddziaływania bez zwiększenia obciążenia estymatora. Uwzględnienie wyłącznie zmiennych wskazujących na stan oddziaływania, ale nie związanych ze zmienną wynikową prowadzi z kolei do spadku precyzji oszacowania bez jednoczesnego zmniejszenia obciążenia estymatora.

Rysunek 54. Metody analizy *propensity score*

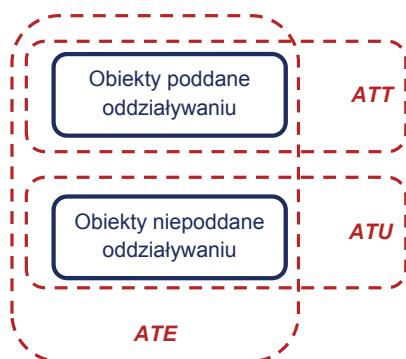


Źródło: opracowanie własne.

Analiza efektu oddziaływania z wykorzystaniem *propensity score* możliwa jest do przeprowadzenia za pomocą czterech metod pozwalających na usunięcie problemu współprzyczynowości: łączenia danych według prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu (ang. *propensity score matching*), ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu (ang. *inverse probability of treatment weighting*), analizy w warstwach (subklasyfikacji) tworzonych na podstawie prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu (ang. *stratification (subclassification) on the propensity score*) oraz korekty zmiennych za pomocą wartości prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu (ang. *covariate adjustment using the propensity score*) [por. Austin, Mamdani, 2006]. Podział metod opartych na *propensity score* przedstawiono na rysunku 54. W dalszej części pracy opisano szczegółowo dwie pierwsze metody, wykorzystane do oszacowania efektu oddziaływania wsparcia inwestycyjnego na wydajność czynnika pracy.

Pozytywna weryfikacja założeń analizy prawdopodobieństwa oddziaływania pozwala na kwantyfikację efektu oddziaływania rozważanego czynnika na zmienną wynikową. Postać postawionego pytania badawczego zwykle determinuje wybór miary do oceny siły i kierunku wpływu.

**Rysunek 55. Zastosowanie mierników do analizy efektu oddziaływania dla odpowiednich grup obiektów**



Źródło: [Sielska, Pawłowska, 2016].

Podstawowymi estymatorami efektu oddziaływania są przeciętny efekt oddziaływania (ATE, ang. *average treatment effect*) oraz – w zależności od tego, czy efekt oddziaływania badany jest wśród jednostek z grupy eksperymentalnej, czy kontrolnej – przeciętny efekt oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu (ATT, ang. *average treatment effect on treated*) oraz przeciętny efekt oddziaływania wobec jednostek niepoddanych oddziaływaniu (ATU, ang. *average treatment effect on untreated*). Zastosowanie estymatorów efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych i niepoddanych oddziaływaniu analizowanego czynnika zaprezentowano na rysunku 55.

Pierwsza miara stanowi sumę różnic przeciętnych wartości zmiennej rezultatu w przypadku poddania ( $Y_{1i}$ ) i niepoddania ( $Y_{0i}$ ) oddziaływaniu pod warunkiem występowania oddziaływania czynnika ( $D_i = 1$ ) i jego braku ( $D_i = 0$ ), zgodnie z równaniem:

$$W_{ATE} = [E(Y_{1i}) - E(Y_{0i})|D_i = 1] + [E(Y_{1i}) - E(Y_{0i})|D_i = 0]$$

Jest to więc przeciętna wielkość wpływu danego czynnika na pewną zmienną wynikową dla jednostki losowo wybranej z próby. W ramach przeciętnego efektu oddziaływania można więc wydzielić zarówno efekt oddziaływania wobec beneficjentów programu:

$$W_{ATT} = E(Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1) = E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 1)$$

jak i jednostek kontrolnych:

$$W_{ATU} = E(Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 0) = E(Y_{1i} | D_i = 0) - E(Y_{0i} | D_i = 0)$$

Wartość przeciętnego efektu oddziaływania może nieść interesującą informację o tym, jaki wpływ wywarłoby rozszerzenie grupy objętej oddziaływaniem na jednostki, których dotychczas ono nie objęło [Caliendo, 2006]. W zależności jednak od założeń nałożonych na jednostki z grupy eksperymentalnej i kontrolnej oraz postawionego problemu badawczego wyszczególnia się szereg alternatywnych typów efektów oddziaływania [por. Guo, Fraser, 2015, Wiedermann, von Eye, 2016].

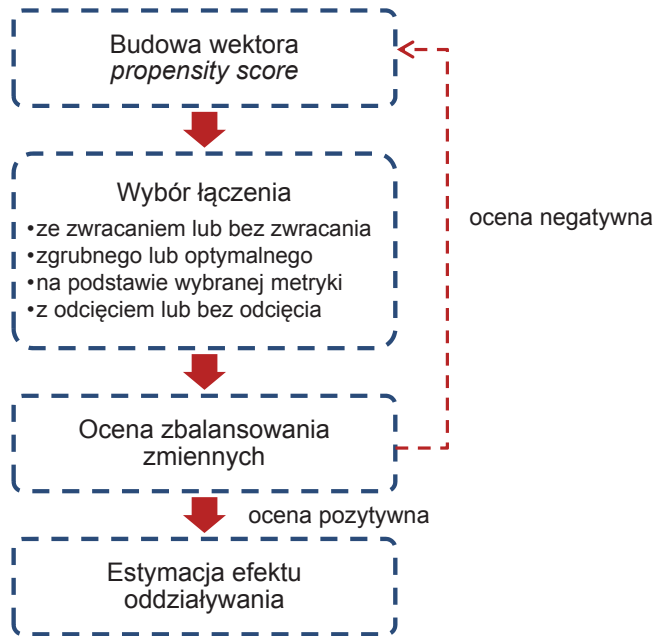
## 4.2. Łączenie według prawdopodobieństwa a ważenie odwrotnością prawdopodobieństwa

Metoda łączenia danych według prawdopodobieństwa wymaga dobrania jednostek w pary na podstawie identycznych lub zbliżonych wartości *propensity score*. Przed przystąpieniem do estymacji efektu oddziaływania przez łączenie należy jednak określić parametry dla sposobu dopasowywania jednostek z grupy eksperymentalnej do obserwacji niepoddanych oddziaływaniu. Pełen algorytm postępowania w przypadku szacowania efektu oddziaływania za pomocą metody *propensity score matching* przedstawiono na rysunku 56.

Jak podaje Strawiński [2014], w pierwszej kolejności należy podjąć decyzję o sposobie losowania obserwacji z puli jednostek niepoddanych oddziaływaniu, a więc łączeniu ze zwracaniem lub bez zwracania. W przypadku łączenia ze zwracaniem jedna obserwacja z grupy kontrolnej może zostać dopasowana do wielu jednostek z grupy eksperymentalnej. Zastosowanie łączenia bez zwracania powoduje z kolei, że dana jednostka kontrolna będzie stanowić stan kontrfaktyczny dla wyłącznie jednej jednostki poddanej oddziaływaniu. Stosowanie łączenia bez zwracania może jednak prowadzić do sytuacji doboru niedokładnego stanu kontrfaktycznego dla jednostek. Strawiński [2014] podkreśla, przywołując pracę Dehejia i Wahby [2002], iż połączone w ten sposób obserwacje mogą być od siebie „odległe” pod względem wartości *propensity score*, co w konsekwencji spowoduje przypisanie obserwacji eksperymentalnej do niepodobnej do niej jednostki kontrolnej. Co więcej, w przypadku nałożenia dodatkowych warunków akceptowalnego zakresu dla „podobnych” wartości *propensity score* może to skutkować brakiem możliwości znalezienia odpowiednika w grupie niepod-

danej oddziaływaniu. Zastosowanie łączenia ze zwracaniem stwarza z kolei możliwość niepołączenia wszystkich jednostek kontrolnych, a więc i niewykorzystania pełnej informacji z dostępnego zbioru danych. Co więcej, na co zwracają uwagę Smith i Todd [2005], o ile łączenie ze zwracaniem podnosi jakość łączenia, o tyle może ono zmniejszyć liczbę obserwacji w grupie kontrolnej, a tym samym uszczuplić podstawę wyznaczania przeciętnej zmiennej wynikowej w grupie kontrolnej, co prowadzi do wzrostu wariancji estymatora efektu oddziaływania. Wybór między łączeniem ze zwracaniem a bez zwracania jest więc ostatecznie wyborem między odpowiednio wysoką wariancją estymatora, ale dobrą jakością łączenia a obciążeniem oszacowania, ale wykorzystaniem wszystkich informacji o analizowanych obiektach [Strawiński, 2014].

Rysunek 56. Algorytm stosowania metody *propensity score matching*



Źródło: [Pawłowska, Bocian, 2017].

Jeżeli stan kontrfaktyczny dobierany jest za pomocą łączenia bez zwracania, to kolejną kwestią wymagającą rozstrzygnięcia jest wybór sposobu łączenia, w ramach którego obserwacje z grupy eksperymentalnej i kontrolnej można łączyć na podstawie łączenia zgrubnego (ang. *greedy matching*) lub optymalnego (ang. *optimal matching*). W przeciwnym przypadku łączenie zgrubne i optymalne prowadzą do jednakowych wyników [Strawiński, 2014]. Losowanie zgrubne

opiera się na losowym wybraniu jednostki z grupy eksperymentalnej oraz dobraniu możliwie najlepszego jej odpowiednika z grupy kontrolnej. Możliwe jest więc podzielenie jednego dużego problemu decyzyjnego na optymalizację wielu prostych decyzji odnośnie łączenia. W danym momencie optymalizowany jest jednak wybór tylko jednej pary obserwacji, bez uwzględniania przeszłych i przyszłych decyzji odnośnie łączenia [Rosenbaum, 2002]. Należy jednak zaznaczyć, iż częste stosowanie tego typu podejścia wynika z możliwości przeprowadzenia w dalszych etapach wszelkiego rodzaju analiz wielowymiarowych, tak jak ma to miejsce w przypadku randomizowanych eksperymentów [Guo, Fraser, 2015].

Celem łączenia optymalnego jest z kolei „minimalizacja całkowitej różnicy wewnątrz par pomiędzy wartościami wektora prawdopodobieństwa oddziaływania” [Strawiński, 2014, s. 44]. Tym samym optymalizacji podlega odległość między jednostkami wyznaczana według wzoru [Guo, Fraser, 2015]:

$$\Delta = \sum_{s=1}^S \omega(|I_s|, |J_s|) \delta(I_s, J_s)$$

gdzie:

$s = 1, \dots, S$  – liczba warstw (połączonych zbiorów),

$|I_s|, |J_s|$  – liczba jednostek odpowiednio z grupy eksperymentalnej i kontrolnej w danej warstwie,

$\omega(|I_s|, |J_s|)$  – funkcja wag,

$\delta(I_s, J_s)$  – odległość mierzona jako różnica w wartościach *propensity score* lub za pomocą metryki Mahalanobisa.

Funkcja wag zdefiniowana może być w tym przypadku jako [Rosenbaum, 2002]:

$$\omega(|I_s|, |J_s|) = |I_s|/\alpha$$

$$\omega(|I_s|, |J_s|) = |J_s|/\beta$$

lub

$$\omega(|I_s|, |J_s|) = (|I_s| + |J_s|)/(\alpha + \beta)$$

gdzie:

$\alpha, \beta$  – liczba jednostek odpowiednio w grupie eksperymentalnej i kontrolnej.

Wskazuje się jednak, iż podstawową wadą łączenia optymalnego jest złożoność obliczeniowa, a więc i czas potrzebny na wykonanie łączenia [Strawiński, 2014].

Zarówno w przypadku stosowania łączenia zgrubnego, jak i optymalnego dobór ten można przeprowadzić, stosując łączenie za pomocą metryki Mahalanobisa, najbliższego sąsiada czy z wykorzystaniem odcięcia, a więc wspomnianego wcześniej przyjętego akceptowalnego przedziału, wewnątrz którego dwie wartości *propensity score* uznaje się za podobne do siebie [Guo, Fraser, 2015].

W przypadku łączenia za pomocą metody najbliższego sąsiada w pary łączone są obserwacje z grupy eksperymentalnej i kontrolnej o podobnej wartości metryki zdefiniowanej jako [Guo, Fraser, 2015]:

$$d(i, j) = \min_j \|b_{PS}(\mathbf{x}_i) - b_{PS}(\mathbf{x}_j)\|$$

Należy jednak zaznaczyć, iż wykorzystanie metody najbliższego sąsiada nie wyklucza połączenia w pary obserwacji niepodobnych do siebie, jeżeli w grupie jednostek niepoddanych oddziaływaniu występują obserwacje systematycznie różniące się od jednostek z grupy eksperymentalnej. W związku z tym metodę najbliższego sąsiada stosuje się łącznie z ustaleniem pewnej akceptowalnej różnicy między wartością *propensity score* dla jednostki z grupy eksperymentalnej i kontrolnej, a więc zakłada się:

$$\|b_{PS}(\mathbf{x}_i) - b_{PS}(\mathbf{x}_j)\| < \varepsilon$$

gdzie:

$\varepsilon$  – liczba określająca „tolerancję” dla łączenia.

Jako granicę tolerancji różnicy między wartościami *propensity score* sugeruje się przyjęcie jednej czwartej odchylenia standardowego *propensity score* liczonego dla całej próby [Rosenbaum, Rubin, 1985]. Guo i Fraser [2015] rekomendują jednak przeprowadzenie dodatkowej analizy wrażliwości wyników dla zastosowania różnych wartości odcięcia. Wybór tego typu łączenia prowadzi do dylematu pomiędzy możliwością wystąpienia łączenia niekompletnego lub niedokładnego [Parsons, 2001]. Łączenie niekompletne oznacza brak możliwości znalezienia odpowiednika dla wszystkich jednostek z grupy eksperymentalnej, z kolei w przypadku łączenia niedokładnego dopasowane do siebie mogą zostać jednostki o różnych wartościach cech z wektora  $\mathbf{x}$  lub różnych wartościach *propensity score*. Żaden z powyższych wyborów nie jest więc jednoznacznie najlepszy.

W niniejszej pracy efekt oddziaływania płatności inwestycyjnych na wydajność pracy szacowano za pomocą metody łączenia danych według prawdopodobieństwa z wykorzystaniem metryki Mahalanobisa, która zadana jest wzorem:

$$d(i, j) = (\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j)^T \mathbb{C}^{-1} (\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j)$$

gdzie:

$\mathbb{C}$  – macierz kowariancji zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$  dla wszystkich jednostek niepoddanych oddziaływaniu.

W przypadku łączenia za pomocą metryki Mahalanobisa macierz  $\mathbb{C}$  może być różnie zdefiniowana. D’Agostino [1998] definiuje  $\mathbb{C}$  jako macierz kowariancji zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$  dla jednostek z grupy kontrolnej. Abadie i in. [2004] za macierz  $\mathbb{C}$  przyjmują z kolei macierz kowariancji zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$  dla jednostek z grupy eksperymentalnej i kontrolnej.

W ramach wykorzystanego w pracy algorytmu genetycznego, którego zastosowanie pozwala dobrać w pary takie jednostki z grupy eksperymentalnej i kontrolnej, aby osiągnąć możliwie najlepsze zbalansowanie wszystkich zmiennych z wektora *propensity score*, zakłada się jednak, iż w przypadku, gdy wybór metryki Mahalanobisa nie jest optymalnym rozwiązaniem, sposób wyznaczania odległości między obserwacjami można poszerzyć o pewną macierz wag, stosując uogólnioną metrykę Mahalanobisa [Sekhon, 2011]:

$$d(i, j) = \sqrt{(\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j)^T \left( \mathbb{C}^{-\frac{1}{2}} \right)^T \mathbb{W} \mathbb{C}^{-\frac{1}{2}} (\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j)}$$

gdzie:

$\mathbb{W}$  – macierz wag,

$\mathbb{C}^{-\frac{1}{2}}$  – dekompozycja Cholesky’ego dla macierzy  $\mathbb{C}$ , np.  $\mathbb{C} = \mathbb{C}^{-\frac{1}{2}} \left( \mathbb{C}^{-\frac{1}{2}} \right)^T$ .

Kluczowym celem stosowania różnych technik łączenia danych jest ostatecznie uzyskanie zbalansowania cech z wektora  $\mathbf{x}$  między jednostkami z grupy eksperymentalnej i kontrolnej. Jak podaje Holmes [2014], najprostszym sposobem redukcji braku zbalansowania jednostek między grupą eksperymentalną a kontrolną jest jednak zważenie próby odwrotnie proporcjonalnie do prawdopodobieństwa poddania danej jednostki oddziaływaniu. Zaproponowana przez Rosenbauma [1987] metoda ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa polega na wyznaczeniu wag dla każdej jednostki z grupy niepoddanej oddziaływaniu,

aby utworzyć syntetyczną grupę kontrolną. Podejście to jest zbliżone do ważenia próby w badaniach sondażowych dla zapewnienia jej reprezentatywności [Morgan, Todd, 2008]. W przypadku oszacowywania przeciętnego efektu oddziaływania waga definiowana jest jako odwrotność wartości *propensity score*:

$$w_i = \frac{1}{b_{PS}(\mathbf{x}_i)}$$

gdzie:

$w_i$  – waga przypisana  $i$ -tej jednostce.

Freedman i Berk [2008] podają, iż taki sposób ważenia obserwacji pozwala na redukcję nadreprezentowania oraz niedoreprezentowania jednostek w próbie, co powinno skutkować zwiększeniem zbalansowania charakterystyk obserwacji w grupie eksperymentalnej i kontrolnej. Należy jednak podkreślić, że podejście to zwiększa również rozmiar próby, ponieważ suma wag w próbie jest zwykle większa niż 1. Zaproponowanym przez Freedmana i Berka [2008] rozwiązaniem jest więc przyjęcie dla jednostek z grupy kontrolnej wag postaci:

$$w_i^C = \frac{1}{b_{PS}(\mathbf{x}_i | D = 0)}$$

oraz dla jednostek z grupy eksperymentalnej wag postaci:

$$w_i^T = \frac{1}{b_{PS}(\mathbf{x}_i | D = 1)}$$

W przypadku wyznaczania przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu Guo i Fraser [2010] wskazują, że jednostkom należącym do grupy eksperymentalnej należy przypisać wartość 1, podczas gdy jednostkom z grupy niepoddanej oddziaływaniu wagę postaci:

$$w_i^N = \frac{b_{PS}(\mathbf{x}_i)}{1 - b_{PS}(\mathbf{x}_i)}$$

Tabela 3 zawiera sumaryczne porównanie metody łączenia danych według prawdopodobieństwa oraz ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa.



**Tabela 3. Porównanie metody łączenia danych według prawdopodobieństwa oraz ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa**

<b>Metoda</b>	<b>Łączenie danych według prawdopodobieństwa</b>	<b>Ważenie odwrotnością prawdopodobieństwa</b>
Zalety	<ul style="list-style-type: none"> <li>• wiarygodność wynikająca ze znajomości konkretnego stanu kontrfaktycznego dla danej jednostki eksperymentalnej</li> <li>• w większości przypadków pozwala osiągnąć zbalansowanie zbiorów</li> <li>• łatwa w analizie, prezentacji i interpretacji</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• analiza wszystkich danych z próby</li> <li>• łatwa w implementacji</li> <li>• pozwala skonstruować pseudo-populację (syntetyczną próbę) oraz osiągnąć zbalansowanie zbiorów</li> </ul>
Wady	<ul style="list-style-type: none"> <li>• niewykorzystanie pełnej informacji o próbie</li> <li>• w niektórych przypadkach metoda mało precyzyjna</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• daje niestabilne wyniki w przypadku pojawienia się odstających wartości wag</li> </ul>

Źródło: [Elze et al., 2017].

## 5. Pomiar efektywności polityki rolnej w kontekście zmiany wydajności pracy

### 5.1. Opis zbioru danych

Empirycznej weryfikacji spodziewanej dodatniej zależności między wsparciem dla inwestycji a wydajnością pracy w gospodarstwach rolnych dokonano za pomocą metod opartych o analizę *propensity score*. Wpływ płatności inwestycyjnych na wydajność pracy, definiowaną jako relacja wartości dodanej brutto do rocznej jednostki pracy (GVA/AWU), oszacowano za pomocą metod łączenia danych według prawdopodobieństwa oraz ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa. Metody oparte o analizę *propensity score* należą do narzędzi mikroekonometrycznych, a więc wykorzystujących dane jednostkowe, stąd jedynym możliwym źródłem danych o polskich gospodarstwach rolnych była baza danych Polskiego FADN. Ze względu na harmonogram realizacji płatności w ramach PROW 2014-2020 oraz publikacji danych Polskiego FADN możliwe było przeprowadzenie analizy jedynie dla 2016 r. Oznacza to, iż badano efekt netto oddziaływania płatności uzyskanych przez gospodarstwa rolne w 2016 r. na wydajność czynnika pracy w tym samym roku. Uzyskanie wsparcia w 2016 r. mogło wynikać z zakończenia rocznej inwestycji w przypadku ubiegania się o refundację kosztów w ramach „Modernizacji gospodarstw rolnych” lub rozpoczęcia w przeciągu 3 lat inwestycji w przypadku wniosków składanych w ramach „Premii dla młodych rolników”.

W badaniu wykorzystano dane dotyczące 3573 indywidualnych gospodarstw rolnych, z czego 52 gospodarstwa uzyskały w 2016 r. analizowane wsparcie, a więc zostały przyporządkowane do grupy eksperymentalnej, pozostałe zaś stanowiły podstawę do wyboru grupy kontrolnej. Dla wyznaczenia czystego wpływu płatności uzyskanych w 2016 r. na wydajność pracy, a więc dla zminimalizowania możliwego istnienia współprzyczynowości między wydajnością pracy a pozostałymi dotacjami, do grupy niepoddanej oddziaływaniu (3521 gospodarstw) należały jednostki, które w latach 2007-2016 nie otrzymały:

- dopłat w związku z operacjami:
  - „Modernizacja gospodarstw rolnych”,
  - „Premie dla młodych rolników”,
  - „Premie na rozpoczęcie działalności pozarolniczej”,
  - „Restrukturyzacja małych gospodarstw”,
  - „Inwestycje w gospodarstwach położonych na obszarach Natura 2000”,
  - „Inwestycje w gospodarstwach położonych na obszarach OSN”

- dotacji:
  - do zakupu ziemi rolniczej,
  - do założenia upraw trwałych,
  - do budowy/remontu kapitałnego melioracji szczegółowych,
  - do budowy/remontu kapitałnego budynków i budowli gospodarstwa rolnego,
  - w ramach programu „Ułatwianie startu młodym rolnikom”,
  - do zakupu/remontu kapitałnego pojazdów, maszyn lub urządzeń,
  - z tytułu uczestnictwa w systemach jakości żywności.

Podstawą oszacowania *propensity score*, a więc prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu, był zbiór wybranych charakterystyk gospodarstw rolnych, których definicje zawarto w tabeli 4. Wykorzystano informacje dotyczące lokalizacji, wielkości ekonomicznej oraz specjalizacji gospodarstwa, wieku i wykształcenia rolnika kierującego gospodarstwem, powierzchni użytków rolnych włączonej i wyłączonej z produkcji, stanu zwierząt, zużycia wewnętrznego, kosztów zaangażowania czynników zewnętrznych, aktywów, zobowiązań, zmiany oraz średniej wartości kapitału własnego, inwestycji brutto oraz przepływu pieniężnego II. Biorąc pod uwagę nadrzędny cel analizy *propensity score*, a więc uzyskanie zbalansowania obserwowalnych charakterystyk między grupą eksperymentalną a kontrolną, wybór zmiennych podyktowany był z jednej strony uwzględnieniem możliwie dużej liczby zmiennych prezentujących sytuację ekonomiczno-finansową gospodarstw, z drugiej zaś wyborem takiego poziomu agregacji zmiennych, dla którego możliwe będzie znalezienie stanów kontrfaktycznych dla jednostek z grupy eksperymentalnej.

**Tabela 4. Charakterystyka zmiennych objaśniających**

Nazwa zmiennej (według FADN)	Rodzaj zmiennej	Charakterystyka
NRWOJ	nominalna	województwo, w którym zlokalizowane jest gospodarstwo rolne <sup>7</sup>
TF8	nominalna	typ rolniczy gospodarstwa zgodnie z typologią FADN (kategorie: uprawy polowe, uprawy ogrodnicze, winnice, uprawy trwałe, krowy mleczne, zwierzęta trawożerne, zwierzęta ziarnożerne, mieszane) <sup>8</sup>
ES6	porządkowa	klasa wielkości ekonomicznej gospodarstwa rolnego zgodnie z typologią FADN (kategorie: bardzo małe (2-8 tys. euro SO), małe (8-25 tys. euro SO), średnio-małe (25-50 tys. euro SO), średnio-duże (50-100 tys. euro SO), duże (100-500 tys. euro SO), bardzo duże (powyżej 500 tys. euro SO) <sup>9</sup>
WYK	porządkowa	wykształcenie rolnika (kategorie: podstawowe, zasadnicze nierolnicze, zasadnicze rolnicze, średnie nierolnicze, średnie rolnicze, wyższe nierolnicze, wyższe rolnicze) <sup>10</sup>
WIEK	porządkowa	wiek rolnika (w latach)
SE025	ciągła	powierzchnia użytków rolnych (w ha)
SE074	ciągła	powierzchnia użytków rolnych wyłączona z produkcji (w ha)
SE080	ciągła	stan średni w roku zwierząt utrzymywanych w gospodarstwie rolnym (w LU)
SE265	ciągła	zużycie wewnętrzne w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa rolnego (w zł)
SE365	ciągła	koszty zaangażowania czynników zewnętrznych w procesie produkcyjnym (w zł)
SE436	ciągła	aktywa trwałe i obrotowe stanowiące własność rolnika (w zł)
SE485	ciągła	wartość zobowiązań krótko- i długoterminowych (w zł)
SE506	ciągła	zmiana wartości kapitału własnego w ciągu roku obrachunkowego (w zł)
SE510	ciągła	średnia wartość kapitału gospodarstwa rolnego (w zł)
SE516	ciągła	inwestycje brutto (w zł)
SE530	ciągła	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

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Floriańczyk, Osuch, Płonka, 2015].

<sup>7</sup> Przy interpretacji modeli logitowych kategorię referencyjną stanowiły gospodarstwa zlokalizowane w województwie dolnośląskim.

<sup>8</sup> Przy interpretacji modeli logitowych kategorię referencyjną stanowiły gospodarstwa specjalizujące się w uprawach polowych.

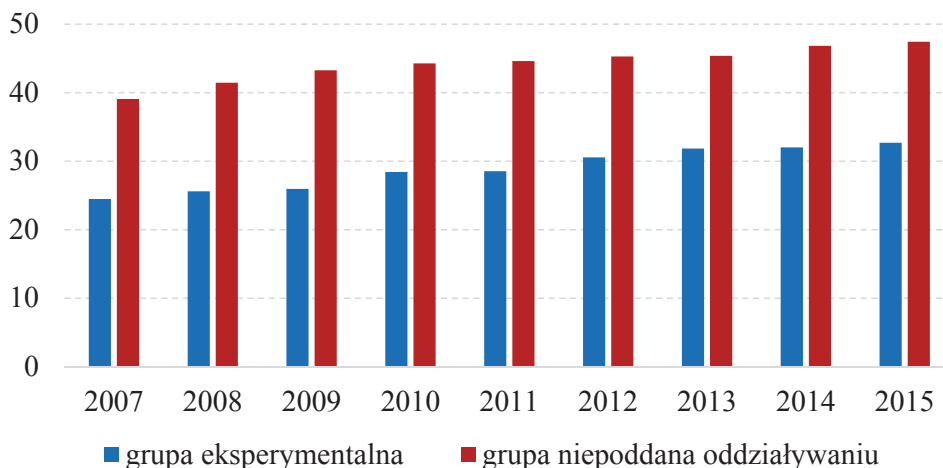
<sup>9</sup> Przy interpretacji modeli logitowych kategorię referencyjną stanowiły gospodarstwa o wielkości ekonomicznej 2-8 tys. euro SO. Należy podkreślić, że w Polskim FADN w grupie tych gospodarstw znajdują się podmioty o wielkości ekonomicznej nie mniejszej niż 4 tys. euro [Floriańczyk, Osuch, Płonka, 2015].

<sup>10</sup> Przy interpretacji modeli logitowych kategorię referencyjną stanowiły gospodarstwa, w których kierujący nimi rolnik posiadał wykształcenie podstawowe.

Rysunki 57-67 przedstawiają przeciętne wartości charakterystyk (w przeliczeniu na jedno gospodarstwo) badanej próby w okresie przed dokonaniem analizowanych inwestycji oraz w roku jej trwania. W latach poprzedzających zakończenie inwestycji powierzchnia użytków rolnych beneficjentów typów operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych” oraz „Premie dla młodych rolników” kształtowała się na poziomie ok. 25-30 ha i z każdym kolejnym rokiem rosła (patrz rysunek 57). Gospodarstwa, które nie uzyskały wsparcia były średnio dwukrotnie większe niż jednostki z grupy eksperymentalnej.

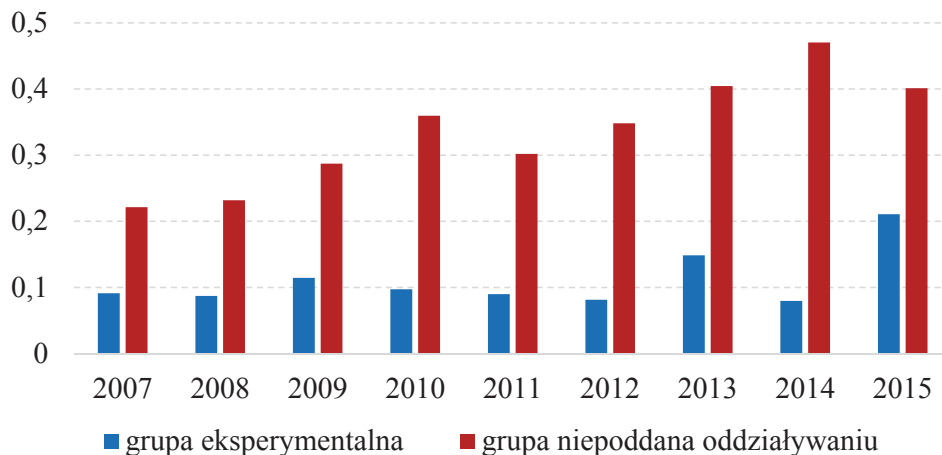
Gospodarstwa różniły się między sobą również pod względem powierzchni użytków rolnych wyłączonej z produkcji, która w grupie eksperymentalnej wahała się między 0,08 ha w 2014 r. a 0,15 ha w 2013 r. (patrz rysunek 58). W 2015 r., a więc w roku, w którym możliwe było rozpoczęcie inwestycji w przypadku typu operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych” powierzchnia użytków rolnych wyłączona z produkcji była najwyższa i wynosiła przeciętnie ok. 0,21 ha.

**Rysunek 57. Powierzchnia użytków rolnych (SE025) w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w ha)**



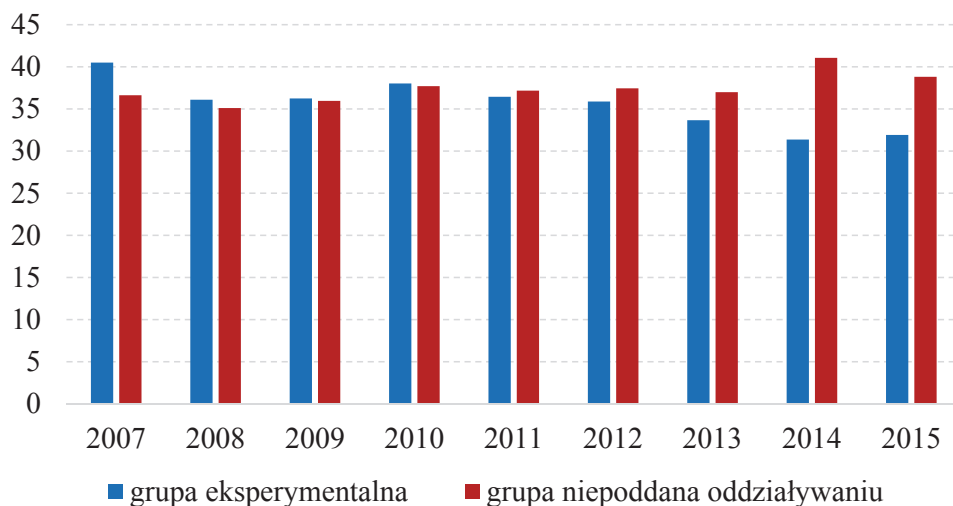
Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 58. Powierzchnia użytków rolnych wyłączona z produkcji (SE074) w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w ha)**



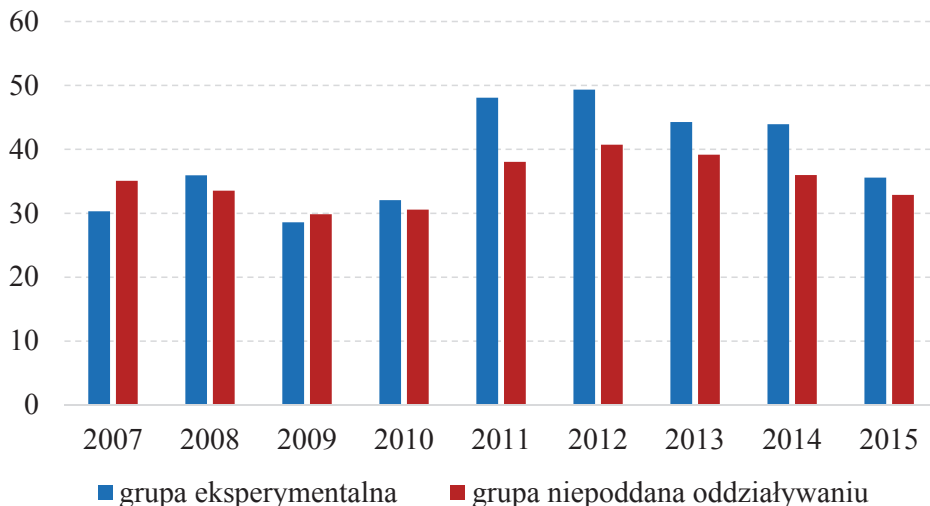
Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 59. Stan zwierząt (SE080) w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w LU)**



Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 60. Zużycie wewnętrzne (SE265) w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w tys. zł)**

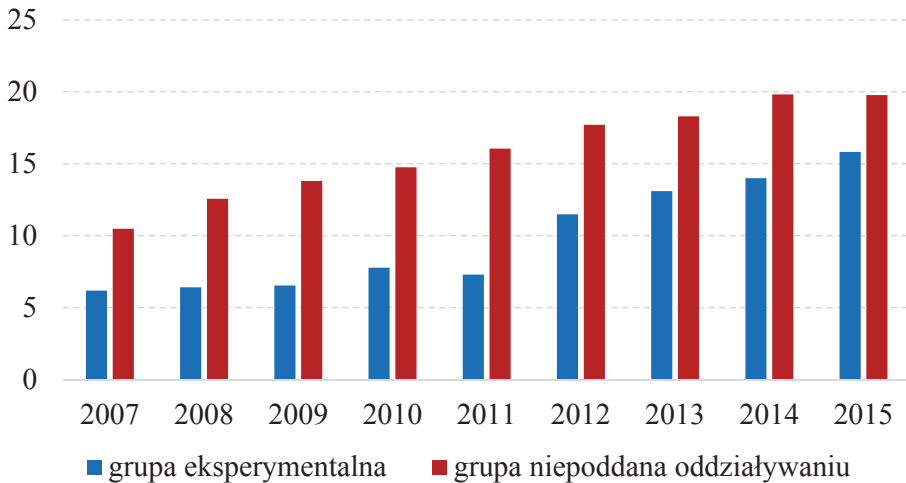


*Źródło: opracowanie własne.*

Przed dokonaniem wyboru stanów kontrfaktycznych z grupy niepoddanej oddziaływaniu gospodarstwa nie różniły się systematycznie między sobą pod względem stanu zwierząt w danym roku obrachunkowym (patrz rysunek 59). W przypadku grupy eksperymentalnej stan zwierząt wahał się bowiem średnio od 31 LU w 2014 r. do 40 LU w 2007 r., podczas gdy w przypadku grupy niepoddanej oddziaływaniu – od 35 LU w 2008 r. do 41 LU w 2014 r. Widać zatem, iż beneficjenci instrumentów inwestycyjnych w latach poprzedzających inwestycję z roku na rok nieznacznie obniżali liczbę posiadanych zwierząt.

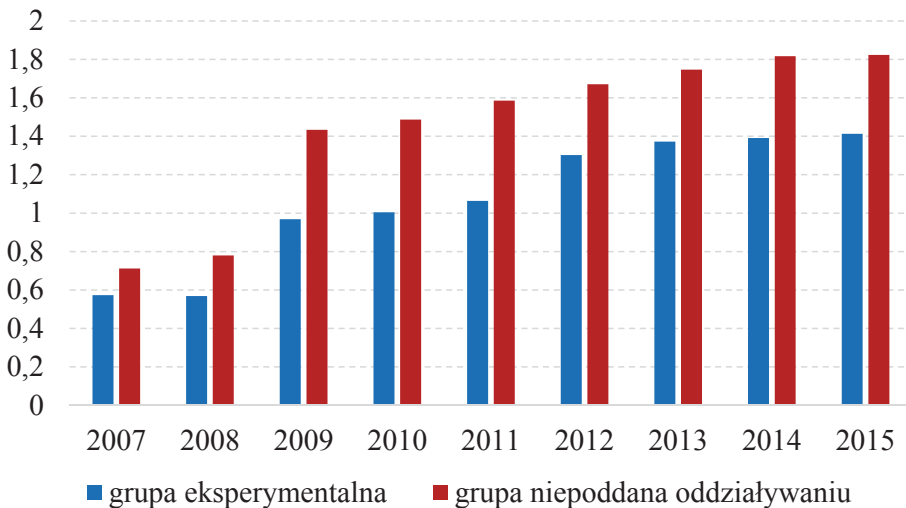
W porównaniu do gospodarstw, które w 2016 r. nie zakończyły inwestycji dofinansowanej z instrumentów PROW 2014-2020, beneficjenci nie wyróżniali się również wartością zużycia wewnętrznego (patrz rysunek 60). Wartość produktów roślinnych i zwierzęcych wytworzonych i zużytych w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa rolnego kształtowała się bowiem od 28,6 tys. zł w 2009 r. do 49,4 tys. zł w 2012 r. w przypadku grupy eksperymentalnej oraz od 29,9 tys. zł w 2009 r. do 40,7 tys. zł w 2012 r. w przypadku jednostek niepoddanych oddziaływaniu.

**Rysunek 61. Koszty zaangażowania czynników zewnętrznych (SE365)  
w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu  
w latach 2007-2015 (w tys. zł)**



Źródło: opracowanie własne.

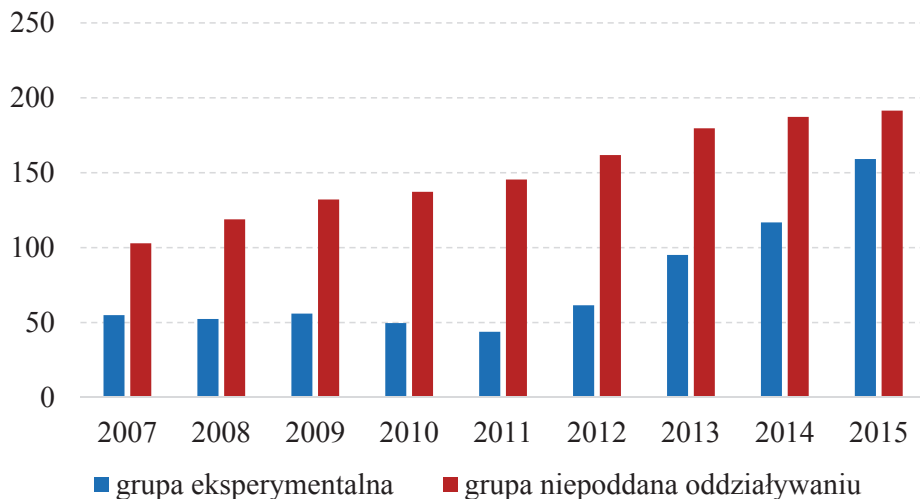
**Rysunek 62. Aktywa trwale i obrotowe (SE436) w grupie eksperymentalnej  
i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w mln zł)**



Źródło: opracowanie własne.

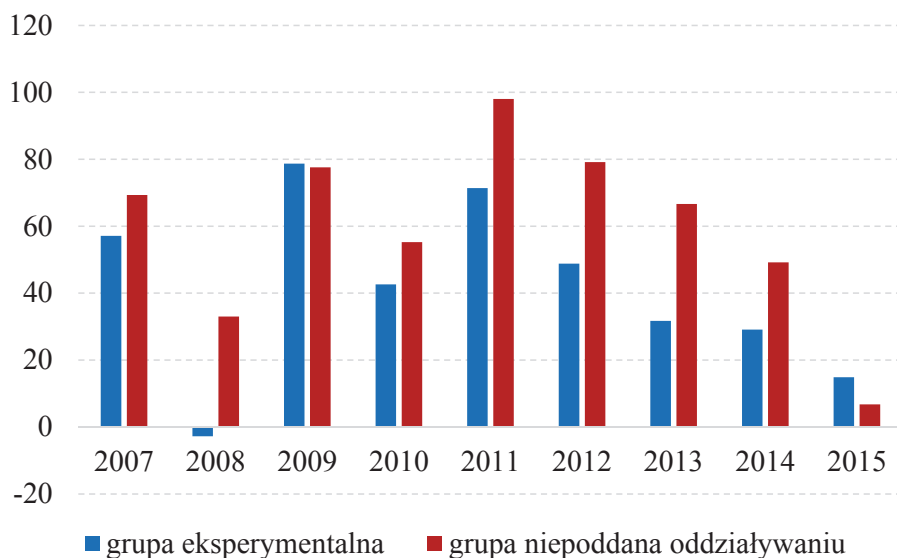


**Rysunek 63. Zobowiązania krótko- i długoterminowe (SE485) w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w tys. zł)**



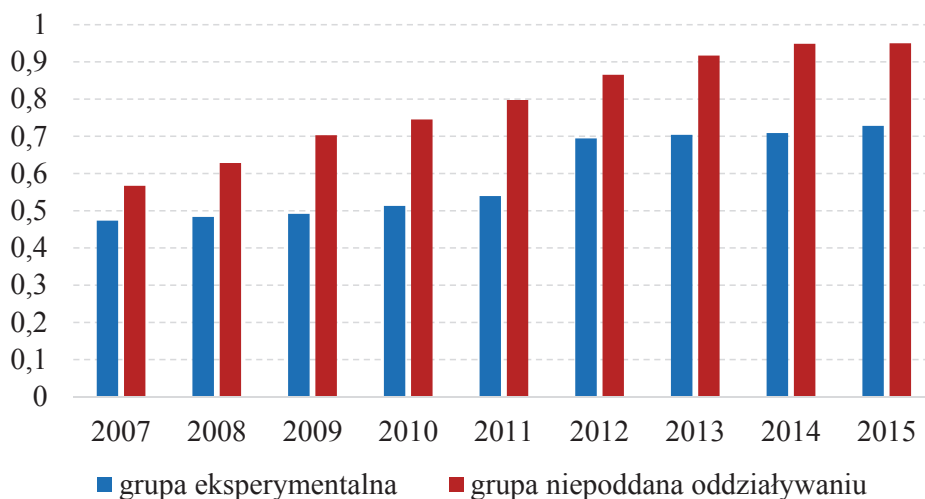
Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 64. Zmiana wartości kapitału własnego (SE506) w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w tys. zł)**



Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 65. Średnia wartość kapitału (SE510)  
w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu  
w latach 2007-2015 (w mln zł)**



*Źródło: opracowanie własne.*

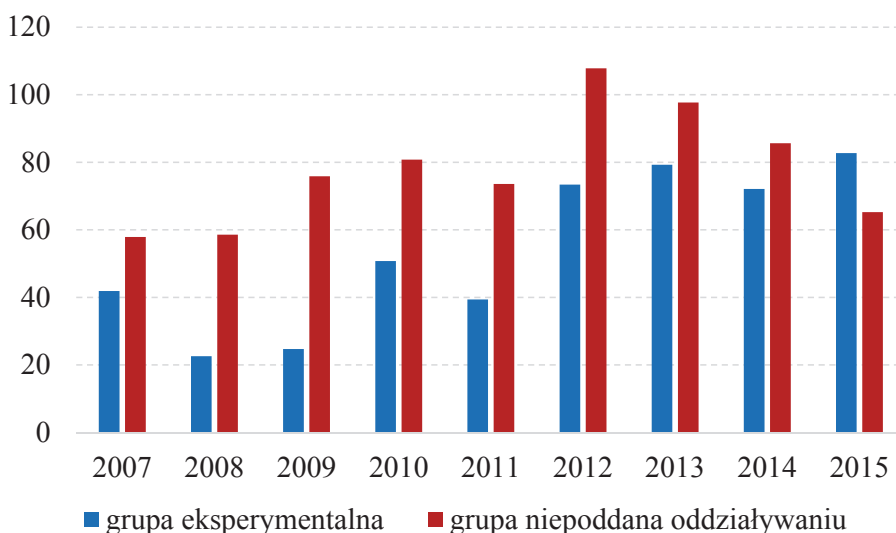
Beneficjenci wsparcia inwestycyjnego w ramach PROW 2014-2020 w latach poprzedzających inwestycję charakteryzowali się średnio niższymi kosztami ponoszonymi przy angażowaniu zewnętrznych czynników wytwórczych w porównaniu do gospodarstw, które w 2016 r. nie skorzystały z analizowanego wsparcia. W grupie eksperymentalnej koszty związane z wynagrodzeniem za pracę obcą, czynszem i odsetkami kształtowały się na poziomie średnio od 6,2 tys. zł w 2007 r. do 7,8 tys. zł w 2011 r., po czym na trzy lata przed możliwym dokonaniem inwestycji wzrosły prawie dwukrotnie do poziomu od 11,5 tys. zł w 2012 r. do 14 tys. zł w 2014 r. W przypadku gospodarstw niepoddanych oddziaływaniu wysokość kosztów zaangażowania obcej pracy, kapitału i ziemi w procesie produkcji rosła natomiast systematycznie średnio od 10,5 tys. zł w 2007 r. do 19,8 tys. zł w 2015 r. (patrz rysunek 61).

Biorąc pod uwagę, iż kryterium podziału na grupę eksperymentalną i kontrolną stanowi otrzymanie płatności w ramach wsparcia inwestycyjnego, co oczekiwane, w latach przed otrzymaniem dopłat do poniesionych kosztów, gospodarstwa różniły się między sobą również pod względem przeciętnej wartości aktywów trwałych i obrotowych (patrz rysunek 62). Różnica między beneficjentami wsparcia z 2016 r. a pozostałymi gospodarstwami wynosiła od 138 tys. zł w 2007 r. do 522 tys. zł w 2011 r.

Ponad dwukrotna różnica między beneficjentami „Modernizacji gospodarstw rolnych” oraz „Premii dla młodych rolników” a pozostałymi gospodarstwami zauważalna była w przypadku zaciągniętych zobowiązań o charakterze zarówno krótko-, jak i długoterminowym (patrz rysunek 63). Gospodarstwa rolne, które w 2015 r. miały zacząć inwestycje pozostawały z wartością zobowiązań do spłaty od 43,8 tys. zł w 2011 r. do 61,5 tys. zł w 2012 r., podczas gdy w analogicznym okresie przeciętna wartość zobowiązań w grupie niepoddanej oddziaływaniu wynosiła od 102,9 tys. zł w 2007 r. do 161,7 tys. zł w 2012 r. Różnica między grupami zmniejszała się jednak od 2013 r., wynosząc od 84,5 tys. zł w 2013 r. do jedynie 32,2 tys. zł w 2015 r.

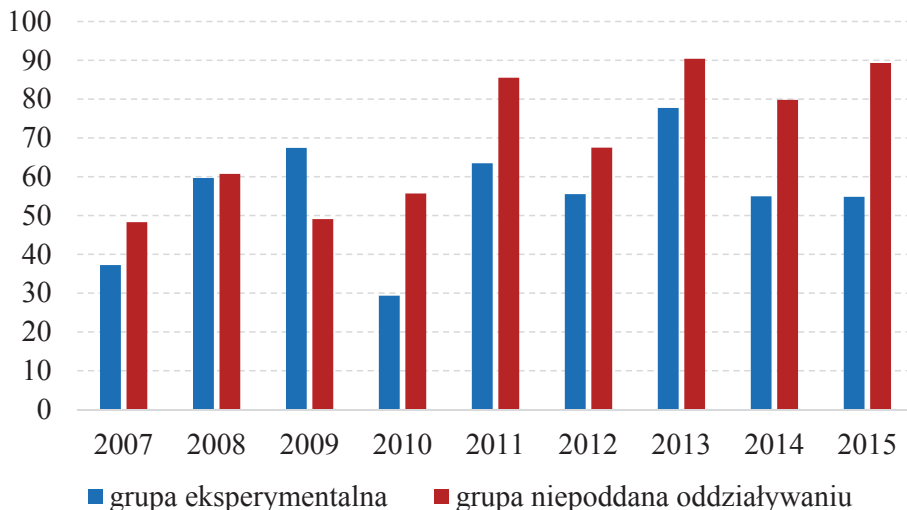
Pod względem zmiany wartości kapitału gospodarstwa rolne z grupy eksperymentalnej były bardziej zróżnicowane w porównaniu do obserwacji niepoddanych oddziaływaniu (patrz rysunek 64). Różnica między wartością kapitału na koniec i na początek danego roku obrachunkowego wahała się bowiem od -2,8 tys. zł w 2008 r. do 78,7 tys. zł w 2009 r. Do 2014 r. w analizowanym okresie różnica między najwyższą a najniższą zaobserwowaną wartością dla grupy niepoddanej oddziaływaniu wynosiła z kolei ok. 65 tys. zł. W 2015 r. zmiana wartości kapitału gospodarstw niepoddanych oddziaływaniu znacząco spadła do poziomu 6,7 tys. zł. Wartość ta była o ok. 8,1 tys. zł niższa od zmiany wartości kapitału w grupie eksperymentalnej w tym roku.

**Rysunek 66. Inwestycje brutto (SE516) w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w tys. zł)**



Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 67. Przepływ pieniężny II (SE530) w grupie eksperymentalnej i niepoddanej oddziaływaniu w latach 2007-2015 (w tys. zł)**



*Źródło: opracowanie własne.*

Zarówno w przypadku grupy eksperymentalnej, jak i niepoddanej oddziaływaniu średnia wartość kapitału gospodarstwa rosła z każdym kolejnym rokiem w analizowanym okresie (patrz rysunek 65). Niemniej jednak przeciętna wartość kapitału w grupie eksperymentalnej była średnio o ok. 198,4 tys. zł niższa w porównaniu do grupy gospodarstw niepoddanych oddziaływaniu czynnika.

Do 2014 r. gospodarstwa, które nie uzyskały analizowanych płatności cechowały się przeciętnie wyższym poziomem zrealizowanych inwestycji niż beneficjenci „Modernizacji gospodarstw rolnych” i „Premii dla młodych rolników” (patrz rysunek 66). Co spodziewane, relacja ta odwróciła się jednak na korzyść gospodarstw eksperymentalnych w roku podjęcia inwestycji finansowanej w ramach PROW 2014-2020. W 2015 r. średnia wartość inwestycji brutto w grupie eksperymentalnej wyniosła bowiem ok. 82,7 tys. zł, podczas gdy w grupie jednostek niepoddanych oddziaływaniu przeciętna wartość dokonanych inwestycji kształtowała się na poziomie 65,2 tys. zł.

Pod względem ostatniej analizowanej cechy, a więc przepływu pieniężnego II, która to miara ma ukazywać zdolność gospodarstwa rolnego do samofinansowania swojej działalności i tworzenia oszczędności, w analizowanym okresie nie była zauważalna systematyczna różnica między grupą eksperymentalną a jednostkami niepoddanymi oddziaływaniu (patrz rysunek 67). W przypadku beneficjentów wsparcia wartość przepływu pieniężnego wahała się od 29,3 tys. zł w 2010 r. do 77,7 tys. zł w 2013 r.

## 5.2. Łączenie według prawdopodobieństwa

Pierwszym etapem analizy było oszacowanie wartości wektora prawdopodobieństwa oddziaływania. W tym celu wykorzystano narzędzie regresji logistycznej z przyjętym założeniem, iż o wyborze zmiennych do modelu *propensity score* decydowały ich własności predykcyjne [Heckman, Ichimura, Todd, 1997]. Jedną z kombinacji zmiennych, dla której uzyskano najwyższą trafność klasyfikacyjną na poziomie 0,982 oraz jednocześnie osiągnięto zbalansowanie między grupą eksperymentalną a kontrolną, był zbiór wszystkich rozważanych cech gospodarstw z pominięciem powierzchni użytków rolnych wyłączonej z produkcji. W tabeli 5 przedstawiono wartości ilorazu szans wraz z ich 97,5% przedziałem ufności. Skomentowano jedynie te wartości ilorazu szans, dla których oszacowania parametrów zmiennych różniły się istotnie od zera przy poziomie istotności równym 0,05 oraz dla których wskazany przedział ufności nie zawierał wartości jeden.

**Tabela 5. Wyniki oszacowania ilorazu szans dla zmiennych uwzględnionych w modelu logitowym**

Zmienna	Oszacowanie iloraz szans	Dolna granica oszacowania	Górna granica oszacowania
Wiek rolnika	1,060585	1,027041	1,097138
Powierzchnia użytków rolnych	0,978914	0,9565975	0,9983026
Zużycie wewnętrzne	1,000013	1,000004	1,000022

Źródło: opracowanie własne.

Spośród zmiennych wybranych do modelu propensity score, istotny wpływ na szansę poddania oddziaływaniu, a więc uzyskanie wsparcia dla inwestycji miały wiek rolnika kierującego gospodarstwem, powierzchnia użytków rolnych oraz wartość zużycia wewnętrznego. Im starszy był kierownik gospodarstwa rolnego, tym większe (z każdym kolejnym rokiem o ok. 6%) było prawdopodobieństwo otrzymania płatności inwestycyjnych w 2016 r. Na szansę uzyskania wsparcia pozytywnie wpływała również wartość produktów roślinnych i zwierzęcych wytworzonych i zużytych w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa. Wzrost zużycia wewnętrznego o 1 tys. zł powodował bowiem wzrost szansy otrzymania płatności o ok. 1,3%. Im większa była powierzchnia gospodarstwa, tym szansa ta jednak malała. Wzrost nakładu czynnika ziemi, a więc powierzchni użytków rolnych, o 1 ha powodował spadek szans na otrzymanie wsparcia dla inwestycji w 2016 r. o ok. 2,1%.

**Tabela 6. Zbalansowanie zmiennych uwzględnionych  
w modelu propensity score**

Zmienna	przed łączeniem			po łączeniu		
	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$
Klasa wielkości ekonomicznej:						
„bardzo małe”						
„małe”	0,288	0,137	1,774	0,228	0,277	1,024
„średnio-małe”	0,365	0,286	1,158	0,365	0,392	0,973
„średnio-duże”	0,192	0,355	0,691	0,192	0,139	1,3
„duże”	0,154	0,213	0,792	0,154	0,192	0,839
„bardzo duże”	0	0,004	0	0	0	-
Typ specjalizacji:						
uprawy polowe						
uprawy ogrodnicze	0	0,016	0	0	0	-
winnice						
uprawy trwałe	0,019	0,038	0,525	0,019	0,009	2,226
krowy mleczne	0,288	0,274	1,052	0,288	0,407	0,85
zwierzęta	0,019	0,029	0,683	0,019	0,012	1,545
trawożerne						
zwierzęta	0,096	0,082	1,183	0,096	0,091	1,05
ziarnożerne						
mieszane	0,308	0,301	1,032	0,308	0,365	0,919
Województwo:						
dolnośląskie						
kujawsko-pomorskie	0,077	0,164	0,528	0,077	0,04	1,865
lubelskie	0,038	0,089	0,465	0,038	0,011	3,334
lubuskie	0	0,012	0	0	0	-
łódzkie	0,154	0,081	1,789	0,154	0,118	1,254
małopolskie	0,019	0,032	0,63	0,019	0,028	0,692
mazowieckie	0,115	0,124	0,959	0,115	0,104	1,099
opolskie	0,077	0,036	2,098	0,077	0,093	0,842
podkarpackie	0,038	0,027	1,421	0,038	0,038	1
podlaskie	0,135	0,076	1,689	0,135	0,275	0,584
pomorskie	0,058	0,06	0,979	0,058	0,031	1,822
śląskie	0,038	0,022	1,719	0,038	0,022	1,686
świętokrzyskie	0,019	0,044	0,454	0,019	0,009	2,226
warmińsko-mazurskie	0,038	0,027	1,436	0,038	0,064	0,616
wielkopolskie	0,173	0,141	1,205	0,173	0,165	1,039
zachodniopomorskie	0	0,025	0	0	0	-

cd. tab. 6.

Wysztalcenie rolnika:						
podstawowe						
zasadnicze	0,173	0,132	1,268	0,173	0,145	1,155
nierolnicze						
zasadnicze	0,269	0,238	1,105	0,269	0,314	0,914
rolnicze						
średnie	0,077	0,116	0,708	0,077	0,043	1,72
nierolnicze						
średnie rolnicze	0,288	0,342	0,93	0,288	0,275	1,029
wyższe	0,096	0,04	2,289	0,096	0,087	1,1
nierolnicze						
wyższe rolnicze	0,038	0,094	0,441	0,038	0,031	1,219
Wiek rolnika	50,14	45,17	1,221	50,14	49,12	1,214
Powierzchnia użytków rolnych	32,69	47,03	0,331	32,69	33,63	0,873
Zwierzęta ogółem	31,91	39,07	0,442	31,91	36,74	0,975
Zużycie wewnętrzne	35 580	31 641	2,088	35 580	35 465	1,226
Koszty czynników zewnętrznych	15 821	19 970	0,985	15 821	14 225	1,153
Aktywa trwale i obrotowe	1 412 809	1 826 517	0,445	1 412 809	1 329 325	0,922
Zobowiązania krótko- i długoterminowe	159 159	187 077	0,745	159 159	159 830	0,775
Zmiana wartości kapitału	14 890	7 672,2	0,547	14 890	-17 326	1,365
Średnia wartość kapitału	727 910	945 847	0,596	727 910	709 891	0,941
Inwestycje brutto	82 722	65 890	0,67	82 722	64 994	1,163
Przepływ pieniężny II	54 825	92 075	0,437	54 825	76 994	1,055

Źródło: [Pawłowska, Bocian, Jaroszewska, 2018].

Wśród jednostek poddanych oddziaływaniu czynnika znalazło się ok.: 29, 37, 19 i 15% gospodarstw sklasyfikowanych pod względem wielkości ekonomicznej jako odpowiednio: małe, średnio-małe, średnio-duże i duże. W grupie obiektów niepoddanych oddziaływaniu udział gospodarstw z poszczególnych klas wielkości ekonomicznej wynosił odpowiednio: 14, 29, 36 i 21%. Połączeniu otrzymano zbalansowane udziały gospodarstw w poszczególnych klasach wielkości ekonomicznej w grupie eksperymentalnej i kontrolnej.

Do grupy eksperymentalnej należało: 2, 29, 2, 10 i 31% gospodarstw specjalizujących się w: uprawach trwałych, chowie krów mlecznych, zwierząt trawożernych, zwierząt ziarnożernych oraz gospodarstwa mieszane. Przed połączeniem udział gospodarstw z poszczególnych typów specjalizacji wynosił z kolei odpowiednio: 4, 27, 3, 8 i 30%.

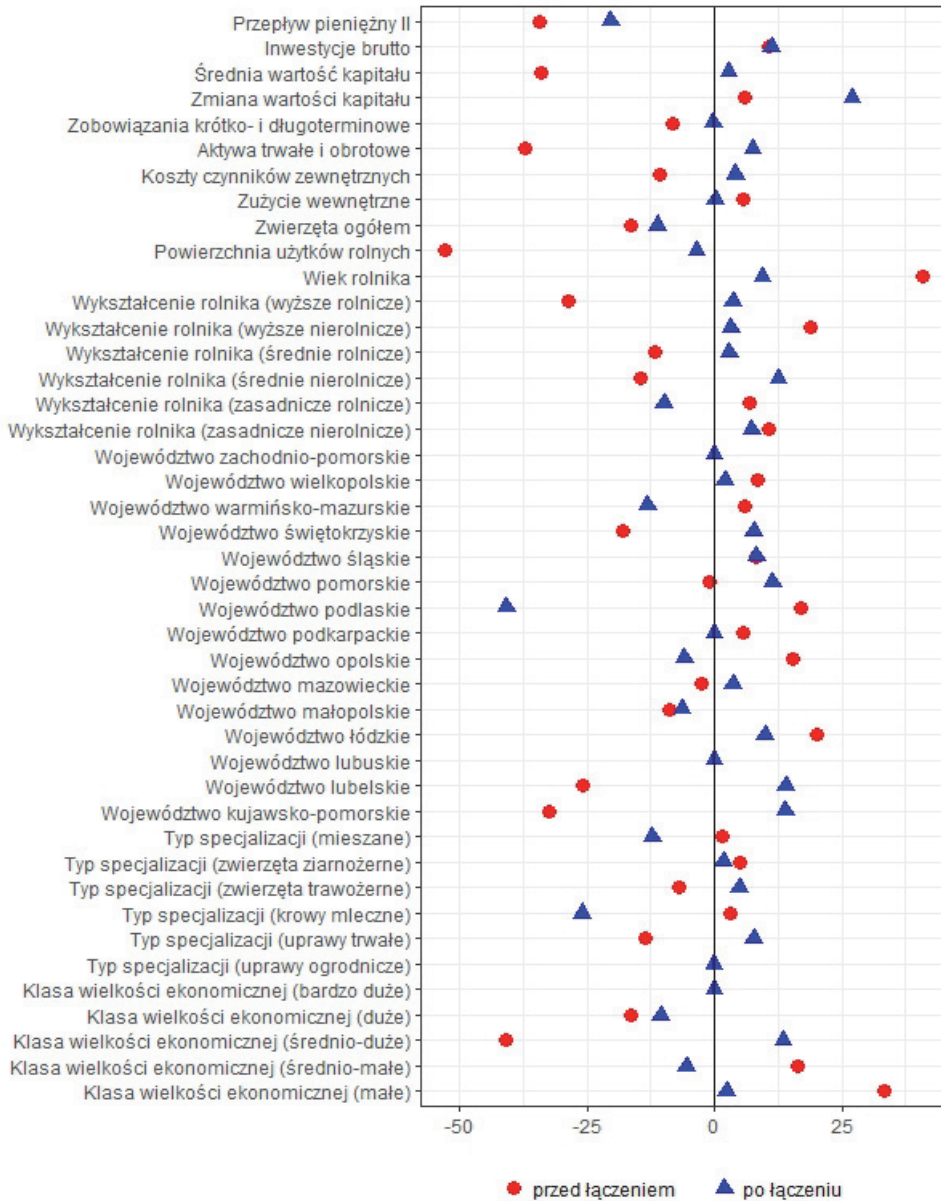
Wśród jednostek z grupy eksperymentalnej największy udział miały gospodarstwa z województw mazowieckiego (11,5%), podlaskiego (13,5%) i wielkopolskiego (17,3%). Przed połączeniem obserwacji w grupie jednostek niepoddanych oddziaływaniu znajdowało się ok. 12,4% gospodarstw z województwa mazowieckiego, 7,6% gospodarstw z województwa podlaskiego oraz 14,1% gospodarstw z województwa wielkopolskiego.

Ponadto, przed połączeniem wśród gospodarstw, które nie otrzymały analizowanych dopłat znalazło się: 13, 24, 12, 34, 4 i 9% gospodarstw, których kierownicy posiadali wykształcenie: zasadnicze nierolnicze, zasadnicze rolnicze, średnie nierolnicze, średnie rolnicze, wyższe nierolnicze i wyższe rolnicze. W grupie gospodarstw, które były beneficjentami wsparcia dla inwestycji, udział ten wyniósł z kolei odpowiednio: 17, 27, 8, 29, 10 i 4%.

Przed połączeniem różnica w przeciętnym wieku rolnika kierującego gospodarstwem wynosiła ok. 5 lat. Po zastosowaniu łączenia różnica ta zmniejszyła się z kolei do roku.



**Rysunek 68. Standaryzowane różnice średnich zmiennych uwzględnionych w modelu propensity score**



Źródło: opracowanie własne.

Przed wyborem gospodarstw z grupy niepoddanej oddziaływaniu do kontrolnej przeciętna powierzchnia użytków rolnych wynosiła ok. 47 ha i była o ok. 14 ha wyższa od średniej powierzchni użytkowanej rolniczo przez gospodarstwa z grupy eksperymentalnej. Po zastosowaniu łączenia gospodarstwa rolne z grupy eksperymentalnej i kontrolnej posiadały przeciętnie jednakową powierzchnię użytków rolnych.

Przed łączeniem różnica między analizowanymi gospodarstwami pod względem liczby zwierząt w gospodarstwie wynosiła ok. 7 LU. Łączenie obserwacji pozwoliło na zmniejszenie tej różnicy do ok. 5 LU.

W przypadku takich cech gospodarstw jak: zużycie wewnętrzne, koszty czynników zewnętrznych, aktywa ogółem, zobowiązania ogółem, zmiana wartości kapitału własnego, średnia wartość kapitału gospodarstwa rolnego, inwestycje brutto i przepływ pieniężny, bezwzględna różnica między gospodarstwami z grupy eksperymentalnej a niepoddanej oddziaływaniu wynosiła odpowiednio: 4, 4, 400, 30, 7, 230, 17 i 37 tys. zł. Dla zbalansowanego zbioru eksperymentalnego i kontrolnego różnice te wyniosły natomiast odpowiednio: 0,1, 1,6, 90, 0,6, 32, 20, 18 i 22 tys. zł. Zastosowaniu łączenia za pomocą wartości *propensity score*, obok zbliżonych wartości średnich dla zmiennych w grupie eksperymentalnej i kontrolnej, towarzyszyło również uzyskanie zbliżonych wariancji w każdej (kategorii) zmiennej.

**Tabela 7. Oszacowanie efektu oddziaływania wsparcia dla inwestycji na wydajność czynnika pracy w 2016 r.**

<b>Przeciętny efekt oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu</b>	<b>43 821</b>
Błąd standardowy oszacowania	6 936,5
Statystyka t	6,3174
<i>p-value</i>	<0,05

*Źródło: opracowanie własne.*

Dla tak zbilansowanej grupy eksperymentalnej i kontrolnej możliwy był pomiar wpływu wsparcia dla inwestycji w ramach PROW 2014-2020 na wydajność pracy w gospodarstwach rolnych (patrz tabela 7). Wartość przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu wyniosła 43 821. Gospodarstwa, które w 2016 r. otrzymały analizowane dopłaty osiągnęły więc o ok. 44 tys. zł/AWU wyższą wydajność pracy w tym samym roku w porównaniu do gospodarstw, które nie skorzystały z tego typu wsparcia. Różnica w wydajności pracy między grupą eksperymentalną a kontrolną była istotna statystycznie przy poziomie istotności 0,05.

### 5.3. Ważenie odwrotnością prawdopodobieństwa

W przypadku metody ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa wektor *propensity score* skonstruowano, wykorzystując drzewa klasyfikacyjne wsparte regresją logistyczną. Szacując wielkość oddziaływania wsparcia dla inwestycji na wydajność czynnika pracy w 2016 r., zbalansowanie grupy eksperymentalnej i kontrolnej uzyskano ostatecznie dla wszystkich rozważanych zmiennych, a więc: województwa, klasy wielkości ekonomicznej oraz typu specjalizacji gospodarstwa, wieku i wykształcenia rolnika kierującego gospodarstwem, powierzchni użytków rolnych włączonej i wyłączonej z produkcji, stanu zwierząt, zużycia wewnętrznego, kosztów zaangażowania czynników zewnętrznych, aktywów, zobowiązań, zmiany oraz średniej wartości kapitału własnego, inwestycji brutto oraz przepływu pieniężnego II.

**Rysunek 69. Wagi zmiennych uwzględnionych w modelu *propensity score* (w %)**



Źródło: opracowanie własne.

Najwyższą wagę, w tworzeniu wartości *propensity score*, wynoszącą ok. 31%, miała lokalizacja gospodarstwa, najmniejszą zaś (ok. 0,09%) typ jego specjalizacji. Informacje o udziale poszczególnych zmiennych w szacowaniu *propensity score* przedstawiono na rysunku 69.

**Tabela 8. Zbalansowanie zmiennych uwzględnionych w modelu *propensity score***

Zmienna	$\bar{x}_T$	$\sigma_T$	próba nieważona		próba ważona	
			$\bar{x}_N$	$\sigma_N$	$\bar{x}_C$	$\sigma_C$
Klasa wielkości ekonomicznej:						
„bardzo małe”	0	0	0,005	0,073	0,008	0,087
„małe”	0,288	0,453	0,137	0,343	0,234	0,423
„średnio-małe”	0,365	0,482	0,286	0,452	0,343	0,475
„średnio-duże”	0,192	0,394	0,355	0,479	0,252	0,434
„duże”	0,154	0,361	0,213	0,409	0,156	0,363
„bardzo duże”	0	0	0,004	0,063	0,008	0,089
Typ specjalizacji:						
uprawy polowe	0,269	0,444	0,26	0,439	0,192	0,394
uprawy ogrodnicze	0	0	0,016	0,127	0,011	0,104
uprawy trwałe	0,019	0,137	0,038	0,191	0,033	0,18
krowy mleczne	0,288	0,453	0,274	0,446	0,291	0,454
zwierzęta trawożerne	0,019	0,137	0,029	0,168	0,034	0,181
zwierzęta ziarnożerne	0,096	0,295	0,082	0,274	0,107	0,309
mieszane	0,308	0,462	0,301	0,459	0,332	0,471
Województwo:						
dolnośląskie	0,019	0,137	0,04	0,195	0,026	0,158
kujawsko-pomorskie	0,077	0,266	0,164	0,37	0,098	0,298
lubelskie	0,038	0,192	0,089	0,285	0,053	0,225
lubuskie	0	0	0,012	0,11	0,007	0,082
łódzkie	0,154	0,361	0,081	0,272	0,149	0,356
małopolskie	0,019	0,137	0,032	0,175	0,018	0,134
mazowieckie	0,115	0,319	0,124	0,329	0,116	0,32
opolskie	0,077	0,266	0,036	0,186	0,056	0,229
podkarpackie	0,038	0,192	0,027	0,163	0,03	0,169
podlaskie	0,135	0,341	0,076	0,265	0,12	0,325
pomorskie	0,058	0,233	0,06	0,238	0,047	0,212
śląskie	0,038	0,192	0,022	0,148	0,035	0,184
świętokrzyskie	0,019	0,137	0,044	0,206	0,027	0,163
warmińsko-mazurskie	0,038	0,192	0,027	0,162	0,033	0,179
wielkopolskie	0,173	0,378	0,141	0,348	0,172	0,378
zachodnio-pomorskie	0	0	0,025	0,157	0,012	0,111

cd. tab. 8.

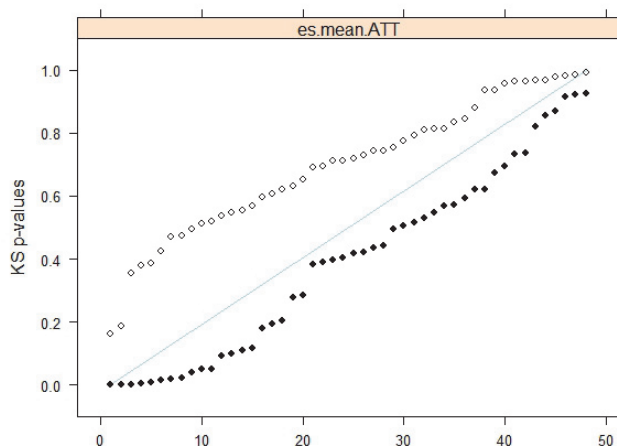
Wykształcenie rolnika:						
podstawowe	0,058	0,233	0,037	0,189	0,06	0,238
zasadnicze nierolnicze	0,173	0,378	0,133	0,339	0,135	0,342
zasadnicze rolnicze	0,269	0,444	0,238	0,426	0,248	0,432
średnie nierolnicze	0,077	0,266	0,116	0,32	0,102	0,303
średnie rolnicze	0,288	0,453	0,342	0,474	0,338	0,473
wyższe nierolnicze	0,096	0,295	0,04	0,197	0,05	0,217
wyższe rolnicze	0,038	0,192	0,094	0,292	0,067	0,251
Wiek rolnika	50,14	10,79	45,71	9,77	49,61	10,35
Powierzchnia użytków rolnych	32,69	27,16	47,03	47,18	37,38	45,76
Powierzchnia użytków rolnych wyłączona z produkcji	0,21	0,63	0,47	2,02	0,38	1,61
Zwierzęta ogółem	31,91	43,56	39,07	65,49	41,00	77,68
Zużycie wewnętrzne	35 580	70 039	31 641	48 466	40 004	86 269
Koszty czynników zewnętrznych	15 821	38 308	19 970	38 607	15 893	41 853
Aktywa trwałe i obrotowe	1 412 809	1 114 935	1 826 517	1 671 568	1 552 184	1 866 175
Zobowiązania krótko- i długoterminowe	159 159	344 667	187 078	399 314	141 865	357 075
Zmiana wartości kapitału	14 890	119 150	7 672	161 033	12 323	146 954
Średnia wartość kapitału	727 910	638 931	945 847	827 517	822 081	984 506
Inwestycje brutto	82 722	158 314	65 890	193 346	74 961	177 040
Przepływ pieniężny II	54 825	108 932	92 075	164 826	64 127	144 708

Źródło: opracowanie własne.

Metoda ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu pozwoliła stworzyć próbę jednostek niepoddanych oddziaływaniu, a więc grupę kontrolną, zbliżoną pod względem analizowanych cech do grupy eksperymentalnej. W ważonej grupie kontrolnej znalazło się ok.: 0,8, 23, 34, 25, 16 i 0,8% gospodarstw klasyfikowanych pod względem wielkości ekonomicznej jako odpowiednio „bardzo małe”, „małe”, „średnio-małe”, „średnio-duże”, „duże” i „bardzo duże”. Ze względu na typ rolniczy, próba kontrolna składała się w 19% z gospodarstw specjalizujących się w uprawach polowych, 1,1% z gospodarstw zajmujących się uprawami ogrodnictwami, 3,3% z gospodarstw o typie

rolniczym „uprawy trwałe”, 29% z gospodarstw specjalizujących się w chowie krów mlecznych, 3,4 i 10,7% z gospodarstw zajmujących się chowem odpowiednio zwierząt trawożernych i ziarnożernych, a w 33% z gospodarstw o specjalizacji mieszanej. Gospodarstwa stanowiące podstawę oszacowania stanu konfaktycznego dla beneficjentów płatności inwestycyjnych pochodziły przede wszystkim z województwa wielkopolskiego (17,2% gospodarstw), łódzkiego (14,9% gospodarstw) oraz mazowieckiego (11,6% gospodarstw). Gospodarstwa z grupy kontrolnej kierowane były w głównej mierze przez średnio ok. 50-letnich rolników posiadających wykształcenie średnie rolnicze (33,8% gospodarstw), zasadnicze rolnicze (24,8% gospodarstw) lub zasadnicze nierolnicze (13,5% gospodarstw). Gospodarstwa rolne dysponowały przeciętnie ok. 37 ha powierzchni użytków rolnych, 0,38 ha powierzchni użytków rolnych wyłączonej z produkcji oraz stanem zwierząt na poziomie 41 LU. Wartość produktów roślinnych i zwierzęcych wytworzonych i zużytych w gospodarstwach kontrolnych wyniosła średnio 40 tys. zł, przy kosztach zaangażowania obcych czynników produkcji kształtujących się na poziomie ok. 16 tys. zł. Przeciętna wartość aktywów trwałych i obrotowych wyniosła w grupie kontrolnej ok. 1,552 mln zł, podczas gdy wartość przeciętnych zobowiązań w tej grupie sięgała ok. 142 tys. zł. W ważonej próbie kontrolnej przeciętna wartość kapitału gospodarstwa rolnego, a więc zwierząt, upraw trwałych, maszyn czy budynków wynosiła 822 tys. zł, podczas gdy przyrost wartości kapitału na przestrzeni 2015 r. kształtował się na poziomie 12 tys. zł. Wartość inwestycji podjętych przez gospodarstwa kontrolne wyniosła średnio 75 tys. zł. Przeciętny poziom przepływu pieniężnego, która to miara zgodnie z metodyką FADN ma ukazywać zdolność gospodarstwa rolnego do samofinansowania swojej działalności i tworzenia oszczędności, równy był ok. 64 tys. zł.

**Rysunek 70. Wyniki testu Kolmogorowa–Smirnowa dla próby nieważonej i ważonej**



Legenda: ○ – próba ważona, ● – próba nieważona.

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 70 przedstawia graficzną weryfikację założeń analizy *propensity score*. Na osi poziomej znajdują się numery zmiennych wykorzystanych do konstrukcji wektora *propensity score*. W przypadku zmiennych o charakterze jakościowym, a więc klasy wielkości ekonomicznej, typu specjalizacji województwa oraz wykształcenia rolnika, zbalansowanie badano oddzielnie dla każdej kategorii zmiennej. Na osi pionowej przedstawiono z kolei wartość *p-value* dla testu Kolmogorowa-Smirnowa, porównującego rozkłady zmiennych lub kategorii zmiennych między grupą eksperymentalną a kontrolną przed i po ważeniu próby. Dla wszystkich zmiennych uwzględnionych w modelu *propensity score* uzyskano zbalansowane między grupą eksperymentalną a kontrolną dla rozkładów analizowanych cech.

**Tabela 9. Oszacowanie efektu oddziaływania wsparcia dla inwestycji na wydajność czynnika pracy w 2016 r.**

<b>Przeciętny efekt oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu</b>	<b>35 737</b>
Błąd standardowy oszacowania	6 712
Statystyka t	5,324
<i>p-value</i>	<0,05

Źródło: opracowanie własne.

Również w przypadku zastosowania ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa można wnioskować o istotnie dodatnim kierunku oddziaływania wsparcia dla inwestycji na wydajność pracy gospodarstw rolnych. Beneficjenci analizowanych typów operacji osiągnęli bowiem w 2016 r. o ok. 36 tys. zł/AWU wyższą wydajność pracy w porównaniu z gospodarstwami, które w tym samym roku nie uzyskały płatności inwestycyjnych. Podobnie jak poprzednio różnica między gospodarstwami, które skorzystały ze wsparcia a gospodarstwami kontrolnymi była istotna statystycznie przy poziomie istotności 0,05.



## Podsumowanie

Podstawę rozważań niniejszej pracy stanowiły źródła wzrostu wydajności czynnika pracy w gospodarstwach rolnych, ze szczególnym uwzględnieniem czynnika egzogenicznego, jakim jest polityka rolna. Zgodnie z rozważaniami prowadzonymi na gruncie klasycznej teorii mikroekonomii wzrost wydajności czynnika pracy wynika z lepszej relacji czynnika kapitału do pracy, a więc z wyższego poziomu technicznego uzbrojenia pracy. Zakładając względnie stały poziom zatrudnienia czynnika pracy na poziomie pojedynczego gospodarstwa, poprawa ta może nastąpić na skutek wzrostu zaangażowania czynnika kapitału w gospodarstwie, wynikającego z dokonywanych przez producentów rolnych inwestycji. Zwraca się jednak uwagę, iż poziom inwestycji w gospodarstwach rolnych wynika wprost z posiadanych oszczędności. Jeśli natomiast potrzeby inwestycyjne przekraczają poziom zgromadzonych oszczędności, to pomocne w tym względzie mogą się okazać efekty działań polityki rolnej.

Opisany proces znajduje również swoje odzwierciedlenie w konstrukcji instrumentów wspólnej polityki rolnej, ukierunkowanych na wsparcie inwestycji w gospodarstwach rolnych. W obecnym okresie programowania, a więc w PROW 2014-2020, w szczególności dotyczy to typów operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych” oraz „Premie dla młodych rolników”. Celem płatności o charakterze inwestycyjnym jest bowiem poprawa konkurencyjności oraz wyników ekonomicznych gospodarstw rolnych, rozumiana jako wzrost właśnie wydajności czynnika pracy.

Przedmiot zainteresowania w niniejszej publikacji stanowiła kwantyfikacja wpływu wsparcia inwestycji rozumianego jako otrzymanie płatności w ramach wspomnianych instrumentów PROW 2014-2020, na wydajność pracy polskich gospodarstw rolnych. Zwrócono uwagę, że o ile sama poprawa wydajności czynnika pracy z punktu widzenia teorii ekonomii leży w gestii producenta rolnego, a więc zależy od jego decyzji, o tyle na decyzje te ma wpływ wiele czynników. Na mechanizm podejmowania decyzji przez gospodarstwo wpływa bowiem szereg zmiennych związanych zarówno z indywidualnymi cechami i preferencjami decydenta gospodarstwa, jak i wpływem otoczenia, w którym gospodarstwo funkcjonuje. W związku z tym do pomiaru efektu netto oddziaływania wsparcia o charakterze inwestycyjnym na wydajność pracy wykorzystano metody z grupy narzędzi quasi-eksperymentalnych, a więc metodę łączenia danych według prawdopodobieństwa oraz ważenia danych odwrotnością prawdopodobieństwa.

Zastosowane metody quasi-eksperymentalne, a dokładniej analiza *propensity score*, definiowanego jako prawdopodobieństwo poddania jednostki oddziaływaniu, opierała się na analizie stanów kontrfaktycznych, będących hipotetycz-

nymi wartościami zmiennej wynikowej. Grupę eksperymentalną badania stanowiły gospodarstwa rolne, które w 2016 r. otrzymały płatności w ramach „Modernizacji gospodarstw rolnych” lub „Premii dla młodych rolników”. W przypadku pierwszego typu operacji oznacza to, że analizowano gospodarstwa, które w 2015 lub 2016 r. podjęły inwestycję i zakończyły ją w roku następnym. Biorąc pod uwagę czas realizacji inwestycji, można wnioskować, iż w głównej mierze dotyczyły one zakupu maszyn do gospodarstwa rolnego. Do grupy jednostek niepoddanych oddziaływaniu zaklasyfikowano z kolei gospodarstwa, które od 2007 r. nie uzyskały płatności mogących wpływać na osiągniętą wydajność pracy oraz które od 2007 r. nieprzerwanie uczestniczyły w Polskim FADN. Zbiór tych gospodarstw stanowił podstawę wyboru grupy kontrolnej, a więc wyłonienia spośród jednostek niepoddanych oddziaływaniu gospodarstw „podobnych” pod względem określonych cech do obserwacji eksperymentalnych.

Pierwszym etapem analizy było oszacowanie wartości wektora prawdopodobieństwa oddziaływania. W przypadku łączenia danych według prawdopodobieństwa wykorzystano w tym celu regresję logistyczną, w przypadku ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa skorzystano zaś z algorytmów opartych o drzewa klasyfikacyjne wsparte regresją. Dla każdej ze zmiennych uwzględnionych w modelu *propensity score* uzyskano zbalansowanie, a więc zbliżone rozkłady cechy, między grupą eksperymentalną a kontrolną. Beneficjenci wsparcia inwestycyjnego nie różnili się więc systematycznie od grupy porównawczej.

W przypadku łączenia danych na podstawie wartości prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu (*propensity score*) oszacowano, że ze względu na otrzymane w 2016 r. płatności w ramach typów operacji „Modernizacja gospodarstw rolnych” lub „Premii dla młodych rolników” beneficjenci osiągnęli w tym samym roku istotnie wyższą o ok. 44 tys. zł/AWU wydajność czynnika pracy, w porównaniu do gospodarstw, które nie otrzymały w tym roku wsparcia dla inwestycji ze środków PROW 2014-2020. Należy jednak podkreślić, iż w przypadku metody łączenia danych według prawdopodobieństwa korzysta się z informacji o jedynie części obserwacji dostępnych w zbiorze danych, dlatego też dokonano analizy odporności uzyskanego wyniku na liczbę jednostek uwzględnionych w grupie kontrolnej. W tym celu zastosowano metodę ważenia danych według prawdopodobieństwa, wykorzystującą z różnymi wagami informację o wszystkich dostępnych obserwacjach. Również w przypadku zastosowania ważenia odwrotnością prawdopodobieństwa wnioskowano o istotnie dodatnim kierunku oddziaływania wsparcia dla inwestycji na wydajność pracy gospodarstw rolnych. Beneficjenci analizowanych typów operacji osiągnęli bowiem w 2016 r. o ok. 36 tys. zł/AWU wyższą wydajność pracy w porównaniu z gospodarstwami, które w tym samym roku nie otrzymały płatności inwesty-

cyjnych. Uzyskane wyniki są spójne z przywołanymi zależnościami na gruncie mikroekonomii, w szczególności w przypadku beneficjentów „Modernizacji gospodarstw rolnych”. Otrzymanie płatności w 2016 r. oznaczało bowiem, że gospodarstwo zakończyło co najwyżej roczną inwestycję, przeznaczaną zwykle na zakup maszyn. Analizowane wsparcie dotyczyło tym samym zwiększenia zaangażowania nakładu czynnika kapitału w gospodarstwie rolnym, czego oczekiwanym skutkiem winna być poprawa wydajności czynnika pracy.

## Bibliografia

1. Abadie A., Drukker D., Herr J.L., Imbens G.W., *Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata*, *Stata Journal*, vol. 4, 2004, s. 290-311.
2. Austin P.C., Mamdani M.M., *A comparison of propensity score methods: A case-study estimating the effectiveness of post-AMI statin use*, *Statistics in Medicine*, vol. 25, 2006, s. 2084-2106.
3. Baer-Nawrocka A., *Wydajność pracy w rolnictwie krajów Unii Europejskiej (ujęcie dynamiczne)*, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, nr 489, 2017, s. 24-33.
4. Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W., Sielska A., *Wpływ polityki rolnej na decyzje producentów rolnych odnośnie dochodów i inwestycji*, *Program Wieloletni 2011-2014*, nr 97, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2013.
5. Bocian M., Cholewa I., Tarasiuk R., *Współczynniki Standardowej Produkcji „2010” dla celów Wspólnotowej Typologii Gospodarstw Rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2014.
6. Brookhart M.A., Schneeweiss S., Rothman K.J., Glynn R.J., Avorn J., Stürmer T., *Variable selection for propensity score models*, *American Journal of Epidemiology*, vol. 163, issue 12, 2006, s. 1149-1156.
7. Caliendo M., *Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies*, Springer Science & Business Media, Berlin 2006.
8. Chiang A.C., Wainwright K., *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, Fourth Edition, McGraw-Hill Education, New York 2005.
9. Czarny E., Nojszewska E., Syczewska E., *Mikroekonomia*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2000.
10. Czubak W., Jędrzejak P., *Wykorzystanie dopłat bezpośrednich w gospodarstwach rolnych*, *Roczniki Naukowe SERiA*, t. XIII, z. 2, 2011, s. 75-79.
11. Czubak W., Kiryluk-Dryjska E., Poczta W., Sadowski A., *Wspólna Polityka Rolna a rozwój rolnictwa w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu, Poznań 2012.
12. D’Agostino R.B., *Tutorial in biostatistics: Propensity score methods for bias reduction in the comparison of a treatment to a non-randomized control group*, *Statistics in Medicine*, vol. 17, 1998, s. 2265-2281.
13. Dehejia R., Wahba S., *Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs*, *Journal of American Statistical Association*, vol. 94, no. 448, 1999, s. 1053-1062.

14. Dehejia R., Wahba S., *Propensity Score-Matching Methods For Nonexperimental Causal Studies*, The Review of Economics and Statistics, vol. 84, issue 1, 2002, s. 151-161.
15. Elze M.C., Gregson J., Baber U., Williamson E., Sartori S., Mehran R., Nichols M., Stone G.W., Pocock S.J., *Comparison of Propensity Score Methods and Covariate Adjustment: Evaluation in 4 Cardiovascular Studies*, Journal of the American College of Cardiology, vol. 69, issue 3, 2017, s. 345-357.
16. Floriańczyk Z., Osuch D., Płonka R., *Wyniki Standardowe 2014 uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN. Część I. Wyniki Standardowe*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2015.
17. Freedman D.A., Berk R.A., *Weighting regression by propensity scores*, Evaluation Review, vol. 32, 2008, s. 392-409.
18. Guo S., Fraser M.W., *Propensity Score Analysis*, SAGE Publication, Thousand Oaks 2010.
19. Guo S., Fraser M.W., *Propensity Score Analysis. Statistical methods and applications*, Second Edition, SAGE Publication, Thousand Oaks 2015.
20. Heckman J.J., Hotz J., *Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: the Case of Manpower Training*, Journal of the American Statistical Association, vol. 84, issue 408, 1989, s. 862-874.
21. Heckman J., Vytlačil E., *Econometric Evaluation of Social Programs, Part I: Casual Models, Structural Models and Policy Evaluation*, [w:] J. Heckman, E. Leamer (red.), Handbook of Econometrics, t. 6B, Elsevier, Amsterdam 2007, s. 4779-4874.
22. Heckman J.J., Ichimura H., Todd P., *Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program*, The Review of Economic Studies, vol. 64, no. 4, 1997, s. 605-654.
23. Holland P.W., *Statistics and causal inference*, Journal of the American Statistical Association, vol. 81, no. 396, 1986, s. 945-960.
24. Holmes W.M., *Using Propensity Scores in Quasi-Experimental Designs*, SAGE Publications, Thousand Oaks 2014.
25. *Instrukcja użytkownika do skoroszytu B\_Plan*, Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa, 2015, [http://www.arimr.gov.pl/fileadmin/pliki/wnioski/PROW\\_2014\\_2020/MGR/2015/A\\_Instrukcja\\_uzytkownika\\_do\\_skoroszytu\\_B\\_Plan\\_MGR.pdf](http://www.arimr.gov.pl/fileadmin/pliki/wnioski/PROW_2014_2020/MGR/2015/A_Instrukcja_uzytkownika_do_skoroszytu_B_Plan_MGR.pdf)
26. Kowalski A., Rembisz W., *Model zachowań gospodarstwa rolnego w warunkach endogenicznych i egzogenicznych*, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, nr 1, 2003, s. 3-13.

27. Krawczyk M., *Podstawy: filozofia metody eksperymentalnej w ekonomii*, [w:] *Ekonomia eksperymentalna*, pr. zbior. pod red. M. Krawczyk, Wydawnictwo Wolters Kluwer, Warszawa 2012.
28. Latruffe L., *Competitiveness, Productivity and Efficiency in the Agricultural and Agri-Food Sectors*, OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers, nr 30, OECD Publishing, Paris 2010.
29. Lee B.K., Lessler J., Stuart E.A., *Improving propensity score weighting using machine learning*, *Statistics in Medicine*, vol. 29, 2010, s. 337-346.
30. Leite W., *Practical propensity score methods using R*, SAGE Publications, Thousand Oaks 2017.
31. Malaga K., *Mikroekonomia. Oswajanie z matematyką*, Wydawnictwo C.H.Beck, Warszawa 2012.
32. McCaffrey D.F., Griffin B.A., Almirall D., Slaughter M.E., Ramchand R., Burgette L.F., *A tutorial on propensity score estimation for multiple treatments using generalized boosted models*, *Statistics in Medicine*, vol. 19, 2013, s. 3388-3414.
33. McCaffrey D.F., Ridgeway G., Morral A.R., *Propensity score estimation with boosted regression for evaluating causal effects in observational studies*, *Psychological Methods*, vol. 9, 2004, s. 403-425.
34. Michalek J., *Counterfactual impact evaluation of EU rural development programmes – Propensity Score Matching methodology applied to selected EU Member States. Volume 1: A micro-level approach*, European Commission, Joint Research Centre, Institute for Prospective Technological Studies, Luxembourg 2012.
35. Morgan S.L., Todd J.L., *A diagnostic routine for the detection of consequential heterogeneity of causal effects*, *Sociological Methodology*, vol. 28, 2008, s. 231-281.
36. Olejniczak K., *Teoretyczne podstawy ewaluacji ex-post*, [w:] *Ewaluacja ex-post. Teoria i praktyka badawcza*, pr. zbior. pod red. A. Haber, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa 2007, s. 15-41.
37. Pan W., Bai H. (eds.), *Propensity Score Analysis. Fundamentals and development*, The Guilford Press, New York 2015.
38. Parsons L.S., *Reducing bias in a propensity score matched-pair sample using greedy matching techniques*, *Proceedings of the 26<sup>th</sup> annual SAS Users' Group International Conference*, SAS Institute, Cary 2001.
39. Patra S., Nayak S.R., *A theoretical study on the relationship between wages and labor productivity in industries*, *International Journal of Economics and Research*, vol. 3, issue 3, 2012, s. 157-163.

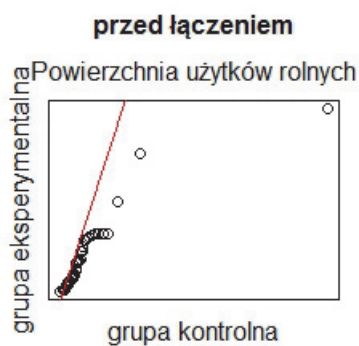
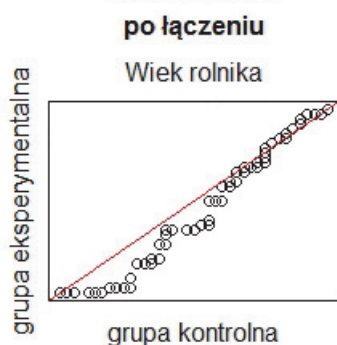
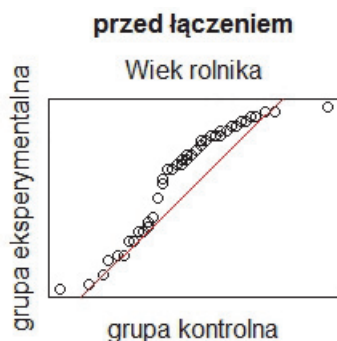
40. Pawłowska A., Bocian M., *Estymacja wpływu polityki rolnej na wydajność pracy z wykorzystaniem propensity score matching*, Monografie Programu Wieloletniego 2015-2019, nr 50, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2017.
41. Pawłowska A., Bocian M., Jaroszevska J., *Evaluation of investment support under Rural Development Programme 2014-2020 – preliminary results for Poland*, European Association of Agricultural Economists, no. 271973, 162nd Seminar, April 26-27, 2018, Budapest, Hungary.
42. Poczta W., Kołodziejczak M., *Regionalne zróżnicowanie produktywności rolnictwa w Unii Europejskiej*, Journal of Agribusiness and Rural Development, zeszyt 1(7), 2008, s.109-121.
43. *Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020*, Ministerstwo Rolnictwa i Rozwoju Wsi, Warszawa 2015.
44. Rajtar J., Tomczak F., *Podstawy ekonomiki rolnictwa w Polsce*, Centralny Związek Spółdzielni Oszczędnościowo-Pożyczkowych, Warszawa 1973.
45. Rembisz W., *Mikroekonomiczne podstawy wzrostu dochodów producentów rolnych*, Wydawnictwo VIZJA PRESS&IT, Warszawa 2007.
46. Rembisz W., Bezat-Jarzębowska A., *Ekonomiczny mechanizm kształtowania dochodów producentów rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2013.
47. Rembisz W., Floriańczyk Z., *Modele wzrostu gospodarczego w rolnictwie*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2014.
48. Rembisz W., Sielska A., *Renta polityczna a inwestycje oraz relacje wynagrodzenia i wydajności czynnika pracy u producentów rolnych*, [w:] WPR a konkurencyjność polskiego i europejskiego sektora żywnościowego, pr. zbior. pod red. A. Kowalski, M. Wigier, B. Wieliczko, Program Wieloletni 2011-2014, nr 146, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2014, s. 15-27.
49. Rosenbaum P.R., *Sensitivity Analysis for Certain Permutation Tests in Matched Observational Studies*, Biometrika, vol. 74, no. 1, 1987, s. 13-26.
50. Rosenbaum P.R., *Observational Studies*, Springer Series in Statistics, Springer Science+Business Media, New York 2002.
51. Rosenbaum P.R., Rubin D.B., *The central role of the propensity score in observational studies for causal effects*, Biometrika, vol. 70, no. 1, 1983, s. 41-55.
52. Rosenbaum P.R., Rubin D.B., *Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score*, American Statistician, vol. 39, 1985, 33-38.
53. *Rozporządzenie Rady (WE) nr 834/2007 z dnia 28 czerwca 2007 r. w sprawie produkcji ekologicznej i znakowania produktów ekologicznych i uchylającym rozporządzenie (EWG) nr 2092/91*, Dz.Urz. UE L 189 z 20.07.2007 z późn. zm., 2007.

54. *Rozporządzenie Ministra Rolnictwa i Rozwoju Wsi z dnia 21 sierpnia 2015 r. w sprawie szczegółowych warunków i trybu przyznawania oraz wypłaty pomocy finansowej na operacje typu „Modernizacja gospodarstw rolnych” w ramach poddziałania „Wsparcie inwestycji w gospodarstwach rolnych” objętego Programem Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020*, Dz.U. z 2015 r., poz. 1371) z późn. zm., 2015.
55. Rubin D., *Matching to Remove Bias in Observational Studies*, Biometrics, vol. 29, 1973, s. 159-183.
56. Rubin D., *Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies*, Journal of Educational Psychology, vol. 66, 1974, s. 688-701.
57. Rubin D.B., *Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to Tobacco Litigation*, Health Services and Outcomes Research, vol. 2, issue 3-4, 2001, s. 169-188.
58. Ruttan V.W., *Productivity Growth in World Agriculture: Sources and Constraints*, Journal of Economic Perspectives, vol. 16(4), 2002, s. 161-184.
59. Sekhon J.S., *Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization: The Matching Package for R*, Journal of Statistical Software, vol. 42, no. 7, 2011, s. 1-52.
60. Setoguchi S., Schneeweiss S., Brookhart M.A., Glynn R.J., Cook E.F., *Evaluating uses of data mining techniques in propensity score estimation: A simulation study*, Pharmacoepidemiology and Drug Safety, vol. 17, 2008, s. 546-555.
61. Sielska A., *Decyzje producentów rolnych w ujęciu wielokryterialnym – zarys problemu*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2012.
62. Sielska A., Kuszewski T., Pawłowska A., Bocian M., *Wpływ polityki rolnej na kształtowanie się wartości dodanej*, Monografie Programu Wieloletniego 2015-2019, nr 9, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2015.
63. Sielska A., Pawłowska A., *Szacowanie efektu oddziaływania polityki rolnej na wartość dodaną z wykorzystaniem propensity score matching*, Monografie Programu Wieloletniego 2015-2019, nr 25, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2016.
64. Smith J., Todd P., *Does matching overcome LaLonde’s critique of nonexperimental estimators?*, Journal of Econometrics, vol. 125, issue 1-2, 2005, s. 305-353.
65. Splawa-Neyman J., Dabrowska D.M., Speed T.M., *On the Application of Probability Theory to Agricultural Experiments. Essay on Principles. Section 9*, Statistical Science, vol. 5, no. 4, 1990, s. 465-472.



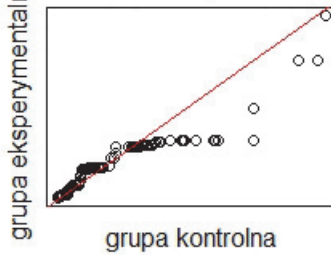
66. *Sprawozdanie z działalności Agencji Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa za 2015 rok*, ARiMR, Warszawa 2016.
67. *Sprawozdanie z działalności Agencji Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa za 2016 rok*, ARiMR, Warszawa 2017.
68. Strawiński P., *Propensity score matching. Własności małopróbkowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2014.
69. Tokarski T., *Matematyczne modele przedsiębiorstwa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków 2008.
70. Wiedermann W., von Eye A., *Statistics and Causality: Methods for Applied Empirical Research*, Wiley, New Jersey 2016.
71. Zegar J.S., *Dochody w rolnictwie w okresie transformacji i integracji europejskiej*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2008.

Załącznik 1. Wykres kwantyl-kwantyl dla zmiennych uwzględnionych w wektorze *propensity score*



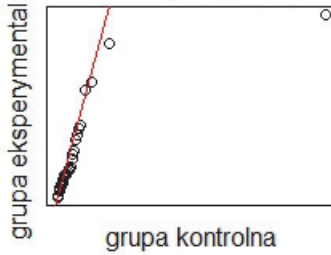
### po łączeniu

Powierzchnia użytków rolnych



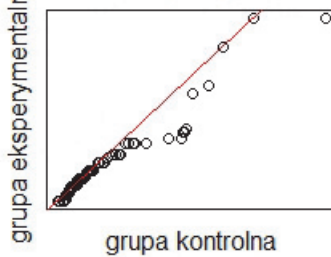
### przed łączeniem

Zwierzęta ogółem



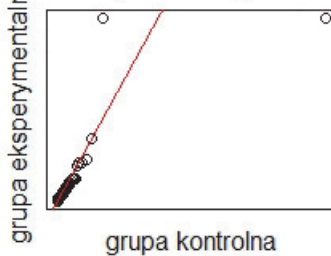
### po łączeniu

Zwierzęta ogółem



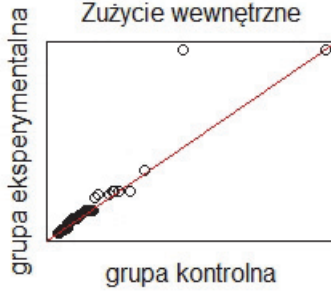
### przed łączeniem

Zużycie wewnętrzne



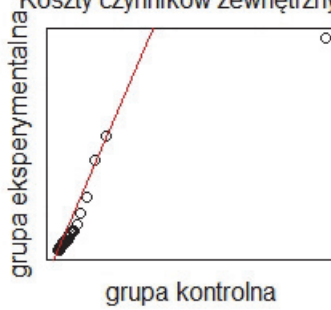
**po łączeniu**

Zużycie wewnętrzne



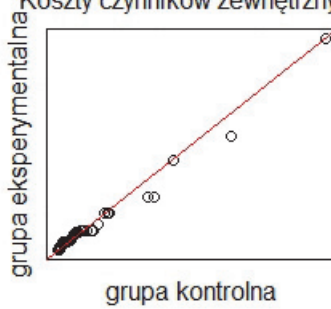
**przed łączeniem**

Koszty czynników zewnętrznych

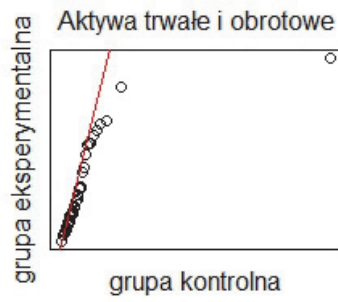


**po łączeniu**

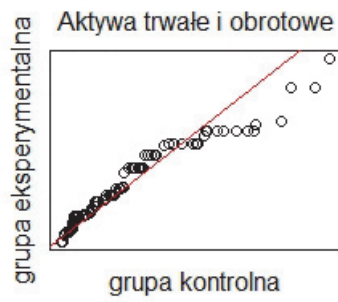
Koszty czynników zewnętrznych



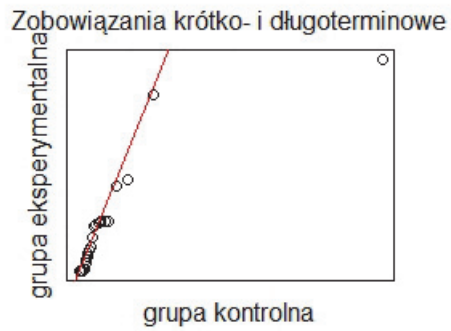
**przed łączeniem**



**po łączeniu**

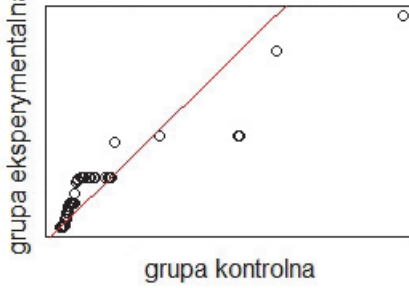


**przed łączeniem**



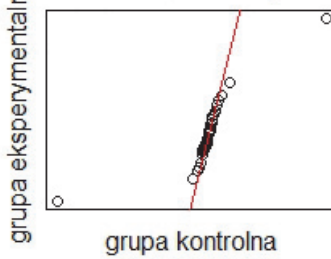
**po łączeniu**

Zobowiązania krótko- i długoterminowe



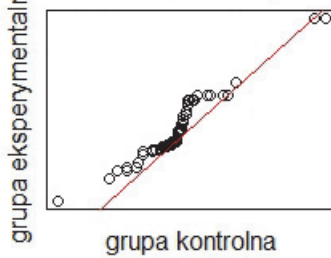
**przed łączeniem**

Zmiana wartości kapitału



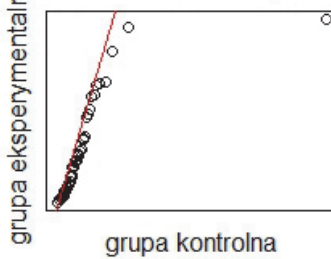
**po łączeniu**

Zmiana wartości kapitału

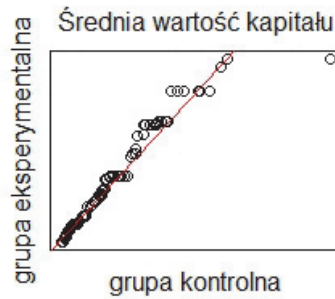


**przed łączeniem**

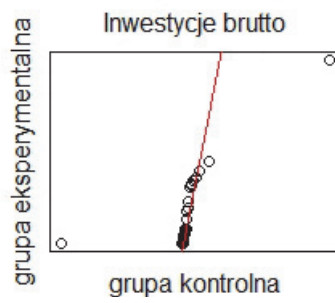
Średnia wartość kapitału



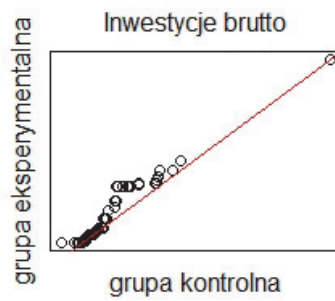
**po łączeniu**



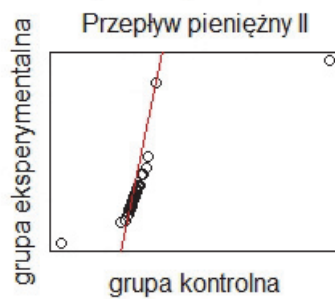
**przed łączeniem**

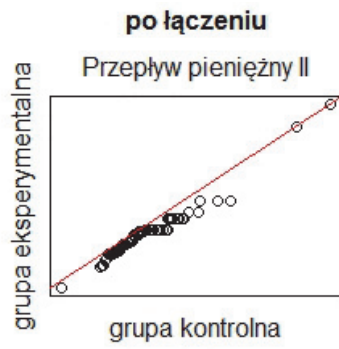


**po łączeniu**



**przed łączeniem**





*Źródło: opracowanie własne.*



**EGZEMPLARZ BEZPŁATNY**

*Nakład 800 egz., ark. wyd. 7,8*

*Druk i oprawa: ZAPOL Sobczyk Spółka Jawna*