

Radosław PIWOWARSKI

Znaczenie partycypacji wyborczej i wykształcenia radnych dla efektywności dostarczania dóbr publicznych przez gminy w Polsce

Streszczenie. *Celem badania jest ocena wpływu frekwencji wyborczej i wykształcenia radnych — które można rozpatrywać jako elementy oddziałujące na zależność agencyjną — na efektywność dostarczania przez gminy dóbr publicznych. Efektywność mierzono za pomocą indeksu efektywności działalności sektora publicznego (Public Sector Efficiency — PSE). Na podstawie próby przekrojowej oszacowano parametry modelu ekonometrycznego dla wszystkich gmin oraz w podziale na: miejskie łącznie z miastami na prawach powiatu, miejsko-wiejskie i wiejskie. W badaniu wykorzystano dane statystyczne GUS oraz Państwowej Komisji Wyborczej (PKW) za 2014 r. Uzyskane wyniki nie potwierdziły zależności agencyjnej rozumianej jako większe zaangażowanie obywateli w politykę i lepszą kontrolę władzy, wskazały jednak na możliwość występowania dodatniej zależności pomiędzy kompetencjami radnych a efektywnością dostarczania dóbr publicznych mieszkańcom gmin.*

Słowa kluczowe: efektywność sektora publicznego, partycypacja wyborcza, teoria agencji.

JEL: H41

Jedną z najstarszych i najpowszechniejszych zależności społeczno-ekonomicznych jest relacja agencji¹ (Ross, 1973). Można ją obserwować zarówno w skali mikro, np. między pracownikiem i pracodawcą, jak i makro, np. między rządem i obywatelami. Występująca w tej zależności asymetria informacji, jaką dysponują podmioty, powoduje, że działania agenta (np. rządu) nie są w pełni obserwowane

¹ Teoria agencji ma szerokie spektrum zastosowania. W opinii Eisenhardt (1989) pozwala ona — mimo że budzi wiele kontrowersji — w sposób unikatowy spojrzeć na takie zagadnienia, jak: system informacji, niepewność efektów produkcji, motywacje i ryzyko, które występują w relacji pomiędzy agentem i mocodawcą. Uważana jest za część teorii organizacji próbującą wyjaśnić tę relację.

przez mocodawcę (np. obywateli). Powstaje zatem przestrzeń do zachowań nieefektywnych czy niepożądanych. Usuwając asymetrię informacji, teoretycznie wpływa się na poprawę działań agenta.

Partycypacja wyborcza oraz wykształcenie radnych mogą być rozpatrywane jako elementy oddziałujące na zależność agencyjną. Z teoretycznego punktu widzenia większy udział społeczeństwa w życiu publicznym oznacza większe zainteresowanie polityką oraz większą kontrolę polityków, a przez to wywieranie presji na efektywność zachowań rządzących (Borge, Falch i Tovmo, 2008; Geys, Heinemann i Kalb, 2010; Revelli i Tovmo, 2007; Karbownik i Kula, 2009). Z analizy probabilistycznego modelu głosowania uwzględniającego kompetencje polityka wynika z kolei, że wyborcy starają się wybierać najbardziej kompetentnych polityków, którzy mogą zapewnić im najwięcej dóbr publicznych (Alt i Lassen, 2006; Piwowarski, 2014). Przyjmuje się zatem, że wyższa frekwencja wyborcza oraz większy udział radnych z wyższym wykształceniem² w radach gmin sprzyjają efektywności dostarczania dóbr publicznych.

Celem opracowania jest zbadanie wpływu wymienionych elementów na działalność gmin. Zmierzono ją za pomocą indeksu *PSE* w trzech wersjach. Na podstawie próby przekrojowej oszacowano parametry modelu ekonometrycznego dla ogółu gmin oraz w podziale na gminy: miejskie łącznie z miastami na prawach powiatu, miejsko-wiejskie i wiejskie. W analizie wykorzystano dane statystyczne GUS oraz PKW za rok 2014.

PRZEGLĄD LITERATURY

Problemy efektywności funkcjonowania sektora publicznego poruszano w literaturze niejednokrotnie. Prowadzone analizy dotyczyły zarówno porównań międzynarodowych (Afonso, Schunknecht i Tanzi, 2003, 2006), jak i dla poszczególnych krajów, np. Norwegii (Borge, Falch i Tovmo, 2008; Revelli i Tovmo, 2007), Niemiec (Geys, Heinemann i Kalb, 2010, 2012), Belgii (De Borger, Kerstens, 1996; De Borger, Kerstens, Moesen i Vanneste, 1994) czy Polski (Karbownik i Kula, 2009). Szczegółowy przegląd badań z tego zakresu sporządzili Geys, Heinemann i Kalb (2012).

Stosowane w analizach nieparametryczne metody badań, np. DEA (Data Envelopment Analysis — analiza obwiedni danych), FDH (Free Disposal Hull — metoda swobodnego ustalania obwiedni) czy SFA (Stochastic Frontier Analysis — stochastyczna analiza graniczna), pozwalają na określenie relatywnej efektywności działalności podmiotów, np. krajów czy jednostek samorządu terytorialnego (JST), w stosunku do wyznaczonej granicy możliwości produkcyjnych. Pozwala to na wskazanie braków w efektywności poszczególnych podmiotów lub ich średniej. Metody parametryczne umożliwiają natomiast określenie wpływu różnego rodzaju czynników na efektywność. Mierzy się ją najczęściej za pomocą wskaźników, które stanowią wspólny element obu metod.

² Zakłada się, że kompetencje zwiększają się wraz ze wzrostem wykształcenia.

W większości opracowań wykorzystuje się indeksy wyników działalności sektora publicznego (*Public Sector Performance — PSP*) lub *PSE*, zaproponowane przez Afonsa, Schunknechta i Tanziego (2003, 2006). Są to miary taksonomiczne oparte na szeregu wskaźników społeczno-ekonomicznych.

Wśród czynników społeczno-politycznych oddziałujących na efektywność funkcjonowania sektora publicznego często wyróżnia się partycypację wyborczą. Za jej pomocą weryfikuje się zależność agencyjną. Wobec asymetrii informacji pomiędzy wyborcami a rządzącymi pojawia się bowiem delegacja do sprawowania władzy na podstawie kontraktu społecznego (Alvarez i Hall, 2006). W badaniach zazwyczaj uzyskuje się potwierdzenie pozytywnego oddziaływania partycypacji wyborczej na efektywność działalności JST (Borge, Falch i Tovmo, 2008; Revelli i Tovmo, 2007; Geys, Heinemann i Kalb, 2010), co jest tłumaczone większą świadomością obywatelską, zainteresowaniem sprawami publicznymi i większą kontrolą lokalnych społeczności nad rządzącymi. Dla norweskich JST oszacowano, że wzrost partycypacji wyborczej o 10 p.proc. powinien skutkować wzrostem efektywności o ok. 2,5%. W przypadku jednej z trzech wykorzystywanych w badaniu miar efektywności zależność ta okazała się jednak statystycznie nieistotna (Borge, Falch i Tovmo, 2008). Brak statystycznej istotności partycypacji wyborczej stwierdzili również Revelli i Tovmo (2007), którzy poddali analizie konkurencyjność sąsiadujących ze sobą gmin (*yardstick competition*).

Odmienne wnioski wyciągnęli Borge, Parmer i Torvik (2013). Analizując hipotezę kłątwy surowcowej (*paradox of plenty*) dla Norwegii, wykazali negatywne oddziaływanie partycypacji wyborczej na efektywność działalności JST. Zależność ta była jednak słabo istotna lub nieistotna statystycznie.

Badający działalność niemieckich JST Geys, Heinemann i Kalb (2010) oraz Kalb (2010) odnotowują pozytywną zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością kosztową, która wzmacnia się w przypadku jednostek charakteryzujących się większą autonomicznością.

Giordano i Tommasino (2011) analizowali wpływ zainteresowania polityką na efektywność działalności JST we Włoszech, mierzoną indeksem *PSP*. Jedną z zastosowanych przez tych badaczy zmiennych objaśniających był indeks zawierający informacje na temat liczby gazet sprzedanych w danej prowincji oraz wysokości frekwencji referendalnej w okresie od 1946 r. do 1989 r. Otrzymane wyniki wskazują na pozytywną zależność pomiędzy efektywnością a uczestnictwem obywateli w życiu publicznym (politycznym).

Rezultaty badań nie pozwalają na sformułowanie jednoznacznego wniosku co do kierunku oddziaływania frekwencji wyborczej na efektywność działalności sektora publicznego, niemniej jednak większość badań wskazuje na jej pozytywny wpływ. Zakłada się, że większa partycypacja wyborcza powinna sprzyjać wzrostowi efektywności.

Zagraniczne analizy nie biorą pod uwagę wpływu wykształcenia radnych na efektywność działalności gmin, a również ten czynnik wydaje się odzwierciedlać zależność agencyjną, gdyż delegując kogoś do wypełniania obowiązków

w naszym imieniu, staramy się wybrać osoby najbardziej kompetentne. Poziom wykształcenia został uwzględniony w badaniu Karbownik i Kuli (2009). Otrzymane wyniki wskazują na istotne znaczenie udziału radnych z wyższym wykształceniem dla efektywności funkcjonowania gmin wiejskich i miejsko-wiejskich. W przypadku gmin miejskich i miast na prawach powiatu zależność ta jest nieistotna statystycznie. Przyjmuje się, że większy udział radnych z wyższym wykształceniem sprzyja wzrostowi efektywności działalności sektora publicznego.

Niniejszy artykuł stara się uzupełnić dotychczasowe badania o polskie doświadczenia dotyczące efektywności funkcjonowania sektora publicznego. Analizę dla Polski przeprowadzono, wzorując się na parametrycznej metodzie analizy efektywności norweskich JST (Borge, Falch i Tovmo, 2008). Ze względu na specyfikę kraju i dostępność danych statystycznych zmodyfikowano jednak wskaźniki *PSP* i *PSE* oraz zastosowano odmienną specyfikację modelu. Wprowadzono do niego dodatkową zmienną — stopień wykształcenia radnych.

POMIAR WYNIKÓW DZIAŁALNOŚCI SEKTORA PUBLICZNEGO I JEGO EFEKTYWNOŚCI

Ustawa z 8 marca 1990 r. o samorządzie gminnym³ zapoczątkowała bardzo ważne zmiany w funkcjonowaniu państwa polskiego i jego administracji⁴. Jednostki samorządu terytorialnego stały się obligatoryjnymi związkami zamieszkałych w nich osób, których władze mają przede wszystkim reprezentować interesy tych osób i zaspokajać ich potrzeby (Regulski, 2010).

Gmina jako podstawowa jednostka administracyjna wykonuje zadania własne i zlecone, np. dotyczące: wodociągów i zaopatrzenia w wodę, kanalizacji i odprowadzania ścieków, pomocy społecznej, edukacji publicznej, ochrony środowiska, ochrony zdrowia, kultury fizycznej i turystyki, lokalnego transportu zbiorowego, dróg gminnych, ulic i mostów⁵. Wymienione dobra i usługi w dużej mierze spełniają kryteria dóbr publicznych⁶, które ze względu na swój charakter często nie mogą być efektywnie dostarczone przez rynek, a których brak znacząco wpływa na jakość życia ludności. Jedynym sposobem zapewnienia dóbr publicznych staje się dostarczenie ich przez sektor publiczny, co powinno się odbywać jak najefektywniej. Istnienie zależności agencji może wpływać na to negatywnie.

Podczas badania efektywności funkcjonowania sektora publicznego napotyka się na problem pomiaru jego działalności. Wiele dostarczanych dóbr i usług,

³ Dz. U. z 1990 r. Nr 16, poz. 95.

⁴ Kolejnymi istotnymi zmianami były reforma administracyjna w 1999 r. oraz wprowadzenie bezpośrednich wyborów wójtów i burmistrzów w 2002 r.

⁵ Art. 7 ust. 1—3 ustawy z 8 marca 1990 r. o samorządzie gminnym.

⁶ Z uwagi na ich nierywalizacyjny i niewykluczający charakter (np. drogi, ulice, mosty, ochrona środowiska) lub pozytywne efekty zewnętrzne (np. edukacja, ochrona zdrowia, pomoc społeczna, kultura).

ze względu na swój charakter, trudno jest wycenić⁷, a ponadto w wielu przypadkach występują problemy natury technicznej (brak danych). Z tych powodów badacze najczęściej korzystają z publikowanych wskaźników społeczno-ekonomicznych, które umożliwiają przybliżone oszacowanie produkcji sektora publicznego.

Opierając się na badaniach Afonsa, Schunknechta i Tanziego (2003, 2006), Borge'a, Falcha i Tovma (2008) oraz Karbownik i Kuli (2009), stworzono taksonomiczną miarę wielkości produkcji w postaci indeksu *PSP*. Oblicza się go ze wzoru:

$$PSP^i = \sum_{s=1}^S \left(\alpha_s \left(\sum_{j=1}^{I_s} \beta_{sj} \frac{x_{sj}^i}{\bar{x}_{sj}} \right) \right), \quad \sum_{s=1}^S \alpha_s = 1, \quad \sum_{j=1}^{I_s} \beta_{sj} = 1 \quad (1)$$

gdzie:

x_{sj}^i — wartość wskaźnika społeczno-ekonomicznego j dla danego obszaru działalności s w danej gminie i ,

\bar{x}_{sj} — średnia wartość wskaźnika społeczno-ekonomicznego dla danego obszaru działalności,

α_s, β_{sj} — wagi.

Podzielenie wartości danego wskaźnika przez średnią (normalizacja przez średnią) ma na celu ułatwienie kompilacji i interpretacji danych. W efekcie średnia wartość wskaźników społeczno-ekonomicznych jest równa 1. Wartości powyżej 1 świadczą o ponadprzeciętnej produkcji gmin, a wartości poniżej 1 — o produkcji poniżej przeciętnej.

Niektóre wskaźniki zawarte w indeksie *PSP* przybliżające wielkość dostarczanych dóbr publicznych mogą budzić wątpliwości. Z tego względu dodatkowo obliczono alternatywne indeksy *PSP_A* i *PSP_B*, skonstruowane identycznie jak *PSP*, lecz z użyciem mniejszej liczby wskaźników społeczno-ekonomicznych⁸. W indeksie *PSP_A* pominięto współczynnik skolaryzacji dla szkół podstawowych i gimnazjów, z powodu istnienia obowiązku szkolnego zarówno w szkole podstawowej, jak i gimnazjum. Gminy bowiem nie mają praktycznie wpływu na liczbę uczniów uczęszczających do szkół; nie mogą też odmówić ich przyjęcia. Pozostałe wskaźniki odnoszące się do oświaty i wychowania otrzymały wagę 0,25.

W alternatywnym indeksie *PSP_B* oprócz współczynników skolaryzacji usunięto pomoc społeczną. Procent dzieci w wieku 0—17 lat otrzymujących zasiłek rodzinny przedstawia bowiem stopień ubóstwa, które niejednokrotnie jest cha-

⁷ Przykładowo, wartość zdrowia, życia, poziomu edukacji społeczeństwa.

⁸ Pomimo zastosowania takiego samego podejścia, jak w opracowaniu Borge'a, Falcha i Tovma (2008) podstawowy wskaźnik oraz jego modyfikacje mają charakter autorski.

rakterystyczne dla danego regionu i tylko w niewielkim stopniu zależy od działań prowadzonych lokalnie, czyli pozostaje poza bezpośrednim oddziaływaniem władz gminy.

Wskaźniki zastosowane do obliczenia *PSP* oraz wagi przyjęte w badaniu przedstawiono w tabl. 1.

TABL. 1. SKŁADOWE I WAGI INDEKSU *PSP*

Obszar działalności gminy (wagi α_s^a)	Wskaźniki społeczno-ekonomiczne (wagi β_s)
Oświata i wychowanie ^b (0,503)	współczynnik skolaryzacji — szkoły podstawowe ^{cd} (0,167) współczynnik skolaryzacji — gimnazja ^{cd} (0,167) procent dzieci do lat 6 objętych edukacją przedszkolną (0,167) liczba uczniów szkół podstawowych przypadających na etat (0,167) liczba uczniów gimnazjów przypadających na etat (0,167) liczba dzieci do lat 6 w przedszkolach przypadających na etat (0,167)
Pomoc społeczna ^d (0,223)	procent dzieci w wieku 0—17 lat otrzymujących zasiłek rodzinny ^d (1,000)
Ochrona środowiska i gospodarka komunalna (0,132)	procent mieszkańców gminy korzystających z sieci wodociągowej (0,333) procent mieszkańców gminy korzystających z sieci kanalizacyjnej (0,333) procent mieszkańców gminy korzystających z oczyszczalni ścieków (0,333)
Administracja (0,142)	udział wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem (0,500) wartość środków unijnych <i>per capita</i> pozyskanych przez gminę (0,500)

a Wagi w alternatywnym indeksie *PSP_B*: oświata i wychowanie (0,647), ochrona środowiska i gospodarka komunalna (0,170), administracja (0,183). *b* Waga w alternatywnym indeksie *PSP_A* (0,250). *c, d* Wskaźniki społeczno-ekonomiczne pominięte w alternatywnym indeksie: *c* — *PSP_A*, *d* — *PSP_B*.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Podstawowy indeks wyników działalności sektora publicznego obejmuje cztery obszary działalności gmin: oświatę i wychowanie, pomoc społeczną, ochronę środowiska i gospodarkę komunalną oraz administrację. W 2014 r. wydatki w wyszczególnionych obszarach stanowiły 71,1%⁹ wydatków ogółem gmin (GUS, 2015). Wagi α_s obliczono na podstawie udziałów poszczególnych rodzajów wydatków.

W zakresie oświaty i wychowania wskaźniki (współczynniki skolaryzacji dla szkół podstawowych i gimnazjów oraz procent dzieci do lat 6 objętych edukacją przedszkolną) przyjęto za Karbownik i Kulą (2009). Ze względu na duże znaczenie tego obszaru wprowadzono trzy dodatkowe wskaźniki, które poszerzają informacje o działalności gmin. Są one destymulantami, zatem do obliczeń indeksu stosuje się ich odwrotność. Wszystkim sześciu wskaźnikom przypisano taką samą wagę.

⁹ W przypadku alternatywnego indeksu *PSP_B* wielkość ta wyniosła 55,3%.

Produkcję w obszarze pomocy społecznej odzwierciedla procent dzieci w wieku 0—17 lat otrzymujących zasiłek rodzinny. Identycznego wskaźnika używają w badaniu Borge, Falch i Tovmo (2008).

W zakresie ochrony środowiska i gospodarki komunalnej produkcję wyrażono za pomocą procentu mieszkańców gminy korzystających z sieci wodociągowej, sieci kanalizacyjnej oraz oczyszczalni ścieków, a w zakresie administracji — za pomocą udziału wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem oraz wartości środków unijnych *per capita* pozyskanych przez gminę. Każdemu wskaźnikowi przypisano taką samą wagę. Identyczne wskaźniki w wymienionych obszarach działalności gmin zostały użyte przez Karbownik i Kulę (2009).

Wartość indeksu *PSP* obrazuje wielkość produkcji danej gminy w porównaniu do średniej. Aby uzyskać miarę efektywności działalności gminy, dzieli się indeks *PSP* przez znormalizowane dochody ogółem *per capita* uzyskiwane przez gminę. W wyniku tego działania otrzymuje się indeks *PSE*:

$$PSE_i = \frac{PSP_i}{\text{znormalizowane dochody ogółem } per\ capita\ i\text{-tej\ gminy}} \quad (2)$$

Podobnie jak w przypadku wskaźników społeczno-ekonomicznych oraz indeksu *PSP* indeks *PSE* przyjmuje średnią wartość równą 1. Gminy o wskaźniku powyżej 1 są ponadprzeciętnie efektywne, zaś wartości wskaźników poniżej 1 oznaczają efektywność poniżej przeciętnej.

Dla każdego indeksu *PSP* utworzono odpowiedni indeks *PSE*. Statystykę opisową indeksów *PSE*, *PSE_A* i *PSE_B* dla różnych rodzajów gmin przedstawia tabl. 2. i-tej

TABL. 2. STATYSTYKA OPISOWA INDEKSÓW *PSE*, *PSE_A* I *PSE_B* DLA POSZCZEGÓLNYCH RODZAJÓW GMIN

Gminy <i>a</i> — <i>PSE</i> <i>b</i> — <i>PSE_A</i> <i>c</i> — <i>PSE_B</i>	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Rozstęp	Minimum	Maksimum
O g ó l e m	<i>a</i> 1,0323	1,0200	0,19327	2,56	0,12	2,68
	<i>b</i> 1,0326	1,0151	0,20666	2,61	0,13	2,73
	<i>c</i> 1,0304	0,9944	0,27142	3,08	0,15	3,24
Miejskie i miasta na pr- wach powiatu	<i>a</i> 1,0645	1,0904	0,22884	1,52	0,23	1,75
	<i>b</i> 1,0633	1,0883	0,22831	1,52	0,25	1,77
	<i>c</i> 1,0551	1,0660	0,21160	1,60	0,26	1,86
Miejsko-wiejskie	<i>a</i> 1,0233	1,0169	0,15747	1,40	0,29	1,69
	<i>b</i> 1,0234	1,0180	0,16378	1,36	0,31	1,67
	<i>c</i> 1,0233	1,0005	0,20543	1,54	0,35	1,89
Wiejskie	<i>a</i> 1,0288	1,0098	0,19900	2,57	0,13	2,69
	<i>b</i> 1,0296	1,0032	0,22195	2,63	0,14	2,77
	<i>c</i> 1,0280	0,9856	0,29208	3,14	0,17	3,31

Indeksy PSE i PSE_A mają zbliżoną statystykę opisową. Największe różnice efektywności, przeszło 20-krotne, występują w gminach wiejskich. Jednocześnie efektywność wielu z nich jest zbliżona do średniej, na co wskazuje wartość odchylenia standardowego. Elementami odstającymi w próbie są pojedyncze gminy, np. Kleszczów. Najmniejsze różnice efektywności, niespełna 6-krotne, występują w gminach miejsko-wiejskich; podobnie jest w gminach miejskich oraz miastach na prawach powiatu.

Indeks PSE_B ma najwyższą statystykę rozstępu oraz w przypadku ogółu gmin, gmin miejsko-wiejskich i gmin wiejskich — najwyższe odchylenia standardowe. Pomimo najmniejszej liczby czynników jest on najbardziej zróżnicowany.

SPECYFIKACJA MODELU I DANE

Na podstawie próby przekrojowej obejmującej 2475 gmin¹⁰ oszacowano parametry modelu ekonometrycznego. W analizie wykorzystano dane GUS oraz PKW z 2014 r. Oparto ją na modelu:

$$PSE_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

gdzie:

PSE_i — indeks efektywności działalności sektora publicznego i -tej gminy,
 x_i — wektor zmiennych objaśniających,
 ε_i — błąd.

Zmienne objaśniające to: dochody gminy ogółem *per capita* w tys. zł ($DOCH_OG_PC$), frekwencja wyborcza w % ($FREK_WYBOR$)¹¹, udział radnych z wyższym wykształceniem w radach gminy w % ($RADNI_WYZ$) oraz liczba ludności w tys. osób ($LUDNOSC$). W celu rozróżnienia rodzajów gmin zastosowano zmienne zero-jedynkowe miast na prawach powiatu oraz gmin miejskich i miejsko-wiejskich. Poza tym wprowadzono do modelu zmienną zero-jedynkową dla wiejskiej gminy Kleszczów. Jest to najbogatsza gmina w Polsce, której dochody *per capita* znacznie odbiegają od pozostałych.

Dochody gminy ogółem *per capita* składają się z dochodów własnych gminy, dotacji ogólnej oraz subwencji wyrównawczej. Wydaje się, że dla analizy efektywności nie ma większego znaczenia źródło pochodzenia dochodów, dlatego nie dzieli się ich na składowe¹². Zastosowanie dochodów jako zmiennej obja-

¹⁰ Z powodu przesunięcia terminu wyborów samorządowych w Zielonej Górze z 2014 r. na 2015 r. w analizie nie uwzględniono tej gminy.

¹¹ W badaniu wykorzystano dane o frekwencji z pierwszej tury wyborów.

¹² Rozbicie dochodów na poszczególne składowe może być istotne dla zbadania stabilności modelu. Dokonano tego, a wyniki przedstawiono w tabl. 8.

śniającej pokazuje zdolność (możliwość) ich generowania przez gminę (*fiscal capacity*). Przyjmuje się, że pomiędzy wysokością dochodów a efektywnością występuje zależność negatywna. Jak dowodzą Borge, Falch i Tovmo (2008), dzieje się tak z dwóch powodów. Po pierwsze, gminy uzyskujące wysokie dochody zazwyczaj dbają o należyte standardy w innych obszarach działalności, np. w dostarczaniu dóbr i usług publicznych. Nie zależy im zatem na wdrażaniu specjalnych programów efektywnościowych. Po drugie, nie podlegają presji fiskalnej, ponieważ zwykle dysponują nadwyżką budżetową.

W zależności agencyjnej między społeczeństwem a rządzącymi społeczeństwo jako mocodawca stara się kontrolować agenta. Przyjmuje się, że wyższa frekwencja wyborcza oznacza większe zainteresowanie społeczeństwa działalnością polityków, co w przypadku wysokiej frekwencji oznacza wysoki stopień legitymizacji władzy (Cześniak, 2009; Panicz, 2011). Władza wydaje się postępować zgodnie z wolą społeczną, co wpisuje się w zależność agencyjną (agent postępuje zgodnie z wolą mocodawcy). Wysoki udział radnych z wyższym wykształceniem oznacza natomiast dążenie do wyboru jak najbardziej kompetentnych rządzących. Zakłada się, że lepiej wykształcony agent jest w stanie lepiej wypełniać obowiązki.

Użycie liczby ludności jako zmiennej objaśniającej wiąże się z mechanizmem subwencji i dotacji, jakie otrzymują gminy. Ma również wskazać, czy wielkość gminy mierzona liczbą mieszkańców wpływa na efektywność dostarczania dóbr publicznych.

Zgodnie z ustawą z dnia 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego¹³ gminy otrzymują subwencję ogólną (art. 7 ust. 1) oraz dotacje celowe z budżetu państwa na wykonywanie zadań zleconych ustawami (art. 8 ust. 1). Znaczenie tych dochodów jest duże — w 2014 r. ich udział w dochodach ogółem gmin wyniósł 50,7% (GUS, 2015). Wysokość otrzymywanych subwencji i dotacji zależy od wielu czynników, wśród których duże znaczenie ma liczba ludności (Stępień i Makrenek, 2004). Ogólnie rzecz ujmując, mechanizm subwencji i dotacji wspiera gminy o małej liczbie mieszkańców. Są to zazwyczaj gminy wiejskie mające niskie dochody własne¹⁴. W gminach miejskich i miastach na prawach powiatu, miejsko-wiejskich i wiejskich zmienna ta powinna oddziaływać inaczej.

Pomimo użycia zmiennych zero-jedynkowych dla poszczególnych rodzajów gmin analizie poddano efektywność w ich grupach. W tym celu na nowo obliczono indeksy PSE , PSE_A i PSE_B wyłącznie dla gmin miejskich łącznie z miastami na prawach powiatu oraz dla gmin miejsko-wiejskich i wiejskich. Liczba prób wynosiła odpowiednio: 304, 608 i 1563.

¹³ Dz. U. z 2003 r. Nr 203, poz. 1966.

¹⁴ W systemie subwencji punktem wyjścia są dochody własne podmiotów i oparty na nich wskaźnik G . W zależności od ustalonych widełek wskaźnika gmina otrzymuje wyższą lub niższą kwotę dotacji. Najbogatsze gminy muszą przekazywać część swoich dochodów pozostałym.

WYNIKI ESTYMACJI

Analizie poddano trzy miary efektywności: PSE , PSE_A i PSE_B dla wszystkich gmin w Polsce, gmin miejskich łącznie z miastami na prawach powiatu¹⁵, gmin miejsko-wiejskich oraz gmin wiejskich. Do estymacji parametrów modeli użyto klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK)¹⁶.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE , PSE_A I PSE_B DLA OGÓLU GMIN

Zmienne	PSE	PSE_A	PSE_B
<i>CONST</i>	1,429*** (50,455)	1,463*** (47,472)	1,526*** (37,412)
<i>DOCH_OG_PC</i>	-0,120*** (-32,531)	-0,122*** (-30,313)	-0,112*** (-21,075)
<i>FREK_WYBOR</i>	-0,001* (-1,768)	-0,002*** (-3,267)	-0,005*** (-7,867)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,094*** (4,610)	0,138*** (6,212)	0,357*** (12,129)
<i>LUDNOSC</i>	0,000 (0,676)	0,000 (0,763)	0,000 (1,966)
<i>MIASTA_POW</i>	-0,080*** (-3,062)	-0,090*** (-3,168)	-0,115*** (-3,061)
<i>MIEJSKIE</i>	0,114*** (9,077)	0,106*** (7,755)	0,172*** (9,576)
<i>MIEJSKO_WIEJ</i>	0,049*** (6,235)	0,050*** (5,918)	0,072*** (6,367)
<i>KLESZCZOW</i>	4,550*** (20,280)	4,640*** (19,007)	4,275*** (13,236)
Liczba obserwacji	$N=2475$	$N=2475$	$N=2475$
R^2	0,394	0,373	0,363
Skorygowany R^2	0,392	0,371	0,361

U w a g a. Poziom istotności: * — 10%, *** — 1%. W nawiasach podano statystykę t -Studenta.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych PKW i GUS.

Z estymacji parametrów modelu dla ogółu gmin (tabl. 3) wynika, że zmienna liczba ludności jest nieistotna statystycznie w przypadku każdej miary efektywności. To logiczny wynik, gdyż efektywność sektora publicznego danej gminy wydaje się niezależna od jej liczby mieszkańców. Nie można przyjmować, że mała gmina wiejska czy miejska będzie mniej efektywna od gminy mającej dużą liczbę mieszkańców.

¹⁵ W badaniu podjęto próbę weryfikacji modelu wyłącznie dla miast na prawach powiatu, jednak ze względu na ich relatywnie małą liczbę (65 obserwacji) napotkano problem heteroskedastyczności modelu oraz braku istotności jego parametrów.

¹⁶ Wszystkie badania opisane w literaturze przedmiotu przeprowadzono również przy użyciu KMNK lub jej rozszerzeń (modyfikacji).

Pozostałe zmienne są istotne statystycznie oraz (poza frekwencją wyborczą) mają znaki oszacowanych parametrów zgodne z oczekiwaniami. Wykształcenie radnych oddziałuje na efektywność pozytywnie, niezależnie od przyjętej miary. Pozwala to potwierdzić zależność agencyjną, w której obywatele starają się wybierać osoby o wysokich kompetencjach, oczekując od nich większej efektywności. Dla dochodów ogółem *per capita* oraz efektywności mierzonej wszystkimi wersjami indeksu *PSE* odnotowuje się zależność negatywną. Koresponduje to z wynikami, jakie otrzymali Borge, Falch i Tovmo (2008) dla norweskich JTS.

Użyte w modelu zmienne zero-jedynkowe są istotne statystycznie. Wartości ich parametrów pozwalają na uszeregowanie rodzajów gmin pod względem efektywności. Niezależnie od wariantu indeksu *PSE* kolejność od najbardziej do najmniej efektywnych pozostaje taka sama: gminy miejskie, miejsko-wiejskie, wiejskie i miasta na prawach powiatu. Kleszczów wyróżnia się *in plus* pod względem efektywności na tle gmin w Polsce.

Frekwencja wyborcza dla każdej z miar efektywności ma przeciwny do oczekiwanego znak oszacowanych parametrów, co oznacza negatywną zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością. Prawdopodobnie wynika to ze specyfiki polskiej demokracji. Pod względem partycypacji wyborczej w wyborach parlamentarnych (ogólnokrajowych) Polska znacznie odbiega od innych krajów byłego bloku wschodniego będących obecnie członkami Unii Europejskiej. Podczas gdy średnia frekwencja w tamtych krajach oscyluje pomiędzy 60 a 70%, to w Polsce wynosi niecałe 50%. Identycznie przedstawia się porównanie z rozwiniętymi demokracjami. Jesteśmy outsiderami w regionie. Poza tym *Partycypacja wyborcza w Polsce jest niestabilna — wielu obywateli między wyborami przechodzi od uczestnictwa do absencji lub vice versa* (Cześniak, 2009, s. 30). Wiele zależy tu od struktury społecznej, która silnie wiąże się z poziomem frekwencji. W przypadku wyborów samorządowych frekwencja wyborcza jest podobna, tj. ok. 50%, dostrzega się jednak pewną prawidłowość: im mniejsza jednostka samorządowa, tym więcej mieszkańców bierze udział w wyborach¹⁷. Tezę tę potwierdza analiza statystyki opisowej frekwencji wyborczej z próby (tabl. 4).

TABL. 4. STATYSTYKA OPISOWA FREKWENCJI WYBORCZEJ W % W GMINACH W 2014 R.

Gminy	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Rozstęp	Minimum	Maksimum
O g ó ł e m	53,2	52,9	7,6	49,8	29,5	79,3
Miejskie i miasta na prawach powiatu	46,5	45,9	6,5	41,1	29,5	70,7
Miejsko-wiejskie	51,0	50,9	6,1	35,5	34,0	69,6
Wiejskie	55,3	55,0	7,3	46,5	32,8	79,3

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych PKW.

¹⁷ Wyjątek stanowią największe miasta (tzw. syndrom miasta stołecznego), gdzie intensywne kampanie wyborcze aktywizują politycznie mieszkańców (Kurniewicz i Trutkowski, 2015a).

Frekwencja wyborcza rośnie wraz ze zmniejszaniem się wielkości JST. Najwyższą odnotowano w gminach wiejskich (79,3%), a najniższą — w miejskich i miastach na prawach powiatu (29,5%). W przekroju kraju jest relatywnie niska.

Wyniki badania Kurniewicz i Trutkowskiego (2015a)¹⁸ wskazują, że niska frekwencja wyborcza¹⁹ sprzyja dotychczasowym liderom. Autorzy zauważają: *Wyraźnie rysuje się negatywny związek między szansą reelekcji a osiąganą frekwencją wyborczą. [...] Odsetek liderów, którym wyborcy zaufali ponownie jest przy tym najwyższy w miastach na prawach powiatu i gminach wiejskich* (Kurniewicz i Trutkowski, 2015a, s. 11). W związku z tym przypuszczają, że częstszym powodem udziału wyborców w wyborach jest sprzeciw wobec sposobu zarządzania daną gminą niż wyrażenie uznania. Należy jednak zauważyć, że negatywny związek pomiędzy poziomem frekwencji wyborczej a szansą reelekcji został odnotowany w przypadku gmin, w których kandydował dotychczasowy lider (Kurniewicz i Trutkowski, 2015b). Wyniki potwierdzające istnienie ujemnej zależności pomiędzy frekwencją a wygraną lidera otrzymali również Bukowska i Fałkowski (2016). Na podstawie analizy długotrwałego pozostawiania wójtów przy władzy (sześć kadencji, gminy wiejskie) oszacowali, że gminy, w których przez długi czas u władzy pozostawała ta sama osoba, charakteryzowały się frekwencją wyborczą o 1,9 p.proc. niższą od pozostałych. W gminach, gdzie wójtowie się zmieniali, frekwencja była wyższa. Autorzy zauważają jednak, że niska frekwencja może być wyrazem poparcia dla prowadzonej polityki lub braku wiary w możliwość pozytywnych zmian. Dokładne rozpoznanie przyczyny wymaga pogłębienia analiz, otrzymane wyniki należy zatem traktować ostrożnie.

Analiza zależności pomiędzy frekwencją wyborczą a oceną działalności władz samorządowych wydaje się potwierdzać słuszność takiego podejścia²⁰. W tym przypadku nie stwierdzono bowiem statystycznie istotnej zależności. Relatywnie dobre i złe oceny mogły się pojawiać niezależnie od poziomu frekwencji wyborczej. W odpowiedziach zawierających ocenę efektów kadencji zauważono natomiast aktywizację elektoratu w sytuacji niezadowolenia z lokalnych warunków życia i na tej podstawie wykazano istnienie negatywnych zależności pomiędzy frekwencją wyborczą a oceną efektów kadencji w wyróżnionych

¹⁸ Badanie, podsumowujące kadencję 2010—2014, przeprowadzono techniką CAWI (Computer Assisted Web Interview — wywiadu za pośrednictwem Internetu) po wyborach samorządowych w 2014 r. Kwestionariusze wysłano do wszystkich gmin; ostatecznie w bazie znalazło się 627 (28 miast na prawach powiatu, 69 gmin miejskich, 146 miejsko-wiejskich oraz 384 gminy wiejskie).

¹⁹ Analizowano frekwencję wyborczą w pierwszej turze wyborów.

²⁰ Pytanie dotyczące oceny sformułowano następująco: „Jak ogólnie ocenia Pan/Pani działalność władz samorządowych w Państwa jednostce w mijającej kadencji, biorąc pod uwagę istniejące możliwości/uwarunkowania?”.

dziedzinach²¹. Ze względu na ograniczenie zakresu analizy do pewnych obszarów, również ten wynik należy traktować ostrożnie.

Uzyskana w modelu ujemna zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością funkcjonowania sektora publicznego teoretycznie zdaje się potwierdzać tezy dotyczące aktywizacji elektoratu w przypadku złej oceny władzy lokalnej i wyrażenia w ten sposób sprzeciwu wobec jej dalszej działalności. Nie wydaje się jednak właściwe twierdzenie, że niska frekwencja będzie warunkować wyższą efektywność; na podstawie przeprowadzonego badania nie należy wyciągać wniosku o takim związku przyczynowo-skutkowym. Możliwe, że istnieje inna, nieuwzględniona w badaniu zmienna, która oddziałuje na efektywność działalności gmin i frekwencję wyborczą²². Jej identyfikacja wymagałaby jednak przeprowadzenia dodatkowego badania ankietowego.

W przypadku każdej z trzech miar efektywności znak oszacowanego parametru frekwencji wyborczej jest odwrotny niż w większości relacji otrzymanych dla państw rozwiniętych, takich jak Norwegia, Niemcy czy Włochy. Nie znajduje zatem potwierdzenia zależność agencyjna rozumiana jako większe zaangażowanie obywateli w politykę i lepszą kontrolę władzy. W celu dokładniejszej analizy estymuje się parametry modelu dla poszczególnych rodzajów gmin.

TABL. 5. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE, PSE_A I PSE_B DLA GMIN MIEJSKICH I MIAST NA PRAWACH POWIATU

Zmienne	PSE	PSE _A	PSE _B
CONST	1,311*** (15,584)	1,293*** (18,726)	1,288*** (14,769)
DOCH_OG_PC	-0,075*** (-11,863)	-0,074*** (-11,385)	-0,060*** (-9,190)
FREK_WYBOR	0,001 (0,509)	0,001 (0,580)	-0,002 (-1,392)
RADNI_WYZ	0,078 (1,421)	0,088 (1,531)	0,217*** (3,799)
LUDNOSC	-0,000 (-1,197)	-0,000 (-1,056)	-0,000 (-0,510)
MIASTA_POW	-0,240*** (-8,588)	-0,230*** (-7,947)	-0,245*** (-8,454)
Liczba obserwacji	N=304	N=304	N=304
R ²	0,628	0,599	0,533
Skorygowany R ²	0,622	0,592	0,525

U w a g a. Poziom istotności *** — 1%. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

²¹ Były to m.in.: klimat inwestycyjny, wygląd miejscowości, stan techniczny infrastruktury oświatowej, jakość transportu publicznego i dostępność mieszkań komunalnych.

²² Autor przypuszcza, że może to być zmienna odnosząca się do nieodpowiednich zachowań rządzących (np. skandal, korupcja, łamanie prawa), która jednocześnie oddziałuje na efektywność dostarczania dóbr publicznych i nastroje społeczne.

Wyniki estymacji modelu obejmującego gminy miejskie i miasta na prawach powiatu (tabl. 5) wskazują, że zmienne frekwencja wyborcza oraz liczba ludności są nieistotne statystycznie w przypadku wszystkich miar efektywności. Nie stwierdza się zatem zależności pomiędzy nimi a efektywnością działalności gmin. W przypadku frekwencji jest to zbieżne z wynikami oceny działalności władz samorządowych w badaniu CAWI.

Wzrost udziału radnych z wyższym wykształceniem w radach gminy oddziałuje pozytywnie jedynie na efektywność mierzoną indeksem PSE_B . W pozostałych przypadkach zależność ta jest nieistotna statystycznie. Koresponduje to z wynikami otrzymanymi przez Karbownik i Kulę (2009). Możliwe, że mieszkańcy miast i gmin miejskich nie traktują wykształcenia jako czynnika mającego istotny wpływ na efektywne działania danego polityka.

Pozostałe zmienne są istotne statystycznie i mają znaki oszacowanych parametrów zgodne z oczekiwaniami. Dla dochodów ogółem *per capita* oraz efektywności mierzonej indeksami PSE odnotowuje się zależność negatywną. Wyniki estymacji wskazują również na niższą efektywność miast na prawach powiatów niż gmin miejskich.

TABL. 6. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE , PSE_A I PSE_B DLA GMIN MIEJSKO-WIEJSKICH

Zmienne	PSE	PSE_A	PSE_B
<i>CONST</i>	1,390*** (26,406)	1,397*** (25,082)	1,447*** (19,887)
<i>DOCH_OG_PC</i>	-0,131*** (-20,121)	-0,131*** (-19,120)	-0,125*** (-13,903)
<i>FREK_WYBOR</i>	0,000 (0,515)	0,000 (0,148)	-0,003** (-2,483)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,038 (1,104)	0,059* (1,652)	0,149*** (3,173)
<i>LUDNOSC</i>	0,002*** (2,826)	0,002*** (2,871)	0,005*** (6,024)
Liczba obserwacji	$N=608$	$N=608$	$N=608$
R^2	0,424	0,404	0,354
Skorygowany R^2	0,420	0,400	0,350

U w a g a. Poziom istotności: * — 10%, ** — 5%, *** — 1%. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Wyniki estymacji modelu dla gmin wiejsko-miejskich (tabl. 6) wskazują, że frekwencja wyborcza jest nieistotna statystycznie w jednym przypadku, a udział radnych z wyższym wykształceniem — w dwóch. Zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością mierzoną indeksem PSE_B jest ujemna. W przypadku udziału radnych z wyższym wykształceniem odnotowuje się dodatnią zależność dla efektywności mierzonej indeksami PSE_A i PSE_B .

Pozostałe zmienne są istotne statystycznie i mają znaki oszacowanych parametrów zgodne z oczekiwaniami. Dla dochodów ogółem *per capita* oraz efektywności mierzonej wszystkimi wersjami indeksu *PSE* odnotowuje się zależność ujemną. Wyniki estymacji wskazują również na dodatnią zależność pomiędzy liczbą ludności a efektywnością działalności gmin. Może to być wynikiem efektu skali, znaczącego w gminach miejsko-wiejskich²³.

TABL. 7. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI *PSE*, *PSE_A* I *PSE_B* DLA GMIN WIEJSKICH

Zmienne	<i>PSE</i>	<i>PSE_A</i>	<i>PSE_B</i>
<i>CONST</i>	1,486*** (35,968)	1,513*** (32,533)	1,501*** (23,889)
<i>DOCH_OG_PC</i>	-0,144*** (-23,870)	-0,147*** (-21,759)	-0,132*** (-14,420)
<i>FREK_WYBOR</i>	-0,001 (-1,343)	-0,002** (-2,418)	-0,004*** (-4,723)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,119*** (3,932)	0,175*** (5,115)	0,388*** (8,403)
<i>LUDNOSC</i>	0,006*** (5,277)	0,009*** (6,549)	0,016*** (8,700)
<i>KLESZCZOW</i>	5,466*** (17,540)	5,646*** (16,092)	5,001*** (10,548)
Liczba obserwacji	<i>N</i> =1563	<i>N</i> =1563	<i>N</i> =1563
<i>R</i> ²	0,320	0,307	0,269
Skorygowany <i>R</i> ²	0,318	0,305	0,267

U w a g a. Poziom istotności: ** — 5%, *** — 1%. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Wyniki estymacji modelu obejmującego gminy wiejskie (tabl. 7) wskazują, że zmienna frekwencja wyborcza jest nieistotna statystycznie dla efektywności działalności gminy mierzonej indeksem *PSE*. W przypadku pozostałych gmin odnotowuje się zależność ujemną. Koresponduje to z wynikami badania CAWI w odniesieniu do ponownego wyboru liderów oraz oceny efektów kadencji. Jest także zgodne z wynikami otrzymanymi przez Bukowską i Fałkowskiego (2016). Podobnie jak w przypadku ogółu gmin należy pamiętać, że uzyskana tu ujemna zależność nie dowodzi istnienia zależności przyczynowo-skutkowej i może być determinowana przez inną zmienną.

Wraz ze wzrostem udziału radnych z wyższym wykształceniem obserwuje się wzrost efektywności działalności gminy w przypadku każdej z trzech wersji indeksu. Koresponduje to z wynikami Karbownik i Kuli (2009). Można przypuszczać, że dla wyborców gmin wiejskich znaczenie wykształcenia radnych jest istotne. W przypadku dochodów ogółem *per capita* oraz efektywności mie-

²³ Przykładowo, koszt utrzymania szkoły czy budowy kanalizacji jest zbliżony niezależnie od liczby mieszkańców, korzyści są jednak zróżnicowane.

rzonych indeksami PSE odnotowuje się zależność negatywną. Wyniki estymacji wskazują ponadto na dodatnią zależność pomiędzy liczbą ludności a efektywnością działalności gminy. Podobnie jak w przypadku gmin miejsko-wiejskich może to być wynikiem efektu skali. Kleszczów różni się *in plus* pod względem efektywności od pozostałych gmin wiejskich.

W celu zbadania odporności uzyskanych wyników na zmianę specyfikacji modelu, powiększono liczbę zmiennych. Zmienną dochody ogółem gminy *per capita* zastąpiono trzema zmiennymi: dochody własne gminy *per capita*, subwencje *per capita* oraz dotacje *per capita*. W większości przypadków wyniki pozostały odporne na zmianę specyfikacji modelu (tabl. 8).

TABL. 8. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE , PSE_A I PSE_B Z WIĘKSZĄ LICZBĄ ZMIENNYCH

Zmienne	PSE	PSE_A	PSE_B
Gminy ogółem			
<i>CONST</i>	1,423*** (47,210)	1,494*** (45,682)	1,714*** (41,449)
<i>DOCH_WLAS_PC</i>	-0,118*** (-26,790)	-0,116*** (-24,265)	-0,088*** (-14,554)
<i>SUBWENCJA_PC</i>	-0,109*** (-8,544)	-0,147*** (-10,621)	-0,286*** (-16,369)
<i>DOTACJA_PC</i>	-0,129*** (-14,696)	-0,140*** (-14,704)	-0,180*** (-14,916)
<i>FREK_WYBOR</i>	-0,001* (-1,837)	-0,001*** (-2,684)	-0,004*** (-5,585)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,092*** (4,312)	0,111*** (4,750)	0,217*** (7,369)
<i>LUDNOSC</i>	0,000 (0,632)	0,000 (0,763)	-0,000 (-0,564)
<i>MIASTA_POW</i>	-0,080*** (-2,997)	-0,070** (-2,430)	-0,013 (-0,349)
<i>MIEJSKIE</i>	0,118*** (9,095)	0,098*** (6,941)	0,112*** (6,332)
<i>MIEJSKO_WIEJ</i>	0,051*** (6,385)	0,047*** (5,489)	0,048*** (4,369)
<i>KLESZCZOW</i>	4,339*** (17,495)	4,257*** (15,813)	3,050*** (8,963)
Liczba obserwacji	$N=2475$	$N=2475$	$N=2475$
R^2	0,395	0,377	0,422
Skorygowany R^2	0,393	0,374	0,420
Gminy miejskie i miasta na prawach powiatu			
<i>CONST</i>	1,297*** (15,493)	1,280*** (14,671)	1,293*** (14,991)
<i>DOCH_WLAS_PC</i>	-0,087*** (-10,893)	-0,084*** (-10,133)	-0,050*** (-6,070)
<i>SUBWENCJA_PC</i>	-0,031 (-0,769)	-0,072* (-1,729)	-0,169*** (-4,113)
<i>DOTACJA_PC</i>	-0,026 (-0,938)	-0,025*** (-2,839)	-0,078*** (-2,687)
<i>FREK_WYBOR</i>	0,000 (0,066)	0,001 (0,474)	-0,001 (-0,450)

TABL. 8. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU EFEKTYWNOŚCI PSE, PSE_A I PSE_B Z WIĘKSZĄ LICZBĄ ZMIENNYCH (dok.)

Zmienne	PSE	PSE _A	PSE _B
Gminy miejskie i miasta na prawach powiatu (dok.)			
<i>RADNI_WYZ</i>	0,088 (1,597)	0,095* (1,661)	0,209*** (3,704)
<i>LUDNOSC</i>	-0,000 (-1,093)	-0,000 (-0,726)	0,000 (-1,434)
<i>MIASTA_POW</i>	-0,282*** (-7,587)	-0,244*** (-6,309)	-0,166*** (-4,345)
Liczba obserwacji	<i>N</i> =304	<i>N</i> =304	<i>N</i> =304
<i>R</i> ²	0,637	0,604	0,549
Skorygowany <i>R</i> ²	0,628	0,595	0,538
Gminy miejsko-wiejskie			
<i>CONST</i>	1,490*** (26,991)	1,529*** (26,122)	1,754*** (23,657)
<i>DOCH_WLAS_PC</i>	-0,175*** (-19,773)	-0,173*** (-18,418)	-0,146*** (-12,314)
<i>SUBWENCJA_PC</i>	-0,247*** (-10,544)	-0,277*** (-11,147)	-0,420*** (-13,419)
<i>DOTACJA_PC</i>	-0,055*** (-4,488)	-0,060*** (-4,630)	-0,086*** (-5,249)
<i>FREK_WYBOR</i>	0,001 (1,312)	0,001 (1,075)	-0,001 (-1,151)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,016 (0,478)	0,022 (0,608)	0,024 (0,526)
<i>LUDNOSC</i>	0,002*** (3,009)	0,002*** (2,422)	0,002*** (3,049)
Liczba obserwacji	<i>N</i> =608	<i>N</i> =608	<i>N</i> =608
<i>R</i> ²	0,472	0,452	0,447
Skorygowany <i>R</i> ²	0,467	0,446	0,441
Gminy wiejskie			
<i>CONST</i>	1,478*** (33,217)	1,560*** (31,248)	1,750*** (28,826)
<i>DOCH_WLAS_PC</i>	-0,134*** (-19,591)	-0,134*** (-17,498)	-0,105*** (-10,531)
<i>SUBWENCJA_PC</i>	-0,113*** (-6,527)	-0,157*** (-8,075)	-0,285*** (-11,242)
<i>DOTACJA_PC</i>	-0,179*** (-13,845)	-0,196*** (-13,548)	-0,234*** (-12,352)
<i>FREK_WYBOR</i>	-0,001 (-1,541)	-0,002** (-2,251)	-0,003*** (-3,802)
<i>RADNI_WYZ</i>	0,113*** (3,617)	0,143*** (4,074)	0,262*** (5,728)
<i>LUDNOSC</i>	0,006*** (4,575)	0,007*** (5,336)	0,011*** (6,391)
<i>KLESZCZOW</i>	5,002*** (14,491)	5,021*** (12,956)	3,751*** (7,409)
Liczba obserwacji	<i>N</i> =1563	<i>N</i> =1563	<i>N</i> =1563
<i>R</i> ²	0,325	0,316	0,325
Skorygowany <i>R</i> ²	0,321	0,313	0,322

U w a g a. Poziom istotności: * — 10%, ** — 5%, *** — 1%. W nawiasach podano statystykę *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Wprowadzone dodatkowe zmienne mają znaki oszacowanych parametrów zgodne z oczekiwaniami oraz są istotne statystycznie. Wyjątek stanowi indeks *PSE* dla gmin miejskich oraz miast na prawach powiatu, który pozostaje statystycznie nieistotny dla subwencji i dotacji. W innych przypadkach odnotowuje się ujemną i statystycznie istotną zależność pomiędzy efektywnością działalności a dochodami gminy, niezależnie od ich źródła.

W modelu dla gmin ogółem statystyczną istotność traci wyłącznie zmienna zero-jedynkowa dla miast na prawach powiatu w przypadku indeksu *PSE_B*. Pozostałe zmienne mają identyczne znaki oszacowanych parametrów oraz wykazują istotność statystyczną (tabl. 3 i 8). W modelu dla gmin miejskich oraz miast na prawach powiatu również występuje jedna różnica. Dla indeksu *PSE_A* otrzymuje się istotny statystycznie wpływ zmiennej udział radnych z wyższym wykształceniem (tabl. 5 i 8). W modelu dla gmin miejsko-wiejskich w żadnym przypadku nie odnotowuje się statystycznej istotności dla frekwencji wyborczej oraz udziału radnych z wyższym wykształceniem w radzie gminy. Zmienne te były istotne w pierwotnej specyfikacji modelu — frekwencja dla indeksu *PSE_A*, a udział radnych dla indeksów *PSE_A* i *PSE_B* (tabl. 6 i 8). W modelu dla gmin wiejskich wszystkie zmienne mają identyczne znaki oszacowanych parametrów oraz wykazują istotność statystyczną (tabl. 7 i 8).

Podsumowanie

Na podstawie przeprowadzonych analiz sformułowano następujące wnioski:

- oszacowane znaki parametrów modeli wskazują na brak zależności lub zależność ujemną pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością działalności gmin mierzoną przy pomocy trzech wersji indeksu *PSE*. Nie potwierdzono zatem istnienia zależności agencyjnej rozumianej jako większe zaangażowanie obywateli w politykę i lepszą kontrolę władzy;
- uzyskana ujemna zależność pomiędzy frekwencją wyborczą a efektywnością działalności gmin może teoretycznie wskazywać na prawdziwość tezy dotyczącej aktywizacji elektoratu w przypadku złej oceny władzy lokalnej, mającej na celu wyrażenie sprzeciwu wobec jej dalszej działalności. Mimo to nie wydaje się właściwe twierdzenie, że niska frekwencja będzie warunkować wyższą efektywność — nie należy wyciągać wniosku o takim związku przy czynowo-skutkowym. Możliwe, że istnieje inna zmienna (np. skandal, korupcja, łamanie prawa), nieuwzględniona w badaniu, która oddziałuje jednocześnie na efektywność i frekwencję;
- oszacowane znaki parametrów modeli wskazują na brak zależności lub dodatnią zależność pomiędzy wielkością udziału radnych z wyższym wykształceniem w radach gminy a efektywnością jej działalności mierzoną za pomocą trzech wersji indeksu *PSE*. Pozwala to potwierdzić zależność agencyjną, polegającą na tym, że obywatele starają się wybierać osoby o wysokich kompe-

tencjach, oczekując od nich otrzymywania większej efektywności w dostarczaniu dóbr publicznych. Zależność ta jest odnotowywana w szczególności dla ogółu gmin oraz gmin wiejskich;

- wyniki estymacji wskazują na dodatnią zależność pomiędzy liczbą ludności a efektywnością działalności gmin wyłącznie dla gmin miejsko-wiejskich i wiejskich. Może to być wynikiem efektu skali.

dr Radosław Piwowarski — *Uniwersytet Łódzki*

LITERATURA

- Afonso, A., Schuknecht, L., Tanzi, V. (2003). Public sector efficiency: an international comparison. *European Central Bank Working Paper*, (242), 1—37.
- Afonso, A., Schuknecht, L., Tanzi, V. (2006). Public sector efficiency — evidence for new EU member states and emerging markets. *European Central Bank Working Paper Series*, (581), 1—50.
- Alt, J. E., Lassen, D. D. (2006). Fiscal transparency, political parties and debt in OECD countries. *European Economic Review*, 50, 1403—1439.
- Alvarez, M. R., Hall, T. E. (2006). Controlling Democracy: The Principal-Agent Problems in Election Administrations. *The Policy Studies Journal*, 34(4), 491—510.
- Borge, L. E., Falch, T., Tovmo, P. (2008). Public sector efficiency: the roles of political and budgetary institutions, fiscal capacity, and democratic participation. *Public Choice*, 136, 475—495.
- Borge, L.E., Parmer, P., Torvik, R. (2013). Local natural resource curse? *CAMP Working Paper Series*, (5), 1—37.
- Bukowska, G., Fałkowski, J. (2016). Monopolizacja władzy a wyniki gospodarcze na poziomie Polski lokalnej. *Gospodarka Narodowa*, (2), 91—120.
- Cześnik, M. (2009). *Partycypacja wyborcza Polaków*. Warszawa: Instytut Spraw Publicznych.
- De Borger, B., Kerstens, K. (1996). Cost efficiency of Belgian local governments: A comparative analysis of FDH, DEA and econometric approaches. *Regional Science and Urban Economics*, 26, 145—170.
- De Borger, B., Kerstens, K., Moesen, W., Vanneste, J. (1994). Explaining differences in productive efficiency: An application to Belgian municipalities. *Public Choice*, 80, 339—358.
- Eisenhardt, K. M. (1989). Agency Theory: An Assessment and Review. *Academy of Management Review*, 14(1), 57—74.
- Geys, B., Heinemann, F., Kalb, A. (2010). Voter involvement, fiscal autonomy and public sector efficiency: Evidence from German municipalities. *European Journal of Political Economy*, 26, 265—278.
- Geys, B., Heinemann, F., Kalb, A. (2012). Value for money? German local government efficiency in a comparative perspective. *Applied Economics*, 44(2), 201—218.
- Giordano, R., Tommasino, P. (2011). Public sector efficiency and political culture. *Working Papers (Temi di discussione) Banca D'Italia*, (786), 1—34.
- GUS (2015). *Gospodarka finansowa jednostek samorządu terytorialnego 2014*. Warszawa: GUS.
- Kalb, A. (2010). *Public sector efficiency: applications to local governments in Germany*. Wiesbaden: Gabler Verlag.
- Karbownik, B., Kula, G. (2009). Efektywność sektora publicznego na poziomie samorządu lokalnego. *Materiały i Studia NBP*, (242), 1—49.

- Kurniewicz, A., Trutkowski, C. (2015a). *Bilans kadencji 2010—2014 w świetle wyników wyborów samorządowych. Najważniejsze wnioski*. Pobrane z: http://www.frdl.org.pl/pliki/frdl/document/publikacjeFRDL/Bilans_WNIOSKI.pdf (dostęp 16.11.2016 r.).
- Kurniewicz, A., Trutkowski, C. (2015b). *Bilans kadencji 2010—2014, wyniki badania CAWI*. Pobrane z: <http://www.frdl.org.pl/pliki/frdl/document/publikacjeFRDL/BILANS%20kadencji%20prezentacja%20calosc.pdf> (dostęp 16.11.2016 r.).
- Panicz, U. (2011). Frekwencja wyborcza a stan polskiej demokracji. *Refleksje*, (4), 107—123.
- Piwowski, R. (2014). Społeczne oceny działalności polskich rządów w latach 2002—2012 w świetle modelu uwzględniającego umiejętności i karierę polityka. *Studia Ekonomiczne*, (4), 469—588.
- Regulski, J. (2010). Samorząd a model państwa. *Infos BAS*, (10), 1—4.
- Revelli, F., Tovmo, P. (2007). Revealed yardstick competition: Local government efficiency patterns in Norway, *Journal of Urban Economics*, (62), 121—134.
- Ross, S. A. (1973). The Economic Theory of Agency: The Principal's Problem. *The American Economic Review*, 63(2), 134—139.
- Stępień, B., Makrenek, M. (2004). *Subwencja wyrównawcza dla gmin. Analiza szczegółowa*. Pobrane z: http://www.iar.pl/PlikiPdf/Opracowania/Subwencja_wyrownawcza-analiza_szczegolowa.pdf (dostęp 21.11.2016 r.).

Summary. *The aim of the research is to assess the influence of voter turnout and education level of councillors — which can be considered as the elements affecting the agency relationship — on the efficiency of public goods delivery by gminas. Public Sector Efficiency (PSE) index was used as a measure of efficiency. On the basis of the cross-sectional sample, the parameters of the econometric model were estimated for all gminas and their breakdown into: urban including cities with powiat rights, urban-rural and rural. Data published by the CSO and the National Electoral Commission for 2014 were used. The results did not confirm agency dependence understood as a greater involvement of citizens in politics and better control of power. They indicated, however, the possibility of a positive relationship between councillors' competencies and the efficiency of public goods delivery to the residents of gminas.*

Keywords: public sector efficiency, voter turnout, agency theory.