

KATARZYNA KOPCZEWSKA¹

Kumulatywny vs. panelowy model przestrzenny w modelowaniu inwestycji lokalnych polskich gmin w latach 1995–2015

Streszczenie

W pracy badana jest efektywność inwestycji samorządowych w gminach w latach 1995–2015. Celem jest zbadanie zależności pomiędzy dochodami własnymi a wydatkami inwestycyjnymi samorządów oraz uwarunkowań fiskalnych i pozafiskalnych dla lokalnych inwestycji. Badane jest także nasycenie inwestycjami oraz lokalne mnożniki dochodowe (długo- i krótkoterminowe oraz krańcowe). Analizowana jest przestrzenna dyfuzja oraz istnienie klastrów inwestycji. Modelowanie ekonometryczne oparte zostało na panelowym modelu przestrzennym i skumulowanym modelu przestrzennym. Specyfikacja modelu opiera się na koncepcji Net Present Value (NPV), która pozwala na traktowanie inwestycji wieloletnich i dochodów budżetowych jak Cash Flow projektu. Interpretacja modelu z opóźnieniem przestrzennym zmiennej objaśnianej oraz komponentem Durбина (opóźnienie przestrzenne zmiennych objaśniających) jest oparta na efektach pośrednich i bezpośrednich. Różne wykorzystane macierze wag przestrzennych, w tym macierz wspólnej granicy i macierz odwrotnej odległości, umożliwiają lepszą ocenę zakresu rozproszenia przestrzennego procesu inwestycyjnego.

Słowa kluczowe: efektywność inwestycyjna, lokalne inwestycje samorządowe, ekonometria przestrzenna, skumulowany model ekonometryczny

Kody kwalifikacji JEL: C21, C23, R12, R5

1. Wstęp

Ze względu na samodzielność finansową jednostek samorządu terytorialnego (JST) i zasadę subsydiarności w konstrukcji odpowiedzialności poszczególnych szczebli administracji inwestycje lokalne, realizowane przez samorządy gminne, mają charakter autonomiczny (m.in. Jarosiński i Opałka, 2016). W konsekwencji

¹ Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych.

agregaty makroekonomiczne oraz centralne mechanizmy alokacji inwestycji nie mają realnego zastosowania do modelowania decyzji inwestycyjnych samorządów lokalnych ze względu na procesy podejmowania decyzji, jak i brak danych dotyczących rozłożenia przestrzennego wszystkich decyzji inwestycyjnych podjętych na szczeblu centralnym.

Samorządy lokalne, podejmując decyzję o alokacji środków na inwestycje, kierują się zarówno stroną podażową, jak i popytową. Od strony podażowej głównymi czynnikami decyzyjnymi są możliwości finansowe gmin, często wynikające z poziomu samodzielności finansowej, jak i dostępności finansowania zewnętrznego (np. ze środków unijnych). Od strony popytowej zasadność inwestycji jest oceniana przez władze lokalne, które uwzględniają w swych decyzjach (*explicite* bądź *implicite*):

- 1) nasycenie inwestycjami i majątkiem trwałym obszaru,
- 2) efekty wcześniejszych inwestycji (np. Perska, 2014).

Opłacalność inwestycji rośnie w sytuacji braku nasycenia inwestycjami, jak i przy występowaniu dodatnich efektów mnożnikowych inwestycji z poprzednich lat.

Nasycenie inwestycjami i majątkiem trwałym zazwyczaj narastające w czasie jest zależne od sumy wcześniejszych nakładów finansowych. Ze względu na różną prędkość oddziaływania inwestycji na gospodarkę i społeczeństwo, nie łatwo jest badać przyczynowość, jak i poziom nasycenia inwestycjami gospodarki lokalnej (np. Lusawa, 2017). Kumulatywny charakter środków trwałych wymaga oceny ich oddziaływania w sposób długookresowy i łączny.

Ważnym elementem badania efektów inwestycji lokalnych jest dyfuzja przestrzenna (np. Smętkowski, 2011). Różne, niejednolite wyposażenie gmin w środki trwałe w konsekwencji wymusza wiele procesów ekonomicznych: aglomerację zjawisk, dyfuzję procesów rozwojowych, migracje ludności. Stąd konieczne jest uwzględnienie efektów sąsiedzkich, zarówno w odniesieniu do determinant, jak i efektów inwestycji lokalnych.

Powyżej zarysowane uwarunkowania instytucjonalne implikują w podejściu badawczym konieczność wykorzystania metod ilościowych, które uwzględniają powyższą specyfikę tych zjawisk. Przegląd literatury, tak krajowej, jak i zagranicznej nie daje odpowiedzi na postawione powyżej problemy. Zdiagnozowana luka badawcza wymaga szerszych badań zarówno ekonomicznych, jak i ekonometrycznych. Niniejszy artykuł prezentuje metodologię modelowania ekonometrycznego inwestycji lokalnych przy wykorzystaniu metod ekonometrii przestrzennej, w oparciu o finansową koncepcję *Net Present Value*. Zakłada się w tym modelu, że w danym momencie czasu efekty gospodarcze czy społeczne

wynikają z **sumy** nakładów inwestycyjnych poniesionych od określonego momentu w czasie, a nie są funkcją jednorocznych przeszłych (opóźnionych) inwestycji. Taki kumulatywny model przestrzenny ma szansę uwzględniać łączny efekt nakładów inwestycyjnych, jak i efekty mnożnikowe oraz dyfuzję (*spillover*) między gminami. Celem artykułu jest przedstawienie koncepcji kumulatywnego modelu przestrzennego oraz jego testowanie na danych lokalnych (gminnych, NUTS5) dla lat 1995–2015.

2. Problem metodologiczne w ekonometrycznym modelowaniu inwestycji lokalnych

Modelowanie ekonometryczne inwestycji lokalnych jest słabo zbadanym tematem. Od strony empirycznej w literaturze można znaleźć zaledwie kilka badań, głównie dla Hiszpanii (Rios et al., 2017), Chin (Zheng et al., 2013), Finlandii (Hämäläinen&Malinen, 2011) czy Włoch (DeCastris&Pellegrini, 2012). Od strony metodologicznej najczęściej wykorzystywanym podejściem w modelowaniu inwestycji jest zastosowanie metod panelowych: dynamicznych modeli z opóźnieniami czasowymi i przestrzennymi (Zheng et al., 2013, Rios et al., 2017), dynamiczne panele estymowane OLS lub SUR (Hämäläinen&Malinen, 2011) czy modele panelowe z efektami stałymi (Reeves et al., 2013). Można także znaleźć modele VAR (Fujii et al., 2013) czy przestrzenne modele przekrojowe (Yu et al., 2011) etc. W większości wymienionych powyżej badań podkreśla się słabości i niedoskonałości tych modeli. Z perspektywy ekonometrycznej modelowanie inwestycji lokalnych wymaga rozwiązania kilku problemów metodologicznych, które są omówione poniżej.

Pierwszym problemem metodologicznym są **efekty dyfuzji i interakcji przestrzennych**. Poczynając od hipotezy Tiebut (1956) na temat głosowania nogami, przez badania regionalne nad sektorem publicznym i rolą dyfuzji (np. Bordignon, 2003; Solé-Ollé, 2006; Geys, 2006 etc.) jednoznacznie można zauważyć, że efekty przestrzenne związane z lokalizacją i sąsiedztwem nie mogą być zaniebdywane. Samorządy lokalne nie działają w próżni ani autarkii, a decyzje i ich efekty w jednych samorządach wpływają na inne JST. Można oczekiwać, że budowa drogi w jednej gminie może zachęcić inwestorów do rozwijania działalności właśnie w tej lokalizacji, ale także może spowodować rozwój działalności w gminie sąsiedzkiej (pozytywny efekt przestrzenny, dyfuzja odśrodkowa) lub też przepływanie działalności z gminy sąsiedzkiej (negatywny efekt przestrzenny,

drenaż, wysysanie, dyfuzja dośrodkowa). Istnieje wiele badań (LeSage, 2014; LeSage&Pace, 2009, 2014) potwierdzających te efekty dla innych procesów ekonomiczno-społecznych, jednak wciąż pozostaje nisza do uzupełnienia dla inwestycji lokalnych.

Rozwiązaniem tego problemu jest modelowanie przestrzenne, które stało się w ostatniej dekadzie standardem w odniesieniu do danych o charakterze przestrzennym, w szczególności danych dla jednostek terytorialno-administracyjnych (np. LeSage&Pace, 2009). Kontrolowanie efektów przestrzennych, wynikających z autokorelacji przestrzennej² możliwe jest przez wykorzystanie w modelach opóźnień przestrzennych dla zmiennej objaśnianej, zmiennych objaśniających oraz błędu. Pełną specyfikację modeli podaje Elhorst (2010), zaś zasady ich wykorzystania można znaleźć u LeSage i Pace (2014) czy LeSage (2014). Modele przestrzenne interpretuje się w oparciu o efekty pośrednie i bezpośrednie (*indirect and direct impacts*), które wyrażają wpływ zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą w badanej lokalizacji (efekt bezpośredni) oraz w sąsiedzkich lokalizacjach (efekt pośredni)³ (LeSage&Pace, 2009; Elhorst, 2010). Efekty pośrednie interpretowane są jako dyfuzja, *de facto* świadczący o sile interakcji przestrzennych, zaś efekt bezpośredni określa stopień internalizacji badanych procesów w regionie. To wskazuje na konieczność wykorzystania modeli przestrzennych w ocenie efektywności inwestycji lokalnych.

Drugim problemem metodologicznym jest **kumulatywność środków trwałych**, powiązana z wieloletnim wydatkowaniem, a także wieloletnimi **opóźnieniami w oddziaływaniu**. Nakłady inwestycyjne, ze względu na trwałość, komplementarny charakter oraz długi okres amortyzacji powinny być uwzględniane w modelu ekonometrycznym stosownie do swoich właściwości. W typowym ujęciu, modelowany jest wpływ nominalnych inwestycji rocznych (bieżących), z uwzględnieniem co najwyżej kilkuletnich opóźnień czasowych (Fleming&Measham, 2014).

² Autokorelacja przestrzenna to powiązanie wartości w badanej jednostce terytorialnej oraz u jej sąsiadów, przy czym sąsiedztwo jest zdefiniowane macierzą wag przestrzennych W . Najczęściej wykorzystywana jest macierz W według kryterium wspólnej granicy, a wtedy sąsiadami są obszary graniczące z badanym. Opóźnienie przestrzenne, wyznaczane jako średnia w obszarach sąsiedzkich, ważona macierzą W , jest konfrontowane z wartością w regionie badanym. Podobieństwo tych wartości, rozumiane jako dodatnia autokorelacja przestrzenna, świadczy o klastrowaniu się zjawisk i braku ich niezależności w przestrzeni.

³ Efekty dyfuzyjne mogą być dwójakiego rodzaju: globalne, gdy w modelu występuje opóźnienie przestrzenne zmiennej objaśnianej, lub lokalne, gdy model zawiera opóźnienia przestrzenne zmiennych objaśniających czy błędu. Dyfuzja globalna odnosi się do wszystkich badanych jednostek, zaś dyfuzja lokalna do jednostek sąsiedzkich, zgodnie z macierzą wag przestrzennych.

Z analitycznego punktu widzenia, konieczna jest tu analogia do koncepcji *Net Present Value*, stosowanej w finansach do oceny projektów inwestycyjnych, gdzie uwzględniane są wszystkie przepływy wydatkowe i dochodowe związane z daną inwestycją. W ujęciu decyzji samorządowych na temat wydatkowania środków inwestycyjnych, ważna jest suma wydatkowanych wcześniej środków inwestycyjnych, a nie indywidualne kwoty z poszczególnych lat wcześniejszych. Rozwiązaniem jest proponowana tu kumulatywna specyfikacja, która wykorzystuje sumę wszystkich inwestycji zamiast jednorocznych kwot. Podejście kumulatywne w modelowaniu jest niezmiernie rzadkie, choć jego ślad można znaleźć u Andersena (2015), który bada w ten sposób elastyczność wpływu zmian inwestycji na rozwój gospodarczy.

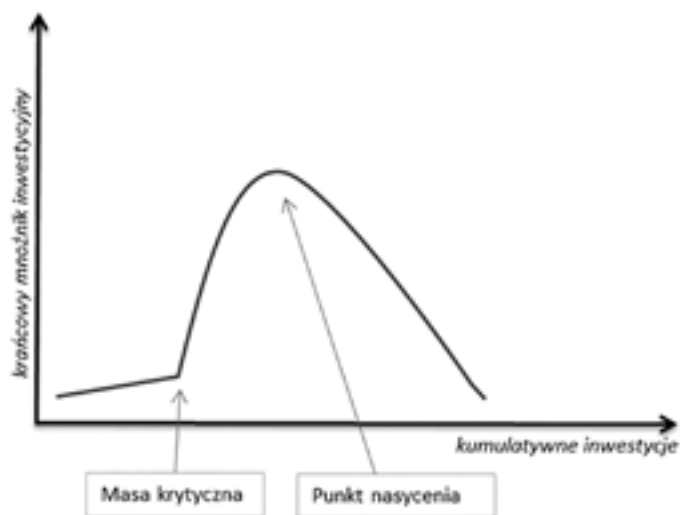
Trzecim problemem metodologicznym jest **nasycenie gospodarki lokalnej** inwestycjami i **krańcowy mnożnik inwestycyjny**⁴. Wpływ inwestycji na rozwój gospodarczo-społeczny z założenia nie jest liniowy, co wynika z kumulatywności inwestycji (Myrdal, 1957; Fujita, 2007), a także rentowności kolejnych projektów. Dla pełnego oddziaływania inwestycji konieczne jest osiągnięcie masy krytycznej, która najczęściej jest osiągana po kilku latach inwestycji. Krańcowe mnożniki inwestycyjne do czasu osiągnięcia masy krytycznej nie są wysokie, zaś po jej przekroczeniu stają się wyższe. Tak jest do czasu osiągnięcia nasycenia gospodarki inwestycjami – po jej osiągnięciu proces inwestycyjny staje się mniej efektywny, a mnożniki krańcowe niższe (Britannica, 2006). Jest to tzw. krańcowa efektywność kapitału (Keynes, 1936) (por. rys. 1.).

Taka dynamika krańcowego mnożnika inwestycyjnego wpisuje się w koncepcję przejścia fazowego, jak również teorię konwergencji. Domański (2014) wskazuje, że aby możliwa była konwergencja, muszą istnieć różne stopy wzrostu w badanych krajach czy regionach jak również ich zmienność w czasie (tzw. dynamika przejścia). Konieczna jest także znajomość przejść fazowych⁵ i mechaniki wzrostu gospodarczego, by wyjaśnić globalną dynamikę zmian przestrzenno-ekonomicznych.

⁴ W literaturze dominuje (por. Kopczevska, 2016) podejście modelowania mnożników inwestycyjnych z perspektywy agregatów makroekonomicznych. Najczęściej wykorzystywane są mnożniki pieniężne (wpływ podaży pieniądza na bazę monetarną), fiskalne (wpływ polityki fiskalnej na agregowaną produkcję), keynesowskie (wpływ na zagregowany popyt), akceleratorzy (wpływ PKB na inwestycje), zatrudnienia (na bazie modeli I-O). Właściwie brak badań nt. mnożników krańcowych oraz dla danych niezagregowanych.

⁵ Domański (2014) definiuje jako przejście fazowe *występowanie [w przebiegu krzywych rozwoju] wzniesień względnie krótkotrwałych na tle tendencji obejmujących dłuższy okres.*

Rozwiązaniem jest proponowana poniżej estymacja w wydłużającym się oknie czasowym, która pozwala na dynamiczne wyznaczanie mnożników inwestycyjnych zmiennych w czasie, zamiast jednej wartości mnożnika, uśrednionej w latach, jak ma to miejsce w standardowych modelach panelowych.



Rysunek nr 1. Dynamiczny krańcowy mnożnik inwestycyjny zależny od kumulatywnych inwestycji

Źródło: Opracowanie własne.

Omówione powyżej trzy problemy wymagają szczególnego uwzględnienia w modelu ekonometrycznym. Szczegóły można znaleźć w Kopczewska (2016). O ile dane wykorzystywane w modelowaniu mają najczęściej charakter panelowy, o tyle zastosowanie tradycyjnego modelu panelowego, których jednoczesny współczynnik beta ma pełnić rolę krańcowego mnożnika jest niewłaściwe. Poniżej przedstawiona zostanie specyfikacja modelu kumulatywnego i porównana z modelem panelowym przestrzennym.

3. Model kumulatywny vs. panelowy w ocenie inwestycji lokalnych

Kumulatywny model przestrzenny (Kopczewska, 2016) jest ważną alternatywą dla modelu panelowego przestrzennego, który zostanie przyjęty jako punkt

wyjścia. Istotą **modelu panelowego** jest estymacja dla każdej zmiennej jednego współczynnika czasowo-przekrojowego, kontrolując efekty specyficzne (stałe lub losowe, w ujęciu czasowym, przekrojowym lub dwuwymiarowo). Wymaga to założenia o liniowości procesów i stałym kierunku zmian w badanym okresie (Baltagi, 2008). Współczynniki z modeli panelowych należy interpretować jako krótkookresowe zmiany, uśrednione w długim okresie. W przestrzennych panelach dynamicznych (np. Arrelano-Bonda) (Baltagi, 2008) typowo wartości z kolejnych wcześniejszych okresów determinują późniejsze obserwowane wartości zmiennej objaśnianej⁶. Taka konstrukcja modelu implikuje, że stałe liniowe zmiany objaśnianego procesu zależą wyłącznie od punktowych wartości historycznych zmiennych. Oszacowania parametrów kierunkowych beta regresji są wtedy prostymi mnożnikami nie dynamicznymi dla badanych zmiennych objaśniających. W przypadku dynamiki procesów inwestycyjnych jak na rys. 1, typowy model panelowy nie ma zastosowania.

Alternatywnym rozwiązaniem jest proponowany **model kumulatywny**, który zakłada trzy typy zmiennych:

- a) skumulowane przepływy (*flows*) od momentu początkowego (t_0) do momentu bieżącego okresu (t_n), najczęściej wartości pieniężne, jak np. inwestycje czy dochody etc.
- b) bieżące zasoby (*stocks*) w momencie bieżącym (t_n), najczęściej stan na dany dzień, jak np. stopa bezrobocia czy liczba firm etc.
- c) charakterystyki niezmiennie w czasie (*type*), o wartościach stałych lub quasi-stałych, jak np. lesistość, typ gminy, odległość do miasta wojewódzkiego etc.

Novum w modelowaniu, w tym przestrzennym, są właśnie skumulowane przepływy. W znaczącej większości modeli ekonometrycznych nie rozróżnia się zmiennych typu *flows* i *stocks* i wykorzystuje się je w zbliżonej postaci – jako stan na koniec badanego okresu. Podejście kumulatywne ma kilka zalet:

- a) zanika problem arbitralnego doboru liczby opóźnień czasowych wykorzystywanych w modelach dynamicznych niekumulatywnych
- b) w modelu nie ma seryjnej autokorelacji
- c) współczynniki modelu można interpretować jako nasycenie gospodarki (*saturation*) oraz krańcowy mnożnik międzyokresowy inwestycji lokalnych.

Wszystkie te problemy występują w niekumulatywnych modelach panelowych, przestrzennych i a-przestrzennych, statystycznych i dynamicznych.

⁶ Dynamiczny model panelowy dla lokalnych wydatków samorządowych można znaleźć u Rios et al. (2017). Autorzy dowodzą, że wydatki rządowe zależą głównie od procesów ekonomicznych, a mniej demograficznych czy politycznych.

Postać modelu kumulatywnego można wyrazić jako:

$$\sum_{t=1}^k y_t = \beta_0 + \sum_{t=1}^k x_t \beta + \dots + u_n, \quad (1)$$

gdzie $\sum_{t=1}^k y_t$ i $\sum_{t=1}^k x_t$ to odpowiednio sumy w okresach od t_1 do t_k zmiennej objaśnianej y i zmiennych objaśniających x . Model estymowany jest w oknie, dla każdego okresu $t=k$, dla skumulowanych wartości zmiennych typu *flow* od momentu $t=1$ do $t=k$. Jako punkt wyjścia w modelowaniu przestrzennym (statycznym, dynamicznym lub panelowym) należy przyjąć uogólniony model Manskiego (GNS) postaci:

$$y = \alpha + \rho W y + X \beta + W X \theta + u \text{ i } u = \lambda W u + e, \quad (2)$$

gdzie $\rho W y$ jest autokorelacją przestrzenną zmiennej objaśnianej y , $W X \theta$ jest tzw. komponentem Durбина, opóźnieniem przestrzennym zmiennych objaśniających X oraz $\lambda W u$ jest autokorelacją błędu u .

W modelu kumulatywnym, opartym o specyfikację (2) zmienne pieniężne

(*flow*, skumulowane) są postaci: $x = x_{k,i} = \sum_{t=1}^k x_{t,i} \cdot d_t$, $y = y_{k,i} = \sum_{t=1}^k y_{t,i} \cdot d_t$, gdzie d_t jest

deflatorem dla roku t , zmienne stanu (*stock*, punktowe) są postaci: $x = x_{k,i}$, $y = y_{k,i}$, oraz zmienne charakterystyk (*type*) są stałe w czasie $x = x_i$. Przykładowo, jeśli jako bazowy wybrano rok 1995, to model szacowany dla 2000 roku będzie w postaci:

$$\begin{aligned} \sum_{1995}^{2000} y &= \alpha + \rho W \sum_{1995}^{2000} y + \beta_1 X_{1,2000} + \beta_2 \sum_{1995}^{2000} X_2 + \beta_3 X_3 + \theta_1 W X_{1,2000} + \\ &+ \theta_2 W \sum_{1995}^{2000} X_2 + \theta_3 W X_3 + u_{2000} \\ \text{i } u_{2000} &= \lambda W u_{2000} + e_{2000} \end{aligned} \quad (3)$$

przy czym X_1 jest zmienną typu *stock*, X_2 i X_3 zmiennymi typu *flow*, a X_3 jest niezmiennie w czasie. Macierz W została zdefiniowana wg kryterium wspólnej granicy (*contiguity matrix*).

Alternatywnie, dynamiczny model panelowy przestrzenny wykorzystany do porównań z modelem kumulatywnym jest postaci:

$$y_{n,t} = \alpha + \varphi_n + \xi_t + \tau y_{n,t-1} + \delta Wy_{n,t} + \eta Wy_{n,t-1} + X_{n,t} \beta + v X_n + WX_{n,t} \theta + WX_n \gamma + u_{n,t}$$

$$\text{i } u_{n,t} = \lambda Wu_{n,t} + \varepsilon_{n,t} \quad (4),$$

gdzie występują specyficzne przekrojowe (n) i czasowe (t) efekty φ_n i ξ_t , opóźnienie czasowe zmiennej zależnej $\tau y_{n,t-1}$, opóźnienie przestrzenne zmiennej zależnej $\delta Wy_{n,t}$, opóźnienie czasowo-przestrzenne zmiennej zależnej $\eta Wy_{n,t-1}$, zmienne objaśniające w czasie $\beta X_{n,t}$ i stałe w czasie $v X_n$, opóźnienia przestrzenne zmiennych objaśniających zmiennych w czasie $\theta WX_{n,t}$ i stałych w czasie γWX_n oraz błędy wykazujące autokorelację przestrzenną λWu .

Do modelowania zależności inwestycji lokalnych przyjęto następującą wyjściową specyfikację (model GNS Manskiego, stopniowo redukowany przez nakładanie restrykcji zerowych):

$$\begin{aligned} doch.wl^{CUM} &= \beta_0 + \rho \cdot doch.wl_{Wlag}^{CUM} + \beta_1 \cdot wyd.inw^{CUM} \\ &+ \beta_2 \cdot doch.z.PIT^{CUM} + \beta_3 \cdot doch.z.CIT^{CUM} + \beta_4 \cdot pracujacy^{STOCK} \\ &+ \beta_5 \cdot firmy^{STOCK} + \beta_6 \cdot miasto.woj^{FIX} + \beta_7 \cdot miasto.pow^{FIX} \\ &+ \beta_8 \cdot wyd.inw_{Wlag}^{CUM} + \beta_9 \cdot doch.z.PIT_{Wlag}^{CUM} + \beta_{10} \cdot doch.z.CIT_{Wlag}^{CUM} \\ &+ \beta_{11} \cdot pracujacy_{Wlag}^{STOCK} + \beta_{12} \cdot firmy_{Wlag}^{STOCK} \\ &+ \beta_{13} \cdot miasto.woj_{Wlag}^{FIX} + \beta_{14} \cdot miasto.pow_{Wlag}^{FIX} + u \text{ oraz } u = \lambda Wu + \varepsilon \end{aligned} \quad (5),$$

gdzie z grupy zdyskontowanych zmiennych *flow* (X^{CUM}) kumulowanych są: dochody własne per capita (*doch.wł*), wydatki inwestycyjne per capita (*wyd.inw*), dochody z PIT (*doch.z.PIT*) i CIT (*doch.z.CIT*) w przeliczeniu na mieszkańca w wieku produkcyjnym; z grupy zmiennych *stock* (X^{STOCK}) są: liczba zatrudnionych (*pracujacy*), liczba firm (*firmy*) w przeliczeniu na mieszkańca w wieku produkcyjnym; z grupy niezmiennych wartości (X^{FIX}) są: zmiennej zero-jedynkowe dla siedzib władz województwa (*miasto.woj*) i powiatu (*miasto.pow*). Zmienne *Wlag* są opóźnieniami przestrzennymi. Model panelowy ma analogiczną specyfikację, z tym rozróżnieniem, że nie ma tam miejsca kumulowanie zmiennych. Strategię estymacji przestrzennych modeli panelowych, w tym zasady doboru komponentów modelu oraz sposób diagnostyki modelu można znaleźć w Kopczevska et al. (2017).

Oczekiwanie w odniesieniu do tej specyfikacji jest następujące:

- a) inwestycje lokalne mają generować przez pętlę zwrotną zwiększone dochody własne; opłaca się realizować inwestycje tak długo, jak długo rosną dochody własne
- b) kontrolowanie dochodów własnych z PIT i CIT pozwala określić znaczenie innych źródeł dochodów własnych w ich generowaniu
- c) zmiany międzyokresowe współczynnika przy inwestycjach w modelu kumulatywnym określają krańcowy mnożnik inwestycyjny, z którego można wnioskować o nasyceniu gospodarki lokalnej inwestycjami
- d) Współczynniki przestrzenne pozwalają kontrolować stopień dyfuzji międzyregionalnej lub przeciwnie, internalizacji efektów inwestycyjnych. Poniżej przeprowadzone badanie pozwoli na ocenę tych zjawisk.

4. Efektywność inwestycyjna polskich gmin w latach 1995–2015 – wyniki badań

W oparciu o Bank Danych Lokalnych GUS (BDL, 2017) skonstruowano panel kilkunastu zmiennych dla 21 lat (1995–2015) i 2478 jednostek terytorialnych (gmin, NUTS5) zawierający łącznie blisko 800 tys. obserwacji. Korzystając z mapy w formacie *shapefile* skonstruowano macierz wag przestrzennych W (o wymiarach 2478×2478) utworzoną wg kryterium wspólnej granicy, w której przeciętna gmina ma 5,74 sąsiadów ($\max=1$, $\min=18$), zaś liczba niezerowych elementów tej macierzy wynosi 0,23%. Przedstawione poniżej modele rozszerzają wyniki zamieszczone w Kopczewska (2016) o kolejne lata (2013–2015), co pozwala badać stabilność rozwiązania modelowego.

Tabela 1. przedstawia wyniki estymacji modelu kumulatywnego. Wyjściowo szacowany pełen model GNS (z parametrami przestrzennymi ρ , θ i λ) został zredukowany do modeli SDM (z parametrami przestrzennymi ρ i θ) i SDEM (z parametrami przestrzennymi θ i λ). Finalnie wybrano model SDEM ze względu na wyższą istotność zmiennych oraz lepsze AIC i Loglik⁷. Oszacowania *beta* należy interpretować jako efekty bezpośrednie (*direct impacts*), zaś *teta* jako efekty pośrednie (*indirect impacts*), określające dyfuzję. Oszacowania parametru β_1 przy zmiennej *wyd.inw^{CUM}* należy interpretować jako mnożnik inwestycyjny

⁷ Diagnostyka modeli przestrzennych najczęściej opiera się na AIC, LogLik i testowaniu istotności zmiennych (por. LeSage&Pace, 2009, 2014; Kopczewska et al., 2017).

kumulatywny, od roku 1995 do badanego⁸. Widać wyraźnie, że mnożnik ten rośnie od poziomu ok. 1 (lata 1996–2000) do poziomu 1,51 (rok 2008) i dalej spada do poziomu 1,33–1,45 (do 2015 r.). Dowodzi to wciąż wysokiej stopy zwrotu z inwestycji dla samorządów, które poprzez pętlę zwrotną inwestycyjno-dochodową, zwiększają swoje dochody własne. Zmiana tego oszacowania rok do roku jest mnożnikiem krańcowym. W ostatnich latach mnożnik krańcowy jest nadal dodatni, co świadczy o niepełnym nasyceniu gospodarek lokalnych inwestycjami i stale istniejącym potencjale rozwojowym. Ujemne wartości $teta_1$ dla opóźnień przestrzennych wydatków inwestycyjnych należy interpretować w ten sposób, że wzrost inwestycji w badanej gminie zmniejsza dochody własne w gminach sąsiednich, co oznacza, że istnieje zjawisko lokalnej internalizacji efektów inwestycyjnych oraz drenującej konkurencji lokalnej, będącej przeciwieństwem dyfuzji. Oznacza to brak dyfuzji odśrodkowej, w ramach której lokalne lokomotywy rozwoju „ciągną” słabszych sąsiadów, wręcz przeciwnie, silniejsi sąsiedzi pogrążają słabszych. Zjawisko to niestety narasta, od poziomu kilku procent do 2011 r. do kilkunastu procent w latach 2012–2015. W przekroju terytorialno-administracyjnym pętla zwrotna inwestycyjno-dochodowa jest znacząco słabsza w miastach wojewódzkich ($beta_6 < 0$) i zaczyna być dodatnia w miastach powiatowych ($beta_7 > 0$ od 2010 r.), co może świadczyć o narastającej spójności terytorialnej oraz relatywnym nasyceniu inwestycjami miast wojewódzkich. Wysoka i rosnąca dyfuzja zatrudnienia (od ok. 10–25% w latach 1995–2008 do 30–47% w latach 2009–2015) może świadczyć o mobilności lokalnej w poszukiwaniu pracy. Należy także zwrócić uwagę na okresowe zmiany istotności współczynników, które wynikają ze zmian w globalnych trendach i nieliniowości procesów.

Tabela 2. przedstawia wyniki estymacji modelu panelowego przestrzennego *pooled* bez efektów stałych i losowych, które okazały się nieistotne. Oszacowano, podobnie jak w przypadku modelu kumulatywnego, specyfikację SDEM. Finalnie interpretowane są efekty pośrednie i bezpośrednie. Widać wyraźnie, że współczynnik β_1 dla inwestycji nie ma charakteru mnożnika inwestycyjnego, jak w przypadku współczynników w modelu kumulatywnym ($\beta_1 = 0,69$), a jego dobra interpretacja ekonomiczna jest w zasadzie niemożliwa. Większość współczynników jest istotna w całym okresie (pomimo że z modelu kumulatywnego wynika ich czasowa nieistotność).

⁸ Dane z budżetów samorządów lokalnych są dostępne od 1995 r. Należy pamiętać, że początek lat 90. XX w. zbiegał się z reformą gospodarki polskiej, budowaniem samorządności, przygotowaniem do reformy terytorialno-administracyjnej oraz silnymi zmianami w finansach publicznych. Z tego względu rok 1995 jako bazowy jest akceptowalnym punktem wyjścia do badania kumulacji inwestycji i dochodów własnych samorządów gminnych.

Tabela nr 1. Wyniki estymacji przestrzennego modelu kumulatywnego SDEM z macierzą wspólną granicy

rok	stała	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	Lag.x1	Lag.x2	Lag.x3	Lag.x4	Lag.x5	Lag.x6	Lag.x7	λ	AIC
1995	-46,71***	1,13***	68,89***	-0,93***	212***	63**	0	-28***	-0,04	85,34***	0,29	29***	-76	-19	2	0,22***	24585
1996	-58,25***	1,03***	0,03	0,29***	292***	411***	-19	-48***	-0,03	0,07	-0,68*	99***	-188*	-28	6	0,22***	28491
1997	-147,61***	1,00***	0,04	0,61***	812***	381***	-87**	-130***	0,00	0,00	-0,84**	144***	-229	-93	21	0,17***	31768
1998	-230,13***	1,00***	-0,09	2,30***	1397***	375**	-204***	-247***	0,00	0,08	-1,20*	318**	-617**	-313**	16	0,17***	34419
1999	-343,34***	0,99***	-0,22**	2,58***	2065***	1077***	-220**	-332***	-0,04	0,35***	-1,15***	469***	-338	-548***	-15	0,22***	35985
2000	-529,72***	1,01***	-0,39***	2,04***	373***	1459***	-217*	-478***	-0,01	0,57***	-0,86**	394*	-30	-981***	2	0,22***	37529
2001	-648,55***	1,07***	-0,49***	2,49***	5101***	1586***	-343**	-533***	-0,01	0,59***	-1,39***	822***	223	-1276***	4	0,26***	38837
2002	-954,80***	1,14***	-0,58***	2,96***	6769***	2788***	-496**	-665***	0,01	0,72***	-1,42***	918***	207	-1604***	-14	0,25***	40252
2003	-1251,56***	1,21***	-0,53***	3,62***	7957***	2632***	-663**	-691***	0,02	0,71***	-1,61***	1090**	1177	-1922***	29	0,25***	41383
2004	-1626,22***	1,30***	-0,47***	3,46***	9591***	3644***	-787**	-768***	-0,03	0,66***	-1,35**	1381**	1567	-2076***	-23	0,25***	42428
2005	-1970,54***	1,42***	-0,39***	2,80***	10360***	5376***	-715*	-714***	-0,05	0,57***	-0,91*	1296*	1787	-2512**	146	0,26***	43029
2006	-2248,10***	1,45***	-0,26***	3,33***	9628***	6799***	-1031**	-595***	-0,06	0,48***	-0,70	1571*	2411	-3380***	102	0,27***	43645
2007	-2350,32***	1,47***	-0,16**	3,62***	8062***	10220***	-1330***	-435***	-0,09*	0,35***	-0,52	2163**	3076	-4159***	60	0,30***	44158
2008	-2499,57***	1,51***	-0,01	3,01***	7166***	11973***	-1446***	-246	-0,09*	0,20**	-0,27	2273**	4567*	-5623***	125	0,36***	44359
2009	-2575,02***	1,39***	0,14**	2,78***	6189***	16427***	-1960**	-179	-0,09*	0,10	0,19	2347**	4996*	-8098***	774*	0,42***	44723
2010	-3049,87***	1,33***	0,24**	3,32***	5813***	14042***	-2658***	40	-0,08	0,04	0,25	2288*	10133***	-8806***	508	0,43***	45467
2011	-3541,15***	1,33***	0,23**	3,45***	5488***	20136***	-3157***	128	-0,07	0,07	0,34	2299	8078**	-10383***	728	0,43***	46267
2012	-3952,57***	1,42***	0,18**	3,33***	7406***	21312***	-3626***	153	-0,12**	0,08	0,52	3000*	7813*	-11436***	744	0,39***	47088
2013	-3976,21***	1,44***	0,22**	3,58***	6189***	21919***	-4182***	438	-0,16**	0,01	0,52	3880**	11281**	-10738***	481	0,36***	47624
2014	-4147,62***	1,44***	0,24**	3,99***	4788***	25272***	-4779***	625	-0,14**	0,01	0,54*	3721*	12159**	-10266***	300	0,36***	48127
2015	-4228,03***	1,45***	0,25***	4,18***	3973***	28316***	-5574***	716**	-0,15***	-0,01	0,55*	3515	13742**	-11230***	531	0,35***	48646

poziom istotności: 0,1*0,05**0,01***0,001****

y = dochody własne gminy *per capita*, x1 = wydatki inwestycyjne gminy *per capita*, x2 = dochody gminy z PIT *per capita* w wieku produkcyjnym, x3 = dochody gminy z CIT *per capita* w wieku produkcyjnym, x4 = pracujący w gminie *per capita* w wieku produkcyjnym, x5 = podmioty gospodarcze w gminie *per capita* w wieku produkcyjnym, x6 = dla stolicy województwa (x6 = 1 gdy tak), x7 = siedziba powiatu (x7 = 1 gdy tak)

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela nr 2. Wyniki estymacji przestrzennego modelu panelowego z macierzą wspólną granicy

stała	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	Lag.x1	Lag.x2	Lag.x3	Lag.x4	Lag.x5	Lag.x6	Lag.x7	Rho
-26,03***	0,69***	0,45***	3,59***	103***	258***	-32,6***	-25,4***	0,18***	0,42***	0,29***	-38,2***	-9,01	-100***	51,2***	0,31***

poziom istotności: 0,1*0,05**0,01***0,001****

Źródło: Opracowanie własne.

5. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

Niniejszy artykuł miał na celu przedstawienie alternatywnej specyfikacji modelu inwestycji lokalnych względem powszechnie wykorzystywanych metod ekonometrii panelowej. Zaprezentowany kumulatywny model przestrzenny, szacowany w dynamicznie rosnącym oknie czasowym, okazuje się przewyższać zaawansowane przestrzenne modele panelowe. W oparciu o kumulatywny model przestrzenny przedstawiono sposób modelowania nasycenia gospodarki inwestycjami, jak również krańcowe mnożniki inwestycyjne oraz stopień internalizacji inwestycji lokalnych. Są to miary trudne do oszacowania przy użyciu tradycyjnej metodologii, a dostępne w proponowanym podejściu.

Analiza polskich gmin (NUTS5) dla ponad dwóch dekad (w latach 1995–2015) pokazała, że istnieje wyraźne sprzężenie dodatnie między dochodami własnymi a inwestycjami samorządów lokalnych, zróżnicowane ze względu na rdzenność/periferijność JST. Jest ono zmienne w czasie i nieliniowe, przez co możliwość wykorzystania liniowych modeli panelowych jest ograniczona. Jako najważniejsze wyniki wynikające z tej analizy należy wymienić:

- Istnienie silnej internalizacji efektów inwestycyjnych w gminach
- Bardzo umiarkowana dyfuzja lokalna, ograniczająca przepływy odśrodkowe procesów rozwojowych
- Niepełne wciąż nasycenie lokalnych gospodarek inwestycjami, co pozwala osiągać dodatnie mnożniki średnie i krańcowe inwestycji
- Zróżnicowanie nasycenia inwestycyjnego – najwyższe w miastach wojewódzkich, niższe w innych lokalizacjach.

Kontynuacja tych badań może pozwolić na konfrontację trendów z tymi, które wynikają z modeli dla agregatów makroekonomicznych i są zakotwiczone w modelach wzrostu.

Bibliografia

- Andersen M.A., *Public Investment in U.S. Agricultural R&D and the Economic Benefits*, „Food Policy” 2015, vol. 51, s. 38–43.
- Baltagi B., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons 2008.
- Bordignon M., Cerniglia F., Revelli F., *In Search of Yardstick Competition: A Spatial Analysis of Italian Municipality Property Tax Setting*, „Journal of Urban Economics” 2003, no. 54(2), s. 199–217.

- DeCastris M., Pellegrini G., *Evaluation of Spatial Effects of Capital Subsidies in the South of Italy*, „Regional Studies” 2012, no. 46(4), s. 525–538.
- Domański R., *Przejścia fazowe w czasoprzestrzeni ekonomicznej. Ku sformułowaniu prawa ruchu*, w: T. Markowski, D. Stawasz (red.), *Partnerstwo i odpowiedzialność w funkcjonowaniu miasta Warszawa*, Studia KPZK PAN 2014, z. 157, s. 78–90
- Elhorst J.P., *Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar*, „Spatial Economic Analysis” 2010, vol. 5(1), s. 9–28.
- Fleming D.A., Measham T.G., *Local Job Multipliers of Mining*, „Resources Policy” 2014, vol. 41, s. 9–15.
- Fujii T., Hiraga K., Kozuka M., *Effects of Public Investment on Sectoral Private Investment: A Factor Augmented VAR Approach*, „Journal of The Japanese and International Economies” 2013, vol. 27, s. 35–47.
- Fujita N., *Myrdal’s Theory of Cumulative Causation*, *Evolutionary and Institutional Economics Review* 2007, vol. 3(2), s. 275–283.
- Geys B., *Looking Across Borders: A Test of Spatial Policy Interdependence Using Local Government Efficiency Ratings*, „Journal of Urban Economics” 2006, no. 60(3), s. 443–462.
- Hämäläinen P., Malinen T., *The Relationship between Regional Value-added and Public Capital in Finland: What Do the new Panel Econometric Techniques Tell Us?*, „Empirical Economics” 2011, no. 40, s. 237–252.
- Jarosiński K., Opalka B., *Finansowanie inwestycji w sektorze publicznym w Polsce w latach 2007–2013 w warunkach członkostwa w Unii Europejskiej*, Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów, Szkoła Główna Handlowa, 2016, nr 146, s. 9–28.
- Keynes J.M., *The General Theory of Employment Interest and Money*, Palgrave Macmillan, London 1936.
- Kopczewska K., Kudła J., Walczyk K., *Strategy of Spatial Panel Estimation: Spatial Spillovers between Taxation and Economic Growth*, „Applied Spatial Analysis and Policy” 2017, vol. 10, s. 10–102.
- Kopczewska K., *Efficiency of Regional Public Investment: An NPV-Based Spatial Econometric Approach*, „Spatial Economic Analysis” 2016, vol. 11(4), s. 413–431.
- LeSage J., *What Regional Scientists Need to Know about Spatial Econometrics*, „The Review of Regional Studies” 2014, vol. 44(1), s. 13–32.
- LeSage, J.P., Pace R.K., *Introduction to Spatial Econometrics*, Statistics, Textbooks and Monographs, CRC Press 2009.
- LeSage J.P., Pace R.K., *The Biggest Myth in Spatial Econometrics*, „Econometrics” 2014, no. 2(4), s. 217–249.
- Lusawa R., *Wybrane aspekty efektywności nakładów inwestycyjnych gmin na obszarach w przeważającym stopniu wiejskich (predominantly rural) województwa mazowieckiego w latach 2003–2014*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy” 2017, nr 49, s. 264–75.

- Myrdal G., *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, University Paperbacks, Methuen, London 1957.
- Perska A., *Wydatki inwestycyjne jednostek samorządu terytorialnego jako instrument wspierania przedsiębiorczości*, „Przedsiębiorczość – Edukacja” 2014, vol. 10, s. 285–294.
- Reeves A., Basu S., McKee M., Meissner Ch., Stuckler D., *Does Investment in the Health Sector Promote or Inhibit Economic Growth?*, „Globalization and Health” 2013, vol. 9(43), s. 1–12.
- Rios V., Pascual P., Cabases F., *What Drives Local Government Spending in Spain? A Dynamic Spatial Panel Approach*, Spatial Economic Analysis 2017, on-line.
- Smętkowski M., *Wpływ polityki spójności na dyfuzję procesów rozwojowych w otoczeniu dużych polskich miast*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2011 Spec. Iss., s. 123–154.
- Solé-Ollé A., *Expenditure Spillovers and Fiscal Interactions: Empirical Evidence from Local Governments in Spain*, „Journal of Urban Economics” 2006, vol. 59(1), s. 32–53.
- Tiebout C., *A Pure Theory of Local Expenditures*, „Journal of Political Economy” 1956, no. 64(5), s. 416–424, doi:10.1086/257839
- Yu Y., Zhang L., Li F., Zheng X., *On the Determinants of Public Infrastructure Spending in Chinese Cities: A Spatial Econometric Perspective*, „The Social Science Journal” 2011, no. 48, s. 458–467.
- Zheng X., Li F., Song S., Yu Y., *Central Government's Infrastructure Investment Across Chinese Regions: A Dynamic Spatial Panel Data Approach*, „China Economic Review” 2013, no. 27, s. 264–276.

Źródła sieciowe

- BDL <http://www.stat.gov.pl> [dostęp 15.03.2017].
- Britannica <https://www.britannica.com/topic/marginal-efficiency-of-investment> [dostęp 17.03.2017].

* * *

Cumulative vs. panel spatial econometric model. Application to local investment analysis

Summary

The paper analyses the effectiveness of municipal (NTS5) investment in the years 1995–2015. The aim is to explore the relationships between incomes and expenditures of local governments, including fiscal and non-fiscal determinants of local investments. It is also to assess the saturation with the investments as well as the local income multipliers (long-term, short-term and marginal ones). Spatial spillovers and the existence

of clusters of investment are being examined. An econometric modelling was based on a spatial panel model and cumulative spatial model. The specification of the model is based on the concept of Net Present Value (NPV), which allows treating multi-period investments and budget revenues as Cash Flow project. The interpretation of the model with spatially lagged dependent variable and the Durbin component (spatially lagged explanatory variables), is based on the direct and indirect impacts. Different spatial weights matrices as contiguity matrix or inverse distance allow for a better assessment of the range of the spatial diffusion of the investment process.

Keywords: investment efficiency, local municipal investment, spatial econometrics, cumulative econometric modelling