



POLSKIE TOWARZYSTWO GEOGRAFICZNE • POLISH GEOGRAPHICAL SOCIETY


czasopismo
geograficzne

geographical
journal

NAŚLADOWNICTWO PODATKOWE – WPŁYW SĄSIADUJĄCYCH GMIN NA STAWKI PODATKU ROLNEGO W WOJEWÓDZTWIE WIELKOPOLSKIM

TAX MIMICKING: THE IMPACT OF NEIGHBORING MUNICIPALITIES ON AGRICULTURAL TAX RATES IN WIELKOPOLSKIE VOIVODESHIP

Paweł Motek

Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej,  <https://orcid.org/0000-0002-0321-2709>, e-mail: pamo@amu.edu.pl

Streszczenie

Celem artykułu jest zbadanie, czy pomiędzy gminami województwa wielkopolskiego zachodzą przestrzenne współzależności stawek podatku rolnego, które mogą świadczyć o występowaniu zjawiska naśladownictwa podatkowego. Do identyfikacji tych zależności zastosowano modele autokorelacji przestrzennej oraz regresji przestrzennej. W analizie empirycznej wykorzystano bazę danych zawierającą informacje o 226 gminach w latach 2018–2020. Uzyskane wyniki wskazują, że gminy o podobnych stawkach podatku rolnego (wysokich albo niskich) grupują się w klastry. Stwierdzono, że na wysokość stawek podatku rolnego wpływają stawki obowiązujące w gminach sąsiadujących. Może to więc świadczyć o występowaniu zjawiska naśladownictwa podatkowego pomiędzy gminami województwa wielkopolskiego.

Słowa kluczowe: naśladownictwo podatkowe, podatek rolny, interakcje fiskalne, konkurencja podatkowa, województwo wielkopolskie, ekonometria przestrzenna.

Abstract

The aim of this article is to investigate whether there is spatial interdependence in setting agricultural tax between communes in Wielkopolskie Voivodeship. This may indicate the

Motek P. (2021). Naśladownictwo podatkowe – wpływ sąsiadujących gmin na stawki podatku rolnego w województwie wielkopolskim. *Czasopismo Geograficzne*, 92(2): 279–296. <https://doi.org/10.12657/czageo-92-12>



Otrzymano/Received: 5.10.2021
Zaakceptowano/Accepted: 29.11.2021

presence of tax mimicking. Spatial autocorrelation and spatial regression models were applied to identify the scale of tax mimicking amongst local governments. To perform empirical analysis, a database of 226 municipalities in the years 2018–2020 was used. The results showed that municipalities with similar agricultural tax rate (high or low) were grouped into clusters. In addition, agricultural tax rates are affected by neighboring municipalities. This may indicate the existence of the tax mimicking phenomenon amongst local governments in Wielkopolskie Voivodeship.

Keywords: tax mimicking, agricultural tax, fiscal interaction, tax competition, Wielkopolskie Voivodeship, spatial econometrics.

WPROWADZENIE

W ostatnich latach w literaturze teoretycznej i empirycznej z zakresu federalizmu fiskalnego oraz *regional science* wiele miejsca poświęcono strategicznym interakcjom pomiędzy samorządami lokalnymi, które wpływają m.in. na politykę fiskalną (np. Brueckner, 2003; Wilson, Wildasin, 2004; Janeba, Osterloh, 2013; Ramajo i in., 2020). Podkreśla się w niej, że władze lokalne, podejmując decyzje odnośnie do własnej polityki fiskalnej, w znacznym stopniu kierują się polityką, która obowiązuje w sąsiadujących jurysdykcjach (naśladownictwo fiskalne). Przyczyn takich działań można doszukiwać się w tym, że gminy, konkurując z innymi jednostkami, chcą przyciągać nowych mieszkańców i przedsiębiorców, a ponadto władze lokalne traktują takie działania jako korzystne z wyborczego punktu widzenia. Mieszkańcy, obserwując decyzje podatkowe podejmowane w sąsiednich jednostkach, oczekują podobnych zachowań ze strony władz jednostki, w której mieszkają.

Celem artykułu jest odpowiedź na pytanie, czy pomiędzy gminami województwa wielkopolskiego zachodzi zjawisko naśladownictwa podatkowego (*tax mimicking*). Analizą objęto podatek rolny. Przyjęto więc, że gminy ustalając własne stawki podatku rolnego, biorą pod uwagę stawki obowiązujące w gminach sąsiadujących, a to skutkuje ich podobieństwem i może świadczyć o występowaniu zjawiska naśladownictwa podatkowego. Do weryfikacji tej hipotezy wykorzystano globalne i lokalne statystyki autokorelacji przestrzennej oraz modele regresji przestrzennej. Badanie przeprowadzono dla gmin województwa wielkopolskiego w latach 2018–2020. Zakres czasowy został więc ograniczony wyłącznie do trzech ostatnich lat, ponieważ od 2018 r. Ministerstwo Finansów publikuje dane o wysokości stawek podatku od nieruchomości, podatku leśnego oraz podatku rolnego obowiązujących we wszystkich gminach. Analizą objęto więc rzeczywiste stawki podatku rolnego obowiązujące w gminach województwa wielkopolskiego. Wcześniejsze badania dotyczące naśladownictwa w podatkach lokalnych w Polsce oparte były na informacjach pochodzących ze sprawozdań budżeto-

wych Rb-27s zawierających dane m.in. o wysokości dochodów z podatków lokalnych oraz skutkach finansowych obniżenia górnych granic stawek podatkowych i konstruowanych na tej podstawie różnych wskaźnikach podatkowych (Łukomska, Swianiewicz, 2015; Swianiewicz, Łukomska, 2016; Małkowska i in., 2018; Trojanek i in. 2021).

W literaturze przedmiotu naśladownictwo podatkowe odnoszone jest przede wszystkim do podatku od nieruchomości (np. Allers, Elhorst, 2005; Trojanek i in., 2021), lokalnych podatków od działalności gospodarczej (m.in. Hauptmeier i in., 2012) czy też lokalnych podatków od pojazdów mechanicznych (np. Solé-Ollé, 2003). Bardzo rzadko przedmiotem badań empirycznych w zakresie naśladownictwa podatkowego są grunty gospodarstw rolnych. W Polsce taką próbę podjęli Łukomska i Swianiewicz (2015).

W skali całej Polski dochody budżetowe z podatku rolnego nie są wysokie, gdyż przykładowo w 2019 r. wyniosły one 1,5 mld zł, czyli 1,1% ogółu dochodów gmin. Należy jednak zwrócić uwagę na kilka faktów, które mogą świadczyć o tym, że podatek rolny ma istotne znaczenie zarówno z punktu widzenia władz i finansów gminy, jak jej mieszkańców. Przede wszystkim, jak wskazują Łukomska i Swianiewicz (2015), podatek rolny jest ważnym dochodem na rolniczych obszarach wiejskich, czasami jest to jedyny podatek płacony przez większość wyborców, a dla wielu z nich obciążenie tym podatkiem jest znacznie większe niż podatkiem od nieruchomości. Konstrukcja prawna podatku rolnego zakłada, że jego wysokość zależy od średniej ceny skupu żyta (ustawa z dnia 15 listopada 1984 r. o podatku rolnym, t.j. Dz.U. 2020 poz. 333). Zgodnie z art. 6.1 ustawy, podatek rolny od gruntów gospodarstw rolnych za rok podatkowy wynosi równowartość pieniężną 2,5 q żyta, obliczoną według średniej ceny skupu żyta. Rady gmin są uprawnione do obniżenia ceny skupu żyta przyjmowanej jako podstawa obliczenia podatku rolnego na obszarze gminy. Gminy mają więc ograniczone władztwo w zakresie tego podatku, które pozwala władzom na prowadzenie własnej polityki podatkowej dostosowanej do potrzeb gminy i jej mieszkańców. Stąd też można oczekiwać, że zjawisko naśladownictwa będzie występowało również w przypadku podatku rolnego.

Badaniem objęto gminy województwa wielkopolskiego, w którym rolnictwo ma duży wpływ na gospodarkę całego regionu. Użytki rolne zajmują około 60% jego terytorium, a całkowita powierzchnia gospodarstw rolnych przekracza 123 tys. ha. Natomiast przeciętna powierzchnia indywidualnego gospodarstwa rolnego w 2016 r. wyniosła 12,4 ha i była większa od średniej dla Polski (9,6 ha). Teren prawie całego województwa wielkopolskiego został zaklasyfikowany do I typu rolnictwa (Głębocki i in., 2018). Oznacza to, że w województwie wielkopolskim rolnictwo jest wysokotowarowe, struktura własności użytków rolnych cechuje się wysokim udziałem indywidualnych gospodarstw rolnych, którymi kierują przede wszystkim osoby posiadające dobre wykształcenie rolnicze.

W dalszej części artykułu przedstawiono teoretyczne podstawy naśladownictwa podatkowego oraz przegląd literatury, następnie informacje o wykorzystanych danych i zastosowanym podejściu badawczym, a na końcu wyniki badań, dyskusję i wnioski.

PODSTAWY TEORETYCZNE NAŚLADOWNICTWA PODATKOWEGO

Od momentu zaprezentowania przez Tiebouta (1956) modelu „głosowania nogami” problematyka fiskalnych interakcji pomiędzy samorządami lokalnymi stała się przedmiotem wielu studiów teoretycznych i empirycznych. Interakcje te mogą dotyczyć zarówno dochodów, jak i wydatków oraz takich mechanizmów, jak mobilność bazy podatkowej, zachowania wyborcze czy też efekty *spillover*. Dodatkowo można je rozpatrywać w ujęciu poziomym (na tym samym szczeblu władzy) oraz pionowym (różne szczeble władzy). Szczególne znaczenie mają interakcje dotyczące podatków lokalnych i związanego z nimi naśladownictwa podatkowego.

Naśladownictwo podatkowe można rozumieć jako zjawisko, w ramach którego polityka podatkowa obowiązująca w danej jednostce ustalana jest w znacznym stopniu pod wpływem polityki podatkowej obowiązującej w sąsiadujących jednostkach (por. Allers, Elhorst, 2005). Naśladownictwo związane jest więc z bliskością przestrzenną, a jego stopień i zakres są najsilniejsze wśród sąsiadów geograficznych i maleje wraz z odległością. Czasami jednak naśladownictwo podatkowe wiązane jest nie tylko z najbliższymi jednostkami, ale także zakłada się, że duże miasta konkurują z innymi dużymi miastami, niezależnie od dzielącej je odległości (Janeba, Osterloh, 2013).

W literaturze przedmiotu przedstawia się dwa zasadnicze teoretyczne wyjaśnienia występowania naśladownictwa podatkowego. Pierwszym jest konkurencja o mobilną bazę podatkową, a drugim konkurencja porównawcza (*yardstick competition*). Modele dotyczące konkurencji o mobilną bazę podatkową polegają na tym, że władze lokalne, wykorzystując podatki, starają się przyciągnąć mieszkańców oraz przedsiębiorców (m.in. Tiebout, 1956; Oates, 1972; Zodrow, Mieszkowski, 1986; Wilson, 1986; Buettner, 2001; Ly, Paty, 2020). Według Allersa i Elhorsta (2005) modele te, z punktu widzenia podatnika i możliwości unikania opodatkowania, nawiązują więc do mechanizmu wyjścia (*the exit mechanism*). Zgodnie z tymi modelami wybory podatkowe dokonane przez władze jednostki samorządu terytorialnego, przejawiające się głównie przyjętą stawką podatku lub zastosowanymi zwolnieniami i ulgami podatkowymi, wpływają na alokację mobilnej bazy podatkowej pomiędzy tymi jednostkami (Wilson, Wildasin, 2004, s. 1067). Wybory fiskalne dokonane w sąsiadujących jednostkach powodują więc zwiększenie albo zmniejszenie szansy przyciągnięcia bazy podatkowej. W rezultacie konkurencja ta ma prowadzić do zwiększenia bazy podatkowej w danej

jednostce, a także wzrostu jej dochodów budżetowych. Jednakże drugi z wymienionych efektów nie jest tak oczywisty, ponieważ ciągle obniżanie stawek podatkowych może skutkować tym, że pomimo przyciągnięcia nowej bazy, dochody budżetowe nie będą wzrastały, a nawet mogą ulec obniżeniu. Pojawi się wówczas problem nieefektywnie niskich dochodów podatkowych, a w konsekwencji także wydatków, co będzie prowadziło do pogorszenia jakości świadczonych dóbr i usług publicznych (np. Oates, 1972; Zodrow, Mieszkowski, 1986).

Druga grupa modeli związana jest z konkurencją porównawczą (m.in. Salmon, 1987; Besley, Case, 1995; Solé-Ollé, 2003; Ferraresi, 2020; Ramajo i in., 2020). W ich ramach władze samorządowe, przygotowując i wprowadzając własną politykę podatkową, kierują się decyzjami podatkowymi podjętymi w jednostkach sąsiednich. Zakładają one, że wyborcy, oceniając politykę fiskalną władz jednostki, w której mieszkają, uwzględniają też to, co dzieje się u sąsiadów. Jeżeli więc w sąsiadujących jednostkach następuje obniżenie stawek podatkowych, to mieszkańcy danej jednostki także będą tego oczekiwali, a w przypadku podniesienia stawek podatkowych, łatwiej zaakceptują taką podwyżkę również u siebie. Brak reakcji na działania sąsiednich jednostek może skutkować uzyskaniem mniejszej liczby głosów w nadchodzących wyborach i w rezultacie brakiem reelekcji. Charakterystyczny jest więc tutaj mechanizm głosowania (*the vote mechanism*) (Allers, Elhorst, 2005). Naśladowane jest zatem to, co dzieje się w polityce podatkowej w sąsiadujących jednostkach, a głównym motywem jest utrzymanie lub zwiększenie kapitału politycznego.

Występowanie zjawiska naśladownictwa podatkowego zostało potwierdzone w literaturze. Przykładowo w: Hiszpanii w odniesieniu do stawek podatku od nieruchomości oraz podatku od pojazdów mechanicznych (Solé-Ollé, 2003; Delgado i in., 2015), podatku od nieruchomości (Ramajo i in., 2020); Holandii w przypadku podatku od nieruchomości (Allers, Elhorst, 2005); Niemczech w zakresie stawek podatku od działalności gospodarczej (Hauptmeier i in., 2012); Francji w podatku od działalności gospodarczej (Leprince i in., 2007) czy też podatku od nieruchomości biznesowych (Ly, Paty, 2020), a także w Czechach w zakresie stawek podatku od nieruchomości (Sedmihradská, Bakos, 2016). Dowody potwierdzające naśladownictwo podatkowe odnoszą się również do Polski. Łukomska i Swianiewicz (2015), analizując podatek od nieruchomości, podatek od środków transportowych oraz podatek rolny, stwierdzili, że znaczna część gmin, podejmując uchwały podatkowe kieruje się stawkami obowiązującymi w gminach sąsiednich. Małkowska i in. (2018, 2021) w zakresie podatku od nieruchomości, a przede wszystkim stawek podatku od budynków mieszkaniowych oraz budynków i gruntów wykorzystywanych do działalności gospodarczej znaleźli dowody na pozytywną zależność przestrzenną w lokalnej polityce podatkowej, co może świadczyć o występującym naśladownictwie podatkowym. Do takich samych wniosków prowadzą wyniki badań Trojanek i in. (2021). Badania te dotyczą więc

głównie podatku od nieruchomości. Nieliczne są natomiast publikacje odnoszące się do podatku rolnego (Łukomska, Swianiewicz, 2015; Swianiewicz, Łukomska, 2016). Wynika z nich, że istnieje statystycznie istotny związek pomiędzy stawką podatku rolnego obowiązującą w danej gminie, a stawkami tego podatku w gminach sąsiadujących.

Dostępne w literaturze wyniki badań wskazują więc, że samorządy lokalne w wielu krajach Europy naśladują swoje zachowania dotyczące polityki podatkowej. Są jednak również publikacje, które podkreślają, że znaczenie naśladownictwa podatkowego do wyjaśniania polityki podatkowej gmin jest przeceniane. Baskaran (2014) w odniesieniu do podatku od nieruchomości oraz podatku od działalności gospodarczej stwierdza, że w Niemczech nie ma interakcji pomiędzy sąsiadami w zakresie określania stawek podatkowych. Podobnie w przypadku Finlandii i podatku od nieruchomości Lyytikäinen (2012) nie znalazł dowodów na naśladownictwo podatkowe.

ŹRÓDŁA DANYCH I PROCEDURA BADAWCZA

Badaniem objęto 226 gmin województwa wielkopolskiego w latach 2018–2020. Dane pochodziły z dwóch źródeł, tj. Ministerstwa Finansów oraz Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS). Z Ministerstwa Finansów uzyskano dane dotyczące: 1) cen skupu żyta za 1 q, które obowiązywały w badanych gminach i były podstawą obliczenia stawki podatku rolnego, 2) dochodów własnych oraz 3) dotacji i subwencji (transfery z budżetu państwa). Natomiast z BDL GUS zacerpnięto dane na temat liczby ludności oraz współczynnika urbanizacji.

Procedura badawcza składała się z dwóch zasadniczych etapów:

1. Obliczono współczynniki globalnej autokorelacji przestrzennej Morana (1950) w celu identyfikacji zależności przestrzennych oraz wykorzystano metodę *local indicators of spatial association* (LISA) (Anselin, 1995) do wyznaczenia klastrów przestrzennych skupiających gminy o wysokich albo niskich wartościach stawek podatku rolnego. Skupianie się gmin o podobnych, tj. wysokich albo niskich wartościach stawek, może świadczyć o występujących zależnościach przestrzennych pomiędzy gminami województwa wielkopolskiego.
2. Oszacowano modele regresji przestrzennej w celu określenia, czy pomiędzy gminami województwa wielkopolskiego zachodzi zjawisko naśladownictwa podatkowego.

Analizując naśladownictwo podatkowe pomiędzy jednostkami lokalnymi, zgodnie z prawem Toblera (1970) przyjmuje się założenie, że geograficznie bliższe obiekty są bardziej do siebie podobne niż te, które są położone w dalszej odległości od siebie. Oznacza to, że gminy w bliższej odległości od siebie powinny ustanawiać stawki podatku rolnego na podobnym poziomie. Z prawem Toblera

związana jest koncepcja autokorelacji przestrzennej, którą za Bivandem (1980, s. 23) można zdefiniować jako sytuację, w której występowanie jednego zjawiska w jednej jednostce przestrzennej powoduje zwiększenie bądź zmniejszenie prawdopodobieństwa wystąpienia tego zjawiska w jednostkach sąsiednich. Jeżeli więc w przypadku stawek podatku rolnego wystąpi zjawisko autokorelacji przestrzennej, może to oznaczać, że stawka podatku rolnego w danej gminie jest powiązana ze stawkami w innych lokalizacjach, a w rezultacie możemy mieć do czynienia z naśladownictwem podatkowym.

Badanie interakcji pomiędzy obiektami w przestrzeni geograficznej wiąże się z koniecznością opracowania macierzy wag przestrzennych. W literaturze przedmiotu przedstawia się różne sposoby konstrukcji takich macierzy (np. Anselin 1998; Kopczewska, 2010), jednakże w badaniach dotyczących naśladownictwa podatkowego najczęściej stosuje się podejście oparte na najbliższych sąsiadach (m.in. Besley, Case, 1995; Allers, Elhorst, 2005; Trojanek i in., 2021). W niniejszej pracy skonstruowano binarną macierz wag przestrzennych, w której wartość 1 oznacza, że gminy są sąsiadami, czyli mają wspólną granicę o niezerowej długości, a 0, gdy nie sąsiadują ze sobą. Macierz wag przestrzennych została zestandaryzowana w wierszach, co spowodowało, że suma wag sąsiadów dla każdej gminy była zawsze taka sama i wynosiła 1.

Do określenia występowania zjawiska autokorelacji przestrzennej na całym obszarze województwa wielkopolskiego wykorzystano globalny współczynnik autokorelacji przestrzennej Morana w postaci:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

gdzie: w_{ij} są elementami macierzy wag przestrzennych W , x_i , x_j są obserwacjami (stawka podatku rolnego), a n jest liczbą jednostek przestrzennych (226 gmin województwa wielkopolskiego). Do weryfikacji hipotezy o istotności statystycznej współczynnika globalnej autokorelacji przestrzennej przyjęto poziom 0,05.

Lokalna wersja statystyki Morana oparta na metodzie LISA pozwoliła na wyróżnienie gmin, które odbiegają od globalnego schematu autokorelacji przestrzennej i tworzą klastry przestrzenne skupiające jednostki o wysokich albo niskich stawkach podatku rolnego, a obliczono ją według wzoru:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j$$

gdzie: $z_i = x_i - \bar{x}$, $z_j = x_j - \bar{x}$; x_i , x_j są obserwacjami (stawka podatku rolnego), n jest liczbą jednostek przestrzennych (226 gmin województwa wielkopolskiego), a w_{ij}

są elementami macierzy wag przestrzennych W . Do testowania statystyk lokalnych również przyjęto istotność na poziomie 0,05.

Na podstawie poziomu istotności lokalnej statystyki Morana oraz przynależności danej jednostki do określonej ćwiartki wykresu punktowego Morana każdą gminę można zaliczyć do jednego z pięciu reżimów (klastrów) przestrzennych. Do pierwszego należą gminy bez istotnej statystycznie lokalnej autokorelacji przestrzennej, a do pozostałych – gminy o istotnej autokorelacji. Należy tutaj wyróżnić klastry typu: 1) High-High (HH) – gminy o wysokich wartościach stawek podatku rolnego, będące w otoczeniu jednostek również o wysokich stawkach, 2) Low-Low (LL) – gminy o niskich stawkach podatku rolnego, które są otoczone jednostkami również o niskich stawkach, 3) High-Low (HL) – gmina ma na tyle wyższe stawki podatku rolnego, że istotnie różni się od swoich sąsiadów, którzy mają niskie stawki podatku, 4) Low-High (LH) – gmina ma na tyle niższe stawki podatku rolnego, że istotnie różni się od swoich sąsiadów, którzy mają wysokie stawki. Skupianie się gmin o wysokich (HH) bądź niskich (LL) stawkach podatku rolnego może świadczyć o zależnościach przestrzennych pomiędzy gminami.

W drugim etapie badania oszacowano modele regresji przestrzennej w celu identyfikacji występowania zjawiska naśladownictwa podatkowego pomiędzy gminami województwa wielkopolskiego. Zastosowano podejście przedstawione przez Trojanek i in. (2021) z wykorzystaniem przestrzennych modeli regresji krzyżowej (*spatial cross-regressive model*, SCM). Model ten przyjmuje następującą postać:

$$y = X\beta + \gamma WX + \varepsilon$$

gdzie: y jest wektorem $n \times 1$ wartości zmiennej objaśnianej (stawki podatku w gminie), X jest macierzą $n \times k$ wartości zmiennych objaśniających, W jest macierzą wag przestrzennych, γ jest oszacowaniem parametrów regresji przestrzennej, a ε jest wektorem składników losowych.

Modyfikacja powyższego modelu polegała na tym, że po prawej stronie równania obok stawek podatku rolnego obowiązujących w sąsiadujących gminach, włączono także dodatkowe zmienne kontrolne. W przypadku stawek podatków w gminach sąsiednich zastosowano podejście oparte na ich przestrzennym opóźnieniu o rok ($t-1$) oraz 2 lata ($t-2$). Naśladownictwo podatkowe zakłada, że polityka podatkowa przyjęta w danej gminie ustalana jest pod wpływem polityki podatkowej obowiązującej w sąsiadujących jednostkach. W efekcie reakcja na zmiany polityki podatkowej (w tym stawek podatków) w sąsiednich gminach następuje z pewnym opóźnieniem. Wykorzystano więc jednoroczne i dwuletnie opóźnienie, gdyż Ministerstwo Finansów publikuje stawki podatku rolnego od 2018 r. Dodatkowe zmienne kontrolne dotyczyły społeczno-ekonomicznej charakterystyki jednostki, tj. liczby ludności oraz współczynnika urbanizacji, a także

zamożności gminy (dochody własne na mieszkańca) oraz transferów z budżetu państwa (dotacje celowe i subwencja ogólna na mieszkańca).

WYNIKI BADAŃ

Zróźnicowanie stawek podatku rolnego

W latach 2018–2020 w Polsce¹ i w województwie wielkopolskim średnia cena skupu żyta oraz związana z nią stawka podatku rolnego systematycznie wzrastały (tab. 1). Jednakże rady gmin województwa wielkopolskiego w ramach przysługującego im władztwa podatkowego obniżały ceny skupu żyta obowiązujące na obszarze ich właściwości. W 2018 r. średnia stawka podatku rolnego w województwie wielkopolskim wynosiła 94,6% maksymalnej wartości. W kolejnych dwóch latach analizy było to odpowiednio: 93,0% oraz 91,8%. Mediana stawki podatku rolnego w latach 2018–2019 wynosiła 131,23 zł za hektar gruntów gospodarstwa rolnego, by w 2020 r. wzrosnąć do 140 zł. Odnotowano także nieznaczny wzrost odchylenia standardowego, co wskazuje na powolne różnicowanie się stawek badanego podatku w gminach województwa wielkopolskiego. Minimalna stawka podatku rolnego w całym badanym okresie wynosiła 82,5 zł za ha gruntów gospodarstw rolnych (2018 r. – gminy Ślesin i Rogoźno, 2019 r. i 2020 rok – Rogoźno). Gminy położone w centralnej oraz wschodniej Wielkopolsce generalnie miały niższe stawki podatku (ryc. 1). Najwyższe wartości (równe górnym granicom stawek dla Polski) miało w: 2018 r. – 120 gmin,

Tabela 1. Stawki podatku rolnego w gminach województwa wielkopolskiego w latach 2018–2020 (w zł za 1 ha gruntów gospodarstw rolnych)

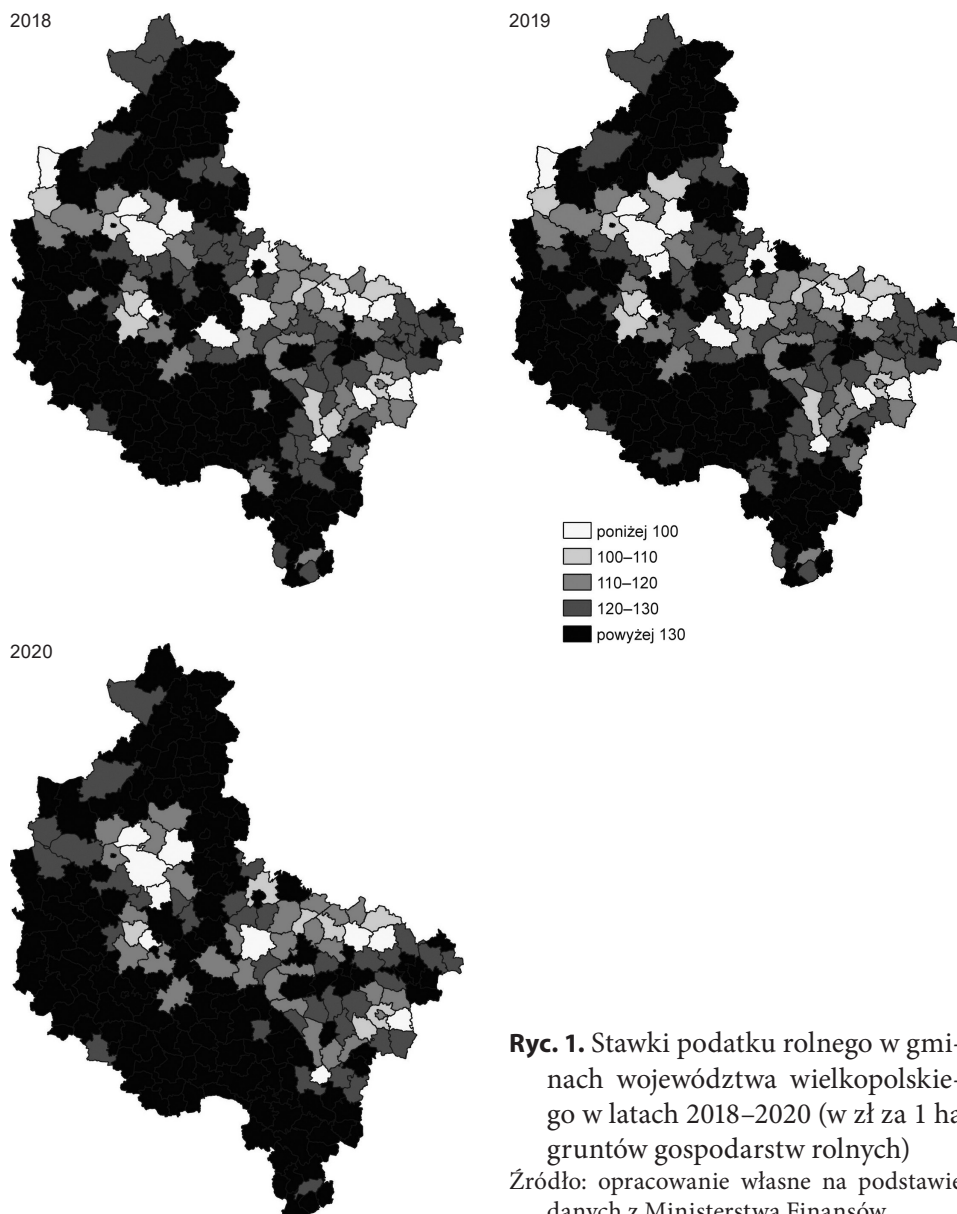
Rok	2018	2019	2020
Średnia	124,19	126,41	134,13
Mediana	131,23	131,23	140,00
Odchylenie standardowe	11,12	12,42	14,62
Minimum	82,50	82,50	82,50
Maksimum	131,23*	135,90*	146,15*
Średnia/stawka maksymalna	94,64%	93,02%	91,78%

* Maksymalne stawki podatku rolnego obowiązujące w województwie wielkopolskim w latach 2018–2020 były równe górnym granicom dopuszczalnych stawek tego podatku w Polsce.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Ministerstwa Finansów.

¹ Średnia cena skupu żyta za 1 q oraz maksymalna stawka podatku rolnego w Polsce wynosiły: 2018 – 52,49 zł oraz 131,23 zł; 2019 – 54,36 zł oraz 135,90 zł; 2020 – 58,46 zł oraz 146,15 zł.

2019 r. – 102 gmin, a w 2020 r. – 107 gmin. Liczba gmin stosujących maksymalne stawki podatku rolnego nieznacznie więc spadła. Gminy o wysokich stawkach podatku rolnego skupiały się głównie w północnej oraz południowo-zachodniej części województwa.



Ryc. 1. Stawki podatku rolnego w gminach województwa wielkopolskiego w latach 2018–2020 (w zł za 1 ha gruntów gospodarstw rolnych)

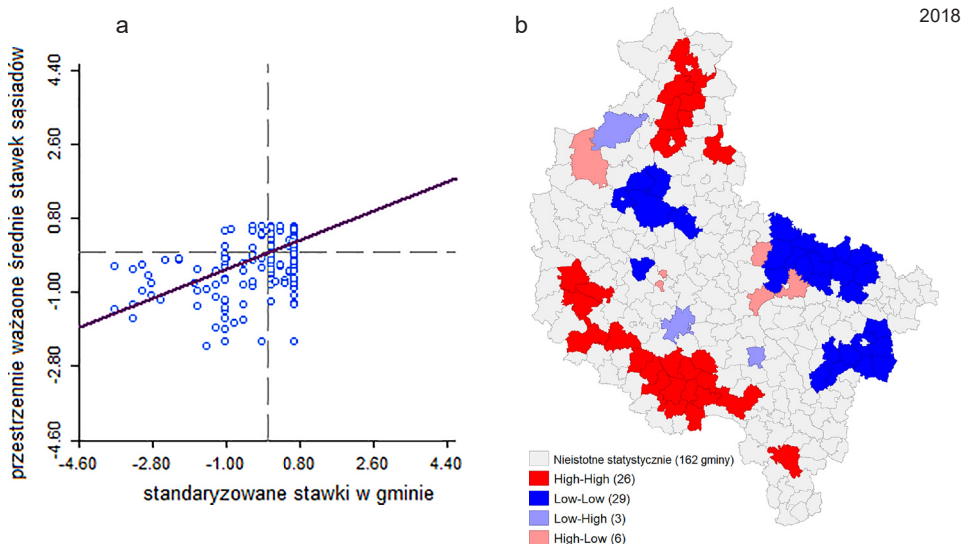
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Ministerstwa Finansów.

Autokorelacja przestrzenna stawek podatku rolnego

W badanym okresie wartości globalnego współczynnika autokorelacji przestrzennej Morana wzrastały i wyniosły w 2018 r. – 0,396, 2019 – 0,404 oraz 2020 – 0,469 (istotne statystycznie na poziomie 0,05). Wzrost siły autokorelacji przestrzennej świadczy o rosnącej zależności przestrzennej oraz tendencji do skupiania się gmin o podobnych stawkach podatku rolnego.

Analiza lokalnych statystyk Morana oparta na metodzie LISA pozwoliła wyróżnić charakterystyczne wzorce przestrzenne, które również mogą świadczyć o występujących zależnościach przestrzennych stawek podatku rolnego w województwie wielkopolskim (ryc. 2). Przede wszystkim należy wyróżnić dwa, powiększające się w badanym okresie, klastry wysokich stawek podatku rolnego (HH). Pierwszy zlokalizowany był w północnej części województwa i objął głównie małe gminy miejsko-wiejskie o niskim poziomie dochodów własnych. Drugi wystąpił w południowo-zachodniej części województwa. Tworzyły go również przede wszystkim gminy miejsko-wiejskie o niewielkiej liczbie ludności i przeciętnym poziomie dochodów własnych.

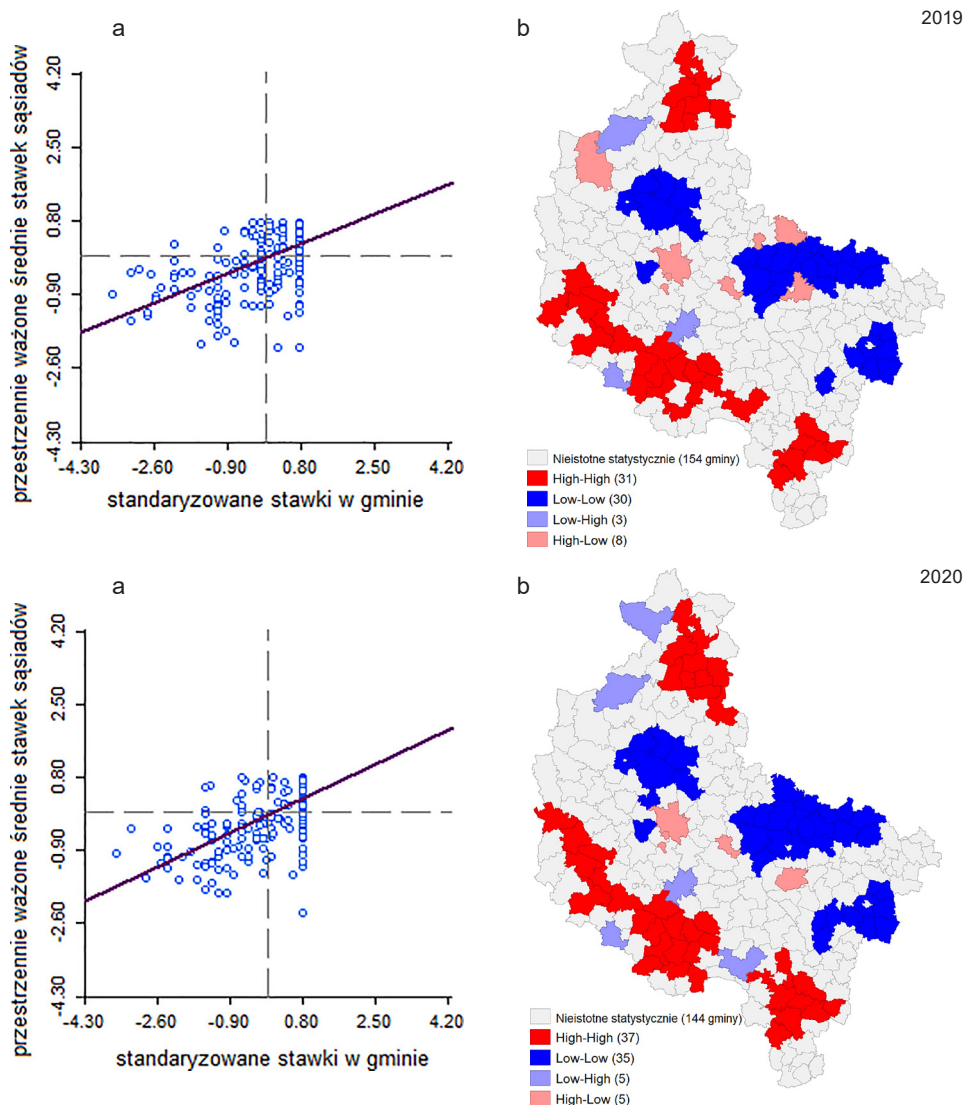
Klastry gmin o niskich stawkach podatku (LL) występowały w środkowej i wschodniej części województwa. Również one powiększały swój zasięg. Pierwsze skupisko gmin o niskich stawkach podatku rolnego objęło gminy po-



Ryc. 2. Wykresy punktowe Morana (a) oraz rozkład przestrzenny klastrów i obserwacji odstających (b) stawek podatku rolnego w gminach województwa wielkopolskiego w roku 2018

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Ministerstwa Finansów.

łożone w pobliżu Poznania (na północ od stolicy województwa). Kolejne, zlokalizowane we wschodniej Wielkopolsce, objęło głównie gminy, na których terenie wydobywany jest węgiel brunatny oraz które są atrakcyjne turystycznie (np. Kleczew, Powidz). Trzecie i ostatnie skupisko gmin o niskich stawkach podatku



Ryc. 2cd. Wykresy punktowe Morana (a) oraz rozkład przestrzenny klastrów i obserwacji odstających (b) stawek podatku rolnego w gminach województwa wielkopolskiego w latach 2019 i 2020

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Ministerstwa Finansów.

rolnego objęło niewielkie gminy wiejskie, położone w południowo-wschodniej Wielkopolsce.

Rozmieszczenie gmin, które odróżniają się od sąsiadów stawkami podatków, tworzy również charakterystyczny układ przestrzenny. Gminy typu HL, cechujące się wysokimi stawkami podatku rolnego, położone są we wschodniej Wielkopolsce, a więc w pobliżu klastrów LL. Z kolei gminy typu LH występują w północnej i południowej części województwa, towarzysząc klastrom typu HH. Liczba takich gmin nie była jednak duża, gdyż w 2019 r. było ich 11, a w 2020 r. – 10.

Modele regresji przestrzennej

W celu wstępnego określenia związków pomiędzy stawkami podatku rolnego w danej gminie a gminami sąsiadującymi obliczono współczynniki korelacji Pearsona (tab. 2). Wszystkie współczynniki korelacji okazały się dodatnie i istotne statystycznie, a siła związku pomiędzy badanymi zmiennymi była podobna, niezależnie od przyjętego opóźnienia przestrzennego. Potwierdza to prawidłowości, które dla lat 2009 i 2012 odnotowali Łukomska i Swianiewicz (2015). Wyniki te mogą świadczyć o występowaniu statystycznie istotnych związków pomiędzy wartościami stawek podatku rolnego w gminach województwa wielkopolskiego.

Tabela 2. Współczynniki korelacji Pearsona pomiędzy stawkami podatku rolnego w danej gminie a gminami sąsiadującymi

Stawki podatku rolnego w gminie	Średnia stawka podatku rolnego w gminach sąsiadujących – opóźnienie przestrzenne <i>t-1</i>	Średnia stawka podatku rolnego w gminach sąsiadujących – opóźnienie przestrzenne <i>t-2</i>
2019	0,57***	–
2020	0,61***	0,59***

*** – poziom istotności 0,001.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Ministerstwa Finansów.

W kolejnym kroku oszacowano modele regresji przestrzennej. Na początku stworzono modele, które jako zmienną objaśniającą miały wyłącznie stawki podatku rolnego obowiązujące w gminach sąsiadujących, a dopiero później do modelu włączono zmienne kontrolne. Zmienne kontrolne dotyczące liczby ludności, współczynnika urbanizacji, zamożności gminy oraz zależności od budżetu państwa miały pokazać, czy podobieństwo stawek podatku rolnego pomiędzy gminami województwa wielkopolskiego może być związane z naśladownictwem podatkowym czy też podobieństwem innych cech.

Modele regresji przestrzennej pokazały, że w analizowanym okresie w województwie wielkopolskim polityka podatkowa obowiązująca w danej jednostce,

była ustalana w znacznym stopniu pod wpływem polityki obowiązującej w sąsiadujących jednostkach (tab. 3). Stawki podatku rolnego przyjęte w danej gminie były istotnie statystycznie zależne od stawek przyjętych u sąsiadów. Niezależnie od tego, czy był to model dla jednorocznego czy dwuletniego opóźnienia przestrzennego ($t-1$ oraz $t-2$), gminy województwa wielkopolskiego reagowały na to, co dzieje się u sąsiadów. Może to więc świadczyć o występowaniu zjawiska naśladownictwa w zakresie podatku rolnego w województwie wielkopolskim. Wskazane prawidłowości są zgodne z wynikami badań Łukomskiej i Swianiewicza (2015), którzy wskazali, że stawki podatku rolnego zależą przede wszystkim od stawek tego podatku w gminach sąsiadujących.

Tabela 3. Modele regresji przestrzennej

Zmienna objaśniająca	2019		2020			
Stawki podatku rolnego w jednostkach sąsiadujących:						
– opóźnienie przestrzenne $t-1$	0,903***	0,866***	0,998***	0,961***	–	–
– opóźnienie przestrzenne $t-2$	–	–	–	–	1,111***	1,072***
Liczba ludności	–	0,000	–	0,000	–	0,000
Współczynnik urbanizacji	–	0,034	–	0,028	–	0,054
Zamożność gminy	–	–0,003**	–	–0,002*	–	–0,002*
Transfery z budżetu państwa	–	0,001	–	0,002	–	0,002
R ²	0,321	0,363	0,368	0,404	0,351	0,391

* – poziom istotności 0,05

** – poziom istotności 0,01

*** – poziom istotności 0,001

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów i BDL GUS.

Porównując modele regresji dla jednorocznego opóźnienia przestrzennego ($t-1$) z lat 2019 i 2020, należy zauważyć, że wartości współczynników determinacji wzrosły, niezależnie od tego, czy był to model zawierający tylko wartości stawek podatków u sąsiadów, czy też dodatkowo zmienne kontrolne opisujące sytuację społeczno-gospodarczą oraz finansową gmin. Ponadto w przypadku 2020 r. modele dla jednorocznego opóźnienia przestrzennego ($t-1$) miały wyższe wartości współczynników determinacji niż modele dla dwuletniego opóźnienia przestrzennego ($t-2$). W rezultacie lepsze dopasowanie modeli do danych, a co się z tym wiąże większą moc wyjaśniania miały modele z jednorocznym opóźnieniem przestrzennych ($t-1$) dla 2020 r. Pomimo że różnice te nie były zbyt duże, może to świadczyć o narastającym zjawisku upodobniania się stawek podatku rolnego. Jednakże ze względu na krótki okres analizy, konieczne są dalsze badania w tym zakresie.

Wprowadzone do modeli regresji przestrzennej zmienne kontrolne w większości przypadków okazały się nieistotne statystycznie. Zarówno model jedno-

rocznego opóźnienia przestrzennego ($t-1$) dla 2019, jak i modele jednorocznego i dwuletniego ($t-1$ oraz $t-2$) opóźnienia dla 2020 r. pokazały, że liczba ludności oraz współczynnik urbanizacji nie mają wpływu na wysokość stawek podatku rolnego w województwie wielkopolskim. Uzyskane wyniki różnią się od badania Łukomskiej i Swianiewicza (2015), którzy stwierdzili, że na wysokość stawek podatku rolnego w 2009 oraz 2012 r. wpływa liczba ludności gminy. Podobnie istotna we wszystkich modelach okazała się zmienna transfery z budżetu państwa. Stawka podatku rolnego w gminach województwa wielkopolskiego statystycznie nie zależy więc od wysokości kwot dotacji celowych i subwencji ogólnej z budżetu państwa. Istotna statystycznie okazała się zmienna zamożność gminy (dochody własne na mieszkańca). Był to jednak związek słabszy niż w przypadku stawek podatku rolnego u sąsiadów. Zależność ta miała charakter ujemny, co oznacza, że wzrost poziomu dochodów własnych na mieszkańca statystycznie powoduje obniżenie stawki podatku rolnego. Najwyższe dochody własne w Polsce osiągają największe aglomeracje miejskie i gminy rozmieszczone wokół nich, a także gminy, na których terenie eksploatowane są surowce mineralne, atrakcyjne turystycznie oraz położone wzdłuż zachodniej granicy Polski (Kossowski, Motek, 2021), czyli takie, w których rolnictwo odgrywa mniejszą rolę. Wcześniejsze badania Łukomskiej i Swianiewicza (2015) pokazały, że zamożność gminy nie ma wpływu na stawki podatku rolnego.

DYSKUSJA I WNIOSKI

Badania pozwoliły zidentyfikować występowanie współzależności przestrzennych stawek podatku rolnego w województwie wielkopolskim. Uzyskane wartości globalnego współczynnika autokorelacji przestrzennej kształtowały się na poziomie 0,396–0,469 i w badanym okresie dość szybko wzrastały. Natomiast analiza lokalnych statystyk Morana pozwoliła wyróżnić charakterystyczne wzorce przestrzenne, polegające na skupianiu się gmin o wysokich albo niskich stawkach podatku rolnego. Ze względu na brak analogicznych badań wykorzystujących autokorelację przestrzenną do określenia zależności przestrzennych stawek podatku rolnego, należy wskazać, że podobne prawidłowości, ale w odniesieniu do podatku od nieruchomości zauważyli m.in. Delgado i in. (2015), Małkowska i in. (2018, 2021), Ramajo i in. (2020), a także Trojanek i in. (2021).

Oszacowane parametry modeli regresji przestrzennej ujawniły, że stawki podatku rolnego przyjęte w danej gminie były istotnie statystycznie zależne od stawek obowiązujących w gminach sąsiadujących. Zarówno modele jednorocznego ($t-1$), jak i dwuletniego ($t-2$) opóźnienia przestrzennego wskazywały, że gminy województwa wielkopolskiego reagowały na to, co dzieje się u sąsiadów. Związek pomiędzy stawkami podatków w danej gminie a jej sąsiadami pozostawał cały czas istotny statystycznie, pomimo wprowadzenia do modeli regresji przestrzen-

nej dodatkowych zmiennych kontrolnych, które również mogły mieć wpływ na stawki podatku rolnego. Może to świadczyć o tym, że gminy, ustalając stawki podatku rolnego, biorą pod uwagę stawki obowiązujące w gminach sąsiadujących, a więc również – o występowaniu zjawiska naśladownictwa podatkowego. Spośród wprowadzonych do modeli zmiennych kontrolnych aż trzy – liczba ludności, współczynnik urbanizacji oraz transfery z budżetu państwa – były nieistotne statystycznie. Istotna statystycznie okazała się tylko jedna – zamożność gminy (dochody własne na mieszkańca). Statystycznie zmienna ta miała jednak mniejszą moc wyjaśniania niż stawki podatku rolnego u sąsiadów. Dodatkowo zależność ta była ujemna, co oznacza, że wzrost poziomu dochodów własnych na mieszkańca powoduje obniżenie stawek podatku rolnego. Świadczy to o tym, że w województwie wielkopolskim bardziej skłonne do obniżania stawek podatku rolnego były gminy o wyższych dochodach własnych, a więc przede wszystkim te, które są położone w pobliżu Poznania, atrakcyjne turystycznie czy na terenie których eksploatowane są surowce mineralne. Przeprowadzone przez Łukomską i Swianiewicza (2015) badania również wskazują, że stawki podatku rolnego zależą przede wszystkim od stawek tego podatku w gminach sąsiadujących. Różnice dotyczą pozostałych zmiennych wpływających na stawki podatku rolnego. Łukomska i Swianiewicz (2015) stwierdzili, że wysokość stawek podatku rolnego w latach 2009 oraz 2012 zależała od liczby ludności gminy i jednocześnie nie wykazywała związku z zamożnością gminy. Rozbieżności te mogą wynikać z innych podejść badawczych (m.in. zastosowanych w niniejszym artykule opóźnień przestrzennych, wykorzystania faktycznych stawek podatków, a nie wskaźników opartych na dochodach i skutkach obniżenia maksymalnych stawek podatku rolnego), zmian w polityce podatkowej gmin czy też ich sytuacji finansowej. Problematyka ta wymaga dalszych badań m.in. poprzez rozszerzenie ich na całą Polskę, wydłużenie okresu analizy lub włączenie dodatkowych zmiennych kontrolnych. Dostępnych jest jednak wiele badań odnoszących się do podatku od nieruchomości, które zawierają silne dowody na występowanie istotnych statystycznie związków pomiędzy stawkami tego podatku w danej gminie a gminami sąsiadującymi, co może świadczyć o występowaniu zjawiska naśladownictwa podatkowego. Dla Polski takie dowody przedstawili: Łukomska i Swianiewicz (2015), Małkowska i in. (2021), Trojanek i in. (2021), a w literaturze zagranicznej m.in. Solé-Ollé (2003), Allers i Elhorst (2005), Sedmihradská i Bakos (2016) czy też Ly i Paty (2020).

W literaturze przedstawia się dwa zasadnicze teoretyczne wyjaśnienia występowania zjawiska naśladownictwa podatkowego. Pierwsze dotyczy konkurencji o mobilną bazę podatkową, a drugie konkurencji porównawczej. Badania przeprowadzone przez Łukomską i Swianiewicza (2015) wskazują, że wyjaśnienia zjawiska naśladownictwa w zakresie podatku rolnego należy doszukiwać się w koncepcji konkurencji porównawczej. Zagadnienie to jest ważne i interesujące,

dłatego wymaga dalszych badań m.in. z wykorzystaniem podejść zastosowanych do analizy podatku od nieruchomości (np. Delgado i in., 2015; Ferraresi, 2020; Małkowskai i in., 2021).

LITERATURA

- Allers M., Elhorst P. (2005). Tax Mimicking and Yardstick Competition Among Local Governments in the Netherlands. *International Tax and Public Finance*, 12: 493–513.
- Anselin L. (1995). Local Indicators of Spatial Association–LISA. *Geographical Analysis*, 27(2): 93–115.
- Anselin L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Baskaran T. (2014). Identifying Local Tax Mimicking with Administrative Borders and a Policy Reform. *Journal of Public Economics*, 118: 41–51.
- Besley T., Case A. (1995). Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition. *The American Economic Review*, 85, 1: 25–45.
- Bivand R. (1980). Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii. W: Z. Chojnicki (red.), *Analiza regresji w geografii*, Poznań: PWN, s. 23–38.
- Brueckner J.K. (2003). Strategic interaction among governments: an overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, 26(2): 175–188.
- Buettner T. (2001). Local business taxation and competition for capital: the choice of the tax rate. *Regional Science and Urban Economics*, 31: 215–245.
- Delgado F.J., Lago-Peñas S., Mayor M. (2015). On the Determinants of Local Tax Rates: New Evidence from Spain. *Contemporary Economic Policy*, 33: 351–68.
- Ferraresi M. (2020). Political cycles, spatial interactions and yard stick competition: evidence from Italian cities. *Journal of Economic Geography*, 20: 1093–1115.
- Głębocki B., Kacprzak E., Kossowski T. (2018). Identyfikacja typów rolnictwa Polski z uwzględnieniem zależności przestrzennych. *Studia KPZK*, 183: 315–330.
- Hauptmeier S., Mittermeier F., Rincke J. (2012). Fiscal competition over taxes and public inputs: theory and evidence. *Regional Science and Urban Economics*, 42: 407–419.
- Janeba E., Osterloh S. (2013). Tax and the City – A Theory of Local Tax Competition. *Journal of Public Economics*, 106: 89–100.
- Kopczewska K. (2010). Modele zmian stopy bezrobocia w ujęciu przestrzennym. *Wiadomości Statystyczne*, 5: 26–40.
- Kossowski T., Motek P. (2021). Zróżnicowanie i polaryzacja przestrzenna dochodów własnych gmin. *Wiadomości Statystyczne*, 66, 8: 1–23.
- Leprince M., Madiès T., Paty S. (2007). Business tax interactions among local governments: an empirical analysis of the French case. *Journal of Regional Science*, 47: 603–621.
- Ly T., Paty S. (2020). Local taxation and tax base mobility: Evidence from France. *Regional Science and Urban Economics*, 82: 103430.
- Lyytikäinen T. (2012). Tax competition among local governments: evidence from a property tax reform in Finland. *Journal of Public Economics*, 96: 584–595.

- Łukomska J., Swianiewicz P. (2015). *Polityka podatkowa władz lokalnych w Polsce*. Warszawa: Municipium SA.
- Małkowska A., Telega A., Głuszak M., Marona B. (2018). Spatial interdependence in property taxation: the case of Polish municipalities. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 13, 2: 265–283.
- Małkowska A., Telega A., Głuszak M., Marona B. (2021). Spatial diversification of property tax policy – Searching for yardstick competition in Polish metropolitan areas. *Land Use Policy*, 109: 105613.
- Moran P.A.P. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1–2): 17–23.
- Oates W.E. (1972). *Fiscal Federalism*, New York: Harcourt, Brace, Jovanovich.
- Ramajo J., Ricci-Risquete A., Jerez L., Hewings G. (2020). Impacts of Neighbors on Local Tax Rates: A Space-Time Dynamic Panel Data Analysis. *International Regional Science Review*, 43(1–2): 105–127.
- Salmon P. (1987). Decentralization as an incentive scheme. *Oxford Review of Economic Policy*, 3, 2: 24–43.
- Sedmíhradská L., Bakos E. (2016). Municipal Tax Autonomy and Tax Mimicking in Czech Municipalities, *Lex Localis – Journal of Local Self-Government*, 14(1): 75–92.
- Solé-Ollé A. (2003). Electoral accountability and tax mimicking: the effects of electoral margins, coalition government, and ideology. *European Journal of Political Economy*, 19: 685–713.
- Swianiewicz P., Łukomska J. (2016). Local tax competition in Poland? *Miscellanea Geographica*, 20(3): 37–43.
- Tiebout Ch.M. (1956). A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy*, 64 (5): 416–424.
- Tobler W.R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46(sup1.): 234–240.
- Trojanek M., Kisiała W., Trojanek R. (2021). Do local governments follow their neighbours' tax strategies? Tax mimicking amongst Polish municipalities. *Land Use Policy*, 108: 105576.
- Wilson J. (1986). A theory of interregional tax competition, *Journal of Urban Economics*, 19: 296–315.
- Wilson J., Wildasin D. (2004). Capital tax competition: bane or boon. *Journal of Public Economics*, 88: 1065–1091.
- Zodrow G.R., Mieszkowski P. (1986). Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods. *Journal of Urban Economics*, 19: 356–370.