



Aleksandra Pawłowska

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki
Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy
Zakład Zastosowań Matematyki
w Ekonomice Rolnictwa
aleksandra.pawlowska@ierigz.waw.pl

Włodzimierz Rembisz

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki
Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy
Zakład Zastosowań Matematyki
w Ekonomice Rolnictwa
włodzimierz.rembisz@ierigz.waw.pl

ZASTOSOWANIE PODEJŚCIA KONTRFAKTYCZNEGO DO SZACOWANIA EFEKTU ODDZIAŁYWANIA POLITYKI ROLNEJ NA PRZYROST WYDAJNOŚCI CZYNNIKA PRACY

Streszczenie: Jednym z efektów wspólnej polityki rolnej (WPR) winna być poprawa wydajności czynnika pracy osiągnięta poprzez katalizujący wpływ na zwiększanie inwestycji i poprawianie relacji czynnika kapitału do czynnika pracy. Celem badawczym jest zatem kwantyfikacja efektów polityki rolnej w tym zakresie przy wykorzystaniu quasi-eksperymentalnej metody *propensity score matching*. Rozważano oddziaływanie wsparcia inwestycji podejmowanych przez gospodarstwo rolne, które winno mieć wpływ na wzrost wartości dodanej, co w przeliczeniu na jednostkę pracy informuje o wydajności tego czynnika. W badaniu wykorzystano dane FADN (Farm Accountancy Data Network) dotyczące indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce dla lat 2006-2013 w ujęciu regionalnym.

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

JEL Classification: Q19.

Wprowadzenie

Ocena faktycznych efektów polityki rolnej jest trudna. W praktyce ma bowiem wymiar polityczny i ekonomiczny, a dokonywana jest przez agendy administracyjne jedynie na podstawie powierzchownych wskaźników. Mniej podejmuje się wysiłków dla oceny jej wpływu na fundamentalne wielkości ekonomiczne. Taką wielkością jest wydajność czynnika pracy jako podstawa jego wynagrodzenia.

W polskim rolnictwie związek wynagrodzenia z wydajnością czynnika pracy jest słaby i tylko w ok. 50% wynagrodzenie tego czynnika zdeterminowane jest przez jego wydajność [Rembisz, Sielska, 2014]. Zasadnicze znaczenie ma zatem wzrost wydajności czynnika pracy i jego udziału w kształtowaniu wynagrodzenia czynnika pracy. Polityka rolna WPR może mieć tu pozytywny wpływ, katalizując procesy inwestycyjne u producentów rolnych celem poprawy technicznego uzbrojenia pracy (relacji czynnika kapitału do czynnika pracy) dla podnoszenia wydajności czynnika pracy przy danych zmianach struktury obszarowej.

Celem badawczym pracy jest pomiar efektu oddziaływania wsparcia dla inwestycji podejmowanych w gospodarstwach rolnych na tempo wzrostu wydajności czynnika pracy. W szczególności celem metodycznym jest próba wykorzystania metody łączenia danych według prawdopodobieństwa na potrzeby ewaluacji działań polityki rolnej.

1. Efekty polityki rolnej a inwestycje i wydajność czynnika pracy

Opierając się na prostej podstawie teoretycznej związku między oszczędnościami¹ a inwestycjami, przyjęto w badaniu, że typową sytuacją dla producentów rolnych w Polsce jest:

$$S < I$$

oraz

$$\Delta S < \Delta I$$

gdzie: S – oszczędności, I – inwestycje.

Oznacza to, że potrzeby inwestycyjne są większe niż możliwości określone przez oszczędności (w tym kredyt), co oczywiście wynika z dochodów producentów rolnych (por. [Rembisz, Sielska, 2014]).

W ramach WPR te dochody są znacząco podnoszone przez obszarowe płatności bezpośrednie. Zmienia to powyższe nierówności, dając prostą oczywistą zależność:

$$S + B \Rightarrow I$$

gdzie: B – dochody z polityki².

¹ Niezależnie czy *ex post* czy *ex ante* – z kredytu, stąd dla uproszczenia w celu wydobycia istoty pominięto indeksy czasu i opóźnienia czasowe, które jednakże ujmowane są w nadaniu empirycznym w przyjętym narzędziu badawczym.

² Część wspomnianych obszarowych płatności bezpośrednich przeznaczonych – obok konsumpcji – na inwestycje, osobne płatności bezpośrednie oraz umorzenia do inwestycji modernizacyjnych.

Inwestycje, dzięki wsparciu WPR, mogą być zatem większe niż wynikałoby to z niejako naturalnych oszczędności producentów rolnych. Stąd realizowane inwestycje i użytkowany czynnik kapitału u producentów rolnych może być większy i wyprzedzać oszczędności:

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

oraz

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

gdzie: K – czynnik kapitału.

To wstępnie wskazuje na efekty WPR w tym zakresie. W rezultacie wpływać to powinno na zwiększanie wydajności czynnika pracy jako źródła dochodów:

$$S + B \Rightarrow I \Rightarrow K \Rightarrow \frac{K}{L} \Rightarrow \frac{y}{L} \Rightarrow m$$

gdzie: L – czynnik pracy, y – produkcja, m – dochód producenta.

Celem badania nie jest udowodnienie tych zależności, a jedynie wskazanie na ich podstawie, z wykorzystaniem przyjętych narzędzi badawczych, na pozytywny wpływ polityki rolnej na kształtowanie się wydajności czynnika pracy w badanych gospodarstwach rolnych.

2. Podejście kontrfaktyczne w ewaluacji polityki

Jak zauważają Sielska i in. [2015], dokonanie ewaluacji czy oceny efektów polityki rolnej, także w zarysowanym zakresie, stanowi wyzwanie. Przedmiotem zainteresowania badacza nie jest bowiem kształtowanie się pewnej zmiennej wynikowej, ale określenie zmienności wynikającej wyłącznie z wpływu egzogenicznego czynnika, za który w tym przypadku przyjmuje się instrument polityki rolnej. Ewaluacja wiąże się zatem z ustaleniem tzw. prawdziwego związku przyczynowo-skutkowego (ang. *true causation*), polegającego na odseparowaniu od badanego zjawiska pozostałych efektów zewnętrznych.

Strawiński [2014] wskazuje, że za idealną metodę badawczą, pozwalającą wyznaczyć wpływ efektu oddziaływania danego czynnika na rezultat, uznawany jest w pełni kontrolowany randomizowany eksperyment. Podstawą eksperymentów randomizowanych jest losowe przydzielenie jednostek do grupy eksperymentalnej i kontrolnej, co pozwala przyjąć, że nie będą występowały tzw. czynniki zakłócające (ang. *confounders*), wpływające jednocześnie na przynależność jednostki do konkretnej grupy i rezultat oddziaływania.

Jak zauważa Szulc [2012], nielosowy charakter próby, z którym mamy do czynienia w przypadku „doboru” uczestników do programu, „sprawia, że zastosowanie standardowych estymatorów (np. opartych na modelach regresji – przyp. aut.) często nie pozwala uzyskać nieobciążonego oszacowania wpływu badanego oddziaływania na jakieś zjawisko reprezentowane przez zmienną losową” [Szulc, 2012, s. 310]. Wobec tych utrudnień zalecanym w literaturze rozwiązaniem jest zastosowanie metody łączenia danych³, wywodzącej się z nauk eksperymentalnych i bazującej na analizie kontrfaktycznej.

Zastosowanie podejścia kontrfaktycznego pozwala na udzielenie odpowiedzi na pytanie „co by było, gdyby”. Na poziomie pojedynczej jednostki efekt oddziaływania τ_i należałoby wyznaczyć jako:

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

gdzie: $Y_i(1)$ – rezultat oddziaływania w sytuacji, gdy i-ta jednostka jest poddana działaniu programu, $Y_i(0)$ – rezultat oddziaływania, jeśli i-ta jednostka pozostaje poza programem.

W przypadku badań nieeksperymentalnych problem ustalenia efektu oddziaływania na poziomie jednostki jest zatem związany z faktem, że dla każdej jednostki badacz obserwuje tylko jedną wartość rezultatu.

Rozwiązaniem braku danych jest pomiar przeciętnego efektu oddziaływania (ang. *Average Treatment Effect, ATE*), zdefiniowanego jako [Imbens, 2004]:

$$\tau_{ATE} = E[Y(1) - Y(0)]$$

gdzie: $E[\cdot]$ – wartość oczekiwana.

Wielkość przeciętnego efektu oddziaływania mierzy zatem „uśredniony efekt poddania (...) działaniu dla przeciętnej jednostki w populacji” [Strawiński, 2014, s. 18].

W przypadku analizowania efektu działania programu skierowanego do konkretnych odbiorców badacz zainteresowany jest częściej oszacowaniem wpływu programu na sytuację samych beneficjentów. W tym celu dokonuje się pomiaru przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu (ang. *Average Treatment Effect on Treated, ATT*):

$$\tau_{ATT} = E[Y(1) - Y(0) | W = 1]$$

³ Wykorzystanie metody łączenia danych możliwe jest przy spełnieniu założeń dotyczących warunkowej niezależności (ang. *conditional independence assumption*) oraz przenikania (ang. *overlap*) [Szulc, 2012].

gdzie: W – zmienna dychotomiczna przyjmująca wartość 1, gdy występuje oddziaływanie czynnika lub 0 w przeciwnym przypadku.

W związku z dokonywaniem pewnego rodzaju przybliżenia przy obliczaniu wartości oczekiwanej zmiennej wynikowej dla stanu nieobserwowanego kluczowym aspektem analizy staje się dobór obserwacji do grupy kontrolnej z grupy jednostek niepoddanych oddziaływaniu programu, a więc sposób łączenia danych. Szerzej o podstawowych podejściach łączenia obiektów w pary piszą m.in. Sielska i Pawłowska [2016].

U podstaw metody łączenia danych leży problem wielowymiarowości związany z łączeniem obserwacji na podstawie identycznych (lub zbliżonych) wartości wielu cech. Aby sprowadzić problem do jednowymiarowego, Rosenbaum i Rubin [1983] wprowadzili pojęcie wektora bilansującego (ang. *balancing score*), będącego funkcją obserwowalnych charakterystyk jednostek pod warunkiem, że ich rozkład warunkowy przy znanej wartości wektora bilansującego jest taki sam w grupie kontrolnej i eksperymentalnej. Jednocześnie przywoływani autorzy pokazali, że najprostszą postacią funkcji bilansującej jest *propensity score*, będący wartością prawdopodobieństwa poddania jednostki oddziaływaniu programu [Strawiński, 2014].

3. Źródło danych

W pracy wykorzystano dane polskiego FADN (Farm Accountancy Data Network) dotyczące indywidualnych gospodarstw rolnych z lat 2006-2013 w ujęciu wojewódzkim. Dokonano kwantyfikacji przeciętnego efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na roczne tempo wzrostu wydajności pracy wobec gospodarstw rolnych, które skorzystały ze wsparcia. W ramach dopłat do inwestycji rozważano łączny wpływ dwóch działań PROW 2007-2013 pt. „Ułatwienie startu młodym rolnikom” oraz „Modernizacja gospodarstw rolnych”. Za wydajność czynnika pracy przyjęto relację wartości dodanej brutto do rocznej jednostki pracy (GVA/AWU).

Założono, że zbiór pewnych obserwowalnych charakterystyk w 2006 r. służących do łączenia obserwacji wpływa na prawdopodobieństwo otrzymania dopłat do inwestycji w 2007 r., których wynikiem jest przyrost wydajności czynnika pracy w latach 2009-2013. Specyfikacja wektora prawdopodobieństwa oddziaływania (ang. *propensity score*) obejmowała takie charakterystyki gospodarstw rolnych jak: typ specjalizacji, wielkość ekonomiczna, powierzchnia użytków rolnych, koszty czynników zewnętrznych, wartość aktywów trwałych i obrotowych, wartość zobowiązań krótko- i długoterminowych, średnia wartość kapitału gospodarstwa oraz wiek i wykształcenie rolnika kierującego gospodarstwem.

4. Wyniki

Na rys. 1 przedstawiono wizualizację zróżnicowania tempa wzrostu wydajności pracy w układzie czasowo-przestrzennym. Ciemniejszy kolor odpowiada wyższemu, a jaśniejszy – niższym wartościom przeciętnego efektu oddziaływania wobec jednostek poddanych oddziaływaniu⁴.

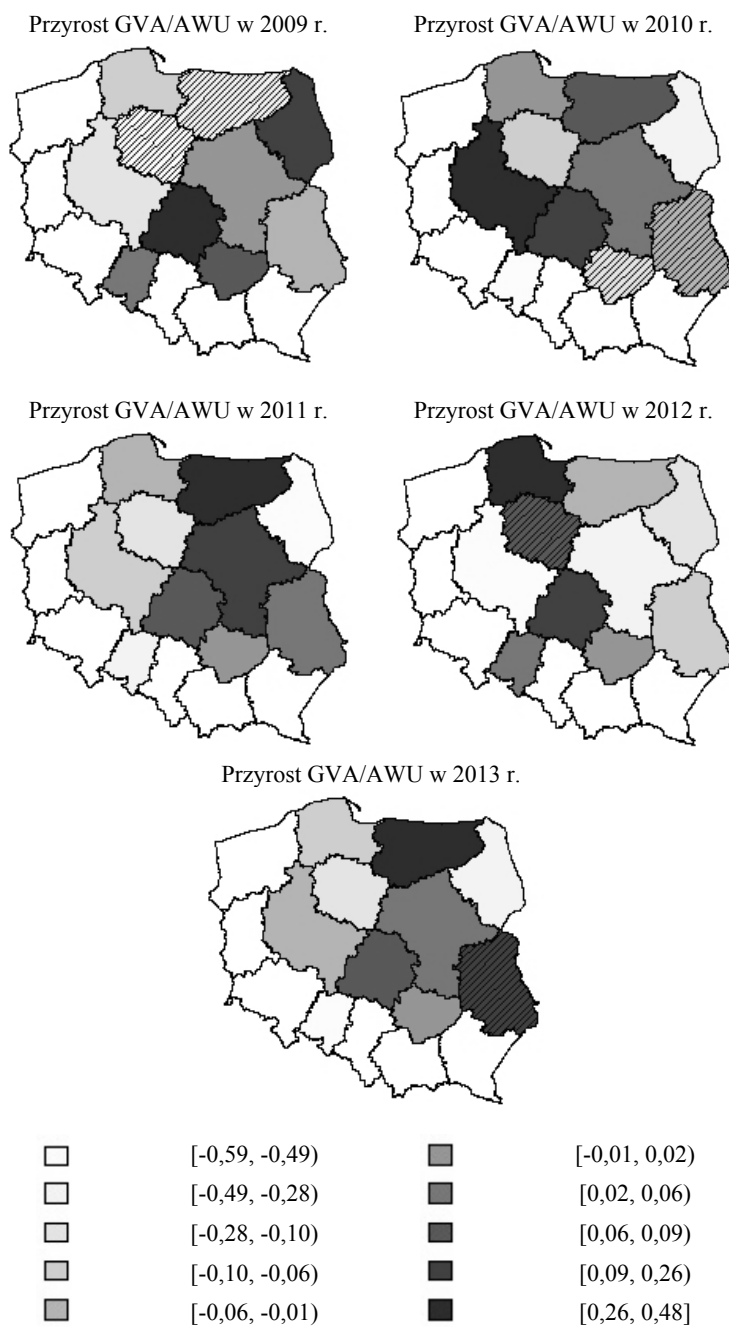
Zakładając, że efekt oddziaływania wsparcia nastąpił z dwuletnim opóźnieniem, istotne różnice w tempie wzrostu wydajności pracy pomiędzy gospodarstwami korzystającymi a niekorzystającymi ze wsparcia wystąpiły w województwach kujawsko-pomorskim oraz warmińsko-mazurskim. Dla obydwu województw wartość ATT była ujemna i wyniosła odpowiednio -0,35 i -0,46. Wyższe tempo wzrostu wydajności pracy w 2009 r. wystąpiło zatem w gospodarstwach rolnych, które w 2007 r. nie otrzymały wsparcia dla prowadzonych działań inwestycyjnych.

Jeżeli efekt oddziaływania dopłat nastąpił po trzech latach od ich otrzymania, to znaczące różnice we względnym przyroście wydajności pracy wystąpiły w województwach świętokrzyskim i lubelskim. Ponownie otrzymano ujemne wartości ATT dla obydwu województw. W województwie świętokrzyskim gospodarstwa rolne będące beneficjentami programu osiągnęły w 2010 r. o ok. 27 pkt. proc. niższy przyrost wydajności pracy niż pozostałe gospodarstwa. Z kolei w województwie lubelskim tempo wzrostu wydajności pracy było w takich gospodarstwach niższe o ok. 17 pkt. proc.

Dla efektu oddziaływania programu następującego z czteroletnim opóźnieniem pomimo zróżnicowania regionalnego nie zaobserwowano istotnego zróżnicowania wewnątrz województw między gospodarstwami otrzymującymi a nieotrzymującymi wsparcie.

Przyjmując, że efekt oddziaływania dopłat do inwestycji nastąpił po pięciu latach od ich otrzymania, wyraźna różnica między gospodarstwami wystąpiła w województwie kujawsko-pomorskim. Ponownie, gospodarstwa rolne niebędące beneficjentami programu osiągnęły w 2012 r., o ok. 16 pkt. proc. wyższe tempo wzrostu wydajności pracy niż gospodarstwa, które skorzystały ze wsparcia.

⁴ Kolorem białym oznaczono województwa, które ze względu na liczebność próby (dokładniej liczbę gospodarstw, które otrzymały dopłaty do inwestycji) nie zostały uwzględnione w badaniu. Dodatkowo zakreślone zostały te województwa, dla których otrzymane oszacowania ATT były istotne statystycznie, przyjmując poziom referencyjny $\alpha = 0,1$. Brak istotności oszacowań wynikał z wysokich błędów standardowych, a więc i dużego „rozproszenia” wartości szacowanej zmiennej. Wyniki nieistotne statystycznie nie podlegały interpretacji.



Rys. 1. Efekt oddziaływania dopłat do inwestycji na przyrost GVA/AVU w wybranych województwach

Źródło: opracowano na podstawie danych FADN.

Dla sześcioletniego opóźnienia efektu oddziaływania wsparcia istotne różnice między gospodarstwami wystąpiły natomiast w województwie lubelskim. W odróżnieniu od poprzednich wyników otrzymano dodatnie oszacowanie wartości ATT. Gospodarstwa rolne, które w 2007 r. skorzystały z dopłat do prowadzonych inwestycji, charakteryzowały się przeciętnie o ok. 13 pkt. proc. wyższym tempem wzrostu wydajności pracy niż pozostałe gospodarstwa. Wskazuje to na występowanie w województwie lubelskim dodatniego efektu działań PROW 2007-2013 ukierunkowanych na wsparcie podejmowanych w gospodarstwach rolnych inwestycji.

W większości przypadków wśród istotnych statystycznie oszacowań przeciętnego efektu oddziaływania otrzymano zatem wyniki sprzeczne z wykazaną pozytywną zależnością między inwestycjami a wydajnością czynnika pracy.

Podsumowanie

W niniejszej pracy podstawę rozważań stanowił spodziewany katalizujący wpływ działań WPR na zwiększanie inwestycji i poprawianie relacji czynnika kapitału do czynnika pracy, czego wynikiem powinna być poprawa wydajności czynnika pracy. Przedmiotem badania były efekty działań polityki rolnej ukierunkowane na wsparcie inwestycji podejmowanych przez gospodarstwa rolne dla podnoszenia wydajności czynnika pracy. Wykorzystując metodę *propensity score matching*, dokonano kwantyfikacji efektu oddziaływania dopłat do inwestycji na tempo wzrostu wydajności pracy w polskich gospodarstwach rolnych. W przeprowadzonym badaniu przyjęto założenie, że wybrany zbiór cech gospodarstw rolnych wpływał na prawdopodobieństwo otrzymania wsparcia dla działań inwestycyjnych udzielanych w ramach PROW 2007-2013 w kolejnym roku. Wsparcie to z kolei oddziaływało, z pewnym opóźnieniem, na tempo wzrostu wydajności czynnika pracy w gospodarstwach rolnych.

Wyniki badania wskazują, że bez względu na rozważane opóźnienie oddziaływania dopłaty do inwestycji w zróżnicowany sposób wpływały na względny przyrost wydajności czynnika pracy między województwami. Jednocześnie, w obrębie poszczególnych województw, przeważnie nie wystąpiło znaczące zróżnicowanie między gospodarstwami korzystającymi a niekorzystającymi ze wsparcia, o czym świadczą statystycznie nieistotne oszacowania ATT. Może to wynikać z faktu, iż analizowano instrument polityki, którego celem *explicite* nie było wsparcie wydajności pracy w gospodarstwach rolnych w uwzględnionym okresie. Podkreślenia wymaga jednak otrzymanie na poziomie wojewódzkim wśród istotnych statystycznie wyników sprzecznych z wykazanim dodatnim związkiem między inwestycjami a wydajnością czynnika pracy

na gruncie ekonomii. Rezultat ten jest odmienny od analizy przeprowadzonej na poziomie kraju (por. [Sielska, Pawłowska, 2016]). Uzyskane w niniejszym badaniu wyniki mogą zatem stanowić podstawę do pogłębionej oceny regionalnego zróżnicowania efektu wdrożenia instrumentów polityki rolnej, jakimi były dopłaty do inwestycji w ramach PROW 2007-2013.

Literatura

- Imbens G. (2004), *Nonparametric estimation of average treatment effect under exogeneity: a review*, „Review of Economics and Statistics”, No. 86, s. 4-29.
- Rembisz W., Sielska A. (2014), *Wybrane wskaźniki ekonomiczne w rolnictwie jako skutek długookresowej polityki rolnej i uwarunkowań popytowych*, Program Wieloletni 2011-2014, nr 133, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Rosenbaum P.R., Rubin D.B. (1983), *The central role of the propensity score in observational studies for causal effects*, „Biometrika”, Vol. 70, No. 1, s. 41-55.
- Sielska A., Kuszewski T., Pawłowska A., Bocian M. (2015), *Wpływ polityki rolnej na kształtowanie się wartości dodanej*, Program Wieloletni 2015-2019, nr 9, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Sielska A., Pawłowska A. (2016), *Szacowanie efektu oddziaływania polityki rolnej na wartość dodaną z wykorzystaniem propensity score matching*, Program Wieloletni 2015-2019, nr 25, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Strawiński P. (2014), *Propensity score matching. Własności małopróbkowe*, seria Badania Ekonomiczne, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Warszawa.
- Szulc A. (2012), *Ocena efektu oddziaływania: estymacja przez dopasowanie* [w:] M. Gruszczyński (red.), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wolters Kluwer, Warszawa.

COUNTERFACTUAL APPROACH IN ESTIMATION OF TREATMENT EFFECT OF AGRICULTURE POLICY ON LABOUR PRODUCTIVITY GROWTH

Summary: One of the CAP's effects should be an increase in labour productivity through its influence on investment growth and improvement of relationship between capital factor and labour factor. The aim of research was to examine agricultural policy operations linked to the investment undertaken by the farms, which is closely connected to the increase in labour productivity. The applied research tool was quasi-experimental propensity score matching method enabling to calculate the Average Treatment Effect on Treated (ATT). The study used data from the Farm Accountancy Data Network (FADN) database for individual Polish farms for 2006-2013.

Keywords: farm, labour productivity, agriculture policy, propensity score matching.