

# Determinanty samodzielności finansowej powiatów

Paweł Galiński<sup>a</sup>, Beata Jackowska<sup>b</sup>

**Streszczenie.** Samodzielność finansowa jednostek samorządu terytorialnego (JST) oznacza swobodę dysponowania zgromadzonymi środkami publicznymi, co wpływa na jakość życia wspólnoty lokalnej. Celem badania omówionego w artykule jest identyfikacja czynników oddziałujących na prawdopodobieństwo poprawy samodzielności finansowej powiatów. Badaniem objęto 314 powiatów (pominięto miasta na prawach powiatu), dla których uzyskano dane z Banku Danych Lokalnych GUS i z bilansów skonsolidowanych JST opracowywanych przez Ministerstwo Finansów za lata 2019 i 2021. Na podstawie udziału dochodów własnych w dochodach powiatu ogółem wyodrębniono cztery stopnie samodzielności finansowej. Do identyfikacji determinant samodzielności finansowej powiatów oraz do oszacowania prawdopodobieństwa jej poprawy zastosowano wielomianową regresję logistyczną dla zmiennej mierzonej na skali porządkowej. Na podstawie danych za 2019 r. skonstruowano model proporcjonalnych szans, a dane za 2021 r. wykorzystano do weryfikacji jakości modelu. Z badania wynika, że szansa poprawy samodzielności finansowej powiatu zwiększa się wraz ze zwiększaniem się gęstości zaludnienia oraz poziomu przedsiębiorczości mierzonej liczbą przedsiębiorstw przypadających na mieszkańca i nakładami inwestycyjnymi przedsiębiorstw przypadającymi na mieszkańca oraz ze zmniejszaniem się: stopy bezrobocia, liczby uczniów w szkołach ponadpodstawowych przypadających na mieszkańca, odsetka dzieci, na które rodzice otrzymują zasiłek rodzinny, oraz odsetka osób w wieku poprodukcyjnym.

**Słowa kluczowe:** powiat, jednostka samorządu terytorialnego, JST, samodzielność finansowa, wielomianowa porządkowa regresja logistyczna, model proporcjonalnych szans

**JEL:** C51, C52, E60, H72

## Determinants of the financial independence of powiats in Poland

**Abstract.** The financial independence of local government units (LGUs) means the freedom to control the accumulated public funds, which ultimately affects the quality of life of the local community. The aim of the study discussed in this article is to identify the factors influencing the probability of improving the financial independence of powiats (Polish administrative units equivalent to counties). The study covered 314 powiats (cities with powiat status were not included) for which data for the years 2019 and 2021 were obtained from the Local Data Bank of Statistics Poland and from consolidated balance sheets of LGUs for the years 2019 and 2021, prepared by the Ministry of Finance. Four degrees of financial independence were distinguished on the basis of the share of powiats' own revenues in their total revenues. The multinomial logistic regression for a variable measured on an ordinal scale was applied to

<sup>a</sup> Uniwersytet Gdański, Wydział Zarządzania, Polska / University of Gdańsk, Faculty of Management, Poland.  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9407-4515>. E-mail: [pawel.galinski@ug.edu.pl](mailto:pawel.galinski@ug.edu.pl).

<sup>b</sup> Uniwersytet Gdański, Wydział Zarządzania, Polska / University of Gdańsk, Faculty of Management, Poland.  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2617-0150>. Autor korespondencyjny / Corresponding author,  
e-mail: [beata.jackowska@ug.edu.pl](mailto:beata.jackowska@ug.edu.pl).

identify the determinants of financial independence and to estimate the probability of its improvement. A proportional odds model was constructed on the basis of data from 2019, while the data from 2021 were used to validate the model. Research shows that the odds of achieving improvement in the powiats' financial independence is positively affected by: growing population density and the level of entrepreneurship measured by the number of enterprises *per capita*, as well as increasing investment outlays of enterprises *per capita*, while negatively by: a growing unemployment rate and number of students in secondary schools *per capita*, as well as by an increasing percentage of children whose parents receive family benefits and people of a post-working age.

**Keywords:** powiat, county, local government unit, LGU, financial independence, ordinal logistic regression, proportional odds model

## 1. Wprowadzenie

Samodzielność finansowa jest jednym z najważniejszych aspektów funkcjonowania jednostek samorządu terytorialnego (JST; Dziemianowicz i in., 2018, s. 208). Wpływa istotnie na miejsce i rolę tego sektora w systemie finansów publicznych oraz w całej gospodarce (Uryszek, 2015, s. 5). To istota i kluczowa wartość samorządności terytorialnej. Chociaż samodzielność finansowa oznacza swobodę dysponowania gromadzonymi środkami publicznymi (Piotrowska-Marczak, 1997, s. 19), nawet gdy pochodzą z budżetu państwa, to przede wszystkim utożsamiana jest z dochodami własnymi.

W ramach trójstopniowej struktury samorządu terytorialnego określone atrybuty samodzielności finansowej dotyczą samorządu powiatowego. Wykonuje on zadania publiczne o charakterze ponadgminnym w zakresie infrastruktury społecznej (np. oświata, ochrona zdrowia i opieka społeczna), technicznej (np. sieci dróg), porządku publicznego i bezpieczeństwa, ochrony środowiska i zagospodarowania przestrzennego bądź działań organizatorskich. Jego zadaniem jest także rozwiązywanie lokalnych problemów, np. przeciwdziałanie bezrobociu (Chojna-Duch, 2017, s. 320; Dolnicki, 2016, s. 358–359), co oddziałuje na jakość życia i funkcjonowanie gospodarki na danym obszarze. Istnieje zatem ścisły związek pomiędzy wielkością i strukturą dochodów budżetowych powiatów a zakresem i jakością zadań realizowanych przez nie w ramach samodzielnie pełnionych funkcji publicznych. Z tego powodu ważne są badania nad czynnikami determinującymi samodzielność finansową tych jednostek. Celem badania omawianego w artykule jest identyfikacja czynników oddziałujących na prawdopodobieństwo poprawy samodzielności finansowej powiatów.

## 2. Przegląd literatury

Samodzielność finansowa jest jednym z elementów kształtujących kondycję finansową JST, rozumianą jako stan finansów jednostki samorządowej, który zapewnia ciągłość świadczenia usług, czyli terminowość wywiązywania się ze zobowiązań

w warunkach utrzymywania równowagi finansowej (Kotlińska i in., 2022, s. 369–375). Wyraża się w przyznaniu JST prawa i zdolności do samodzielnego prowadzenia gospodarki finansowej (Szołno-Koguc, 2021, s. 12) w ramach dochodów tych jednostek i realizowanych zadań.

W literaturze przedmiotu istnieją różne podejścia do pomiaru i oceny samodzielności finansowej, w zależności od tego, czy do kategorii dochodów własnych włącza się (zgodnie z art. 3 ust. 1 Ustawy z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego) wpływy z podatków centralnych, tj. podatku dochodowego od osób fizycznych (PIT) i podatku dochodowego od osób prawnych (CIT), czy też się je z nich wyłącza. Wpływy z podatków centralnych traktuje się wraz z subwencją ogólną i dotacjami celowymi jako dochody uzupełniające (Denek, 2011, s. 510) bądź jako instrumenty równoważenia budżetów JST (Ruśkowski i Salachna, 2003, s. 11). Odmienność podejść powoduje, że określa się dwie kategorie dochodów własnych, tj. *sensu largo*, z włączeniem wpływów z udziałów w PIT i CIT (Ruśkowski, 2012, s. 847), oraz *sensu stricto*, z wyłączeniem tych wpływów z uwagi na brak możliwości decydowania o ich wprowadzaniu lub określania elementów konstrukcji prawnej, np. ustalania podmiotu i przedmiotu opodatkowania, wysokości stawek bądź ulg i umorzeń podatkowych (Ruśkowski, 2007, s. 182; Szołno-Koguc, 2021, s. 15).

Należy zaznaczyć, że w strukturze dochodów własnych *sensu largo* powiatów dominują wpływy z tytułu udziału w PIT. W 2019 r. stanowiły one 50,8% dochodów własnych, a w 2021 r. – 50,5%. Bezpośrednie oddziaływanie władz samorządowych na wielkość tych wpływów jest ograniczone ze względu na władztwo podatkowe w zakresie PIT przypisane organom publicznym szczebla centralnego. Jednak powiaty mogą samodzielnie decydować o tym, jak rozdysponują wpływy z PIT (Patrzałek i in., 2019, s. 126). Szersze ujęcie uwzględnia prawnie zagwarantowaną możliwość samodzielnego decydowania o przeznaczeniu dochodów (w tym wpływów z PIT i CIT), a węższe odnosi się do dysponowania środkami uzyskiwanymi we własnym zakresie. W tym drugim przypadku wyłącza się więc transfery z budżetu państwa wraz z udziałami w podatkach centralnych (Kornberger-Sokołowska, 2001, s. 50). Pomimo zbliżonego charakteru środków pochodzących z PIT i CIT oraz dotacji budżetowych wskazuje się, że wzrost tych pierwszych wpływa na podwyższenie poziomu autonomii fiskalnej (Blöchliger i Petzold, 2009, s. 3; Jemna i in., 2013, s. 51–52; Maličká, 2021, s. 675). Niektórzy badacze oddzielają tego typu dochody od dotacji (Kim, 2013, s. 54), co wynika m.in. z tego, że polityka prowadzona przez władze samorządowe oddziałuje na bazę podatkową, a w rezultacie – na wpływy z PIT i CIT. Ukazywane jest w ten sposób pośrednie oddziaływanie samodzielności finansowej na wielkość środków z podatków centralnych (Sobczyk i Budzeń, 2022, s. 135).

Samodzielność finansowa jest identyfikowana z władztwem finansowym, tj. władztwem dochodowym i wydatkowym, dlatego wyróżnia się jej dwie podstawowe sfery: dochodową oraz wydatkową (Surówka, 2013, s. 21–22). Samodzielność dochodowa jest związana z możliwością określania wielkości i struktury dochodów samorządu terytorialnego, a zatem oznacza swobodę w kształtowaniu danin publicznych, np. poprzez ustalanie stawek podatków i opłat, ulg, zwolnień czy umarzanie zaległości podatkowych (Uryszek, 2015, s. 5). Samodzielność wydatkowa wynika ze zdolności do dobrowolnego określania wielkości i zakresu wydatków, a w konsekwencji – zadań publicznych. Jej istotnym ograniczeniem jest zlecenie organom samorządowym – przez organy publiczne wyższego szczebla – określonego katalogu zadań do wykonania bez przekazywania odpowiednich środków, np. w postaci dotacji (Kosek-Wojnar i Surówka, 2007, s. 83–84). W tym przypadku wskazuje się, że duża samodzielność wydatkowa zapewnia JST wysoki poziom zarówno dochodów własnych (wraz z udziałami w PIT i CIT), jak i subwencji ogólnej, którymi mogą na mocy prawa swobodnie dysponować (Szołno-Koguc, 2021, s. 13). Jednak sposób wydatkowania dochodów subwencyjnych jest również w znacznym stopniu narzucony z uwagi na dominujący udział części oświatowej i realizowanie zadań oświatowych (Kubalski, 2018, s. 19).

Wpływy z PIT i CIT w ramach dochodów własnych *sensu largo* mogą być przeznaczane na pokrycie wkładu własnego w programach i projektach unijnych, oddziałujących na jakość życia, bądź na spłatę długu. W tym drugim przypadku wskazuje się, że im wyższy udział dochodów własnych w strukturze dochodów ogółem, tym większa samodzielność w zakresie opracowywania i realizowania polityki zadłużania się przez JST (Patrzalek, 2011, s. 186).

Samodzielność finansową można zatem rozumieć jako zasadę dotyczącą gwarantowania dochodów, dokonywania wydatków oraz określania w granicach prawa metod i form działania, która jest realizowana poprzez samodzielne podejmowanie uchwał budżetowych (Chojna-Duch, 2017, s. 288). Uwzględniając opisane powyżej uwarunkowania, badacze wykorzystują do oceny samodzielności finansowej (bądź jej sfer dochodowej i wydatkowej) m.in. relacje:

- dochodów własnych *sensu largo* do dochodów ogółem;
- dochodów własnych *sensu stricto* do dochodów ogółem;
- dochodów własnych *sensu largo* i subwencji ogólnej do dochodów ogółem;
- dochodów własnych *sensu largo* i subwencji ogólnej pomniejszonej o część oświatową do dochodów ogółem;
- dochodów własnych *sensu largo* do wydatków ogółem;
- pewnych kategorii dochodów własnych, w szczególności określonych podatków, do dochodów ogółem;
- wydatków ogółem do PKB bądź wydatków publicznych (Jastrzębska, 2012, s. 56; Kowalczyk, 2017, s. 122; Wyszowska, 2018, s. 196–203).

Dochody własne są często traktowane jako wyznacznik bogactwa JST. Uznaje się, że ich wysokość oddziałuje na rozwój lokalny, wielkość inwestycji oraz swobodę w kształtowaniu własnej polityki finansowej (Hok, 2015, s. 123–124). Wpływają zatem na jakość życia wspólnot lokalnych. Dostępne są również wyniki badań empirycznych, według których istnieją pozytywne związki pomiędzy poziomem samodzielności dochodowej a tempem wzrostu gospodarczego, jak również wynikami edukacyjnymi na danym obszarze bądź infrastrukturą (Kopańska i in., 2018, s. 188–189).

### 3. Metoda badania

#### 3.1. Przedmiot i zakres badania

Badaniem objęto 314 powiatów (z pominięciem miast na prawach powiatu), dla których uzyskano dane za lata 2019 i 2021. Determinanty samodzielności finansowej zidentyfikowano na podstawie danych za 2019 r., a dane za 2021 r. posłużyły do weryfikacji zaobserwowanych prawidłowości. Rok 2019 wybrano dlatego, że był to pierwszy rok po wyborach samorządowych przeprowadzonych w 2018 r., więc na sytuację budżetową analizowanych jednostek w mniejszym stopniu oddziaływały decyzje o charakterze politycznym (w literaturze przedmiotu wskazuje się na tego typu związki – zob. Galiński, 2021). Do weryfikacji jakości modelu wybrano 2021 r., ponieważ dane za ten rok były najnowszymi dostępnymi w czasie badania. Dane potrzebne do konstrukcji potencjalnych predyktorów samodzielności finansowej powiatów pobrano z Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS<sup>1</sup> oraz z bilansów skonsolidowanych JST opracowywanych przez Ministerstwo Finansów (MF, 2020, 2022).

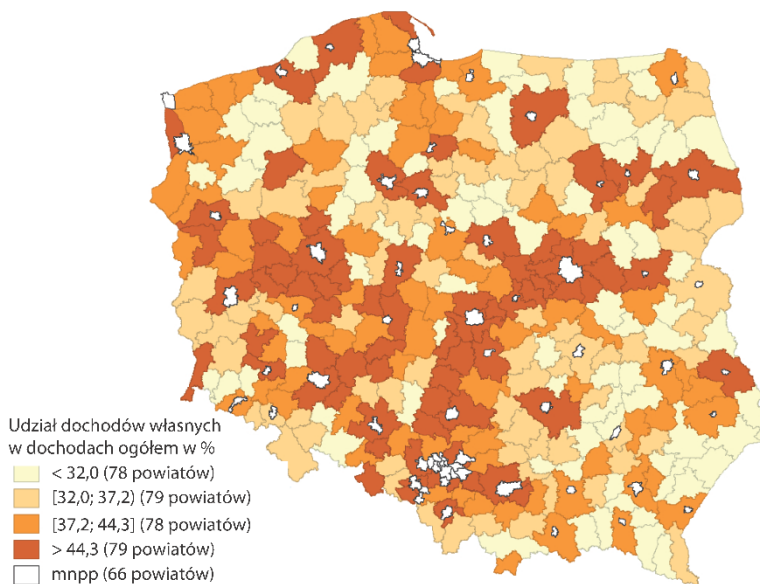
Za miarę samodzielności finansowej powiatu przyjęto udział dochodów własnych *sensu largo* w dochodach ogółem<sup>2</sup>, informujący o władztwie danej jednostki w zakresie kreowania i generowania dochodów własnych oraz o swobodzie dysponowania tymi dochodami (Dylewski, 2009, s. 196). Intencją było przyjęcie wskaźnika uwzględniającego zarówno dochodową, jak i wydatkową sferę samodzielności finansowej. Posłużono się kwartyłami do wyodrębnienia czterech stopni samodzielności finansowej (mapa). Kategorie samodzielności finansowej przyjęto za zmienną objaśnianą z dwóch powodów. Po pierwsze klasyfikacja według stopni samodzielności finansowej może być narzędziem stosowanym w celach prognostycznych przy planowaniu polityki rozwojowej na danym obszarze (oszacowanie ciągłego wskaźnika nie daje informacji o sytuacji danej jednostki na tle innych), a wyodrębnienie tylko kilku grup ułatwia ocenę sytuacji i podejmowanie decyzji. Po drugie zastosowany

<sup>1</sup> bdl.stat.gov.pl.

<sup>2</sup> Alternatywnym wskaźnikiem w tym badaniu mógłby być udział dochodów własnych w wydatkach ogółem, który jest silnie skorelowany z przyjętym wskaźnikiem udziału dochodów własnych w dochodach ogółem (współczynnik korelacji Pearsona wynosi 0,96).

model logitowy zmiennej porządkowej pozwala na interpretację z wykorzystaniem pojęcia ilorazu szans.

**Mapa.** Powiaty według stopnia samodzielności finansowej w Polsce w 2019 r.



Uwaga. mnpp – miasta na prawach powiatu (nie są przedmiotem badania).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL i MF (2020).

Kierując się literaturą przedmiotu oraz wiedzą ekspercką, wybrano 13 zmiennych jako potencjalne predyktory samodzielności finansowej powiatów. Zaprezentowano je w zestawieniu wraz uzasadnieniem ich wyboru.

Do oszacowania szansy na przejście do wyższych kategorii samodzielności finansowej w zależności od cech społeczno-gospodarczych, demograficznych i organizacyjnych charakteryzujących powiaty zastosowano model proporcjonalnych szans. Zbudowano go na podstawie danych z 2019 r., a następnie zweryfikowano jego jakość na danych z 2021 r. Podstawowe statystyki dla potencjalnych predyktorów zostały zamieszczone w tabl. 1. Na tym etapie z dalszych analiz wykluczono odsetek osób w wieku produkcyjnym, ponieważ nie różnicuje on powiatów (współczynnik zmienności wyniósł 1,8%)<sup>3</sup>. Dla pozostałych zmiennych odnotowano współczynnik zmienności powyżej 10%.

<sup>3</sup> Ze zbioru potencjalnych predyktorów usunięto te o niewielkiej zmienności, dla których współczynnik zmienności był mniejszy od 10% (Panek, 2009, s. 20).

**Zestawienie potencjalnych predyktorów samodzielności finansowej powiatów**

Zmienne i ich oznaczenie	Charakter <sup>a</sup>	Opis
<b>Wskaźniki społeczno-gospodarcze</b>		
Wielkość aktywów ogółem w mln zł <i>aktywa</i>	stymulanta	Z badania Siregara i Pratiwi (2017, s. 65–70) wynika, że wielkość JST, mierzona poziomem wartości aktywów, pozytywnie oddziałuje na samodzielność finansową samorządu terytorialnego.
Przeciętne wynagrodzenie brutto w powiecie do średniej krajowej w % <i>wynagr_brutto_do_krajowej</i>	stymulanta	Poziom wynagrodzeń w powiecie wpływa na wysokość wpływów z tytułu udziału w PIT, czyli głównej kategorii dochodów własnych. Czynnikiem ten określa możliwość mieszkańców danej jednostki (Patrzalek, 2019, s. 92–93).
Stopa bezrobocia w % <i>stopa_bezrob</i>	destymulanta	Wysokość stopy bezrobocia oddziałuje z jednej strony na wydajność fiskalną PIT, a z drugiej strony – na konieczność ponoszenia wydatków związanych ze wsparciem socjalnym, usztywniając tym samym strukturę budżetu. Czynnikiem ten determinuje zatem bazę podatkową (Patrzalek, 2019, s. 89).
Zarejestrowani bezrobotni długookresowi (ponad rok bez pracy) do bezrobotnych ogółem w % <i>bezrob_dlugookr_na_100_bezrob</i>	destymulanta	Wzrost odsetka bezrobotnych długookresowych wśród bezrobotnych świadczy o nasilaniu się presji na ograniczanie bazy podatkowej oraz określonych dysfunkcji społeczno-gospodarczych oddziałujących na dochody z PIT bądź wydatki socjalne.
Liczba przedsiębiorstw przypadających na 100 mieszkańców <i>przedsięb_na_100_miesz</i>	stymulanta	Wskaźnik określający poziom lokalnej przedsiębiorczości, która determinuje dochody budżetowe JST oraz strukturę wydatków (Galiński, 2021, s. 408).
Nakłady inwestycyjne przedsiębiorstw w tys. zł przypadające na mieszkańca <i>ni_przedsięb_na_miesz</i>	stymulanta	Nakłady inwestycyjne przedsiębiorstw mogą być wykorzystywane do wyjaśniania kształtowania się PKB w powiatach (Ciolek, 2017, s. 63–64), a zatem są czynnikiem opisującym aktywność gospodarczą na danym obszarze.
Odsetek dzieci w wieku do 17 lat, na które rodzice otrzymują zasiłek rodzinny <i>odsetek_dzieci_zasilek</i>	destymulanta	Wskaźnik wykorzystywany w ocenie obszarów zdegradowanych w sferze społecznej (Jadach-Sepiolo i Spadlo, 2019, s. 100), co może determinować zarówno politykę dochodową, jak i politykę wydatkową JST, a więc jej samodzielność finansową. Przybliża wiedzę na temat jakości życia rozumianej jako całokształt warunków życia ocenianych w kategoriach obiektywnych i subiektywnych (Zborowski i in., 2009, s. 136).
<b>Wskaźniki demograficzne</b>		
Ludność przypadająca na 1 km <sup>2</sup> <i>ludnos_na_km2</i>	stymulanta	Istnieją badania ukazujące związki pomiędzy wielkością dochodów powiatów a gęstością zaludnienia (Kozła, 2015, s. 151), tj. czynnikiem wpływającym na wydajność fiskalną określonych źródeł dochodów własnych. W latach 2019 i 2021 odnotowano silny pozytywny związek pomiędzy ludnością przypadającą na 1 km <sup>2</sup> a udziałem wpływów z PIT w dochodach ogółem, mierzony współczynnikiem korelacji Pearsona, który wyniósł odpowiednio 0,6713 i 0,6753.

a Zakozenie.

**Zestawienie potencjalnych predyktorów samodzielności finansowej powiatów (dok.)**

Zmienne i ich oznaczenie	Charakter <sup>a</sup>	Opis
<b>Wskaźniki demograficzne (dok.)</b>		
Liczba osób w wieku poprodukcyjnym przypadająca na 100 osób w wieku produkcyjnym <i>wiek_poprod_na_100_prod</i>	destymulanta	Struktura demograficzna oddziałuje zarówno na dochody budżetu, tj. poziom wydajności fiskalnej, jak i na wydatki budżetu, np. wpływy podatkowe – związane z osobami w wieku produkcyjnym, wydatki na ochronę zdrowia (Skóbel i in., 2022, s. 2 i 11) – związane w dużej mierze z osobami w wieku poprodukcyjnym. W konsekwencji kształtowanie się struktury demograficznej oddziałuje na swobodę w gromadzeniu i rozdysponowywaniu środków publicznych. Struktura ta jest również efektem konkurencyjności danego obszaru i wpływa na stabilność fiskalną samorządu terytorialnego powiązaną z samodzielnością finansową.
Odsetek osób w wieku produkcyjnym <i>odsetek_prod</i>	stymulanta	
Odsetek osób w wieku poprodukcyjnym <i>odsetek_poprod</i>	destymulanta	
Liczba uczniów szkół ponadpodstawowych przypadających na 100 mieszkańców <i>ucz_pp_na_100_miesz</i>	destymulanta	Dane dotyczą szkół ponadpodstawowych, w tym policealnych i ponadpodstawowych specjalnych. W przypadku powiatów zadania edukacyjne sprawdzają się do „prowadzenia przede wszystkim szkół ponadpodstawowych i szkół specjalnych oraz ośrodków szkolno-wychowawczych” (Najwyższa Izba Kontroli [NIK], 2022, s. 5). Liczba uczniów szkół ponadpodstawowych, z uwagi na brak rejonizacji, związana jest z ofertą szkół prowadzonych przez samorząd powiatowy. W powiatach wydatki na oświatę (działy: 801 i 854) stanowią główną kategorię rozdysponowywanych środków publicznych (Galiński, 2021, s. 310) i są uzależnione przede wszystkim od liczby uczniów. Z uwagi na prawne wymogi realizacji zadań edukacyjnych wydatki na ten cel cechują się małą elastycznością, przez co usztywniają wydatkową stronę budżetu (MF, 2015, s. 4). W latach 2019 i 2021 pokrycie wydatków na oświatę przez część oświatową subwencji ogólnej wynosiło odpowiednio 79,3% i 78,9%. Dodatkowo wydatki na oświatę pokrywane są ze środków dotacji z budżetu państwa na realizację zadań oświatowych, które przykładowo w 2019 r. wynosiły 6,8% wydatków na oświatę (NIK, 2022, s. 9). Powstała luka finansowa może być pokryta z udziału powiatów w PIT (Kubalski, 2019, s. 10); władze samorządowe mogą na nią wpływać (Zięba i Tobor, 2019, s. 7 i 21). W 2019 r. udział wydatków inwestycyjnych na oświatę w wydatkach na oświatę ogółem wynosił 5,7%.
<b>Sprawność instytucjonalna</b>		
Odsetek radnych z wyższym wykształceniem <i>odsetek_radnych_wyz</i>	stymulanta	Zmienna uwzględniana w badaniach w celu opisania sprawności instytucjonalnej w procesie funkcjonowania JST (Marks-Bielska i in., 2017, s. 26–27). W literaturze podkreśla się, że na samodzielność finansową JST wpływa m.in. rozwój instytucjonalny państwa (Dziemianowicz i in., 2018, s. 210).

a Założenie.

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeglądu literatury przedmiotu.



**Tabl. 1.** Podstawowe statystyki dla potencjalnych predyktorów opisujących powiaty

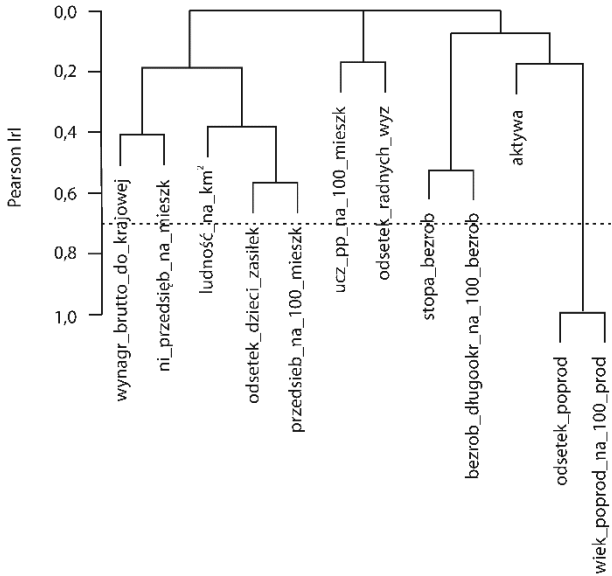
Zmienne	2019		2021	
	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe
<i>aktywa</i> .....	243,81	159,99	286,94	177,82
<i>wynagr_brutto_do_krajowej</i> .....	83,61	9,23	84,85	8,94
<i>stopa_bezrob</i> .....	7,60	3,87	8,72	4,48
<i>bezrob_dlugokr_na_100_bezrob</i> .....	36,75	8,18	45,75	8,16
<i>przedsięb_na_100_mieszk</i> .....	9,39	2,23	10,24	2,22
<i>ni_przedsięb_na_mieszk</i> .....	3,64	4,48	3,70	2,96
<i>odsetek_dzieci_zasilek</i> .....	32,51	8,15	23,83	7,22
<i>ludnosc_na_km<sup>2</sup></i> .....	101,12	79,03	99,94	81,10
<i>wiek_poprod_na_100_prod</i> .....	34,26	3,97	37,22	4,55
<i>odsetek_prod</i> .....	60,85	1,11	59,07	1,08
<i>odsetek_poprod</i> .....	20,81	2,15	21,95	2,38
<i>ucz_pp_na_100_mieszk</i> .....	3,31	1,29	3,38	1,32
<i>odsetek_radnych_wyz</i> .....	78,59	9,75	78,85	9,78

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL i MF (2020, 2022).

Przed zbudowaniem modelu sprawdzono, czy zmienne niezależne nie są nadmiernie skorelowane<sup>4</sup>. Nadmierną korelację ( $r = 0,991$ ) odnotowano tylko w przypadku jednej pary zmiennych: odsetka osób w wieku poprodukcyjnym oraz liczby osób w wieku poprodukcyjnym przypadających na 100 osób w wieku produkcyjnym. Odrzucono drugą z tych zmiennych. Dla pozostałych par zmiennych wartość bezwzględna współczynnika korelacji Pearsona była mniejsza od 0,6. Stopień podobieństwa pomiędzy grupami zmiennych został zobrazowany na dendogramie (wykr. 1), na którym przedstawiono wyniki grupowania hierarchicznego z wykorzystaniem macierzy wartości bezwzględnych współczynnika korelacji Pearsona jako macierzy podobieństwa (Harrell, 2015, s. 329–340).

<sup>4</sup> Przyjęto umowne kryterium nadmiernego skorelowania  $|r| > 0,7$  dla współczynnika  $r$  korelacji liniowej Pearsona (Anderson i in., 2017, s. 703).

**Wykr. 1.** Hierarchiczne grupowanie zmiennych niezależnych metodą kompletnego połączenia (najdalszego sąsiedztwa) z użyciem wartości bezwzględnej współczynnika korelacji Pearsona jako miary podobieństwa



Uwaga. Linia przerywana wskazuje poziom  $|r|=0,7$  wartości bezwzględnej współczynnika korelacji Pearsona.  
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL i MF (2020).

### 3.2. Model proporcjonalnych szans

W omawianym badaniu stopień samodzielności finansowej jest zmienną objaśnianą  $Y$  mierzoną w skali porządkowej, mającą cztery poziomy  $Y = 1, 2, 3, 4$ , gdzie 1 oznacza najniższy, a 4 – najwyższy stopień samodzielności. Do modelowania tak zdefiniowanej zmiennej można wykorzystać wielomianową porządkową regresję logistyczną (ang. *ordinal logistic regression*), uwzględniającą naturalny porządek zmiennej zależnej  $Y = 1, 2, \dots, m$ , gdzie  $m \geq 2$ . Idea modelu regresji tego typu opiera się na tym, że dowolny poziom zmiennej objaśnianej  $j = 2, 3, \dots, m$  można potraktować jako punkt podziału na dwie rozłączne kategorie i otrzymać zmienną dychotomiczną<sup>5</sup>

$$Y_j = \begin{cases} 1 & \text{dla } Y \geq j \\ 0 & \text{dla } Y < j \end{cases} \quad \text{dla } j = 2, 3, \dots, m, \quad (1)$$

<sup>5</sup> Dla poziomu  $j$  można dokonać dychotomizacji na kilka alternatywnych sposobów, tak że badanym zdarzeniem będzie  $Y \geq j$  lub  $Y > j$ , lub  $Y \leq j$ , lub  $Y < j$ . W literaturze i komputerowych pakietach statystycznych stosowane są różne podejścia w tym zakresie. Matematyczną postać modelu można łatwo przekształcić do postaci uwzględniającej jeden z wymienionych sposobów dychotomizacji. Przy wyborze sposobu dychotomizacji można kierować się dogodnością interpretacji szansy przejścia do wyższych kategorii czy też szansy przejścia do niższych kategorii.

dla której – analogicznie do dwumianowego modelu logitowego – można wyznaczyć szansę oraz iloraz szans zdarzenia polegającego na tym, że  $Y \geq j$ .

Niech  $p_j = P(Y \geq j|\mathbf{X})$  dla  $j=1, 2, \dots, m$  oznacza prawdopodobieństwo tego, że zmienna  $Y$  znajduje się co najmniej na  $j$ -ym poziomie, pod warunkiem że zmienne objaśniające  $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_k)$  przyjęły określone wartości. Dla ustalonego  $\mathbf{X}$  spełniona jest nierówność

$$1 = P(Y \geq 1|\mathbf{X}) \geq P(Y \geq 2|\mathbf{X}) \geq \dots \geq P(Y \geq m|\mathbf{X}). \quad (2)$$

W badanym zagadnieniu szansa<sup>6</sup> (ang. *odds*) wystąpienia poziomu  $j$  lub wyższego (przy ustalonych wartościach zmiennych objaśniających) jest wyrażona wzorem

$$\frac{p_j}{1 - p_j} = \frac{P(Y \geq j|\mathbf{X})}{1 - P(Y \geq j|\mathbf{X})} = \frac{P(Y \geq j|\mathbf{X})}{P(Y < j|\mathbf{X})} \quad \text{dla } j = 2, 3, \dots, m. \quad (3)$$

Niech  $OR(Y \geq j)$  oznacza iloraz szans (ang. *odds ratio*) dla dwóch jednostek badania różniących się wartościami zmiennych objaśniających. Przy założeniu proporcjonalnych szans

$$OR(Y \geq 2) = OR(Y \geq 3) = \dots = OR(Y \geq m), \quad (4)$$

tzn. gdy wartość ilorazu szans nie zależy od wyboru punktu podziału  $j = 2, 3, \dots, m$ , wielomianowy porządkowy model logitowy, nazywany modelem proporcjonalnych szans (ang. *proportional odds model*), można zapisać za pomocą  $m - 1$  równań postaci

$$\ln\left(\frac{p_j}{1 - p_j}\right) = \alpha_j + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \quad \text{dla } j = 2, 3, \dots, m \quad (5)$$

lub po przekształceniu

$$p_j = \frac{\exp(\alpha_j + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_j + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})} \quad \text{dla } j = 2, 3, \dots, m, \quad (6)$$

gdzie:

$\alpha_j$  – wyrazy wolne w poszczególnych równaniach,

$\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)^T$  – wektor współczynników regresji jednakowych dla każdego równania, niezależnych od poziomu  $j$  (Williams, 2006, s. 59).

Lewa strona równania (5) nazywana jest *logitem*, a prawa – *predyktorem liniowym*.

<sup>6</sup> Szansa jest definiowana jako iloraz prawdopodobieństwa wystąpienia badanego zdarzenia oraz prawdopodobieństwa niewystąpienia tego zdarzenia.

Z równania (5) można wyznaczyć wzór na szansę, że zmienna  $Y$  będzie znajdować się na co najmniej  $j$ -ym poziomie:

$$\frac{p_j}{1 - p_j} = \exp(\alpha_j + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \quad \text{dla } j = 2, 3, \dots, m. \quad (7)$$

W modelu proporcjonalnych szans iloraz szans dla dwóch jednostek różniących się wartościami zmiennych objaśniających wynosi zatem

$$OR(Y \geq j) = \frac{\frac{p_j^{(1)}}{1 - p_j^{(1)}}}{\frac{p_j^{(2)}}{1 - p_j^{(2)}}} = \frac{\exp(\alpha_j + \mathbf{X}^{(1)}\boldsymbol{\beta})}{\exp(\alpha_j + \mathbf{X}^{(2)}\boldsymbol{\beta})} = \exp((\mathbf{X}^{(1)} - \mathbf{X}^{(2)})\boldsymbol{\beta}) \quad (8)$$

i nie zależy od wyboru punktu podziału  $j$ . W szczególności gdy jednostki różnią się wartością tylko jednej zmiennej objaśniającej, która wynosi  $X_i + 1$  dla jednostki z licznika  $OR$  oraz  $X_i$  dla jednostki z mianownika  $OR$ , iloraz szans (8) wynosi  $OR(Y \geq j) = \exp(\beta_i)$ . Jeżeli wartość zmiennej niezależnej  $X_i$  rośnie, to szansa się zmienia (rośnie, gdy  $\beta_i > 0$ , a maleje, gdy  $\beta_i < 0$ ) w takim samym tempie dla każdego poziomu  $j$ , lecz krzywe logistyczne dla poszczególnych poziomów  $j$  są przesunięte równoległe względem siebie z powodu różnych wyrazów wolnych. Istotność statystyczną parametrów strukturalnych  $\beta_i$  zweryfikowano za pomocą testu Walda.

W porządkowym modelu logitowym predyktory są liniowo związane z logarytmem szansy, a zatem powinien być zachowany porządek  $Y$  względem każdego predyktora. Założenie to zostało sprawdzone metodą graficzną za pomocą wykresu średnich wartości predyktora w kolejnych kategoriach zmiennej objaśnianej (powinna być zachowana ścisła monotoniczność). Graficznie można także sprawdzić założenie proporcjonalnych szans, porównując na wykresie dla kolejnych kategorii  $Y$  obserwowane średnie wartości predyktora z wartościami oczekiwanymi tego predyktora  $E(X | Y = j)$ , wyznaczonymi w modelach jednoczynnikowych przy założeniu proporcjonalnych szans (Harrell, 2015, s. 312).

Dodatkowo założenie proporcjonalnych szans dla wielomianowego porządkowego modelu logitowego zostało formalnie zweryfikowane za pomocą testu Branta (Brant, 1990). Poprawność matematycznej postaci modelu, tzn. liniowego związku zmiennych niezależnych z logitem, oceniono za pomocą link testu Pregibona, w którym sprawdzana jest istotność dodatkowej zmiennej objaśniającej będącej kwadratem predyktora liniowego. Test przeprowadza się dla nowego modelu z dwiema zmiennymi niezależnymi wyznaczanymi jako prognozowane wartości

predyktora liniowego w oryginalnym modelu oraz kwadrat tych wartości (Deb i in., 2017, s. 58–59; Pregibon, 1980, s. 23).

Dokonano wewnętrznej i zewnętrznej oceny jakości modelu. Do wewnętrznej oceny jakości wykorzystano metodę bootstrapową (do korekty błędu systematycznego miar jakości modelu) i kalibrację modelu (wykresy kalibracyjne prawdopodobieństwa przewidywanego względem prawdopodobieństwa skalibrowanego metodą bootstrapową). W metodzie bootstrapowej posłużono się 100 replikacjami oryginalnego zbioru danych (losowanymi ze zwracaniem). Zastosowano także zewnętrzną ocenę jakości modelu, polegającą na zbadaniu, czy model dopasowany do danych z jednego roku sprawdza się dla danych z innego roku. Jakość modelu została oceniona za pomocą miar: pseudo- $R^2$  Cragga-Uhlera<sup>7</sup>, Brier score<sup>8</sup> i indeksu C<sup>9</sup>. Zweryfikowano także przesunięcie (ang. *intercept*) i nachylenie (ang. *slope*)<sup>10</sup> linii kalibracji (na zbiorze, na którym dopasowany jest model, *intercept* = 0 oraz *slope* = 1; Harrell, 2015, s. 109–110, 114–115, 259–264, 318).

W obliczeniach i prezentacji graficznej posłużono się językiem programowania R z pakietami *rms*, *ordinal*, *MASS*, *brant*, *pROC* i *car*.

#### 4. Wyniki badania

Wyselekcjonowane zmienne poddano ocenie jako potencjalne predyktory samodzielności finansowej powiatów w Polsce. W tym celu skonstruowano jednoczynnikowe wielomianowe porządkowe logitowe modele (tabl. 2). W przypadku zmiennej wielkość aktywów – ze względu na szeroki zakres wartości – dokonano transformacji logarymicznej (*log2\_aktywa*)<sup>11</sup>. Największą zdolnością predykcyjną (zob. indeks C w tabl. 2) charakteryzowały się zmienne stopa bezrobocia oraz odsetek dzieci, na które rodzice otrzymują zasiłek rodzinny, natomiast nieistotny statystycznie okazał się odsetek radnych z wyższym wykształceniem.

<sup>7</sup> Miary typu pseudo- $R^2$  to miary dopasowania oparte na wiarygodności otrzymanego modelu oraz modelu bez żadnych zmiennych objaśniających. Przyjmują wartości z przedziału [0, 1] (im wyższa wartość, tym model lepiej dopasowany).

<sup>8</sup> Brier score – miara dokładności predykcji prawdopodobieństwa, wyznaczana jako średni kwadratowy błąd różnicy między prognozowanym prawdopodobieństwem a rzeczywistą wartością zmiennej  $Y_j$ , informującą, czy zdarzenie wystąpiło (0–1). Miara przyjmuje wartości z przedziału [0, 1] (im niższa wartość, tym lepsza zdolność predykcyjna).

<sup>9</sup> Indeks C (ang. *concordance index*) – miara dyskryminacji równoważna AUC (ang. *area under a receiver operating characteristic curve*) dla zagadnienia binarnego. Miara jest nieunormowana i przyjmuje wartości z przedziału [0,5; 1] (im wyższa wartość, tym lepsza zdolność dyskryminacyjna). Unormowanym odpowiednikiem tej miary jest wskaźnik Somersa.

<sup>10</sup> Warto dodać, że skorygowana wartość tego współczynnika może być wykorzystana w celu dostosowania modelu do użytku w przyszłości (Steyerberg, 2019, s. 270 i 299), np. do korekty parametrów strukturalnych modelu.

<sup>11</sup> Zastosowano logarytm zmiennej  $X_i$  przy podstawie 2, co umożliwiła dogodną interpretację ilorazu szans, tzn. jeżeli zmienna  $X_i$  wzrosło dwukrotnie przy pozostałych zmiennych ustalonych, to  $OR(Y \geq j) = \exp(\beta_i)$ .

**Tabl. 2.** Ocena potencjalnych predyktorów samodzielności finansowej powiatów w jednoczynnikowych wielomianowych logitowych modelach porządkowych dla 2019 r.

Zmienne	Iloraz szans	Test Walda <i>p-value</i>	pseudo- $R^2$	Brier score	Indeks C
<i>stopa_bezrob</i> .....	0,7553	<0,0001	0,2687	0,1992	0,7228
<i>odsetek_dzieci_zasilek</i> .....	0,8781	<0,0001	0,2600	0,2034	0,7100
<i>przedsięb_na_100_mieszk</i> .....	1,4601	<0,0001	0,1765	0,2125	0,6782
<i>ni_przedsięb_na_mieszk</i> .....	1,2259	<0,0001	0,0982	0,2241	0,6749
<i>ludnosc_na_km<sup>2</sup></i> .....	1,0108	<0,0001	0,1473	0,2229	0,6429
<i>wynagr_brutto_do_krajowej</i> .....	1,0641	<0,0001	0,0828	0,2337	0,6379
<i>ucz_pp_na_100_mieszk</i> .....	0,5839	<0,0001	0,1397	0,2290	0,6353
<i>bezrob_dlugookr_na_100_bezrob</i> .....	0,9469	<0,0001	0,0639	0,2407	0,6090
<i>odsetek_poprod</i> .....	0,8392	0,0001	0,0484	0,2401	0,5919
<i>log2_aktywa</i> .....	1,3744	0,0117	0,0214	0,2452	0,5523
<i>odsetek_radnych_wyz</i> .....	1,0115	0,2700	0,0041	0,2497	0,5219

Uwaga. Predyktory uporządkowano według wartości indeksu C.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL i MF (2020).

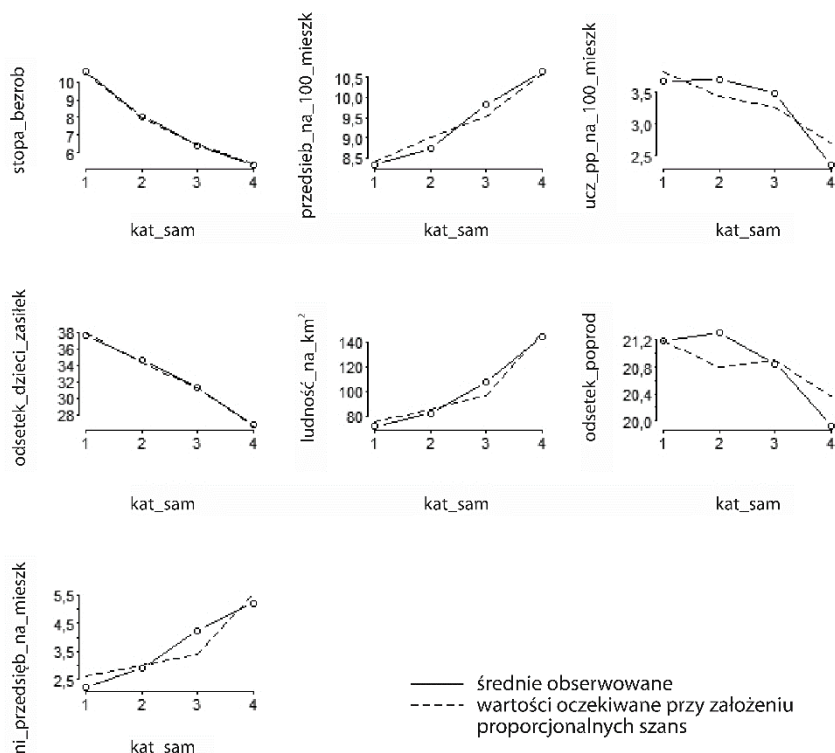
Model wieloczynnikowy zbudowany za pomocą metody krokowej wstecznej, minimalizującej kryterium informacyjne Akaikego (AIC), zawiera siedem predyktorów samodzielności finansowej powiatów (tabl. 3). Zmienne objaśniające w modelu nie są współliniowe (największa wartość współczynnika VIF = 1,8). Szansa poprawy samodzielności finansowej zwiększa się wraz ze wzrostem liczby przedsiębiorstw przypadających na 100 mieszkańców, nakładów inwestycyjnych przedsiębiorstw w tys. zł przypadających na mieszkańca i liczby ludności przypadającej na 1 km<sup>2</sup> oraz wraz ze spadkiem stopy bezrobocia, liczby uczniów szkół ponadpodstawowych przypadających na 100 mieszkańców, odsetka dzieci, na które rodzice otrzymują zasiłek rodzinny, i odsetka osób w wieku poprodukcyjnym.

**Tabl. 3.** Wyniki estymacji wielomianowego porządkowego modelu logitowego stopnia samodzielności finansowej powiatów w 2019 r.

Zmienne	Ocena $b_i$	Błąd standardowy oceny $b_i$	Test Walda <i>p-value</i>	Iloraz szans	Test Branta <i>p-value</i>
<i>stopa_bezrob</i> .....	-0,2674	0,0387	<0,0001	0,7654	0,8579
<i>przedsięb_na_100_mieszk</i> .....	0,2410	0,0692	0,0005	1,2725	0,2505
<i>ni_przedsięb_na_mieszk</i> .....	0,0598	0,0379	0,1150	1,0616	0,3212
<i>ucz_pp_na_100_mieszk</i> .....	-0,8630	0,1059	<0,0001	0,4219	0,1556
<i>odsetek_dzieci_zasilek</i> .....	-0,0626	0,0225	0,0054	0,9393	0,7914
<i>ludnosc_na_km<sup>2</sup></i> .....	0,0044	0,0021	0,0385	1,0044	0,7370
<i>odsetek_poprod</i> .....	-0,1905	0,0580	0,0010	0,8265	0,7041
Wyraz wolny, gdy $Y \geq 2$ .....	9,9852	2,0006	<0,0001	.	.
Wyraz wolny, gdy $Y \geq 3$ .....	8,1692	1,9789	<0,0001	.	.
Wyraz wolny, gdy $Y \geq 4$ .....	6,1886	1,9499	0,0015	.	.

Uwaga.  $b_i$  – parametr strukturalny modelu;  $Y$  – stopień samodzielności. Test ilorazu wiarygodności dla modelu:  $p$ -value < 0,0001. Test Branta dla wszystkich zmiennych:  $p$ -value = 0,5607.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL i MF (2020).

**Wykr. 2.** Zmienne objaśniające według kategorii samodzielności finansowej powiatów (kat\_sam)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL i MF (2020).

Z graficznej analizy średnich wartości pojedynczych zmiennych, które znalazły się w modelu wieloczynnikowym (wykr. 2), wynika, że jedynie w przypadku zmiennych odsetek osób w wieku poprodukcyjnym oraz liczba uczniów szkół ponadpodstawowych przypadających na 100 mieszkańców na dwóch najniższych poziomach samodzielności średnie wartości tych predyktorów nie są zróżnicowane i występują odstępstwa od założenia proporcjonalnych szans. W pozostałych przypadkach zachowany jest porządek (linie ciągłe) oraz wyraźnie spełnione jest założenie proporcjonalnych szans (linie przerywane) – idealnie w przypadku zmiennych stopa bezrobocia oraz odsetek dzieci, na które rodzice otrzymują zasiłek rodzinny. Ponadto wyniki testu Branta (ostatnia kolumna tabl. 3) wskazują, że w rozpatrywanym modelu nie ma podstaw do odrzucenia założenia proporcjonalnych szans łącznie i dla każdej zmiennej z osobna. Wobec tego zdecydowano się na pozostawienie w modelu wszystkich siedmiu zmiennych objaśniających. Nie ma także podstaw do odrzucenia hipotezy o liniowym związku między zmiennymi niezależnymi a logi-

tem: w przypadku link testu Pregibona współczynnik przy kwadracie prognozowanych wartości predyktora liniowego okazał się statystycznie nieistotny (tabl. 4).

**Tabl. 4.** Weryfikacja poprawności matematycznej postaci modelu – link test Pregibona

Zmienna	Ocena $b_i$	Błąd standardowy oceny $b_i$	Test Walda $p$ -value
$g(\hat{\mu})$ .....	0,9785	0,1441	<0,0001
$g^2(\hat{\mu})$ .....	0,0055	0,0307	0,8567
Wyraz wolny, gdy $Y \geq 2$ .....	0,0036	0,1749	0,9836
Wyraz wolny, gdy $Y \geq 3$ .....	-1,8078	0,2086	<0,0001
Wyraz wolny, gdy $Y \geq 4$ .....	-3,7932	0,2890	<0,0001

Uwaga.  $g(\hat{\mu})$  – prognozowane wartości predyktora liniowego;  $b_i$  – parametr strukturalny modelu;  $Y$  – stopień samodzielności.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL i MF (2020).

Model charakteryzuje się bardzo dobrą jakością, potwierdzoną w wewnętrznej ocenie jakości metodą bootstrapową, w wyniku której skorygowane miary jakości modelu pogorszyły się tylko nieznacznie (zob. indeks  $C^{12}$ , pseudo- $R^2$  i Brier score w tabl. 5).

**Tabl. 5.** Wyniki oceny jakości modelu metodą bootstrapową na zbiorze danych za 2019 r. (ocena wewnętrzna)

Miary	Zbiór oryginalny	Zbiór uczący	Zbiór testowy	Optymizm <sup>a</sup>	Miara skorygowana
Indeks C .....	0,8454	0,8501	0,8433	0,0068	0,8386
Pseudo- $R^2$ .....	0,5723	0,5813	0,5630	0,0183	0,5540
Brier score .....	0,1331	0,1303	0,1356	-0,0053	0,1384
Intercept .....	0,0000	0,0000	0,0082	-0,0082	0,0082
Slope .....	1,0000	1,0000	0,9545	0,0455	0,9545

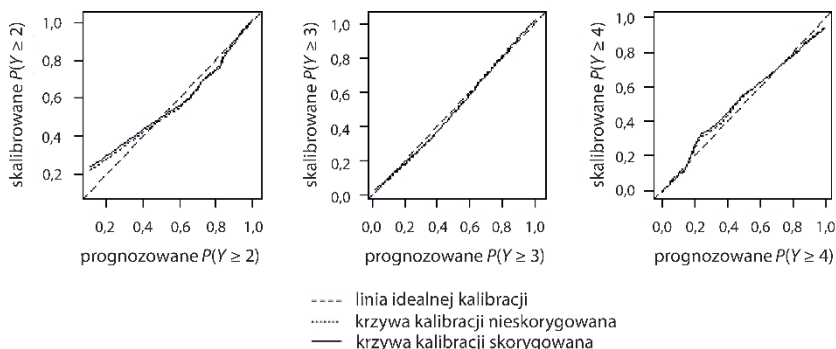
a Różnica między wartościami miary otrzymanymi na zbiorach uczącym i testowym.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL i MF (2020).

Wykresy kalibracyjne prawdopodobieństwa przewidywanego względem prawdopodobieństwa skalibrowanego metodą bootstrapową (wykr. 3) wskazują na bardzo dobre skalibrowanie prawdopodobieństw uzyskanych z modelu, co potwierdzają także skorygowane wartości wyrazu wolnego i współczynnika kierunkowego użyte do kalibracji (zob. tabl. 5, gdzie *intercept* oraz *slope* na zbiorze testowym niewiele odbiegają od odpowiednio 0 i 1). Ponadto średnia absolutna różnica między prognozowanymi a skalibrowanymi prawdopodobieństwami  $P(Y \geq 2)$ ,  $P(Y \geq 3)$  i  $P(Y \geq 4)$  wynosi odpowiednio 0,029, 0,015 i 0,026, a 9. decyl tej różnicy – 0,055, 0,027 i 0,056.

<sup>12</sup> Wartość indeksu C powyżej 0,8 świadczy o bardzo dobrej jakości predykcyjnej modelu. Wartość powyżej 0,9 jest rzadko obserwowana w praktyce (Hosmer i Lemeshow, 2000, s. 162).



**Wykr. 3.** Krzywe kalibracji otrzymane metodą bootstrapową z wygładzaniem lowess dla zbioru danych za 2019 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL i MF (2020).

Dodatkowo przeprowadzono zewnętrzną ocenę jakości modelu, polegającą na zbadaniu, czy model dopasowany do danych z 2019 r. sprawdza się dla danych z 2021 r. W przypadku porządkowej zmiennej objaśnianej w 2021 r. zastosowano dwa podejścia do progów podziału na kategorie udziału dochodów własnych w dochodach ogółem: (1) stałe progi w obu latach na poziomie kwartyli z 2019 r. i (2) stała zasada ustalania progów na poziomie kwartyli w danym roku. Jakość predykcyjna i dopasowanie modelu do danych z 2021 r. okazały się bardzo dobre w obu podejściach (zob. indeks C, pseudo- $R^2$  i Brier score w tabl. 6). Wartości prawdopodobieństw otrzymane z modelu dla danych z 2021 r. w podejściu (1) okazały się nieskalibrowane, a w podejściu (2) można je uznać za skalibrowane (zob. *intercept* i *slope* w tabl. 6 i na wykr. 4).

**Tabl. 6.** Wyniki oceny jakości modelu na zbiorze danych za 2021 r. (ocena zewnętrzna)

Miary	Zbiór uczący z 2019 r.	Zbiór testowy z 2021 r.	
		(1)	(2)
Indeks C .....	0,8454	0,8602	0,8550
Pseudo- $R^2$ .....	0,5723	0,4876	0,5110
Brier score .....	0,1331	0,1507	0,1465
<i>Intercept</i> .....	0,0000	-0,8713	-0,2087
<i>Slope</i> .....	1,0000	1,0316	0,9182
<i>p-value</i> <sup>a</sup> .....	.	<0,0001	0,2583

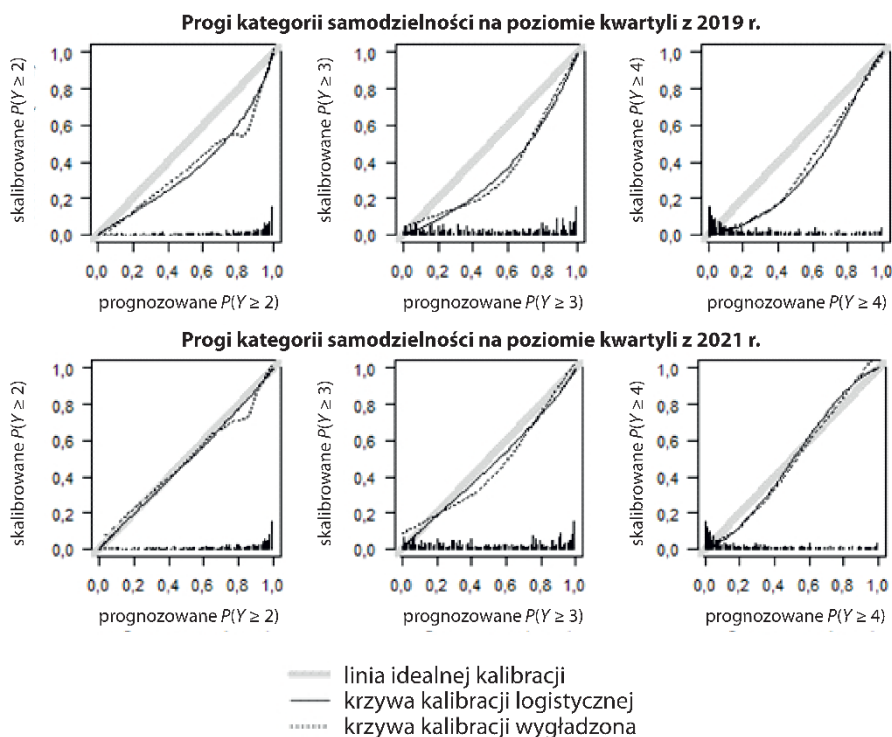
a Test dla *intercept* = 0 i *slope* = 1.

Uwaga. Progi kategorii samodzielności na poziomie kwartyli: (1) z 2019 r., (2) z 2021 r.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BDL i MF (2020, 2022).

Wykresy kalibracyjne prawdopodobieństwa przewidywanego względem prawdopodobieństwa skalibrowanego na zbiorze testowym z 2021 r. (wykr. 4) obrazują niepoprawną kalibrację w przypadku progów samodzielności na poziomie kwartyli z 2019 r. oraz dobrą kalibrację w przypadku tych progów na poziomie kwartyli z 2021 r. W drugim przypadku średnia absolutna różnica między prognozowanymi a skalibrowanymi prawdopodobieństwami  $P(Y \geq 2)$ ,  $P(Y \geq 3)$  i  $P(Y \geq 4)$  wynosi odpowiednio 0,033, 0,054 i 0,040, a 9. decyl tej różnicy wynosi odpowiednio 0,081, 0,115 i 0,082. Otrzymany model jest odpowiedni do objaśniania kategorii wyodrębnionych na podstawie miejsca zajmowanego w rozkładzie badanej wielkości, tu – na podstawie kwartyli, a nie na podstawie progów stałych w czasie. Model służy zatem do oceny prawdopodobieństwa znalezienia się jednostki w określonym położeniu względem innych jednostek.

**Wykr. 4.** Krzywe kalibracji dla zbioru danych za 2021 r.



Uwaga. Krzywe kalibracji zostały dopasowane metodą regresji logistycznej i metodą nieparametryczną wygładzania lowess. W dolnej części pół wykresów znajdują się histogramy prawdopodobieństw skalibrowanych metodą regresji logistycznej.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL i MF (2020, 2022).

Zaletą modeli logitowych jest możliwość interpretacji z wykorzystaniem ilorazu szans. Biorąc pod uwagę proporcjonalność szans, można stwierdzić, że wzrost stopy bezrobocia o 1 p.proc. zmniejsza szansę poprawy samodzielności finansowej powiatu średnio o 23,5% *ceteris paribus* (c.p.). Poziom lokalnej przedsiębiorczości jest ważny dla samodzielności finansowej powiatów: jeżeli na 100 mieszkańców przybędzie jedno przedsiębiorstwo, to szansa na przejście do wyższych kategorii samodzielności finansowej wzrośnie średnio o 27,3% c.p., a wzrost nakładów inwestycyjnych przedsiębiorstw o 1 tys. zł na mieszkańca zwiększy tę szansę średnio o 6,2% c.p. Dodatkowy uczeń szkoły ponadpodstawowej na każde 100 mieszkańców powiatu zmniejsza szansę znalezienia się powiatu w wyższych kategoriach samodzielności finansowej średnio o 57,8% c.p. Wzrost o 1 p.proc. odsetka dzieci, na które rodzice otrzymują zasiłek rodzinny, zmniejsza szansę na poprawę samodzielności finansowej powiatu średnio o 6,1% c.p. Zasoby i struktura ludności także wpływają na szansę znalezienia się powiatu w wyższych kategoriach samodzielności finansowej: większa o 10 osób liczba ludności przypadającej na 1 km<sup>2</sup> oznacza zwiększenie tej szansy średnio o 4,5% c.p., a większy o 1 p.proc. odsetek osób w wieku poprodukcyjnym – jej zmniejszenie średnio o 17,3% c.p.

## 5. Podsumowanie

Samodzielność finansowa jest podstawowym wyznacznikiem kondycji finansowej JST. Sprowadza się ona do możliwości oddziaływania na określone źródła dochodów i swobodę rozdysponowywania zgromadzonych środków, a więc dochodów własnych, na których wielkość mogą bezpośrednio bądź pośrednio oddziaływać decyzje organów władzy samorządowej.

Do oceny stopnia samodzielności finansowej powiatów w zależności od czynników społeczno-gospodarczych i demograficznych w badaniu omówionym w niniejszym artykule zaproponowano wielomianową regresję logistyczną dla zmiennej mierzonej w skali porządkowej. Takie podejście ma kilka zalet. Utworzenie zmiennej objaśnianej o kilku wariantach, określających stopnie samodzielności finansowej, pozwala w czytelny sposób sklasyfikować i uszeregować JST, co może ułatwić podejmowanie decyzji. Oszacowane ilorazy szans przejścia do wyższych kategorii samodzielności finansowej mogą wspomagać planowanie polityki rozwojowej w danej jednostce. Alternatywnym podejściem mogłoby być zastosowanie modelu panelowego uwzględniającego dłuższy okres, lecz w tym przypadku występują ograniczenia związane ze zmianami w otoczeniu gospodarczo-społecznym w ostatnim okresie. Zamiast podejścia przekrojowo-wzdłużnego zastosowano zatem podejście przekrojowe, ukazujące bieżący obraz zjawiska w zmieniającym się otoczeniu, i dodatkowo

przeprowadzono ocenę jakości na danych z innego okresu. Weryfikacja przyjętego modelu proporcjonalnych szans okazała się pozytywna. Może on zatem stanowić punkt odniesienia w innych badaniach wykorzystujących zmodyfikowane zestawy zmiennych objaśniających czy też dotyczących pozostałych szczebli samorządu terytorialnego.

Samodzielność finansowa powiatów w sferze dochodowej jest w znacznym stopniu ograniczona z uwagi na dominujący udział wpływów z PIT. Władze samorządowe mogą jednak oddziaływać na ich wysokość w sposób pośredni, kształtując uwarunkowania rozwoju gospodarki na swoim obszarze. Na samodzielność finansową powiatu istotnie wpływają więc czynniki o charakterze ekonomicznym, społecznym i demograficznym. W konsekwencji władze powiatu z jednej strony mają pośredni wpływ na wydajność fiskalną PIT, a z drugiej strony oddziałują na wielkość i strukturę wydatków finansowanych z tych środków. Wzrost stopy bezrobocia oraz spadek nakładów inwestycyjnych przedsiębiorstw i liczby przedsiębiorstw przypadających na mieszkańca zmniejszają szanse poprawy samodzielności finansowej w wyniku ograniczenia zdolności do wzrostu wskazanych dochodów podatkowych. Z kolei wzrost gęstości zaludnienia umożliwia uzyskiwanie dodatkowych wpływów z PIT, dzięki czemu zwiększa się szansa osiągnięcia wyższego stopnia samodzielności finansowej.

Samodzielność finansowa powiatów maleje wraz ze wzrostem liczby uczniów szkół ponadpodstawowych w populacji. Wynika to przede wszystkim ze zmniejszania się samodzielności wydatkowej z uwagi na usztywnienie budżetu rosnącym znaczeniem wydatków na oświatę, które nie są w pełni pokrywane ze środków części oświatowej subwencji ogólnej i dotacji. Redukowaniu kosztów funkcjonowania oświaty mogłoby służyć zoptymalizowanie liczby uczniów w klasach. Istotne jest zatem wprowadzanie w technikach nauki popularnych zawodów, tak aby nie zmniejszała się liczebność klas starszych, bądź ograniczanie liczby oddziałów dwuzawodowych, w których koszty kształcenia są wyższe w porównaniu z oddziałami jednozawodowymi. Chodzi tu więc o zmniejszanie luki finansowej w dziedzinie oświaty poprzez decyzje dotyczące wielkości oddziałów i podziału na klasy, zakresu zajęć pozalekcyjnych, a także liczby etatów bibliotekarzy, pedagogów, psychologów, pracowników administracji i personelu obsługi, przy zachowaniu odpowiedniego poziomu usług edukacyjnych. Rosnące dochody własne, w tym wpływy z PIT i CIT, umożliwiają także zwiększenie wydatków inwestycyjnych na oświatę.

Podobna zależność występuje pomiędzy stopniem samodzielności finansowej powiatu a odsetkiem dzieci w wieku do 17 lat, na które rodzice otrzymują zasiłek rodzinny. Wskaźnik ten, jak podano w artykule, jest wykorzystywany do oceny zakresu zdegradowania danego obszaru w sferze społecznej. Jego wzrost oddziałuje na politykę dochodową w postaci niższych wpływów z PIT oraz politykę wydatkową

w wyniku wzrostu nakładów na wsparcie socjalne, przez co zmniejsza szanse poprawy stopnia samodzielności finansowej powiatu. Dodatkowo zwiększanie się udziału osób w wieku poprodukcyjnym ogranicza wzrost wpływów z PIT oraz oddziałuje na strukturę realizowanych zadań. Rośnie bowiem potrzeba dostarczania dodatkowych usług w zakresie ochrony zdrowia m.in. związanych z tym, że powiaty ponoszą wydatki z tytułu pokrycia ujemnego wyniku finansowego szpitali i ich zobowiązań. Zmniejsza się zatem szansa na większą samodzielność finansową powiatu.

Wyniki przeprowadzonego badania skłaniają do refleksji, że strategie rozwoju powiatów powinny być ukierunkowane na poprawę przedsiębiorczości oraz zwiększanie napływu kapitału stymulującego wzrost inwestycji i liczby miejsc pracy, a w konsekwencji – jakości życia. Władze powiatowe mogą rozwijać system informacji na temat przedsiębiorstw zlokalizowanych na terenie powiatu w celu powiększania grona ich klientów i lepszej rozpoznawalności, a nawet włączyć się w upowszechnianie wiedzy na temat dotacji, szkoleń lub kursów dla przedsiębiorców oraz organizowanie wydarzeń promujących lokalnych przedsiębiorców. Promocja powiatu powinna mieć charakter ciągły, dlatego istotna jest stała współpraca z przedsiębiorcami, organizacjami pozarządowymi i instytucjami otoczenia biznesu w zakresie rozwoju gospodarczego. W obszarze inwestycji ważne są również działania poprawiające stan infrastruktury drogowej, w tym zdobywanie na ten cel bezzwrotnych środków.

## Bibliografia

- Anderson, D. R., Sweeney, D. J., Williams, T. A., Camm, J. D., Cochran J. J. (2017). *Statistics for Business & Economics* (wyd. 13). Cengage Learning.
- Blöchliger, H., Petzold, O. (2009). *Finding the Dividing Line Between Tax Sharing and Grants: A Statistical Investigation* (OECD Working Papers on Fiscal Federalism, No. 10). <https://dx.doi.org/10.1787/5k97b10vvbnw-en>.
- Brant, R. (1990). Assessing Proportionality in the Proportional Odds Model for Ordinal Logistic Regression. *Biometrics*, 46(4), 1171–1178. <https://doi.org/10.2307/2532457>.
- Chojna-Duch, E. (2017). *Prawo finansowe. Finanse publiczne*. Oficyna Prawa Polskiego.
- Ciołek, D. (2017). Oszacowanie wartości produktu krajowego brutto w polskich powiatach. *Gospodarka Narodowa. The Polish Journal of Economics*, 289(3), 55–87. <https://doi.org/10.33119/GN/100738>.
- Deb, P., Norton, E. C., Manning, W. G. (2017). *Health Econometrics Using Stata*. Stata Press.
- Denek, E. (2011). Ryzyko w gromadzeniu dochodów przez samorząd powiatowy w świetle jego zadań (wybrane problemy). *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (173), 506–515. [https://dbc.wroc.pl/Content/73378/Denek\\_Ryzyko\\_w\\_Gromadzeniu\\_Dochodow\\_Przez\\_Samorzad\\_Powiatowy\\_2011.pdf](https://dbc.wroc.pl/Content/73378/Denek_Ryzyko_w_Gromadzeniu_Dochodow_Przez_Samorzad_Powiatowy_2011.pdf).
- Dolnicki, B. (2016). *Samorząd terytorialny* (wyd. 6). Wolters Kluwer Polska.

- Dylewski, M. (2009). Przegląd metod oceny sytuacji finansowej JST. W: B. Filipiak (red.), *Metodyka kompleksowej oceny gospodarki finansowej jednostek samorządu terytorialnego* (s. 186–221). Difin.
- Dziemianowicz, R. I., Kargol-Wasiluk, A., Bołtromiuk, A. (2018). Samodzielność finansowa gmin w Polsce w kontekście koncepcji *good governance*. *Optimum. Economic Studies*, 4(94), 204–219. <https://doi.org/10.15290/oes.2018.04.94.16>.
- Galiński, P. (2021). *Zagrożenie fiskalne jednostek samorządu terytorialnego. Uwarunkowania, pomiar, ograniczanie*. Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Harrell, F. E. (2015). *Regression Modeling Strategies. With Applications to Linear Models, Logistic and Ordinal Regression, and Survival Analysis* (wyd. 2). Springer.
- Hok, B. (2015). Ocena zamożności gmin na przykładzie wybranych gmin województwa zachodniopomorskiego. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Ekonomiczne Problemy Usług*, (118), 123–136. <https://doi.org/10.18276/epu.2015.118-09>.
- Hosmer, D. W., Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression* (wyd. 2). John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/0471722146>.
- Jadach-Sepioło, A., Spadło, K. (2019). Metodyka delimitacji obszarów rewitalizacji na potrzeby opracowania gminnych programów rewitalizacji w Małopolsce. *Studia KPZK*, 192, 83–106. <https://journals.pan.pl/dlibra/publication/129833/edition/113336/content>.
- Jastrzębska, M. (2012). *Finanse jednostek samorządu terytorialnego*. Wolters Kluwer Polska.
- Jemna, D. V., Onofrei, M., Cigu, E. (2013). Demographic and socioeconomic determinants of local financial autonomy in Romania. *Transylvanian Review of Administrative Sciences*, (39), 46–65. <https://rtsa.ro/tras/index.php/tras/article/view/124>.
- Kim, J. (2013). Measurement of decentralisation: How should we categorise tax sharing? W: J. Kim, J. Lotz, H. Blöchliger (red.), *Measuring Fiscal Decentralisation, Concepts and Policies* (s. 47–60). OECD Publishing.
- Kopańska, A., Kula, G., Siwińska-Gorzela, J., Bukowska, G., Młochowska, M. (2018). *Autonomia fiskalna i jej wpływ na działania samorządów*. Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Kornberger-Sokołowska, E. (2001). *Decentralizacja finansów publicznych a samodzielność finansowa jednostek samorządu terytorialnego*. Liber.
- Kosek-Wojnar, M., Surówka, K. (2007). *Podstawy finansów samorządu terytorialnego*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kotlińska, J., Żukowska, H., Zuba-Ciszewska, M., Mizak, A., Krawczyk-Sawicka, A. (2022). Kondycja finansowa jednostek samorządu terytorialnego i jej miary. *Ekonomista*, (3), 367–390. <https://doi.org/10.52335/ekon/153439>.
- Kowalczyk, M. (2017). *Podstawy analizy ekonomiczno-finansowej w jednostkach samorządu terytorialnego*. Difin.
- Koza, I. (2015). Zróżnicowanie dochodów polskich powiatów. W: A. Cudowska-Sojko (red.), *Współczesne wyzwania rozwoju gospodarczego. Polityka i kreacja potencjału. Struktura gospodarki – rynek pracy – środowisko i jakość życia* (s. 146–168). Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku.

- Kubalski, G. P. (2018). Dochody powiatów na przestrzeni 20 lat. W: G. P. Kubalski (red.), *Powiaty. Dwadzieścia lat służby na rzecz obywateli* (s. 15–20). Związek Powiatów Polskich. <https://www.zpp.pl/storage/files/2018-09//ebb70d4706b3975d6c8979dabb1efb076361.pdf>.
- Kubalski, G. P. (2019). Porównanie skali wzrostu bieżących wydatków oświatowych i części oświatowej subwencji ogólnej między 2019 a 2020 rokiem. *Analizy Samorządowe*, (3), 1–12. <https://zpp.pl/storage/files/2019-11//3f0e78bd1d5bf3e8967325fe45791abe7244.pdf>.
- Maličká, L. (2021). Financial Autonomy of Local Governments in the Slovak Republic: A Panel Data Investigation. *Ekonomický časopis*, 69(7), 669–686. <https://doi.org/10.31577/ekoncas.2021.07.01>.
- Marks-Bielska, R., Lizińska, W., Babuchowska, K., Wojarska, M. (2017). *Sprawność instytucjonalna vs. lokalny rozwój gospodarczy – czynniki kształtujące i interakcje. Raport z wykonania projektu badawczego*. Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie. <http://optimum.uwb.edu.pl/index.php/osj/article/view/170/106>.
- Ministerstwo Finansów. (2015). *Analiza elastyczności wydatków budżetowych w Polsce. Podsumowanie wyników współpracy z OECD*. [https://mf-arch2.mf.gov.pl/c/document\\_library/get\\_file?uuid=ea70eede-e83a-4d44-b1ae-3ef1133dc03a&groupId=764034](https://mf-arch2.mf.gov.pl/c/document_library/get_file?uuid=ea70eede-e83a-4d44-b1ae-3ef1133dc03a&groupId=764034).
- Ministerstwo Finansów. (2020). *Bilanse skonsolidowane jednostek samorządu terytorialnego za 2019 r.* <https://www.gov.pl/web/finanse/sprawozdania-finansowe>.
- Ministerstwo Finansów. (2022). *Bilanse skonsolidowane jednostek samorządu terytorialnego za 2021 r.* <https://www.gov.pl/web/finanse/sprawozdania-finansowe>.
- Najwyższa Izba Kontroli. (2022). *Finansowanie zadań oświatowych realizowanych przez jednostki samorządu terytorialnego*. <https://www.nik.gov.pl/kontrola/P/21/006/>.
- Panek, T. (2009). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*. Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
- Patrzalek, L. (2011). Dług podsektora samorządowego a samodzielność finansowa jednostki samorządu terytorialnego. *Ekonomiczne Problemy Usług*, (76), 185–190.
- Patrzalek, L. (2019). *Finanse samorządu regionalnego we wspieraniu rozwoju regionu*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Patrzalek, L., Poniatowicz, M., Guziejewska, B., Kańduła, S. (2019). *Nierówności fiskalne w samorządzie terytorialnym*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Piotrowska-Marczak, K. (1997). *Finanse lokalne w Polsce*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Pregibon, D. (1980). Goodness of Link Tests for Generalized Linear Models. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 29(1), 15–24. <https://doi.org/10.2307/2346405>.
- Ruśkowski, E. (1997). Finanse lokalne w Polsce. W: E. Ruśkowski (red.), *Finanse komunalne w wybranych krajach europejskich* (s. 157–200). Temida 2. <http://pbc.biaman.pl/Content/17108/Finanse%20kom.pdf>.
- Ruśkowski, E. (2012). Samorząd terytorialny a decentralizacja władzy publicznej w Polsce. W: J. Bieluk, A. Doliwa, A. Malarewicz-Jakubów, T. Mróz (red.), *Z zagadnień prawa rolnego, cywilnego i samorządu terytorialnego. Księga jubileuszowa Profesora Stanisława Prutisa* (s. 840–849). Temida 2.
- Ruśkowski, E., Salachna, J. M. (2003). *Ustawa o dochodach jednostek samorządu terytorialnego. Komentarz*. Dom Wydawniczy ABC.

- Siregar, B., Pratiwi, N. (2017). The Effect of Local Government Characteristics and Financial Independence on Economic Growth and Human Development Index In Indonesia. *Journal on Management and Entrepreneurship*, 19(2), 65–71. <https://doi.org/10.9744/jmk.19.2.65-71>.
- Skóbel, B., Sekuła, K., Kocemba, E. (2022). Nakłady powiatów i miast na prawach powiatu na szpitale w latach 2015–2021. *Analizy Samorządowe*, (19), 1–12. <https://zpp.pl/storage/files/2022-05//e339e867c3b44032da872afdc450014d71.pdf>.
- Sobczyk, A., Budzeń, D. (2022). Economic Activity of Residents and Revenue Autonomy of Municipalities in the Context of the COVID-19 Pandemic. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska. Sectio H – Oeconomia*, 56(3), 127–147. <http://dx.doi.org/10.17951/h.2022.56.3.127-147>.
- Steyerberg, E. W. (2019). *Clinical Prediction Models. A Practical Approach to Development, Validation, and Updating* (wyd. 2). Springer.
- Surówka, K. (2013). *Samodzielność finansowa samorządu terytorialnego w Polsce*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Szołno-Koguc, J. (2021). Samodzielność dochodowa jednostek samorządu terytorialnego – aspekty teoretyczne. *Studia BAS*, 1(65), 9–20. <https://doi.org/10.31268/StudiaBAS.2021.02>.
- Uryszek, T. (2015). Samodzielność finansowa jednostek samorządu terytorialnego. Polska na tle wybranych krajów Unii Europejskiej. *Finanse Komunalne*, (12), 5–14.
- Ustawa z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego (Dz.U. 2022 poz. 2267).
- Williams, R. (2006). Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58–82. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600104>.
- Wyszkowska, D. (2018). *Samodzielność finansowa jako determinanta potencjału inwestycyjnego jednostek samorządu terytorialnego*. Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku.
- Zborowski, A., Dej, M., Górczyca, K. (2009). Ocena jakości życia w wymiarze obiektywnym i subiektywnym w zdegradowanych dzielnicach śródmiejskich i w strefie wielkich osiedli mieszkaniowych w wybranych miastach Polski. W: A. Zborowski (red.), *Demograficzne i społeczne uwarunkowania rewitalizacji miast w Polsce* (s. 136–165). Instytut Rozwoju Miast.
- Zięba, J., Tobor, M. (2019). Powiatowa oświata w nowej kadencji samorządu. *Analizy Samorządowe*, (1), 1–26. <https://zpp.pl/storage/files/2019-07//dc5f3ef261fd4e01d6a9aeda6af5326f7499.pdf>.