

MAGDALENA KARSKA<sup>1</sup>, ANDRZEJ TORÓJ<sup>2</sup>

## Strategiczne interakcje przestrzenne między decyzjami wydatkowymi gmin w Polsce w latach 2008–2014

### Streszczenie

W artykule dokonano empirycznej weryfikacji hipotezy badawczej o zależności poziomów wydatków gmin w Polsce od poziomów wydatków sąsiadujących samorządów gminnych. Oszacowania dynamicznych panelowych modeli przestrzennych dla poziomu wydatków gmin ogółem w latach 2008–2014, jak również dla poziomów wydatków na realizację poszczególnych grup zadań wskazują, że gminy zwiększają (zmniejszają) własne wydatki w reakcji na wzrost (spadek) wydatków okolicznych gmin. Dalsze analizy wykazały, że w przypadku wydatków na oświatę i wychowanie, kulturę i ochronę dziedzictwa narodowego oraz turystykę efekt ten wzmacnia się w latach wyborczych, co sugeruje, że strategiczne interakcje przestrzenne między decyzjami wydatkowymi gmin są zgodne z teorią naśladownictwa (ang. *yardstick competition*) i mają podłoże w oportunistycznych działaniach władz samorządowych, dążących do utrzymania politycznych stanowisk. Siła strategicznych interakcji przestrzennych zależy również od stopnia samodzielności finansowej gminy – im jest on wyższy, tym wyższa jej reakcja na decyzje wydatkowe sąsiadujących gmin.

**Słowa kluczowe:** finanse samorządów, teoria rozprzestrzeniania się wydatków publicznych, teoria naśladownictwa, panelowe modele przestrzenne

**JEL:** C21, C23, H72

### 1. Wstęp

Autorzy dotychczas przeprowadzonych analiz sektora finansów publicznych samorządów lokalnych w Polsce z reguły wiązali decyzje wydatkowe poszczególnych jednostek samorządu terytorialnego (gmin, powiatów i województw) z ich sytuacją finansową (m.in. z poziomem dochodów własnych, wielkością

---

<sup>1</sup> Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.

<sup>2</sup> Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Analiz Ekonomicznych.

otrzymywanych subwencji i dotacji oraz z zadłużeniem), jak również z innymi elementami stanowiącymi o ich sytuacji gospodarczej, demograficznej i społecznej. Jednakże szereg badań empirycznych przeprowadzonych najpierw dla Stanów Zjednoczonych (po raz pierwszy w pracy A. Case i in.<sup>3</sup>), a potem również dla krajów europejskich (spośród najnowszych badań warto przywołać te, które przeprowadzili F.A. López i in.<sup>4</sup> oraz V. Rios i in.<sup>5</sup> dla wydatków hiszpańskich samorządów lokalnych, M.L. Breuillé i in.<sup>6</sup> dla wydatków francuskich samorządów lokalnych oraz K. Kopczewska<sup>7</sup> dla wydatków inwestycyjnych polskich gmin) zdaje się potwierdzać, że – poza przywoływanymi powyżej zmiennymi – decyzje finansowe samorządów lokalnych zależą również od decyzji finansowych podejmowanych przez sąsiadujące lub podobnie usytuowane samorzady.

Istnieje kilka teorii ekonomicznych tłumaczących przyczyny powstawania tego zjawiska. Według jednej z nich – teorii rozprzestrzeniania się wydatków publicznych (ang. *public expenditure spillovers*)<sup>8</sup> – źródłem powstawania strategicznych interakcji przestrzennych między decyzjami finansowymi samorządów lokalnych jest to, że korzyści z dóbr publicznych dostarczonych przez daną jednostkę samorządu terytorialnego wykraczają poza jej obszar. Z kolei według teorii naśladownictwa (ang. *yardstick competition*), opisanej przez T. Besleya i in.<sup>9</sup>, występowanie przestrzennych interakcji między poziomem wydatków samorządów wiąże się ze strategiami politycznymi władz lokalnych, które pod presją wyborców decydują się na naśladowanie działań sąsiadujących samorządów.

W niniejszej pracy za pomocą narzędzi modelowania przestrzennego prze-testowano hipotezę o wzajemnym wpływie poziomów wydatków polskich gmin. Uwzględnione przy tym zostały dodatkowo interakcje między wydatkami na poziomie gmin oraz powiatów i województw. Potwierdzenie i rozwinięcie

---

<sup>3</sup> A.C. Case, S.R. Harvey, J.R. Hines, *Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states*, „Journal of Public Economics” 1993, vol. 52, no. 3, s. 285–307.

<sup>4</sup> F.A. López, P.J. Martínez-Ortiz, J.G. Cegarra-Navarro, *Spatial spillovers in public expenditure on a municipal level in Spain*, „The Annals of Regional Science” 2017, vol. 58, no. 1, s. 39–65.

<sup>5</sup> V. Rios, P. Pascual, F. Cabases, *What drives local government spending in Spain? A dynamic spatial panel approach*, „Spatial Economic Analysis” 2017, vol. 12, no. 2–3, s. 230–250.

<sup>6</sup> M.L. Breuillé, J. Le Gallo, *Spatial fiscal interactions among French municipalities within inter-municipal groups*, „Applied Economics” 2017, vol. 49, no. 46, s. 4617–4637.

<sup>7</sup> K. Kopczewska, *Kumulatywny vs. panelowy model przestrzenny w modelowaniu inwestycji lokalnych polskich gmin w latach 1995–2015*, „Collegium of Economic Analysis Annals” 2017, z. 47, s. 113–128.

<sup>8</sup> A.C. Case, S.R. Harvey, J.R. Hines, op.cit.

<sup>9</sup> T. Besley, A. Case, *Incumbent behavior: Vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition*, „The American Economic Review” 1995, vol. 85, no. 1, s. 25–45.

uzyskanych wniosków otrzymano poprzez modelowanie wydatków w rozbięciu na poszczególne grupy zadań realizowanych przez gminy.

## 2. Teoria strategicznych interakcji przestrzennych między decyzjami finansowymi samorządów lokalnych

W przypadku finansów samorządów lokalnych o efektach zewnętrznych można mówić wówczas, gdy decyzje budżetowe jednego samorządu wpływają na użyteczność mieszkańców innych jednostek administracyjnych. Co więcej, zmiana użyteczności powstała w wyniku działania efektu zewnętrznego może wynikać jedynie z poszerzenia zbioru informacyjnego mieszkańców sąsiedniej jednostki administracyjnej<sup>10</sup>. W wyniku reakcji władz lokalnych na powstawanie efektów zewnętrznych dochodzi do strategicznych interakcji przestrzennych między decyzjami finansowymi samorządów lokalnych, tzn. decyzje o wielkości wydatków publicznych jednego samorządu lokalnego wpływają na politykę wydatkową innych samorządów lokalnych.

Ponieważ działanie efektów zewnętrznych ma ograniczony zasięg, najmocniejsze interakcje zachodzą między sąsiadującymi lub niedaleko położonymi od siebie samorządami. Jedną z przyczyn tej zależności jest fakt, że wraz ze wzrostem odległości między jednostkami administracyjnymi rośnie również czas i koszt podróży, którą należy odbyć w celu skorzystania z dobra publicznego (np. szkoły czy basenu) na terenie np. innej gminy. Dodatkowo mieszkańcy określonej jednostki administracyjnej najlepiej znają własną okolicę i łatwiej jest im wnioskować o efektywności swoich władz lokalnych na podstawie aktywności władz działających na terenie podobnym pod względem rozwoju regionalnego (np. o porównywalnej sytuacji na rynku pracy czy podobnym poziomie ubóstwa), co często oznacza teren sąsiadujący.

Teoria rozprzestrzeniania się wydatków publicznych (ang. *public expenditure spillovers*) dotycząca przestrzennych interakcji poziomych, tj. między jednostkami tego samego szczebla, została po raz pierwszy przetestowana empirycznie w artykule A. Case i in.<sup>11</sup>, w którym dowiedziono, że poziom wydatków publicznych (w tym wydatków na edukację, ochronę zdrowia i pomoc społeczną)

---

<sup>10</sup> F. Revelli, *On spatial public finance empirics*, „International Tax and Public Finance” 2005, vol. 12, no. 4, s. 475–492.

<sup>11</sup> A.C. Case, S.R. Harvey, J.R. Hines, *op.cit.*

amerykańskich stanów zależy od poziomu wydatków stanów podobnie sytuowanych, a zignorowanie tego efektu, ze względu na obciążenie pominiętej zmiennej, prowadzi m.in. do zawyżenia oszacowania parametru przy zmiennej określającej dochody danego stanu z dotacji w modelu objaśniającym poziom jego wydatków.

Przy modelowaniu efektu rozprzestrzeniania się wydatków<sup>12</sup> zakłada się, że dobrobyt w  $i$ -tej jednostce terytorialnej zależy, poza konsumpcją indywidualną jej mieszkańców ( $c_i$ ) oraz innymi jej charakterystykami ( $\mathbf{X}_i$ ), od własnych wydatków jednostki na lokalne usługi i dobra publiczne ( $g_i$ ), jak również od wydatków sąsiadujących jednostek terytorialnych ( $g_i$ ):

$$u_i = u(c_i, g_i, \bar{g}_i, \mathbf{X}_i). \quad (1)$$

Z kolei konsumpcja indywidualna mieszkańców jednostki  $i$  z uwagi na ograniczenie budżetowe jest funkcją prywatnego dochodu ( $y_i$ ), poziomu wydatków publicznych ( $g_i$ ) oraz ilości dóbr publicznych dostarczanych dzięki dotacjom ( $s_i$ ):

$$c_i = c(y_i, g_i, s_i). \quad (2)$$

Zakładając, że samorząd lokalny troszczy się o dobro swoich obywateli, należy stwierdzić, że będzie on dążył do maksymalizacji dobrobytu swoich mieszkańców przy ograniczeniu danym przez funkcję konsumpcji indywidualnej, co prowadzi do warunku pierwszego rzędu dla optymalnego poziomu wydatków w postaci:

$$\frac{du(c_i, g_i, \bar{g}_i, \mathbf{X}_i)}{dc_i} \frac{dc_i}{dg_i} + \frac{du(c_i, g_i, \bar{g}_i, \mathbf{X}_i)}{dg_i} = 0. \quad (3)$$

Tym samym optymalny poziom wydatków publicznych  $g_i$  zależy od wydatków publicznych sąsiadujących samorządów lokalnych ( $\bar{g}_i$ ) poprzez działanie dwóch kanałów. Wydatki sąsiadów mogą zwiększyć lub zmniejszyć krańcową użyteczność z własnych wydatków publicznych (pierwszy kanał) oraz z własnej konsumpcji indywidualnej (drugi kanał). Z analizy A. Case i in.<sup>13</sup> wynika, że wydatki własne rosną wraz ze wzrostem wydatków sąsiadów, jeżeli komplementarność między wydatkami własnymi oraz wydatkami sąsiadów jest silniejsza od komplementarności między własną konsumpcją indywidualną a wydatkami

<sup>12</sup> F. Revelli, *On spatial public...*, op.cit., s. 477–478.

<sup>13</sup> A.C. Case, S.R. Harvey, J.R. Hines, op.cit.

sąsiadów. Przykłady mogą dotyczyć komunikacji publicznej, instytucji kultury, lecz również edukacji, pomocy społecznej lub bezpieczeństwa.

Według teorii naśladownictwa (ang. *yardstick competition*) – w przeciwieństwie do teorii rozprzestrzeniania się wydatków, zakładającej, że władze samorządów lokalnych dążą do maksymalizacji dobrobytu swoich obywateli – strategiczne poziome interakcje między decyzjami finansowymi samorządów wynikają z politycznego oportunizmu władz lokalnych. Jak stwierdzają T. Besley i in.<sup>14</sup>, teorię naśladownictwa wyprowadza się z faktu istnienia asymetrii informacji pomiędzy mieszkańcami samorządu lokalnego (wyborcami) oraz jego władzami (politykami). To samorządowcy mają większą wiedzę od mieszkańców (i płatników podatków lokalnych) na temat realnego kosztu dostarczania dóbr publicznych. Istnieją również dwa rodzaje polityków: dobrzy (kompetentni i uczciwi) oraz źli (marnujący pieniądze w wyniku prowadzenia nieskutecznych działań lub finansujący swoje zachcianki na koszt podatników). Zadaniem mieszkańców jest odróżnienie dobrych polityków od złych w procesie wyborów samorządowych. Mieszkańcy mogą zwiększyć zasób informacji na temat własnych polityków, porównując rzetelność własnych i sąsiednich władz, przy czym miarą (ang. *yardstick*) może być ilość i jakość dostarczonych dóbr publicznych oraz wysokość stawek podatków. W rezultacie władze lokalne obawiające się utraty poparcia politycznego i stanowisk oraz uważające (słusznie lub błędnie), że mieszkańcy porównują ich działania z działaniami innych władz, będą imitować decyzje budżetowe polityków urzędujących w sąsiadujących jednostkach administracyjnych.

Empiryczna identyfikacja efektu naśladownictwa polega na powiązaniu decyzji budżetowych samorządów z cyklem politycznym lub innymi zmiennymi, stanowiącymi miarę przekonania urzędujących władz o skali otrzymanego przez nich poparcia mieszkańców. A.S. Ollé<sup>15</sup> wykazał, że samorzady lokalne w regionie otaczającym Barcelonę imitują stawki podatkowe swoich sąsiadów, przy czym interakcje podatkowe są bardziej intensywne w latach wyborczych oraz w przypadku samorządów, w których urzędujący politycy nie uzyskali w poprzednich wyborach znaczącej przewagi nad przeciwnikami. Natomiast D. Bartolini i in.<sup>16</sup> dowodzą istnienia efektu naśladownictwa na przykładzie wydatków włoskich

<sup>14</sup> T. Besley, A. Case, op.cit.

<sup>15</sup> A.S. Ollé, *Electoral accountability and tax mimicking: the effects of electoral margins, coalition government, and ideology*, „European Journal of Political Economy” 2003, vol. 19, no. 4, s. 685–713.

<sup>16</sup> D. Bartolini, R. Santolini, *Political yardstick competition among Italian municipalities on spending decisions*, „The Annals of Regional Science” 2012, vol. 49, no. 1, s. 213–235.

gmin, gdzie strategiczne interakcje w wydatkach sąsiadujących ze sobą samorządów są intensywniejsze w latach poprzedzających wybory. J.K. Brueckner i in.<sup>17</sup> analizują empirycznie pokrewną teorię konkurencji podatkowej na podstawie 70 miast obszaru metropolitalnego Bostonu.

Zgodnie z kolei z teorią „politycznego trendu”, źródłem interakcji przestrzennych między decyzjami budżetowymi samorządów lokalnych są opcje polityczne reprezentowane przez władze samorządowe. Teoria ta znalazła swoje empiryczne potwierdzenie m.in. w pracy R. Santolini<sup>18</sup>, która pokazała, że samorzady lokalne we włoskim regionie Marche naśladują decyzje podatkowe samorządów zarządzanych przez te władze lokalne, które reprezentują tę samą opcję polityczną. Jako możliwe przyczyny ideologicznych interakcji autorka wskazuje: skłonność do zachowywania się w taki sam sposób jak grupa referencyjna, podobne preferencje wynikające z podzielanej ideologii, dyscyplinę partyjną czy zmywy karteli politycznych. Interakcje przestrzenne wynikające z politycznego trendu mogą się nasilać w latach wyborczych, ponieważ decyzja wyborcy zależy nie tylko od kompetencji i uczciwości władz (jak w teorii naśladownictwa), ale również od ideologii i politycznej przynależności kandydatów.

Na zachowanie przedstawicieli samorządów lokalnych, poza tym, że reagują oni na decyzje finansowe swoich sąsiadów, mogą również wpływać działania jednostek administracyjnych wyższych (lub niższych) szczebli. W literaturze zostały opisane trzy główne powody występowania strategicznych przestrzennych interakcji pionowych w kształtowaniu się dochodów oraz wydatków samorządów terytorialnych. Po pierwsze, jak pokazuje M. Keen<sup>19</sup>, w sytuacji współdziałania podstawy opodatkowania przez samorzady lokalne różnych szczebli mogą zachodzić rozmaite interakcje po stronie dochodowej (jak np. konkurencja o ten sam dochód lub ryzyko przechodzenia do szarej strefy). Po drugie, podniesienie podatków lokalnych przez jeden samorząd lokalny powoduje spadek dochodu rozporządzalnego jego mieszkańców, co może prowadzić do spadku ich popytu na dobra dostarczane przez samorzady terytorialne innych szczebli. Po trzecie, dobra i usługi dostarczane przez samorzady terytorialne różnych szczebli mogą być traktowane przez ich mieszkańców jako substytucyjne lub komplementarne. To trzecie wyjaśnienie dotyczy strony wydatkowej i jest najbardziej adekwatne

---

<sup>17</sup> J.K. Brueckner, L.A. Saavedra, *Do Local Governments Engage in Strategic Property – Tax Competition?*, „National Tax Journal” 2001, vol. 54, no. 2, s. 203–229.

<sup>18</sup> R. Santolini, *A spatial cross-sectional analysis of political trends in Italian municipalities*, „Papers in Regional Science” 2008, vol. 87, no. 3, s. 431–451.

<sup>19</sup> M. Keen, *Vertical tax externalities in the theory of fiscal federalism*, „Staff Papers – International Monetary Fund” 1998, vol. 45, no. 3, s. 454–485.

do polskich warunków – powiaty i województwa w Polsce nie są bowiem wyposażone w kompetencje nakładania własnych podatków. Powyższe mechanizmy generują przestrzenną autokorelację (np. grupowanie w ramach powiatów czy województw) i, jak wykazał m.in. F. Revelli<sup>20</sup> na przykładzie samorządu terytorialnego w Anglii, nieuwzględnienie ich podczas modelowania interakcji poziomych może doprowadzić do przeszacowania siły tych ostatnich.

Dzięki narzędziom modelowania przestrzennego możliwa jest empiryczna weryfikacja hipotezy o występowaniu strategicznych przestrzennych interakcji poziomych (przy uwzględnieniu interakcji pionowych), jednak już jednoznaczne rozpoznanie źródła tych interakcji nie jest proste. W niniejszej analizie nie wzięto natomiast pod uwagę teorii politycznego trendu, ponieważ nie odpowiada ona sytuacji w Polsce, gdzie kandydaci na wójtów, burmistrzów i prezydentów miast często nie należą do żadnej partii politycznej.

### 3. Specyfikacja modeli przestrzennych

Przywoływane teorie przestrzennych interakcji poziomych między decyzjami finansowymi samorządów lokalnych zakładają istnienie przestrzennych powiązań w obrębie zmiennej charakteryzującej poziom wydatków (niezwiązanych z obsługą długu publicznego). W teorii rozprzestrzeniania się wydatków wzrost lub spadek wydatków w jednej gminie prowadzi do zmiany funkcji dobrobytu społecznego w gminie sąsiedniej i powstania nowego optymalnego poziomu własnych wydatków, co z kolei uruchamia procesy dostosowawcze w sąsiednich regionach. Również według teorii naśladownictwa, globalne efekty rozprzestrzeniania są generowane przez swego rodzaju grę polityczną, w którą angażują się władze samorządowe. Przesłanki teoretyczne skłaniają więc do stwierdzenia, że odpowiednią specyfikacją modelu objaśniającego wydatki gmin jest model autoregresji przestrzennej (ang. *Spatial Autoregressive Model – SAR*) w postaci<sup>21</sup>:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + \mu + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (4)$$

<sup>20</sup> F. Revelli, *Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures*, „Journal of Urban Economics” 2003, vol. 53, no. 1, s. 29–53.

<sup>21</sup> Równania przywołane w tym punkcie za: F. Belotti, G. Hughes, A. Piano Mortari, *Spatial Panel Data Models Using Stata*, „CEIS Research Paper” 2016, vol. 14, no. 373, s. 1–33.

$$\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2),$$

gdzie  $\mu$  jest wektorem efektów indywidualnych (ustalonych lub losowych), a  $W$  jest z góry zdefiniowaną kwadratową macierzą powiązań przestrzennych między regionami o zerach na diagonalu i znormalizowaną wierszami. Istotnie różny od 0 parametr  $\rho$  w poprawnie zdefiniowanym modelu będzie świadczył o występowaniu strategicznych interakcji przestrzennych między analizowanymi jednostkami.

Istotnie różne od 0 oszacowanie parametru  $\rho$  nie zawsze musi świadczyć o istnieniu strategicznych interakcji między sąsiadującymi jednostkami, a może być spowodowane przestrzenną autokorelacją składnika losowego, pominiętych zmiennych objaśniających lub świadczyć o efektach zewnętrznych w zakresie oddziaływania uwzględnionych zmiennych objaśniających. Taka sytuacja miałaby miejsce, gdy np. w sąsiadujące regiony uderzają wspólne nieobserwowalne szoki (np. z powodu istnienia regionalnych cykli koniunkturalnych) lub gdy w modelu nie zostaje uwzględniona skorelowana w przestrzeni zmienna oddziałująca podobnie na sąsiadujące regiony (taka jak wydatki wyższych szczebli samorządu terytorialnego). W takiej sytuacji nie mamy już do czynienia ze strategicznymi interakcjami, a odpowiednią strategią modelowania staje się model z przestrzenną autokorelacją składnika losowego (ang. *Spatial Error Model* – SEM) lub model z przestrzennym opóźnieniem zmiennych objaśniających (SLX). Z tego względu rozpatrzono dodatkowo odpowiednie modele hybrydowe z dwoma źródłami procesów przestrzennych: model SARAR (SAR + SEM) oraz model Durbina (SAR + SLX).

Dobór zmiennych do modelu został oparty na literaturze przedmiotu i w pewnym stopniu ograniczony przez brak niektórych potencjalnie ważnych danych na analizowanym poziomie agregacji, tj. gmin. Do modelu włączono szeroki zbiór zmiennych: obrazujących **poziom rozwoju gmin** (liczba przedsiębiorstw prywatnych wpisanych do rejestru REGON na 1000 osób w wieku produkcyjnym, liczba pracujących na 1000 osób oraz wskaźnik ubóstwa, czyli udział osób korzystających ze środowiskowej pomocy społecznej w ludności ogółem<sup>22</sup>), ich **charakterystykę finansową** (dotacja i subwencja ogólna, dochody własne) oraz **demograficzną** (udział ludności w wieku przedprodukcyjnym/poprodukcyjnym w całkowitej liczbie ludności), przybliżających **stopień urbanizacji** danej gminy (gęstość zaludnienia), jak również – w ramach **interakcji pionowych** – poziomy

<sup>22</sup> Por. R. Czyszkiwicz, *Wskaźnik rozwoju wspólnot terytorialnych – koncepcja o praktycznym zastosowaniu*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2012, t. 12, nr 2, s. 77–90.

wydatków powiatów i województw (zob. tabela 1). Warto wskazać, że na etapie konstrukcji modeli ekonometrycznych przetestowano również wpływ innych zmiennych (tj. poziomu bezrobocia rejestrowanego oraz liczby ludności w gminie) na poziom wydatków gminy, jednak zostały one wykluczone z analizy ze względu na brak istotności oszacowań parametrów w każdym z modeli.

**Tabela 1. Statystyki opisowe wykorzystanych zmiennych**

Zmienna	Średnia	Odchylenie standardowe	Minimum	Maksimum
Wydatki gminy <i>per capita</i> – ogółem, bez wydatków na obsługę długu publicznego	3 306,2	1 325,4	1 907,6	69 649,8
Dotacje gminy <i>per capita</i>	767,1	426,4	132,6	18 986,2
Dochody własne gminy <i>per capita</i>	1 328,9	1 280,3	297,7	50 305,6
Subwencja ogólna gminy <i>per capita</i>	1 131,5	350,1	209,2	2 796,4
Wydatki powiatu <i>per capita</i>	917,4	260,9	0,0	2 022,8
Wydatki województwa <i>per capita</i>	473,2	112,9	291,5	858,5
Wydatki gminy na obsługę długu publicznego <i>per capita</i>	37,9	34,4	0,0	1 417,1
Udział ludności w wieku przedprodukcyjnym w całkowitej liczbie ludności (w %)	20,0	2,4	9,9	31,8
Udział ludności w wieku poprodukcyjnym w całkowitej liczbie ludności (w %)	16,7	3,1	7,5	43,6
Gęstość zaludnienia w gminie (ludność na 1 km <sup>2</sup> )	222,3	470,5	4,0	4 064,0
Liczba przedsiębiorstw prywatnych wpisanych do rejestru REGON na 1000 osób w wieku produkcyjnym	111,9	49,0	39,2	1 152,8
Liczba pracujących na 1000 osób	130,0	116,3	14,5	3 768,3
Wskaźnik ubóstwa – udział osób korzystających ze środowiskowej pomocy społecznej w ludności ogółem (w %)	11,6	6,1	1,3	74,3

14 784 obserwacji dla 2479 gmin w latach 2008–2014; zmienne finansowe w cenach stałych z 2014 r. Źródło: GUS, Bank Danych Lokalnych.

Gminy, będące częścią sektora finansów publicznych podlegającego limitom zadłużenia, również mają określone ograniczenia w zaciąganiu zobowiązań, co istotnie osłabia ich samodzielność wydatkową. Od 1993 do 2013 r. obowiązywał jednolity sposób ograniczenia zadłużenia wszystkich jednostek samorządu

terytorialnego w Polsce<sup>23</sup>. Zgodnie z nim, zadłużenie gminy na koniec roku budżetowego nie mogło przekraczać 60% jej wykonanych dochodów w danym roku, a w poszczególnych kwartałach – 60% planowanych dochodów. Natomiast łączne wydatki z tytułu obsługi zadłużenia nie mogły przekroczyć 15% planowanych w danym roku dochodów budżetowych, chyba że relacja długu państwowego w stosunku do PKB przekroczyła pułap 55% – wtedy limit zadłużenia spadał do 12%. Natomiast od 2014 r. obowiązuje regulowany, indywidualny dla każdej gminy limit zadłużenia. Aby uwzględnić w analizie wydatków gmin ich ograniczoną samodzielność ze względu na poziom zadłużenia, do modeli dołączono zmienną objaśniającą, określającą wydatki gmin na obsługę długu publicznego w danym roku budżetowym<sup>24</sup>.

Można podejrzewać, że pewne charakterystyki własne gminy (poza poziomem jej wydatków) wpływają na skłonność mieszkańców jej okolic do korzystania z dostarczanych przez nią dóbr lub uczestniczenie w procesach gospodarczych zachodzących na jej terenie. Mieszkańcy małych miejscowości mogą np. stosunkowo często korzystać z dóbr dostarczanych przez pobliskie większe miasta. Dlatego oprócz modelu SAR rozpatrzono model Durбина, w którym pozwala się na to, by na zmienną objaśnianą w danym regionie wpływały charakterystyki (zmiennie objaśniające) innych regionów:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + W Z_t \theta + \mu + \epsilon_t, \quad (5)$$

$$\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2),$$

gdzie  $Z_t$  może, lecz nie musi równać się  $X_t$ .

Z kolei w modelu SEM oszacowania parametrów przy zmiennych objaśniających okazują się bardzo podobne, a sam model SEM charakteryzuje się nieco gorszymi własnościami (niższą wartością logarytmu funkcji wiarygodności i wyższą wariancją reszt). Ponadto, w specyfikacji SARAR oszacowanie parametru autokorelacji przestrzennej składnika losowego okazało się nie różnić istotnie od 0.

Do modelu panelowego została ponadto dołączona opóźniona wartość wydatków *per capita* w gminie ( $y_{i,t-1}$ ). Jest to potencjalnie ważna zmienna, ponieważ

<sup>23</sup> A. Kopańska, *Efektywność decentralizacji. Analiza zdecentralizowanego dostarczania dóbr o charakterze ponadlokalnym*, Difin, Warszawa 2014.

<sup>24</sup> Przetestowano również wpływ innych zmiennych (tj. poziomu bezrobocia rejestrowanego oraz liczby ludności w gminie) na poziom wydatków gminy, zostały one jednak wykluczone z analizy ze względu na brak istotności statystycznej.

wiele inwestycji samorządowych jest realizowanych przez kilka lat, a gminy są zobowiązane do planowania z wyprzedzeniem swojej strategii rozwoju poprzez przygotowywanie wieloletniej prognozy finansowej. Aby zminimalizować ryzyko występowania autokorelacji przestrzennej ze względu na pominięte zmienne, uwzględniono zarówno efekty indywidualne typu fixed ( $\mu$ , odpowiadające za nieobserwowalne i stałe w czasie charakterystyki gmin), jak i efekty czasowe ( $\gamma$ , odpowiadające za różnice w wydatkach gmin między latami, wynikające np. z globalnego cyklu koniunkturalnego czy zmieniających się przepisów prawnych odnośnie do limitów zadłużenia). Ogólnie dynamiczny model Durбина dla gminy  $i$  w roku  $t$  można zapisać poniższym równaniem:

$$y_{it} = \tau y_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K x_{itk} \beta_k + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^m w_{ij} x_{jtk} \theta_k + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

$$\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \text{ oraz } E(\epsilon_{it} \epsilon_{js}) = 0 \text{ dla } i \neq j \text{ i/lub } t \neq s.$$

Przy konstrukcji macierzy  $\mathbf{W}$  przyjęto założenie, że jednostkami powiązаныmi dla gminy  $i$  są wszystkie gminy, których geometryczne centroidy są oddalone w linii prostej od centroidu gminy  $i$  o nie więcej niż 50 km. Natomiast waga połączenia dla dwóch sąsiadujących gmin  $i$  i  $j$  jest odwrotnie proporcjonalna do odległości między nimi. Macierz  $\mathbf{W}$  została znormalizowana wierszami.

#### 4. Efekty rozprzestrzeniania decyzji wydatkowych – wyniki empiryczne

Wszystkie dynamiczne modele przestrzenne zostały oszacowane w programie Stata za pomocą procedury *xsmle*<sup>25</sup>, która do estymacji dynamicznych panelowych modeli SAR i Durбина wykorzystuje estymator największej wiarygodności, korygujący oszacowania parametrów o obciążenie wynikające z niespełnienia założenia o ścisłej egzogeniczności zmiennych niezależnych w przypadku obecności czasowej autoregresji (ang. *bias corrected maximum likelihood estimator*<sup>26</sup>).

<sup>25</sup> Zob. F. Belotti, G. Hughes, A. Piano Mortari, op.cit.

<sup>26</sup> J. Yu, R. De Jong, L. Lee, *Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both  $n$  and  $T$  are large*, „Journal of Econometrics” 2008, vol. 146, no. 1, s. 118–134. Należy przy tym zastrzec, że J. Yu i in. zwracają uwagę na ważną rolę asymptotyki względem liczby okresów w próbie w kształtowaniu rozkładu tego estymatora.

Panel obejmuje okres od 2008 do 2014 r., co po uwzględnieniu elementu autoregresyjnego daje 6 punktów w czasie, i wszystkie z 2479 polskich gmin. Przetestowano dwie specyfikacje modelu: model SAR i model Durбина, a następnie stopniowo wykluczano z modelu Durбина zmienne statystycznie nieistotne w celu wyłonienia oszczędnej specyfikacji w modelu szczegółowym. W celu zbadania współliniowości między zmiennymi objaśniającymi w modelu zawężonym obliczono czynnik inflacji wariancji (CIW).

W tabeli 2 zostały przedstawione wyniki modelowania wydatków ogółem polskich gmin. Współczynnik autoregresji przestrzennej  $\rho$  okazał się statystycznie różny od 0 i dodatni dla wszystkich trzech specyfikacji modelu. Potwierdza to hipotezę, że poziom wydatków gmin w Polsce zależy m.in. od poziomu wydatków okolicznych gmin, co stanowi przesłankę istnienia strategicznych interakcji budżetowych między decyzjami finansowymi gmin w Polsce, takich jak efekty rozprzestrzeniania czy naśladownictwa. Parametr  $\rho$  jest stabilny na poziomie ok. 0,13 dla wszystkich trzech specyfikacji – wobec normalizacji macierzy  $\mathbf{W}$  wierszami oznacza to przyrost wydatków w gminie o 13 gr *per capita* w sytuacji, gdy wszystkie gminy sąsiadujące podnoszą swoje wydatki o 1 zł *per capita*, *ceteris paribus*.

Okazuje się, że zachodzą również istotne interakcje pionowe, przy czym kierunek wpływu jest tutaj dwojaki. W przypadku powiatów wzrost wydatków *per capita* przekłada się na wzrost wydatków *per capita* w gminie. Może to świadczyć o tym, że część dóbr dostarczanych przez gminy i powiaty w Polsce to dobra komplementarne – np. często inwestycja jest przeprowadzana na zasadzie współpracy na tych dwóch szczeblach samorządu terytorialnego. Z kolei wzrost wydatków województw prowadzi do zmniejszenia się wydatków gmin, co świadczy o substytucyjności pewnych dóbr dostarczanych przez gminy i województwa.

Na poziom wydatków gminy *per capita* w istotny sposób wpływają wszystkie zmienne finansowe. Ponieważ gminy realizują wieloletnie plany rozwojowe i wiele inwestycji jest realizowanych w okresie dłuższym niż rok, poziom wydatków danej gminy w roku  $t$  zależy od poziomu jej wydatków w roku  $t - 1$ . W przypadku zmiennych dochodowych najsilniejszy wpływ na wydatki gminy *per capita* mają dotacje, ponieważ z tej grupy wydatków gminy są ściśle rozliczane. Natomiast dochody pochodzące z subwencji ogólnej oddziałują na wydatki gminy ok. dwóch razy silniej niż jej dochody własne. To zjawisko jest określane efektem „lepu na muchy” (ang. *flypaper effect*), gdyż publiczne subwencje i dotacje

---

Relatywnie niewielka liczba okresów, jaką dysponujemy w tym przypadku, skłania do zachowania ostrożności przy interpretowaniu wyników.

„przyklejają się” do wydatków publicznych, a więc każda złotówka pochodząca z jakiegokolwiek formy dotacji z budżetu państwa powoduje zwiększenie wydatków gminy o większą kwotę niż każda złotówka uzyskana przez opodatkowanie prywatnych zasobów mieszkańców. Ponadto, wzrost wydatków na obsługę długu publicznego (przybliżających poziom zadłużenia w gminie) prowadzi do większego obniżenia pozostałych wydatków, ponieważ gminy są zobowiązane do przestrzegania określonych limitów zadłużenia.

Wydatki gminy są jednocześnie w istotnym stopniu uzależnione od struktury wiekowej jej mieszkańców oraz liczby pracujących. Ponadto, rozwój prywatnej przedsiębiorczości w gminach sąsiadujących ma istotny negatywny wpływ na wydatki gmin. Może to być efekt większych miast, z których dóbr (dostarczanych przez sektor publiczny i prywatny) korzystają mieszkańcy okolicznych gmin, co z kolei zmniejsza ich popyt na dobra dostarczane przez ich gminę lub też skłonność władz tej gminy do ich finansowania.

Poza identyfikacją efektów rozprzestrzeniania dla wydatków ogółem gmin przeprowadzono również szereg bardziej szczegółowych analiz dotyczących zachowania współczynnika przestrzennej autoregresji  $\rho$ <sup>27</sup>.

Przed wszystkim strategiczne interakcje przestrzenne między decyzjami finansowymi gmin kształtują się odmiennie po rozbiciu na poszczególne cele wydatkowe według klasyfikacji wydatków publicznych COFOG<sup>28</sup>. Aby to sprawdzić, oszacowano analogiczne modele przestrzenne dla sześciu typów wydatków: na oświatę i wychowanie, pomoc społeczną, administrację publiczną, gospodarkę komunalną i ochronę środowiska, kulturę i ochronę dziedzictwa narodowego oraz turystykę. Z analizy zostały wyłączone m.in. wydatki na transport, ponieważ bardzo ważną i jednocześnie trudną do modelowania przyczyną występowania autokorelacji przestrzennej dla tych wydatków są centralnie planowane inwestycje (np. budowa dróg), obejmujące w tym samym czasie sąsiadujące ze sobą jednostki terytorialne i często realizowane przez gminy na podstawie porozumień z powiatami.

<sup>27</sup> Wyniki nieuwzględnione w artykule dostępne na życzenie.

<sup>28</sup> Do modeli zostały włączone te same zmienne objaśniające, których użyto przy modelowaniu wydatków ogółem. Jednak zamiast wydatków powiatów i województw ogółem wykorzystano jedynie wydatki z określonej kategorii, a dotacje ogółem zastąpiono dochodami gminy uzyskanymi w danej kategorii klasyfikacji budżetowej (ze względu na brak szczegółowych danych na temat dotacji ta zmienna zawiera zarówno dotacje otrzymane na dany cel wydatkowy, jak i dochody własne uzyskane z danej grupy działalności). Dodatkowo, dla modelu wydatków na oświatę i wychowanie subwencję ogólną rozdzielono na dwie zmienne: oświatową część subwencji ogólnej oraz część pozostałą.

**Tabela 2. Wyniki przestrzennego modelowania wydatków ogółem polskich gmin per capita (bez wydatków na obsługę długu publicznego)**

	Model SAR	Model Durbina	Model zawężony <sup>29</sup>
Wydatki gminy per capita ( $t - 1$ )	0,203***	0,203***	0,203***
	(33,14)	(33,10)	(33,16)
Dotacje gminy per capita	1,125***	1,124***	1,125***
	(90,45)	(90,41)	(90,45)
Dochody własne gminy per capita	0,227***	0,227***	0,228***
	(21,22)	(21,21)	(21,26)
Subwencja ogólna gminy per capita	0,465***	0,464***	0,463***
	(7,17)	(7,14)	(7,16)
Wydatki powiatu per capita	0,0923*	0,0906*	0,0929*
	(2,24)	(2,20)	(2,26)
Wydatki województwa per capita	-0,179**	-0,186**	-0,182**
	(-3,04)	(-3,11)	(-3,09)
Wydatki gminy na obsługę długu publicznego per capita	-3,874***	-3,864***	-3,876***
	(-15,60)	(-15,54)	(-15,60)
Udział ludności w wieku przedprodukcyjnym w całkowitej liczbie ludności (w %)	-21,97*	-20,01	-20,66*
	(-2,17)	(-1,88)	(-1,99)
Udział ludności w wieku poprodukcyjnym w całkowitej liczbie ludności (w %)	26,89**	30,02***	29,15***
	(3,17)	(3,51)	(3,50)
Gęstość zaludnienia w gminie	-0,677	-0,546	
	(-1,34)	(-1,05)	
Liczba przedsiębiorstw prywatnych wg danych z rejestru REGON na 1000 osób w wieku produkcyjnym	-0,685	-0,615	
	(-1,62)	(-1,44)	
Liczba pracujących na 1000 osób	3,142***	3,158***	3,142***
	(11,34)	(11,39)	(11,35)
Wskaźnik ubóstwa – udział osób korzystających ze środowiskowej pomocy społecznej w ludności ogółem	-1,741	-2,349	
	(-1,15)	(-1,50)	
Współczynnik autoregresji przestrzennej	0,133***	0,126***	0,132***
	(5,32)	(5,00)	(5,28)

<sup>29</sup> Wartość bezwzględna współczynnika korelacji dla zmiennych objaśniających z modelu zawężonego waha się między 0,00 a 0,38, natomiast maksymalna wartość czynnika inflacji wariancji VIF to 3,20. Wobec tego można się spodziewać, że w modelu nie występuje problem współliniowości zmiennych objaśniających.

W <sub>x</sub> :			
Gęstość zaludnienia w gminie		-1,347	
		(-0,83)	
Liczba przedsiębiorstw prywatnych wg danych z rejestru REGON na 1000 osób w wieku produkcyjnym		-4,156*	-4,007*
		(-2,01)	(-2,07)
Liczba pracujących na 1000 osób		0,563	
		(0,38)	
Wskaźnik ubóstwa – udział osób korzystających ze środowiskowej pomocy społecznej w ludności ogółem		11,44*	
		(2,03)	
Liczba obserwacji	14 874	14 874	14 874

Model dla 2479 gmin w latach 2008–2014; zmienne finansowe wyrażone w poziomach, w PLN w cenach stałych z 2014 r., w nawiasach podano wartości statystyki z; \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ . Dynamiczne, przestrzenne modele panelowe z efektami indywidualnymi typu fixed oraz efektami czasowymi.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (Bank Danych Lokalnych).

Współczynnik autoregresji przestrzennej  $\rho$  jest istotnie różny od 0 i dodatni dla modeli dla pięciu z sześciu analizowanych celów wydatkowych: oświaty, administracji publicznej, gospodarki komunalnej i ochrony środowiska, kultury i ochrony dziedzictwa narodowego oraz turystyki. Co ciekawe, najwyższa wartość parametru  $\rho$  (0,183) pochodzi z modelu wydatków na administrację publiczną. Siła strategicznych interakcji przestrzennych jest również stosunkowo wysoka w przypadku wydatków na turystykę ( $\rho$  na poziomie 0,127), a dla pozostałych trzech grup kształtuje się na podobnym poziomie ( $\rho$  od 0,102 do 0,108). Wydatki gmin na pomoc społeczną nie zależą natomiast od poziomu wydatków sąsiednich gmin na ten cel. Nie jest to zaskakujący wynik, ponieważ wydatki na zadania z zakresu pomocy społecznej są finansowane głównie z dotacji celowych, a samodzielność finansowa gmin w tym przypadku jest istotnie ograniczona.

Nie uzyskano silnych przesłanek na korzyść teorii naśladownictwa: parametr autoregresji jest wyższy w latach wyborczych (2010, 2014), o ile ze zmiennej objaśnianej (wydatki ogółem) wykluczy się specyficzne wydatki związane z transportem. Wniosek ten dotyczy jednak wyłącznie specyfikacji SAR (nie dotyczy Durbina). Jeśli chodzi o wydatki na administrację oraz gospodarkę komunalną i ochronę środowiska, siła strategicznych interakcji przestrzennych nie zmienia się w zależności od cyklu wyborczego (nie nasila się ani w latach wyborczych, ani w latach niewyborczych). Natomiast w przypadku wydatków na pomoc społeczną strategiczne interakcje przestrzenne w ogóle nie występują.

Siła autoregresji przestrzennej  $\rho$  jest natomiast wyraźnie zależna od stopnia samodzielności wydatkowej gminy. Rozważono model uzupełniony o zmienne interakcyjne opóźnienia przestrzennego wydatków z dwoma wskaźnikami takiej samodzielności, proponowanymi przez K. Surówkę<sup>30</sup>: udziałem wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem gminy (o wydatkach inwestycyjnych gminy decydują samodzielnie) oraz udziałem dotacji celowych przeznaczonych na realizację zadań zleconych z zakresu administracji rządowej w wydatkach ogółem danej gminy (jego wzrost świadczy o ograniczeniu samodzielności wydatkowej gminy). Stwierdzono, że wzrost samodzielności danej gminy wzmacnia zależność od wydatków sąsiadów, a spadek ją osłabia.

## 5. Wnioski

Na podstawie danych panelowych o wydatkach ogółem gmin w Polsce w latach 2008–2014 zbudowano dynamiczne, przestrzenne modele SAR i Durbina w celu weryfikacji hipotezy badawczej o występowaniu strategicznych interakcji przestrzennych między decyzjami wydatkowymi sąsiadujących ze sobą samorządów gminnych. W modelu ujęto szeroki zbiór determinant wydatków.

Dodatnie i statystycznie istotne oszacowanie parametru przy współczynniku autoregresji przestrzennej  $\rho$  wskazuje, że gminy zwiększają (zmniejszają) własne wydatki w odpowiedzi na wzrost (spadek) wydatków otaczających je gmin. Uzyskane wyniki sugerują, że gminy nie planują swoich budżetów w całkowitym oderwaniu od otaczających je samorządów, ale częściowo uzależniają je od decyzji wydatkowych podejmowanych przez sąsiadujące gminy.

Oszacowania przy współczynnikach autoregresji przestrzennej również okazały się dodatnie i istotne statystycznie dla pięciu z sześciu analogicznych modeli objaśniających wydatki na poszczególne zadania realizowane przez polskie gminy: oświatę i wychowanie, administrację publiczną, gospodarkę komunalną i ochronę środowiska, kulturę i ochronę dziedzictwa narodowego oraz turystykę. Natomiast decyzje wydatkowe sąsiadujących gmin zdają się nie mieć wpływu na poziom wydatków na cele z zakresu pomocy społecznej. Wynik ten można uzasadnić bardzo małą samodzielnością wydatkową gmin w zakresie tego typu zadań.

---

<sup>30</sup> K. Surówka, *Samodzielność finansowa samorządu terytorialnego w Polsce. Teoria i praktyka*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2013.

W przywołanych wyżej modelach uwzględniono (w charakterze zmiennych objaśniających) również wydatki powiatów i województw w celu identyfikacji zjawiska występowania strategicznych interakcji pionowych między wydatkami jednostek różnych szczebli samorządu terytorialnego. Okazuje się, że zwiększenie wydatków ogółem powiatu prowadzi średnio do zwiększenia wydatków ogółem w należących do niego gminach, co sugeruje, że gminy i powiaty dostarczają w części dobra komplementarne.

## Bibliografia

- Bartolini D., Santolini R., *Political yardstick competition among Italian municipalities on spending decisions*, „The Annals of Regional Science” 2012, vol. 49, no. 1, s. 213–235.
- Belotti F., Hughes G., Piano Mortari A., *Spatial Panel Data Models Using Stata*, „CEIS Research Paper” 2016, vol. 14, no. 373, s. 1–33.
- Besley T., Case A., *Incumbent behavior: Vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition*, „The American Economic Review” 1995, vol. 85, no. 1, s. 25–45.
- Breuil M.L., Le Gallo J., *Spatial fiscal interactions among French municipalities within inter-municipal groups*, „Applied Economics” 2017, vol. 49, no. 46, s. 4617–4637.
- Brueckner J.K., Saavedra L.A., *Do Local Governments Engage in Strategic Property – Tax Competition?*, „National Tax Journal” 2001, vol. 54, no. 2, s. 203–229.
- Case A.C., Harvey S.R., Hines J.R., *Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states*, „Journal of Public Economics” 1993, vol. 52, no. 3, s. 285–307.
- Czyszkiewicz R., *Wskaźnik rozwoju wspólnot terytorialnych – koncepcja o praktycznym zastosowaniu*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2012, t. 12, nr 2, s. 77–90.
- Keen M., *Vertical tax externalities in the theory of fiscal federalism*, „Staff Papers – International Monetary Fund” 1998, vol. 45, no. 3, s. 454–485.
- Kopańska A., *Efektywność decentralizacji. Analiza zdecentralizowanego dostarczania dóbr o charakterze ponadlokalnym*, Difin, Warszawa 2014.
- Kopczewska K., *Kumulatorywny vs. panelowy model przestrzenny w modelowaniu inwestycji lokalnych polskich gmin w latach 1995–2015*, „Collegium of Economic Analysis Annals” 2017, z. 47, s. 113–128.
- López F.A., Martínez-Ortiz P.J., Cegarra-Navarro J.G., *Spatial spillovers in public expenditure on a municipal level in Spain*, „The Annals of Regional Science” 2017, vol. 58, no. 1, s. 39–65.
- Ollé A.S., *Electoral accountability and tax mimicking: the effects of electoral margins, coalition government, and ideology*, „European Journal of Political Economy” 2003, vol. 19, no. 4, s. 685–713.

- Revelli F., *On spatial public finance empirics*, „International Tax and Public Finance” 2005, vol. 12, no. 4, s. 475–492.
- Revelli F., *Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures*, „Journal of Urban Economics” 2003, vol. 53, no. 1, s. 29–53.
- Rios V., Pascual P., Cabases F., *What drives local government spending in Spain? A dynamic spatial panel approach*, „Spatial Economic Analysis” 2017, vol. 12, no. 2–3, s. 230–250.
- Santolini R., *A spatial cross-sectional analysis of political trends in Italian municipalities*, „Papers in Regional Science” 2008, vol. 87, no. 3, s. 431–451.
- Surówka K., *Samodzielność finansowa samorządu terytorialnego w Polsce. Teoria i praktyka*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2013.
- Yu J., De Jong R., Lee L., *Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both  $n$  and  $T$  are large*, „Journal of Econometrics” 2008, vol. 146, no. 1, s. 118–134.

\* \* \*

## **Strategic spatial interactions between expenditure levels of Polish municipalities between 2008 and 2014**

### **Summary**

The article empirically verifies the research hypothesis on the dependence of expenditure levels of Polish municipalities on the expenditure levels of neighboring municipalities. Estimates of dynamic spatial panel data models for total municipal expenditures between 2008 and 2014, as well as for expenditures for selected categories of spending, indicate that municipalities increase (decrease) their own expenses in response to the increase (decrease) in expenditures of geographically close municipalities. Further analyzes have shown that in the case of municipal expenditures on education, culture and protection of national heritage as well as tourism, this effect is reinforced in the election years, which suggests that the strategic spatial interactions between municipal decisions on expenditure levels are in line with the yardstick competition theory, thus are based on the opportunist behaviour of local authorities seeking to maintain their positions. The strength of strategic spatial interactions also depends on the degree of financial independence of the municipality – the higher the independence, the higher municipality’s response to expenditure decisions of its neighbors.

**Keywords:** municipal finances, public expenditure spillovers, yardstick competition, spatial panel data models

Zgodnie z oświadczeniem autorów, ich udział w przygotowaniu artykułu wyniósł: Magdalena Karska – 50%, Andrzej Torój – 50%.