

SZACOWANIE WPŁYWU DOPLĄT DO INWESTYCJI NA WYDAJNOŚĆ PRACY W POLSKICH GOSPODARSTWACH ROLNYCH ZA POMOCĄ METODY PROPENSITY SCORE MATCHING

Agata Sielska, Aleksandra Pawłowska

Zakład Zastosowań Matematyki w Ekonomice Rolnictwa
Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB
e-mail: agata.sielska@ierigz.waw.pl, aleksandra.pawlowska@ierigz.waw.pl

Streszczenie: Celem badania jest oszacowanie przeciętnego wpływu oddziaływania dopłat do inwestycji podejmowanych przez gospodarstwa rolne na wydajność czynnika pracy, mierzonej jako relacja wartości dodanej brutto do rocznej jednostki pracy (GVA/AWU). W badaniu wykorzystano dane FADN dotyczące indywidualnych gospodarstw rolnych dla lat 2006-2012. Narzędziem badawczym jest quasi-eksperymentalna metoda propensity score matching. Do kwantyfikacji wpływu otrzymywanego wsparcia zastosowano miarę przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu (ATT).

Słowa kluczowe: gospodarstwa rolne, wydajność pracy, polityka rolna, propensity score matching

WPROWADZENIE

Wzrost produktywności pracy uznawany jest za istotny czynnik postępu i przyjmowania przez producentów nowych technologii [Patra, Nayak 2012]. Zgodnie z mikroekonomiczną teorią producenta, maksymalizującego swoją funkcję celu, wzrost wydajności czynników wytwórczych powinien zostać odzwierciedlony we wzroście ich wynagrodzenia [Wells, Krugman 2012]. W konsekwencji skutkuje to wzrostem dochodów.

Wzrost wydajności pracy może być konsekwencją podejmowanych przez producentów inwestycji. Skutkują one zwiększeniem zaangażowania czynnika kapitału rzeczowego u producentów rolnych, czego rezultatem w ujęciu per capita

jest z kolei zwiększenie wydajności czynnika pracy i wzrost jego wynagrodzenia. [Rembisz, Sielska 2014].

Pozytywne konsekwencje wzrostu wydajności pracy powodują, że proces ten znajduje się w obszarze zainteresowania polityki. W przypadku polityki rolnej występują instrumenty służące promowaniu wzrostu wydajności, w szczególności poprzez zwiększanie możliwości podejmowania inwestycji w gospodarstwie rolnym. Przykładowo, w PROW 2014-2020 wsparcie inwestycji ma na celu bardziej racjonalne wykorzystanie zasobów. Wsparcie kierowane jest do gospodarstw rolnych położonych na obszarach OSN lub Natura 2000, na modernizację, wsparcie inwestycji w przetwarzanie produktów oraz inwestycji związanych z rozwojem, modernizacją i dostosowaniem rolnictwa i leśnictwa. W poprzedzających latach wsparcie inwestycji dokonywane było m.in. w ramach programu: „Dostosowanie gospodarstw rolnych do standardów UE” PROW 2004–2006 oraz „Inwestycje w gospodarstwach rolnych” Sektorowego Programu Operacyjnego – Rolnictwo (2004–2006), a także w ramach PROW 2007–2013, głównie poprzez działanie „Modernizacja gospodarstw rolnych”. O istotności tego typu działań świadczą zarówno skala wydatków, jak i wysokie zainteresowanie beneficjentów [por. Mickiewicz, Wawrzyniak 2010].

Ponieważ prowadzenie każdej polityki gospodarczej wiąże się z ponoszeniem określonych kosztów, muszą one być poddane procesowi ewaluacji, pozwalającemu na wycenę realnych korzyści płynących z wdrożenia określonych programów. Proces ten powinien służyć zwiększeniu jakości, skuteczności i spójności interwencji [Olejniczak 2007]. Istotność działań ewaluacyjnych wiąże się też z potencjalnymi negatywnymi skutkami wynikającymi z braku wiedzy na temat efektów wdrażanego programu, takimi jak: nieefektywna alokacja środków, zaburzenie procesów konwergencji lub utrata wiarygodności przez organy odpowiedzialne za program [Michalek 2012].

Dokonanie takiej oceny jest zagadnieniem niebanalnym [Sielska i in. 2015], ponieważ, chociaż samo sprawdzenie, czy w gospodarce zachodzi przewidziany przez politykę efekt nie jest z reguły skomplikowane, to ustalenie, czy zmiana ta jest skutkiem prowadzonej polityki wymaga bardziej szczegółowej analizy, której wyniki obarczone są dużą niepewnością. Dorward [2013] podaje kryteria, jakie powinny spełniać mierniki wykorzystywane w procesie oceny zmian produktywności. Podobnie Michalek [2012] zwraca uwagę na konieczność ustalenia prawdziwego związku przyczynowo-skutkowego (*true causation*), odseparowania od badanego zjawiska potencjalnego wpływu innych poza instrumentami polityki efektów zewnętrznych oraz agregacji możliwych skutków polityki zachodzących nie tylko w sferze ekonomicznej, ale również społecznej, środowiskowej itp. Wpływ ten oceniany być może za pomocą odpowiednich wskaźników cząstkowych. Należy również nadmienić, że wprowadzenie nowego instrumentu polityki może wywierać wpływ nie tylko na beneficjentów, ale i na całą populację, zaś metoda ewaluacji powinna stwarzać możliwość holistycznego ujęcia tych aspektów.

NARZĘDZIA ANALIZY

Analiza kontrfaktyczna jako metoda oceny wpływu oddziaływania

Zagadnienie ewaluacji nieuchronnie pociąga za sobą problemy związane z poprawną oceną wpływu danego czynnika. W literaturze przedmiotu zostały one nie tylko szeroko omówione, ale również zaproponowano metody służące przewyciężeniu pewnych ograniczeń.

Wpływ oddziaływania może być badany pośrednio. Analizy podobnych zjawisk prowadzone być mogą na podstawie modeli regresji lub statystycznej analizy wartości badanej cechy w grupach poddanych oddziaływaniu i niebędących pod jego wpływem. Oba podejścia, chociaż wykorzystywane w praktyce, wiążą się z pewnymi niedogodnościami.

W przypadku analizy wpływu na podstawie modeli regresji fakt poddania danej jednostki oddziaływaniu wprowadzany jest jako zmienna zerowyjedynekowa. Jak wskazuje Trzeciński [2009] w takiej sytuacji, jeśli w modelu nie jest uwzględniony sposób doboru jednostek do grupy poddanej oddziaływaniu badanego bodźca, może się pojawić korelacja składnika losowego ze zmienną zerowyjedynekową, co jest sprzeczne z założeniami metody najmniejszych kwadratów.

W drugim przypadku problemem jest zapewnienie odpowiedniego zbilansowania obu grup. Wskazuje się, że aby poprawnie ocenić wynik oddziaływania, zmienna odpowiedzialna za poddanie oddziaływaniu powinna być jedynym czynnikiem istotnie regulującym obie grupy. Jest to postulat zgodny z jednym z kryteriów „idealnego badania społecznego” postawionym przez Heckmana, Ichimurę i Todda [1997], zgodnie z którym „jednostki poddane oddziaływaniu i jednostki z grupy kontrolnej powinny mieć takie same rozkłady cech obserwowanych” [za: Strawiński 2014, s. 23]. Tymczasem można przywołać szereg przykładów przypadków, w których wraz z wystąpieniem oddziaływania zmianom ulegają wartości wielu zmiennych charakteryzujących badany obiekt, nie tylko zmiennej wynikowej.

Kolejnym problemem mogącym wpływać na wiarygodność wnioskowania przeprowadzonego na podstawie podobnej analizy statystycznej jest niemożność zaobserwowania wszystkich cech danej jednostki. Nawet zapewniwszy podobieństwo obiektów ze względu na wartości zmiennych obserwowalnych, badacz nie może uzyskać pewności, że zmiana analizowanej cechy jest faktycznie wynikiem oddziaływania badanego czynnika, a nie zmiennych nieobserwowalnych. Jak zauważa Strawiński [2014], warunek ten może być spełniony na wiele sposobów, m.in. poprzez losowanie dwóch reprezentatywnych subpopulacji czy wykorzystanie odpowiednich technik ekonometrycznych.

Jedno z założeń, na których opiera się wykorzystana w niniejszej pracy metoda łączenia danych, adresuje wspomniany problem, mówiąc o tym, że „wszystkie jednostki poddane działaniu programu posiadają swój odpowiednik znajdujący się poza programem (...). Oznacza to, że (...) dla każdego uczestnika

programu, istnieje z niezerowym prawdopodobieństwem co najmniej jedna jednostka znajdująca się poza programem o identycznych cechach” [Strawiński 2009, s. 235].

Obserwowany obiekt może jednocześnie wystąpić w jednym ze stanów: być poddanym oddziaływaniu lub nie. Jest to tzw. fundamentalny problem wnioskowania przyczynowego, uniemożliwiający przeprowadzenia wprost wnioskowania dotyczącego przyczyn [Trzeciński 2009]. W standardowej notacji zapisuje się:

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

gdzie:

D_i – zmienna zerojedynkowa odnosząca się do badanego działania:

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{jeśli } i \text{ – ty obiekt poddano oddziaływaniu} \\ 0 & \text{wpp.} \end{cases}$$

Y_i – wartość zmiennej wynikowej dla i -tego obiektu,

Y_{0i} – wartość zmiennej wynikowej w przypadku braku oddziaływania na i -ty obiekt,

Y_{1i} – wartość zmiennej wynikowej dla i -tego obiektu poddanego oddziaływaniu.

W przypadku indywidualnego obiektu efekt oddziaływania można zatem zdefiniować jako następującą różnicę:

$$Y_{1i} - Y_{0i}. \quad (2)$$

Jedna ze zmiennych Y_{1i} , Y_{0i} jest zawsze niemożliwa do zaobserwowania, ponieważ w praktyce jej wartość nie istnieje (jednostka nie może jednocześnie być i nie być poddana oddziaływaniu), za wartość nieistniejącą przyjmuje się zatem wartość badanej zmiennej uzyskaną dla obiektu niepoddanego oddziaływaniu najbardziej podobnego do badanego ze względu na rozpatrywane cechy. Wartości zmiennej wynikowej dla niej traktowane są zatem jako hipotetyczne wartości tej zmiennej dla odpowiednika z drugiej grupy (kontrolnej).

Podejście kontrfaktyczne pozwala porównywać efekt oddziaływania w dwóch ujęciach: przeciętnego wyniku oddziaływania na wszystkie badane jednostki (ATE, *average treatment effect*), pozwalającego ocenić, jak zmieniłaby się wartość analizowanej zmiennej dla losowo wybranego obiektu z grupy kontrolnej, gdyby został on poddany oddziaływaniu [por. Strawiński 2014] oraz przeciętnego wyniku oddziaływania w odniesieniu do jednostek poddanych temu oddziaływaniu (ATT, *average treatment effect on treated*)¹:

$$ATT = E(Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1) = E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 1) \quad (3)$$

Drugi z wymienionych efektów pozwala ocenić przeciętną zmianę zachodzącą dla obiektów poddanych oddziaływaniu w porównaniu do obiektów z grupy kontrolnej. Pozwala zatem na dokonanie *ex post* analizy skuteczności prowadzonego programu na podstawie zmian wartości badanej cechy u jego

¹ Przyjmujemy założenie, że nie występuje zjawisko samoselekcji, przez co uzyskany z zaprezentowanego wzoru szacunek ATT nie musi być korygowany o obciążenie.

beneficjentów. W zestawieniu z kosztami realizacji wsparcia umożliwia ocenę korzyści i kosztów jego wdrożenia.

Łączenie według prawdopodobieństwa

W pracy zastosowano podejście kontrfaktyczne z wykorzystaniem metody łączenia danych według prawdopodobieństwa (*propensity score matching*) należącym do grupy metod quasi-eksperymentalnych. Metoda ta stosowana jest często w badaniach z obszaru nauk medycznych (szeroki przegląd podaje Austin [2008]), możliwości jej wykorzystania są jednak znacznie szersze. Przykładowo, Strawiński [2014] prezentuje przykład jej zastosowania do badań rynku pracy, podobnie jak Trzciński [2009] czy Konarski i Kotnarowski [2007] (odpowiednio w ewaluacji projektu Alternatywa II realizowanego w ramach Phare SSG RZL 2003 i ewaluacji Phare SSG RZL 2002), zaś Michałek [2012] – do badań wpływu programu SAPARD w Polsce na sytuację w rolnictwie.

Idea *propensity score matching* stanowi odpowiedź na istotny problem wyboru odpowiedników dla obiektów z grupy eksperymentalnej. Wybór jednostek najbardziej podobnych jest trywialny w przypadku, w którym obiekty badane są ze względu na wartości jednej zmiennej. W przypadku wielowymiarowym z kolei złożoność obliczeniowa rośnie, zwłaszcza, jeśli uwzględnia się zmienne określone na skali ciągłej [por. Konarski, Kotnarowski 2007].

Proponowanym rozwiązaniem jest zmniejszenie wymiaru problemu poprzez sprowadzenie wielu zmiennych do zagadnienia, w którym wybór dokonywany jest na podstawie jednej. Zazwyczaj jako podstawę tego połączenia przyjmuje się tzw. wektor *propensity score* będący wartością warunkowego prawdopodobieństwa doboru obserwacji do grupy poddanej oddziaływaniu. Metodami wyznaczania *propensity score* mogą być modele logitowe, probitowe, regresyjne z dychotomiczną zmienną zależną, analiza dyskryminacyjna [Holmes 2014], przy czym sugerowane w literaturze są zwłaszcza te pierwsze [Konarski, Kotnarowski 2007], mimo iż zauważa się, że nie istnieją obiektywne kryteria doboru najlepszej metody [por. Holmes 2014].

ŹRÓDŁO DANYCH

W pracy wykorzystano dane polskiego FADN (Farm Accountancy Data Network) dotyczące indywidualnych gospodarstw rolnych z lat 2006-2012, w podziale na cztery regiony: Pomorze i Mazury, Wielkopolska i Śląsk, Mazowsze i Podlasie, Małopolska i Pogórze.² Badano wielkość efektu oddziaływania otrzymywanych przez gospodarstwa rolne dopłat do inwestycji na wartość dodaną brutto w przeliczeniu na roczną jednostkę pracy (GVA/AWU) ze względu na

² Obiektem badania jest pojedyncze gospodarstwo rolne. Badanie przeprowadzono osobno dla poszczególnych regionów. Dysponowano próbami o liczebności od 1013 do 3871 obserwacji.

wybrane obserwowalne charakterystyki jednostek. Założono, że efekty wsparcia inwestycji występują z pewnym opóźnieniem, dlatego też pewne zmienne z roku t będą wpływać na otrzymanie dopłat do inwestycji w roku $t+1$, których wynikiem będzie wartość wskaźnika rezultatu GVA/AWU w roku $t+2$.

W celu doboru charakterystyk do wektora prawdopodobieństwa oddziaływania zbudowano modele logitowe, za pomocą których szacowano wpływ wszystkich możliwych kombinacji ze zbioru wybranych 19 zmiennych na binarną zmienną wyrażającą otrzymanie (lub brak) dopłat do inwestycji. Do specyfikacji wektora *propensity score* posłużono się współczynnikiem trafności klasyfikacji, zgodnie z formułą:

$$TK = \frac{TP+TN}{TP+FN+FP+TN} \quad (4)$$

gdzie:

TP – liczba obserwacji, które poprawnie zostały sklasyfikowane jako otrzymujące dopłaty do inwestycji,

TN – liczba obserwacji, które poprawnie zostały sklasyfikowane jako nieotrzymujące dopłaty do inwestycji,

FN – liczba obserwacji, które błędnie zostały sklasyfikowane jako nieotrzymujące dopłaty do inwestycji,

FP – liczba obserwacji, które błędnie zostały sklasyfikowane jako otrzymujące dopłaty do inwestycji.

Zgodnie z propozycją Heckmana, Ichimury i Todda [1997], do specyfikacji wektora *propensity score* wybrano taką kombinację zmiennych, dla których współczynnik prawidłowej klasyfikacji predykcji był najwyższy [Heckman i in. 1997, za: Strawiński 2014].³ Niemniej jednak, jak zauważa Trzciński [2009], podstawowym celem *propensity score matching* nie jest predykcja, ale zbalansowanie cech badanych obiektów w taki sposób, by zapewnić podobny ich rozkład w grupie poddanej oddziaływaniu danej determinanty i w grupie tym oddziaływaniem nie objętej. Mając to na uwadze, w przypadku braku dobrego zbalansowania osiągniętego dla modelu o najlepszej trafności, w pracy do dalszej analizy wybiera się model logitowy o mniejszej trafności, ale zapewniający lepsze zbilansowanie.

W metodzie *propensity score matching* zastosowano metodę łączenia danych 1-do-1 ze zwracaniem. Jednocześnie uwzględniono możliwość występowania tzw. powiązań (*ties*). Stąd, jeżeli do jednostki z grupy eksperymentalnej są podobne dwie (lub więcej) jednostki z grupy kontrolnej, to każda z tych jednostek zostaje w równy sposób przeważona (suma wag jest równa 1) i połączona z obserwacją z grupy eksperymentalnej [Sekhon 2011]. Dodatkowo, dla „upodobnienia” jednostek z grupy kontrolnej do tych z grupy

³ Określając zdolność predykcyjną modelu zastosowano próg odcięcia 0,5.

eksperymentalnej, zastosowano odcięcie równe 0,25.⁴ Oznacza to, że z jednostką z grupy eksperymentalnej nie będą łączone jednostki z grupy kontrolnej, dla których wartości charakterystyk przekraczają 25% ich odchylenia standardowego.

WYNIKI ANALIZY

Badanie efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy rozpoczęto od wyboru zmiennych do wektora bilansującego. Jak wspomniano, specyfikacji wektora dokonano na podstawie wartości współczynnika trafności klasyfikacji, który dla skonstruowanych wektorów wahał się między 73% a 82%. Dążono do uzyskania zbliżonego rozkładu cech w grupach eksperymentalnej i kontrolnej. Aby pary jednostek z obydwu grup były bliskie pod względem wartości wektora bilansującego zastosowano metodę odcięcia. Należy jednak zaznaczyć, że zbalansowane cechy po łączeniu danych osiągnięto kosztem wykorzystania jedynie części informacji z grupy eksperymentalnej.

Tabela 1. Oszacowania (i błędy standardowe oszacowań) współczynnika efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu (ATT)

	2008	2009	2010	2011	2012
Pomorze i Mazury	1483,6 (412,49)	2485,9 (1046,7)	3045,7 (908,27)	2192,5 (1054,3)	3305,5 (798,68)
Wielkopolska i Śląsk	1132,1 (540,75)	1709,8 (880,38)	791,4* (627,9)	1902,7 (589,7)	970,2* (834,11)
Mazowsze i Podlasie	558,5 (412,43)	433,5* (311,12)	1478,4 (688,76)	1014,8 (565,37)	1170,6 (678,65)
Małopolska i Pogórze	3962,6 (536,87)	1534,6 (767,38)	4998,9 (1069,8)	6507,7 (536,3)	846,88 (380,86)

* brak statystycznie istotnych różnic między grupą eksperymentalną a kontrolną

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych FADN

W tabeli 1 pokazano oszacowania wpływu dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy (GVA/AWU) metodą łączenia 1-do-1 według wartości wektora prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu. Wyniki wskazują, że różnice wartości dodanej brutto na roczną jednostkę pracy w gospodarstwach rolnych, które w poprzednim roku otrzymały i nie otrzymały dopłat są znaczne. Gospodarstwa, które w latach 2007-2011 otrzymały dopłaty do inwestycji charakteryzowały się przeciętnie wyższą wartością dodaną w stosunku do nakładów pracy (dodatnie wartości ATT) i te różnice były istotne statystycznie.

⁴ Dla zapewnienia zbalansowania charakterystyk w grupach eksperymentalnej i kontrolnej oraz wykorzystania możliwie maksymalnej liczby obserwacji z grupy eksperymentalnej dla regionu Wielkopolska i Śląsk w 2012 r. zastosowano odcięcie 0,5, natomiast dla regionów Mazowsze i Podlasie oraz Małopolska i Pogórze w 2012 r. – odcięcie 0,3.

Najwyższą różnicę między grupą eksperymentalną a kontrolną zanotowano w regionie Małopolska i Pogórze w 2011 r. Wówczas gospodarstwa, które w 2010 roku otrzymały dopłaty do inwestycji uzyskały w 2011 roku przeciętnie wyższą wydajność czynnika pracy o 6507,7 zł/AWU. Najmniejsza różnica wystąpiła zaś w regionie Mazowsze i Podlasie w 2008 roku, kiedy to gospodarstwa, które w poprzednim roku otrzymały dopłaty, osiągnęły przeciętnie wyższą wartość wskaźnika GVA/AWU o 558,5 zł/AWU.

PODSUMOWANIE

Zgodnie z teorią ekonomii wydajność pracy jest istotnym czynnikiem wzrostu gospodarczego. Wśród źródeł wzrostu wydajności pracy można wyróżnić czynniki zewnętrzne wynikające z wpływu wywieranego na gospodarkę przez państwo za pomocą odpowiednich narzędzi polityki. Ze względu na koszty prowadzenia każdej polityki, muszą być one poddane procesowi ewaluacji w celu pomiaru realnych korzyści wynikających z wdrożenia określonych programów.

W niniejszej pracy przedmiot badania stanowiły działania polityki rolnej powiązane ze wsparciem inwestycji podejmowanych przez gospodarstwo rolne, co wiąże się ściśle ze wzrostem wartości dodanej, która w przeliczeniu na jednostkę pracy informuje o wydajności tego czynnika. Wykorzystując metodę *propensity score matching* dokonano kwantyfikacji efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na wydajność czynnika pracy. Badanie przeprowadzono dla gospodarstw rolnych uczestniczących w polskim FADN w latach 2006-2012.

Wyniki badania wskazują, że otrzymywane w latach 2007-2011 dopłaty do inwestycji korzystnie oddziaływały na wydajność pracy w gospodarstwach rolnych w latach 2008-2012. Wartość dodana w stosunku do nakładów pracy była zatem przeciętnie wyższa w gospodarstwach rolnych, które w poprzednim roku otrzymały dopłaty do inwestycji. Co więcej, różnica w wartościach GVA/AWU między gospodarstwami otrzymującymi dopłaty a nieotrzymującymi ich była znaczna. Uzyskane wyniki mogą zatem wskazywać na zasadność i skuteczność wdrożenia instrumentów polityki rolnej, jakimi były dopłaty do inwestycji w ramach PROW 2007-2013.

BIBLIOGRAFIA

- Austin P. C. (2008) A critical appraisal of propensity-score matching in the medical literature between 1996 and 2003. *Statistics in Medicine*, 27 (12), 2037-2049.
- Dorward A. (2013) Agricultural labour productivity, food prices and sustainable development impacts and indicators. *Food Policy*, 39, 40-50.
- Heckman J., Ichimura H., Todd P. (1997) Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program. *The Review of Economic Studies*, 64 (4), 605-654.

- Holmes W. M. (2014) *Using Propensity Scores in Quasi-Experimental Designs*. SAGE Publications Inc.
- Konarski R., Kotnarowski M. (2007) Zastosowanie metody propensity score matching w ewaluacji ex-post. [w:] A. Haber. (red.) *Ewaluacja ex-post. Teoria i praktyka badawcza*. Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa, 183-209.
- Michalek J. (2012) Counterfactual impact evaluation of EU rural development programmes – Propensity Score Matching methodology applied to selected EU Member States. (2), A regional approach, European Commission, Joint Research Centre, Institute for Prospective Technological Studies, Luxembourg.
- Mickiewicz A., Wawrzyniak B. M. (2010) Przebieg i realizacja działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” w ramach PROW na lata 2007–2013. *Zeszyty Naukowe SGGW - Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 86, 55-67.
- Olejniczak K. (2007) Teoretyczne podstawy ewaluacji ex-post. [w:] A. Haber (red.) *Ewaluacja ex-post. Teoria i praktyka badawcza*. Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa, 15-41.
- Patra S., Nayak S. R. (2012) A theoretical study on the relationship between wages and labor productivity in industries. *International Journal of Economics and Research*, 157-163.
- Rembisz W., Sielska A. (2014) Renta polityczna a inwestycje oraz relacje wynagrodzenia i wydajności czynnika pracy u producentów rolnych. [w:] A. Kowalski, M. Wigier, B. Wieliczko (red.) *WPR a konkurencyjność polskiego i europejskiego sektora żywnościowego. Program Wieloletni 2011-2014*, 146, IERiGŻ-PIB, Warszawa, 15-27.
- Sekhon J. S. (2011) Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization: The Matching Package for R, *Journal of Statistical Software*, 42 (7), 1-52.
- Sielska A., Kuszewski T., Pawłowska A., Bocian M. (2015) Wpływ polityki na kształtowanie się wartości dodanej. *Program Wieloletni 2015-2019*, 9, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Strawiński P. (2009) Łączenie danych z dynamicznym obciążeniem. Wyniki wstępne. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, X, 232-242.
- Strawiński P. (2014) *Propensity Score Matching. Własności małopróbkowe*. Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Trzciniński R. (2009) Wykorzystanie techniki propensity score matching w badaniach ewaluacyjnych. Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa.
- Wells R., Krugman P. (2012) *Mikroekonomia*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

**EVALUATION OF THE INFLUENCE OF SUBSIDIES
ON INVESTMENTS ON LABOUR PRODUCTIVITY IN POLISH
FARMS WITH PROPENSITY SCORE MATCHING METHOD**

Abstract: The subject of research is to examine agricultural policy operations linked to the investment undertaken by the farms. The aim is to estimate the average treatment effect of the subsidies on investments on the labour productivity, measured as Gross Value Added to Annual Work Unit (GVA/AWU). The study used data from the FADN database for individual Polish farms for 2006-2012. The applied research tools is quasi-experimental propensity score matching method enabling to calculate the Average Treatment Effect on Treated (ATT).

Keywords: farms, labour productivity, agricultural policy, propensity score matching