

**Estymacja wpływu polityki rolnej  
na wydajność pracy  
z wykorzystaniem  
propensity score matching**





INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA  
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ  
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY

# **Estymacja wpływu polityki rolnej na wydajność pracy z wykorzystaniem propensity score matching**

*Autorzy:*

*mgr Aleksandra Pawłowska*

*mgr inż. Monika Bocian*



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

**Warszawa 2017**

Autorki 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**, zadanie *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 FADN do ustalenia efektu oddziaływania dopłat ukierunkowanych na wsparcie inwestycji w polskich gospodarstwach rolnych. Dokonano zarysu problematyki związanej z przedmiotem przeprowadzanego badania, a więc wpływem wybranych instrumentów polityki na rozważany wskaźnik (GVA/AWU). Badanie tzw. prawdziwego związku przyczynowo-skutkowego między dopłatami a wydajnością czynnika pracy przeprowadzono, wykorzystując metodę łączenia danych według prawdopodobieństwa (*propensity score matching*).

Recenzenci:

*dr hab. Wawrzyniec Czubak, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu*  
*dr Agata Sielska, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie*

Korekta:

*Joanna Gozdera*

Redakcja techniczna:

*Leszek Ślipki*

Projekt okładki

*IERiGŻ-PIB*

ISBN 978-83-7658-686-1

*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. Źródła wzrostu wydajności pracy .....</b>	<b>11</b>
1.1. Wydajność pracy jako determinanta wzrostu dochodu producentów rolnych.....	11
1.2. Endogenne uwarunkowania wzrostu wydajności pracy.....	17
1.3. Egzogenne uwarunkowania wzrostu wydajności pracy.....	24
1.4. Wartość dodana jako podstawa wydajności pracy .....	29
<b>2. Instrumenty polityki rolnej ukierunkowane na zmianę wydajności czynnika pracy i jej składowych .....</b>	<b>36</b>
2.1. Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007-2013 .....	36
2.1.1. Działania bezpośrednio ukierunkowane na zmianę wydajności pracy w gospodarstwach rolnych.....	37
2.1.2. Działania pośrednio ukierunkowane na zmianę wydajności pracy w gospodarstwach rolnych.....	40
2.2. Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020 .....	44
2.2.1. Działania bezpośrednio ukierunkowane na zmianę wydajności pracy w gospodarstwach rolnych.....	45
2.2.2. Działania pośrednio ukierunkowane na zmianę wydajności pracy w gospodarstwach rolnych.....	50
<b>3. Propensity Score Matching jako narzędzie ewaluacji polityki.....</b>	<b>55</b>
3.1. Podstawy podejścia kontrfaktycznego.....	55
3.2. Łączenie danych za pomocą <i>propensity score</i> .....	58
3.3. Warunki stosowalności podejścia kontrfaktycznego.....	60
3.3.1. Założenia metody łączenia danych .....	60
3.3.2. Weryfikacja założeń .....	62
3.4. Sposoby łączenia obserwacji .....	64
3.5. Kwantyfikacja efektu oddziaływania .....	68
<b>4. Szacowanie efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy.....</b>	<b>70</b>
4.1. Budowa wektora <i>propensity score</i> .....	70

4.2. Ocena zbilansowania zbiorów .....	88
4.3. Estymacja efektu oddziaływania .....	100
<b>Podsumowanie .....</b>	<b>108</b>
<b>Bibliografia.....</b>	<b>110</b>
<b>Załącznik 1 .....</b>	<b>117</b>

## Wprowadzenie

W niniejszej pracy podjęto kwestię wpływu polityki rolnej na realne zachowania producentów rolnych, a więc pośrednio również na funkcjonowanie rolnictwa jako sektora gospodarki. Rozważania dotyczą wydajności czynnika pracy, której wzrost powinien być konsekwencją podejmowanych przez producentów inwestycji, pozwalających na zwiększenie zaangażowania czynnika kapitału, a tym samym powiększenie relacji czynnika kapitału do czynnika pracy, a więc i zwiększenie wyposażenia czynnika pracy w czynnik kapitału [Bezat-Jarzębowska, Rembisz, Sielska, 2013]. Wzrost wydajności czynnika pracy powinien zostać odzwierciedlony we wzroście jego wynagrodzenia, co tożsame jest z poprawą sytuacji producentów rolnych [Patra, Nayak, 2012].

Zważywszy na korzyści płynące ze wzrostu wydajności czynnika pracy, proces ten jest przedmiotem zainteresowania polityki, w szczególności mechanizmów Wspólnej Polityki Rolnej (WPR). Przykładowo, w ramach Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007-2013 (PROW 2007-2013), promowanie wzrostu wydajności czynnika pracy odbywało się poprzez wdrażanie przede wszystkim działań pt. „Modernizacja gospodarstw rolnych” i „Ułatwienie startu młodym rolnikom”. Z kolei w przypadku Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020 (PROW 2014-2020) wzrost ten ma być wynikiem działań pt. „Modernizacja gospodarstw rolnych” i „Premie dla młodych rolników”.

Wprowadzenie instrumentu polityki wiąże się jednak z ponoszeniem pewnych kosztów, stąd też zaleca się poddawanie wyników wdrożenia danego programu ciągłej ewaluacji. Pozwala to na wycenę realnych korzyści wynikających z realizowanych działań, co wpływa na zwiększenie jakości, skuteczności i spójności interwencji [Olejniczak, 2007]. Dokonanie takiej oceny jest jednak zadaniem nietrywialnym, co wynika ze złożoności zachodzących procesów gospodarczych [Sielska et al., 2015]. O ile weryfikacja występowania przewidzianego przez politykę efektu nie jest zwykle zadaniem skomplikowanym, o tyle ustalenie, czy efekt ten zachodzi właśnie na skutek prowadzonej polityki wymaga dogłębnej analizy.

Za tzw. złoty standard przy ocenie wpływu określonego czynnika na zmienną wynikową uznaje się w pełni kontrolowany randomizowany eksperyment [Strawiński, 2014]. Badane jednostki są wtedy losowo przydzielane do grupy eksperymentalnej lub kontrolnej, a zatem podział ten nie zależy od wyniku oddziaływania [Heckman, Vytlačil, 2007]. Jak zaznacza Krawczyk [2012, s. 9] metoda ta pozwala „w sposób niedostępny innym podejściom oddzielić wpływ poszczególnych zmiennych na interesujący nas wynik; podlega *par ex-*

*cellence* replikacji i umożliwiła badanie wrażliwości wniosków na zmiany stanu początkowego; pozwala wreszcie, względnie tanio i wiarygodnie, oceniać skutki proponowanych rozwiązań”.

Na gruncie nauk społecznych przeprowadzenie kontrolowanego eksperymentu z randomizacją jest jednak niemożliwe lub jest w znaczący sposób utrudnione. Po pierwsze, w przestrzeni społeczno-gospodarczej wpływ danego instrumentu polityki na zmienną wynikową jest zwykle wypadkową oddziaływania rozmaitych czynników, a nie konkretnej interwencji. Po drugie natomiast, adresatami instrumentów polityki są zwykle podmioty „dobre” w sposób nielosowy.

Rozwiązaniem problemu nielosowego przydziału obiektów do jednej z dwóch grup jest zastosowanie narzędzi quasi-eksperymentalnych, takich jak estymacja przez łączenie, w szczególności łączenie danych według prawdopodobieństwa. Zgodnie z podejściem zaproponowanym przez Neymana-Rubina, zmienną rezultatu zdefiniować można bowiem jako sumę iloczynów zmiennej binarnej wskazującej na występowanie oddziaływania lub jego brak oraz zmiennej wynikowej w przypadku poddania i niepoddania oddziaływaniu analizowanego czynnika [Guo, Fraser, 2015]. W rzeczywistości jednak obserwuje się wynik tylko jednego z dwóch wykluczających się zdarzeń, co stanowi tzw. fundamentalny problem wnioskowania przyczynowego [Holland, 1986]. Estymacja przez łączenie polega na analizie stanów kontrfaktycznych, tj. hipotetycznych wartości zmiennej wynikowej, będących oszacowaniami przybliżającymi nieobserwowalne wartości zmiennych. O wpływie czynnika na daną zmienną wynikową wnioskuje się zatem tutaj na podstawie przypuszczeń, jak zachowałaby się dana jednostka, gdyby znalazła się w innym stanie niż w rzeczywistości [Rosenbaum, Rubin, 1983].

U podstaw estymacji przez łączenie leży jednak problem wielowymiarowości danych empirycznych, ponieważ metoda ta wymaga dobrania w parę jednostek o identycznych lub zbliżonych wartościach cech. O ile w przypadku łączenia na podstawie zmiennych jakościowych o niewielu kategoriach kwestia ta nie stanowi dla badacza przeszkody, o tyle problem pojawia się w przypadku konieczności łączenia jednostek na podstawie zmiennych o charakterze ciągłym. Stąd też, Rosenbaum i Rubin [1983] zaproponowali łączenie obserwacji nie na podstawie wielu cech, a w oparciu o wartość funkcji bilansującej, której najprostszą postacią jest funkcja warunkowego prawdopodobieństwa poddania jednostki oddziaływaniu, tj. *propensity score*.

Niniejsza praca składa się z czterech rozdziałów. W rozdziale pierwszym przedstawiono zarys przesłanek pozwalających wnioskować o oczekiwanym pozytywnym wpływie wsparcia o charakterze inwestycyjnym na zwiększenie



wydajności czynnika pracy w gospodarstwach rolnych. Odnosząc się do mikroekonomicznej teorii wyboru producenta wskazano ciąg relacji między inwestycjami, kapitałem a wydajnością czynnika pracy. Inwestycje decydują bowiem o przyroście zaangażowania przez producenta czynnika kapitału rzeczowego, co z kolei powoduje zwiększenie relacji czynnika kapitału do czynnika pracy, a więc i wspomniany wzrost wydajności czynnika pracy.

W rozdziale drugim zawarto opis instrumentów polityki rolnej, w ramach PROW 2007-2013 oraz PROW 2014-2020, bezpośrednio lub pośrednio ukierunkowanych na osiągnięcie w polskich gospodarstwach rolnych wzrostu wydajności pracy. W przypadku PROW 2007-2013 jako działania wpływające na zmianę wartości dodanej brutto zidentyfikowano „Modernizację gospodarstw rolnych”, „Ułatwianie startu młodym rolnikom”, „Uczestnictwo rolników w systemach jakości żywności” (oś 1) oraz „Różnicowanie w kierunku działalności nierolniczej” (oś 3). Analogicznymi instrumentami PROW 2014-2020 były natomiast działania „Modernizacja gospodarstw rolnych”, „Premie dla młodych rolników”, „Pomoc na rozpoczęcie pozarolniczej działalności gospodarczej”, „Wsparcie dla nowych uczestników systemów jakości” oraz – dodatkowo – poddziałanie „Pomoc na rozpoczęcie działalności gospodarczej na rzecz rozwoju małych gospodarstw”.

Rozdział trzeci stanowi zarys idei leżącej u podstaw badania związków przyczynowo-skutkowych. Przedstawiono podstawy podejścia kontrfaktycznego, którego szczególnym przypadkiem jest metoda łączenia danych według prawdopodobieństwa, tj. na podstawie wartości wektora *propensity score*. Odniesiono się do warunków stosowalności metody łączenia danych, związanych przede wszystkim z koniecznością spełnienia założeń o warunkowej niezależności oraz „przenikaniu”, przywołując pośrednie metody weryfikacji tych założeń. Nawiązano do dylematów stojących przed badaczem stosującym metodę łączenia danych, takich jak łączenie ze zwracaniem lub bez zwracania, łączenie zgrubne lub optymalne czy też łączenie przy pomocy różnych metryk. W ostatnim punkcie rozdziału zdefiniowano możliwe do wyznaczenia miary efektu oddziaływania, których obliczenie możliwe jest w przypadku spełnienia wymaganych w metodzie łączenia danych założeń.

Ostatni rozdział, czwarty, zawiera wyniki próby pomiaru wpływu dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy. Ze względu na zakres realizowanego zadania dokonano pomiaru przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu analizowanego wsparcia na wydajność pracy, której podstawę stanowiła wartość dodana brutto liczona zgodnie z metodyką FADN (Farm Accountancy Data Network) oraz Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi (MRiRW). Analizy dokonano w oparciu o dane historyczne z indywi-

dualnych gospodarstw rolnych dotyczące wsparcia inwestycyjnego, udzielanego głównie w ramach PROW 2007-2013. Pracę zakończono podsumowaniem, odnosząc się do poruszonej tematyki oraz uzyskanych wyników z przeprowadzonego badania.

# 1. Źródła wzrostu wydajności pracy

## 1.1. Wydajność pracy jako determinanta wzrostu dochodu producentów rolnych

Podstawowym celem działalności gospodarczej, prowadzonej zarówno dla zaspokojenia zbiorowych, jak i indywidualnych potrzeb ludzi, jest maksymalizacja wytworzonego produktu [Bartkowiak, 2008]. Prowadząc jednak rozważania w nurcie mikroekonomicznej teorii wyboru producenta, zwiększanie wielkości produkcji nie stanowi celu samego w sobie, a jedynie pośredniczy w osiągnięciu maksymalnej wartości funkcji celu producenta.

W neoklasycznej teorii ekonomii zadaniem decyzyjnym producenta jest zwykle maksymalizacja zysku przy ustalonym poziomie nakładów, co zapisać można jako [Sielska, 2012]:

$$\pi = Y \cdot c_Y - (K \cdot c_K + L \cdot c_L) \rightarrow \max$$

p.w.

$$C(\mathbf{x}) = C_0$$

$$\bigwedge_{i=1, \dots, n} x_i \geq 0$$

$Y$  – wielkość produkcji,

$c_Y$  – cena otrzymywana,

$K$  – czynnik kapitału,

$c_K$  – cena za jednostkę czynnika kapitału,

$L$  – czynnik pracy,

$c_L$  – cena za jednostkę czynnika pracy,

$x_i$  –  $i$ -ty czynnik produkcji.

Problem dualny do maksymalizacji efektów można z kolei zdefiniować jako zadanie minimalizacji kosztów przy ustalonym do osiągnięcia poziomie produkcji:

$$C(\mathbf{x}) \rightarrow \min$$

p.w.

$$Y(\mathbf{x}) = Y_0$$

$$\bigwedge_{i=1,\dots,n} x_i \geq 0$$

Przy danych cenach czynników produkcji, producent wybiera taką kombinację nakładów czynników produkcji, która zapewnia mu osiągnięcie możliwie najwyższej produkcji przy określonych kosztach lub ponoszenie możliwie najniższych kosztów przy ustalonym poziomie produkcji. W ogólności, producent optymalizuje więc swoją funkcję celu „przy stosowanej technice produkcji (relacje czynników wytwórczych) i danych ograniczeniach kapitałowych” [Kowalski, Rembisz, 2003, s. 3].

Bez względu na to, czy maksymalizowane są efekty, czy minimalizowane nakłady, klasycznym wyborem producenta jest alokacja wykorzystywanych zasobów w ramach danej funkcji produkcji. Z uwagi na problem badawczy postawiony w pracy, funkcję produkcji określić można jako funkcję czynników produkcji, w szczególności czynnika pracy:

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

gdzie:

$Y = f(\cdot)$  – funkcja produkcji,

$\mathbf{x}'$  – wektor pozostałych czynników produkcji (poza czynnikiem pracy).

Wielkość produktu, w tym również produkcji rolniczej, wyrazić można również jako zdeterminowaną przez poziom zatrudnienia oraz wydajność czynnika pracy:

$$Y = L \cdot \frac{Y}{L} = L \cdot W_L$$

gdzie:

$W_L$  – wydajność czynnika pracy.

Jak wynika więc z przekształceń powyższej formuły, na poziomie całego sektora wzrost wydajności czynnika pracy w czasie osiąga się poprzez wzrost produkcji i/lub spadek zatrudnienia [Rembisz, Floriańczyk, 2014]. Wzrost wydajności pracy możliwy jest zatem do uzyskania z jednej strony przy określonym tempie wzrostu produkcji i stałym poziomie zatrudnienia, z drugiej natomiast przy odpowiednim tempie spadku zatrudnienia i zerowym tempie wzrostu produkcji, co zapisać można następująco:

$$\frac{dY}{dt} = \frac{dL}{dt} \cdot W_{L_t} + \frac{dW_L}{dt} \cdot L_t$$

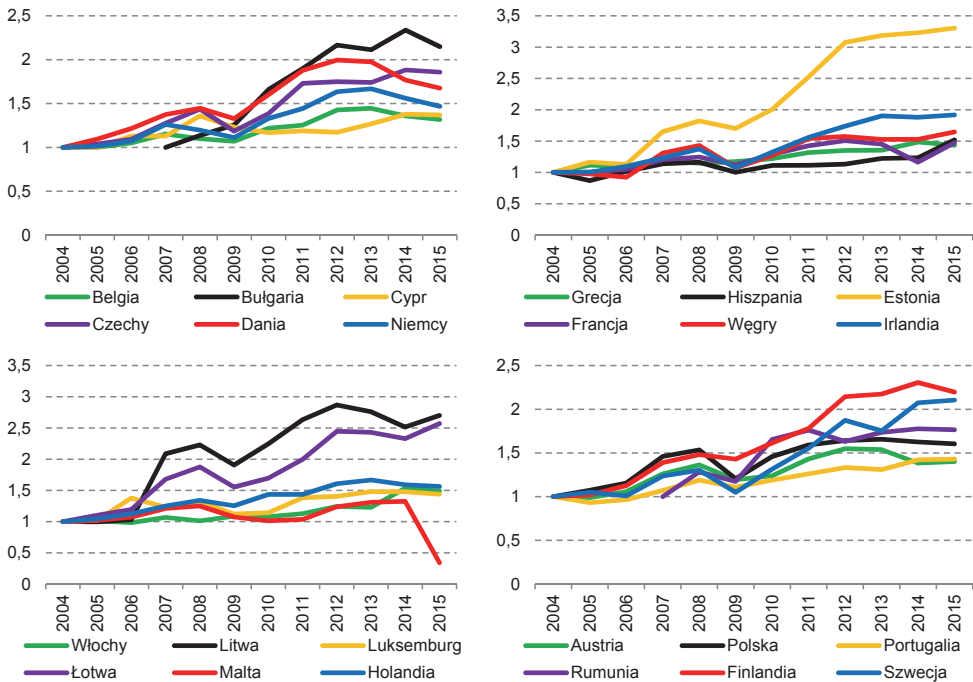
$$\frac{dW_L}{dt} > 0 \Leftrightarrow \frac{1}{L_t} \cdot \left( \frac{dY}{dt} - \frac{dL}{dt} \cdot \frac{Y_t}{L_t} \right) > 0 \Leftrightarrow \frac{dY}{dt} > \frac{dL}{dt}$$

gdzie:

$t$  – indeks czasu.

W ogólności, przyrost wydajności czynnika pracy nastąpi, gdy tempo wzrostu produktu będzie wyższe niż tempo wzrostu zatrudnienia w czasie. Na rysunku 1 zaprezentowano tę relację w ujęciu szczegółowym dla wybranych państw członkowskich Unii Europejskiej w latach 2004-2015.

**Rysunek 1. Stosunek dynamiki (2004 r. = 1) produkcji do nakładu czynnika pracy w latach 2004-2015**



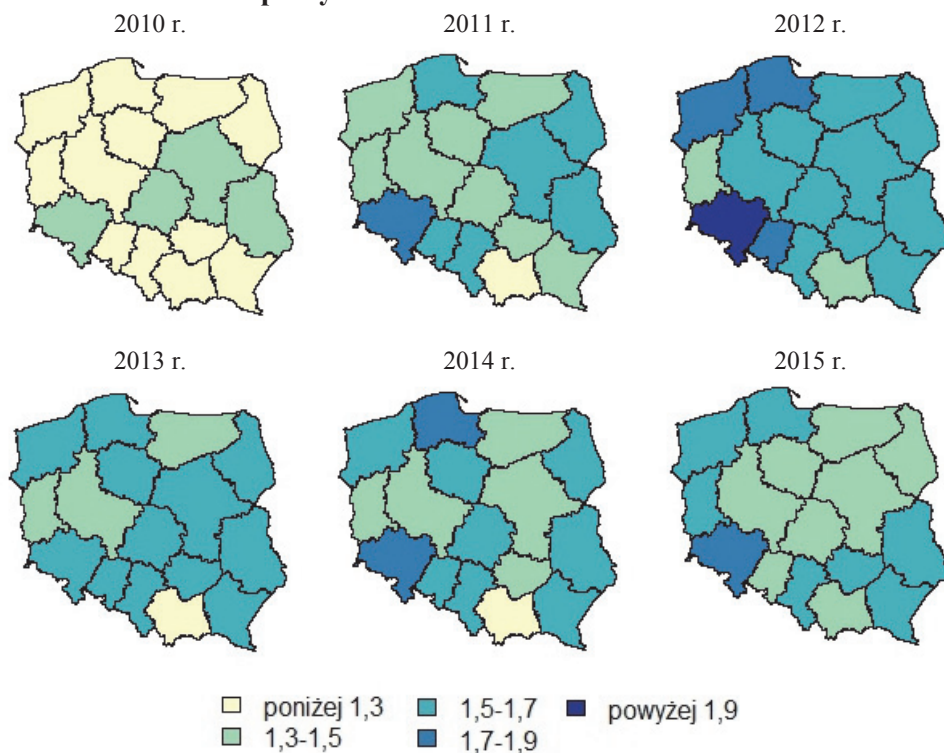
Źródło: opracowanie własne na podstawie FADN Public Database (European Commission – EU FADN).

Jak można zauważyć, z nielicznymi wyjątkami, tempo wzrostu produktu przewyższało w kolejnych latach tempo wzrostu zatrudnienia w gospodarstwach

rolnych. W stosunku do przyrostu nakładu czynnika pracy, produkcja rosła najszybciej m.in. na Litwie, Łotwie, w Estonii oraz Finlandii. Od 2012 r. tempo przyrostu produkcji było w tych krajach co najmniej dwukrotnie wyższe niż tempo wzrostu nakładów pracy.

Zależności między tempem przyrostu produkcji a nakładów czynnika pracy przedstawiono również oddzielnie dla Polski w ujęciu wojewódzkim dla lat 2010-2015 (rysunek 2). Jaśniejsze kolory odpowiadają niższym, ciemniejsze – wyższym wartościom relacji dynamiki produkcji do nakładu czynnika pracy w polskich gospodarstwach rolnych.

**Rysunek 2. Stosunek dynamiki (2009 r. = 1) produkcji do nakładu czynnika pracy w Polsce w latach 2010-2015**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

W porównaniu do 2009 r., dynamika wzrostu produkcji w gospodarstwach rolnych przekraczała dynamikę wzrostu nakładów czynnika pracy w analizowanym okresie (wartość powyżej 1). Największa różnica między tempem wzrostu produkcji a nakładów pracy wystąpiła w województwie dolnośląskim i pomorskim, najniższa z kolei – w województwie małopolskim.

Na poziomie pojedynczego gospodarstwa rolnego przyjmuje się jednak, iż nakład czynnika pracy jest stały, a więc [Rembisz, Floriańczyk, 2014]:

$$\frac{dL}{dt} = 0$$

W ujęciu jednostkowym wzrost produktu jest więc w całości determinowany wzrostem wydajności czynnika pracy:

$$\frac{dY}{dt} \approx \frac{dW_L}{dt}$$

Rozwiązaniem warunkowej funkcji celu producenta za pomocą mnożników Lagrange'a jest zrównanie krańcowych produktywności czynników wytwórczych z ich wynagrodzeniem. Przy założeniu istnienia dwóch podstawowych czynników produkcji, tj. kapitału i pracy, zapisać to można jako:

$$-\frac{\frac{\partial Y}{\partial L}}{\frac{\partial Y}{\partial K}} = -\frac{c_L}{c_K}$$

Koncentrując się wyłącznie na czynniku pracy, przy założeniu stałości cen wytwarzanych przez producenta produktów,<sup>1</sup> warunkiem równowagi jest zrównanie ceny czynnika pracy z jego krańcową wydajnością, co oznacza finansowanie wynagrodzenia czynnika pracy przez jego wydajność.<sup>2</sup>

$$c_L = \frac{\partial Y}{\partial L}$$

a więc:

$$W_L \Rightarrow c_L$$

co daje:

$$c_L = \frac{Y}{L} c_Y = W_L c_Y$$

---

<sup>1</sup> Za Rembiszem i Sielską [2015] przyjęto, iż wybór producenta warunkują czynniki egzogeniczne, do których zalicza się relacje cen za produkty do cen czynników produkcji i regulacje instytucjonalne, oraz czynniki endogeniczne, a więc wyposażenie w kapitał i pracę oraz efektywność produkcji.

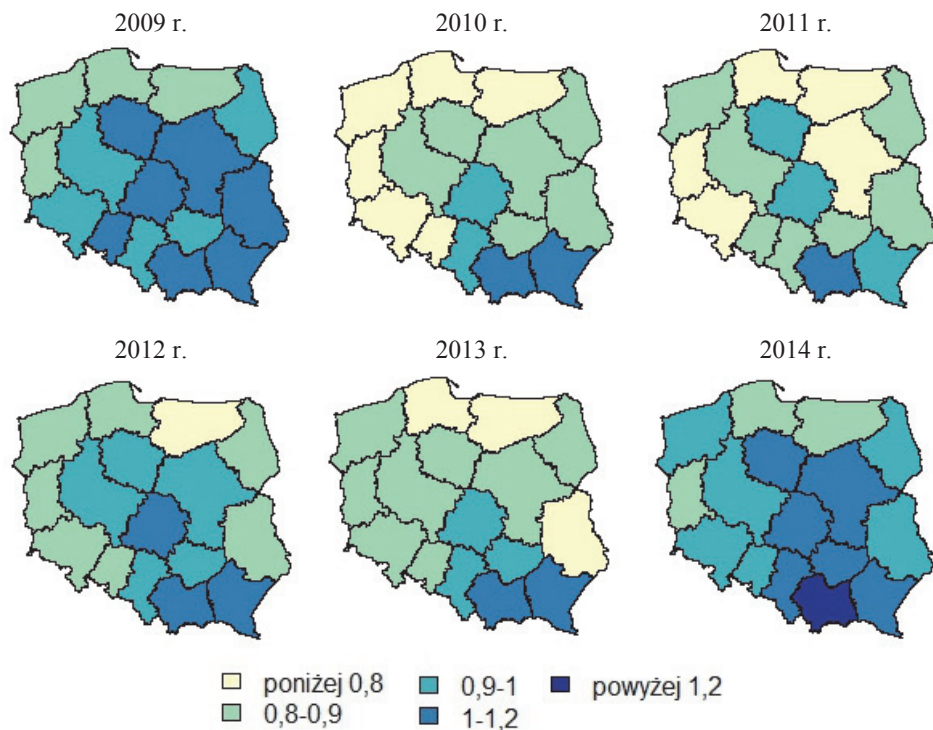
<sup>2</sup> Zwraca się uwagę, iż może również wystąpić sytuacja odwrotna, tj. wynagrodzenie czynnika produkcji, czyli jego cena na rynku, może wyznaczać odpowiedni poziom jego produktywności w danym zastosowaniu [Rembisz, Sielska, Pawłowska, 2016].

Cena czynnika pracy, a więc wynagrodzenie, a co za tym idzie dochód producenta rolnego, wynika z wydajności tego czynnika oraz poziomu cen produktów rolnych. Konsekwencją przyjęcia założenia o egzogenicznym charakterze cen jest zatem wniosek, iż jedynym źródłem wzrostu dochodów producenta jest poprawa wydajności czynnika pracy [Rembisz, 2007]<sup>3</sup>.

Kwestia kształtowania się relacji wynagrodzenia do wydajności czynnika pracy istotna jest dla oceny racjonalności gospodarowania nie tylko na szczeblu samego producenta, ale również sektora czy też całej gospodarki. Stąd, obok rozważań dotyczących kształtowania się wydajności czynnika pracy, analizie poddano również jej odwrotność, a więc jednostkowe koszty pracy (ang. *Unit Labour Costs*, *ULC*), definiowane w ogólności jako:

$$ULC = \frac{c_L}{W_L}$$

**Rysunek 3. Dynamika (2008 r. = 1) jednostkowych kosztów pracy w Polsce w latach 2009-2014**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

<sup>3</sup> Przyjmując niewystępowanie interwencjonizmu państwowego.



Na rysunku 3 przedstawiono zróżnicowanie przestrzenne dynamiki jednostkowych kosztów pracy w latach 2009-2014 dla sektora rolnictwa. Jaśniejsze kolory odpowiadają niższymi, ciemniejsze – wyższymi wartościami dynamiki jednostkowych kosztów pracy w Polsce. Najwyższy przyrost jednostkowych kosztów pracy – w porównaniu do 2008 r. – nastąpił w południowym regionie kraju (województwa małopolskie i podkarpackie), natomiast najniższy – w regionie północnym (województwa pomorskie i warmińsko-mazurskie).

Na szczeblu makroekonomicznym relacja ta odnosi się do alokacji, a więc efektywnego wykorzystania czynników produkcji, oraz podziału ich wynagrodzenia. Jak zauważono w pracy Rembisza, Sielskiej i Pawłowskiej [2016, s. 188], „jeśli w rozważanym sektorze występuje wyższe wynagrodzenie danego czynnika produkcji niż jego produktywność, a w innych jest odwrotnie, to wskazuje to na nieefektywną alokację i potencjalne korzyści ze zmian w strukturze alokacji oraz na występujące transfery nadwyżek”.

W ujęciu mikroekonomicznym kształtowanie się wynagrodzenia w stosunku do wydajności czynnika pracy świadczy o konkurencyjności producentów. Zależność ta wiąże się z równowagą producenta, chociaż dotyczy wartości przeciętnych, a nie krańcowych. Producent optymalizujący swoją funkcję celu nie może bowiem dopuścić do sytuacji, w której wynagrodzenie czynnika produkcji jest wyższe od jego wydajności, ponieważ wówczas zmuszony byłby znaleźć zewnętrzne źródło finansowania tej różnicy.

## 1.2. Endogenne uwarunkowania wzrostu wydajności pracy

Decyzje gospodarstw rolnych, w analogii do modelu zachowań konsumenta i producenta, wynikają z interakcji tych podmiotów z warunkami endogennymi i egzogennymi. Na uwarunkowania i relacje wewnętrzne (endogenne), a więc zależne od zachowania gospodarstwa, rozważanego w niniejszej pracy przede wszystkim w roli producenta rolnego, składają się zasoby i relacje czynników wytwórczych, które w teorii ekonomiki rolnictwa określane są mianem technik wytwarzania [Kowalski, Rembisz, 2003].

Kontynuując analizę na poziomie pojedynczego producenta rolnego, można wnioskować, iż utrzymując nakład czynnika pracy na stałym poziomie, zwiększenie zastosowania czynnika kapitału powinno implikować wzrost technicznego uzbrojenia pracy [por. Bezat-Jarzębowska, Rembisz, Sielska, 2013]:

$$(L = const. \wedge K \uparrow) \Rightarrow \frac{K}{L} \uparrow$$

a w konsekwencji prowadzić do wzrostu wydajności pracy:

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

Zwiększenie zaangażowania czynnika kapitału rzeczowego u producentów rolnych, czego rezultatem w ujęciu *per capita* jest wzrost wydajności czynnika pracy, a następnie wzrost jego wynagrodzenia, może być konsekwencją podejmowanych przez producentów inwestycji [por. Rembisz, Sielska, 2014]. W uproszczeniu zachodzi zatem relacja:

$$I \Rightarrow K$$

Inwestycje decydują bowiem o przyroście zaangażowania przez producenta czynnika kapitału rzeczowego. Jak wskazują Rembisz i Sielska [2015] jest to proces rozwojowy, przesądzający o konkurencyjności producenta.

Jeśli proces ten potraktujemy jako ciągły w czasie, przyrost kapitału równy jest, w sensie tożsamościowym, stopie strumienia inwestycji netto w danym okresie [Chiang, Wainwright, 2005]:

$$\frac{dK}{dt} \equiv I(t)$$

gdzie:

$K$  – czynnik kapitału (rzeczowego),

$I$  – inwestycje.

Inwestycje są więc pochodną kapitału, stąd:

$$K(t) = \int I(t)dt = \int \frac{dK}{dt} dt = \int dK$$

Jak wskazują Chiang i Wainwright [2005], uwzględniając charakter kapitału i inwestycji,<sup>4</sup> wielkość dokonanych inwestycji netto, a więc akumulację kapitału w określonym przedziale czasu definiuje się jako:

$$\int_0^t I(t)dt = K(t)|_0^t = K(t) - K(0)$$

Ścieżkę czasową dla kapitału wyznacza się więc według równania:

---

<sup>4</sup> Kapitał traktowany jest jako „zasób”, z kolei inwestycje – jako „strumień”.

$$K(t) = K(0) + \int_0^t I(t)dt$$

W czasie dyskretnym poziom kapitału rzeczowego w danym okresie zdefiniować można jako wynik zakumulowanych inwestycji oraz zużycia czynnika kapitału:

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

gdzie:

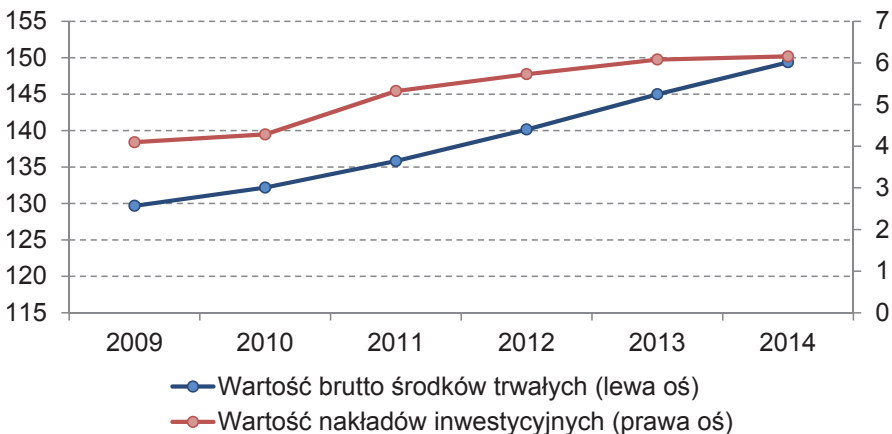
$\delta$  – współczynnik deprecjacji kapitału,  $\delta \in [0,1]$ .

co po przekształceniu daje:

$$I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1} = \Delta K$$

Na rysunku 4 przedstawiono zależność między kapitałem wyrażonym jako wartość środków trwałych a nakładami inwestycyjnymi w Polsce w okresie 2009-2014. Wzrostowi wartości nakładów inwestycyjnych towarzyszył wzrost wartości środków trwałych. Można jednak dodatkowo zauważyć, iż tempo wzrostu środków trwałych jest wyższe niż nakładów inwestycyjnych.

**Rysunek 4. Wartość brutto środków trwałych oraz nakładów inwestycyjnych w rolnictwie (sekcja A według PKD 2007) w Polsce w latach 2009-2014 (w mln zł)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie BDL GUS.

Inwestycje stanowią więc podstawę wspomnianych technik wytwarzania, określających relację nakładów czynnika kapitału do czynnika pracy, co zapisać można jako [Rembisz, Sielska, 2015]:

$$I \Rightarrow (1 - \beta)K \Rightarrow \frac{K}{L}$$

gdzie:

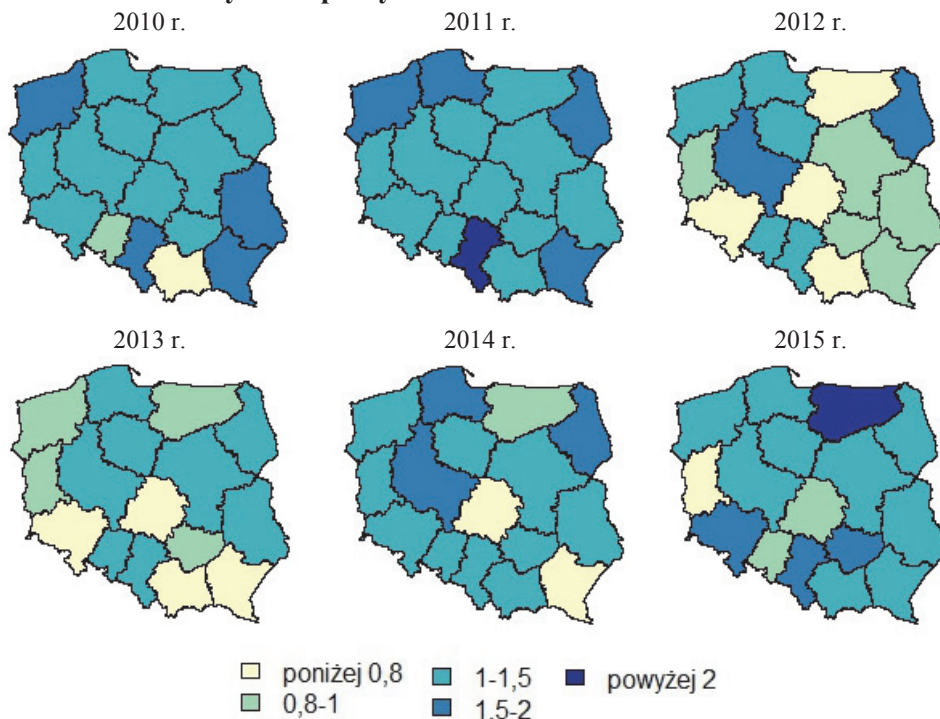
$\beta$  – stopień, w jakim inwestycje przekładają się na pozostający do dyspozycji czynnik kapitału.

Im więcej z kolei przypada czynnika kapitału na jednostkę czynnika pracy, tym wyższy poziom produkcji jest możliwy do osiągnięcia, co, jak już zostało pokazane, przekłada się na wyższą wydajność czynnika pracy. Biorąc pod uwagę model zachowań producenta rolnego w warunkach endogennych, wzrost wydajności czynnika pracy osiągnany jest zatem w wyniku następujących zależności:

$$I \uparrow \Rightarrow K \uparrow \Rightarrow \frac{K}{L} \uparrow \Rightarrow \frac{Y}{L} \uparrow$$

Na rysunku 5 zaprezentowano relację dynamiki wzrostu poziomu inwestycji do dynamiki wzrostu wydajności czynnika pracy dla polskich gospodarstw rolnych w ujęciu przestrzennym. Jaśniejsze kolory odpowiadają niższym, ciemniejsze – wyższym wartościom relacji wzrostu inwestycji do wydajności czynnika pracy w polskich gospodarstwach rolnych. Wartość wskazanej relacji równa jedności oznacza, iż tempa wzrostu inwestycji oraz wydajności czynnika pracy w danym roku – w porównaniu do 2009 r. – były jednakowe. Jeżeli stosunek dynamiki inwestycji do dynamiki wydajności czynnika pracy był większy od jedności, wówczas odnosząc wyniki do roku bazowego, tempo wzrostu inwestycji w polskich gospodarstwach rolnych przekraczało tempo wzrostu wartości dodanej brutto przypadającej na roczną jednostkę pracy. Biorąc pod uwagę, iż rozważana jest zależność długookresowa, wskazywać to może na pozytywne, ale wygasające oddziaływanie inwestycji na wzrost wydajności czynnika pracy, co z kolei może być konsekwencją nieracjonalnych decyzji producentów rolnych odnośnie inwestowania. Odwrotnie, w sytuacji, gdy relacja ta była mniejsza niż 1, to przyrost wydajności czynnika pracy przekraczał przyrost inwestycji w czasie, co świadczyć może o katalizującym wpływie inwestycji na wydajność rozważanego czynnika produkcji.

**Rysunek 5. Stosunek dynamiki (2009 r. = 1) inwestycji do wydajności czynnika pracy w Polsce w latach 2010-2015**

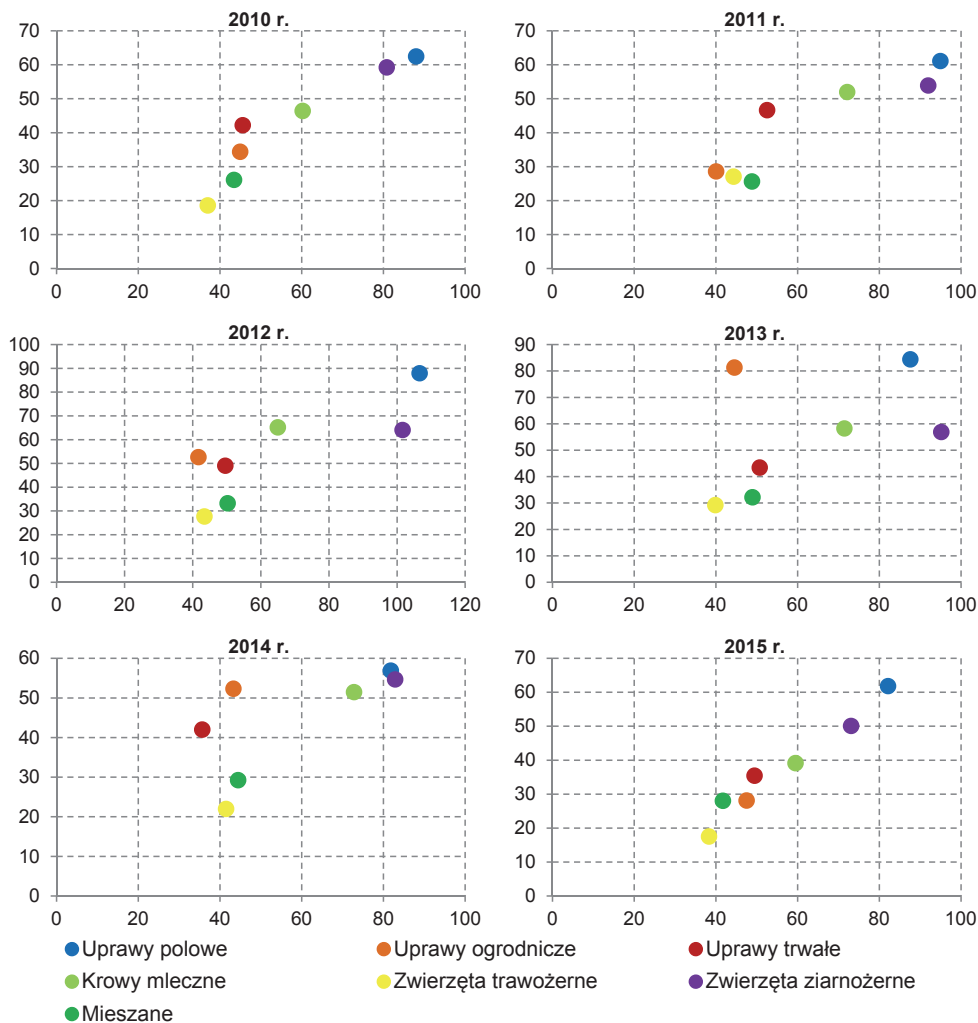


*Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.*

Jak można zauważyć, w analizowanym okresie w większości województw tempo wzrostu inwestycji przewyższało tempo wzrostu wydajności pracy. W okresie 2012-2014 wyjątek stanowiły województwa łódzkie, dolnośląskie, podkarpackie, małopolskie czy warmińsko-mazurskie. W regionach tych przyrost wartości inwestycji w porównaniu do 2009 r. stanowił średnio ok. 84% tempa wzrostu wydajności pracy. Jednakże w przypadku województwa warmińsko-mazurskiego w 2015 r. dynamika inwestycji trzykrotnie przekraczała przyrost wydajności pracy. Najwyższa wartość relacji dynamiki inwestycji do wydajności pracy wystąpiła również w województwie śląskim w 2011 r., kiedy to tempo wzrostu inwestycji było średnio ponad dwukrotnie wyższe od tempa wzrostu wydajności pracy.

Zależność między przeciętną wartością inwestycji a wydajnością czynnika pracy przedstawiono również w podziale na typ specjalizacji oraz klasę wielkości ekonomicznej gospodarstwa rolnego (rysunki 6 i 7).

**Rysunek 6. Średnia wydajność czynnika pracy (oś pozioma) oraz średnia wysokość inwestycji (oś pionowa) w latach 2010-2015 (w tys. zł) w podziale na typ gospodarstwa**

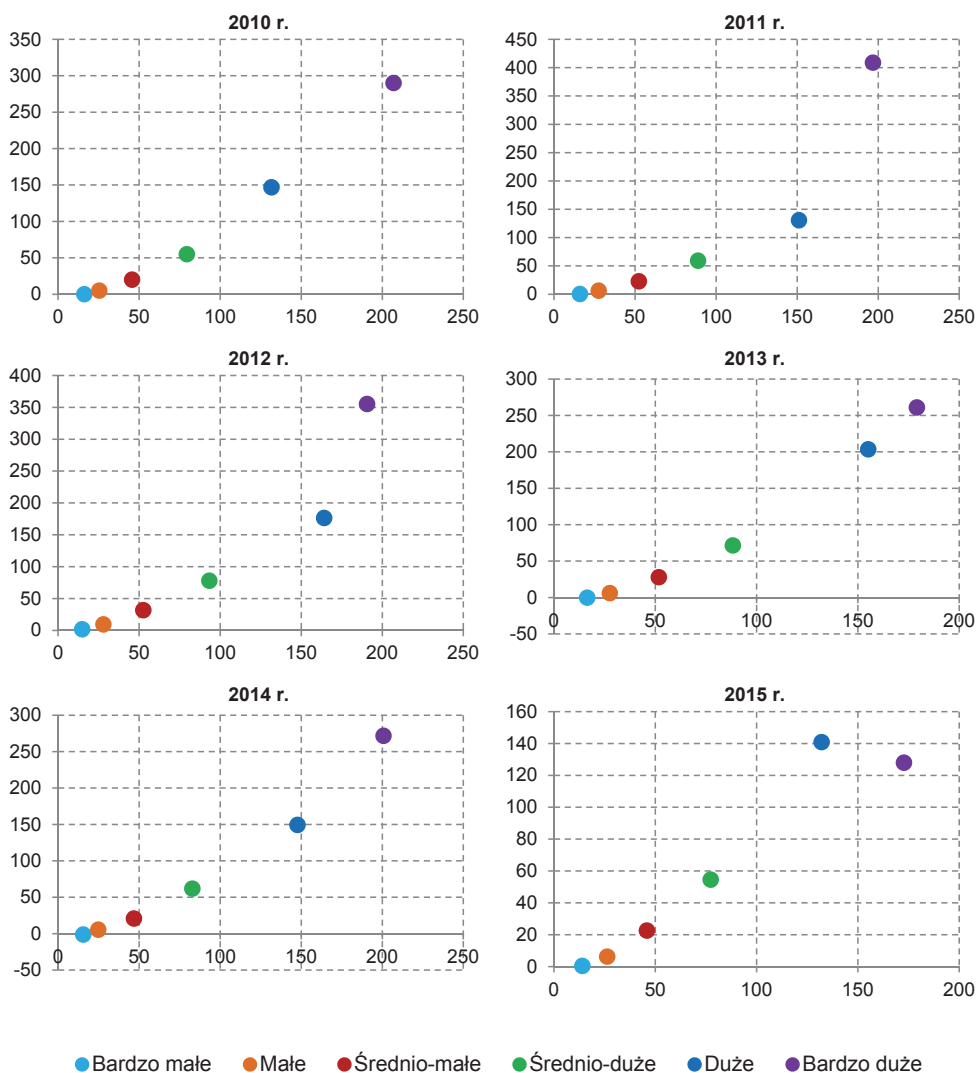


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

Gospodarstwa rolne specjalizujące się w uprawach polowych oraz chowie zwierząt ziarnożernych charakteryzowały się przeciętnie zarówno wysoką wydajnością czynnika pracy, jak i wysokimi nakładami inwestycyjnymi. Relatywnie niską wydajność pracy przy niższej wielkości inwestycji osiągnęły z kolei gospodarstwa specjalizujące się w uprawach trwałych oraz chowie zwierząt trawożernych. W analizowanych latach brak było gospodarstw o takich specjalizacjach, dla których uzyskano przeciętnie wysoką wydajność pracy przy poniesie-

niu niewielkich nakładów inwestycyjnych (lub odwrotnie). Można jednak zauważyć, iż w latach 2013 i 2014 gospodarstwa specjalizujące się w uprawach ogrodniczych osiągnęły – w porównaniu do pozostałych typów gospodarstw – niską wydajność czynnika pracy przy stosunkowo wysokiej wartości inwestycji.

**Rysunek 7. Średnia wydajność czynnika pracy (oś pozioma) oraz średnia wysokość inwestycji (oś pionowa) w latach 2010-2015 (w tys. zł) w podziale na klasę wielkości ekonomicznej gospodarstwa**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

Analizując gospodarstwa rolne w podziale na klasę wielkości ekonomicznej, zauważyć można, iż im wyższa kategoria wielkości gospodarstwa, tym stonkowo wyższa przeciętna wydajność czynnika pracy oraz wielkość inwestycji w gospodarstwie. Wyjątek stanowi zależność między średnią wydajnością pracy a wielkością inwestycji w 2015 r. dla gospodarstw o wielkości ekonomicznej od 100 do 500 tys. euro. Gospodarstwa sklasyfikowane jako „duże” osiągnęły wówczas niższą wydajność pracy niż gospodarstwa „bardzo duże”, ale przy poniesionych relatywnie wyższych nakładach inwestycyjnych.

### **1.3. Egzogenne uwarunkowania wzrostu wydajności pracy**

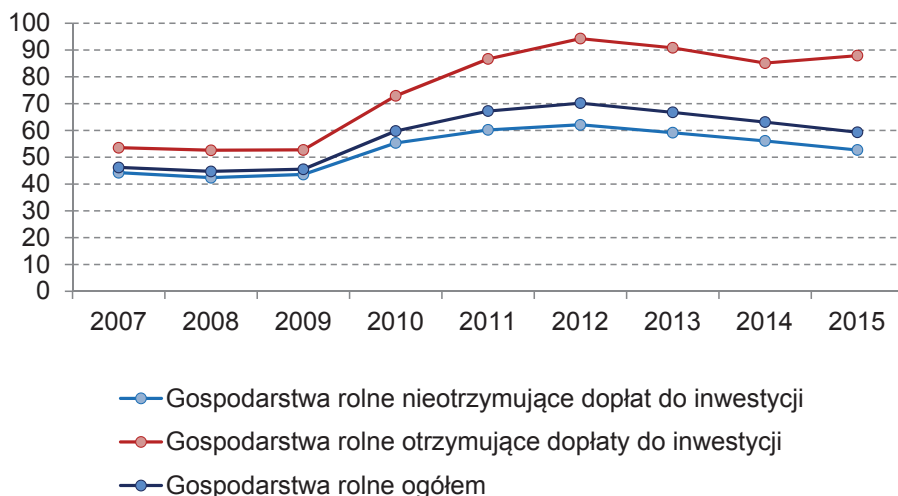
Model zachowań producenta, obok relacji endogenicznych, warunkowany jest również czynnikami zewnętrznymi. Do uwarunkowań egzogenicznych wzrostu wydajności czynnika pracy, kształtujących decyzje producenta rolnego, zalicza się otoczenie instytucjonalne, w tym politykę rolną [Kowalski, Rembisz, 2003]. Renta polityczna, a więc efekty dochodowe polityki rolnej, stanowi bowiem katalizator dla inwestycji w trwałe czynniki wytwórcze, umożliwiających zmiany relacji technicznych. Zmiany te powinny zaś prowadzić do poprawy efektywności produkcji, a tym samym wzrostu wydajności czynnika pracy [Bezat-Jarzębowska, Rembisz, Sielska, 2013].

W przypadku mechanizmów WPR ukierunkowanych bezpośrednio na wsparcie inwestycji, wpływ płatności na poprawę wydajności czynnika pracy zachodzi zgodnie ze schematem przedstawionym w poprzednim podrozdziale. Zwiększenie inwestycji producentów rolnych prowadzi bowiem do poprawy wydajności czynnika pracy, a tym samym wzrostu efektywności produkcji. Wynika to ze zwiększenia relacji czynnika kapitału do czynnika pracy, a więc ze zwiększenia wyposażenia czynnika pracy w czynnik kapitału.

Na rysunku 8 niejako potwierdzono tę zależność empirycznie. Gospodarstwa rolne, które w okresie 2007-2015 otrzymały dopłaty o charakterze inwestycyjnym osiągnęły przeciętnie wyższą wydajność czynnika pracy niż gospodarstwa nieotrzymujące tego rodzaju wsparcia.



**Rysunek 8. Średnia wydajność czynnika pracy  
w latach 2007-2015 (w tys. zł)**



*Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.*

Jak wskazują Bezat-Jarzębowska, Rembisz i Sielska [2013, s. 62], „jeśli dotacje przyczyniałyby się do tego typu inwestycji, to pełniłyby wtedy podobną rolę jak oszczędności z zewnątrz (niezależne od formy) pozyskane jako inwestycje zagraniczne w całej gospodarce”. Przywołani autorzy podkreślają jednak, iż instrumenty nakierowane na bezpośrednie cele inwestycyjne z punktu widzenia racjonalności wyboru producenta rolnego mają zbyt celowy charakter. Skutkować to może m.in. wprowadzeniem zbyt kapitałochłonnych technik wytwarzania oraz nieracjonalnych relacji technicznych.

Wspomnianych wad nie mają płatności bezpośrednie, określane jako nośnik renty politycznej stanowiącej źródło dochodu. Renta polityczna pozwala więc na powiększenie podstawy oszczędności. Jak już wspomniano, nastąpi wówczas wzrost inwestycji, których podstawę stanowią zgromadzone przez producentów oszczędności, co z kolei przyczyni się do zwiększenia dostępnych producentowi zasobów kapitału:

$$S_{t-1} \uparrow \Rightarrow I_t \uparrow \Rightarrow K_t \uparrow$$

Uwzględniając dodatkowo założenie, zgodnie z którym funkcja produkcji charakteryzuje się dodatnimi, malejącymi pochodnymi:

$$\frac{\partial Y}{\partial x_i} > 0$$

oraz

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial^2 x_i} < 0$$

zwiększenie nakładów czynnika kapitału pozwoli osiągnąć wyższą produkcję, a więc przy stałych nakładach czynnika pracy również i jego wyższą wydajność:

$$S_{t-1} \uparrow \Rightarrow I_t \uparrow \Rightarrow K_t \uparrow \Rightarrow \frac{Y_t}{L_t} \uparrow$$

Można przyjąć, iż charakterystyczną dla producenta rolnego sytuacją jest, gdy:

$$S_t < I_t$$

oraz

$$\Delta S_t < \Delta I_t$$

a więc zgromadzone oszczędności (oraz ich przyrost) są niższe niż potrzeby inwestycyjne producenta [por. Rembisz, Sielska, 2014]. Zbyt niski poziom oszczędności uniemożliwia producentowi zmianę technik produkcji, a więc i rozwój, a tym samym podnoszenie wydajności czynnika pracy. Renta polityczna pozwalająca bezpośrednio powiększyć oszczędności, stanowi więc czynnik zmniejszający to ograniczenie:

$$S + B \Rightarrow I$$

Dzięki instrumentom WPR realizowane inwestycje oraz użytkowany kapitał mogą być większe niż niejako „naturalne” oszczędności:

$$I(K) > S \Leftarrow B$$

oraz

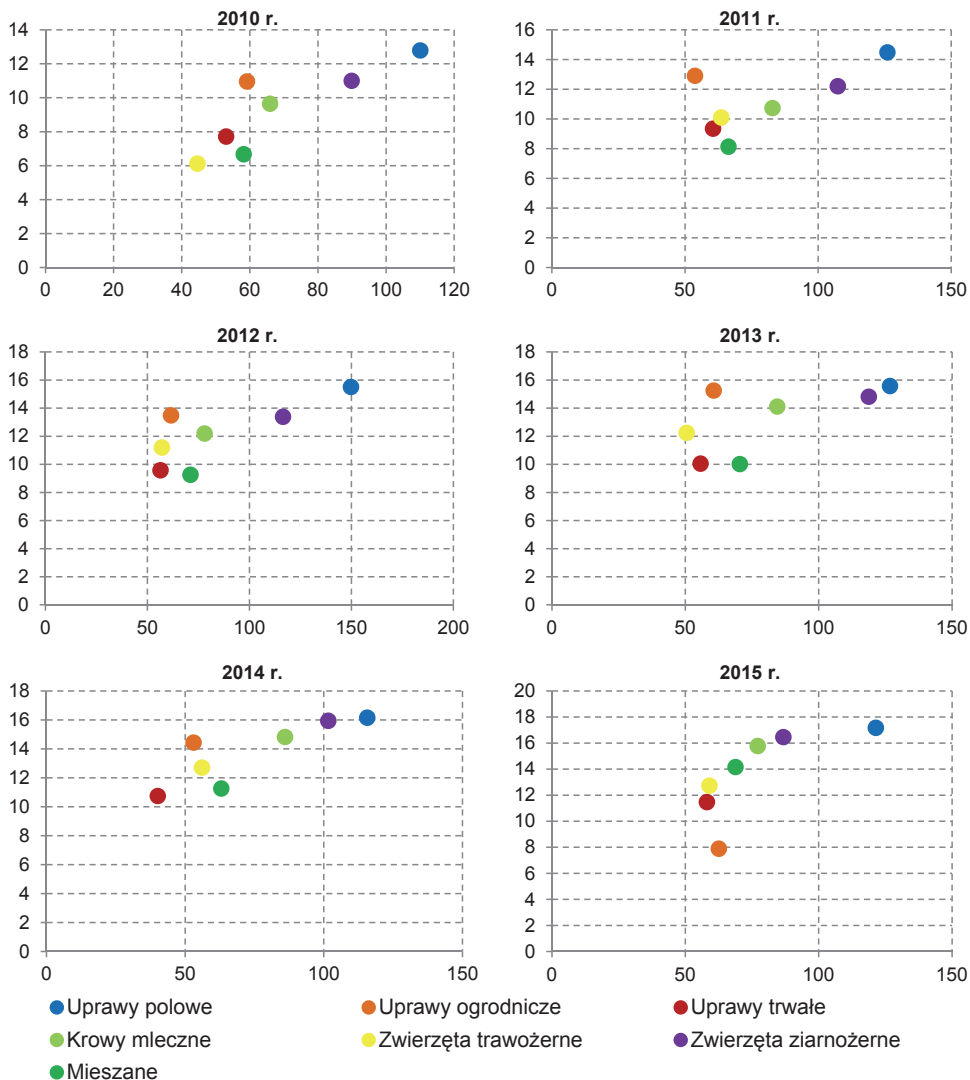
$$\Delta I(K) > \Delta S \Leftarrow B$$

co ostatecznie winno wpływać na wzrost wydajności czynnika pracy:

$$S + B \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow K \uparrow \Rightarrow \frac{K}{L} \uparrow \Rightarrow \frac{Y}{L} \uparrow$$

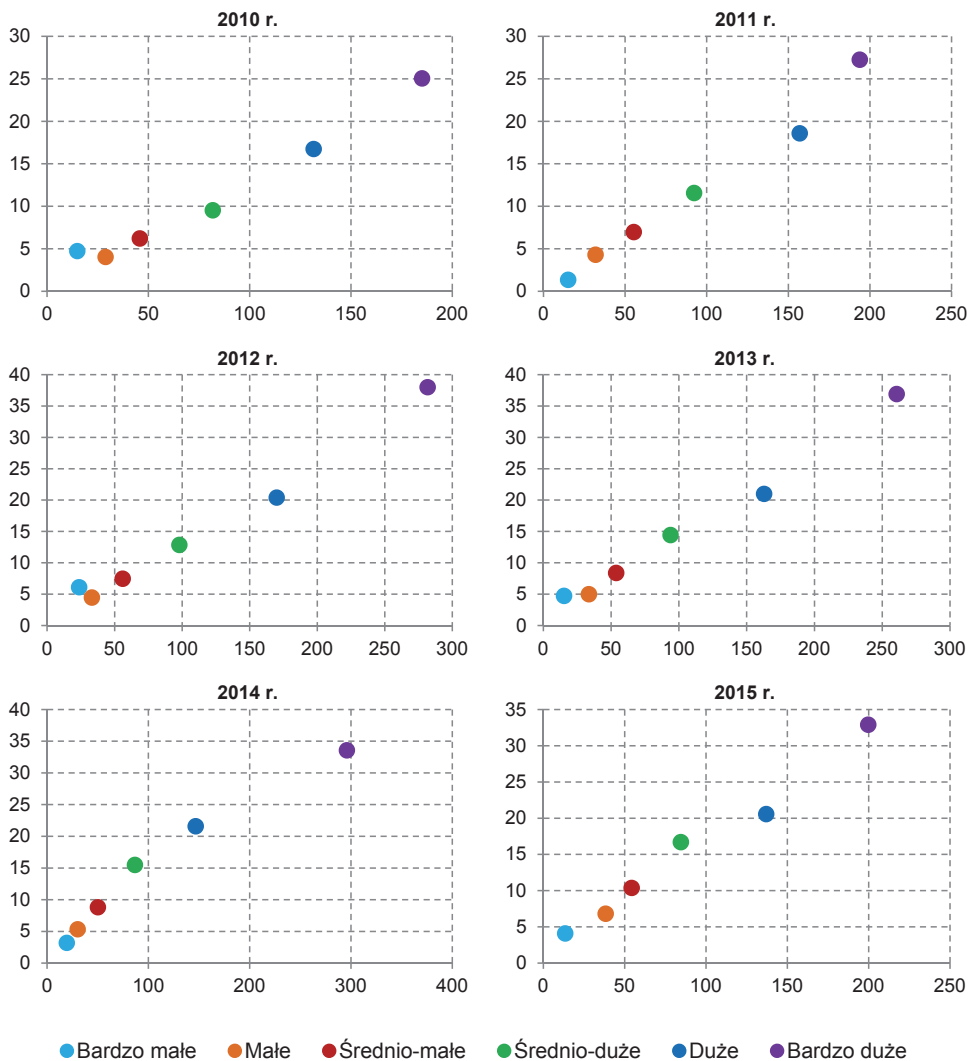
Dla gospodarstw rolnych, które otrzymały wsparcie o charakterze inwestycyjnym, przedstawiono zależność między wydajnością czynnika pracy a wysokością dopłat w podziale na typ specjalizacji oraz klasę wielkości ekonomicznej gospodarstwa (rysunki 9 i 10).

**Rysunek 9. Średnia wydajność czynnika pracy (oś pozioma) oraz średnia wysokość dopłat do inwestycji (oś pionowa) w latach 2010-2015 (w tys. zł) w podziale na typ gospodarstwa**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

**Rysunek 10. Średnia wydajność czynnika pracy (oś pozioma) oraz średnia wysokość dopłat do inwestycji (oś pionowa) w latach 2010-2015 (w tys. zł) w podziale na klasę wielkości ekonomicznej gospodarstwa**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Polskiego FADN.

W latach 2010-2015 relatywnie wysoką przeciętną wydajność czynnika pracy przy jednocześnie wysokim poziomie wsparcia osiągnęły głównie gospodarstwa specjalizujące się w uprawach trwałych oraz chowie zwierząt ziarnożernych. Odwrotna sytuacja, a więc niska wydajność pracy przy jednocześnie niskim wsparciu dla inwestycji, wystąpiła z kolei w przypadku gospodarstw spe-

cializujących się w uprawach trwałych oraz chowie zwierząt trawożernych. Na tle analizowanych gospodarstw, wyróżniały się gospodarstwa o specjalizacji „uprawy ogrodnicze”, które otrzymały stosunkowo wysokie dopłaty, natomiast osiągnęły niską przeciętną wydajność czynnika pracy.

Rozpatrując gospodarstwa pod kątem ich wielkości ekonomicznej, zauważyć można, iż gospodarstwa w kolejnych klasach wielkości ekonomicznej charakteryzowały się coraz wyższą średnią wydajnością czynnika pracy oraz otrzymywały przeciętnie coraz wyższe wsparcie dla inwestycji. Wyjątek stanowiły gospodarstwa sklasyfikowane jako „bardzo małe”, które w 2010 i 2012 r. osiągnęły przeciętnie niższą wydajność pracy, ale przy uzyskaniu wyższego wsparcia (w porównaniu do gospodarstw „małych”).

#### **1.4. Wartość dodana jako podstawa wydajności pracy**

Naturalną podstawą do wyznaczenia wydajności czynnika produkcji, w szczególności czynnika pracy, jest wartość dodana [Sielska et al., 2015]. W ujęciu makroekonomicznym wartość dodana stanowi sumę wartości dóbr i usług wytworzonych w danej gospodarce, czyli sumę wartości dodanych z kolejnych faz produkcji dóbr finalnych [por. Auerbach, Kotlikoff, 1998; Wells, Krugman, 2012]. Na poziomie mikroekonomicznym, dla pojedynczego gospodarstwa rolnego, wartość dodana odzwierciedla z kolei przyrost wartości dóbr wytworzonych w danym gospodarstwie [Goraj, Olewnik, 2010]. Wyróżnia się dwie kategorie wartości dodanej, tj. wartość dodaną brutto oraz wartość dodaną netto, zdefiniowaną jako wartość dodana brutto pomniejszona o amortyzację.

Jak wskazuje Boratyński [2009], składowe wartości dodanej w ujęciu mikroekonomicznym stanowią odzwierciedlenie kategorii na poziomie makroekonomicznym. Wymienia się tu takie składniki, jak wynagrodzenia, składki na ubezpieczenia społeczne płacone przez pracowników i pracodawców, pozostałe koszty związane z zatrudnieniem, podatki pomniejszające dochody producentów, dotacje dla producentów pomniejszające wartość dodaną czy nadwyżkę operacyjną brutto.

Źródłem danych mikroekonomicznych do pomiaru wydajności czynnika pracy w gospodarstwach rolnych mogą być – obok FADN, na którym oparto przeprowadzoną w niniejszej pracy analizę – dwa badania prowadzone przez Główny Urząd Statystyczny (GUS), tj. badanie budżetów gospodarstw domowych (BGD) oraz europejskie badanie dochodów i warunków życia (EU-SILC). W pracy Sielskiej i in. [2015] podkreśla się, iż kluczowym problemem przy równoległym korzystaniu z tych trzech źródeł może być prowadzenie analiz na

poziomie agregacji danych mikroekonomicznych mniejszym niż kraj. W FADN, BGD i EU-SILC występuje bowiem odmienny podział terytorialny Polski.

W metodyce FADN wyróżnia się dwa sposoby definiowania wartości dodanej brutto. Pierwszym jest wartość dodana brutto gospodarstwa rolnego liczona w cenach rynkowych, stanowiąca nadwyżkę ekonomiczną pozostałą po odjęciu od wartości produkcji gospodarstwa rolnego wartości zużycia pośredniego oraz odzwierciedlająca „nowo wytworzoną wartość w gospodarstwie rolnym w okresie obrachunkowym przez wszystkie trzy czynniki wytwórcze (ziemię, kapitał i pracę), niezależnie od tego, kto jest ich właścicielem” [Goraj, Olewnik, 2010, s. 53]. Drugim jest natomiast wartość dodana brutto gospodarstwa rolnego według kosztów czynników produkcji, będąca wartością dodaną brutto w cenach rynkowych skorygowaną o saldo dopłat i podatków, która odzwierciedla „wpływ polityki państwa na pozycję ekonomiczną gospodarstwa rolnego kształtowaną przez system dopłat i podatków” [Goraj, Olewnik, 2010, s. 53]. Dodatkowo, jako kolejną formę nadwyżki ekonomicznej, w FADN definiuje się wartość dodaną netto gospodarstwa rolnego według kosztów czynników produkcji, równą wartości dodanej brutto liczonej według kosztów czynników produkcji i pomniejszonej o wartość zużycia środków trwałych podlegających umarzaniu (amortyzacji). Jak podają Goraj i Olewnik [2010, s. 53], „odzwierciedla ona zrealizowaną opłatę wszystkich czynników produkcji (ziemi, kapitału oraz pełnych nakładów pracy i zarządzania). Stanowi zatem użyteczną miarę dochodu, jaki uzyskują wszyscy właściciele czynników wytwórczych (ziemi, pracy i kapitału) zaangażowanych w działalności gospodarstwa rolnego”.

Celem badania budżetów gospodarstw domowych jest analiza poziomu życia ludności. Wyniki badania służyć mogą w związku z tym m.in. badaniu poziomu oraz zachodzących zmian w dochodach nominalnych i realnych poszczególnych grup gospodarstw domowych<sup>5</sup>. Istotne z punktu widzenia przedmiotu badania w niniejszej pracy jest, iż od 2005 r. w BGD wprowadzono klasyfikację gospodarstw domowych według pięciu podstawowych grup społeczno-ekonomicznych ludności, w tym gospodarstwa rolników<sup>6</sup>. Są to gospodarstwa domowe, których co najmniej głównym źródłem utrzymania jest dochód z użyt-

---

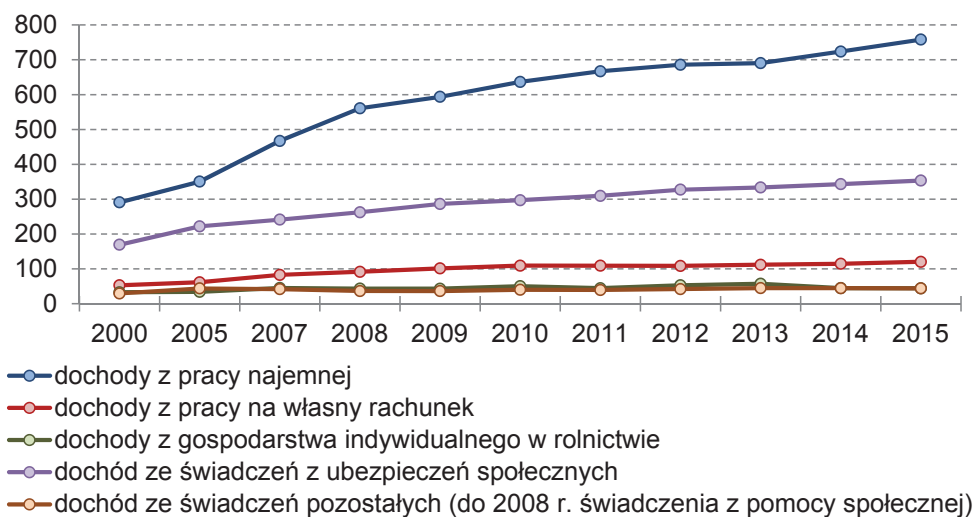
<sup>5</sup> Jednym ze źródeł wzrostu dochodu producenta rolnego jest z kolei poprawa efektywności produkcji przy danej relacji cen otrzymywanych za produkty do cen płaconych za nakłady [Bezat-Jarzębowska, Rembisz, Sielska, 2013]. Chodzi tu przede wszystkim o poprawę wydajności czynnika pracy, stanowiącą tzw. rentę ekonomiczną, a więc te „formy dochodu, które wynikają z wykorzystania zasobów produkcyjnych do wytwarzania dóbr i usług” [Zybertowicz, Pilitowski, 2009, s. 111; za: Wilkin, 2005, s. 205].

<sup>6</sup> Pozostałe kategorie to gospodarstwa pracowników, gospodarstwa pracujących na własny rachunek, gospodarstwa emerytów i rencistów oraz gospodarstwa utrzymujące się z niezarobkowych źródeł.

kowanego gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie. Dodatkowym źródłem utrzymania tych gospodarstw może być natomiast emerytura, renta lub inne źródło niezarobkowe, praca najemna, praca na własny rachunek bądź wykonywanie wolnego zawodu. Dochód uzyskiwany ze źródeł dodatkowych jest więc niższy od dochodów uzyskiwanych z gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie [*Budżety gospodarstw...*, 2016].

Dochód gospodarstwa rolnego (gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie) obliczany jest jako „różnica między wartością sprzedaży produkcji rolnej (w tym spożyciem naturalnym) i dopłatami związanymi z użytkowaniem gospodarstwa rolnego a bieżącymi nakładami poniesionymi na produkcję rolną i podatkami związanymi z prowadzeniem gospodarstwa rolnego” [*Budżety gospodarstw...*, 2016, s. 19]. Do kategorii gospodarstw indywidualnych w rolnictwie zalicza się gospodarstwa indywidualne o powierzchni powyżej 1,0 ha użytków rolnych prowadzone na gruntach własnych i niewłasnych, gospodarstwa indywidualne o powierzchni do 1 ha (włącznie) użytków rolnych (w tym działki służbowe) oraz właścicieli zwierząt gospodarskich nieposiadających użytków rolnych<sup>7</sup>. Kształtowanie się dochodów gospodarstw rolnych na tle pozostałych grup społeczno-ekonomicznych ludności pracy przedstawiono na rysunku 11.

**Rysunek 11. Przeciętny miesięczny dochód do dyspozycji na 1 osobę w gospodarstwach domowych według BGD w latach 2000-2015 (w zł)**

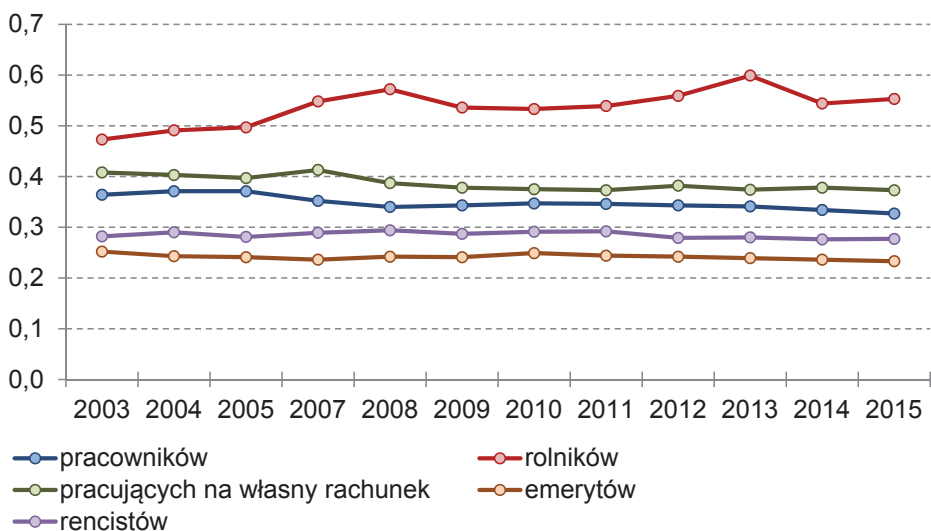


Źródło: opracowanie własne na podstawie [*Budżety gospodarstw...*, 2016].

<sup>7</sup> Podkreśla się, iż definicja gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie według BGD nie jest spójna z definicją stosowaną w Roczniku Statystycznym Rzeczypospolitej w dziale Rolnictwo, Łowiectwo i Leśnictwo.

W całym analizowanym okresie przeciętny miesięczny dochód dla gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie był – obok dochodu z pozostałych świadczeń – niższy niż dla pozostałych kategorii gospodarstw domowych. Ponadto, oprócz relatywnie niskich dochodów przypadających na 1 osobę w gospodarstwie rolnym w Polsce, w grupie rolników rozkład dochodów jest stosunkowo wyższy niż w przypadku pozostałych grup społeczno-ekonomicznych (rys. 12)<sup>8</sup>.

**Rysunek 12. Współczynnik Giniego w gospodarstwach domowych według BGD w latach 2003-2015**



Źródło: opracowanie własne na podstawie [Budżety gospodarstw..., 2016].

<sup>8</sup> O nierówności w rozkładzie dochodów w danej grupie świadczy wartość współczynnika Giniego, który w przypadku obliczania na podstawie danych indywidualnych definiowany jest jako [Szulc, 2007]:

$$G = \frac{1}{\bar{y}n(n-1)} \sum_{i>i'} \sum_{i'} |y_i - y_{i'}|$$

gdzie:

$n$  – liczba elementów w próbie,

$y_i$  – dochód  $i$ -tej jednostki (gospodarstwa lub osoby),

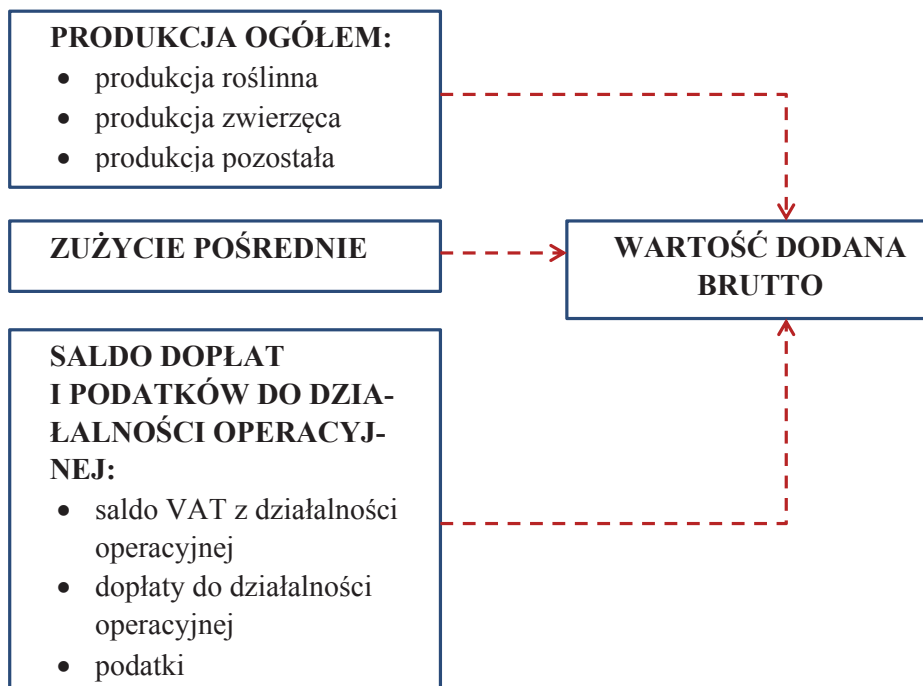
$\bar{y}$  – średni dochód w próbie.

Współczynnik Giniego przyjmuje wartości z zakresu [0,1]. Wartość 0 wskazuje na pełną równomierność rozkładu dochodów, wartość 1 – skrajną nierównomierność (jedno gospodarstwo posiada dochody, a pozostałe gospodarstwa nie dysponują żadnymi dochodami).



Celem Europejskiego Badania Warunków Życia Ludności jest dostarczenie porównywalnych dla krajów Unii Europejskiej danych dotyczących poziomu i źródeł dochodów gospodarstw domowych. W badaniu wyróżnia się sześć grup społeczno-ekonomicznych, w tym również gospodarstwa rolników, zdefiniowane jako „gospodarstwa domowe, których wyłącznym lub przeważającym źródłem utrzymania jest dochód z użytkowanego gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie” [Dochody i warunki życia..., 2011, s. 40]<sup>9</sup>.

**Rysunek 13. Składniki obliczania wartości dodanej brutto według metodyki FADN**



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

Z punktu widzenia przedmiotu badania, a więc określenia wpływu działań o charakterze inwestycyjnym w ramach PROW 2014-2020 na wydajność pracy definiowaną jako wartość dodana brutto przypadająca na roczną jednostkę pracy (GVA/AWU), istotny jest sposób obliczania GVA według metodyki FADN. W ogólności, wartość dodana w pojedynczym gospodarstwie rolnym, stanowią-

<sup>9</sup> W badaniu EU-SILC – obok gospodarstw rolników – wyróżnia się również gospodarstwa pracowników, gospodarstwa pracujących na własny rachunek, gospodarstwa emerytów, gospodarstwa rencistów oraz gospodarstwa utrzymujących się z niezarobkowych źródeł.

ca sumę produkcji ogółem oraz salda dopłat i podatków do działalności operacyjnej pomniejszonych o zużycie pośrednie, szacowana jest zgodnie ze schematem przedstawionym na rysunku 13.

Na produkcję ogółem gospodarstwa rolnego składa się produkcja roślinna, zwierzęca oraz pozostała. Do produkcji roślinnej zalicza się sprzedaż produktów roślinnych, nieodpłatne przekazanie poza gospodarstwo rolne<sup>10</sup>, zużycie wewnętrzne<sup>11</sup> oraz różnicę stanu zapasów. Produkcję zwierzęcą stanowi wartość sprzedaży, przekazania poza gospodarstwo rolne oraz zużycie wewnętrzne produktów pochodzenia zwierzęcego oraz zwierząt, pomniejszone o zakup zwierząt stada obrotowego i skorygowane o zmianę stanu zapasów produktów zwierzęcych oraz stada obrotowego zwierząt. W przypadku zwierząt stada podstawowego dokonuje się ponadto korekty o różnicę wartości zwierząt z tytułu zmiany cen jednostkowych w ciągu roku obrachunkowego. Do produkcji wlicza się również odszkodowania za poniesione straty produktów rolniczych stanowiących 1 stycznia roku obrachunkowego zapas gospodarstwa, a także wartość produktów przetworzonych. Produkcja pozostała obejmuje z kolei przychody przede wszystkim z czynszów dzierżawnych, gospodarki leśnej, świadczenia usług wynajmu sprzętu, przychody z agroturystyki. Do tej kategorii wlicza się dodatkowo usługi własne na rzecz inwestycji gospodarstwa rolnego czy odszkodowania produkcyjne wspólne.

Do salda dopłat i podatków do działalności operacyjnej wlicza się dopłaty do działalności operacyjnej i saldo podatku VAT do działalności operacyjnej pomniejszone o podatki dotyczące gospodarstwa rolnego. Dopłaty do działalności operacyjnej obejmują dopłaty bezpośrednie, krajowe płatności uzupełniające, dopłaty w ramach wsparcia specjalnego, płatności rolnośrodowiskowe, dopłaty z tytułu gospodarowania na obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania oraz dopłaty do kosztów działalności bieżącej. Na podatki związane z działalnością operacyjną gospodarstwa składają się głównie podatek rolny, leśny oraz od nieruchomości. Zgodnie z metodyką przyjętą przez FADN, podatku rolnego płaconego przez gospodarstwo rolne za grunty dzierżawione od osób trzecich nie ujmuje się w pozycji podatków, a zalicza do czynszu dzierżawnego płaconego za korzystanie z tych gruntów. Czynsze dzierżawne zalicza się z kolei do kosztów czynników zewnętrznych, a zatem nie bierze się ich pod uwagę w rachunku wartości dodanej. Podatek od towarów i usług (VAT) ujmuje się w rachunku poprzez saldo podatku VAT z działalności operacyjnej, obliczane jako różnica VAT należnego i naliczonego.

---

<sup>10</sup> Produkty roślinne mogą zostać nieodpłatnie przekazane na potrzeby rodziny rolnika lub na dary.

<sup>11</sup> Ujmuje się tutaj również produkty przekazane na przerób w gospodarstwie rolnym.

Należy jednak zwrócić uwagę, iż podstawą wydajności pracy w realizowanym zadaniu badawczym jest wartość dodana liczona zgodnie z definicją przyjętą przez MRiRW. Definicja ta jest kategorią węższą w porównaniu do sposobu liczenia wartości dodanej według FADN. Opis szczegółowych różnic między wspomnianymi sposobami liczenia wartości dodanej zawarty jest w pracy Sielskiej i in. [2015].

## **2. Instrumenty polityki rolnej ukierunkowane na zmianę wydajności czynnika pracy i jej składowych**

Polskie rolnictwo charakteryzuje się niskim stopniem specjalizacji gospodarstw rolnych, rozdrobnioną strukturą obszarową oraz niedoinwestowaniem w zakresie wyposażenia technicznego. Przystąpienie Polski do Unii Europejskiej spowodowało, iż gospodarstwa rolne zaczęły podlegać nowym, zastrzonym kryteriom w zakresie bezpieczeństwa i higieny pracy, dobrostanu zwierząt, ochrony środowiska czy redukcji emisji gazów cieplarnianych [Czubak, 2013]. Dostosowanie do tych norm wymaga poniesienia kosztów inwestycyjnych, które często mają charakter nieprodukcyjny i nie powodują zwiększenia dochodu, niemniej są konieczne, aby gospodarstwo nie zostało wykluczone ze wspólnotowego rynku.

Adaptacja gospodarstw rolnych do zmieniającego się otoczenia i rosnących wymagań związanych z członkostwem w Unii Europejskiej wspomagana jest instrumentami finansowymi, w tym działaniami w ramach Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich. W niniejszej pracy, ze względu na zakres czasowy analizy obejmujący lata 2008-2015, uwagę poświęcono dwóm okresom programowania: 2007-2013 oraz 2014-2020.

### **2.1. Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007-2013**

Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007-2013 obejmował szereg działań, mających na celu poprawę warunków gospodarstw rolnych, w tym zwiększenie ich konkurencyjności [PROW 2007-2013, 2016]. Działania te realizowane były w ramach zdefiniowanych osi:

- Oś 1: Poprawa konkurencyjności sektora rolnego i leśnego;
- Oś 2: Poprawa środowiska naturalnego i obszarów wiejskich;
- Oś 3: Jakość życia na obszarach wiejskich i różnicowanie gospodarki wiejskiej;
- Oś 4: Leader.

Wśród beneficjentów PROW 2007-2013 znajdowały się, oprócz rolników, również grupy producentów rolnych, przedsiębiorstwa, a także samorządy. Z uwagi na zakres przedmiotowy prowadzonego badania, ograniczono się do przedstawienia działań, których beneficjentami są rolnicy, a dane finansowe dotyczące danego działania rejestrowane były w ramach FADN. W kręgu zainteresowania znajdują się zatem działania z pierwszej i trzeciej osi, tj. działania pt. „Ułatwianie startu młodym rolnikom”, „Modernizacja gospodarstw rolnych”

i „Uczestnictwo rolników w systemach jakości żywności” (oś 1) oraz „Różnicowanie w kierunku działalności nierolniczej” (oś 3).

PROW 2007-2013, zgodnie z obowiązującą zasadą n+2<sup>12</sup>, został zakończony i rozliczony, a efekty jego wdrażania poddano ocenie. Jak wskazali ewaluatorzy przeprowadzający ocenę *ex post* PROW 2007-2013, wydajność pracy – liczona jako iloraz wartości dodanej brutto w cenach stałych z 2000 r. oraz liczba osób pracujących – uległa zwiększeniu dzięki wsparciu z PROW, jednakże wzrost ten był nieznaczny i oscylował wokół 1% w 2014 r. Zwrócono uwagę, iż udział rolnictwa w wartości dodanej ogółem nie był znaczny, stąd też tak niski wskaźnik wzrostu osiągnięty dzięki PROW jest sytuacją wytłumaczalną [*Ocena wpływu PROW 2007-2013...*, 2016].

Jako instrumenty wpływające na zmianę wartości dodanej brutto, a tym samym na wydajność pracy zdefiniowano działania pt. „Modernizacja gospodarstw rolnych”, „Ułatwianie startu młodym rolnikom”, „Uczestnictwo rolników w systemach jakości żywności” oraz „Różnicowanie w kierunku działalności nierolniczej”.

### **2.1.1. Działania bezpośrednio ukierunkowane na zmianę wydajności pracy w gospodarstwach rolnych**

Działaniem ukierunkowanym na przeprowadzenie inwestycji była „Modernizacja gospodarstw rolnych” (działanie 121). Celem działania było zwiększenie efektywności gospodarstw poprzez lepsze wykorzystanie czynników produkcji za sprawą np. wprowadzenia nowych technologii produkcji, poprawy jakości produkcji czy różnicowania działalności rolniczej, jak również dostosowania warunków produkcji rolnej do wymagań w zakresie ochrony środowiska naturalnego, higieny produkcji oraz warunków utrzymania zwierząt. Dodatkowo, w związku z wygasaniem w 2015 r. systemu kwot mlecznych, działanie miało na celu ułatwienie dostosowania się producentów mleka do nowych okoliczności rynkowych.

Z pomocy mogła skorzystać osoba fizyczna, osoba prawna, spółka osobowa, pod warunkiem prowadzenia działalności rolniczej na terenie Rzeczypospolitej Polskiej i posiadania odpowiednich kwalifikacji zawodowych [*Rozpo-*

---

<sup>12</sup> Zasada n+2 określa konieczność wypłacania środków w ramach PROW 2007-2013 do końca 2015 r. [*Rozporządzenie...*, 2005].

rzządzenie..., 2007a].<sup>13</sup> Prowadzone gospodarstwo musiało mieć wielkość ekonomiczną równą co najmniej 4 ESU<sup>14</sup>.

Wzrost wartości dodanej brutto (GVA) był jednym ze sposobów poprawy ogólnych wyników gospodarstwa. Pozostałymi sposobami, zgodnie z zapisami w PROW 2007-2013, była poprawa sytuacji w gospodarstwie w zakresie ochrony środowiska, warunków utrzymania zwierząt, higieny i bezpieczeństwa produkcji oraz infrastruktury drogowej. Jako czynniki mogące wpłynąć na wzrost GVA określono m.in.:

- racjonalizację technologii produkcji,
- wprowadzenie innowacji,
- zmianę profilu lub skali produkcji,
- poprawę jakości produkcji lub zwiększenie wartości dodanej produktu.

W ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” wsparciu podlegały inwestycje, zarówno materialne, jak i niematerialne, przeprowadzane w gospodarstwie rolnym, których katalog opisano w PROW 2007-2013 oraz w rozporządzeniach wdrażających. Można wśród nich wymienić:

- budowę, przebudowę, remont połączony z modernizacją budynków lub budowli przeznaczonych do produkcji rolnej;
- zakup maszyn, urządzeń oraz wyposażenia do produkcji rolnej;
- zakładanie i wyposażanie sadów lub plantacji wieloletnich;
- budowę lub zakup elementów infrastruktury technicznej wpływających bezpośrednio na warunki prowadzenia działalności rolniczej;
- zakup patentów, licencji;
- przygotowanie dokumentacji technicznej lub ekonomicznej dotyczącej projektu oraz nadzór techniczny, związane bezpośrednio z realizacją projektu.

Dodatkowo można było uzyskać pomoc na inwestycje dostosowujące do standardów, wynikających z przepisów prawa Unii Europejskiej:

1. obowiązujących – pod warunkiem że inwestycję podejmuje beneficjent działania „Ułatwienie startu młodym rolnikom”, zgodnie z biznesplanem dla tego działania, ponadto dostosowanie gospodarstwa rolnego nastąpi

---

<sup>13</sup> Dla beneficjentów działania „Ułatwienie startu młodym rolnikom” wprowadzono okres przejściowy na uzupełnienie wykształcenia, które powinno nastąpić w terminie zgodnym z założeniami w związku z przyznaniem premii.

<sup>14</sup> Europejska Jednostka Wielkości Ekonomicznej (ESU) jest wielkością ekonomiczną ustaloną z zastosowaniem parametru Standardowej Nadwyżki Ekonomicznej (ang. *Standard Gross Margin, SGM*), będącej nadwyżką średniej wartości produkcji określonej działalności z trzech lat nad średnią wartością kosztów bezpośrednich z trzech lat, w przeciętnych dla danego regionu warunkach produkcji [Skarżyńska, Goraj, Ziętek, 2005].

przed upływem 36 miesięcy od dnia podjęcia prowadzenia gospodarstwa rolnego;

2. nowo wprowadzonych – pod warunkiem że dostosowanie nastąpi w terminie nie dłuższym niż 36 miesięcy od dnia, w którym dany standard stał się obowiązujący.

Planowane inwestycje nie mogły mieć charakteru inwestycji odtworzeniowych oraz nie mogły dotyczyć wzrostu produkcji, na którą brak jest zbytu. Każda z operacji oceniana była pod kątem zasadności ponoszonych kosztów.

Działanie miało charakter refundacji części kosztów kwalifikowalnych ponoszonych przez beneficjentów. Dofinansowanie następowało po zakończeniu operacji i złożeniu wniosku o płatność, co powodowało, że beneficjent musiał dysponować własnymi środkami na realizację inwestycji lub ewentualnie mógł wspomóc się kredytem pomostowym. Każdorazowo podatek VAT musiał być finansowany przez beneficjenta. W sytuacji posiadania własnych środków, beneficjent miał możliwość ubiegania się o zaliczkę na realizację inwestycji w wysokości do 50% wnioskowanej kwoty wsparcia. Poziom wsparcia był zróżnicowany i zależny od wieku rolnika i długości okresu prowadzenia gospodarstwa oraz lokalizacji realizowanej operacji. Podstawowy poziom pomocy wynosił 40% kosztów kwalifikowalnych, przy czym maksymalnie mógł wynieść 75% dla operacji związanej z wdrażaniem Dyrektywy Azotanowej [*Dyrektywa Rady 91/676/EWG...*, 1991]. Maksymalny limit wsparcia na 1 gospodarstwo i 1 rolnika wynosił 300 tys. zł w okresie realizacji PROW 2007-2013, przy czym do realizacji zatwierdzane były operacje o wysokości kosztów kwalifikowalnych powyżej 20 tys. zł<sup>15</sup>. Należy w tym miejscu zaznaczyć, że w PROW 2007-2013 operacja ta nie musiała prowadzić do wzrostu wartości dodanej brutto w gospodarstwie. Niemniej jednak wzrost wartości dodanej brutto stanowił wskaźnik rezultatu PROW, a wydajność pracy, określona jako wzrost wartości dodanej brutto na osobę, stanowiła wskaźnik oddziaływania PROW. W 2010 r. wprowadzono kryteria wyboru operacji, w których preferowano gospodarstwa planujące operacje przyczyniające się do wzrostu GVA o co najmniej 10% w stosunku do roku bazowego.

Wzrost wartości dodanej brutto, zgodnie z zasadami przyznawania pomocy w ramach „Modernizacji gospodarstw rolnych”, powinien być wynikiem realizowanej operacji. Sporządzając biznesplan, wnioskodawca zakładał stałość innych czynników występujących w gospodarstwie. Stwarzało to problemy natury technicznej, ponieważ w FADN gospodarstwo traktowane jest jako całość

---

<sup>15</sup> Kryterium dotyczące minimalnej wysokości kosztów kwalifikowalnych nie dotyczyło operacji obejmujących wyłącznie składowanie nawozów naturalnych lub związanych z dostosowaniem do norm wspólnotowych.

i nie jest możliwe określenie zmiany GVA związanej wyłącznie z operacją realizowaną w ramach dofinansowania.

Dla operacji prowadzących do osiągnięcia wzrostu wartości dodanej brutto w gospodarstwie, wzrost ten powinien być osiągnięty w okresie nie dłuższym niż 5 lat od dnia zawarcia umowy z Agencją Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa (ARiMR). Wyliczenia zarówno wartości dodanej brutto, jak i jej wzrostu dokonywano w formularzu „Plan Rozwoju Gospodarstwa” stanowiącym załącznik do wniosku. Po osiągnięciu wzrostu GVA, nie mógł nastąpić jej spadek poniżej poziomu z roku bazowego powiększonego o 10%. Założono również, że GVA dla roku bazowego nie mogła przyjmować wielkości ujemnej ani zerowej.

Wartość dodaną brutto definiowano tutaj jako różnicę pomiędzy wartością produkcji w gospodarstwie rolnym (przychody) a kosztami produkcji w gospodarstwie rolnym (koszty uzyskania przychodu). Do kosztów produkcji nie zaliczano kosztów pracy, ziemi i kapitału, tj.:

- kosztów dzierżawy ziemi;
- wynagrodzeń pracowników najemnych;
- amortyzacji;
- odsetek od kredytów i pożyczek.

Rachunek GVA powinien być sporządzony przy stałości cen zarówno dla produktów rolnych, jak i środków produkcji. Wykazanie wzrostu cen mogło wystąpić jedynie w wyniku zmian jakościowych produktu wynikających z operacji. Podobnie należało zachować niezmiennosć wydajności jednostkowej, chyba że projekt zakładał inwestycje prowadzące do zwiększenia poziomu wydajności.

### **2.1.2. Działania pośrednio ukierunkowane na zmianę wydajności pracy w gospodarstwach rolnych**

Działanie pt. „Ułatwianie startu młodym rolnikom” (działanie 112) w wymogach stawianych rolnikom nie zawierało wzrostu wartości dodanej brutto. Wzrost wartości dodanej brutto we wspieranych gospodarstwach był jednak wskaźnikiem rezultatu PROW, natomiast wydajność pracy, określona jako wzrost wartości dodanej brutto na osobę, stanowiła wskaźnik oddziaływania PROW.

„Ułatwianie startu młodym rolnikom” było działaniem o charakterze premiowym, mającym na celu ułatwienie przejmowania lub zakładania gospodarstw przez młode osoby, posiadające odpowiednie kwalifikacje zawodowe. Wysokość pomocy ulegała dwukrotnemu zwiększeniu. Początkowo beneficjenci mogli liczyć na wsparcie w wysokości 50 tys. zł. Kwota ta została następnie



zwiększona do 75 tys. zł, aby ostatecznie osiągnąć poziom 100 tys. zł. Co najmniej 70% wsparcia należało wykorzystać na inwestycje w gospodarstwie. Założenia co do utworzenia i rozwoju gospodarstwa należało przedstawić w biznesplanie, którego realizacja podlegała kontroli.

Przejęcie gospodarstw przez młodych rolników miało stymulować korzystne zmiany w sektorze rolnym. Skorzystanie z premii uwarunkowane było wieloma kryteriami. Beneficjent w dniu złożenia wniosku nie mógł mieć ukończonych 40 lat, powinien posiadać odpowiednie kwalifikacje zawodowe lub uzupełnić wykształcenie w ciągu 36 miesięcy od dnia wydania decyzji o przyznaniu pomocy, ubezpieczyć się w Kasie Rolniczego Ubezpieczenia Społecznego (KRUS) jako rolnik z mocy ustawy w pełnym zakresie i podlegać temu ubezpieczeniu przez okres co najmniej 1 roku od wypłaty pomocy.

Kryteria zostały ustalone również dla tworzonego gospodarstwa. Jego powierzchnia nie mogła być mniejsza niż średnia krajowa<sup>16</sup> ani większa niż 300 ha, zaś wielkość ekonomiczna powinna wynosić co najmniej 4 ESU<sup>17</sup>. Gospodarstwo powinno również spełniać standardy w zakresie higieny, ochrony środowiska i warunków utrzymywania zwierząt w gospodarstwie. W kwestii własności przejmowane gospodarstwo powinno stanowić własność, dzierżawę na okres co najmniej 5 lat z zasobu własności rolnej Skarbu Państwa lub jednostki samorządu terytorialnego lub dzierżawę od innego podmiotu na okres co najmniej 10 lat.

Wsparcie zwiększyło możliwości beneficjentów do przeprowadzenia inwestycji w nowoczesne maszyny oraz urządzenia, a także budynki związane z działalnością rolniczą. Zwiększyło to techniczne uzbrojenie pracy, co pozwoliło zwiększać produkcję przy ograniczeniu nakładów pracy. Co najmniej 70% premii powinno zostać przeznaczone na realizację inwestycji, a więc mogła obejmować koszty:

- budowy, przebudowy, remontu połączonego z modernizacją budynków lub budowli wykorzystywanych do produkcji rolnej, a także do przechowywania, przygotowania do sprzedaży lub sprzedaży bezpośredniej produktów rolnych;

---

<sup>16</sup> W województwach, w których średnia powierzchnia gruntów rolnych w gospodarstwie rolnym była niższa od średniej krajowej (lubelskie, łódzkie, małopolskie, mazowieckie, podkarpackie, śląskie, świętokrzyskie) pomoc mogła być przyznana także w przypadku, gdy gospodarstwo spełnia kryterium średniej wojewódzkiej w dniu złożenia wniosku o przyznanie pomocy, jak i pod warunkiem spełnienia tego kryterium w ciągu 180 dni od otrzymania decyzji, jeżeli wnioskodawca zobowiązał się do zwiększenia powierzchni użytków rolnych w swoim gospodarstwie co najmniej do średniej krajowej w terminie 3 lat od dnia doręczenia decyzji o przyznaniu pomocy.

<sup>17</sup> Wielkość ekonomiczna w trakcie realizacji biznesplanu nie mogła obniżyć się poniżej poziomu z dnia złożenia wniosku o płatność.

- zakupu maszyn, urządzeń, wyposażenia do produkcji rolnej, przechowywania, suszenia, magazynowania, przygotowywania produktów rolnych do sprzedaży bezpośredniej, wraz z kosztami transportu i montażu;
- zakładania lub wyposażania sadów lub plantacji wieloletnich (z wyłączeniem zakładania plantacji choinek, wiśni, malin, truskawek, porzeczek oraz roślin na cele energetyczne);
- zakupu, instalacji lub budowy elementów infrastruktury technicznej wpływających bezpośrednio na warunki prowadzenia działalności rolnej, w tym utwardzania placów manewrowych, zakupu i instalacji urządzeń do pozyskiwania energii ze źródeł odnawialnych;
- zakupu gruntów rolnych wykorzystywanych do działalności rolnej;
- zakupu stada podstawowego zwierząt hodowlanych, o ile był związany z rozpoczęciem produkcji zwierzęcej lub postępowaniem genetycznym w zakresie prowadzonej produkcji.

Oceniając wyniki wdrażania instrumentów PROW 2007-2013, podkreślono pozytywny wpływ działania 112 na wyniki gospodarstw, które skorzystały ze wsparcia w 2011 r., biorąc pod uwagę produktywność ziemi, wydajność pracy<sup>18</sup>, wartość dodaną brutto, dochód oraz wskaźnik konkurencyjności [*Ocena wpływu PROW 2007-2013...*, 2016].

Działanie pt. „Uczestnictwo rolników w systemach jakości żywności” (działanie 132) wpływało na zwiększenie dochodów rolników (beneficjentów działania) poprzez wytwarzanie produktów o wysokiej jakości. Sytuacja ta pozwalała na zmianę pozycji przetargowej producentów rolnych, którzy rezygnując z produkcji dużej ilości produktów homogenicznych do tych występujących na rynku, rozpoczęli produkcję wysokojakościowych wyrobów, o wyższej wartości jednostkowej. Wyższa wartość rynkowa produktów mogła zostać osiągnięta poprzez oznaczenia, które gwarantują, że produkty takie wyróżniają się na tle podobnych produktów i środków spożywczych, dając konsumentom szczegółową, potwierdzoną informację na temat cech i właściwości zakupowanych produktów.

W ramach działania wspierano produkcję zarówno w zakresie systemów jakości wspólnotowych, jak i krajowych. Do wspólnotowych systemów jakości zaliczano m.in. systemy Chronionych Nazw Pochodzenia, Chronionych Oznaczeń Geograficznych, Gwarantowanych Tradycyjnych Specjalności oraz produkcję ekologiczną. Systemy krajowe to integrowana produkcja, „Jakość Tradycja” oraz „Quality Meat Program”.

---

<sup>18</sup> Wydajność pracy (w zł/AWU) w badaniu ewaluacyjnym określono jako relację wartości produkcji ogółem do liczby osób pełnozatrudnionych.

Beneficjentem działania mogła zostać osoba fizyczna, osoba prawna lub jednostka organizacyjna nieposiadająca osobowości prawnej, po uprzednim wpisaniu do ewidencji producentów rolnych, która wytwarzała produkty uczestniczące w systemach jakości żywności. Maksymalna wysokość wsparcia była zróżnicowana w zależności od systemu jakości, w którym uczestniczy gospodarstwo:

- 3200 zł – dla Gwarantowanych Tradycyjnych Specjalności oraz Chronionych Nazw Pochodzenia i Chronionych Oznaczeń Geograficznych;
- 3000 zł – dla produkcji ekologicznej;
- 2750 zł – dla integrowanej produkcji (w tym do 750 zł na opłacenie składek na rzecz grupy producentów oraz zakupu publikacji na temat integrowanej produkcji i zakupu pułapek feromonowych i lepowych);
- 1470 zł – dla systemu „Jakość Tradycja”;
- 2386 zł – dla systemu „Quality Meat Program”.

Wsparcie wypłacano do wysokości faktycznie poniesionych i udokumentowanych kosztów netto (bez VAT), ale nie wyższej niż ustalone maksymalne roczne stawki płatności. Jedno gospodarstwo mogło ubiegać się o płatności w ramach różnych systemów, przy czym suma uzyskanych płatności w ciągu roku nie mogła być wyższa niż równowartość 3 tys. euro. Bezzwrotną pomoc wypłacano przez okres maksymalnie 5 lat. Pierwsza płatność dokonywana była po roku uczestnictwa w systemie. Wsparcie obejmowało zwrot kosztów kontroli, po których wystawiany był certyfikat potwierdzający stosowanie określonego systemu oraz zwrot składek płaconych grupom producentów dostarczającym swoim członkom usług wynikających z uczestnictwa w systemach jakości. Dodatkowo, w ramach integrowanej produkcji, zwrotowi podlegały koszty poniesione na uzyskanie zaświadczeń o nieprzekroczeniu w roślinach i produktach roślinnych dopuszczalnych poziomów pozostałości po środkach ochrony roślin, metali ciężkich, azotanów i innych pierwiastków oraz substancji szkodliwych. Refundowano także koszty kontroli dotyczące pobierania próbek gleby i liści, wykonywania analiz na zawartość składników pokarmowych, ustalania potrzeb nawozowych roślin oraz badań na obecność organizmów szkodliwych, w tym kwarantannowych. Beneficjenci produkujący zgodnie z integrowaną produkcją mogli się również ubiegać o zwrot kosztu zakupu specjalistycznych publikacji na temat prowadzenia tej produkcji, a także kosztu zakupu pułapek feromonowych i lepowych.

Działanie pt. „Różnicowanie w kierunku działalności nierolniczej” (działanie 311) miało na celu wsparcie rolników w podejmowaniu lub rozwijaniu pozarolniczej działalności w zakresie produkcji lub usług. Swoim zakresem obejmowało usługi dla gospodarstw rolnych i leśnictwa, ludności, usługi transpor-

towe i komunalne, sprzedaż hurtową i detaliczną, rzemiosło i rękodzielnictwo, roboty i usługi budowlane oraz instalacyjne, rachunkowość, doradztwo lub usługi informatyczne, usługi turystyczne oraz związane ze sportem i rekreacją, przetwórstwo produktów rolnych i jadalnych leśnych, magazynowanie lub przechowywanie towarów oraz wytwarzanie produktów energetycznych z biomasy.

Pomoc miała charakter refundacji części kosztów kwalifikowalnych operacji. Beneficjentem mogła zostać osoba fizyczna podlegająca ubezpieczeniu społecznemu jako rolnik, małżonek rolnika lub domownik. Pomoc przyznawana była maksymalnie do wysokości 100 tys. zł na jedno gospodarstwo (lub 500 tys. zł w przypadku operacji polegającej na wytwarzaniu biogazu i energii elektrycznej z biomasy). Zasada refundacji poniesionych kosztów nakładała na beneficjentów konieczność posiadania własnych środków na finansowanie inwestycji. W 2010 r. umożliwiono występowanie o zaliczki, co z założenia miało ułatwić skorzystanie z pomocy. Dofinansowaniu podlegało 50% kosztów kwalifikowalnych operacji, przy czym w gospodarstwach, w których wystąpiły straty w wyniku niekorzystnych zjawisk atmosferycznych, poziom pomocy stanowił 80% kosztów kwalifikowalnych.

Jednym z wymogów skorzystania z pomocy było zarejestrowanie działalności, której dotyczyła operacja. Jako lokalizacja musiała zostać wybrana miejscowość należąca do gminy wiejskiej, miejsko-wiejskiej lub miejskiej, przy czym wyłączone były miejscowości liczące powyżej 5 tys. mieszkańców. Ze względu na charakter wspieranych operacji oraz katalog kosztów kwalifikowalnych, a także konieczność zarejestrowania działalności gospodarczej, większość realizowanych projektów nie znajdowała odzwierciedlenia w rachunkowości prowadzonej w ramach FADN, która koncentruje się na działalności gospodarstwa rolnego. W polu zainteresowania FADN jest agroturystyka, która uznawana jest za część działalności gospodarstwa rolnego, o ile prowadzona jest na małą skalę, nie wymagającą rejestracji działalności pozarolniczej.

## **2.2. Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020**

W analizie SWOT, przeprowadzonej na potrzeby Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020, jako słabe strony polskiego rolnictwa wskazano m.in. niekorzystną strukturę agrarną, nadwyżki siły roboczej, niedostateczne wyposażenie techniczne oraz niską wydajność pracy. W dalszym ciągu istnieje więc konieczność restrukturyzacji i modernizacji gospodarstw, które wymagają wsparcia z zewnątrz [por. *PROW 2014-2020...*, 2017].

W swojej strukturze PROW 2014-2020 stanowi kontynuację wielu działań z poprzedniego PROW 2007-2013, przy czym dokonano modyfikacji na-

zewnictwa oraz warunków koniecznych do spełnienia przez potencjalnych beneficjentów. Od samego początku wdrażania Programu wprowadzono również kryteria wyboru operacji, na podstawie których projekty kwalifikowane są do przyznania pomocy.

Analogicznie jak w przypadku poprzedniego okresu planowania, za działania wpływające na zwiększenie wartości dodanej brutto i wydajności pracy uznano: „Modernizację gospodarstw rolnych”, „Premie dla młodych rolników”, „Pomoc na rozpoczęcie pozarolniczej działalności gospodarczej” oraz „Wsparcie dla nowych uczestników systemów jakości”. Dodatkowo ujęto również poddziałanie „Pomoc na rozpoczęcie działalności gospodarczej na rzecz rozwoju małych gospodarstw”, które nie miało odpowiednika w PROW 2007-2013.

### **2.2.1. Działania bezpośrednio ukierunkowane na zmianę wydajności pracy w gospodarstwach rolnych**

„Modernizacja gospodarstw rolnych” jest wydzielonym typem operacji z poddziałania pt. „Wsparcie inwestycji w gospodarstwach rolnych”. Dodatkowo, w ramach tego poddziałania, realizowane są następujące typy operacji:

- „Inwestycje w gospodarstwach położonych na obszarach Natura 2000”;
- „Inwestycje w gospodarstwach położonych na obszarach OSN”.

Poprawa wyników ekonomicznych gospodarstwa założona jest jedynie w typie „Modernizacja gospodarstw rolnych”. Dwie pozostałe ukierunkowane są na kwestie środowiskowe.

Najważniejszym kryterium dostępu jest wielkość ekonomiczna gospodarstwa, która powinna wynosić nie mniej niż 10 tys. euro i nie więcej niż 200 tys. euro (lub 250 tys. euro w przypadku obszaru dotyczącego rozwoju produkcji prosiąt) Standardowej Produkcji<sup>19</sup>. Kryterium to jest złagodzone dla osób wspólnie wnioskujących, w przypadku gdy wielkość pojedynczego gospodarstwa może być mniejsza niż 10 tys. euro, pod warunkiem że suma wielkości ekonomicznej wszystkich gospodarstw objętych wnioskiem wynosi co najmniej 15 tys. euro i w wyniku realizacji operacji gospodarstwo każdej z tych osób osiągnie wielkość ekonomiczną wynoszącą co najmniej 10 tys. euro najpóźniej w roku złożenia wniosku o płatność końcową.

W porównaniu do PROW 2007-2013, w kryteriach „Modernizacji gospodarstw rolnych” wprowadzono istotną zmianę, polegającą na wymogu osiągnięcia wzrostu GVA o co najmniej 10% w odniesieniu do roku bazowego w przy-

---

<sup>19</sup> Standardowa Produkcja 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].

padku każdego wniosku o przyznanie pomocy. Osiągnięcie tego wzrostu powinno zostać zrealizowane w przeciągu 5 lat od dnia przyznania pomocy poprzez:

- racjonalizację technologii produkcji,
- wprowadzenie innowacji,
- zmianę profilu lub skali produkcji,
- poprawę jakości produkcji lub
- zwiększenie wartości dodanej produktu.

Operacje objęte wsparciem związane mogą być z produkcją zarówno żywnościowych, jak i nieżywnościowych produktów rolnych, a także z przygotowaniem do sprzedaży produktów rolnych wytwarzanych w gospodarstwie. Określono 4 obszary, dla których udzielana jest pomoc:

- rozwój produkcji psziąt;
- rozwój produkcji mleka krowiego;
- rozwój produkcji bydła mięsnego;
- obszar związany z racjonalizacją technologii produkcji, wprowadzeniem innowacji, zmianą profilu produkcji, zwiększeniem skali produkcji, poprawą jakości produkcji lub zwiększeniem wartości dodanej produktu.

Ze wsparcia wyłączone są operacje dotyczące chowu drobiu, z wyjątkiem chowu ekologicznego lub operacji polegających na zmianie sposobu chowu na ekologiczny w rozumieniu unijnych przepisów o rolnictwie ekologicznym [*Rozporządzenie...*, 2007b].

W przypadku „Modernizacji gospodarstw rolnych”, w ramach PROW 2014-2020 od początku wdrażania zostały określone kryteria wyboru operacji. W każdym z obszarów preferencje były ustanowione dla:

- podmiotów uczestniczących 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;
- rolników, którzy w dniu złożenia wniosku o przyznanie pomocy mają nie więcej niż 40 lat;
- inwestycji służących ochronie środowiska lub zapobieganiu zmianie klimatu.

Poza opisanymi wspólnymi dla wszystkich obszarów preferencjami, ustalono również specyficzne dla każdego z nich warunki, które podlegały dodatkowej punktacji:

- w obszarze rozwoju produkcji psziąt – wzrost liczby loch i liczebności stada w wyniku realizacji operacji;

- w obszarze rozwoju produkcji mleka krowiego – wzrost liczby krów mlecznych i liczebności stada w wyniku realizacji operacji;
- w obszarze rozwoju produkcji bydła mięsnego – 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 – udział kosztów budowy lub modernizacji budynków inwentarskich lub magazynu paszowego w ogólnych kosztach operacji, zwiększenie skali produkcji, zmiana profilu produkcji.

Dodatkowe kryteria określone są również w zależności od województwa, uwzględniając regionalne potrzeby i uwarunkowania rolnictwa.

Podstawowy poziom dofinansowania wynosi 50% kosztów kwalifikowalnych. O podwyższony poziom pomocy (refundację do 60% kosztów kwalifikowalnych) mogą ubiegać się osoby wspólnie wnioskujące oraz młodzi rolnicy. W celu ograniczenia ryzyka występowania efektu deadweight, ustalono minimalny poziom dofinansowania na poziomie co najmniej 30% kosztów kwalifikowalnych<sup>20</sup>. W okresie realizacji PROW 2014-2020, jeden beneficjent i jedno gospodarstwo może otrzymać maksymalnie:

- 200 tys. zł w przypadku 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;
- 500 tys. zł w przypadku 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;
- 900 tys. w przypadku operacji realizowanych w obszarze rozwoju produkcji prosiąt.

Gospodarstwo wnioskujące o pomoc powinno prowadzić działalność rolniczą w celach zarobkowych. Działalność rolnicza w gospodarstwie osoby fizycznej uznana jest za prowadzoną w celach zarobkowych, jeśli w okresie 12 miesięcy przed złożeniem wniosku o przyznanie pomocy przychód z tej dzia-

---

<sup>20</sup> Efekt deadweight występuje w sytuacji realizacji operacji dofinansowanych ze środków Unii Europejskiej, które mogłyby zostać zrealizowane ze środków własnych, a więc bez wsparcia z zewnątrz [Europejski Trybunał Obrachunkowy, 2013].



łałości wynosił co najmniej 5 tys. zł i działalność ta nie jest prowadzona w celach naukowo-badawczych.

Podobnie jak w PROW 2007-2013, w obecnym okresie programowania przyrost GVA wynikać powinien wyłącznie z realizowania operacji w ramach wniosku o przyznanie pomocy. Przy szacowaniu GVA, w odróżnieniu od poprzedniego PROW, nie jest ujmowane zużycie produktów własnych w gospodarstwie, np. własny materiał siewny bądź pasze wyprodukowane we własnym gospodarstwie rolnym. Pozycje te nie są ujmowane ani po stronie produkcyjnej, ani po stronie kosztowej, pozostaje to więc bez wpływu na wynik GVA.

Pomoc udzielana jest na operacje poprawiające wyniki ekonomiczne gospodarstwa. Rozporządzenie wykonawcze określa katalog kosztów kwalifikowalnych, do których zalicza się [Rozporządzenie..., 2015b]:

- 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>21</sup>.

Beneficjenci korzystający ze wsparcia zobowiązani są do prowadzenia od dnia przyznania pomocy uproszczonej rachunkowości obejmującej zdarzenia finansowe w gospodarstwie rolnym.

W ramach działania „Rozwój gospodarstw i działalności gospodarczej” realizowane są m.in. operacje „Premie dla młodych rolników”, „Premie na rozpoczęcie działalności pozarolniczej” oraz „Restrukturyzacja małych gospodarstw”.

Operacja „Premie dla młodych rolników” wspiera rozwój działalności rolniczej w gospodarstwie oraz przygotowanie do sprzedaży produktów wytwarzanych w gospodarstwie. Pomoc, w ogólnej wysokości 100 tys. zł, wypłacana

---

<sup>21</sup> Wysokość kosztów ogólnych nie może przekroczyć 10% pozostałych kosztów kwalifikowalnych.



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.

Dla operacji nie określono kosztów kwalifikowalnych, niemniej 70% premii 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 wykluczono:

- chów drobiu metodami innymi niż ekologiczne;
- prowadzenie plantacji roślin wieloletnich na cele energetyczne;
- prowadzenie niektórych działów specjalnych produkcji rolnej, w szczególności: hodowli zwierząt laboratoryjnych, hodowli ryb akwariowych, hodowli psów rasowych, hodowli kotów rasowych.

Powierzchnia tworzonego gospodarstwa powinna być równa co najmniej średniej krajowej (lub wojewódzkiej, jeżeli gospodarstwo położone jest w województwie o średniej niższej niż krajowa) i nie większa niż 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. Wymagania dotyczą również wielkości ekonomicznej gospodarstwa, która musi wynosić nie mniej niż 13 tys. euro, ale nie więcej niż 150 tys. euro. Wielkość ekonomiczna obliczana jest według współczynników Standardowej Produkcji. 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 przyznawania pomocy ustalana jest na podstawie liczby punktów określonych na podstawie informacji zawartych w dokumentach aplikacyjnych. Jako kryteria podlegające punktacji przyjęto [*Rozporządzenie...*, 2015a]:

- powierzchnię użytków rolnych;
- kwalifikacje wnioskodawcy;
- uczestnictwo w unijnym systemie jakości;
- produkcję roślin wysokobiałkowych;
- kompleksowość biznesplanu;
- realizację celów w zakresie ochrony środowiska i klimatu oraz w zakresie innowacji;

- różnice wieku pomiędzy przekazującym gospodarstwo a młodym rolnikiem.

Młody rolnik od dnia rozpoczęcia realizacji biznesplanu zobowiązany jest do prowadzenia uproszczonej rachunkowości w gospodarstwie, co jest nowym wymogiem w porównaniu do analogicznego działania funkcjonującego w PROW 2007-2013.

### **2.2.2. Działania pośrednio ukierunkowane na zmianę wydajności pracy w gospodarstwach rolnych**

Poddziałanie „Pomoc na rozpoczęcie pozarolniczej działalności gospodarczej na obszarach wiejskich” ma charakter wsparcia premiowego, mającego na celu zróżnicowanie działalności na obszarach wiejskich. Realizowane jest w dwóch obszarach:

- obszar A – operacje związane z rozpoczynaniem pozarolniczej działalności gospodarczej w gospodarstwach, które prowadzą produkcję trzody chlewnej, na obszarach wyznaczonych w związku ze zwalczaniem choroby afrykańskiego pomoru świń (ASF);
- obszar B – pozostałe operacje związane z rozpoczynaniem pozarolniczej działalności gospodarczej na obszarach wiejskich.

O pomoc może ubiegać się rolnik, małżonek rolnika lub domownik rolnika. Warunkiem jest m.in. podleganie ubezpieczeniu społecznemu rolników w pełnym zakresie z mocy ustawy, nieprzerwanie przez okres co najmniej 24 miesiące poprzedzających dzień złożenia wniosku o przyznanie pomocy. W przeciągu 24 miesięcy przed złożeniem wniosku beneficjent nie może być wpisany do Centralnej Ewidencji i Informacji o Działalności Gospodarczej lub Krajowego Rejestru Sądowego albo ewidencji prowadzonej przez jednostkę samorządu terytorialnego zobowiązaną do prowadzenia odpowiedniego typu szkół i placówek publicznych.

Wielkość ekonomiczna gospodarstwa rolnego, w którym pracuje beneficjent – liczona według współczynników Standardowej Produkcji – nie może wynosić więcej niż 15 tys. euro. Znaczenie ma również położenie gospodarstwa. Zlokalizowane ono powinno być na terenie:

- gminy wiejskiej,
- gminy miejsko-wiejskiej (z wyłączeniem miejscowości liczących powyżej 5 tys. mieszkańców),
- lub gminy miejskiej (z wyłączeniem miast liczących powyżej 5 tys. mieszkańców).

Dodatkowym warunkiem jest, aby w roku złożenia wniosku o przyznanie pomocy (lub co najmniej w roku poprzedzającym) przyznano rolnikowi, jego małżonkowi lub współposiadaczowi gospodarstwa jednolitą płatność obszarową do użytków rolnych wchodzących w skład gospodarstwa będącego miejscem pracy wnioskodawcy.

O pomoc wnioskować mogą również beneficjenci poddziałania „Płatności na rzecz rolników kwalifikujących się do systemu dla małych gospodarstw, którzy trwale przekazali swoje gospodarstwo innemu rolnikowi” objętego PROW 2014-2020. W przypadku tej grupy wnioskodawców nie jest wymagane spełnienie warunków dotyczących wielkości ekonomicznej gospodarstwa, jego lokalizacji oraz otrzymanej płatności jednolitej.

Planowane inwestycje przedstawiane są w biznesplanie. W ramach poddziałania musi zostać utworzone co najmniej jedno stanowisko pracy. Wsparcie – w wysokości 100 tys. zł – ma charakter premii, która w całości ma zostać przeznaczona na finansowanie operacji, co należy odzwierciedlić w biznesplanie. Co najmniej 70% tej kwoty wydatkowane powinno być na inwestycje w środki trwałe. Beneficjent zobowiązuje się do realizacji założeń biznesplanu, rejestracji podjętej działalności, a także do podlegania ubezpieczeniu społecznemu na podstawie przepisów o systemie ubezpieczeń społecznych i niepodlegania ubezpieczeniu emerytalno-rentowemu na podstawie przepisów o ubezpieczeniu społecznym rolników.

Do gospodarstw o mniejszym potencjale ekonomicznym skierowane jest poddziałanie „Pomoc na rozpoczęcie działalności gospodarczej na rzecz rozwoju małych gospodarstw”. Pomoc możliwa do uzyskania w ramach tej operacji ma za zadanie zwiększenie rentowności i konkurencyjności gospodarstw. Główny nacisk położony jest na zwiększenie wielkości ekonomicznej gospodarstwa i zmianę profilu prowadzonej produkcji rolnej. Operacja realizowana jest w dwóch obszarach:

- obszar A – operacje realizowane w gospodarstwach prowadzących produkcję trzody chlewnej, na obszarach wyznaczonych w związku ze zwalczaniem afrykańskiego pomoru świń (ASF),
- obszar B – pozostałe operacje.

Beneficjentem może zostać rolnik ubezpieczony na podstawie przepisów o ubezpieczeniu społecznym rolników z mocy ustawy i w pełnym zakresie jako rolnik, który prowadzi wyłącznie działalność rolniczą. Dodatkowo, w ramach obszaru A, rolnik musi prowadzić produkcję trzody chlewnej na obszarach wyznaczonych w związku ze zwalczaniem afrykańskiego pomoru świń i zobowiązać się do zaprzestania tej produkcji.

Wielkość ekonomiczna gospodarstwa podlegającego wsparciu – mierzona współczynnikami Standardowej Produkcji – musi być mniejsza niż 10 tys. euro, przy czym w wyniku realizacji operacji musi ona ulec zwiększeniu co najmniej do poziomu 10 tys. euro, ale nie mniej niż o 20% w stosunku do okresu wyjściowego. W przypadku wniosków składanych w ramach obszaru A, w obliczeniu wielkości ekonomicznej nie jest uwzględniane stado trzody chlewnej.

Wysokość pomocy, mającej charakter premii, wynosi 60 tys. zł i podlega wypłacie w dwóch transzach: 80% i 20% wartości premii. Premia musi zostać w pełni przeznaczona na działalność rolniczą lub przygotowanie do sprzedaży produktów rolnych wytwarzanych w gospodarstwie, przy czym warunkiem koniecznym jest przeznaczenie co najmniej 80% kwoty na inwestycje w środki trwałe.

Ze wsparcia w ramach działania wyłączone są:

- plantacje roślin wieloletnich na cele energetyczne;
- część działów specjalnych produkcji rolnej (hodowla zwierząt laboratoryjnych, hodowla ryb akwariowych, hodowla psów rasowych oraz hodowla kotów rasowych).

Koncepcja restrukturyzacji gospodarstwa oraz sposób zwiększenia wielkości ekonomicznej przedstawiane są w biznesplanie sporządzanym przez beneficjenta, będącym załącznikiem do wniosku o przyznanie pomocy. Wybór projektów do realizacji następuje na podstawie określonych kryteriów wyboru, takich jak [*Rozporządzenie...*, 2015c]:

- kwalifikacje zawodowe;
- rodzaj planowanej produkcji (uczestnictwo w unijnym lub krajowym systemie jakości, produkcja określonych roślin wysokobiałkowych);
- kompleksowość biznesplanu (np. przygotowanie do sprzedaży produktów rolnych wytwarzanych w gospodarstwie lub ich przetwarzanie);
- działania na rzecz ochrony środowiska i klimatu;
- działania na rzecz innowacyjności;
- docelowa wielkość ekonomiczna;
- wiek rolnika w dniu składania wniosku o przyznanie pomocy.

Pierwszy nabór wniosków na omawiane operacje rozpoczął się w pierwszym kwartale 2017 r., stąd też jakiegokolwiek efekty wynikające z realizacji nie znajdują odzwierciedlenia w wynikach prezentowanych w niniejszej pracy.

Poddziałanie „Wsparcie dla nowych uczestników systemów jakości” ma za zadanie zachęcenie rolników do produkcji wyrobów wysokiej jakości, a tym samym do zwiększenia konkurencyjności swoich gospodarstw i powiększania dochodów. Beneficjentem poddziałania jest rolnik aktywny zawodowo, który zdecyduje się na uczestnictwo w unijnym lub krajowym systemie jakości. Po-

moc ma zapewnić pokrycie kosztów certyfikacji, składek na rzecz grupy producentów, zakupu specjalistycznych publikacji oraz pułapek feromonowych oraz lepowych. Celem wsparcia jest pomoc rolnikom w początkowej fazie, dopóki nie zaczną oni uzyskiwać wyższych cen za produkty o podwyższonej jakości. Wsparcie nie może być udzielone rolnikowi, który otrzymywał tego rodzaju pomoc dla tego samego systemu jakości w ramach działania „Uczestnictwo rolników w systemach jakości żywności” objętego PROW 2007-2013.

Wysokość pomocy, podobnie jak w PROW 2007-2013, uzależniona jest od wybranego systemu jakości i wynosi:

- 3200 zł w przypadku produktów, których nazwy zostały wpisane do rejestru gwarantowanych tradycyjnych specjalności oraz produktów o chronionych nazwach pochodzenia i oznaczeniach geograficznych wyrobów winiarskich;
- 3000 zł w przypadku produktów objętych systemem rolnictwa ekologicznego;
- 2750 zł w przypadku produktów wytwarzanych w ramach integrowanej produkcji roślin;
- 1470 zł w przypadku produktów wytwarzanych zgodnie ze specyfikacją i standardami systemu „Jakość Tradycja”;
- 2386 zł w przypadku produktów wytwarzanych zgodnie ze specyfikacją i standardami systemu „Quality Meat Program”;
- 1700 zł w przypadku produktów wytwarzanych zgodnie ze specyfikacją i standardami systemu „Pork Quality System”;
- 2000 zł w przypadku produktów wytwarzanych zgodnie ze specyfikacją i standardami systemu „Quality Assurance for Food Products” – „Tuszki, elementy i mięso z kurczaka, indyka i młodej polskiej gęsi owsianej”, „Kulinarne mięso wieprzowe” oraz „Wędliny”.

Kryteria wyboru dotyczyły powierzchni objętej produkcją roślinną, liczby zwierząt oraz gatunków, dobrowolnego ubezpieczenia roślin lub zwierząt oraz przynależności do grupy producenckiej.

Podsumowując, celem opisanych powyżej działań, realizowanych w ramach II filara WPR, jest poprawa sytuacji ekonomicznej gospodarstw poprzez współfinansowanie inwestycji wspomagających poprawę wyposażenia technicznego oraz – w przypadku wsparcia na przystępowanie do systemów jakości – umożliwiającą uzyskiwanie wyższych cen z jednostki produktu.

Jak wskazują w swoich pracach Czubak, Sadowski i Wigier [2010] oraz Czubak i Mikołajczak [2012], zdefiniowane przez ustawodawcę procedury ubiegania się o pomoc mogą zniechęcać beneficjentów do inwestowania zgodnie z faktycznymi potrzebami występującymi w gospodarstwie, a powodować

zwrócenie się w kierunku zakupów, dla których warunki uzyskania wsparcia są łatwiejsze do spełnienia. Szczególne znaczenie ma to w obecnym okresie planowania, gdzie dla działań w ramach PROW 2014-2020 od początku wdrażania programu ustalono kryteria wyboru operacji i poprzez system punktowania ustalana jest kolejność przyznawania pomocy, a także sama dostępność danego wsparcia (przyznanie pomocy zdeterminowane jest uzyskaniem minimalnej liczby punktów). Prowadzić to może do podejmowania nie zawsze uzasadnionych z punktu widzenia realnych potrzeb gospodarstwa decyzji na etapie sporządzania biznesplanu, gdzie założenia będą deklarowane z uwzględnieniem przysługujących punktów.

Problem może stanowić również pięcioletni okres związania z celem operacji, w trakcie realizacji którego w gospodarstwie należy prowadzić działalność, na którą otrzymano pomoc. Wymóg ten, przy nie do końca przemyślanych decyzjach inwestycyjnych, prowadzić może do niedopasowania do sytuacji rynkowej.

### 3. *Propensity Score Matching* jako narzędzie ewaluacji polityki

#### 3.1. Podstawy podejścia kontrfaktycznego

Prowadzenie polityki gospodarczej, w tym również polityki rolnej, związane jest z ponoszeniem określonych kosztów. Aby zidentyfikować realne korzyści wynikające z wdrożenia określonych instrumentów, koszty te powinny zostać poddane procesowi ewaluacji. Przyjmuje się założenie, iż pomimo prowadzenia działań publicznych w warunkach rynkowych, nie mogą być one oceniane jedynie w kontekście osiągniętego zysku. Podstawowym celem ewaluacji jest bowiem poprawa jakości, spójności i skuteczności wdrożonych programów [Olejniczak, 2007]. Jak wykazano w pracy Sielskiej i in. [2015], dokonanie takiej oceny jest zadaniem nietrywialnym, co wynika ze złożoności zachodzących procesów gospodarczych. O ile weryfikacja występowania przewidzianego przez politykę efektu nie jest zwykle zadaniem skomplikowanym, o tyle ustalenie, czy efekt ten zachodzi właśnie na skutek prowadzonej polityki wymaga dogłębnej analizy.

Przy badaniu związków przyczynowo-skutkowych uznaną już metodę badawczą stanowi kontrolowany randomizowany eksperyment [Strawiński, 2014]. W przeciwieństwie do innych metod, w eksperymencie możliwe jest bowiem kontrolowanie tzw. zmiennych zakłócających (ang. *confounders*), mających wpływ na obserwowaną zmienną rezultatu. Chcąc zbadać, jak dany czynnik wpływa na zmienną wyjaśnianą, eksperymentator celowo i systematycznie manipuluje jego poziomem, utrzymując zmienne zakłócające na stałym poziomie [Krawczyk, 2012]. Efekt oddziaływania wybranego czynnika na zmienną rezultatu wyznacza się wówczas poprzez porównanie wartości tej zmiennej w grupie eksperymentalnej z grupą kontrolną. Dodatkowo, dla zapewnienia randomizacji eksperymentu, przeprowadzane badanie musi zostać odpowiednio zaprojektowane. Rosenbaum [2002] podkreśla, iż w warunkach randomizacji, grupy eksperymentalna i kontrolna „nie muszą być próbami losowymi z populacji, ale jednostki muszą być w sposób losowy przydzielone do grupy poddanej oddziaływaniu i grupy kontrolnej” [Strawiński, 2014, s. 14].

W przypadku nauk społecznych, w tym ekonomii, przeprowadzenie eksperymentów wydaje się jednak niezwykle trudne lub niemożliwe do zrealizowania z uwagi na ograniczenia natury technicznej, społecznej czy etycznej [Strawiński, 2007]. Badacz zatem dąży do tego, aby zbiorowi danych, którym dysponuje nadać właściwości zbioru eksperymentalnego. Jedną z metod wykorzysty-

wanych w tym celu jest łączenie danych, w szczególności łączenie danych według prawdopodobieństwa (ang. *propensity score matching*).

Estymacja przez łączenie polega na analizie stanów kontrfaktycznych, tj. hipotetycznych wartości zmiennej wynikowej. Rozważając wpływ określonego czynnika na pewną zmienną wynikową, wnioskowanie o rozmiarach tego oddziaływania odnosi się do przypuszczeń, jak zachowałaby się dana jednostka, gdyby znalazła się w innym stanie niż w rzeczywistości [Rosenbaum, Rubin, 1983]. Zgodnie z podejściem kontrfaktycznym Neymana-Rubina, zmienną rezultatu zdefiniować można bowiem 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.

Na poziomie pojedynczej obserwacji efekt oddziaływania rozważanego czynnika na zmienną wynikową można byłoby wówczas wyznaczyć zgodnie ze wzorem:

$$W_i = Y_{1i} - Y_{0i}$$

W rzeczywistości jednak obserwuje się wynik tylko jednego z dwóch wykluczających się zdarzeń, tj.  $Y_{1i}$  lub  $Y_{0i}$ , co stanowi tzw. fundamentalny problem wnioskowania przyczynowego [Holland, 1986]. Rozwiązaniem jest uwzględnienie wspomnianych stanów kontrfaktycznych, tj. oszacowań przybliżających nieobserwowalne wartości zmiennych, zgodnie ze wzorem [por. Szulc, 2012]:

$$W_i = \begin{cases} Y_{1i} - \hat{Y}_{0i} & \text{jeżeli } D_i = 1 \\ \hat{Y}_{1i} - Y_{0i} & \text{wpp.} \end{cases}$$

gdzie:

$\hat{Y}_{1i}, \hat{Y}_{0i}$  – oszacowanie potencjalnej wartości zmiennej wynikowej odpowiednio w przypadku niepoddania i poddania  $i$ -tej jednostki oddziaływaniu czynnika.

Niemniej jednak w praktyce nie dokonuje się oszacowania indywidualnego efektu oddziaływania, a mierzy się przeciętny efekt oddziaływania na poziomie dostępnej próby. Jeżeli przedmiotem badania jest wpływ oddziaływania



pewnego czynnika na wszystkie analizowane jednostki, to efekt taki mierzony jest za pomocą przeciętnego efektu oddziaływania (ang. *average treatment effect, ATE*):

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

Należy zauważyć, że dla jednostek poddanych oddziaływaniu (warunek  $D_i = 1$ ) obserwowalna jest jedynie wartość  $Y_{1i}$ , z kolei dla jednostek niepoddanych oddziaływaniu (warunek  $D_i = 0$ ) – wartość  $Y_{0i}$ . Bezpośrednie oszacowanie  $W_{ATE}$  jest zatem niemożliwe. Niezbędne do obliczenia przeciętnego efektu oddziaływania jest przyjęcie założeń, iż:

$$\begin{cases} E(Y_{1i}|D_i = 1) = E(Y_{1i}|D_i = 0) \\ E(Y_{0i}|D_i = 1) = E(Y_{0i}|D_i = 0) \end{cases}$$

Jak podaje Strawiński [2014], w przypadku randomizacji danych, powyższe równości byłyby spełnione, a nieobciążonym estymatorem przeciętnego efektu oddziaływania byłyby różnica średnich wartości zmiennej wynikowej w grupie poddanej oddziaływaniu (eksperymentalnej) i niepoddanej oddziaływaniu (kontrolnej). Oszacowaniem wartości przeciętnego efektu oddziaływania jest zatem różnica w średnich wartościach zmiennej wynikowej w grupie eksperymentalnej i kontrolnej:

$$W_{ATE} = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_0$$

W przypadku analizowania wdrożonych instrumentów polityki nie oczekuje się jednak odpowiedzi na pytanie, jak skuteczny był dany program dla całej zbadanej próby jednostek. Przedmiotem zainteresowania jest zwykle ocena wpływu tego programu wyłącznie na sytuację beneficjentów. Stąd, na potrzeby ewaluacji, częściej obliczany jest przeciętny efekt oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu (ang. *average treatment effect on treated, ATT*):

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

Przyjmując założenie, że zjawisko selekcji<sup>22</sup>, jeżeli występuje, zależy jedynie od obserwowalnych cech jednostek,  $W_{ATT}$  jest różnicą wartości oczekiwanych

<sup>22</sup> Jak podają Zhou i Xie [2016] istnieją dwa źródła występowania obciążenia związanego z selekcją. Pierwsze określane jest jako obciążenie związane z heterogenicznością populacji przed wystąpieniem oddziaływania (ang. *pre-treatment heterogeneity bias*) lub obciążenie pierwszego typu (ang. *type I selection bias*) i związane jest z różnicą wartości oczekiwanych zmiennych wynikowych w grupie eksperymentalnej i kontrolnej w przypadku niepoddania jednostek oddziaływaniu, tj.  $E(Y_{0i}|D_i = 1) - E(Y_{0i}|D_i = 0)$ . Drugie określane jest z kolei

zmiennej rezultatu w przypadku poddania i niepoddania  $i$ -tej jednostki oddziaływaniu, pod warunkiem że dana jednostka uczestniczyła w programie [Strawiński, 2014]. Jak łatwo zauważyć, drugi składnik różnicy jest wielkością nieobserwowalną, a zatem podobnie jak poprzednio musi zostać przybliżony na podstawie dostępnych danych. Podobnie jak poprzednio, przyjmuje się zatem, iż zachodzi równość postaci:

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

co oznacza, że rezultat niepoddania jednostki oddziaływaniu nie zależy od stanu, w którym znajduje się dana jednostka [Strawiński, 2014].

Należy również podkreślić, że  $W_{ATE}$  i  $W_{ATT}$  nie są jedynymi miarami pozwalającymi na kwantyfikację efektu oddziaływania. Inne możliwe do obliczenia wielkości zdefiniowano w dalszej części niniejszej pracy. Formuły dla pozostałych miar wpływu znaleźć można m.in. w pracy Guo i Fraser [2015].

### 3.2. Łączenie danych za pomocą *propensity score*

U podstaw estymacji przez dopasowanie leży problem wielowymiarowości danych empirycznych. Metoda łączenia danych wymaga bowiem dobrania jednostek w pary na podstawie identycznych lub zbliżonych cech. Jednocześnie, konieczność spełnienia założenia warunkowej niezależności wymaga dysponowania wszystkimi zmiennymi mającymi wpływ na zmienną rezultatu [Szulc, 2012]. Rosenbaum i Rubin [1983] zaproponowali łączenie obserwacji nie na podstawie wielu cech, a w oparciu o wartość 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 [Strawiński, 2014]. 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.

---

jako obciążenie samego efektu oddziaływania w związku z heterogenicznością populacji (ang. *treatment-effect heterogeneity bias*) lub obciążenie drugiego typu (ang. *type II selection bias*) i wynika z różnicy przeciętnego efektu oddziaływania między grupą eksperymentalną a całą populacją. Ostatnie z obciążeń występuje, jeżeli  $W_{ATE} \neq W_{ATT}$ .

Rosenbaum i Rubin [1983] dowiedli, że prawdziwy wektor *propensity score* jest wektorem bilansującym, a więc gwarantuje jednakowe rozkłady cech w grupie eksperymentalnej i kontrolnej. Jeżeli spełnione są warunki:

$$0 < P(D_i | \mathbb{X}_i) < 1$$

oraz

$$P(D_1, D_2, \dots, D_n | \mathbb{X}_1, \mathbb{X}_2, \dots, \mathbb{X}_n) = \prod_{i=1}^n b_{PS}(\mathbb{X}_i)^{D_i} (1 - b_{PS}(\mathbb{X}_i))^{1-D_i}$$

zachodzi bowiem:

$$W|(D = 1) = E\{E(Y_i | b_{PS}(\mathbb{X}_i), D_i = 1) - E(Y_i | b_{PS}(\mathbb{X}_i), D_i = 0) | D_i = 1\}$$

gdzie:

$E\{\cdot\}$  – wartość oczekiwana z rozkładu  $b_{PS}(\mathbb{X}_i) | (D_i = 1)$

W przypadku gdy dane nie pochodzą z randomizowanego eksperymentu, a z badań obserwacyjnych, prawdziwy wektor musi zostać oszacowany na podstawie dostępnych danych. W praktyce, wektor *propensity score* szacowany jest zwykle za pomocą metod parametrycznych, takich jak model logitowy lub probitowy<sup>23</sup>.

Kwestia doboru zmiennych do wektora *propensity score* nie jest jednak w literaturze jednoznacznie określona. Z jednej strony, uwzględnione powinny zostać wszystkie cechy jednostek wpływające na prawdopodobieństwo znalezienia się w grupie eksperymentalnej, z drugiej natomiast nie mogą to być zmienne jednoznacznie wskazujące na stan, w którym znajduje się jednostka [Strawiński, 2014], a nawet skorelowane ze stanem oddziaływania [por. Heckman et al., 1998]. W celu specyfikacji wektora *propensity score* Heckman, Ichimura i Todd [1997] proponują skorzystanie z własności predykcyjnych zmiennych i wybór takiego modelu, dla którego współczynnik trafności klasyfikacji byłby najwyższy<sup>24</sup>.

<sup>23</sup> O możliwych sposobach szacowania wektora *propensity score* pisano m.in. w pracy Sielskiej i Pawłowskiej [2016].

<sup>24</sup> Współczynnik trafności klasyfikacji (ang. *accuracy rate*) oblicza się zgodnie ze wzorem [Harańczyk, 2010]:

$$AR = \frac{TP + TN}{TP + FN + FP + TN}$$

gdzie:

$TP$  – liczba obserwacji, dla których zaobserwowano i przewidziano stan wyróżniony,

### 3.3. Warunki stosowalności podejścia kontrfaktycznego

#### 3.3.1. Założenia metody łączenia danych

Stosowanie podejścia kontrfaktycznego wiąże się z koniecznością spełnienia dwóch założeń, fundamentalnych z punktu widzenia redukcji obciążenia wyników. Pierwszym założeniem jest warunkowa niezależność (ang. *conditional independence assumption*<sup>25</sup>), które można wyrazić jako [por. Guo, Fraser, 2015]:

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

gdzie:

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

Zgodnie z powyższym założeniem, przy ustalonych wartościach cech jednostek, dla każdej  $i$ -tej jednostki wynik oddziaływania musi być niezależny od faktu poddania danej jednostki oddziaływaniu rozważanego czynnika.

Guo i Fraser [2015] zwracają uwagę, że szczególnie w przypadku badań obserwacyjnych założenie warunkowej niezależności jest często niespełnione ze względu na tworzenie grupy kontrolnej w oparciu o zależność między wynikiem oddziaływania a samym oddziaływaniem. W konsekwencji nie zostaje odtworzone kryterium randomizacji.

Jak wskazuje Szulc [2012], założenie warunkowej niezależności można częściowo uchylić – w przypadku obliczania jedynie  $W_{ATT}$  – do postaci:

$$Y_{0i} \perp D_i | \mathbb{x}_i$$

Oznacza to, że przy danych wartościach zmiennych z wektora  $\mathbb{x}$ , wartość zmiennej wynikowej w grupie kontrolnej nie zależy od faktu poddania jednostki oddziaływaniu rozważanego czynnika.

---

$TN$  – liczba obserwacji, dla których nie zaobserwowano ani nie przewidziano stanu wyróżnionego,

$FN$  – liczba obserwacji, dla których zaobserwowano, ale nie przewidziano stanu wyróżnionego,

$FP$  – liczba obserwacji, dla których nie zaobserwowano, ale przewidziano stan wyróżniony.

<sup>25</sup> W literaturze warunek ten pojawia się również jako założenie o braku zmiennych „zakłócających” (ang. *unconfoundedness*) [Rosenbaum, Rubin, 1983], doborze na podstawie zmiennych obserwowalnych  $\mathbb{x}$  (ang. *selection on observables*) [Barnow, Cain, Goldberger, 1980] czy egzogeniczności oddziaływania (ang. *exogeneity*) [Imbens, 2004].

Założenie o warunkowej niezależności traktowane jest jako część bardziej ogólnego założenia o „stabilności” oddziaływania na daną jednostkę<sup>26</sup> (ang. *Stable Unit Treatment Value Assumption*, SUTVA), będącego odpowiednikiem stosowanego w naukach ekonomicznych warunku *ceteris paribus*. Przyjmuje się tutaj *a priori*, że dla każdej  $i$ -tej jednostki wartość zmiennej rezultatu w wyniku oddziaływania określonego czynnika będzie taka sama, bez względu na mechanizm przyporządkowania oddziaływania tego czynnika do  $i$ -tej jednostki oraz oddziaływanie na pozostałe jednostki. Formalnie zapisać to można w uproszczeniu jako [por. Heckman, 2005]:

$$Y_i(\mathbb{D}_i, p, \tau) = Y_i(\mathbb{D}_i, p', \tau) = Y_i(\mathbb{D}_i, \tau)$$

gdzie:

$\mathbb{D}_i = [\mathbb{D}_i^1, \mathbb{D}_i^2, \dots, \mathbb{D}_i^k]$  – wektor  $k$ -oddziaływań w ramach danej polityki,  
 $\tau$  – mechanizm przyporządkowania oddziaływania do jednostki w ramach polityki  $p$  lub  $p'$ .

Zakłada się zatem, że dla każdej jednostki wynik oddziaływania czynnika  $D_i$  będzie jednakowy niezależnie od tego, czy oddziaływanie to wystąpiło w ramach polityki  $p$  czy  $p'$ . Heckman [2005] wskazuje, że warunek ten wyklucza ewentualne zależności o charakterze społecznym między różnymi jednostkami czy też interakcje różnych sektorów gospodarki (ang. *general equilibrium effects*).

Drugim założeniem metody łączenia danych jest warunek przenikania (ang. *overlap*)<sup>27</sup>. Przyjmuje się tutaj, że rozkłady zmiennych z wektora  $\mathbb{x}$  w grupie eksperymentalnej i kontrolnej „zachodzą na siebie”, co zapisać można jako [por. Szulc, 2012]:

$$0 < P(D_i = 1 | \mathbb{x}_i) < 1$$

Zakłada się, że przy danych wartościach obserwowalnych cech z wektora  $\mathbb{x}$  nie istnieją jednostki, które mogłyby znaleźć się tylko w grupie eksperymentalnej (warunek  $P(D_i = 1 | \mathbb{x}_i) = 1$ ) lub tylko w grupie kontrolnej (warunek  $P(D_i = 1 | \mathbb{x}_i) = 0$ ). Dla każdej obserwacji z grupy eksperymentalnej istnieje zatem konieczność znalezienia odpowiednika w grupie kontrolnej (i odwrotnie).

Jak wskazuje Szulc [2012], podobnie jak w przypadku warunkowej niezależności, założenie przenikania można osłabić do postaci:

<sup>26</sup> W literaturze polskojęzycznej nie podaje się tłumaczenia nazwy tego założenia.

<sup>27</sup> Założenie to określane jest również jako warunek wspólnej części przedziału określoności (ang. *common support region*) [Guo, Fraser, 2015].

$$P(D_i = 1 | \mathbf{x}_i) < 1$$

w przypadku obliczania jedynie  $W_{ATT}$ . Dla danych wartości zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$  nie istnieją więc takie jednostki, które mogą należeć wyłącznie do grupy eksperymentalnej. Mogą jednakże występować obserwacje należące tylko do grupy kontrolnej.

Dopiero spełnienie założenia o warunkowej niezależności i „przenikaniu”, określanych przez Rosenbauma i Rubina [1983] jako warunek silnej pomijalności (ang. *strong ignorability*), uprawniają do zastosowania metody łączenia danych [Strawiński, 2014].

Na potrzeby również niniejszej pracy wspomnieć należy, iż z punktu widzenia spełnienia założeń metody łączenia danych, posługiwanie się wartościami *propensity score* zamiast bezpośredniego wykorzystania wszystkich dostępnych zmiennych jest w zupełności wystarczające [Michalek, 2012].

### 3.3.2. Weryfikacja założeń

Strawiński [2014] wskazuje, iż założenie o warunkowej niezależności nie podlega formalnej weryfikacji, jednak istnieją umożliwiające weryfikację założenia metody pośrednie. Rosenbaum [1987] proponuje porównanie ze sobą efektów oddziaływania obliczonych w oparciu o dwie różne grupy kontrolne. Istotna różnica między uzyskanymi wynikami wskazywałaby na niespełnienie założenia o warunkowej niezależności. Propozycją Heckmana i Hotza [1989] jest z kolei obliczenie efektu oddziaływania na taką zmienną wynikową, na którą rozważany czynnik nie powinien oddziaływać. Niezerowy wynik oddziaływania sugerowałby naruszenie tego założenia.

Weryfikację założenia o przenikaniu zwykle przeprowadza się za pomocą graficznej analizy rozkładów obserwowalnych charakterystyk z wektora  $\mathbf{x}$ , przy czym ponownie problematyczna może okazać się tutaj kwestia wielowymiarowości danych. O innych sposobach sprawdzania wspólnego przedziału określoności pisze m.in. Strawiński [2014], przywołując pracę Dehejia i Wahby [1999].

Do oceny zbilansowania grupy eksperymentalnej z kontrolną Guo i Fraser [2015] zalecają sprawdzenie istotności różnic pomiędzy grupą eksperymentalną a kontrolną oddzielnie dla każdej zmiennej z wektora  $\mathbf{x}$  za pomocą testu chi-kwadrat (w przypadku zmiennych nominalnych lub porządkowych) lub testu t-Studenta dla niezależnych prób czy testu sumy rang Wilcoxon (w przypadku zmiennych ciągłych). Jak zauważają jednak Becker i Ichino [2002], badacz nie musi dążyć do zbilansowania wszystkich cech z wektora  $\mathbf{x}$  osobno, a jedynie do

zbilansowania *propensity score*. Stosowanie testu t-Studenta do badania istotności różnic w średnich wartościach cech prowadzi więc może do niepotrzebnej weryfikacji zbyt silnej hipotezy, a w konsekwencji częstego jej odrzucenia.

W literaturze wymieniane są również inne sposoby weryfikacji zbilansowania [patrz Rubin, 2001; Rubin, Thomas, 1996]. Sprawdzenie, czy *propensity score* jest wektorem bilansującym polega m.in. na analizie standaryzowanych różnic między średnimi wartościami *propensity score* oraz relacji między wariancją *propensity score* w grupie eksperymentalnej i kontrolnej.

Pierwsza metoda weryfikacji zbilansowania polega na porównaniu średnich wartości cech z wektora  $\mathbf{x}$  między grupą eksperymentalną a kontrolną, a następnie sprawdzeniu, w jakim stopniu zastosowanie *propensity score* zredukowało obciążenie wynikające ze zróżnicowania obu grup pod względem obserwowalnych charakterystyk [Rosenbaum, Rubin, 1983]. W tym celu wykorzystuje się standaryzowane różnice zdefiniowane jako [Strawiński, 2014]:

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

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.

W literaturze wskazuje się, że standaryzowane różnice powinny zostać obliczone zarówno dla każdej zmiennej z wektora  $\mathbf{x}$  osobno, jak również dla interakcji czy kwadratów charakterystyk, w zależności od specyfikacji wektora *propensity score* [Stuart, 2010]<sup>28</sup>. Jak wskazuje Strawiński [2014], mimo iż nie określono jednoznacznie, jaka wielkość standaryzowanej różnicy jest dopuszczalna, przyjmuje się, że wartość nieprzekraczająca 0,1 jest zadowalająca.

Redukcję obciążenia w związku z występowaniem różnic między grupą poddaną a niepoddaną oddziaływaniu ocenia się z kolei za pomocą miary [Strawiński, 2014]:

$$\frac{\bar{x}_T - \bar{x}_C}{|\bar{x}_T - \bar{x}_N|} \cdot 100\%$$

---

<sup>28</sup> W przypadku zmiennych o charakterze nieciągłym możliwe jest obliczenie jedynie różnic w proporcjach [Austin, 2009].

gdzie:

$\bar{x}_N$  – średnia wartość danej cechy w grupie jednostek niepoddanych oddziaływaniu.

Miara ta pokazuje, w jakiej części łączenie za pomocą *propensity score* pozwoliło zredukować różnice między grupą poddaną a niepoddaną oddziaływaniu, które występują, jeżeli dane nie pochodzą z randomizowanego eksperymentu.

Drugi sposób polega na przyrównaniu do siebie wariancji wektora *propensity score* w grupie eksperymentalnej i kontrolnej, dążąc do tego, aby stosunek tych wariancji równy był 1.

### 3.4. Sposoby łączenia obserwacji

Dysponując dwoma zbiorami obserwacji należących do grupy eksperymentalnej lub kontrolnej, przed przystąpieniem do łączenia danych badacz musi podjąć szereg decyzji, rzutujących na uzyskane wyniki. Strawiński [2014] wyróżnia dwa podstawowe dylematy stojące przed badaczem.

Pierwszą kwestią jest wybór łączenia bez zwracania lub ze zwracaniem. W pierwszym przypadku jednokrotnie dobrana do pary jednostka z grupy kontrolnej nie może zostać ponownie wykorzystana, w drugim z kolei – może istnieć wiele jednostek z grupy eksperymentalnej, które zostaną połączone z tą samą jednostką z grupy kontrolnej.

Strawiński [2014] wskazuje, przywołując pracę Dehejia i Wahby [2002], wady stosowania łączenia bez zwracania. Stosowanie takiego podejścia może prowadzić do sytuacji, w której połączone zostaną ze sobą obserwacje „odległe”, a w konsekwencji jednostce z grupy eksperymentalnej zostanie przypisany stan kontrfaktyczny od niepodobnej do niej jednostki z grupy kontrolnej. Badacz jednak musi uwzględnić, iż w przypadku zastosowania łączenia ze zwracaniem istnieje możliwość niepołączenia wszystkich jednostek z grupy kontrolnej, a zatem niewykorzystania pełnej informacji z dostępnego zbioru danych. Smith i Todd [2005] podkreślają, że chociaż podejście to zwiększa przeciętną jakość łączenia, to jednocześnie zmniejsza liczbę jednostek w grupie kontrolnej, dla których liczona jest przeciętna wartość zmiennej rezultatu w stanie kontrfaktycznym, co prowadzi do wzrostu wariancji estymatora efektu oddziaływania. Jak podaje Strawiński [2014], wybór między łączeniem bez zwracania a łączeniem ze zwracaniem jest zatem ostatecznie wyborem między obciążeniem oszacowania a wysoką wariancją estymatora.

Za drugą konieczną do podjęcia decyzję uznaje się wybór sposobu łączenia grupy eksperymentalnej z kontrolną na podstawie oszacowanego *propensity*



*score*<sup>29</sup>. W podstawowym podziale badacz może zastosować łączenie zgrubne (ang. *greedy matching*) lub optymalne (ang. *optimal matching*). W przypadku łączenia ze zwracaniem obydwie podejścia prowadzą do jednakowych wyników [Strawiński, 2014].

Łączenie zgrubne polega na losowym wybraniu jednostki z grupy eksperymentalnej, a następnie dopasowaniu najlepszego odpowiednika do grupy kontrolnej [Strawiński, 2014]. Przykładowo, jak podają Guo i Fraser [2015], w ramach łączenia zgrubnego badacz może zastosować: łączenie za pomocą metryki Mahalanobisa, łączenie za pomocą metryki Mahalanobisa z wykorzystaniem *propensity score*, łączenie najbliższego sąsiada, łączenie z odcięciem, łączenie najbliższego sąsiada „wewnątrz” odcięcia czy łączenie za pomocą metryki Mahalanobisa „wewnątrz” odcięcia<sup>30</sup>.

W przypadku łączenia za pomocą metryki Mahalanobisa losowo wybierana jest  $i$ -ta jednostka z grupy eksperymentalnej, a następnie obliczane są odległości między tą obserwacją a wszystkimi  $j$ -tymi jednostkami z grupy niepoddanej oddziaływaniu, zgodnie ze wzorem [por. Guo, Fraser, 2015]:

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

gdzie:

$\mathbb{C}$  – macierz kowariancji zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$  dla wszystkich jednostek niepoddanych oddziaływaniu<sup>31</sup>.

Jednostka z grupy niepoddanej oddziaływaniu, dla której odległość  $d(i, j)$  była najmniejsza, zostaje połączona z  $i$ -tą jednostką z grupy eksperymentalnej.

Należy jednak zaznaczyć, że w przypadku łączenia na podstawie wielu cech trudno jest zwykle znaleźć satysfakcjonujące dopasowanie. Rozwiązaniem jest sprowadzenie problemu do jednowymiarowego i zastosowanie łączenia za pomocą metryki Mahalanobisa z wykorzystaniem *propensity score*.

---

<sup>29</sup> Należy jednakże ponownie podkreślić, iż w miejsce stosowanej przez Strawińskiego [2014] podstawy łączenia, tj. wektora *propensity score*, badacz ma możliwość łączenia obserwacji na podstawie zbioru obserwowalnych charakterystyk.

<sup>30</sup> Oprócz wymienionej metryki Mahalanobisa, w przypadku łączenia jednostek na podstawie wartości wielu zmiennych, wykorzystywać również można m.in. metrykę euklidesową, Manhattan czy Czebyszewa [por. Paśko, Setlak, 2015; Sielska, Pawłowska, 2016].

<sup>31</sup> Guo i Fraser [2015] zwracają uwagę, iż w ramach łączenia za pomocą metryki Mahalanobisa macierz  $\mathbb{C}$  może być różnie zdefiniowana. Przykładowo, D’Agostino [1998] definiuje  $\mathbb{C}$  jako macierz kowariancji zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$  dla jednostek z grupy kontrolnej, z kolei Abadie i in. [2004] – jako macierz kowariancji zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$  dla jednostek z grupy eksperymentalnej i kontrolnej.

Podczas łączenia za pomocą metody najbliższego sąsiada, w pary łączone są obserwacje z grupy eksperymentalnej i kontrolnej, dla których odległość między *propensity score* jest najmniejsza. Metryka ta zdefiniowana jest jako [Guo, Fraser, 2015]:

$$d(i, j) = \min_j \|b_{PS}(x_i) - b_{PS}(x_j)\|$$

W skrajnych przypadkach obserwacje *i*-ta i *j*-ta mogą zostać ze sobą połączone, nawet jeżeli odległość  $\|b_{PS}(x_i) - b_{PS}(x_j)\|$  będzie duża. Aby uniknąć takiej ewentualności, stosuje się łączenie z odcięciem. Przyjmuje się wówczas, że jako pary mogą być rozważane jedynie takie jednostki, pomiędzy którymi odległość nie będzie przekraczać pewnej przyjętej wartości, co zapisać można jako:

$$\|b_{PS}(x_i) - b_{PS}(x_j)\| < \varepsilon$$

gdzie:

$\varepsilon$  – liczba określająca „tolerancję” dla łączenia<sup>32</sup>.

Jak łatwo zauważyć, łączenie z odcięciem można stosować zarówno z dopasowaniem za pomocą metody najbliższego sąsiada, jak i metryki Mahalanobisa. Wówczas sposób wyboru „podobnych” do siebie jednostek jest taki sam, przy czym zawężony zostaje zbiór jednostek z grupy kontrolnej, które mogą zostać dopasowane do danej jednostki z grupy eksperymentalnej. Zaznaczenia wymaga jednak, iż wybór tego typu łączenia prowadzi do dylematu pomiędzy możliwością wystąpienia łączenia niekompletnego lub niedokładnego [Parsons, 2001]. Łączenie niekompletne oznacza sytuację, w której nie wszystkie jednostki z grupy eksperymentalnej znajdują swojego odpowiednika w grupie kontrolnej, z kolei w przypadku łączenia niedokładnego dopasowane do siebie mogą zostać jednostki o różnych wartościach cech z wektora  $x$  lub różnych wartościach *propensity score*. Guo i Fraser [2015] zaznaczają, że żaden z tych wyborów nie jest jednoznacznie najlepszy.

Zaletą łączenia zgrubnego jest możliwość podzielenia jednego dużego problemu decyzyjnego, tj. połączenia obserwacji, i optymalizacji wielu prostszych decyzji. Jako wadę Rosenbaum [2002] wskazuje natomiast, że w danym

---

<sup>32</sup> Rosenbaum i Rubin [1985] sugerują wybór  $\varepsilon$  na poziomie jednej czwartej odchylenia standardowego *propensity score* liczonego dla całej próby, przy czym Guo i Fraser [2015] rekomendują przeprowadzenie analizy wrażliwości wyników na zastosowanie różnych wartości odcięcia.

momencie optymalizowany jest wybór tylko jednej pary obserwacji, bez uwzględniania przeszłych i przyszłych decyzji odnośnie łączenia<sup>33</sup>.

Swego rodzaju odpowiedzią na ułomności łączenia zgrubnego jest łączenie optymalne, bazujące na teorii przepływów w sieciach (ang. *network flow theory*). Jak podaje Strawiński [2014, s. 44], celem tej metody jest „minimalizacja całkowitej różnicy wewnątrz par pomiędzy wartościami wektora prawdopodobieństwa oddziaływania”. Formalnie, optymalizacji podlega odległość zdefiniowana jako [por. 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<sup>34</sup>,

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

Wadą łączenia optymalnego jest jednak złożoność obliczeniowa, a co za tym idzie – czas potrzebny na wykonanie łączenia [Strawiński, 2014].

Zarówno łączenie zgrubne, jak i optymalne opiera się na takim połączeniu jednostek z grupy eksperymentalnej i kontrolnej, aby różnica między wartościami *propensity score* pozwalała na zbalansowanie cech z wektora  $\mathbf{x}$  między tymi jednostkami. Rosenbaum, Ross i Silber [2007] wprowadzili dodatkowo metodę tzw. odpowiedniego zbalansowania (ang. *fine balance*), niewymagającą łączenia obserwacji na podstawie wartości *propensity score* [Guo, Fraser, 2015]. Podejście to polega na dokładnym zbalansowaniu zmiennych o charakterze no-

<sup>33</sup> Mimo pewnych słabości łączenia zgrubnego, zwraca się jednak uwagę na fakt, iż częste stosowanie tego typu podejścia, w szczególności łączenie najbliższego sąsiada „wewnątrz” odcięcia, wynika z możliwości przeprowadzenia w dalszych etapach wszelkiego rodzaju analiz wielowymiarowych, tak jak ma to miejsce w przypadku randomizowanych eksperymentów [Guo, Fraser, 2015].

<sup>34</sup> Rosenbaum [2002] proponuje zdefiniować funkcję wag jako:

$$\begin{aligned} \omega(|I_s|, |J_s|) &= |I_s|/\alpha \\ \omega(|I_s|, |J_s|) &= |I_s|/\beta \end{aligned}$$

lub

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

gdzie:

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

minalnym, bez łączenia ze sobą pojedynczych jednostek z grupy eksperymentalnej i kontrolnej, przy jednoczesnym „bliskim” łączeniu jednostek na podstawie wartości *propensity score* szacowanego na podstawie wszystkich zmiennych z wektora  $\mathbf{x}$ . W praktyce badacz zwykle jednak nie podejmuje decyzji, które podejście zastosować, tj. łączenie według *propensity score*, metodę najbliższego sąsiada, łączenie według metryki Mahalanobisa czy metodę *fine balance*, a raczej, z którą z pierwszych trzech metod połączyć tę ostatnią [Guo, Fraser, 2015].

### 3.5. Kwantyfikacja efektu oddziaływania

Po połączeniu obserwacji oraz weryfikacji założeń metody kontrfaktycznej, możliwe jest dokonanie właściwego pomiaru efektu oddziaływania rozważanego czynnika na zmienną wynikową. W zależności od postawionego pytania badawczego, wpływ ten może być oceniony w różnych aspektach.

Podstawowymi miarami efektu oddziaływania, które zostały już przywołane w niniejszej pracy, są: przeciętny efekt oddziaływania (ang. *average treatment effect, ATE*) oraz przeciętny efekt oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu (ang. *average treatment effect on treated, ATT*), zdefiniowane jako odpowiednio:

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

oraz

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

Pierwsza miara stanowi zatem 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 ( $D_i = 0$ ). W przypadku drugiej miary, różnica wartości oczekiwanych liczona jest z kolei jedynie dla warunku wystąpienia oddziaływania czynnika. Wartość  $W_{ATE}$  interpretuje się jako przeciętną wielkość wpływu danego czynnika na pewną zmienną wynikową dla jednostki losowo wybranej z próby, podczas gdy  $W_{ATT}$  stanowi średni efekt oddziaływania na beneficjentów programu. Stąd też pomiar przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu wydaje się być stosowniejszy z punktu widzenia oceny wprowadzanego instrumentu polityki [Caliendo, 2006].

Jako dopełnienie miary  $W_{ATT}$ , zdefiniować można wielkość wpływu danego czynnika na jednostki kontrolne, a więc przeciętny efekt oddziaływania

wobec jednostek niepoddanych oddziaływaniu (ang. *average treatment effect on untreated, ATU*):

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

Podobnie jak w przypadku  $W_{ATT}$  miara ta stanowi różnicę wartości oczekiwanych zmiennej wynikowej w przypadku poddania i niepoddania oddziaływaniu, jednak pod warunkiem niewystąpienia oddziaływania czynnika.

W niektórych przypadkach praktyki gospodarczej, dla oceny wdrożonego instrumentu polityki istotne jest rozróżnienie kategorii przeciętnych od krańcowych [por. Heckman, Vytlačil, 1999; Heckman, 2005]. W celu wyznaczenia efektu oddziaływania nie dla przeciętnego, ale dla krańcowego (kolejnego) beneficjenta, oblicza się krańcowy efekt oddziaływania (ang. *marginal treatment effect, MTE*), zdefiniowany jako [Kowalski, 2016]:

$$W_{MTE} = E(Y_{1i} - Y_{0i} | U_D = p)$$

gdzie:

$U_D$  – nieobserwowalny koszt netto oddziaływania czynnika,

$p$  – obserwowalny zysk netto oddziaływania czynnika.

Krańcowy efekt oddziaływania składa się zatem z krańcowego wyniku oddziaływania (ang. *marginal treated outcome, MTO*) oraz krańcowego wyniku braku oddziaływania (ang. *marginal untreated outcome, MUO*), tj.:

$$W_{MTO} = E(Y_{1i} | U_D = p)$$

oraz

$$W_{MUO} = E(Y_{0i} | U_D = p)$$

Kowalski [2016] proponuje oznaczać  $W_{MUO}$  również jako krańcowy efekt selekcji (ang. *marginal selection effect, MSE*).

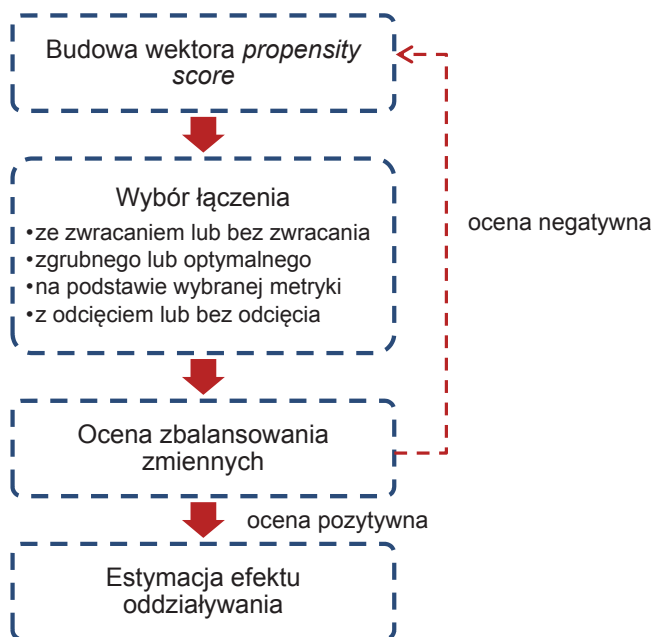
W zależności od założeń nałożonych na jednostki z grupy eksperymentalnej i kontrolnej, wyszczególnia się szereg alternatywnych typów efektów oddziaływania. Szerzej kwestia ta opisana jest w pracach m.in. Guo i Fraser [2015] czy Wiedermann i von Eye [2016].

## 4. Szacowanie efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy

### 4.1. Budowa wektora *propensity score*

Pomiar wpływu wsparcia o charakterze inwestycyjnym na wydajność czynnika pracy (GVA/AWU) w polskich gospodarstwach rolnych przeprowadzono według schematu zaprezentowanego na rysunku 14.

Rysunek 14. Schemat metody *propensity score matching*



Źródło: opracowanie własne.

Badanie rozpoczęto zatem od specyfikacji wektora *propensity score*. Kierując się przywołaną wcześniej propozycją Heckmana, Ichimury i Todda [1997], wykorzystano w tym celu własności predykcyjne zmiennych. Analogicznie do pracy Sielskiej i Pawłowskiej [2016], zbudowano modele logitowe, za pomocą których oszacowano wpływ wszystkich możliwych kombinacji ze zbioru wybranych 19 zmiennych (tabela 1) na prawdopodobieństwo otrzymania dopłat do inwestycji. Ostatecznie, do wektora prawdopodobieństwa oddziaływania wybrano te zmienne, dla których model logitowy charakteryzował się najwyższą war-

tością współczynnika trafności klasyfikacji, przy domyślnym progu odcięcia równym 0,5.

Przyjęto założenie o rocznym opóźnieniu otrzymania wsparcia oraz występowaniu efektu oddziaływania badanych dopłat na wydajność czynnika pracy, stąd wybrane obserwowalne charakterystyki gospodarstw z roku  $t$  wpływały na prawdopodobieństwo otrzymania dopłat w roku  $t+1$ , czego efektem była wartość wskaźnika rezultatu GVA/AWU w roku  $t+2$ .

Szacowanie modeli logitowych, jak i estymację efektu oddziaływania rozważanego wsparcia, przeprowadzono na danych FADN o indywidualnych gospodarstwach rolnych z okresu 2008-2015<sup>35</sup>. Przedstawione w niniejszej pracy wyniki z przeprowadzonego badania stanowią uzupełnienie oraz kontynuację pracy Sielskiej i Pawłowskiej [2016]. W szczególności, przeprowadzono tutaj analizę wrażliwości uzyskanych wyników na dobór próby oraz wybór algorytmu łączenia danych.

Do budowy wektora *propensity score*, oddzielnie dla każdego okresu, wykorzystano zbiory zmiennych pozwalających na możliwie najlepszą prognozę prawdopodobieństwa otrzymania przez gospodarstwa rolne wsparcia dla inwestycji. Na rysunkach 15-20 przedstawiono wartości ilorazu szans wraz z ich 97,5% przedziałem ufności. Kolorem niebieskim oznaczono zmienne wpływające dodatnio, zaś czerwonym – ujemnie na szansę otrzymania dopłat. 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.

---

<sup>35</sup> Należy podkreślić, iż w związku ze sposobem klasyfikacji danych o dopłatach w Polskim FADN za analizowany okres, w ramach dopłat do inwestycji ujęte są nie tylko działania o charakterze inwestycyjnym, których źródłem finansowania był PROW 2007-2013, ale również wsparcie inwestycyjne w ramach Krajowego Programu Wsparcia Pszczelarstwa oraz pomoc do plantacji trwałych przeznaczonych na cele energetyczne.

**Tabela 1. Charakterystyka zmiennych objaśniających**

Nazwa zmiennej (według FADN)	Rodzaj zmiennej	Charakterystyka
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>36</sup>
ES6	porządkowa	klasa wielkości ekonomicznej gospodarstwa rolnego zgodnie z typologią FADN (kategorie: bardzo małe (2-8 tys. euro), małe (8-25 tys. euro), średnio-małe (25-50 tys. euro), średnio-duże (50-100 tys. euro), duże (100-500 tys. euro), bardzo duże (powyżej 500 tys. euro) <sup>37</sup>
WYK	porządkowa	wykształcenie rolnika (kategorie: podstawowe, zasadnicze nierolnicze, zasadnicze rolnicze, średnie nierolnicze, średnie rolnicze, wyższe nierolnicze, wyższe rolnicze) <sup>38</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)

<sup>36</sup> Przy interpretacji modeli logitowych kategorię referencyjną stanowiły gospodarstwa specjalizujące się w uprawach polowych.

<sup>37</sup> Przy interpretacji modeli logitowych kategorię referencyjną stanowiły gospodarstwa o wielkości ekonomicznej 2-8 tys. euro. 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>38</sup> Przy interpretacji modeli logitowych kategorię referencyjną stanowiły gospodarstwa, w których kierujący nimi rolnik posiadał wykształcenie podstawowe.



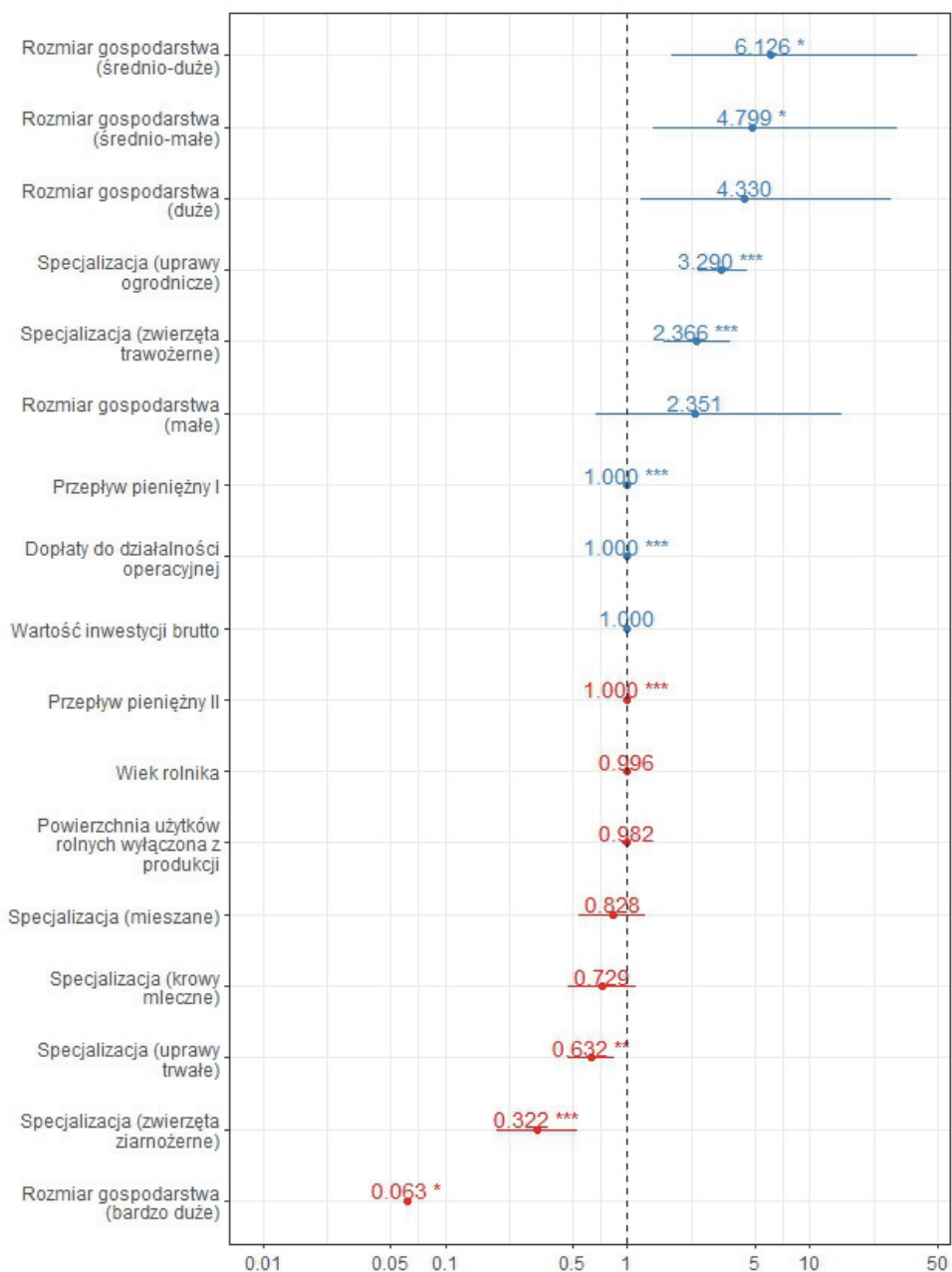
SE485	ciągła	wartość zobowiązań krótko- i długoterminowych (w zł)
SE506	ciągła	zmiana wartości kapitału własnego w ciągu roku obrachunkowego (w zł)
SE510	ciągła	średnia wartość kapitału gospodarstwa rolnego (w zł)
SE516	ciągła	inwestycje brutto (w zł)
SE521	ciągła	inwestycje netto (w zł)
SE526	ciągła	przepływ pieniężny I (w zł) = sprzedaż produktów + inne przychody + sprzedaż zwierząt – koszty ogółem – koszty zakupu zwierząt + saldo dopłat i podatków dotyczących działalności operacyjnej + saldo dopłat i podatków dotyczących inwestycji
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
SE605	ciągła	dopłaty do działalności operacyjnej bez dopłat do inwestycji (w zł)
SE621	ciągła	dopłaty rolnośrodowiskowe (w zł)

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

Szacując wpływ wybranych charakterystyk gospodarstw z 2008 r. na prawdopodobieństwo otrzymania dopłat do inwestycji w 2009 r., najwyższą trafność klasyfikacji uzyskano na poziomie 0,7025. Model błędnie klasyfikował więc otrzymanie wsparcia dla 30 na 100 obserwacji. Istotnie dodatni wpływ na szansę otrzymania analizowanego wsparcia miały takie cechy gospodarstw, jak wysokość dopłat do działalności operacyjnej czy przepływu pieniężnego I. Ujemny wpływ miała wartość przepływu pieniężnego II. Niejednoznaczny wpływ, tj. pozytywny bądź negatywny w zależności od kategorii zmiennej, miała natomiast klasa wielkości ekonomicznej i specjalizacja gospodarstwa.

Gospodarstwa rolne specjalizujące się w uprawach ogrodniczych miały ponad trzykrotnie, a w chowie zwierząt trawożernych ponad dwukrotnie wyższą szansę na otrzymanie wsparcia niż gospodarstwa specjalizujące się w uprawach polowych. W przypadku gospodarstw specjalizujących się w uprawach trwałych lub chowie zwierząt ziarnożernych, szansa na otrzymanie dopłat była z kolei o odpowiednio ok. 36 i 67% niższa w porównaniu do kategorii referencyjnej.

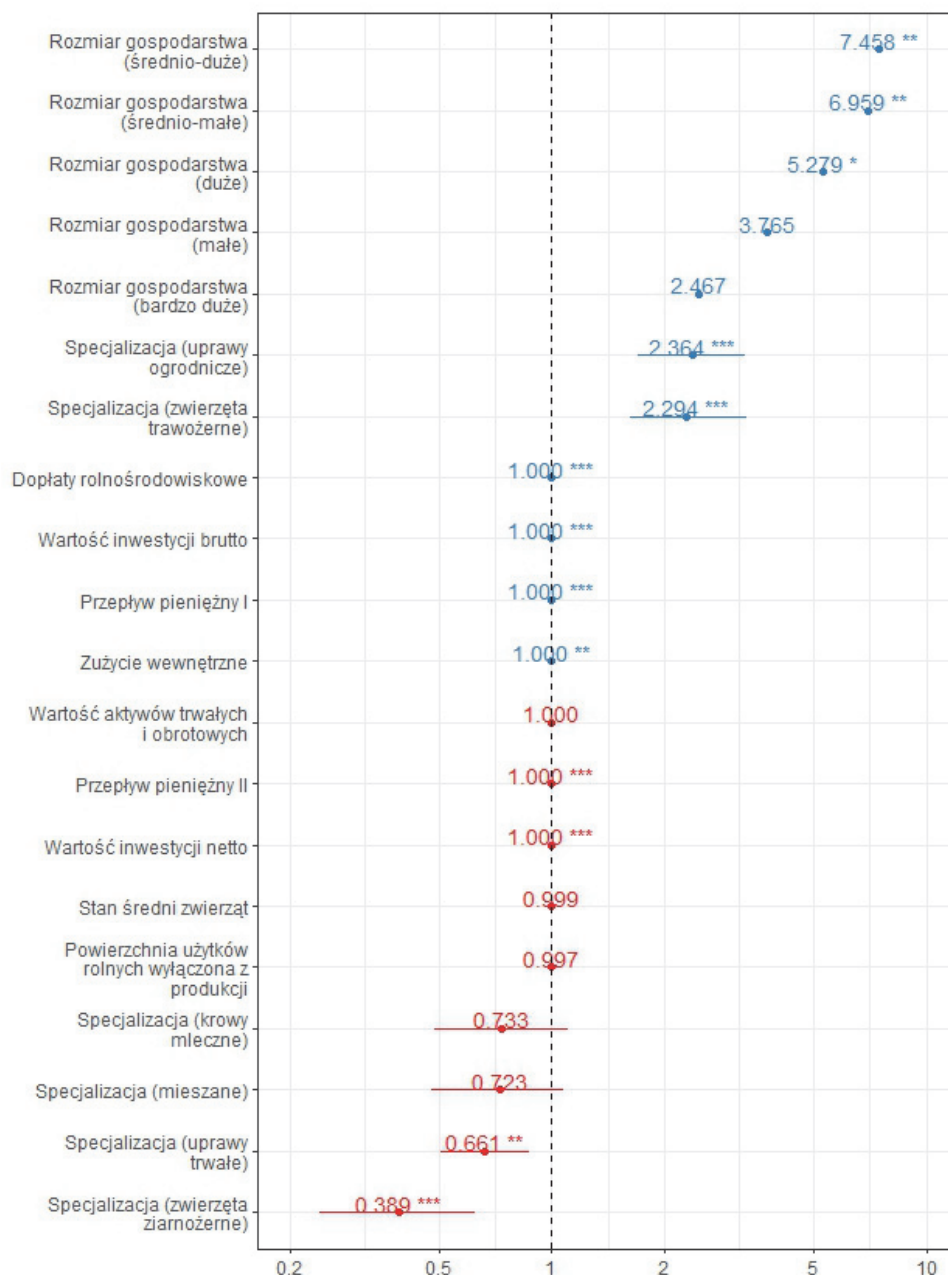
**Rysunek 15. Iloraz szans dla modelu logitowego  
(wsparcie dla inwestycji w 2009 r.)**



Oznaczenia: \*\*\* - p-value poniżej 0,001, \*\* - poniżej 0,01, \* - poniżej 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 16. Iloraz szans dla modelu logitowego  
(wsparcie dla inwestycji w 2010 r.)**



Oznaczenia: \*\*\* - p-value poniżej 0,001, \*\* - poniżej 0,01, \* - poniżej 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

Dla gospodarstw, których wielkość ekonomiczna wynosiła od 25 do 100 tys. euro, a więc sklasyfikowane zostały jako średnio-małe lub średnio-duże, szansa na otrzymanie wsparcia była odpowiednio ok. pięć- i sześciokrotnie wyższa niż w gospodarstwach o wielkości nieprzekraczającej 8 tys. euro. Gospodarstwa powyżej 500 tys. euro (bardzo duże) cechowały się natomiast o ok. 93% niższą szansą uzyskania dopłat do inwestycji w porównaniu do gospodarstw o referencyjnej wielkości ekonomicznej.

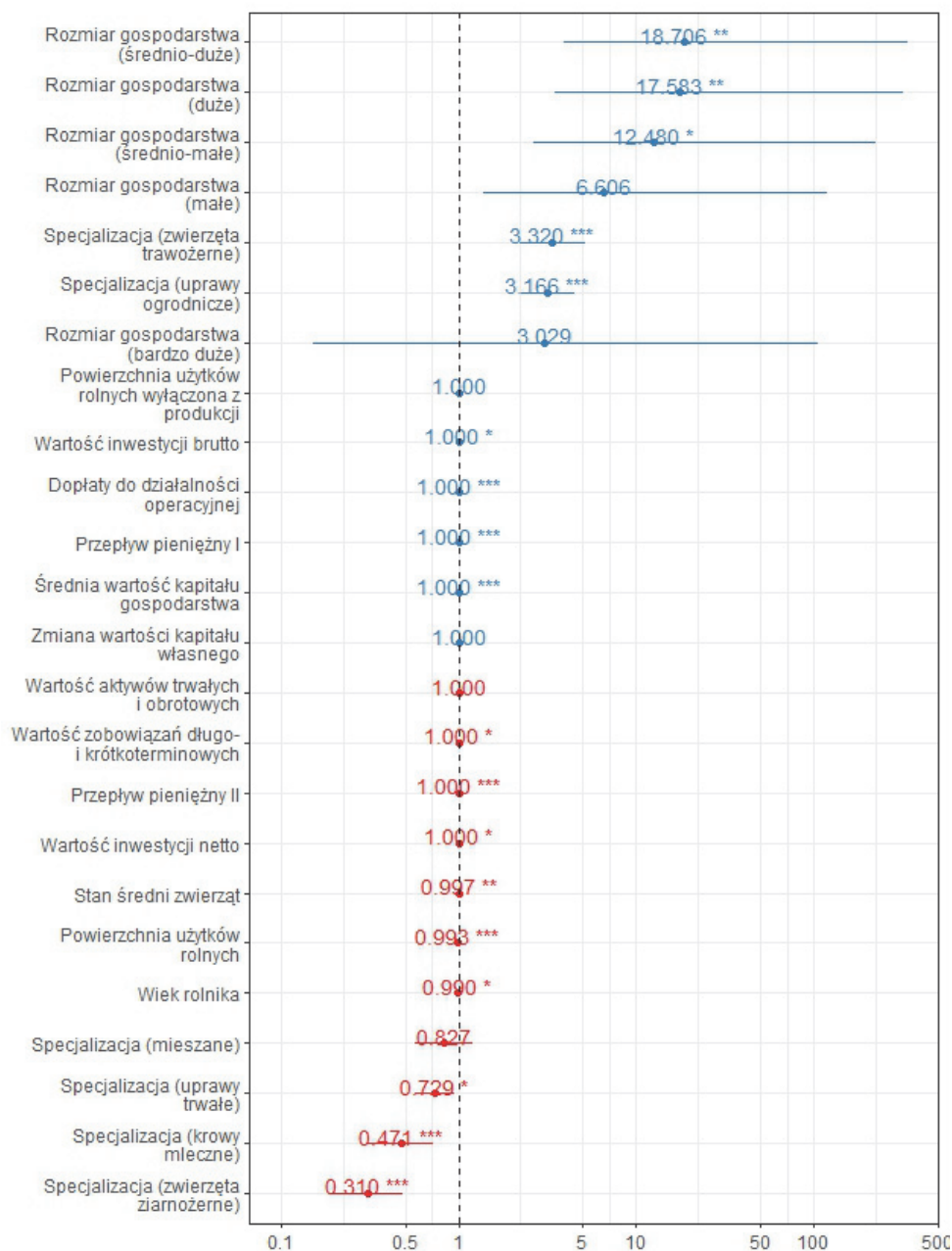
Badając wpływ cech gospodarstw z 2009 r. na prawdopodobieństwo uzyskania dopłat w 2010 r., model o możliwie najwyższym współczynniku trafności klasyfikacji poprawnie prognozował zmienną objaśnianą dla ok. 71 na 100 obserwacji. Istotnie pozytywny wpływ na szansę otrzymania wsparcia miały wielkość ekonomiczna gospodarstwa, wartość dopłat rolnośrodowiskowych, inwestycji brutto, przepływu pieniężnego I oraz zużycia wewnętrznego. Negatywnie wpływała natomiast wysokość przepływu pieniężnego II oraz inwestycji netto. Typ specjalizacji gospodarstwa, w zależności od kategorii zmiennej, miał ponownie dodatni lub ujemny wpływ na szansę otrzymania dopłat.

Podobnie jak w poprzednim okresie, dodatni wpływ na prawdopodobieństwo otrzymania wsparcia miała specjalizacja gospodarstwa w kierunku upraw ogrodniczych oraz chowu zwierząt trawożernych. Dla tych gospodarstw odnotowano bowiem około trzykrotnie wyższą szansę pozyskania dopłat niż w przypadku gospodarstw specjalizujących się w uprawach polowych. Dla gospodarstw specjalizujących się w uprawach trwałych czy chowie zwierząt ziarnożernych szansa ta była z kolei o odpowiednio ok. 33 i 61% niższa.

W porównaniu do gospodarstw rolnych sklasyfikowanych pod względem wielkości ekonomicznej jako bardzo małe, szansa na uzyskanie dopłat do inwestycji w większych gospodarstwach była wyższa. Istotnie większe prawdopodobieństwo otrzymania wsparcia wystąpiło w gospodarstwach średnio-małych, średnio-dużych i dużych, w których szansa ta była od ok. pięć- do siedmiokrotnie wyższa niż w gospodarstwach referencyjnych.

Dla okresu 2010-2011 najlepiej prognozujący model logitowy trafnie sklasyfikował ok. 72 na 100 obserwacji. Na prawdopodobieństwo otrzymania dopłat do inwestycji wpłynęły: rozmiar gospodarstwa, wysokość inwestycji brutto, dopłat do działalności operacyjnej, przepływu pieniężnego I, średnia wartość kapitału gospodarstwa (wpływ dodatni) oraz wartość zobowiązań krótko- i długoterminowych, przepływu pieniężnego II i inwestycji netto, stan średni zwierząt, powierzchnia użytków rolnych oraz wiek rolnika kierującego gospodarstwem (wpływ ujemny).

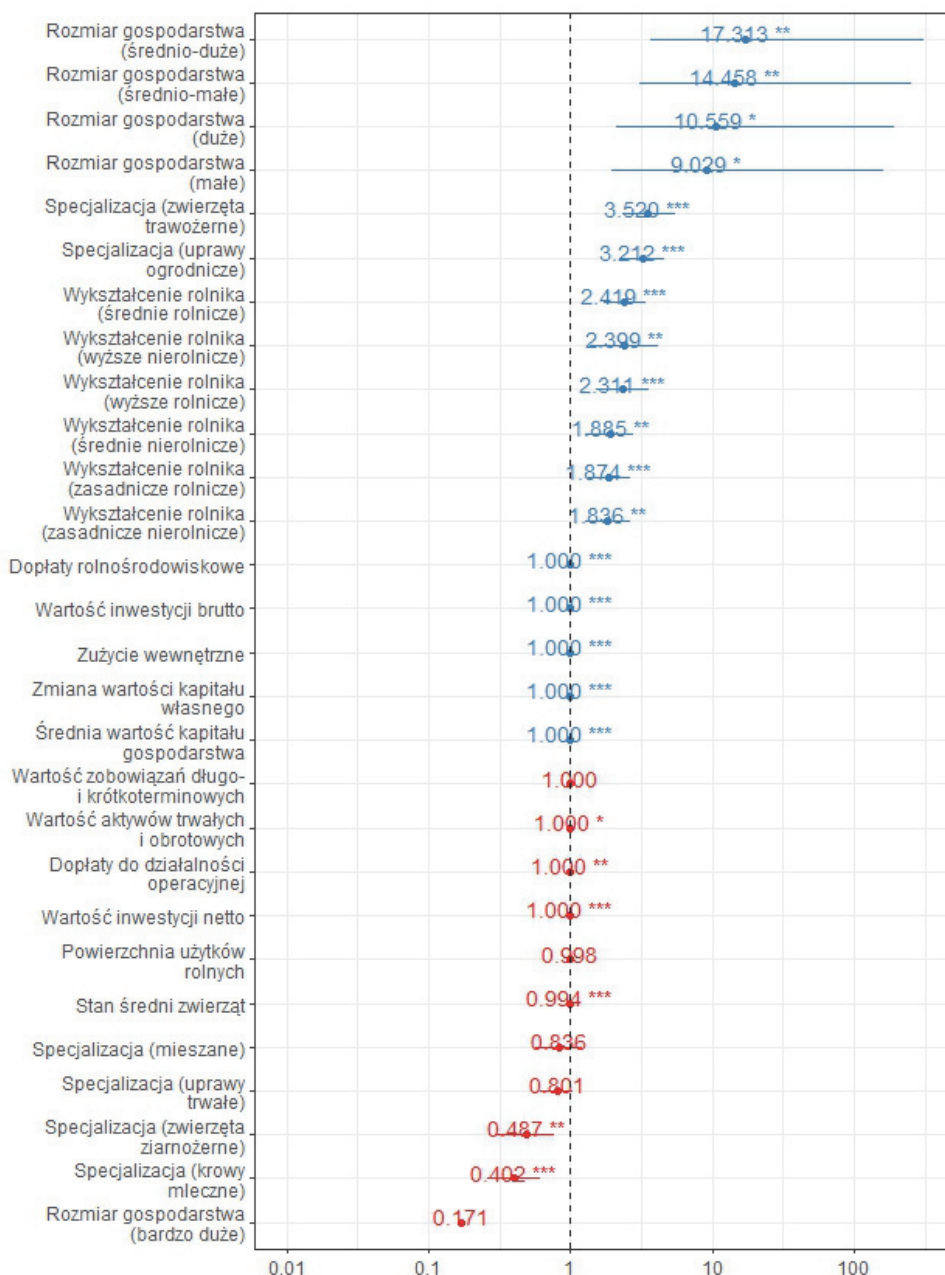
**Rysunek 17. Iloraz szans dla modelu logitowego  
(wsparcie dla inwestycji w 2011 r.)**



Oznaczenia: \*\*\* - p-value poniżej 0,001, \*\* - poniżej 0,01, \* - poniżej 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 18. Iloraz szans dla modelu logitowego  
(wsparcie dla inwestycji w 2012 r.)**



Oznaczenia: \*\*\* - p-value poniżej 0,001, \*\* - poniżej 0,01, \* - poniżej 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

Porównując do poprzednich okresów, wpływ wielkości ekonomicznej gospodarstwa na prawdopodobieństwo otrzymania wsparcia w 2011 r. był zdecydowanie wyższy. Szansa na uzyskanie dopłat do inwestycji w gospodarstwach od 25 do 500 tys. euro była bowiem o co najmniej ponad dwunastokrotnie wyższa niż w gospodarstwach o wielkości nieprzekraczającej 8 tys. euro.

Również w przypadku gospodarstw specjalizujących się w uprawach ogrodniczych i chowie zwierząt trawożernych wpływ ten był większy niż poprzednio, ponieważ szansa na otrzymanie wsparcia w tego typu gospodarstwach była ponad trzykrotnie wyższa niż w gospodarstwach specjalizujących się w uprawach polowych. Jeżeli dane gospodarstwo specjalizowało się w uprawach trwałych, chowie krów mlecznych lub zwierząt ziarnożernych, to szansa na otrzymanie dopłat była z kolei odpowiednio o ok. 27, 52 i 68% niższa.

Dla modelu szacującego wpływ wybranych cech na prawdopodobieństwo otrzymania dopłat do inwestycji w 2012 r. wartość współczynnika klasyfikacji wyniosła 0,7450, a więc model na podstawie wartości zmiennych objaśniających błędnie klasyfikował ok. 25 na 100 obserwacji. Pozytywnie na szansę uzyskania wsparcia wpłynęły takie zmienne, jak: wykształcenie rolnika kierującego gospodarstwem, wartość inwestycji brutto, zużycia wewnętrznego, otrzymanych dopłat rolnośrodowiskowych, zmiana wartości kapitału własnego oraz średnia wartość kapitału gospodarstwa. Ujemnie wpływały natomiast: wartość aktywów trwałych i obrotowych, wartość dopłat do działalności operacyjnej i inwestycji netto oraz stan średni zwierząt.

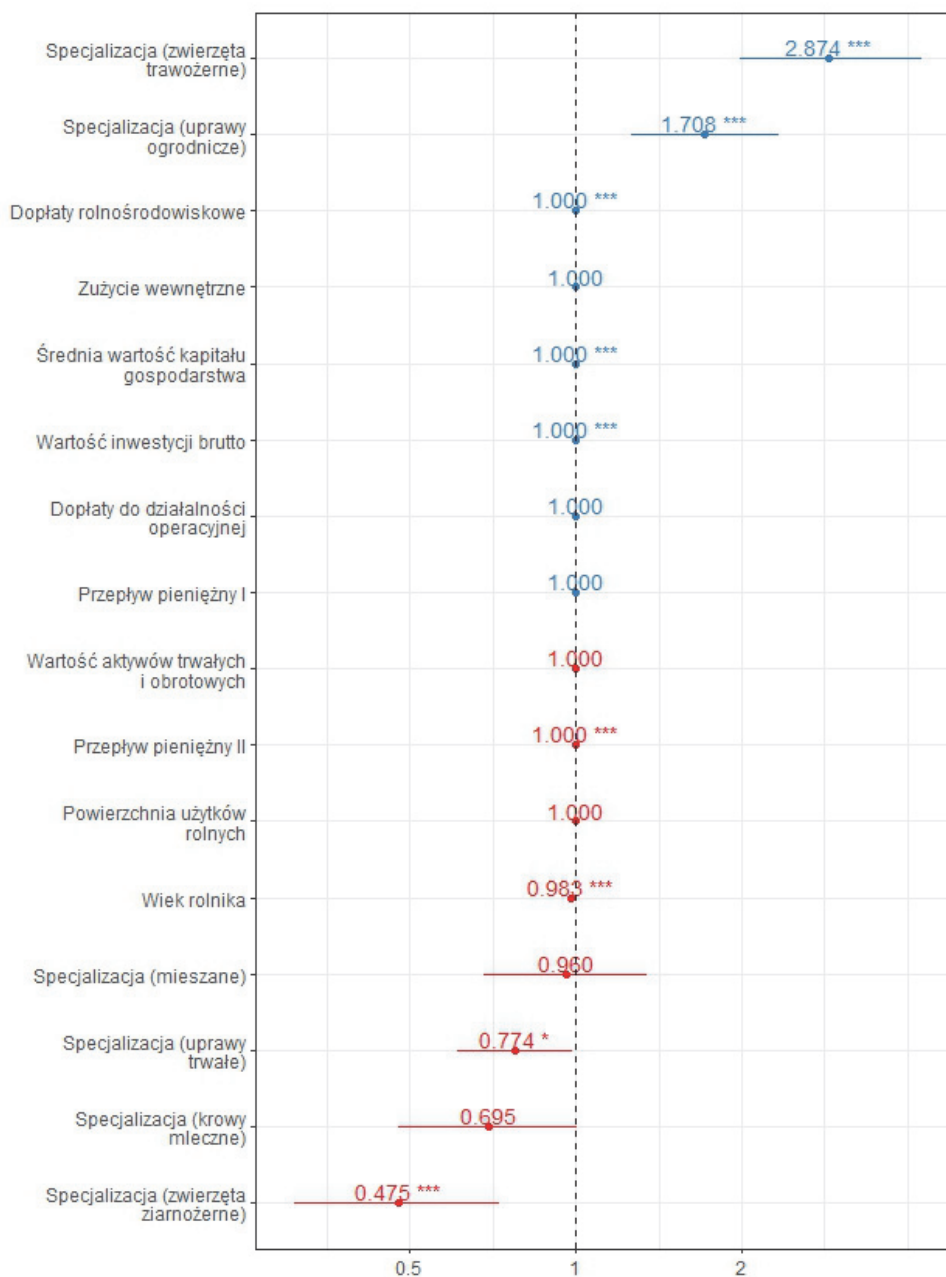
Podobnie jak w przypadku poprzednio estymowanego modelu, gospodarstwa rolne sklasyfikowane jako małe, średnio-małe, średnio-duże lub duże miały zdecydowanie, bo co najmniej dziewięciokrotnie, wyższe szanse na otrzymanie wsparcia dla inwestycji w 2012 r. niż gospodarstwa o wielkości do 8 tys. euro.

Gospodarstwa specjalizujące się w uprawach ogrodniczych lub chowie zwierząt trawożernych, analogicznie jak poprzednio, cechowały się ok. trzykrotnie wyższą szansą uzyskania dopłat niż gospodarstwa z kategorii referencyjnej. W przypadku gospodarstw specjalizujących się w chowie zwierząt ziarnożernych czy krów mlecznych szansa ta była z kolei odpowiednio o ok. 51 i 59% niższa.

Dodatkowo, w gospodarstwach, którymi kierowali rolnicy o wykształceniu zasadniczym, średnim czy wyższym – zarówno rolniczym, jak i nierolniczym – szansa na otrzymanie dopłat była ok. dwukrotnie wyższa w porównaniu do gospodarstw kierowanych przez rolników o wykształceniu podstawowym.



**Rysunek 19. Iloraz szans dla modelu logitowego  
(wsparcie dla inwestycji w 2013 r.)**

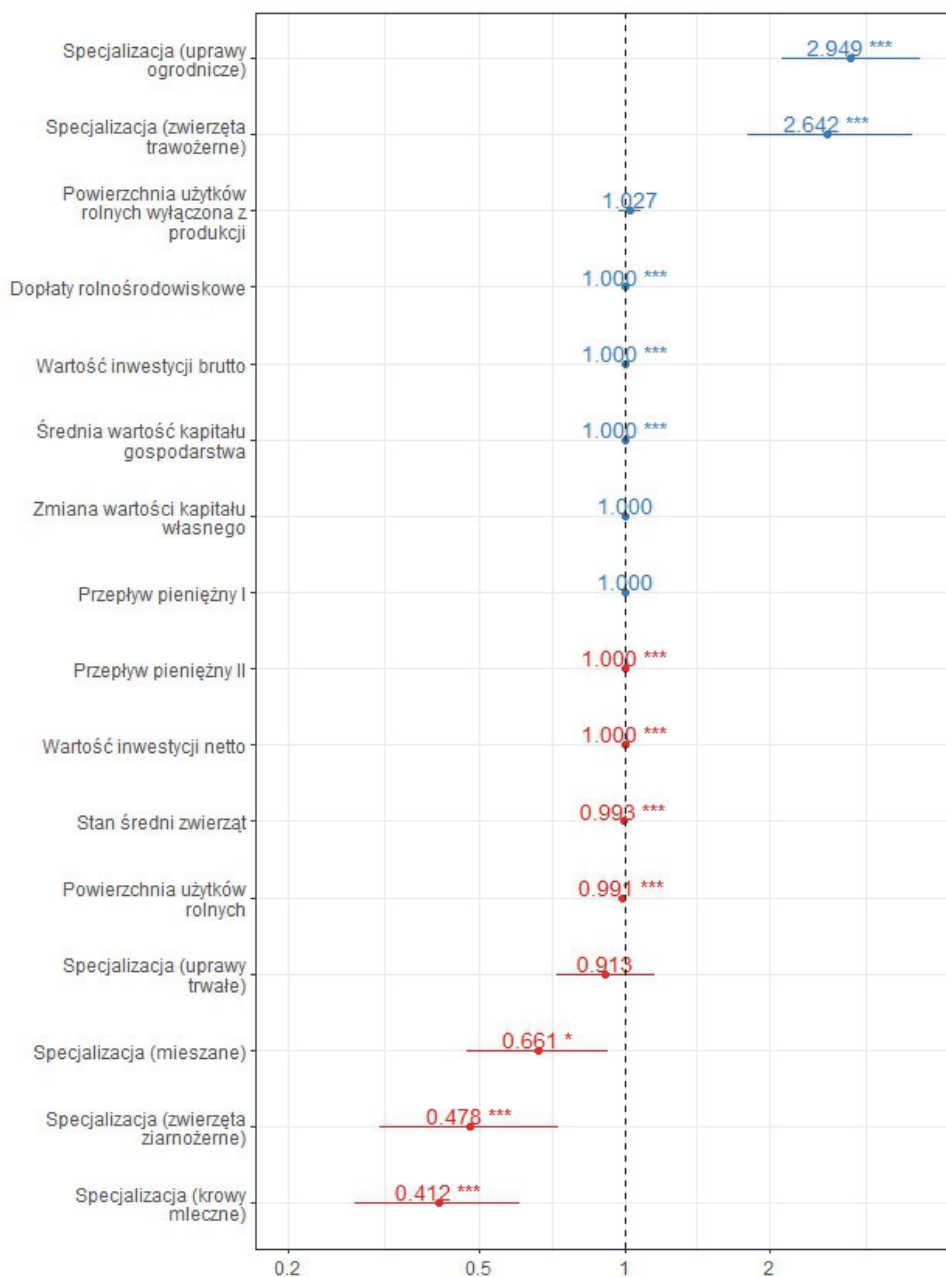


Oznaczenia: \*\*\* - p-value poniżej 0,001, \*\* - poniżej 0,01, \* - poniżej 0,05.

Źródło: opracowanie własne.



**Rysunek 20. Iloraz szans dla modelu logitowego  
(wsparcie dla inwestycji w 2014 r.)**



Oznaczenia: \*\*\* - p-value poniżej 0,001, \*\* - poniżej 0,01, \* - poniżej 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

Dla okresu 2012-2013 współczynnik trafności klasyfikacji wyniósł 0,7529, model zatem błędnie wyznaczał wartość zmiennej objaśnianej dla ok. 24 na 100 obserwacji. Istotnie pozytywny wpływ na prawdopodobieństwo otrzymania wsparcia miała wysokość inwestycji brutto, otrzymanych dopłat rolnośrodowiskowych oraz średnia wartość kapitału gospodarstwa, negatywny zaś – wartość przepływu pieniężnego II oraz wiek rolnika.

W zależności od kategorii, w porównaniu do gospodarstw specjalizujących się w uprawach polowych, wpływ typu gospodarstwa na szansę uzyskania dopłat był dodatni lub ujemny. Dla gospodarstw specjalizujących się w uprawach ogrodnich lub chowie zwierząt trawożernych szansa ta była odpowiednio dwu- i trzykrotnie wyższa niż dla gospodarstw z grupy referencyjnej. Z kolei gospodarstwa specjalizujące się w uprawach trwałych lub chowie zwierząt ziarnożernych cechowały się odpowiednio o ok. 22 i 53% niższą szansą otrzymania dopłat do inwestycji w 2013 r.

Dla ostatniego analizowanego okresu model o możliwie najwyższej trafności klasyfikacji poprawnie prognozował wartość zmiennej objaśnianej dla około 76 na 100 obserwacji. Istotnie pozytywny wpływ na prawdopodobieństwo otrzymania wsparcia miały takie cechy gospodarstw, jak wartość inwestycji brutto i otrzymanych dopłat rolnośrodowiskowych oraz średnia wartość kapitału gospodarstwa. Negatywny wpływ miały zaś: powierzchnia użytków rolnych, stan średni zwierząt, wysokość przepływu pieniężnego II oraz inwestycji netto.

Podobnie jak poprzednio, w porównaniu do gospodarstw specjalizujących się w uprawach polowych, w pozostałych typach gospodarstw kierunek wpływu na prawdopodobieństwo uzyskania wsparcia nie był jednoznaczny. Gospodarstwa specjalizujące się w uprawach ogrodnich lub chowie zwierząt trawożernych miały ponad dwukrotnie wyższą szansę otrzymania dopłat do inwestycji. Jednocześnie, dla gospodarstw specjalizujących się w chowie krów mlecznych, zwierząt ziarnożernych czy też sklasyfikowanych jako typ mieszany szansa ta była odpowiednio o około 58, 52 i 33% niższa niż dla gospodarstw z grupy referencyjnej.

Podsumowując dotychczasowe wyniki (tabela 2), stwierdzić można, iż jedyną cechą gospodarstw rolnych istotnie wpływającą na prawdopodobieństwo otrzymania dopłat do inwestycji był typ specjalizacji gospodarstwa. W porównaniu do typu referencyjnego, tj. upraw polowych, najwyższe szanse uzyskania wsparcia miały gospodarstwa specjalizujące się w uprawach ogrodnich lub chowie zwierząt trawożernych, najmniejsze z kolei – gospodarstwa specjalizujące się w uprawach trwałych czy chowie zwierząt ziarnożernych.

Wielkość ekonomiczna gospodarstwa znacząco wpływała na uzyskanie dopłat jedynie do 2012 r. Wówczas gospodarstwa rolne sklasyfikowane jako średnio-małe lub średnio-duże miały w porównaniu do gospodarstw bardzo małych najwyższe szanse otrzymania wsparcia o charakterze inwestycyjnym. Warto zaznaczyć, iż w grupie gospodarstw rolnych powyżej 500 tys. euro wielkość ekonomiczna nie stanowiła istotnej determinanty szansy uzyskania tego typu wsparcia.

**Tabela 2. Wzrost (spadek) szans otrzymania dopłat do inwestycji ze względu na istotne zmienne**

Cecha gospodarstwa	Rok	2008	2009	2010	2011	2012	2013
		- 2009	- 2010	- 2011	- 2012	- 2013	- 2014
Specjalizacja:							
uprawy ogrodnicze		+229%	+136%	+217%	+221%	+71%	+195%
uprawy trwałe krowy mleczne		-36,8%	-33,9%	-27,1%	-59,8%	-22,6%	-58,8%
zwierzęta trawożerne		+137%	+129%	+232%	+252%		+164%
zwierzęta ziarnożerne		-67,8%	-61,1%	-69%	-51,3%	+184%	-52,2%
mieszane						-52,5%	-33,9%
Wielkość ekonomiczna:							
małe		+380%	+596%		+803%		
średnio-małe		+513%	+646%	+1148%	+1346%		
średnio-duże			+428%	+1771%	+1631%		
duże		-93,7%		+1658%	+956%		
bardzo duże							

Wykształcenie rolnika:						
zasadnicze				+83,6%		
nierolnicze						
zasadnicze				+87,4%		
rolnicze						
średnie				+88,5%		
nierolnicze						
średnie rolnicze				+142%		
wyższe				+140%		
nierolnicze						
wyższe rolnicze				+131%		
Wiek rolnika (w latach)			-1%		-1,7%	
Powierzchnia użytków rolnych (w 10 ha)			-7%			-9%
Stan średni zwierząt (w 10 LU)			-3%	-6%		-7%
Zużycie wewnętrzne (w 1000 zł)		+0,6%		+0,6%		
Aktywa trwałe i obrotowe (w 1000 zł)				-0,02%		
Zobowiązania krótko- i długoterminowe (w 1000 zł)			-0,07%			
Zmiana wartości kapitału własnego (w 1000 zł)				+0,2%		
Średnia wartość kapitału (w 1000 zł)			+0,1%	+0,1%	+0,2%	+0,2%

Inwestycje brutto (w 1000 zł)		+1,3%	+0,8%	+1,2%	+0,1%	+1,6%
Inwestycje netto (w 1000 zł)		+1,1%	-0,8%	-1,1%		-1,6%
Przepływ pieniężny I (w 1000 zł)	+0,7%	+0,7%	+0,3%			
Przepływ pieniężny II (w 1000 zł)	-0,5%	-0,8%	-0,6%		-0,4%	-0,3%
Dopłaty do działalności operacyjnej (w 1000 zł)	+0,5%		+0,6%	-0,4%		
Dopłaty rolno- środowiskowe (w 1000 zł)		+2,4%		+2,5%	+2%	+2,9%

*Źródło: opracowanie własne.*

Wykształcenie rolnika kierującego gospodarstwem okazało się mieć istotny wpływ jedynie przy szacowaniu prawdopodobieństwa otrzymania wsparcia dla inwestycji w 2012 r. W porównaniu do wykształcenia na poziomie podstawowym, najwyższą szansę uzyskania dopłat mieli rolnicy o wykształceniu co najmniej średnim o profilu rolniczym.

Wiek rolnika kierującego gospodarstwem był z kolei istotną determinantą prawdopodobieństwa uzyskania dopłat w 2011 i 2013 r. W obu przypadkach wpływ cechy był negatywny. Im starszy był rolnik, tym szanse na otrzymanie wsparcia dla inwestycji były niższe odpowiednio o ok. 1 i 1,7%.

Kolejną cechą mającą ujemny wpływ na prawdopodobieństwo otrzymania dopłat w latach 2011 i 2014 była powierzchnia użytków rolnych. Wraz ze wzrostem powierzchni o 10 ha, szansa na uzyskanie wsparcia malała o odpowiednio 7 i 9%.

Ujemny wpływ miał również stan średni zwierząt w gospodarstwie rolnym. Wzrost liczby zwierząt o 10 LU powodował w 2011, 2012 i 2014 r. spadek szans na uzyskanie wsparcia do inwestycji odpowiednio o ok. 3, 6 i 7%.

Szacując prawdopodobieństwo otrzymania dopłat do inwestycji w 2010 i 2012 r., istotnie dodatni wpływ miała wartość zużycia wewnętrznego w gospo-

darstwie rolnym. Wzrost wartości produktów roślinnych i zwierzęcych wytworzonych i zużytych w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa o 1000 zł powodował wzrost szans na uzyskanie wsparcia o 0,6%.

Podobnie jak wykształcenie rolnika, cechą gospodarstwa istotnie wpływającą na prawdopodobieństwo uzyskania dopłat do inwestycji w 2012 r. była wartość aktywów trwałych i obrotowych. Wraz ze wzrostem wartości aktywów o 1000 zł, szansa na otrzymanie wsparcia o charakterze inwestycyjnym spadała wówczas o 0,02%.

W tym roku zmienną istotnie wpływającą na szansę otrzymania dopłat była również zmiana wartości kapitału własnego w gospodarstwie. Wzrost różnicy wartości kapitału między końcem a początkiem roku obrachunkowego o 1000 zł powodował wzrost szansy przyznania gospodarstwu dopłat do inwestycji o 0,2%.

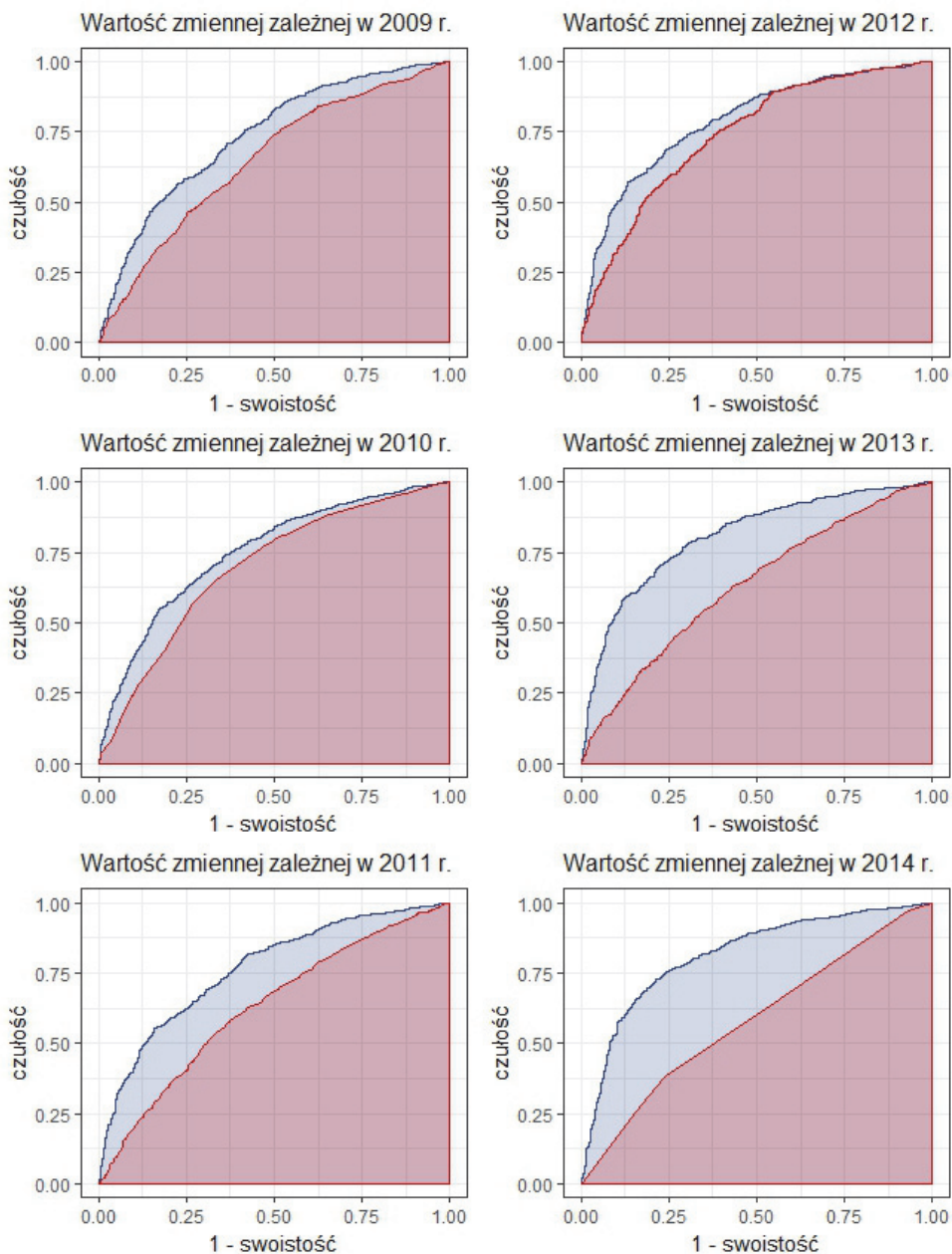
Wielkość zobowiązań krótko- i długoterminowych okazała się być istotną determinantą prawdopodobieństwa otrzymania dopłat do inwestycji w 2011 r. Wraz ze wzrostem łącznej wartości zobowiązań o 1000 zł, szansa na uzyskanie wsparcia malała o 0,07%.

Oszacowując modele logitowe dla czterech ostatnich okresów, stwierdzono, że istotny wpływ na prawdopodobieństwo otrzymania wsparcia dla inwestycji miała średnia wartość kapitału gospodarstwa rolnego. Wzrost przeciętnej wartości kapitału o 1000 zł powodował wówczas wzrost szans uzyskania dopłat o 0,1-0,2%.

Dodatni wpływ na szansę uzyskania dopłat do inwestycji miała również wartość inwestycji brutto dokonywanych przez gospodarstwo. Wzrost wielkości inwestycji o 1000 zł powodował bowiem wzrost szans na otrzymanie w latach 2010-2014 wsparcia o charakterze inwestycyjnym od 0,1 do 1,6%. Istotny statystycznie wpływ miały również inwestycje netto. W zależności od analizowanego okresu, wzrost wartości inwestycji netto mógł wpływać na szansę otrzymania dopłat zarówno dodatnio, jak i ujemnie.

Cechą oddziałującą pozytywnie na prawdopodobieństwo uzyskania dopłat do inwestycji była także wartość przepływu pieniężnego. Jeżeli wielkość ta uwzględniała jedynie wartość sprzedaży, kosztów oraz saldo podatków i dopłat do działalności operacyjnej i inwestycyjnej, to wzrost przepływu pieniężnego o 1000 zł powodował wzrost szans na otrzymanie wsparcia dla inwestycji w latach 2009-2011 o 0,3-0,7%. W przypadku uwzględnienia w tej kategorii dodatkowo sprzedaży, zakupu i inwestycji w środki trwałe oraz wartości zobowiązań, wpływ ten był jednak w latach 2009-2011 oraz 2013-2014 ujemny.

## Rysunek 21. Krzywe ROC dla estymowanych modeli logitowych



Źródło: opracowanie własne.

Ostatnimi uwzględnionymi charakterystykami gospodarstw rolnych były wielkości dopłat do działalności operacyjnej gospodarstwa oraz o charakterze rolnośrodowiskowym. O ile w zależności od analizowanego okresu wpływ tych pierwszych mógł być zarówno ujemny, jak i dodatni, to wzrost wartości dopłat rolnośrodowiskowych o 1000 zł oznaczał na przestrzeni analizowanych lat stały – ok. dwuprocentowy – wzrost prawdopodobieństwa otrzymania wsparcia do inwestycji.

Omawiając wyniki modeli logitowych służących do konstrukcji wektora *propensity score* należy jednak podkreślić, iż podstawowym celem metody łączenia danych według prawdopodobieństwa nie jest predykcja, ale uzyskanie zbalansowanej grupy eksperymentalnej i kontrolnej. Można wówczas uznać, że rozkłady obserwowalnych charakterystyk w grupie poddanej i niepoddanej oddziaływaniu danej determinanty są do siebie zbliżone [Trzciniński, 2009]. Traktując ten warunek jako nadrzędny, w przypadku braku dobrego zbalansowania osiągniętego dla modelu logitowego o najwyższym współczynniku trafności klasyfikacji, w pracy do dalszej analizy wybrano gorzej prognozujący model, ale zapewniający lepsze zbilansowanie obserwowalnych charakterystyk między grupą eksperymentalną a kontrolną.

Różnice między najlepiej klasyfikującym a ostatecznie wybranym do specyfikacji wektora *propensity score* modelem przedstawiono za pomocą krzywych ROC (rysunek 21). Linia niebieską oznaczono krzywą ROC dla najlepiej klasyfikującego modelu, czerwoną – dla modelu zapewniającego zbalansowanie wybranych cech w grupie eksperymentalnej i kontrolnej. Na podstawie przebiegu krzywych można stwierdzić, iż ostatecznie otrzymano zbilansowane zbiory kosztem wzrostu liczby błędnie klasyfikowanych obserwacji, która nie przekroczyła średnio 10 punktów procentowych.

## 4.2. Ocena zbilansowania zbiorów

Celem kolejnego etapu analizy było zapewnienie zbilansowania grupy eksperymentalnej i kontrolnej pod względem charakterystyk wybranych do wektora *propensity score*. Na tej podstawie wnioskowano o spełnieniu założenia przenikania, tj. zbliżonych rozkładach wybranych cech w obu grupach. Możliwa była zatem nieobciążona estymacja efektu oddziaływania dopłat o charakterze inwestycyjnym na wydajność czynnika pracy (GVA/AWU).

Podstawą łączenia obserwacji z grupy eksperymentalnej z jednostkami niepoddanymi oddziaływaniu była wartość *propensity score*, tj. prawdopodobieństwa uzyskania wsparcia dla inwestycji przy określonych wartościach wybranych cech gospodarstw. Obiekty łączono za pomocą metryki Mahalanobisa



w relacji 1 do 1, przy zastosowaniu algorytmu genetycznego do szukania najlepszych połączeń. Zastosowano łączenie ze zwracaniem (ang. *with replacement*), a więc jedna jednostka z grupy niepoddanej oddziaływaniu mogła zostać połączona z co najmniej jedną jednostką z grupy eksperymentalnej. Ponadto, z uwagi na brak znajomości rozkładu prawdopodobieństwa poddania jednostek oddziaływaniu, zastosowano zalecaną metodę *bootstrap* dla badania różnicy średnich w grupie eksperymentalnej i kontrolnej za pomocą testu Kołmogorowa-Smirnowa [por. Abadie, 2002; Sekhon, 2011].

W tabelach 3-8 przedstawiono statystyki podsumowujące dla przeprowadzonego łączenia obserwacji, tj. średnie wartości cech (w przypadku zmiennych ilościowych) lub udział jednostek w próbie (w przypadku zmiennych jakościowych) dla grupy eksperymentalnej ( $\bar{x}_T$ ) i kontrolnej ( $\bar{x}_C$ ) oraz iloraz wariancji danej cechy w grupie eksperymentalnej do wariancji tej cechy w grupie kontrolnej ( $\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$ ). Dodatkowo, na rysunkach 22-27 zaprezentowano standaryzowane różnice średnich<sup>39</sup>, pokazując skalę rozbieżności w wartościach zmiennych między grupą niepoddaną oddziaływaniu a kontrolną.

Szacując wielkość oddziaływania dopłat do inwestycji otrzymanych w 2009 r. na wydajność pracy (GVA/AWU) w 2010 r. na podstawie cech gospodarstwa z 2008 r., zbalansowanie grupy eksperymentalnej i kontrolnej uzyskano ostatecznie dla cech takich, jak: klasa wielkości ekonomicznej gospodarstwa oraz wiek rolnika kierującego gospodarstwem (tabela 3).

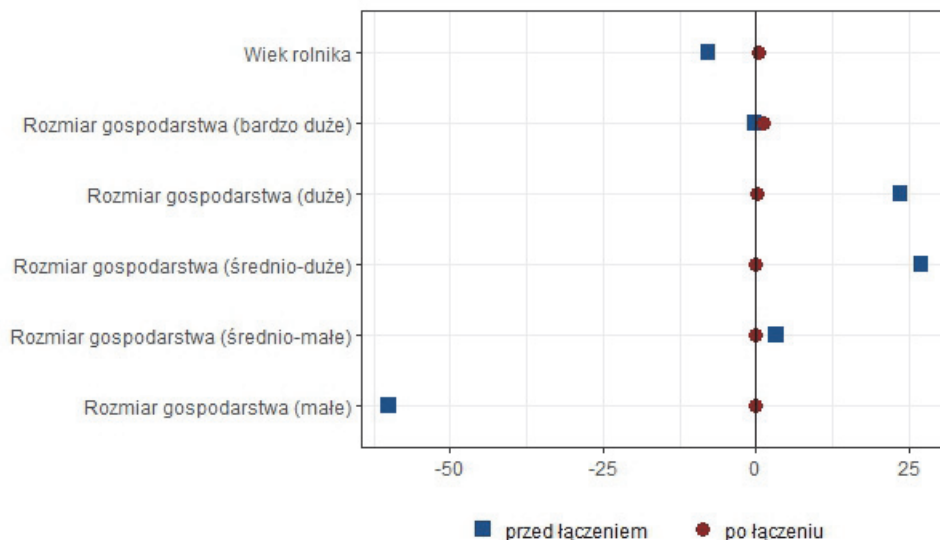
**Tabela 3. Zbilansowanie zbiorów (wskaźnik rezultatu w 2010 r.)**

Cecha gospodarstwa rolnego	Przed łączeniem			Po łączeniu		
	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$
Wielkość ekonomiczna:						
małe	0,1642	0,3866	0,5788	0,1642	0,1642	1
średnio-małe	0,3472	0,3312	1,0234	0,3472	0,3477	0,9993
średnio-duże	0,3175	0,1916	1,3992	0,3175	0,3183	0,9985
duże	0,1677	0,0793	1,9117	0,1677	0,1668	1,0042
bardzo duże	0,0022	0,0023	0,9604	0,0022	0,0017	1,3182
Wiek (w latach)	43,201	43,835	0,8561	43,201	43,169	0,999

Źródło: opracowanie własne.

<sup>39</sup> Jak podaje Faraone [2008], standaryzowana różnica średnich (ang. *standardized mean difference*) jest ilorzem różnicy średnich wskaźnika rezultatu w grupach eksperymentalnej i kontrolnej (lub niepoddanej oddziaływaniu) oraz odchylenia standardowego dla tego wskaźnika, liczonego dla wszystkich obserwacji.

**Rysunek 22. Standaryzowana różnica średnich  
(wskaźnik rezultatu w 2010 r.)**



Źródło: opracowanie własne.

Wśród jednostek poddanych oddziaływaniu czynnika znalazło się około 16, 35, 32, 17 i 0,2% gospodarstw sklasyfikowanych pod względem wielkości ekonomicznej jako odpowiednio: małe, średnio-małe, średnio-duże, duże i bardzo duże. W grupie obiektów niepoddanych oddziaływaniu, udział gospodarstw z poszczególnych klas wielkości ekonomicznej wynosił natomiast odpowiednio: 39, 33, 19, 8 i 0,2%. Połączeniu otrzymano zbalansowane udziały gospodarstw w poszczególnych klasach wielkości ekonomicznej w grupie eksperymentalnej i kontrolnej.

Przed wyborem gospodarstw z grupy niepoddanej oddziaływaniu do kontrolnej przeciętny wiek rolnika kierującego gospodarstwem wynosił około 44 lata. Wśród gospodarstw nieotrzymujących wsparcia rolnicy nimi kierujący byli więc średnio o niecały rok starsi od rolników będących beneficjentami dopłat do inwestycji. Po zastosowaniu łączenia za pomocą wartości *propensity score* zarówno w grupie eksperymentalnej, jak i kontrolnej przeciętny wiek rolnika wynosił około 43 lata.

Zastosowaniu łączenia za pomocą wartości *propensity score*, obok zbliżonych wartości średnich dla zmiennych w grupie eksperymentalnej i kontrolnej (rysunek 22), towarzyszyło również uzyskanie zbliżonych wariancji w każdej (kategorii) zmiennej.

Dla gospodarstw rolnych, które wsparcie dla inwestycji uzyskały w 2010 r. zbalansowanie grupy eksperymentalnej i kontrolnej uzyskano ostatecznie dla typu specjalizacji gospodarstwa oraz klasy wielkości ekonomicznej (tabela 4).

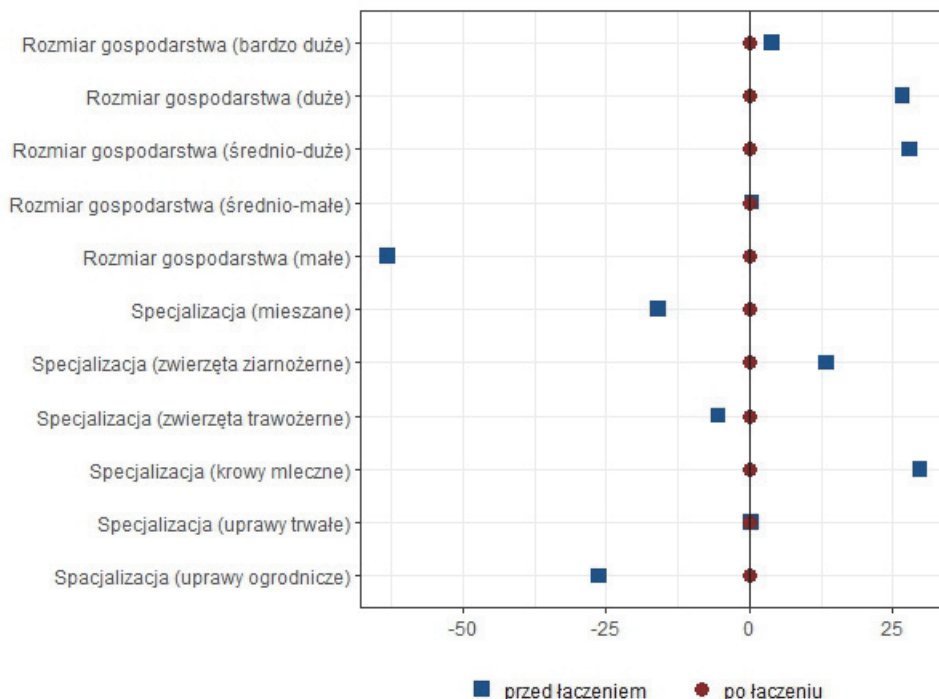
W przypadku typu specjalizacji, w grupie eksperymentalnej znalazło się około 1, 3, 29, 1, 10 i 38% gospodarstw specjalizujących się odpowiednio w uprawach ogrodniczych, uprawach trwałych, chowie krów mlecznych, zwierząt trawożernych, zwierząt ziarnożernych oraz o specjalizacji mieszanej. Wśród jednostek niepoddanych oddziaływaniu, udział gospodarstw o poszczególnych typach specjalizacji w próbie wynosił natomiast odpowiednio: 4, 3, 15, 2, 6 oraz 46%. W grupie kontrolnej gospodarstw – wybranej z jednostek niepoddanych oddziaływaniu – udziały jednostek o poszczególnych typach specjalizacji były identyczne, jak w grupie eksperymentalnej.

**Tabela 4. Zbilansowanie zbiorów (wskaźnik rezultatu w 2011 r.)**

Cecha gospodarstwa rolnego	Przed łączeniem			Po łączeniu		
	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$
Specjalizacja:						
uprawy ogrodnicze	0,0134	0,0435	0,3178	0,0134	0,0134	1
uprawy trwałe krowy mleczne	0,0319	0,0313	1,0177	0,0319	0,0319	1
zwierzęta trawożerne	0,2850	0,1504	1,5951	0,2850	0,2850	1
zwierzęta ziarnożerne	0,0110	0,0166	0,6660	0,0110	0,0110	1
mieszane	0,0980	0,0581	1,6152	0,0980	0,0980	1
mieszane	0,3803	0,4577	0,9496	0,3803	0,3803	1
Wielkość ekonomiczna:						
małe	0,1547	0,3829	0,5536	0,1547	0,1547	1
średnio-małe	0,3374	0,3352	1,0033	0,3374	0,3374	1
średnio-duże	0,3161	0,1862	1,4267	0,3161	0,3161	1
duże	0,1854	0,0815	2,017	0,1854	0,1854	1
bardzo duże	0,0051	0,0023	2,2611	0,0051	0,0051	1

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 23. Standaryzowana różnica średnich  
(wskaźnik rezultatu w 2011 r.)**



Źródło: opracowanie własne.

W analizowanym okresie 2009-2011, wśród jednostek poddanych oddziaływaniu czynnika znalazło się ok. 15, 34, 32, 19 i 0,5% gospodarstw sklasyfikowanych pod względem wielkości ekonomicznej jako odpowiednio: małe, średnio-małe, średnio-duże, duże i bardzo duże. W grupie obiektów niepoddanych oddziaływaniu udział gospodarstw z poszczególnych klas wielkości ekonomicznej wynosił z kolei odpowiednio: 38, 34, 19, 8 i 0,2%. Połączenie zbalansowane udziały gospodarstw w poszczególnych klasach wielkości ekonomicznej w grupie eksperymentalnej i kontrolnej były jednakowe.

Podobnie jak poprzednio, połączenie obserwacji za pomocą wartości *propensity score* pozwoliło na uzyskanie zbalansowania między grupą eksperymentalną a kontrolną pod względem wartości średnich zmiennych (rysunek 23). Dodatkowo, po zastosowaniu łączenia uzyskano jednakowe wariancje zmiennej dla każdej kategorii zmiennej w grupie eksperymentalnej i kontrolnej.

Szacując wielkość oddziaływania dopłat do inwestycji otrzymanych w 2011 r. na wydajność pracy w 2012 r. na podstawie cech gospodarstwa z 2010 r., zbalansowanie grupy eksperymentalnej i kontrolnej uzyskano ostatecznie dla

typu specjalizacji gospodarstwa oraz wieku rolnika kierującego gospodarstwem (tabela 5).

W grupie jednostek poddanych oddziaływaniu czynnika znalazło się około 1, 3, 27, 1, 11 i 36% gospodarstw specjalizujących się odpowiednio w uprawach ogrodnich, uprawach trwałych, chowie krów mlecznych, zwierząt trawożernych, zwierząt ziarnożernych oraz o specjalizacji mieszanej. Wśród jednostek niepoddanych oddziaływaniu, udział gospodarstw o poszczególnych typach specjalizacji w próbie wynosił z kolei odpowiednio: 4, 3, 15, 2, 6 oraz 44%. W wyniku łączenia obserwacji za pomocą wektora *propensity score* uzyskano grupę eksperymentalną i kontrolną o zbliżonych udziałach gospodarstw z poszczególnych typów specjalizacji.

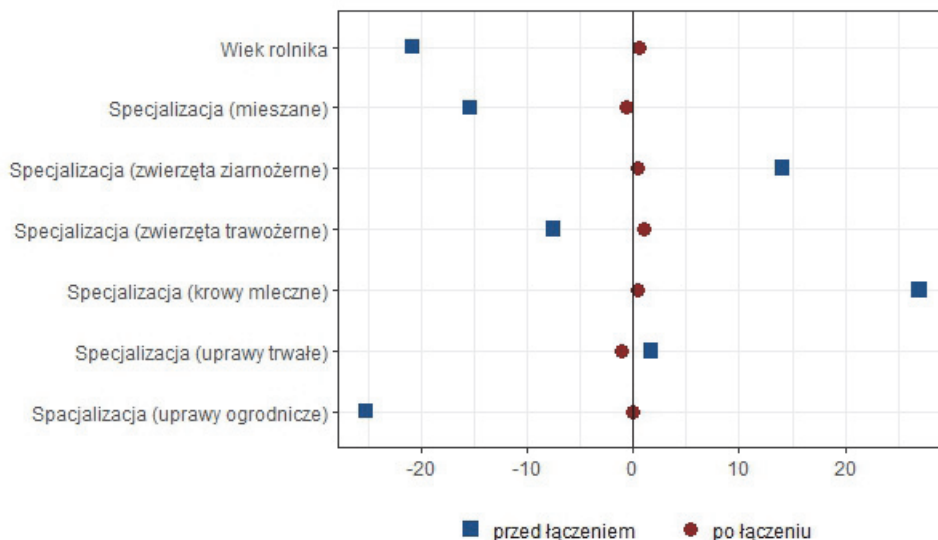
Przed wyborem gospodarstw z grupy niepoddanej oddziaływaniu do kontrolnej przeciętny wiek rolnika kierującego gospodarstwem wynosił około 46 lat, a więc wśród gospodarstw nieotrzymujących wsparcia rolnicy nimi kierujący byli średnio o ok. dwa lata starsi od rolników będących beneficjentami dopłat do inwestycji. Po zastosowaniu łączenia za pomocą wartości *propensity score* zarówno w grupie eksperymentalnej, jak i kontrolnej przeciętny wiek rolnika wynosił niecałe 44 lata.

**Tabela 5. Zbilansowanie zbiorów (wskaźnika rezultatu w 2012 r.)**

Cecha gospodarstwa rolnego	Przed łączeniem			Po łączeniu		
	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$
Specjalizacja:						
uprawy ogrodnicze	0,0146	0,0449	0,3363	0,0146	0,0147	0,9946
uprawy trwałe krowy mleczne	0,0337	0,0307	1,0938	0,0337	0,0358	0,9433
zwierzęta trawożerne	0,2702	0,1504	1,5439	0,2702	0,2687	1,0037
zwierzęta ziarnożerne	0,0131	0,0217	0,6093	0,0131	0,0120	1,0953
mieszane	0,1061	0,0626	1,6154	0,1061	0,1050	1,0094
mieszane	0,3647	0,4387	0,9410	0,3647	0,368	0,9962
Wiek (w latach)	43,747	45,529	0,9232	43,747	43,703	0,9876

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 24. Standaryzowana różnica średnich  
(wskaźnik rezultatu w 2012 r.)**



*Źródło: opracowanie własne.*

Zastosowaniu łączenia za pomocą wartości prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu – obok zbliżonych wartości średnich dla zmiennych w grupie eksperymentalnej i kontrolnej (rysunek 24) – towarzyszyło dodatkowo uzyskanie zbliżonych wielkości wariancji dla każdej (kategorii) zmiennej.

W przypadku gospodarstw rolnych, które uzyskały wsparcie w 2012 r. zbalansowanie uzyskano dla typu specjalizacji gospodarstwa, klasy wielkości ekonomicznej, wykształcenia rolnika kierującego gospodarstwem, powierzchni użytków rolnych oraz wysokości dopłat do działalności operacyjnej (tabela 6).

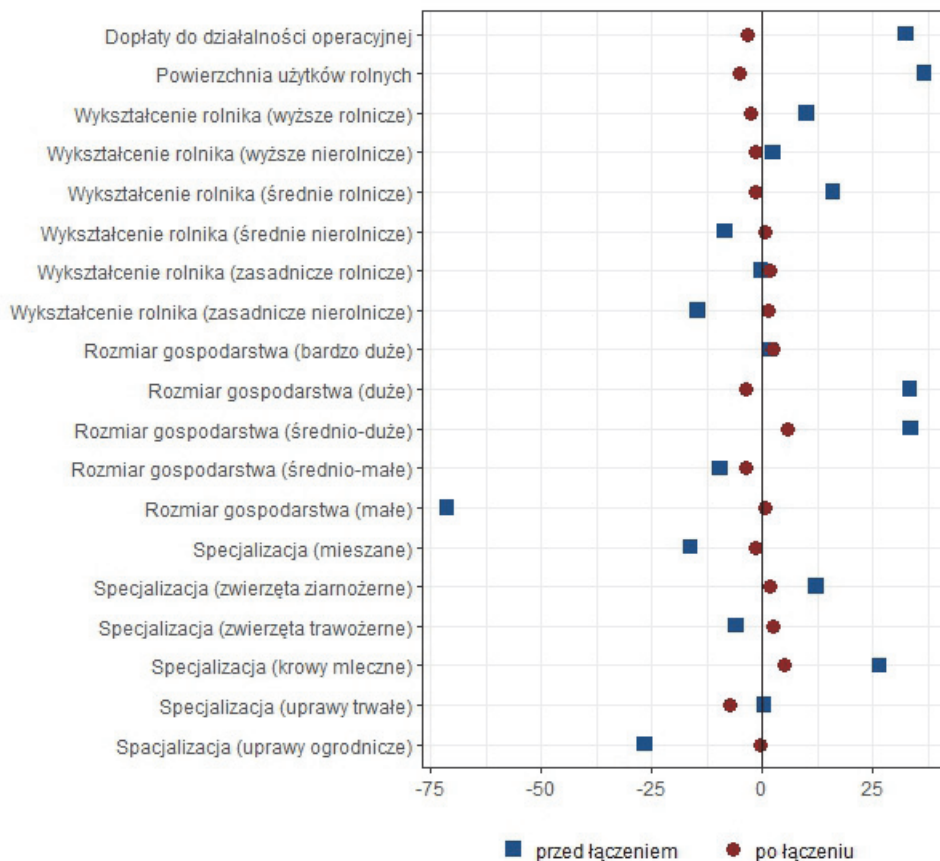
Wśród gospodarstw z grupy eksperymentalnej znalazło się około 1, 3, 27, 2, 9 i 35% gospodarstw specjalizujących się odpowiednio w uprawach ogrodniczych, uprawach trwałych, chowie krów mlecznych, zwierząt trawożernych, zwierząt ziarnożernych oraz o specjalizacji mieszanej. W przypadku jednostek niepoddanych oddziaływaniu, udział gospodarstw o poszczególnych typach specjalizacji w próbie wynosił z kolei odpowiednio: 4, 3, 15, 2, 6 oraz 43%. W grupie kontrolnej gospodarstw, wybranej z jednostek niepoddanych oddziaływaniu, udziały jednostek o poszczególnych typach specjalizacji były identyczne, jak w grupie eksperymentalnej.

**Tabela 6. Zbilansowanie zbiorów (wskaźnik rezultatu w 2013 r.)**

Cecha gospodarstwa rolnego	Przed łączeniem			Po łączeniu		
	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$
Specjalizacja:						
uprawy ogrodnicze	0,0132	0,0434	0,3131	0,0132	0,0135	0,9805
uprawy trwałe krowy mleczne	0,0324	0,0313	1,0325	0,0324	0,0455	0,7211
zwierzęta trawożerne	0,2657	0,1478	1,549	0,2657	0,2436	1,0589
zwierzęta ziarnożerne	0,0156	0,0228	0,6871	0,0156	0,0124	1,254
mieszane	0,0947	0,0584	1,5592	0,0947	0,0897	1,0499
mieszane	0,3536	0,4305	0,9324	0,3536	0,3607	0,9912
Wielkość ekonomiczna:						
małe	0,1346	0,378	0,4956	0,1346	0,1319	1,0176
średnio-małe	0,2885	0,3309	0,9272	0,2885	0,3044	0,9694
średnio-duże	0,3444	0,1839	1,5045	0,3444	0,3174	1,0422
duże	0,2277	0,0874	2,2041	0,2277	0,2428	0,9567
bardzo duże	0,004	0,0028	1,4148	0,004	0,0024	1,664
Wykształcenie rolnika:						
zasadnicze nierolnicze	0,1398	0,1904	0,7804	0,1398	0,1347	1,0318
zasadnicze rolnicze	0,2545	0,2556	0,9973	0,2545	0,2467	1,021
średnie nierolnicze	0,1151	0,1419	0,8364	0,1151	0,113	1,0159
średnie rolnicze	0,3328	0,2573	1,1622	0,3328	0,3396	0,9901
wyższe nierolnicze	0,0288	0,0245	1,1672	0,0288	0,0312	0,9235
wyższe rolnicze	0,0887	0,0601	1,4314	0,0887	0,0963	0,9289
Powierzchnia użytków rolnych (w ha)	48,197	29,374	1,6741	48,197	50,722	0,6989
Dopłaty do działalności operacyjnej (w zł)	56227	33583	1,8339	56227	58506	0,769

*Źródło: opracowanie własne.*

**Rysunek 25. Standaryzowana różnica średnich  
(wskaźnik rezultatu w 2013 r.)**



*Źródło: opracowanie własne.*

W grupie jednostek poddanych oddziaływaniu czynnika znalazło się około 13, 29, 34, 23 i 0,4% gospodarstw sklasyfikowanych pod względem wielkości ekonomicznej odpowiednio jako: małe, średnio-małe, średnio-duże, duże i bardzo duże. W grupie obiektów niepoddanych oddziaływaniu udział gospodarstw z poszczególnych klas wielkości ekonomicznej wynosił natomiast odpowiednio: 38, 33, 18, 9 i 0,2%. Po łączeniu otrzymano zbliżone udziały gospodarstw w poszczególnych klasach wielkości ekonomicznej w grupie eksperymentalnej i kontrolnej.

Do gospodarstw z grupy eksperymentalnej należało około 14, 25, 12, 33, 3 i 9% gospodarstw należących do rolników posiadających wykształcenie odpowiednio: zasadnicze nierolnicze, zasadnicze rolnicze, średnie nierolnicze, średnie rolnicze, wyższe nierolnicze oraz wyższe rolnicze. W przypadku jedno-



stek niepoddanych oddziaływaniu, udział takich gospodarstw w próbie wynosił z kolei odpowiednio: 19, 26, 14, 26, 2 oraz 6%. W grupie kontrolnej gospodarstw, wybranej z jednostek niepoddanych oddziaływaniu, udziały gospodarstw, którymi kierowali rolnicy posiadający dane wykształcenie były zbliżone do grupy eksperymentalnej.

Przed wyborem gospodarstw z grupy niepoddanej oddziaływaniu do kontrolnej, przeciętna powierzchnia użytków rolnych wynosiła ok. 29 ha i była o ok. 19 ha niższa od średniej powierzchni użytkowanej rolniczo przez gospodarstwa z grupy eksperymentalnej. Po zastosowaniu łączenia za pomocą wartości *propensity score* przeciętna powierzchnia użytków rolnych w grupie kontrolnej wynosiła niecałe 51 ha.

Wśród gospodarstw niepoddanych oddziaływaniu, przeciętna wysokość dopłat do działalności operacyjnej wynosiła niecałe 34 tys. zł, natomiast w grupie eksperymentalnej – ok. 56 tys. zł. Do grupy kontrolnej ostatecznie wybrane zostały gospodarstwa, dla których średnia wartość uzyskanych dopłat do działalności operacyjnej wyniosła ok. 58 tys. zł.

Podobnie jak poprzednio, zastosowaniu łączenia za pomocą wartości prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu towarzyszyło uzyskanie zbalansowania wybranych charakterystyk w grupie eksperymentalnej i kontrolnej (rysunek 25). Jednocześnie, dla wszystkich zmiennych poprawiono relację wariancji w grupie eksperymentalnej do wariancji w grupie kontrolnej. Wartość ta była bowiem dla każdej (kategorii) zmiennej bliższa 1.

Szacując wielkość oddziaływania dopłat do inwestycji otrzymanych w 2013 r. na wydajność pracy w 2014 r. na podstawie cech gospodarstwa z 2012 roku, zbalansowanie grupy eksperymentalnej i kontrolnej uzyskano ostatecznie dla typu specjalizacji gospodarstwa oraz wieku rolnika kierującego gospodarstwem (tabela 7).

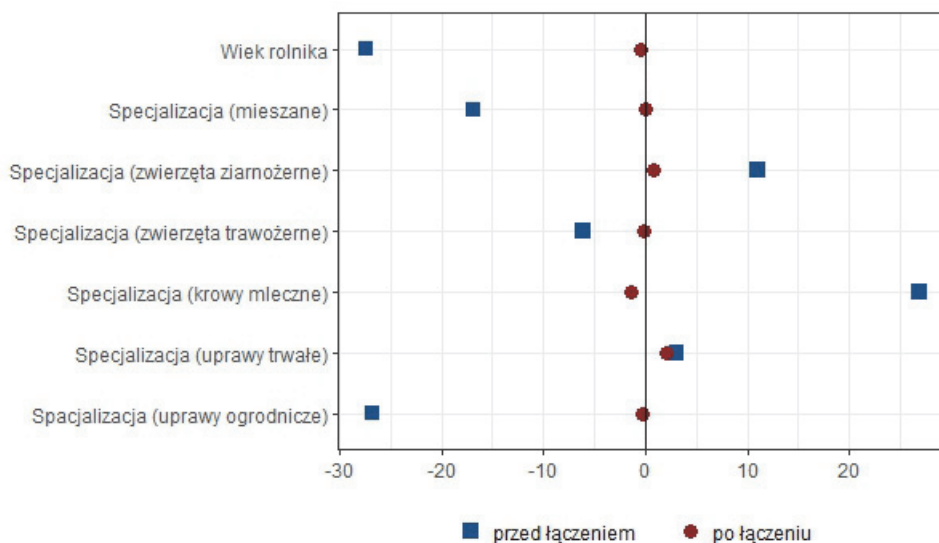
W grupie jednostek poddanych oddziaływaniu czynnika znalazło się około 1, 4, 28, 2, 9 i 33% gospodarstw specjalizujących się odpowiednio w: uprawach ogrodniczych, uprawach trwałych, chowie krów mlecznych, zwierząt trawożernych, zwierząt ziarnożernych oraz o specjalizacji mieszanej. Wśród jednostek niepoddanych oddziaływaniu udział gospodarstw o poszczególnych typach specjalizacji w próbie wynosił natomiast odpowiednio: 4, 3, 16, 3, 6 oraz 41%. W wyniku łączenia obserwacji za pomocą wektora *propensity score* uzyskano grupę eksperymentalną i kontrolną o zbliżonych udziałach gospodarstw z poszczególnych typów specjalizacji.

**Tabela 7. Zbilansowanie zbiorów (wskaźnik rezultatu w 2014 r.)**

Cecha gospodarstwa rolnego	Przed łączeniem			Po łączeniu		
	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$
Specjalizacja:						
uprawy ogrodnicze	0,0136	0,0446	0,3147	0,0136	0,014	0,9734
uprawy trwałe	0,0378	0,0319	1,1766	0,0378	0,034	1,1068
krowy mleczne	0,2756	0,1555	1,5202	0,2756	0,2816	0,9868
zwierzęta trawożerne	0,0181	0,0262	0,6961	0,0181	0,0184	0,9842
zwierzęta ziarnożerne	0,0898	0,0584	1,4866	0,0898	0,0877	1,0225
mieszane	0,3307	0,4101	0,915	0,3307	0,3307	1
Wiek (w latach)	44,212	46,661	0,9222	44,212	44,256	1,0219

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 26. Standaryzowana różnica średnich (wskaźnik rezultatu w 2014 r.)**



Źródło: opracowanie własne.

Wśród gospodarstw z grupy niepoddanej oddziaływaniu, przeciętny wiek rolnika kierującego gospodarstwem wynosił niecałe 47 lat, a zatem wśród gospodarstw nieotrzymujących wsparcia rolnicy nimi kierujący byli średnio o ok. trzy lata starsi od rolników będących beneficjentami dopłat do inwestycji. Po zastosowaniu łączenia za pomocą wartości *propensity score* zarówno w grupie eksperymentalnej, jak i kontrolnej przeciętny wiek rolnika wynosił ok. 44 lata.

Również i w tym przypadku zastosowaniu łączenia za pomocą wartości *propensity score*, obok zbliżonych wartości średnich dla zmiennych w grupie eksperymentalnej i kontrolnej (rysunek 26), towarzyszyło dodatkowo uzyskanie zbliżonych wielkości wariancji dla każdej (kategorii) zmiennej.

W przypadku gospodarstw rolnych, które uzyskały wsparcie w 2014 r. zbalansowanie uzyskano dla typu specjalizacji gospodarstwa (tabela 8).

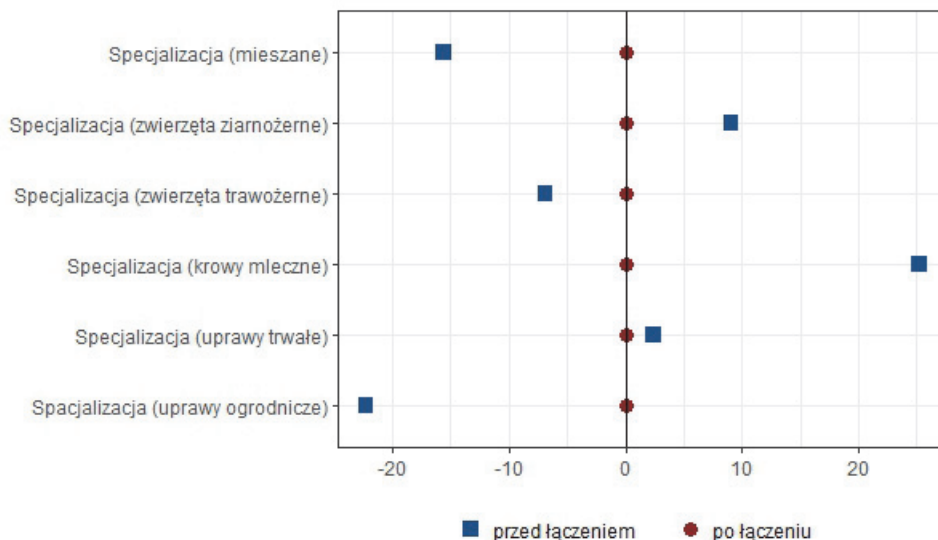
W grupie eksperymentalnej znalazło się ok. 2, 4, 27, 2, 8 i 32% gospodarstw specjalizujących się odpowiednio w uprawach ogrodnich, uprawach trwałych, chowie krów mlecznych, zwierząt trawożernych, zwierząt ziarnożernych oraz o specjalizacji mieszanej. Wśród jednostek niepoddanych oddziaływaniu, udział gospodarstw o poszczególnych typach specjalizacji w próbie wynosił natomiast odpowiednio: 4, 3, 16, 3, 6 oraz 39%. W grupie kontrolnej gospodarstw, wybranej z jednostek niepoddanych oddziaływaniu, udziały jednostek o poszczególnych typach specjalizacji były identyczne, jak w grupie eksperymentalnej.

**Tabela 8. Zbilansowanie zbiorów (wskaźnik rezultatu w 2015 r.)**

Cecha gospodarstwa rolnego	Przed łączeniem			Po łączeniu		
	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$	$\bar{x}_T$	$\bar{x}_C$	$\frac{Var(x_T)}{Var(x_C)}$
Specjalizacja:						
uprawy ogrodnicze	0,0157	0,0434	0,3729	0,0157	0,0157	1
uprawy trwałe	0,0379	0,0333	1,132	0,0379	0,0379	1
krowy mleczne	0,2672	0,1557	1,4897	0,2672	0,2672	1
zwierzęta trawożerne	0,0191	0,0285	0,6775	0,0191	0,0191	1
zwierzęta ziarnożerne	0,0843	0,0592	1,3858	0,0843	0,0843	1
mieszane	0,322	0,3949	0,9137	0,322	0,322	1

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 27. Standaryzowana różnica średnich  
(wskaźnik rezultatu w 2015 r.)**



*Źródło: opracowanie własne.*

Zastosowaniu łączenia za pomocą wartości prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu, obok zbliżonych wartości średnich dla kategorii zmiennej w grupie eksperymentalnej i kontrolnej (rysunek 27), towarzyszyło dodatkowo uzyskanie jednakowych wielkości wariancji dla każdego typu specjalizacji gospodarstwa wśród jednostek z grupy eksperymentalnej i kontrolnej.

Podsumowując, dla każdego z analizowanych okresów uzyskano zbalansowanie różnych kombinacji obserwowalnych charakterystyk gospodarstw rolnych między grupą eksperymentalną a kontrolną (załącznik 1). Otrzymanie podobnych do siebie grup eksperymentalnej i kontrolnej uprawnia więc do estymacji przeciętnego efektu oddziaływania.

### 4.3. Estymacja efektu oddziaływania

Uzyskanie zbalansowanych pod względem wybranych charakterystyk grupy eksperymentalnej i kontrolnej pozwala przyjąć, iż utworzony zbiór gospodarstw rolnych spełnia założenie „przenikania”. Możliwe jest więc wyznaczenie przeciętnego efektu oddziaływania wsparcia dla inwestycji na wydajność czynnika pracy wśród gospodarstw będących beneficjentami tych dopłat.

Jak wspomniano, wydajność pracy rozumiana jest jako relacja wartości dodanej brutto do rocznej jednostki pracy. Podobnie jak w pracy Sielskiej i Paw-

łowskiej [2016], estymacji efektu oddziaływania dokonano dla wartości dodanej brutto liczonej zgodnie z definicją FADN (tabela 9).

Uzyskane wyniki wskazują, iż pomimo zmiany grupy kontrolnej badania, wpływ dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy w gospodarstwach korzystających ze wsparcia był ujemny [por. Sielska, Pawłowska, 2016]. Przy poziomie istotności równym 0,05 wszystkie oszacowania były jednakże nieistotne statystycznie.

**Tabela 9. Oszacowania ATT dla wydajności czynnika pracy<sup>40</sup>  
(według definicji FADN, w zł/AWU)**

Rok \	2010	2011	2012	2013	2014	2015
$W_{ATT}$	-1126,8	-2765,5	-3611,2	-2085,5	-2419,7	-3083,1
$SE(W_{ATT})$	1606,3	1898,7	2106,3	2809,2	1921,6	1663,5
$p$ -value	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05

*Źródło: opracowanie własne.*

Największa bezwzględna różnica między grupą eksperymentalną a kontrolną wystąpiła w 2012 roku. Gospodarstwa rolne, które skorzystały w 2011 roku ze wsparcia dla inwestycji osiągnęły wówczas średnio o ponad 3,6 tys. zł/AWU niższą wydajność pracy w porównaniu do gospodarstw, które nie otrzymały tego rodzaju dopłat. Najmniejsza różnica wystąpiła natomiast w 2010 roku, kiedy to jednostki niepoddane oddziaływaniu osiągnęły przeciętnie o ponad 1,1 tys. zł/AWU wyższą wydajność czynnika pracy aniżeli beneficjenci dopłat do inwestycji.

Biorąc pod uwagę, iż uzyskane wyniki stoją niejako w sprzeczności z wyprobowanymi na gruncie mikroekonomii zależnościami przyczynowo-skutkowymi, rozszerzono zakres badania o analizę wpływu wsparcia dla inwestycji na wydajność czynnika pracy, definiowaną jednakże jako wartość produkcji ogółem przypadającej na roczną jednostkę pracy (tabela 10).

<sup>40</sup> Wydajność pracy definiowana jako relacja wartości dodanej brutto do rocznej jednostki pracy.

**Tabela 10. Oszacowania ATT dla wydajności czynnika pracy<sup>41</sup>  
(według definicji FADN, w zł/AWU)**

Rok	2010	2011	2012	2013	2014	2015
$W_{ATT}$	9687,3	15839	64182	21353	65376	62724
$SE(W_{ATT})$	2547,3	2847,8	3827,8	5109,8	3604,8	3243,4
$p$ -value	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05

*Źródło: opracowanie własne.*

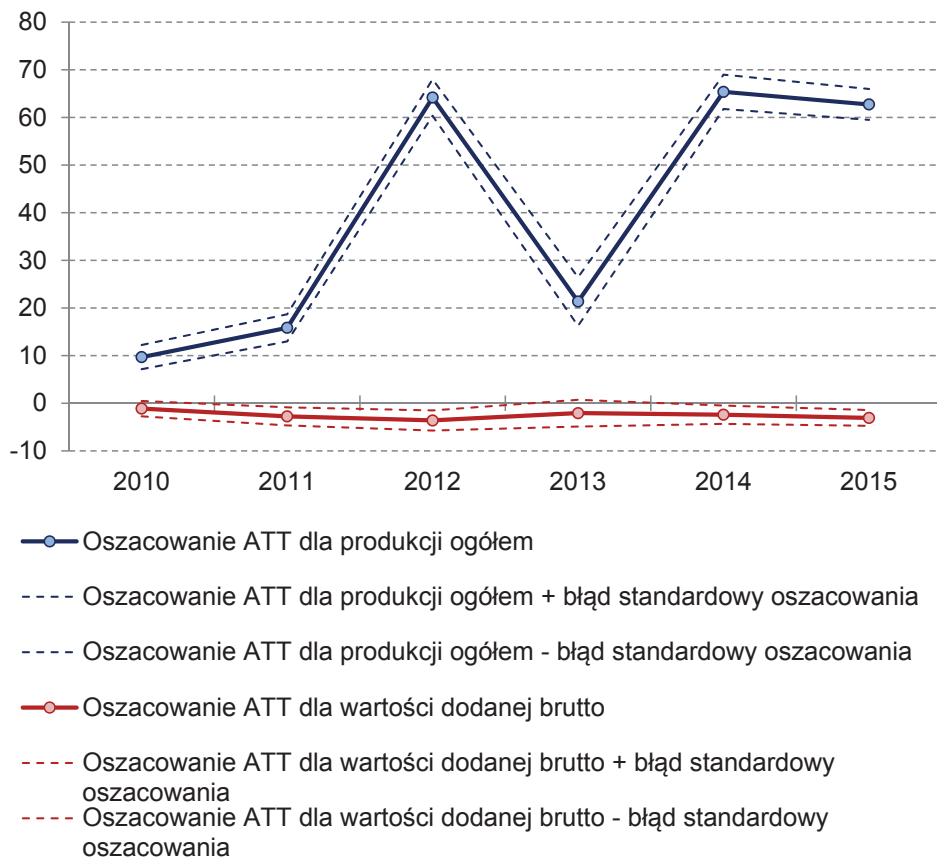
Przyjmując produkcję zamiast wartość dodaną za podstawę wydajności pracy, dla wszystkich analizowanych lat otrzymano dodatnie wartości przeciętnego efektu oddziaływania, a przy poziomie istotności równym 0,05 uzyskane wyniki były istotne statystycznie. Wydajność czynnika pracy w gospodarstwach korzystających ze wsparcia dla inwestycji była zatem znacząco wyższa niż w gospodarstwach niekorzystających z dopłat.

Najwyższa różnica między gospodarstwami otrzymującymi a nieotrzymującymi wsparcia wystąpiła w 2014 r. Wydajność czynnika pracy u beneficjentów dopłat była wówczas wyższa przeciętnie o ponad 65 tys. zł/AWU niż w gospodarstwach, które w całym analizowanym okresie nie skorzystały z dopłat do inwestycji. Najniższa różnica wystąpiła z kolei w 2010 r., kiedy to gospodarstwa, które w 2009 r. otrzymały dopłaty o charakterze inwestycyjnym uzyskały wydajność czynnika pracy wyższą średnio o ponad 9,5 tys. zł/AWU w porównaniu do gospodarstw niekorzystających z tego wsparcia.

Jak można zauważyć, występuje znaczna rozbieżność między uzyskanymi wynikami w zależności od przyjętej podstawy – produkcji lub wartości dodanej – dla obliczania wydajności pracy (rysunek 28). Uwzględnienie w składowych wydajności pracy wartości zużycia pośredniego oraz dopłat i podatków związanych z działalnością operacyjną gospodarstwa powoduje, iż po pierwsze należy wnioskować o ujemnym efekcie oddziaływania dopłat o charakterze inwestycyjnym na przeciętną wydajność pracy w gospodarstwach rolnych (ujemne wartości  $W_{ATT}$ ), po drugie zaś niwelowane są różnice między gospodarstwami korzystającymi a niekorzystającymi z tego rodzaju wsparcia (nieistotne statystycznie oszacowania  $W_{ATT}$ ).

<sup>41</sup> Wydajność pracy definiowana jako relacja produkcji ogółem do rocznej jednostki pracy.

**Rysunek 28. Oszacowanie efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy (w tys. zł/AWU)**



Źródło: opracowanie własne.

Jak podkreśla się w pracy Sielskiej i in. [2015], wartość dodana brutto liczona według metodyki FADN jest jednak kategorią szerszą niż definicja podawana przez MRiRW [*Instrukcja użytkownika do skoroszytu B\_Plan*, 2015]. Dlatego też efekt oddziaływania dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy obliczono również dla wartości dodanej brutto liczonej zgodnie z metodyką MRiRW (tabela 11).

**Tabela 11. Oszacowania ATT dla wydajności czynnika pracy  
(według definicji MRiRW, w zł/AWU)**

Rok	2010	2011	2012	2013	2014	2015
$W_{ATT}$	2773,1	1224,8	21543	5244,7	24741	20677
$SE(W_{ATT})$	1145,3	1314,4	1698	2644,5	1652,6	1534,6
$p$ -value	<0,05	>0,05	<0,05	<0,05	<0,05	<0,05

*Źródło: opracowanie własne.*

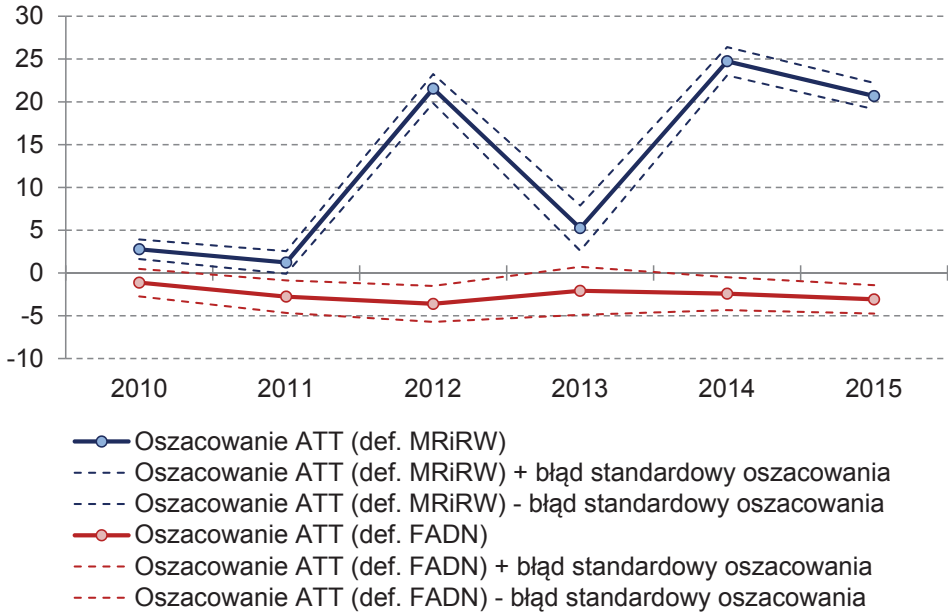
W tym przypadku wpływ dopłat na wydajność czynnika pracy wśród beneficjentów był istotnie wyższy niż dla jednostek niepoddanych oddziaływaniu we wszystkich analizowanych okresach, z wyjątkiem oszacowania efektu oddziaływania w 2011 r. Niemniej jednak, tak jak poprzednio, dla wszystkich analizowanych lat wartość przeciętnego efektu oddziaływania była dodatnia, a więc beneficjenci wsparcia dla inwestycji charakteryzowali się znacząco wyższą wydajnością czynnika pracy niż gospodarstwa rolne, które z tego typu transferów nie skorzystały.

Najwyższa różnica między gospodarstwami z grupy eksperymentalnej i kontrolnej również wystąpiła w 2014 r. W grupie gospodarstw rolnych korzystających ze wsparcia, przeciętna wydajność czynnika pracy była wyższa o niecałe 25 tys. zł/AWU w porównaniu do gospodarstw nieotrzymujących dopłat do inwestycji. Najmniejsza istotna rozbieżność między dwiema grupami wystąpiła z kolei w 2010 r., kiedy to gospodarstwa, które w 2009 r. otrzymały dopłaty o charakterze inwestycyjnym uzyskały wydajność czynnika pracy wyższą średnio o ponad 2,7 tys. zł/AWU od gospodarstw niekorzystających z tego wsparcia.

Podobnie jak poprzednio, występuje zdecydowana różnica między uzyskanymi oszacowaniami przeciętnego efektu oddziaływania wsparcia na wydajność czynnika pracy, obliczanej w oparciu o wspomniane definicje wartości dodanej (rysunek 29). Różnica ta wynikać może w dużej mierze z nieuwzględnienia w definicji wartości dodanej brutto według MRiRW m.in. takich składowych, jak: jednolita płatność obszarowa, dopłaty z tytułu zazielenienia, dla młodych rolników, dla małych gospodarstw czy też dotacje do kosztów produkcji.



**Rysunek 29. Oszacowanie efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy (w tys. zł/AWU)**



Źródło: opracowanie własne.

Z uwagi na sprzeczny z intuicją ekonomiczną ujemny efekt oddziaływania dopłat do inwestycji na poziom wydajności czynnika pracy, zbadano również wpływ analizowanego wsparcia na wydajność pracy w ujęciu dynamicznym. Analogicznie jak poprzednio, w pierwszej kolejności dokonano oszacowania przeciętnego efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na roczny przyrost wydajności pracy liczonej za pomocą wartości dodanej brutto zgodnie z definicją FADN (tabela 12).

**Tabela 12. Oszacowania ATT dla przyrostu wydajności czynnika pracy<sup>42</sup> (według definicji FADN, w p. proc.)**

Rok	2010	2011	2012	2013	2014	2015
$W_{ATT}$	-9,11	-12,117	-07,27	-443,93	-223,44	106,87
$SE(W_{ATT})$	54,07	12,916	31,987	598,72	230,98	115,72
$p$ -value	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05

Źródło: opracowanie własne.

<sup>42</sup> Wydajność pracy definiowana jako relacja wartości dodanej brutto do rocznej jednostki pracy.

Jak wskazują uzyskane wyniki, podobnie jak w przypadku szacowania poziomów wydajności pracy, wpływ dopłat do inwestycji na przyrosty wydajności pracy w gospodarstwach rolnych był również ujemny. Wyjątek stanowiło oszacowanie przeciętnego efektu oddziaływania wsparcia na wzrost wydajności czynnika pracy w 2015 r. Otrzymane oszacowania są odmienne od wyników przedstawionych w pracy Sielskiej i Pawłowskiej [2016], jednakże jest to związane z większym zróżnicowaniem przeciętnego efektu oddziaływania, na co wskazują wysokie błędy standardowe oszacowań. Podobnie jak poprzednio, przy poziomie istotności równym 0,05 wszystkie oszacowania były nieistotne statystycznie.

Dodatnia różnica między jednostkami z obu grup wystąpiła w 2015 r., kiedy to gospodarstwa rolne, które w 2014 r. uzyskały wsparcie dla inwestycji osiągnęły w kolejnym roku o ponad 106 p. proc. wyższy przyrost wydajności pracy aniżeli gospodarstwa z grupy kontrolnej. Dla 2013 r. odnotowano z kolei największą – co do wartości bezwzględnych – różnicę, gdy gospodarstwa niekorzystające z analizowanego wsparcia odnotowały o niecałe 450 p. proc. wyższy przyrost wydajności czynnika pracy niż gospodarstwa, które w poprzednim roku otrzymały dopłaty do inwestycji.

Podobnie jak poprzednio, z uwagi na różnice definicyjne wartości dodanej, oszacowano również przeciętny efekt oddziaływania wsparcia o charakterze inwestycyjnym na przyrost wydajności czynnika pracy, liczonej zgodnie z definicją przyjętą przez MRiRW (tabela 13).

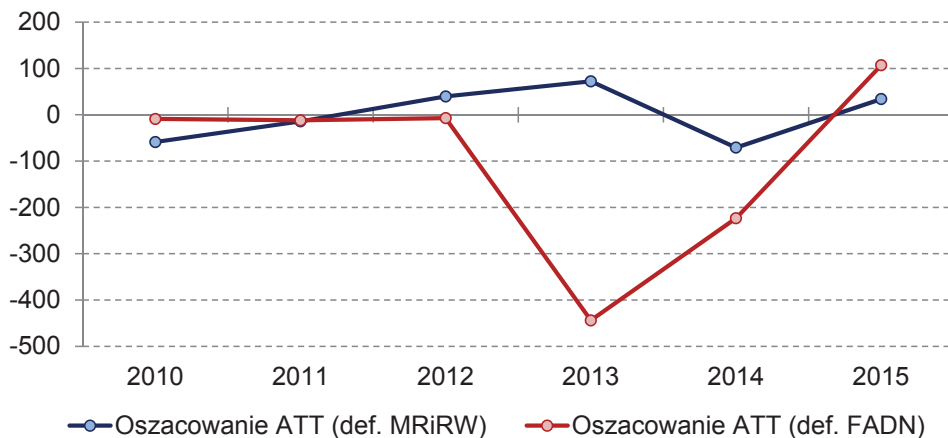
**Tabela 13. Oszacowania ATT dla przyrostu wydajności czynnika pracy (według definicji MRiRW, w p. proc.)**

Rok \	2010	2011	2012	2013	2014	2015
$W_{ATT}$	-58,877	-14,174	39,555	72,233	-70,906	33,815
$SE(W_{ATT})$	131,04	14,439	118,91	63,193	36,982	33,281
$p$ -value	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05	>0,05

*Źródło: opracowanie własne.*

W przeciwieństwie do oszacowań efektu oddziaływania dla poziomów, badając wpływ dopłat na przyrosty wydajności pracy, uzyskano nieistotne statystycznie wyniki, czyli nie wystąpiły znaczące różnice między gospodarstwami z grupy eksperymentalnej i kontrolnej. Porównując wartości oszacowań przeciętnych efektów oddziaływania dla rocznych zmian wydajności pracy, liczonych zgodnie z metodyką FADN i MRiRW, zauważalne są różnice w stabilności kształtowania się oszacowań  $W_{ATT}$  na przestrzeni analizowanych lat (rys. 30).

**Rysunek 30. Oszacowanie efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na przyrost wydajności czynnika pracy (w p. proc.)**



Źródło: opracowanie własne.

W tym przypadku największa różnica między jednostkami z obu grup wystąpiła w 2013 r. Gospodarstwa rolne, które w 2012 r. skorzystały ze wsparcia dla inwestycji osiągnęły wówczas o ponad 72 p. proc. wyższy przyrost w wydajności czynnika pracy w porównaniu do gospodarstw niekorzystających z tego rodzaju dopłat. Najniższą wartość przeciętnego efektu oddziaływania zanotowano dla 2014 r., kiedy to beneficjenci analizowanego wsparcia osiągnęli o niecałe 71 p. proc. niższy przyrost wydajności pracy niż gospodarstwa z niego niekorzystające. Najmniejsza – co do wartości bezwzględnych – różnica między gospodarstwami z grupy eksperymentalnej a kontrolnej wystąpiła z kolei w 2011 r. Gospodarstwa, które w 2010 r. nie otrzymały dopłat do inwestycji osiągnęły wówczas o ok. 14 p. proc. wyższy przyrost wydajności czynnika pracy niż beneficjenci tego rodzaju wsparcia.

W przypadku badania oddziaływania wsparcia dla inwestycji na przyrost wydajności czynnika pracy, uzyskane wyniki nieznacznie odbiegają od wyników oszacowań zaprezentowanych w pracy Sielskiej i Pawłowskiej [2016], co wynika ze zmiany grupy kontrolnej. Należy jednak zwrócić uwagę, iż w obu przypadkach oszacowania były nieistotne statystycznie, co wynikało z relatywnie wysokich błędów standardowych tych oszacowań.

## Podsumowanie

Zgodnie z mikroekonomiczną teorią producenta, oczekiwanym skutkiem wzrostu inwestycji w gospodarstwach rolnych powinien być wzrost wydajności czynnika pracy. Inwestycje stanowią bowiem podstawę technik wytwarzania, określających relację nakładów czynnika kapitału do czynnika pracy. Im więcej przypada czynnika kapitału na jednostkę czynnika pracy, tym wyższy poziom produkcji możliwy jest do osiągnięcia, co przekłada się na wyższą wydajność czynnika pracy. Wśród źródeł wzrostu wydajności wspomnianego czynnika produkcji wyróżnić można inwestycje podejmowane w gospodarstwach rolnych (jako czynnik endogeniczny) oraz transfery w ramach mechanizmów polityki rolnej (jako czynnik egzogeniczny).

Przedmiot zainteresowania w niniejszej pracy stanowił wpływ wsparcia o charakterze inwestycyjnym na poziom i przyrost wydajności czynnika pracy w polskich gospodarstwach rolnych. Celem pracy była identyfikacja tzw. prawdziwego związku przyczynowo-skutkowego pomiędzy otrzymaniem przez gospodarstwo dopłat do inwestycji a poprawą wydajności czynnika pracy. Pomiaru efektu oddziaływania wsparcia dokonano przy wykorzystaniu metody *propensity score matching*.

Zastosowana metoda łączenia danych według prawdopodobieństwa polega na analizie stanów kontrfaktycznych, tj. porównaniu wartości wybranej zmiennej rezultatu między grupą eksperymentalną a kontrolną. Do grupy eksperymentalnej należą jednostki poddane oddziaływaniu danego czynnika – w tym wypadku korzystające ze wsparcia o charakterze inwestycyjnym. Grupa kontrolna tworzona jest z kolei z obiektów niepoddanych oddziaływaniu rozważanego czynnika, a więc nieotrzymujących rozważanych dopłat, ale jednocześnie podobnych pod względem pewnych obserwowalnych charakterystyk do jednostek z grupy eksperymentalnej.

W pierwszym kroku algorytmu stosowania metody *propensity score matching* skonstruowano wektor *propensity score*, będący funkcją warunkowego prawdopodobieństwa poddania jednostki oddziaływaniu. W wektorze *propensity score* powinny zatem zostać uwzględnione możliwie wszystkie obserwowalne charakterystyki gospodarstw rolnych, które – zgodnie z wiedzą badacza – wpływają na prawdopodobieństwo otrzymania wsparcia dla inwestycji. Z jednej strony – aby oddać charakter danych zbieranych w warunkach eksperymentalnych – cechy te nie powinny jednoznacznie wskazywać na stan poddania danej jednostki oddziaływaniu. Z drugiej strony, dobierając jednostki do grupy kontrolnej, dla każdej z wybranych charakterystyk zapewnione powinno zostać zbalansowanie między grupą eksperymentalną a kontrolną.

W kolejnych etapach analizy dla wybranego sposobu łączenia oraz przy zapewnieniu zbalansowania cech uwzględnionych w wektorze *propensity score*, oszacowano przeciętny efekt oddziaływania wsparcia o charakterze inwestycyjnym na poziom oraz roczny przyrost wydajności czynnika pracy. Estymacji dokonano dla wydajności pracy definiowanej jako wartość dodana brutto lub produkcja ogółem przypadająca na roczną jednostkę pracy. Efekt oddziaływania wyznaczono zarówno dla wartości dodanej liczonej zgodnie z metodyką FADN, jak i MRiRW. Wpływ dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy zbadano w sześciu okresach, przy założeniu że wybrane cechy gospodarstw z roku  $t$  będą wpływać na otrzymanie analizowanego wsparcia w roku  $t+1$ , których wynikiem będzie wartość wskaźnika rezultatu (GVA/AWU lub przyrost GVA/AWU) w roku  $t+2$ .

We wszystkich analizowanych latach wpływ wsparcia na wydajność czynnika pracy, liczonej zgodnie z definicją FADN za pomocą wartości dodanej brutto, był ujemny. Zwrócić należy jednak uwagę, iż różnica między przeciętnym efektem oddziaływania w grupie eksperymentalnej i kontrolnej nie była istotna statystycznie. Odmienne rezultaty otrzymano z kolei, badając efekt oddziaływania dopłat na wydajność pracy, której podstawą była ogólna produkcja lub wartość dodana brutto, ale liczona według metodyki MRiRW. Dla jednostek otrzymujących wsparcie o charakterze inwestycyjnym efekt oddziaływania był wówczas dodatni, a wydajność pracy była istotnie wyższa w grupie eksperymentalnej niż kontrolnej. W przypadku badania wpływu wsparcia na wzrost wydajności czynnika pracy zarówno w przypadku wartości dodanej liczonej zgodnie z definicją FADN, jak i MRiRW uzyskano ujemne wartości efektu oddziaływania. Ponadto, ze względu na wysokie błędy standardowe szacunków, oszacowania te nie były przy ustalonym poziomie istotne statystycznie, a więc nie wystąpiły znaczące różnice między grupą eksperymentalną a kontrolną. Należy jednak pamiętać, iż ze względu na dostępność danych, analizie podlegał instrument polityki, którego celem *explicite* nie było wsparcie wydajności pracy w gospodarstwach rolnych, zatem wynik ten dla analizowanego okresu wydaje się być uzasadniony.

## Bibliografia

1. Abadie A., *Bootstrap Tests for Distributional Treatment Effect in Instrumental Variable Models*, Journal of the American Statistical Association, vol. 97, no. 457, 2002, s. 284-292.
2. 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.
3. Auerbach A.J., Kotlikoff L.J., *Macroeconomics – An Integrated Approach (2nd Edition)*, MIT Press, Cambridge 1998.
4. Austin P.C., *Some Methods of Propensity Score Matching Had Superior Performance to Others: Result of an Empirical Investigation and Monte Carlo Simulations*, Biometrical Journal, vol. 51, issue 1, 2009, s. 171-184.
5. Barnow B.S., Cain G.G., Goldberger A.S., *Issues in the analysis of selectivity bias*, [w:] *Education studies*, pr. zbior. pod red. E. Stromsdorfer, G. Farkas, vol. 5, SAGE Publication, Beverly Hills 1980, s. 42-59.
6. Bartkowiak R., *Historia myśli ekonomicznej*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2008.
7. Becker S.O., Ichino A., *Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores*, Stata Journal vol. 2, no. 4, 2002, s. 358-377.
8. 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.
9. Bocian M., Cholewa I., Tarasiuk R., *Współczynniki Standardowej Produkcji „2010” dla celów Wspólnotowej Typologii Gospodarstw Rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2015.
10. Boratyński J., *Analiza tworzenia i podziału dochodów na podstawie modelu wielosektorowego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2009.
11. *Budżety gospodarstw domowych w 2015 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Główny Urząd Statystyczny, Departament Badań Społecznych i Warunków Życia, Warszawa 2016.
12. Caliendo M., *Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies*, Springer Science & Business Media, Berlin 2006.
13. Chiang A.C., Wainwright K., *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, Fourth Edition, McGraw-Hill Education, New York 2005.

14. Czubak W., *Nakłady inwestycyjne w rolnictwie polskim w kontekście wdrażania Wspólnej Polityki Rolnej Unii Europejskiej*, materiały IX Kongresu Ekonomistów Polskich, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa 2013.
15. Czubak W., Mikołajczak M., *Znaczenie inwestycji współfinansowanych środkami Unii Europejskiej w modernizacji rolnictwa w Polsce*, Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu, t. 14, z. 3, 2012, s. 42-46.
16. Czubak W., Sadowski A., Wigier M., *Ocena funkcjonowania i skutków wdrażanych programów wsparcia inwestycji w gospodarstwach rolnych z wykorzystaniem funduszy UE*, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, vol. 1, nr 322, 2010, s. 41-57.
17. 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.
18. 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.
19. 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.
20. *Dochody i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC w 2009)*, Informacje i opracowania statystyczne, Główny Urząd Statystyczny, Departament Warunków Życia, Warszawa 2011.
21. *Dyrektywa Rady 91/676/EWG z dnia 12 grudnia 1991 r. dotycząca ochrony wód przed zanieczyszczeniami powodowanymi przez azotany pochodzenia rolniczego*, Dz. Urz. WE L 375 z 31.12.1991, Dz. Urz. UE Polskie wydanie specjalne, rozdz. 15, t. 2, 1991.
22. Europejski Trybunał Obrachunkowy, *Czy wsparcie UE dla przemysłu przetwórstwa spożywczego w sposób skuteczny i wydajny zwiększało wartość dodaną produktów rolnych?*, Sprawozdanie specjalne nr 1, 2013.
23. Faraone S.V., *Interpreting Estimates of Treatment Effects. Implications for Managed Care*, Pharmacy and Therapeutics, Vol. 33, No. 12, 2008, s. 700-711.
24. 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.



25. Goraj L., Olewnik E., *FADN i Polski FADN (Sieć danych rachunkowych z gospodarstw rolnych i system zbierania danych rachunkowych z gospodarstw rolnych)*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2010.
26. Guo S., Fraser M.W., *Propensity Score Analysis. Statistical methods and applications*, Second Edition, SAGE Publication, Thousand Oaks 2015.
27. Harańczyk G., *Krzywe ROC, czyli ocena jakości klasyfikatora i poszukiwanie optymalnego punktu odcięcia*, StatSoft Polska, 2010, s. 79-89, [http://www.statsoft.pl/Portals/0/Downloads/Krzywe\\_ROC\\_czyli\\_ocena\\_jakosci.pdf](http://www.statsoft.pl/Portals/0/Downloads/Krzywe_ROC_czyli_ocena_jakosci.pdf)
28. Heckman J.J., *The scientific model of causality*, Sociological Methodology, vol. 35, issue 1, 2005, s. 1-97.
29. 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.
30. Heckman J.J., Vytlacil E.J., *Local instrumental variables and latent variable models for identifying and bounding treatment effects*, Proceedings of the National Academy of Sciences, vol. 96, no. 8, 1999, s. 4730-4734.
31. Heckman J., Vytlacil 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.
32. Heckman J.J., Ichimura H., Smith J., Todd P., *Characterizing Selection Bias Using Experimental Data*, Econometrica, vol. 66, no. 5, 1998, s. 1017-1098.
33. 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.
34. Holland P.W., *Statistics and causal inference*, Journal of the American Statistical Association, vol. 81, no. 396, 1986, s. 945-960.
35. Imbens G., *Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review*, Review of Economics and Statistics, vol. 86, 2004, s. 4-29.
36. *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)



37. Kowalski A.E., *Doing More When You're Running Late: Applying Marginal Treatment Effect Methods To Examine Treatment Effect Heterogeneity In Experiments*, NBER Working Paper Series, no. 22363, 2016.
38. Kowalski A., Rembisz W., *Model zachowań gospodarstwa rolnego w warunkach endogenicznych i egzogenicznych*, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, nr 1, 2003, s. 3-13.
39. Krawczyk M., *Podstawy: filozofia metody eksperymentalnej w ekonomii*, [w:] *Ekonomia eksperymentalna*, pr. zbior. pod red. M. Krawczyk, Wydawnictwo Wolters Kluwer, Warszawa 2012.
40. 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.
41. *Ocena wpływu PROW 2007-2013 na rozwój gospodarczy Polski i konkurencyjność gospodarstw rolnych*, Badanie ewaluacyjne współfinansowane ze środków Unii Europejskiej w ramach Pomocy Technicznej Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020 zrealizowane na zlecenie Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi, Warszawa 2016.
42. 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.
43. 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.
44. 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, iss. 3, 2012, s. 157-163.
45. Paśko Ł., Setlak G., *Wpływ wybranych metryk na wynik badania skupisk*, Studia Informatica, vol. 36, no. 1 (119), 2015, s. 31-45.
46. *Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007-2013*, Ministerstwo Rolnictwa i Rozwoju Wsi, Warszawa 2016.
47. *Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014-2020*, Ministerstwo Rolnictwa i Rozwoju Wsi, Warszawa 2017.
48. Rembisz W., *Mikroekonomiczne podstawy wzrostu dochodów producentów rolnych*, Wydawnictwo VIZJA PRESS&IT, Warszawa 2007.
49. Rembisz W., Floriańczyk Z., *Modele wzrostu gospodarczego w rolnictwie*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2014.

50. 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. Kowalskiego, M. Wigiera, B. Wieliczko, Program Wieloletni 2011-2014, nr 146, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2014, s. 15-27.
51. Rembisz W., Sielska A., *Mikroekonomia współczesna*, Wydawnictwo VIZJA PRESS&IT, Warszawa 2015.
52. Rembisz W., Sielska A., Pawłowska A., *Jednostkowe koszty pracy w rolnictwie w układzie przestrzennym*, *Studia Ekonomiczne – Zeszyty Naukowe Uniw. Ekonomicznego w Katowicach*, nr 301, 2016, s. 187-202.
53. Rosenbaum P.R., *Sensitivity Analysis for Certain Permutation Tests in Matched Observational Studies*, *Biometrika*, vol. 74, no. 1, 1987, s. 13-26.
54. Rosenbaum P.R., *Observational Studies*, Springer Series in Statistics, Springer Science+Business Media, New York 2002.
55. 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.
56. 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.
57. Rosenbaum P.R., Ross R.N., Silber J.H., *Minimum Distance Matched Sampling With Fine Balance in an Observational Study of Treatment for Ovarian Cancer*, *Journal of American Statistical Association*, vol. 102, no. 477, 2007, s. 75-83.
58. *Rozporządzenie Rady (WE) nr 1290/2005 z dnia 21 czerwca 2005 r. w sprawie finansowania wspólnej polityki rolnej*, Dz.U. L 209 z 11.8.2005 z późniejszymi zmianami, 2005.
59. *Rozporządzenie Ministra Rolnictwa i Rozwoju Wsi z dnia 17 października 2007 r. w sprawie szczegółowych warunków i trybu przyznawania pomocy finansowej w ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” objętego Programem Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007–2013*, Dz. U. Nr 193, poz. 1397 z późniejszymi zmianami, 2007a.
60. *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 późniejszymi zmianami, 2007b.
61. *Rozporządzenie Ministra Rolnictwa i Rozwoju Wsi z dnia 13 lipca 2015 r. w sprawie szczegółowych warunków i trybu przyznawania, wypłaty oraz zwrotu pomocy finansowej na operacje typu „Premie dla młodych rolni-*

- ków” w ramach poddziałania „Pomoc w rozpoczęciu działalności gospodarczej na rzecz młodych rolników” objętego Programem Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014–2020, Dz.U. z 2015 r., poz. 982 z późniejszymi zmianami, 2015a.
62. 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 późniejszymi zmianami, 2015b.
  63. Rozporządzenie Ministra Rolnictwa i Rozwoju Wsi z dnia 23 października 2015 r. w sprawie szczegółowych warunków i trybu przyznawania, wypłaty oraz zwrotu pomocy finansowej na operacje typu „Restrukturyzacja małych gospodarstw” w ramach poddziałania „Pomoc na rozpoczęcie działalności gospodarczej na rzecz rozwoju małych gospodarstw” objętego Programem Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2014–2020, Dz. U. 2015, poz. 1813 z późniejszymi zmianami, 2015c.
  64. 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.
  65. Rubin D.B., Thomas N., *Matching Using Estimated Propensity Score: Relating Theory to Practice*, Biometrics, vol. 52, no. 1, 1996, s. 249-264.
  66. 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.
  67. Sielska A., *Decyzje producentów rolnych w ujęciu wielokryterialnym – zarys problemu*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2012.
  68. Sielska A., Kuszewski T., Pawłowska A., Bocian M., *Wpływ polityki rolnej na kształtowanie się wartości dodanej*, Program Wieloletni 2015-2019, nr 9, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2015.
  69. Sielska A., Pawłowska A., *Szacowanie efektu oddziaływania polityki rolnej na wartość dodaną z wykorzystaniem propensity score matching*, Program Wieloletni 2015-2019, nr 25, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2016.
  70. Skarżyńska A., Goraj L., Ziętek I., *Metodologia SGM „2002” dla typologii gospodarstw rolnych w Polsce*, Program Wieloletni 2005-2009, nr 4, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2005.

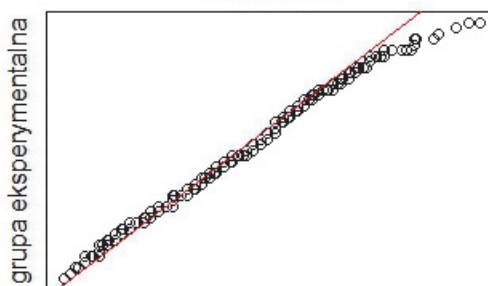
71. Smith J., Todd P., *Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?*, *Journal of Econometrics*, vol. 125, issue 1-2, 2005, s. 305-353.
72. Strawiński P., *Przyczynowość, selekcja i endogeniczne oddziaływanie*, *Przegląd Statystyczny*, 54, nr 4, 2007, s. 49-61.
73. Strawiński P., *Propensity score matching. Własności małopróbkowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2014.
74. Stuart E.A., *Matching Methods for Causal Inference: A Review and a Look Forward*, *Statistical Science*, vol. 25, no. 1, 2010, s. 1-21.
75. Szulc A., *Dochód i konsumpcja*, [w:] *Statystyka społeczna*, pr. zbior. pod red. T. Panka, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2007.
76. Szulc A., *Ocena efektu oddziaływania: estymacja przez dopasowanie*, [w:] *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, pr. zbior. pod red. M. Gruszczyński, Wydawnictwo Wolters Kluwer, Warszawa 2012, s. 309-336.
77. Trzcziński R., *Wykorzystanie techniki propensity score matching w badaniach ewaluacyjnych*, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa 2009.
78. Wells R., Krugman P., *Makroekonomia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2012.
79. Wiedermann W., von Eye A., *Statistics and Causality: Methods for Applied Empirical Research*, Wiley, New Jersey 2016.
80. Wilkin J., *Teoria wyboru publicznego. Wstęp do ekonomicznej analizy polityki i funkcjonowania sfery publicznej*, Wydawnictwo Scholar, Warszawa 2005.
81. Zhou X., Xie Y., *Propensity Score-Based Methods versus MTE-Based Methods in Causal Inference: Identification, Estimation, and Application*, *Sociological Methods & Research*, vol. 45, no. 1, 2016, s. 3-40.
82. Zybortowicz A., Pilitowski B., *Polityczna pogoń za rentą: peryferyjna czy strukturalna patologia polskiej transformacji?*, *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy. Uwarunkowania instytucjonalne*, Uniwersytet Rzeszowski Katedra Teorii Ekonomii i Stosunków Międzynarodowych, Zeszyt Nr 14, 2009, s. 110-131.

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

Wskaźnik rezultatu w 2010 r.

**przed łączeniem**

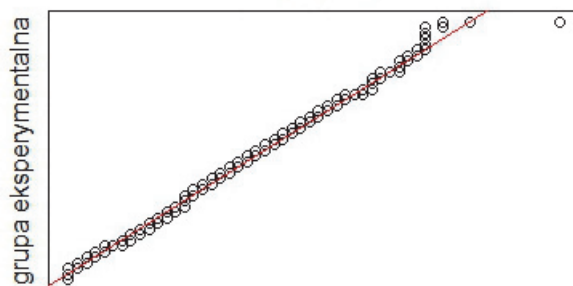
Wiek rolnika



grupa kontrolna

**po łączeniu**

Wiek rolnika

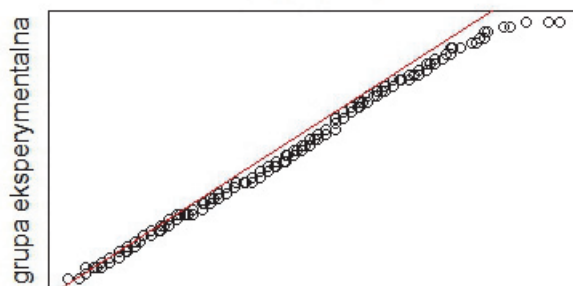


grupa kontrolna

Wskaźnik rezultatu w 2012 r.

**przed łączeniem**

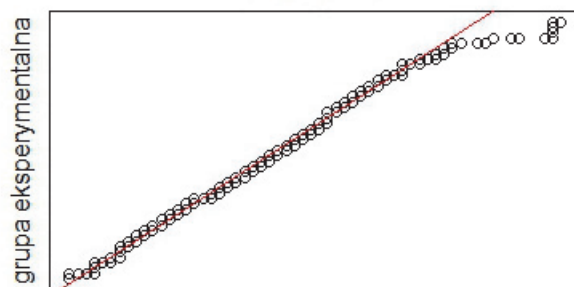
Wiek rolnika



grupa kontrolna

**po łączeniu**

Wiek rolnika

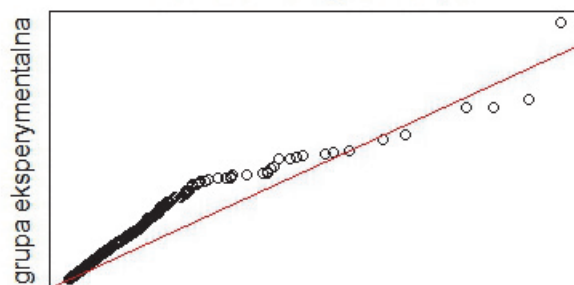


grupa kontrolna

Wskaźnik rezultatu w 2013 r.

**przed łączeniem**

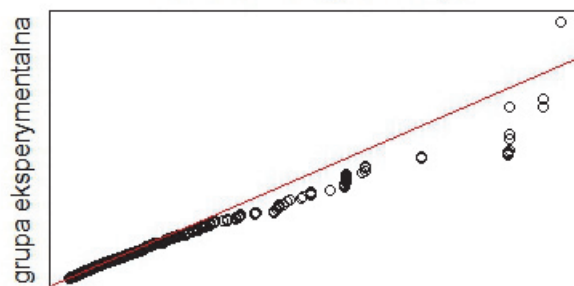
Powierzchnia użytków rolnych



grupa kontrolna

**po łączeniu**

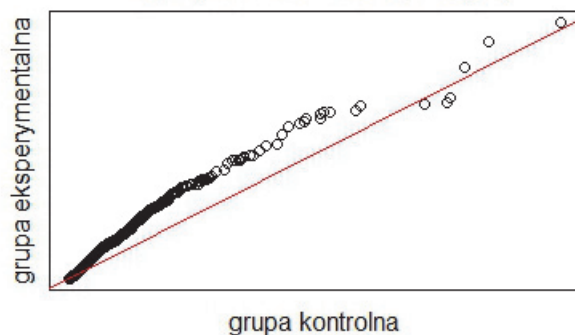
Powierzchnia użytków rolnych



grupa kontrolna

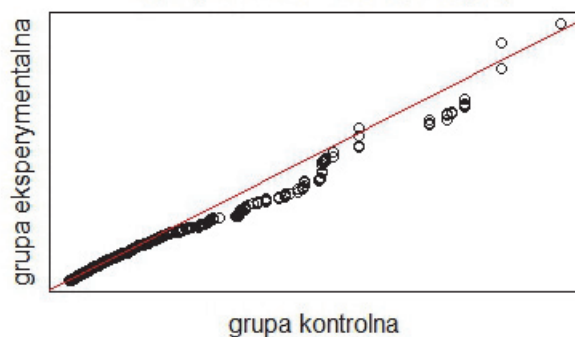
**przed łączeniem**

Dopłaty do działalności operacyjnej



**po łączeniu**

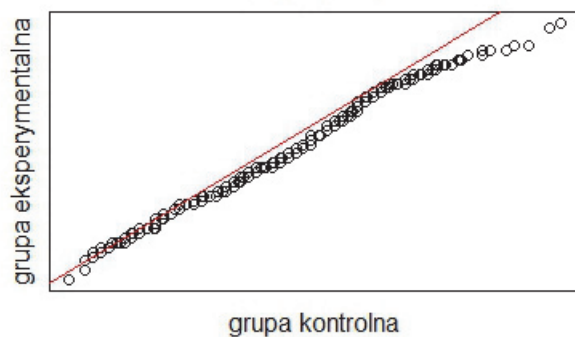
Dopłaty do działalności operacyjnej

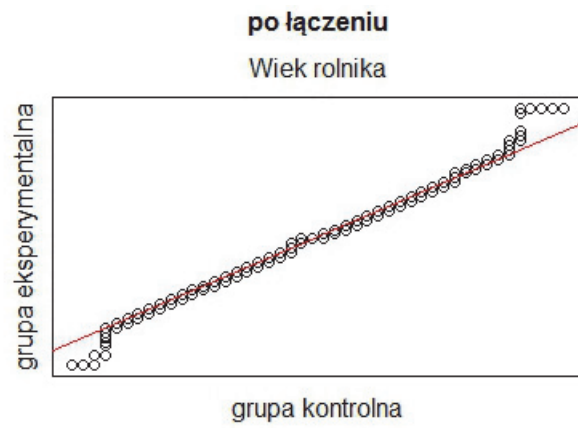


Wskaźnik rezultatu w 2014 r.

**przed łączeniem**

Wiek rolnika





*Źródło: opracowanie własne.*





**EGZEMPLARZ BEZPŁATNY**

*Nakład 800 egz., ark. wyd. 6,9  
Druk i oprawa: EXPOL Włocławek*