

Wojciech Kuźniar¹

Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

Rygor kosztowy i kapitał ludzki STEM jako determinanty napływu BIZ do polskich województw: implikacje dla przemysłu rolno-spożywczego na obszarach pozametropolitalnych

Cost Rigor and STEM Human Capital as Determinants of FDI Inflow into Polish Voivodeships: Implications for the Agri-Food Industry in Non-Metropolitan Areas

Synopsis. Przemysł spożywczy należy do głównych odbiorców bezpośrednich inwestycji zagranicznych w Polsce, a jego zakłady działają w dużej mierze poza rdzeniami metropolitalnymi, gdzie o atrakcyjności lokalizacji decydują koszty pracy i dostępność kadr technicznych. Celem badania jest kwantyfikacja elastyczności napływu inwestycji zagranicznych do województw względem wynagrodzeń i podaży absolwentów kierunków ścisłych, technicznych, inżynierskich i matematycznych oraz wyprowadzenie z niej ram analitycznych dla inwestycji rolno-spożywczych. Zastosowano estymator efektów ustalonych z dwukierunkowymi efektami czasu i błędami standardowymi Driscoll-Kraay, odpornymi na zależność przekrojową, dla panelu 16 województw w latach 2004–2024. Elastyczność napływu inwestycji względem wynagrodzeń jest ujemna ($\beta = -2,80$), a względem podaży absolwentów tych kierunków dodatnia ($\beta = 0,22$), co wskazuje na dominację motywów efficiency-seeking. Pominięcie efektów czasu generuje pozorną dodatnią zależność płacową („złudzenie wspólnego trendu”). Dla agrobiznesu oznacza to, że przewaga kosztowa gmin wiejskich i miejsko-wiejskich może być utrzymana przy rosnących płacach tylko przy równoległym wzroście podaży kadr technicznych: zrównoważenie wzrostu relatywnych płac o 1% wymaga wzrostu udziału tych absolwentów o około 13%.

Słowa kluczowe: bezpośrednie inwestycje zagraniczne, przemysł rolno-spożywczy, kapitał ludzki STEM, koszty pracy, obszary wiejskie, zależność przekrojowa

Abstract. The food industry is one of the main recipients of foreign direct investment in Poland, and many of its plants operate outside metropolitan cores, where labour costs and technical staff availability drive location choices. The study quantifies the elasticity of foreign investment inflow into voivodeships with respect to wages and the supply of graduates in science, technology, engineering and mathematics, and derives from it an analytical framework for agri-food investment. A fixed effects estimator with region and year effects and Driscoll-Kraay standard errors, robust to cross-sectional dependence, was applied to a panel of 16 voivodeships (2004–2024). The wage elasticity is negative ($\beta = -2.80$) and the graduate-supply elasticity positive ($\beta = 0.22$), indicating the dominance of the efficiency-seeking motive. Omitting time effects produces a spurious positive wage relationship (a “common-trend illusion”). For agribusiness, the cost advantage of rural and urban-rural municipalities can be sustained under rising wages only if the supply of technical staff grows in parallel: offsetting a 1% rise in relative wages requires a roughly 13% higher share of such graduates.

Key words: foreign direct investment, agri-food industry, STEM human capital, labour costs, rural areas, cross-sectional dependence

JEL Classification: F21, Q13, L66, R11, J24, C23

¹ mgr, Katedra Ekonomii i Polityki Gospodarczej w Agrobiznesie, Wydział Ekonomiczny, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu, e-mail: wojciech.kuzniar@up.poznan.pl; <https://orcid.org/0009-0009-1470-1602>



Wstęp

Przemysł spożywczy jest jednym z filarów polskiej gospodarki rolno-żywnościowej, wytwarzającym ponad jedną piątą produkcji sprzedanej przetwórstwa przemysłowego (Zuba-Ciszewska, 2020), i jednym z głównych odbiorców kapitału zagranicznego. Zasób bezpośrednich inwestycji zagranicznych (BIZ) w tym przemyśle wzrósł do 13,1 mld euro na koniec 2022 r., co stanowiło blisko 16% BIZ w przetwórstwie przemysłowym, a przedsiębiorstwa z kapitałem zagranicznym wytworzyły w tym roku 39,7% przychodów netto branży (Ambroziak, 2024). Kapitał ten ma wyraźny wymiar przestrzenny: znaczenie sektora rolno-żywnościowego jest silnie zróżnicowane między województwami (Beba i Poczta, 2014), a zakłady przetwórcze powstają w znacznej mierze w gminach wiejskich i miejsko-wiejskich, gdzie decydują bliskość surowca, koszty pracy i infrastruktura (Lizińska i Kisiel, 2005; Lizińska, 2010). Według krajowego rejestru urzędowego podmiotów gospodarki narodowej (REGON) w gminach tych miało w 2024 r. siedzibę 54,1% z 33,9 tys. podmiotów działu 10 Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD), obejmującego produkcję artykułów spożywczych (Bank Danych Lokalnych ..., 2026; obliczenia własne).

Zagraniczny inwestor rolno-spożywczy wybiera zatem między dwoma zasobami regionu: niskim kosztem pracy, typowym dla obszarów pozametropolitalnych, a dostępnością kadr technicznych, skupionych w ośrodkach akademickich. Napięcie to narasta wraz z automatyzacją przetwórstwa żywności (Hassoun i in., 2023), która zwiększa zapotrzebowanie na automatyków, mechatroników i technologów żywności z przygotowaniem z zakresu nauk ścisłych, technologii, inżynierii i matematyki (ang. science, technology, engineering and mathematics, STEM). Relacja płace–STEM jest więc dla agrobiznesu kluczowym kompromisem lokalizacyjnym.

Dorobek empiryczny dotyczący regionalnych determinant BIZ w Polsce jest obszerny. Cieślik (2005, 2013) wskazał na znaczenie aglomeracji, infrastruktury i rynku pracy, Chidlow i in. (2009) na dominację motywów market-seeking i knowledge-seeking w regionie mazowieckim oraz efficiency-seeking w pozostałych województwach, a Nazarczuk i Krajewska (2018) oraz Dziemianowicz i in. (2018) na czynniki lokalne. Atrakcyjność inwestycyjną jednostek lokalnych badali Lizińska (2012), Kisiel i in. (2016) oraz Godlewska-Majkowska (2011), a strukturę napływu BIZ do Polski według sektorów i regionów przedstawili Kołodziejczak i Kuźniar (2025). Modele regionalne operowały jednak błędami klasycznej metody najmniejszych kwadratów (ang. ordinary least squares, OLS) lub błędami White'a (Cieślik, 2005; Wójcik, 2013; Smętkowski i Wójcik, 2020), pomijając zależność przekrojową reszt (ang. cross-sectional dependence, CSD) wywołaną wspólnymi szokami makroekonomicznymi, i nie kontrolowały jednocześnie efektów indywidualnych i czasowych.

Celem badania jest kwantyfikacja elastyczności napływu BIZ do województw względem wynagrodzeń i podaży absolwentów kierunków STEM oraz wyprowadzenie z niej implikacji dla lokalizacji inwestycji rolno-spożywczych poza rdzeniami metropolitalnymi. Wkład opracowania jest trojaki. Po pierwsze, do panelu 16 województw z lat 2004–2024 zastosowano estymator efektów ustalonych (FE) z błędami standardowymi Driscoll-Kraay, odpornymi na heteroskedastyczność, autokorelację i CSD. Po drugie, wykazano, że pominięcie efektów czasu generuje pozorną dodatnią zależność płacową, określoną tu mianem złudzenia wspólnego trendu. Po trzecie, elastyczności przełożono na ramy analityczne dla inwestycji rolno-spożywczych. Analiza dotyczy poziomu województw (NUTS-2, ang. Nomenclature of Territorial Units for Statistics) i łącznego napływu BIZ,

dlatego jej parametry stanowią punkt odniesienia, a nie bezpośrednie oszacowanie zachowań inwestorów w poszczególnych branżach.

Przegląd literatury i ramy teoretyczne

Paradygmat OLI i ewolucja motywów lokalizacyjnych BIZ

Paradygmat eklektyczny Dunninga (2001) wyjaśnia BIZ przewagami własnościowymi (Ownership), lokalizacyjnymi (Location) i internalizacyjnymi (Internalization), od których pochodzi skrót OLI. Przewagi lokalizacyjne obejmowały pierwotnie koszty czynników produkcji, dostęp do rynku i zasoby naturalne (motywy resource-seeking i efficiency-seeking), a od lat 90. XX w. rośnie znaczenie motywu knowledge-seeking: korporacje lokują produkcję i działalność badawczo-rozwojową (B+R) w regionach z wysoko kwalifikowaną siłą roboczą (Dunning i Lundan, 2008). W nowych krajach członkowskich Unii Europejskiej (UE) wraz z konwergencją kosztową przewaga kosztowa słabnie na rzecz jakości kapitału ludzkiego (Javorcik, 2014).

Teoria endogenicznego wzrostu i jakość kapitału ludzkiego

Teoria endogenicznego wzrostu (Romer, 1986; Lucas, 1988) i teoria kapitału ludzkiego (Becker, 1964) traktują wynagrodzenia jako sygnał produktywności i jakości rynku pracy, a nie tylko jako koszt inwestora. Blonigen i Piger (2014) wykazali dla krajów Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD), że kapitał ludzki wyjaśnia większą część zmienności BIZ niż koszty pracy.

W krajach Europy Środkowo-Wschodniej, które przystąpiły do UE w latach 2004 i 2007, istotnymi determinantami napływu BIZ okazały się niskie jednostkowe koszty pracy i wykwalifikowana siła robocza (Carstensen i Toubal, 2004), przy czym wyższe koszty pracy ograniczały napływ BIZ, a wyższa wydajność pracy go zwiększała (Bellak i in., 2008). Kottaridi i in. (2019) wykazali, że wpływ kapitału ludzkiego zależy od rodzaju i jakości kształcenia, i wskazali na niedopasowanie systemów edukacji w tych krajach do potrzeb rynku pracy. Z kolei Bobenič Hintošová i in. (2018) uzyskali dla krajów Grupy Wyszehradzkiej dodatni związek BIZ zarówno z udziałem wykształconej siły roboczej, jak i z poziomem płac.

BIZ w agrobiznesie: presja kosztowa, automatyzacja i kadry STEM

Przedsiębiorstwa z kapitałem zagranicznym w polskim przemyśle spożywczym są większe i bardziej wydajne oraz płacą wyższe wynagrodzenia niż przedsiębiorstwa krajowe, choć dystans produktywności się zmniejsza (Ambroziak, 2024). Podobne cechy w krajach UE opisała Pawlak (2016), a Lizińska (2010) i Kacperska (2018) udokumentowały napływ kapitału zagranicznego do sektora rolno-żywnościowego i do samego rolnictwa. Na poziomie kraju w przemyśle spożywczym dominuje motyw market-seeking (Ambroziak, 2024, za: Starzyńska, 2012), lecz wybór lokalizacji zakładu wewnątrz kraju jest decyzją typu efficiency-seeking i resource-seeking: inwestor porównuje między regionami koszty pracy, dostęp do surowca i dostępność kadr. Ten właśnie poziom decyzji odwzorowuje model regionalny.

Odpowiedzią na presję kosztową w przetwórstwie żywności jest automatyzacja w ramach koncepcji przetwórstwa żywności 4.0, obejmującej robotykę, inteligentne czujniki,

sztuczną inteligencję i analitykę danych (Hassoun i in., 2023). Automatyzacja wypiera pracę z zadań rutynowych, ale zwiększa popyt na pracę komplementarną wobec nowych technologii (Autor i in., 2003; Acemoglu i Restrepo, 2019), a komplementarność kapitału i kwalifikacji (Krusell i in., 2000) oznacza, że zautomatyzowany kapitał podnosi produktywność pracowników zdolnych go obsługiwać – w przetwórstwie żywności głównie kadr o profilu STEM. Wynikają stąd dwa przewidywania: im niższe marże, tym większa wrażliwość lokalizacji na relatywne płace (H1), a w miarę automatyzacji podaż kadr STEM staje się komplementarnym warunkiem napływu inwestycji (H2).

Pozorny paradoks, że firmy zagraniczne płacą więcej niż krajowe, a przewaga kosztowa ma być atutem lokalizacyjnym, znika po odróżnieniu płac w firmie od relatywnych płac w regionie: inwestor oferuje premię wobec lokalnego rynku pracy, wybierając zarazem rynek o niskim punkcie odniesienia (Javorcik, 2014). Lizińska i Kisiel (2005), Lizińska i in. (2011) oraz Rodríguez-Pose (2018) wskazują, że obszary wiejskie i peryferyjne wymagają polityk uruchamiających ich realne przewagi lokalizacyjne, wśród których kluczowa jest relacja kosztu pracy do dostępności kadr technicznych.

Hipotezy badawcze

H1: Po kontroli wspólnych trendów za pomocą dwukierunkowych efektów ustalonych (ang. two-way fixed effects, TWFE) elastyczność BIZ względem wynagrodzeń jest ujemna ($\beta_2 < 0$): ponadprzeciętny wzrost płac stanowi barierę wejścia zgodnie z motywem *efficiency-seeking*, a nie sygnał jakości rynku pracy.

H2: Elastyczność BIZ względem podaży absolwentów STEM jest dodatnia ($\beta_1 > 0$): kadry techniczne, komplementarne wobec zautomatyzowanego kapitału, kompensują presję kosztową, także w regionach stanowiących zaplecze przetwórstwa rolno-spożywczego.

Dane i metodyka

Charakterystyka próby i zmienne

Analiza obejmuje zbilansowany panel 16 województw z lat 2004–2024 (336 obserwacji); opóźnienie kluczowych regresorów o rok zmniejsza próbę estymacyjną do 320 obserwacji.

Zmienną zależną jest napływ BIZ w mln PLN (Y^{FDI}). Jej rozkład ma silną asymetrię prawostronną (mediana 3 690,8 mln PLN, wobec średniej 11 787 mln PLN; skośność 3,437; kurtoza 11,814), wynikającą z koncentracji kapitału zagranicznego m.in. w województwach mazowieckim i wielkopolskim, dlatego zastosowano transformację logarytmiczną, która pozwala też interpretować parametry jako elastyczności. Zmiennymi objaśniającymi są:

X^{STEM} – zasób absolwentów kierunków STEM jako odsetek ogółu absolwentów szkół wyższych;

X^{WAGE} – przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (PLN), traktowane jako sygnał jakości rynku pracy;

X^{RD} – nakłady na działalność badawczo-rozwojową jako odsetek produktu regionalnego brutto (ang. gross regional domestic product, GRDP).

Ze względu na silne zróżnicowanie (współczynnik zmienności 1,805; skośność 4,246) transformacji logarytmicznej poddano również zmienną X^{RD} .

Analiza korelacji i współliniowości

Macierz korelacji Pearsona ($n = 336$; wartość krytyczna $r = 0,107$ dla $\alpha = 0,05$) wskazuje na silny dwuwymiarowy związek $\ln(Y^{FDI})$ z $\ln(X^{RD})$ ($r = 0,852$), umiarkowany z $\ln(X^{STEM})$ ($r = 0,598$) i $\ln(X^{WAGE})$ ($r = 0,349$). Płace są skorelowane z nakładami B+R ($r = 0,579$), co odzwierciedla współwystępowanie tych czynników w klastrach technologicznych i podnosi błędy standardowe w modelu z efektami ustalonymi.

Uzasadnienie wyboru estymatora

Test Welcha ($F(15; 119,2) = 220,43$; $p < 0,0001$) odrzuca hipotezę o wspólnym wyrażeniu wolnym, co uzasadnia model z efektami ustalonymi województw. Reszty wykazują autokorelację pierwszego rzędu ($\rho_1 = 0,732$; statystyka Durбина-Watsona 0,502), a test Pesarana CD (ang. cross-sectional dependence; statystyka 10,654; $p < 0,0001$) potwierdza zależność przekrojową wywołaną wspólnymi szokami (akcesja do UE, kryzys 2008–2009, pandemia COVID-19, sytuacja geopolityczna po 2022 r.). Dlatego zastosowano błędy standardowe Driscoll-Kraay (szerokość okna $m = 2$; Driscoll i Kraay, 1998), odporne na heteroskedastyczność, autokorelację i CSD. Model ma postać:

$$\ln(Y_{it}^{FDI}) = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \ln(X_{i,t-1}^{STEM}) + \beta_2 \ln(X_{i,t-1}^{WAGE}) + \beta_3 \ln(X_{it}^{RD}) + \varepsilon_{it} \dots (1)$$

gdzie α_i reprezentuje stałe w czasie efekty indywidualne (nieobserwowalna heterogeniczność) poszczególnych województw, natomiast γ_t stanowi wektor zero-jedynkowych zmiennych czasowych (Time Dummies) dla każdego roku badawczego, wchłaniających wspólne szoki makroekonomiczne, w tym zmiany kursu euro do złotego (EUR/PLN). Kurs ten przyjmuje w danym roku jednakową wartość dla wszystkich województw, dlatego jest w pełni kontrolowany przez efekty czasu i nie występuje w modelu jako odrębna zmienna.

Wyniki badań

Interpretacja parametrów strukturalnych

Wyniki estymacji zestawiono w Tabeli 1. Współczynnik determinacji w estymacji ze zmiennymi zero-jedynkowymi (ang. least squares dummy variable, LSDV) wynosi 0,976. Symbolem SEDK oznaczono błąd standardowy Driscoll-Kraay.

Parametr przy $\ln(X^{STEM})$ ($\beta_1 = 0,219$; $SE_{DK} = 0,128$; $p = 0,088$) jest dodatni i istotny na poziomie 10%: wzrost udziału absolwentów STEM o 1% wiąże się ze wzrostem napływu BIZ w kolejnym roku o 0,22%. Opóźnienie regresora ogranicza ryzyko odwrotnej przyczynowości.

Parametr przy $\ln(X^{WAGE})$ ($\beta_2 = -2,798$; $SE_{DK} = 1,005$; $p = 0,006$) jest ujemny i istotny na poziomie 1%: wzrost opóźnionych wynagrodzeń o 1% ponad wzorzec ogólnopolski wiąże się ze spadkiem napływu BIZ o około 2,8%. Znak jest przeciwny niż w modelu bez efektów czasu (patrz podrozdział Wnioskowanie ekonomiczne).

Tabela 1. Wyniki estymacji modelu efektów ustalonych (FE) z błędami Driscoll-Kraay oraz dwukierunkowymi efektami czasu (TWFE)

Table 1. Results of the fixed effects (FE) model estimation with Driscoll-Kraay standard errors and two-way fixed effects (TWFE)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	stat. t	wartość p
const	53,6700	17,2590	3,110	0,0021***
$\ln(X^{\text{STEM}}_{i,t-1})$	0,2190	0,1279	1,712	0,0880*
$\ln(X^{\text{WAGE}}_{i,t-1})$	-2,7981	1,0051	-2,784	0,0057***
$\ln(X^{\text{RD}}_{it})$	-0,0003	0,0899	-0,003	0,9972

Uwagi: *** $p < 0,01$; * $p < 0,10$. Liczba obserwacji: 320; liczba jednostek: 16. LSDV $R^2 = 0,9760$; Within $R^2 = 0,6591$. Błędy standardowe Driscoll-Kraay, szerokość okna $m = 2$.

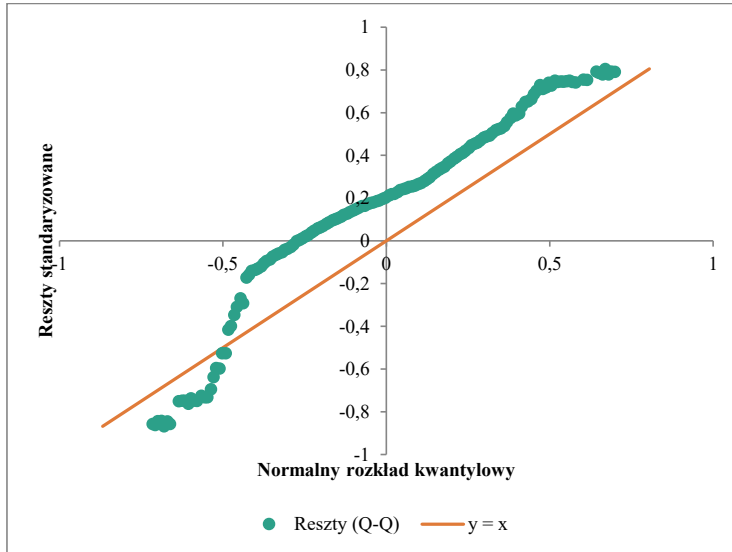
Źródło: obliczenia własne.

Parametr przy $\ln(X^{\text{RD}})$ ($\beta_3 = -0,0003$; $p = 0,997$) jest nieistotny, a współczynnik inflacji wariacji (ang. variance inflation factor, VIF) równy 10,198 wskazuje, że efektu B+R nie da się oddzielić od efektów kapitału STEM (VIF = 5,453) i płac (VIF = 7,695).

Po wykluczeniu województwa mazowieckiego kierunek i istotność parametrów pozostały stabilne, a ujemna elastyczność płacowa wzrosła do około -4,83 ($p < 0,01$), przy wyższej istotności efektu STEM ($p < 0,05$).

Weryfikacja diagnostyczna specyfikacji modelu

Diagnostyka reszt potwierdza poprawność specyfikacji: na wykresie kwantyl-kwantyl (Q-Q) reszt standaryzowanych (Rysunek 1) punkty układają się wzdłuż prostej $y = x$, a odchylenia w ogonach są ograniczone i symetryczne.



Rys. 1. Wykres kwantylowo-kwantylowy (Q-Q) reszt ustandaryzowanych

Fig. 1. Quantile-quantile (Q-Q) plot of standardized residuals

Źródło: opracowanie własne.

Wartości wyrównane $\ln(Y^{FDI})$ nie wykazują systematycznego przeszacowania ani niedoszacowania w żadnym z województw, co oznacza, że efekty ustalone absorbują heterogeniczność przekrojową.

Dyskusja i rekomendacje

Wnioskowanie ekonomiczne

Bez kontroli wspólnych trendów parametr płacowy jest dodatni i istotny, co sugerowałoby, że wyższe płace przyciągają inwestycje zgodnie z teorią sygnałną. Jest to jednak złudzenie wspólnego trendu: w latach 2004–2024 płace i napływ BIZ rosły równolegle wskutek wspólnych szoków (akcesja do UE, fundusze strukturalne, integracja z europejskimi łańcuchami wartości). Efekty czasu absorbują średnią ogólnopolską dla każdego roku, a model identyfikuje odchylenia od niej: województwa o szybszym niż przeciętnie wzroście płac przyciągały mniej BIZ, co odpowiada modelowi efficiency-seeking, w którym inwestor porównuje relatywne, a nie bezwzględne koszty pracy.

Parametry β_1 i β_2 opisują więc dwa przeciwstawne mechanizmy: podaż kadr STEM przyciąga BIZ, a ponadprzeciętne płace je odpychają. Najkorzystniejsze położenie mają regiony łączące niskie relatywne płace z wysoką podażą kadr technicznych.

Ujemna elastyczność płacowa jest zgodna z wynikami dla Europy Środkowo-Wschodniej (Carstensen i Toubal, 2004; Bellak i in., 2008). Dodatni związek płac z BIZ w krajach Grupy Wyszehradzkiej (Bobenič Hintošová i in., 2018) odpowiada natomiast wynikowi modelu bez efektów czasu, co sugeruje, że część takich ustaleń może odzwierciedlać wspólny trend. Słabsza istotność efektu STEM ($p = 0,088$) jest spójna z wnioskiem Kottaridi i in. (2019) o niedopasowaniu kształcenia w krajach regionu do potrzeb rynku pracy: o atrakcyjności inwestycyjnej decyduje nie tylko liczba absolwentów STEM, lecz także profil ich kształcenia, co ma znaczenie dla szkół przygotowujących kadry dla przetwórstwa rolno-spożywczego.

Rekomendacje dla polityki regionalnej

Wyniki wskazują trzy kierunki polityki regionalnej. Po pierwsze, przewagę kosztową obszarów peryferyjnych należy utrzymywać nie przez hamowanie płac, lecz przez wzrost produktywności wyprzedzający wzrost wynagrodzeń. Po drugie, kształcenie techniczne, w tym szkolnictwo zawodowe i branżowe o profilu przetwórczym na obszarach wiejskich, może częściowo neutralizować kosztowy efekt rosnących płac. Po trzecie, nieistotność nakładów B+R przy silnej współliniowości jest spójna z hipotezą efektu progowego, co przemawia za koncentracją finansowania badań w ośrodkach zdolnych osiągnąć masę krytyczną. Siłę tych efektów na poziomie powiatów należy zweryfikować odrębnie.

Elastyczności jako ramy analityczne dla inwestycji rolno-spożywczych

Parametry z Tabeli 1 dotyczą łącznego napływu BIZ, ale mogą służyć jako ramy analityczne dla inwestycji rolno-spożywczych, ponieważ wybór lokalizacji zakładu przetwórczego wewnątrz kraju jest decyzją typu efficiency-seeking (patrz podrozdział BIZ w agrobiznesie: presja kosztowa, automatyzacja i kadry STEM), a po wykluczeniu województwa mazowieckiego wrażliwość BIZ na relatywne płace rośnie. Mechanizm ten działa więc najsilniej poza rdzeniem metropolitalnym, gdzie lokuje się przetwórstwo.

Tabela 2. Typologia położen lokalizacyjnych jednostek pozametropolitalnych z perspektywy inwestycji rolno-spożywczych

Table 2. Typology of locational positions of non-metropolitan units from the perspective of agri-food investment

Wyszczególnienie	Niska podaż kadr STEM	Wysoka podaż kadr STEM
Place poniżej ścieżki ogólnopolskiej	B. Przewaga kosztowa bez kompensacji: przetwórstwo pracochłonne; ryzyko erozji przewagi wraz z automatyzacją. Priorytet: szkolnictwo techniczne o profilu przetwórczym.	A. Położenie najkorzystniejsze: przewaga kosztowa i kompetencyjna; potencjał dla zautomatyzowanych zakładów.
Place powyżej ścieżki ogólnopolskiej	D. Położenie najmniej korzystne: presja płacowa bez kompensacji. Priorytet: produktywność i kadry techniczne.	C. Profil metropolitalny: funkcje B+R, zarządcze i produkty wysoko przetworzone.

Uwagi: klasyfikacja ma charakter koncepcyjny; progi należy wyznaczyć empirycznie, np. względem mediany w przekroju powiatów.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z Tabeli 1.

Przy luce płacowej rzędu 5% napływ BIZ jest, *ceteris paribus*, niższy o około 12,8% (o około 21% w próbie bez województwa mazowieckiego). Ponieważ $|\beta_2| / \beta_1 \approx 12,8$, zrównoważenie wzrostu relatywnych płac o 1% wymaga zwiększenia udziału absolwentów STEM o około 13% (np. z 20,0% do 22,7% ogółu absolwentów). Kadry STEM są więc czynnikiem komplementarnym wobec przewagi kosztowej, a nie jej substytutem; wobec $p = 0,088$ relacja ta ma charakter orientacyjny. Na tej podstawie wyróżniono cztery położenia lokalizacyjne jednostek pozametropolitalnych (Tabela 2).

Bez równoległego budowania kadr technicznych przewaga kosztowa jednostek w położeniu B słabnie wraz z automatyzacją, a szkolnictwo techniczne i branżowe o profilu przetwórczym oraz współpraca szkół z zakładami spożywczymi mogą przesuwać gminy do położenia A. Napływ inwestycji oferujących premię płacową (Ambroziak, 2024) z czasem podnosi lokalne płace i osłabia przewagę, która go przyciągnęła, dlatego o trwałości efektu decyduje wzrost produktywności i podaży kadr STEM. Weryfikacja tych zależności wymaga estymacji na danych powiatowych z sektorową zmienną zależną (np. zatrudnieniem w działach 10–11 PKD) i z podażą absolwentów techników i szkół branżowych.

Ograniczenia badania

Badanie ma trzy ograniczenia. Po pierwsze, parametry oszacowane na poziomie województw są średnią zróżnicowanych wewnętrznie wzorców metropolitalnych i peryferyjnych, a ich przenoszenie na powiaty bez odrębnej estymacji groziłoby błędem ekologicznym.

Po drugie, efektu B+R nie zidentyfikowano wskutek współliniowości. Rozważano zastąpienie skorelowanych zmiennych składową główną (ang. principal component analysis, PCA), lecz z tego zrezygnowano: hipotezy dotyczą odrębnych efektów płac i kadr STEM o przeciwnych znakach, których połączenie uniemożliwiłoby ich weryfikację; parametr przy składowej nie ma interpretacji elastyczności; składowe wyznaczone na poziomach odzwierciedlałyby głównie trwałe różnice między województwami, pochłaniane przez efekty ustalone; współliniowość dotyczy zaś głównie zmiennej kontrolnej B+R, a VIF dla STEM (5,453) i płac (7,695) nie przekracza 10.

Po trzecie, zmienną zależną jest łączny napływ BIZ, ponieważ Narodowy Bank Polski (NBP) publikuje dane o BIZ według rodzajów działalności i według regionów bez ich krzyżowania, a regionalne dane Głównego Urzędu Statystycznego (GUS) nie są dezagregowane według działów PKD. Powiązanie wyników z agrobiznesem jest zatem interpretacyjne i zakłada, że ten sam mechanizm dotyczy inwestycji w przetwórstwie spożywczym; nie musi tak być, jeśli inwestycje te, częściej nastawione na rynek krajowy, słabiej reagują na koszty pracy.

Podsumowanie

Analiza panelowa 16 województw w latach 2004–2024 pozwala jednoznacznie odnieść się do postawionych hipotez. Hipoteza H1 została potwierdzona: po kontroli wspólnych trendów elastyczność napływu BIZ względem opóźnionych wynagrodzeń jest ujemna i istotna ($\beta_2 = -2,80$; $p < 0,01$), a więc dominującym motywem lokalizacji kapitału zagranicznego pozostaje arbitraż kosztowy. Hipoteza H2 została potwierdzona na poziomie istotności 0,10 ($\beta_1 = 0,22$; $p = 0,088$), co oznacza, że efekt kompensacyjny kadr technicznych jest słabszy i oszacowany mniej precyzyjnie niż efekt kosztowy. Pominiecie efektów czasu

prowadzi natomiast do pozornej dodatniej zależności płacowej (złudzenie wspólnego trendu).

Dla agrobiznesu i obszarów wiejskich wynikają z tego trzy wnioski. Po pierwsze, gminy wiejskie i miejsko-wiejskie, w których działa ponad połowa podmiotów przemysłu spożywczego, dysponują przewagą kosztową, której utrata jest kosztowna: luka płacowa rzędu 5% odpowiada spadkowi napływu BIZ o około 12,8%. Po drugie, w warunkach automatyzacji przetwórstwa przewagi tej nie da się utrzymać bez kadr technicznych, co uzasadnia rozwój szkolnictwa technicznego i branżowego o profilu przetwórczym. Po trzecie, wnioski te stanowią ramy analityczne, a ich bezpośrednia weryfikacja wymaga danych o kapitale zagranicznym w działach 10–11 PKD na poziomie powiatów i gmin.

Literatura

- Acemoglu, D., Restrepo, P. (2019). Automation and new tasks: How technology displaces and reinstates labor. *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 3–30, DOI: 10.1257/jep.33.2.3.
- Ambroziak, Ł. (2024). Foreign direct investment in the food industry in Poland. *International Journal of Management and Economics*, 60(4), 309–322, DOI: 10.2478/ijme-2024-0029.
- Autor, D.H., Levy, F., Murnane, R.J. (2003). The skill content of recent technological change: An empirical exploration. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279–1333, DOI: 10.1162/003355303322552801.
- Bank Danych Lokalnych. Podmioty wg sekcji i działów PKD 2007 oraz sektorów własnościowych (P2809) (2026). Warszawa: Główny Urząd Statystyczny. Pobrano październik 2026 z: <https://bdl.stat.gov.pl/bdl/dane/podgrup/temat>.
- Beba, P., Pocza, W. (2014). Miejsce sektora rolno-żywnościowego w gospodarce polskich regionów. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 2(32), 5–16.
- Becker, G.S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. University of Chicago Press.
- Bellak, C., Leibrecht, M., Riedl, A. (2008). Labour costs and FDI flows into Central and Eastern European Countries: A survey of the literature and empirical evidence. *Structural Change and Economic Dynamics*, 19(1), 17–37, DOI: 10.1016/j.strueco.2007.03.001.
- Blonigen, B.A., Piger, J. (2014). Determinants of foreign direct investment. *Canadian Journal of Economics*, 47(3), 775–812, DOI: 10.1111/caje.12091.
- Bobenič Hintošová, A., Bruothová, M., Kubíková, Z., Ručinský, R. (2018). Determinants of foreign direct investment inflows: A case of the Visegrad countries. *Journal of International Studies*, 11(2), 222–235, DOI: 10.14254/2071-8330.2018/11-2/15.
- Carstensen, K., Toubal, F. (2004). Foreign direct investment in Central and Eastern European countries: A dynamic panel analysis. *Journal of Comparative Economics*, 32(1), 3–22, DOI: 10.1016/j.jce.2003.11.001.
- Chidlow, A., Salciuviene, L., Young, S. (2009). Regional determinants of inward FDI distribution in Poland. *International Business Review*, 18(2), 119–133, DOI: 10.1016/j.ibusrev.2009.02.004.
- Cieślak, A. (2005). Regional characteristics and the location of foreign firms within Poland. *Applied Economics*, 37(8), 863–874, DOI: 10.1080/00036840500061087.
- Cieślak, A. (2013). Determinants of the location of foreign firms in Polish regions: Does firm size matter? *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 104(2), 175–193, DOI: 10.1111/tesg.12017.
- Driscoll, J.C., Kraay, A.C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560, DOI: 10.1162/003465398557825.
- Dunning, J.H. (2001). The eclectic (OLI) paradigm of international production: Past, present and future. *International Journal of the Economics of Business*, 8(2), 173–190, DOI: 10.1080/13571510110051441.
- Dunning, J.H., Lundan, S.M. (2008). *Multinational Enterprises and the Global Economy* (2nd ed.). Edward Elgar.
- Dziemianowicz, W., Łukomska, J., Ambroziak, A.A. (2018). Location factors in foreign direct investment at the local level: the case of Poland. *Regional Studies*, 53(8), 1183–1192, DOI: 10.1080/00343404.2018.1530750.
- Godlewska-Majkowska, H. (2011). Atrakcyjność inwestycyjna polskich regionów. W poszukiwaniu nowych miar. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.

- Hassoun, A., Jagtap, S., Trollman, H., Garcia-Garcia, G., Abdullah, N.A., Goksen, G., Bader, F., Ozogul, F., Barba, F.J., Cropotova, J., Munkata, P.E.S., Lorenzo, J.M. (2023). Food processing 4.0: Current and future developments spurred by the fourth industrial revolution. *Food Control*, 145, 109507, DOI: 10.1016/j.foodcont.2022.109507.
- Javorcik, B.S. (2014). Does FDI bring good jobs to host countries? *World Bank Research Observer*, 30(1), 74–94, DOI: 10.1093/wbro/lku010.
- Kacperska, E. (2018). Działalność podmiotów z kapitałem zagranicznym w polskim rolnictwie. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego*, 18(4), 222–235, DOI: 10.22630/PRS.2018.18.4.113.
- Kisiel, R., Lizińska, W., Marks-Bielska, R., Babuchowska, K., Serocka, I. (2016). Atrakcyjność inwestycyjna i klimat dla bezpośrednich inwestycji zagranicznych. W: W. Karaszewski (red.) *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w wybranych województwach Polski – analiza porównawcza* (ss. 199–230). Toruń: Wydawnictwo Naukowe UMK.
- Kołodziejczak, M., Kuźniar, W. (2025). Value and structure of foreign direct investments in Poland. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 76(2), 245–256, DOI: 10.17306/j.jard.2025.00019r1.
- Kottaridi, C., Louludi, K., Karkalakos, S. (2019). Human capital, skills and competencies: Varying effects on inward FDI in the EU context. *International Business Review*, 28(2), 375–390, DOI: 10.1016/j.ibusrev.2018.10.008.
- Krusell, P., Ohanian, L.E., Rios-Rull, J.-V., Violante, G.L. (2000). Capital-skill complementarity and inequality: A macroeconomic analysis. *Econometrica*, 68(5), 1029–1053, DOI: 10.1111/1468-0262.00150.
- Lizińska, W. (2010). Proces integracji europejskiej a napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych do sektora rolno-żywnościowego. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego*, 10(2), 60–70, DOI: 10.22630/PRS.2010.10.2.20.
- Lizińska, W. (2012). Klimat inwestycyjny jako czynnik bezpośrednich inwestycji zagranicznych w Polsce. Olsztyn: Wydawnictwo UWM.
- Lizińska, W., Kisiel, R. (2005). Bezpośrednie inwestycje zagraniczne na obszarach wiejskich województwa warmińsko-mazurskiego. W: W. Karaszewski (red.) *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w podnoszeniu konkurencyjności polskiej gospodarki* (ss. 95–102). Toruń: Wydawnictwo UMK.
- Lizińska, W., Kisiel, R., Marks-Bielska, R. (2011). Atrakcyjność inwestycyjna gmin i znaczenie w jej kształtowaniu preferencji specjalnej strefy ekonomicznej. *Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G*, 98(3), 191–200.
- Lucas, R.E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42, DOI: 10.1016/0304-3932(88)90168-7.
- Nazarczuk, J.M., Krajewska, A. (2018). Local determinants of foreign direct investment in Poland: The role of relative distance. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 13(1), 73–88, DOI: 10.24136/eq.2018.004.
- Pawlak, K. (2016). Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w przemyśle spożywczym krajów Unii Europejskiej. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego*, 16(2), 242–257, DOI: 10.22630/PRS.2016.16.2.45.
- Rodríguez-Pose, A. (2018). The revenge of the places that don't matter (and what to do about it). *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 11(1), 189–209, DOI: 10.1093/cjres/rsx024.
- Romer, P.M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037, DOI: 10.1086/261420.
- Smętkowski, M., Wójcik, P. (2020). Inwestycje zagraniczne w polskich regionach: determinanty i efekty przestrzenne. *Studia Regionalne i Lokalne*, 3(81), 5–28.
- Wójcik, P. (2013). Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów. *Studia Ekonomiczne*, 1(76), 31–57.
- Zuba-Ciszewska, M. (2020). Rola przemysłu spożywczego w gospodarce Polski. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, 64(4), 70–86, DOI: 10.15584/nsawg.2020.4.5.

Do cytowania / For citation:

Kuźniar W. (2026). Rygor kosztowy i kapitał ludzki STEM jako determinanty napływu BIZ do polskich województw: implikacje dla przemysłu rolno-spożywczego na obszarach pozametropolitalnych. *Problemy Rolnictwa Światowego*, 26(3), 19-29; DOI: 10.22630/PRS.2026.26.3.10

Kuźniar W. (2026). Cost Rigor and STEM Human Capital as Determinants of FDI Inflow into Polish Voivodeships: Implications for the Agri-Food Industry in Non-Metropolitan Areas (in Polish). *Problems of World Agriculture*, 26(3), 19-29; DOI: 10.22630/PRS.2026.26.3.10