

Wojciech Grabowski

Uniwersytet Łódzki, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych, ul. Rewolucji 1905 r. 41,
90-214 Łódź; e-mail: emfwog@uni.lodz.pl

CZYNNIKI DETERMINUJĄCE REELEKCJĘ PREZYDENTÓW POLSKICH MIAST

Streszczenie: Celem artykułu jest analiza czynników determinujących prawdopodobieństwo reelekcji wśród prezydentów polskich miast. Szacowane są parametry modelu dwumianowego w celu identyfikacji czynników wpływających na prawdopodobieństwo ponownego wyboru. Okazuje się, że mieszkańcy wysoko cenią wydatki dokonywane przez władze miasta w roku wyborczym, w tym przede wszystkim wydatki na gospodarkę mieszkaniową. Dużą szansę na reelekcję mają prezydenci miast dobrze pozyskujących środki z Unii Europejskiej, w których sytuacja na rynku pracy jest stabilna, a zamożność mieszkańców i firm (w porównaniu z początkiem kadencji) nie uległa pogorszeniu. Skuteczność ubiegania się o reelekcję jest wyższa w grupie miast wojewódzkich, a także należących w przeszłości do zaboru austriackiego, lub położonych na tzw. Ziemiach Odzyskanych. Zmienne z zakresu socjologii polityki okazały się mieć również istotny wpływ na analizowane prawdopodobieństwo.

Słowa kluczowe: reelekcja, prezydent miasta, model dwumianowy

FACTORS DETERMINING THE LIKELIHOOD OF REELECTION OF POLISH MAYORS

The aim of the paper is to analyze the factors determining the likelihood of reelection of Polish mayors. In order to identify the factors impacting the likelihood of reelection, the author estimates the parameters of the binomial model. The results show that spending in the election year, especially on housing, is greatly appreciated by the inhabitants of cities. The mayors who are very likely to be reelected are leaders of cities that are successful in acquiring EU funds, where the labour market is stable, and the material situation of inhabitants and businesses does not deteriorate during their term. Cities that are capitals of voivodeships offer a greater likelihood of reelection, as do those formerly in the Austrian partition or on the so-called Reclaimed Lands of Western Poland. Variables belonging to the domain of sociology of politics have an equally significant impact on the analyzed likelihood.

Keywords: Reelection, mayor, binomial model.

Wybory samorządowe odbywają się w Polsce raz na 4 lata. Wybierani są wówczas m.in. prezydenci 107 miast. Wyniki tych wyborów, w porównaniu z wynikami wyborów parlamentarnych czy prezydenckich, charakteryzują się zdecydowanie niższym poziomem alternacji. Oznacza to, że w wyborach prezydentów miast, reelekcja jest zjawiskiem relatywnie częstym. Najdłużej urzędującym prezydentem w Polsce jest Zygmunt Frankiewicz, sprawujący od 1993 roku władzę

w Gliwicach. Wielu innych prezydentów miast (np. Wojciech Szczurek, Michał Zaleski) także sprawuje swój urząd od wielu lat, osiągając w wyborach bezpośrednich dużą przewagę nad kontrkandydatami. Jednak w 2014 roku kilku rządzących nieprzerwanie od kilkunastu lat prezydentów (np. Tadeusz Jędrzejczak, Ryszard Grobelny) musiało ustąpić ze stanowiska. Istnieją pozytywne i negatywne aspekty reelekcji. Z jednej strony sprzyja ona profesjonalizacji elit samorządowych (Drzonek, 2013a), z drugiej zaś – zbyt długie sprawowanie władzy może prowadzić do klientelizmu politycznego. Z punktu widzenia ciągłości władzy, polskie miasta różnią się między sobą zdecydowanie. W niektórych miastach (takich jak np. Tarnobrzeg i Ostrów Wielkopolski) kandydaci, ubiegający się o reelekcję, często przegrywają wybory. Na drugim biegunie znajdują się miasta (takie jak np. Nowa Sól i Krosno), gdzie prezydenci, rządzący przez wiele lat, nie mają problemów z uzyskiwaniem reelekcji. Warto zatem spróbować znaleźć odpowiedź na pytanie dotyczące powodów zróżnicowania w poparciu społecznym dla prezydentów miast. Wykorzystując dane z czterech wyborów samorządowych, możliwa jest zarówno identyfikacja czynników determinujących prawdopodobieństwo reelekcji, jak i sprawdzenie, czy skłonność wyborców do głosowania na urzędującego prezydenta różniła się między wyborami oraz zależała od historii miasta lub pełnionej przez nie funkcji administracyjnej. Badania, poświęcone zależnościom pomiędzy jakością rządzenia a skutecznością ubiegania się o reelekcję, prowadzone były m.in. przez Gendźwiłła (2008). Ponieważ dotychczas przeprowadzone analizy dotyczyły na ogół jednego okresu wyborczego, wartością dodaną niniejszego badania jest próba identyfikacji czynników wpływających na prawdopodobieństwo reelekcji w dłuższym horyzoncie czasowym. Oprócz tego, dzięki zastosowaniu szerokiej specyfikacji, która obejmowała zarówno zmienne z zakresu socjologii polityki, związane z politycznym cyklem koniunkturalnym, dotyczące wykorzystania środków unijnych, jak i związane z sytuacją ekonomiczną w miastach, możliwe jest dokładne zmierzenie wpływu poszczególnych czynników.

Celem badania jest sprawdzenie, w jakim stopniu sytuacja ekonomiczna, sposób wydatkowania środków budżetowych oraz zaangażowanie ideologiczne prezydentów wpływają na prawdopodobieństwo reelekcji dla grupy obejmującej 107 miast. Na podstawie danych dotyczących głównych kategorii wydatkowych, wskaźników makroekonomicznych oraz danych pochodzących ze stron internetowych Państwowej Komisji Wyborczej, szacowane są parametry panelowego modelu dwumianowego. Ponieważ prezydent miasta na prawach powiatu jest wybierany bezpośrednio od 2002 roku, to zagadnienie reelekcji bezpośrednio wybranego prezydenta można rozważać od 2006 roku. Dlatego też analizowane są następujące czteroletnie interwały: 2002–2006, 2006–2010, 2010–2014. Uzyskane wyniki umożliwią poznanie mechanizmów, które kierują decyzjami społeczności lokalnych oraz zrozumienie zależności pomiędzy sytuacją ekonomiczną a poziomem zadowolenia mieszkańców. Możliwe będzie wskazanie obszarów, na które urzędujący prezydenci powinni zwrócić szczególną uwagę, by uzyskać większe poparcie społeczne.

Kolejna część niniejszego artykułu zawiera przegląd literatury dotyczącej wpływu zmiennych ekonomicznych i politycznych na prawdopodobieństwo reelekcji. Następnie przedstawione zostaną dane dotyczące skuteczności starania się o reelekcję w polskich miastach w latach 2006–2014 oraz zaprezentowana będzie metoda badawcza. W dalszej kolejności podane zostaną wyniki estymacji parametrów oraz ich interpretacja, wartości mierników dopasowania oraz rezultaty testów diagnostycznych. Zakończenie artykułu zawiera konkluzje.

Czynniki determinujące prawdopodobieństwo reelekcji. Przegląd literatury

Badania, dotyczące czynników determinujących prawdopodobieństwo reelekcji prezydentów polskich miast, prowadzone były w oparciu o wyniki wyborów samorządowych przeprowadzanych przed 2014 rokiem (por. m.in. Flis 2011; Gendźwił 2010a, 2010b; Gendźwił, Żółtak 2012; Drzonek 2013a, 2013b, 2014; Kolczyński, Faracik-Nowak 2013; Czaja 2014). Możliwe jest wyróżnienie następujących grup czynników, które wpływają na prawdopodobieństwo reelekcji: czynniki z zakresu socjologii polityki, związane z sytuacją ekonomiczną miasta, związane z politycznym cyklem koniunkturalnym oraz dotyczące wykorzystywania funduszy z UE.

Zgodnie z teoriami, dotyczącymi związku między zaangażowaniem ideologicznym prezydenta a szansami na reelekcję, fakt braku przynależności do partii politycznej powinien przyczyniać się do wzrostu prawdopodobieństwa ponownego wyboru. Społeczności lokalne preferują na ogół bezpartyjnych kandydatów, gdyż partie polityczne są przez nie postrzegane jako organizacje ogólnokrajowe, uwikłane w politykę centralną. Niezwiązani z polityką obywatele postrzegają partie jako instytucje w gruncie rzeczy bardzo do siebie podobne, a jednak dzielące ludzi (por. Gendźwił 2012, 2013). W związku z tym, przynależność prezydenta miasta do partii politycznej może prowadzić do konfliktu interesów: partyjnego i lokalnego (por. Gendźwił 2010a; Drzonek 2013b). Kandydaci na prezydentów często rozumieją społeczne nastawienie do partii politycznych i wybierają bezpartyjność jako strategię służącą zdobyciu/utrzymaniu władzy w mieście. Partie są przez nich postrzegane jako instytucje ograniczające swobodę działań, niedostosowane do specyficznych potrzeb polityki lokalnej, natomiast przynależność do nich determinuje konieczność podejmowania decyzji zgodnie z kluczem partyjnym. Negatywny odbiór społeczny partii politycznych zwiększa szanse kandydatów bezpartyjnych, którzy chcą być postrzegani jako działacze społeczni, a nie jako politycy. Przynależność do partii politycznej wiąże się także z ryzykiem pogorszenia wizerunku polityka lokalnego oraz „odpowiadania za błędy”, w przypadku negatywnych działań tej samej formacji na szczeblu centralnym. Zaangażowanym ideologicznie działaczom lokalnym ciężko jest przekonać zwłaszcza tych wyborców, którzy popierają alternatywną ideologię (por. Czaja 2014). Dlatego też wydaje się, że w wyborach samorządowych mieszkańcy miast chętniej popierają polityków niezależnych. Wśród zmiennych objaśniających rozważana jest zmienna binarna BEZPARTYJNOŚĆ, która przyjmuje war-

tość 1 w przypadku, gdy ubiegający się o reelekcję prezydent jest bezpartyjny i nie jest popierany przez żadną liczącą się partię polityczną.

Wydaje się, że jeśli ubiegający się o reelekcję prezydent nie jest bezpartyjny, to wówczas jego szanse wzrastają w przypadku, gdy reprezentuje opcję polityczną chętniej popieraną przez mieszkańców danego miasta. Badania, dotyczące postaw wyborczych Polaków, wskazują na istotne znaczenie uwarunkowań historyczno-kulturowych oraz warunków społeczno-gospodarczych w determinowaniu decyzji wyborczych (por. Zarycki 1997; Kowalski 2003; Krzeмиński 2009). W niektórych regionach Polski wyborcy chętnie oddają głos na kandydatów reprezentujących partie liberalne, w innych zaś dominują głosy oddane na kandydatów partii konserwatywnych lub posiadających lewicową orientację. Dlatego też prezydentowi, reprezentującemu np. partię konserwatywną, ciężko jest starać się o reelekcję, gdy zdecydowana większość wyborców w mieście reprezentuje alternatywny światopogląd. Z drugiej strony, prezydent, który nie osiąga sukcesów na polu gospodarczym, może zostać wybrany na kolejną kadencję tylko dlatego, że reprezentuje partię cieszącą się dużym poparciem w mieście. W badaniu empirycznym rozważane jest zastosowanie zmiennej binarnej $PARTIA_{ZGODNOŚĆ}$, która przyjmuje wartość 1 jeśli poparcie dla partii politycznej w mieście (w wyborach do Sejmików Wojewódzkich) – pod której szyldem startuje ubiegający się o reelekcję kandydat – przekracza średnie ogólnopolskie poparcie dla tej partii o co najmniej 10%.

Kolejnym czynnikiem, rozważanym w badaniu empirycznym, jest jakość współpracy prezydenta z radą miasta. W badaniu empirycznym rozważana jest zmienna $RADA_{MIASTA}$, która przyjmuje wartości odpowiadające ilorazowi liczby radnych z komitetu wyborczego ubiegającego się o reelekcję prezydenta do całkowitej liczby radnych w mieście. Jeśli do efektywnego sprawowania władzy wystarczają głosy radnych z prezydenckiego ugrupowania, to prawdopodobieństwo reelekcji powinno być wyższe. Koalicje między komitetem wyborczym urzędującego prezydenta a innymi komitetami powodują nieuchronne tarcia wewnętrzne, co przekłada się na mniejszą sprawność w zarządzaniu miastem (por. Drzonek 2013a). Formowanie szerokich koalicji zmusza do zawierania wielu kompromisów, co utrudnia realizację postawionych celów oraz obietnic wyborczych. Oczekiwany znak oszacowania przy tej zmiennej jest zatem dodatni.

Ważnymi czynnikami, które mogą mieć wpływ na prawdopodobieństwo reelekcji, są: poziom poparcia w wyborach poprzednich oraz poziom rywalizacyjności wyborów. Jeżeli w wyborach poprzedzających starania o reelekcję prezydent uzyskał silne poparcie, to wówczas cieszy się on większym tzw. „początkowym kapitałem zaufania”. Im wyższe jest poparcie na początku sprawowania prezydentury, tym mniejsze jest prawdopodobieństwo jego utraty. Jako miernik początkowego kapitału zaufania przyjmuje się relację liczby głosów oddanych na prezydenta w pierwszej turze wyborów (poprzedzających starania o reelekcję) w stosunku do całkowitej liczby ważnych głosów (zmienna $SIŁA_{WYBORU}$). Rywalizacyjność wyborów jest odwrotnie proporcjonalna do wskaźnika intensywności rywalizacji wyborczej. Wskaźnik intensywności rywalizacji (zmienna $INTENSYWNOŚĆ_{RYWALIZACJI}$) mierzy się procentową różnicą między liczbą

głosów uzyskanych w pierwszej turze wyborów (poprzedzających starania o reelekcję) przez urzędującego prezydenta a liczbą głosów uzyskanych przez najgroźniejszego kontrkandydata. Zgodnie z hipotezą Lazarsfelda (Lazarsfeld i in. 1968), wzrost rywalizacyjności sprzyja konfuzji wyborców. Dlatego też wysoka wartość analizowanej zmiennej świadczy o braku liczącego się kontrkandydata urzędującego prezydenta. W związku z tym, znalezienie przeciwników, którzy mogliby zagrozić urzędującemu prezydentowi, jest trudne. Wzrost wartości zmiennej $INTENSYWNOSC_{RYWALIZACJI}$ powinien prowadzić do wzrostu analizowanego prawdopodobieństwa.

Zagadnienie cykliczności wydatków budżetowych jednostek samorządowych i ich związku z cyklem wyborczym jest szeroko omawiane w literaturze politologicznej. Wyniki wielu badań wskazują na istotny wzrost wydatków w latach poprzedzających wybory samorządowe oraz ich spadek w latach następujących tuż po wyborach (por. m.in. Aidt, Mooney, 2014). Ważnym przedmiotem badań socjologów i politologów są także reakcje wyborców na oportunistyczne zachowania władz lokalnych. Wyniki niektórych badań wskazują na istotny wzrost prawdopodobieństwa reelekcji wraz z poprzedzającym głosowanie zwiększeniem wydatków samorządowych (por. m.in. Aidt i in. 2011). Rezultaty, uzyskane przez Cassette i Farvaque (2014), wskazują na niższe prawdopodobieństwo reelekcji w przypadku władz samorządowych, które generują duży dług w okresie trwania rządów oraz wzrost prawdopodobieństwa ponownego wyboru, jeśli ten dług zostaje wygenerowany w roku poprzedzającym wybory. W celu sprawdzenia wpływu kategorii, związanej z politycznym cyklem koniunkturalnym, na prawdopodobieństwo reelekcji, w zbiorze potencjalnych zmiennych objaśniających uwzględniana jest zmienna $RELACJA_{WYDATKOW}$. Jest ona definiowana jako iloraz wydatków na mieszkańca w roku wyborczym do średnich wydatków na mieszkańca w trzech latach poprzedzających wybory. Wykorzystywane są wartości realne, obliczone przy wykorzystaniu jednopodstawowego indeksu cen CPI (2014 = 100). Dane pochodzą z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (Kategoria: Finanse publiczne; Grupa: Wydatki budżetów gmin i miast na prawach powiatu).

Ważnymi determinantami prawdopodobieństwa reelekcji powinny być także rozmiary wydatków w poszczególnych dziedzinach (por. Veiga, Veiga, 2007; Sakurai, Menezes-Filho, 2008) W badaniu empirycznym rozważane są zmienne objaśniające $WYDATKI_{MIESZKANIOWE}$, $WYDATKI_{OSWIATA}$, $WYDATKI_{ZDROWIE}$ oraz $WYDATKI_{ADMINISTRACJA}$. Ich wartości pochodzą z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (Kategoria: Finanse publiczne; Grupa: Wydatki budżetów gmin i miast na prawach powiatu). Na przykład, wartości zmiennej $WYDATKI_{MIESZKANIOWE}$ oblicza się jako średnią arytmetyczną z urealnionych za pomocą indeksu CPI (2014=100) wydatków budżetu miasta na gospodarkę mieszkaniową (Dział 700) na mieszkańca z czterech lat (rok ubiegania się o reelekcję i 3 poprzednie lata). Wartości dla zmiennych $WYDATKI_{ADMINISTRACJA}$, $WYDATKI_{OSWIATA}$ oraz $WYDATKI_{ZDROWIE}$ oblicza się analogicznie, z tą różnicą, że wykorzystywane są odpowiednio wydatki z działów 750, 801 i 851. Oczekuje się, że wraz ze wzrostem wydatków na gospodarkę mieszkaniową, oświatę

i zdrowie, zadowolenie mieszkańców powinno rosnać. Wzrost wydatków na administrację z jednej strony może prowadzić do poprawy jakości zarządzania miastem, a z drugiej strony może powodować niezadowolenie mieszkańców, którzy sugerują potrzebę zastąpienia wydatków administracyjnych innymi wydatkami (np. transport, oświata, ochrona zdrowia).

Sytuacja ekonomiczna samorządu jest również często rozważana jako jedna z głównych determinant wyboru władz lokalnych. Zgodnie z „teorią odpowiedzialności” elektorat uznaje, że samorząd jest odpowiedzialny za sytuację gospodarczą jednostki (por. m.in. Balaguer-Coll i in. 2015). Zależność pomiędzy wynikami ekonomicznymi miasta a prawdopodobieństwem reelekcji może zostać także wyjaśniona za pomocą teorii głosowania ekonomicznego (por. m.in. Markowski, Cześnik, Kotnarowski, 2015). Jest ona narzędziem opisu mechanizmu, według którego sytuacja gospodarcza przekłada się na ocenę ludzi odpowiedzialnych za gospodarkę. Należy jednak uwzględnić fakt, że „ekonomia nie głośuje – głośują ludzie” (por. Nannestad, Paldam, 2000). Ocena sytuacji, formułowana przez pojedynczego obywatela, ma charakter subiektywny. Publikowane obiektywne wskaźniki makroekonomiczne wpływają na ocenę sytuacji kraju, regionu czy miasta, ale w pełni jej nie determinują. Ogłoszenie gospodarczego sukcesu przez formację rządzącą jest często kontrowane przez opozycję próbującą zneutralizować pozytywny wydźwięk komunikatów. Zgodnie z koncepcją Petera Nannestada i Martina Paldama (2000), głosowanie ekonomiczne polega na „obserwacji i ewaluacji”. W celu uzyskania pozytywnych reakcji wyborców nie wystarczy sukces gospodarczy, ważne jest także, aby został on dostrzeżony przez mieszkańców. Lepsza sytuacja ekonomiczna samorządu powinna zatem przekładać się na wzrost frakcji wyborców pozytywnie oceniających prezydenta miasta.

Zmienna, ilustrująca sytuację na rynku pracy w j -tym mieście, w okresie sprawowania władzy przez prezydenta ubiegającego się o reelekcję w roku t , przyjmuje następującą postać:

$$\text{RYNEK}_{\text{PRACY}_{j,t}} = \frac{1}{4} \left(\sum_{i=0}^3 w_{t-i} U_{j,t-i}^{\text{rel}} + \sum_{i=0}^3 w_{2t-i} PL_{j,t-i}^{\text{rel}} \right), \quad (1)$$

gdzie:

$$U_{j,t}^{\text{rel}} = U_t^{\text{max}} - U_{j,t},$$

$$PL_{j,t}^{\text{rel}} = PL_{j,t} / PL_t^{\text{max}},$$

$$w_{1t} = (1 / \sigma_{1t}) / ((1 / \sigma_{1t}) + (1 / \sigma_{2t})),$$

$$w_{2t} = (1 / \sigma_{2t}) / ((1 / \sigma_{1t}) + (1 / \sigma_{2t})),$$

$$\sigma_{1t} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^N (U_{j,t}^{\text{rel}} - \bar{U}_t^{\text{rel}})^2}{N}},$$

$$\sigma_{2t} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^N \left(PL_{j,t}^{rel} - \overline{PL}_t^{rel} \right)^2}{N}}$$

$U_{j,t}$ – stopa bezrobocia w j -tym mieście w okresie t ,

$PL_{j,t}$ – średnia płaca w j -tym mieście w okresie t ,

U_t^{\max} – maksymalna (w próbie) stopa bezrobocia w okresie t ,

PL_t^{\max} – maksymalna (w próbie) płaca w okresie t ,

N – liczba miast.

Dane dotyczące stopy bezrobocia pochodzą z Banku Danych Lokalnych GUS (Kategoria: Rynek pracy; Grupa: Bezrobocie rejestrowane). Z tej samej bazy pochodzą dane dotyczące średnich płac (Kategoria: Wynagrodzenia i świadczenia społeczne; Grupa: Wynagrodzenia). W przypadku miast, niemających prawa powiatu, dane dotyczące płac oraz stopy bezrobocia uzyskano ze strony internetowej: www.polskawliczbach.pl z działu: „Rynek pracy”.

Zmienna, ilustrująca poziom zamożności przedsiębiorstw i mieszkańców w okresie pełnienia obowiązków przez ubiegającego się o reelekcję w roku t prezydenta miasta j , przyjmuje następującą postać:

$$\text{DOCHODY}_{\text{PODATKOWE}_{j,t}} = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 \text{DOCHODY}_{\text{PODATKOWE}_{j,t}^{\text{REL}}}, \quad (2)$$

gdzie:

$$\text{DOCHODY}_{\text{PODATKOWE}_{j,t}^{\text{REL}}} = \frac{\text{PIT}_{j,t} + \text{CIT}_{j,t} + \text{NIER}_{j,t}}{\max_j (\text{PIT}_{j,t} + \text{CIT}_{j,t} + \text{NIER}_{j,t})},$$

$\text{PIT}_{j,t}$ – dochody z podatków od osób fizycznych na mieszkańca w mieście j w roku t ,

$\text{CIT}_{j,t}$ – dochody z podatków od osób prawnych na mieszkańca w mieście j w roku t ,

$\text{NIER}_{j,t}$ – dochody z podatków od nieruchomości na mieszkańca w mieście j w roku t ,

Dane dotyczące dochodów podatkowych pochodzą z Banku Danych Lokalnych GUS (Kategoria: Finanse publiczne; Grupa: Dochody budżetów gmin i miast na prawach powiatu; Podgrupa: Dochody własne).

Nie jest oczywiste, czy respondenci oceniają sytuację ekonomiczną miasta, czy zwracają uwagę na zmiany, które zaszły w czasie trwania kadencji. Wiadomo, że różnice w zamożności mieszkańców największych polskich miast oraz mniejszych miast są trwałe i ich wyeliminowanie jest bardzo trudne. Dlatego też w badaniu empirycznym rozważane jest uwzględnienie zarówno zmiennych, które ilustrują sytuację ekonomiczną w latach trwania kadencji ubiegającego się o reelekcję prezydenta, jak i kategorii ilustrujących zmiany, które zaszły pomiędzy rokiem ubiegania się o reelekcję a rokiem poprzednich wyborów.

Okres 2004–2014 obfitował w fundusze unijne dla samorządów. O ile dotacje z funduszy UE stanowiły zaledwie 5% wydatków inwestycyjnych samorządów w 2004 roku, o tyle, po upływie 10 lat od wejścia Polski do Unii Europejskiej,

wielkość ta wzrosła do 30% (por. Swianiewicz, Łukomska, 2015). Poszczególne miasta prezydenckie różniły się z punktu widzenia wykorzystania funduszy unijnych. Na przykład, o ile w Gdańsku wydatki finansowe ze środków unijnych przekroczyły 5000 (w zł *per capita*, uwzględniając inflację – w cenach stałych z 2014 roku; bez danych ze spółek miejskich), o tyle w Knurowie ta wielkość nie przekroczyła 200. Zróznicowanie miast pod względem wykorzystania środków unijnych mogło doprowadzić do istotnych różnic w zmianach, jakie zaszły podczas dziesięciolecia obecności w UE. Większa skala inwestycji ze środków unijnych powinna prowadzić do wzrostu zadowolenia mieszkańców, którzy dostrzegają pozytywne zmiany, jakie zachodzą w ich otoczeniu i są związane z poprawą infrastruktury, transportu czy remontem reprezentacyjnych części miast. Chociaż mieszkańcy miast, które dobrze wykorzystują środki unijne, mają świadomość ich pochodzenia, to wiedzą również, że aktywność urzędników miejskich ma wpływ na rozmiary dofinansowania. Korzystając z rankingu wykorzystania środków z Unii Europejskiej w latach 2004–2014 (por. tamże), zidentyfikowano 15 miast, w których omówione tu wydatki finansowe ze środków unijnych przekroczyły 3600 zł na osobę. Zdefiniowano zmienną binarną $WYSOKIE_{DOFINANSOWANIE\ UE}$, która przyjmuje wartość 1 dla tych 15 miast, które najlepiej wykorzystywały fundusze unijne podczas obecności Polski w UE.

Dane. Metoda badawcza

Rozważana jest populacja 107 miast prezydenckich. Dane empiryczne dotyczą wyborów samorządowych przeprowadzonych w 2002, 2006, 2010 i 2014 roku. Rozważane są trzy okresy (rok 2006, rok 2010 i rok 2014). Wybory prezydenckie i wybory do Rady Miasta w Zielonej Górze odbyły się wyjątkowo nie w 2014, lecz w 2015 roku i w badaniu wykorzystywane są dane dotyczące tych wyborów. Dane dotyczące reelekcji, zaangażowania ideologicznego kandydatów, rywalizacyjności oraz wartości zmiennej $RADA_{MIASTA}$ pochodzą ze stron PKW. Warto wyjaśnić, dlaczego w badaniu uwzględniono wszystkie miasta prezydenckie, a nie ograniczono się do 66 miast na prawach powiatu, tak jak to zostało uczynione np. w pracach Adama Gendźwiłła (2008) czy Macieja Drzonka (2013a)¹:

- ograniczając próbę do 66 miast, świadomie pozbywamy się $41 \times 3 = 123$ obserwacji, co może mieć negatywny wpływ na precyzję szacunku;
- pozycja ustrojowa prezydenta miasta na prawach powiatu jest podobna pozycji zajmowanej przez prezydentów innych miast (por. Szmulik, Serafin, Miaskowska, 2007);
- wykorzystywane kategorie, dotyczące dochodów i wydatków miast, są dostępne dla wszystkich miast prezydenckich i tak samo odzwierciedlają sytuację w jednych i drugich;
- przedmiotem badania jest m.in. reakcja wyborców na sytuację ekonomiczną w mieście bez względu na to, kto jest za nią odpowiedzialny. Jeśli na przykład

¹ Autorzy Ci argumentowali, że prezydent miasta, które ma status powiatu ma większe kompetencje.

w mieście, które nie ma powiatowego statusu, stopa bezrobocia jest wysoka, to mieszkańcy często „winią” prezydenta, chociaż środki na walkę z bezrobociem uzyskują urzędy pracy podległe staroście. Dlatego też reakcja mieszkańców na złą sytuację na rynku pracy powinna być taka sama w obu typach miast.

Fakt braku posiadania praw powiatu może mieć negatywny wpływ na prawdopodobieństwo reelekcji, jednak w celu jego zweryfikowania należy uwzględnić odpowiednią zmienną zero-jedynkową w modelu.

W kilku przypadkach (np. w Opolu w 2014) prezydenci nie ubiegali się o reelekcję, w związku z tym obserwacje te są usunięte z badania. Inna sytuacja była np. w Suwałkach, gdzie kilka miesięcy przed wyborami samorządowymi zmarł prezydent Józef Gajewski. Tu w wyborach prezydenckich w 2010 r. dotychczasowy wiceprezydent – Czesław Renkiewicz – skutecznie ubiegał się o stanowisko. W związku z tym wynik, uzyskany przez prezydenta Renkiewicza, interpretowany jest jako reelekcja prezydenta Gajewskiego. Namaszczenie miało miejsce także w przypadku Koszalina w 2010 roku (por. Drzonek, 2014) oraz Katowic w 2014 roku. W przypadku referendum, które kończyły się odwołaniem prezydenta miasta (np. Łódź 2010), porażka urzędującego prezydenta w referendum interpretowana jest jako brak sukcesu w staraniach o reelekcję. Wykorzystywane są jednak wartości zmiennych ekonomicznych z roku referendum.

Tabela 1 ilustruje empiryczne częstości dla zmiennej REELEKCJA dla całej próby oraz w podziale na lata wyborcze, a także w podziale miast ze względu na pełnioną funkcję administracyjną oraz przynależność do zaborów w drugiej połowie XIX w. i na początku XX w.

Tab. 1. Empiryczne częstości dla zmiennej dwumianowej

Podział miast	Rok	2006		2010		2014		Cała próba	
	Wartość zmiennej binarnej	0	1	0	1	0	1	0	1
Funkcja	województwie*	0,13	0,87	0,12	0,88	0,12	0,88	0,12	0,88
	niewojewódzkie na prawach powiatu	0,26	0,74	0,17	0,83	0,35	0,65	0,26	0,74
	bez praw powiatowych	0,41	0,59	0,20	0,80	0,42	0,58	0,34	0,66
Historia	zabór rosyjski	0,50	0,50	0,16	0,84	0,43	0,57	0,36	0,64
	zabór austriacki	0,00	1,00	0,18	0,82	0,27	0,73	0,16	0,84
	zabór pruski	0,19	0,81	0,25	0,75	0,35	0,65	0,27	0,73
	Prusy	0,21	0,79	0,16	0,84	0,25	0,75	0,20	0,80
	Cała próba	0,29	0,71	0,17	0,83	0,34	0,66	0,27	0,73

* Zakłada się, że miastami wojewódzkimi są zarówno stolice rządowe jak i samorządowe.

Jak widać, starania o reelekcję prezydentów miast (rządzących w latach 2006–2010) w 83% zakończyły się sukcesem. W latach 2006 i 2014 skuteczność starań o reelekcję była niższa i wynosiła odpowiednio 71% oraz 66%. W związku z tym zastosowanie zmiennych zero-jedynkowych dla lat wyborczych wydaje się być uzasadnione. Należy także zauważyć różnice w empirycznych częstościach dla zmiennej binarnej pomiędzy miastami pełniącymi różne funkcje administracyjne. Prezydenci miast wojewódzkich mieli większą szansę na reelekcję niż prezydenci innych miast. Dlatego też uwzględnienie zmiennej zero-jedynkowej, związanej z pełnioną przez miasto funkcją administracyjną, wydaje się być uzasadnione. Obliczone empiryczne częstości dla zmiennej zależnej wskazują, że w miastach, należących w przeszłości do Prus lub zaboru austriackiego, prezydenci miast mieli większe szanse na uzyskanie reelekcji, w porównaniu z ich odpowiednikami – rządzącymi miastami, które w przeszłości należały do zaboru pruskiego lub rosyjskiego. W związku z tym w badaniu empirycznym należy uwzględnić zmienną binarną, związaną z przynależnością miasta do zaboru pruskiego lub rosyjskiego w latach 1863–1914.

W celu identyfikacji czynników zwiększających prawdopodobieństwo reelekcji, rozważana jest estymacja parametrów panelowego modelu dwumianowego (por. m.in. Gruszczyński 2010):

$$REELEKCJA_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim F, \quad (3.a)$$

$$REELEKCJA_{it} = I\{REELEKCJA_{it}^* > 0\}, \quad (3.b)$$

gdzie $REELEKCJA_{it}$ jest zmienną binarną, przyjmującą wartość 1, jeżeli w okresie t oraz w mieście i urzędujący prezydent skutecznie ubiegał się o reelekcję, wektor x_{it} zawiera zmienne objaśniające. Jeśli rozkład składnika losowego jest symetryczny, to wówczas F może być dystrybuantą standardowego rozkładu normalnego (model probitowy) lub logistycznego (model logitowy). W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej o symetryczności rozkładu składnika losowego, szacowane są parametry komplementarnego modelu log-liniowego (por. Gruszczyński 2010).

Wyniki estymacji parametrów

Tabela 2 prezentuje wyniki estymacji parametrów panelowego modelu logitowego² wraz z ilorazami szans oraz średnimi efektami krańcowymi. Na początku rozważana była pełna specyfikacja, w której (po prawej stronie) występowały wszystkie zdefiniowane powyżej zmienne objaśniające³ razem z efektami stałymi

² Nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o symetryczności rozkładu składnika losowego. Porównując modele probitowy i logitowy pod kątem wartości kryterium Informacyjnego Akaike, ten drugi dostarcza lepszych rezultatów.

³ Ze względu na silną korelację między zmiennymi INTENSYWNOŚĆ_RYWALIZACJI oraz SIŁA_WYBORU, rozważane były estymacje zawierające jedną z nich. Okazało się, że model ze zmienną INTENSYWNOŚĆ_RYWALIZACJI w większym stopniu wyjaśnia skuteczność ubiegania się o reelekcję.

na lata oraz zmiennymi zero-jedynkowymi, związanymi z funkcją administracyjną oraz historią miasta. Następnie eliminowane były zmienne nieistotne na poziomie istotności 0,2. W finalnej specyfikacji uwzględnione są tylko te zmienne objaśniające, dla których graniczny poziom istotności był niższy niż 0,2. W tabeli 2 zawarte są także mierniki dopasowania modelu do danych, wyniki testowania homoskedastyczności i symetryczności rozkładu składnika losowego oraz wartości testów dobroci dopasowania Pearsona i Hosmera-Lemeshowa.

Podczas estymacji parametrów okazało się, że wpływ niektórych kategorii na prawdopodobieństwo reelekcji jest nieliniowy. Dlatego też w finalnej specyfikacji uwzględniana jest np. zmienna ($\Delta(\text{DOCHODY}_{\text{PODATKOWE}}) < -0,17$) przyjmująca wartość 1, jeśli w czteroletnim okresie rządzenia starającego się o reelekcję prezydenta miasta, spadek wartości dla zmiennej *DOCHODY_PODATKOWE* był większy niż 0,17.

Zmienne ROK_{2006} oraz ROK_{2014} okazały się istotnie ujemne. Prawdopodobieństwo reelekcji w latach 2006 i 2014 było odpowiednio średnio o 0,12 i 0,14 niższe, niż prawdopodobieństwo ponownego wyboru prezydenta ubiegającego się o kolejną kadencję w 2010 roku (przy niezmiennych innych czynnikach). Wyjaśnieniem dla tego wyniku może być teoria, zgodnie z którą ocena dominującej na scenie ogólnokrajowej partii politycznej ma wpływ na ocenę ubiegających się o urząd prezydenta kandydatów reprezentujących tę partię. Należy zauważyć, że rok 2011 jest jedynym rokiem w historii III RP, w którym partia sprawująca władzę, wygrała wybory parlamentarne. Oznacza to zatem, że w latach 2010–2011 tendencja do dokonywania zmian na scenie politycznej była zdecydowanie słabsza, niż w latach 2006–2007 oraz 2014–2015. Przełożyło się to także na wyniki wyborów samorządowych. Po 2005 r. nastąpił wzrost poparcia dla Platformy Obywatelskiej wśród mieszkańców dużych miast, co poskutkowało tym, że w wyborach samorządowych w 2006 roku kandydaci, reprezentujący tę partię lub związani z nią, często wygrywali wybory na prezydentów miast. Ze względu na korzystną ocenę PO w 2010 roku, starania o reelekcję prezydentów miast, reprezentujących tę partię, często kończyły się sukcesem.

Jeśli ubiegający się o reelekcję prezydent nie był przedstawicielem partii, ani nie był przez żadną partię popierany, to wówczas prawdopodobieństwo ponownego wyboru było średnio o 0,26 wyższe w porównaniu z prezydentem, który reprezentował partię polityczną. Rezultat ten jest zgodny z wynikami badań, uzyskanymi przez Gendźwiłła (2008, 2010a) i Drzonka (2013b, 2014), wskazującymi, że bezpartyjność może być atutem w staraniach o reelekcję. W celu wyjaśnienia tego zjawiska należy odwołać się do kilku teorii socjologicznych i politologicznych. Zgodnie z teorią władzy, wyborcy są zainteresowani sytuacją, w której urzędujący prezydent posiada zarówno zdolność do narzucania własnej woli (*power*), jak i uprawnienia do rządzenia (*authority*). Prezydent, powiązany z partią polityczną, posiada *authority*, jednak *power* może posiadać partia wystawiająca go w wyborach. Skuteczność bezpartyjnych polityków w ubieganiu się o reelekcję może zostać także wyjaśniona na podstawie podziału polityków lokalnych na lokalnych-lokalnych i lokalnych-centralnych (por. Drzonek, 2013a). Politycy, aktywni na szczeblu centralnym, często traktują wybory samorządowe

Tab. 2. Wyniki estymacji parametrów panelowego modelu dwumianowego

Zmienna	Oszacowanie	Iloraz szans	Efekt krańcowy dla prawdopodobieństwa reelekcji
STAŁA	-5,31**	-	-
WYSOKIE _{DOFINANSOWANIE UE}	1,23**	3,43	0,17
BEZPARTYJNOŚĆ	1,91***	6,75	0,26
PARTIA _{ZGODNOŚĆ}	2,42***	11,28	0,33
INTENSYWNOŚĆ _{RYWALIZACJI}	0,36**	1,44	0,05
RYNEK _{PRACY}	0,83*	2,28	0,11
WYDATKI _{MIESZKANIOWE}	4,50***	90,44	0,61
($\Delta(\text{DOCHODY}_{\text{PODATKOWE}}) < -0,17$)	-0,98*	0,37	-0,13
RELACJA _{WYDATKÓW}	3,97***	53,07	0,54
WOJEWÓDZKIE	0,70#	2,01	0,10
ZABÓR _{ROSYJSKI PRUSKI}	-0,84**	0,43	-0,11
ROK ₂₀₀₆	-0,87*	0,42	-0,12
ROK ₂₀₁₄	-1,03**	0,36	-0,14
R-kwadrat McFaddena	0,27		
Udział poprawnych predykcji	0,80		
Pole pod krzywą ROC	0,85		
Test dobroci dopasowania Pearsona	Statystyka = 276,32 Graniczny poziom istotności = 0,58		
Test dobroci dopasowania Hosmera-Lemeshowa	Statystyka = 9,67 Graniczny poziom istotności = 0,29		
Testowanie homoskedastyczności składnika losowego	Statystyka = 1,13 Graniczny poziom istotności = 0,28		
Testowanie symetryczności rozkładu składnika losowego	Statystyka = 1,53 Graniczny poziom istotności = 0,22		

#, *, **, *** oznaczają odpowiednio istotność na poziomie 0,2, 0,1, 0,05 i 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

jako tzw. „poligon doświadczalny”, a ewentualne objęcie urzędu prezydenta miasta traktowane jest przez nich jako „przystanek” na drodze do zdobycia lukratywnych stanowisk na szczeblu centralnym. Politycy lokalni, którzy nie mają ambicji związanych z polityką centralną, traktują wybory na prezydenta miasta bardziej prestiżowo. Z drugiej strony, w przypadku prezydenta, reprezentującego partię cieszącą się popularnością w danym mieście, prawdopodobieństwo reelekcji było (przy innych czynnikach niezmiennych) średnio o 0,33 wyższe w porównaniu z prezydentem reprezentującym inną partię. Może to wynikać z polaryzacji polskiej sceny politycznej po 2005 r. i podziału społeczeństwa na popierających PIS i zwolenników PO. W zależności od wielkości i lokalizacji, większość miast prezydenckich cechowała się bardzo dużym poparciem dla jednej z tych dwóch

głównych partii politycznych. Wyborcy w tych miastach wiedzą, że rywalizacja między kandydatami, reprezentującymi główne partie, ma dla nich charakter prestiżowy, więc „próbują pomóc” popieranym przez nich ugrupowaniom politycznym.

Wskaźnik intensywności rywalizacji miał dodatni wpływ na prawdopodobieństwo reelekcji. Im większą przewagą nad głównym kontrkandydatem urzędujący prezydent uzyskał w wyborach poprzedzających starania się o reelekcję, tym większe były jego (jej) szanse na ponowny wybór. Wyjaśnieniem tego zjawiska może być teoria Lazarsfelda (Lazarsfeld i in. 1968), zgodnie z którą wzrost rywalizacyjności (czyli spadek wskaźnika intensywności rywalizacji) sprzyja konfuzji wyborców. A zatem, zgodnie z oczekiwaniami, prezydent, mający dużą przewagę nad kontrkandydatami, ma większą szansę na reelekcję w porównaniu z prezydentem, który wygrał wybory niewielką różnicą głosów.

Warto zauważyć, że zmienna $RADA_{MIASTA}$ nie znalazła się w finalnej specyfikacji. Wynika to z faktu, że parametr, ilustrujący jej wpływ na prawdopodobieństwo reelekcji, nieistotnie różnił się od zera. W związku z tym wzrost udziału radnych, reprezentujących ten sam komitet wyborczy co urzędujący prezydent, nie przyczynia się do istotnego wzrostu prawdopodobieństwa reelekcji. W wielu miastach mieszkańcy głosują na radnych, którzy reprezentują dominujące na krajowej scenie politycznej partie, a bezpartyjni, ciesząc się dobrą opinią prezydent, wygrywa kolejne wybory. Oznacza to zatem, że do efektywnego rządzenia miastem ważne jest nie tyle posiadanie radnych z komitetu „prezydenckiego”, ile umiejętność zawierania szerokich koalicji z partiami (np. Michał Zaleski – Toruń).

Wzrost relacji wydatków w roku wyborczym do średnich wydatków w latach niewyborczych (w ujęciu realnym) przekładał się na wzrost prawdopodobieństwa reelekcji. Oznacza to zatem, że urzędującym prezydentom opłaca się planować wydatki zgodnie z politycznym cyklem koniunkturalnym, ponieważ wydatki ponoszone w roku wyborczym są bardziej cenione przez mieszkańców. Okazało się, że spośród różnych rodzajów wydatków, mieszkańcy najbardziej preferują wydatki na mieszkania. Wzrost wydatków na gospodarkę mieszkaniową podnosi komfort życia, więc przyczynia się do wzrostu zadowolenia mieszkańców. Zmienne, związane z innymi kategoriami wydatków, okazały się nieistotne statystycznie i nie zostały uwzględnione w finalnej specyfikacji.

Sytuacja na rynku pracy okazała się ważną determinantą prawdopodobieństwa reelekcji. Prezydenci miast, charakteryzujących się wysoką stopą bezrobocia i niskimi płacami, mieli mniejsze szanse na ponowny wybór. Mieszkańcy niezadowoleni z faktu braku zatrudnienia lub niskich zarobków reagowali na swoją sytuację, głosując na alternatywnego kandydata. Warto zauważyć, że wyborcy reagowali na stan rynku pracy, a nie na jego zmianę. Wpływ zmiennej związanej z dochodami podatkowymi okazał się słabszy. Prawdopodobieństwo reelekcji w miastach, w których zmiana wartości zmiennej $DOCHODY_{PODATKOWE}$ była niższa niż 0,17, było – przy innych czynnikach niezmiennych – średnio o 0,13 niższe w porównaniu z innymi miastami. A zatem, prezydenci miast, w których możliwość firm i mieszkańców pogorszyła się w czterolecie sprawowania władzy,

mieli mniejszą szansę na ponowny wybór. Z drugiej strony, prawdopodobieństwo skutecznego ubiegania się o reelekcję nie różniło się istotnie statystycznie między miastami charakteryzującymi się zdecydowaną poprawą i brakiem zmiany analizowanego wskaźnika. Mniej wyraźny wpływ zmiennej $DOCHODY_{\text{PODATKOWE}}$, w porównaniu ze zmienną $RYNEK_{\text{PRACY}}$, może wynikać z faktu, że ta pierwsza jest silnie skorelowana z zamożnością firm, natomiast ta druga ilustruje sytuację pracowników. Wzrost poziomu zamożności firm nie musi przekładać się na poprawę sytuacji na rynku pracy. Czasami zależność może mieć wręcz przeciwny charakter, a wysokie zyski firm mogą wynikać ze stosowania polityki niskich wynagrodzeń lub elastycznych form zatrudnienia. Uzyskany wynik wskazuje, że na ocenę ekonomicznej sytuacji samorządu wpływa nie tyle jego zamożność, co podział bogactwa. Zgodnie z teorią głosowania ekonomicznego, subiektywna ocena sytuacji samorządu ma wpływ na zachowania wyborcze mieszkańców. Nie jest ona jednak korzystna, jeśli duża część mieszkańców nie odczuwa tego, że wskaźniki ekonomiczne miasta są korzystne.

Ubiegający się o reelekcję prezydenci polskich miast powinni starać się jak najlepiej wykorzystywać środki z Unii Europejskiej. Prawdopodobieństwo skutecznego ubiegania się o reelekcję prezydenta miast, należącego do grupy 15 miast najlepiej pozyskujących środki unijne, jest (przy innych czynnikach niezmiennych) średnio o 0,17 wyższe w porównaniu z prezydentami miast gorzej pozyskującymi środki z UE. Oznacza to zatem, że mieszkańcy zauważali korzystne zmiany w mieście, związane z wykorzystywaniem środków unijnych. Prezydenci, którzy, dzięki wykorzystaniu środków z UE, najbardziej poprawili estetykę miast, infrastrukturę i transport, byli „nagradzani” reelekcją.

Prawdopodobieństwo reelekcji w miastach wojewódzkich było (przy innych czynnikach niezmiennych) średnio o 0,10 wyższe, w porównaniu z pozostałymi miastami. Wynik ten jest zgodny z oczekiwaniami, ponieważ miasta wojewódzkie są na ogół centrami regionalnymi, przyciągającymi mieszkańców mniejszych miast. Decyzje, dotyczące rozdziału środków wojewódzkich oraz infrastruktury regionalnej, biorą pod uwagę przede wszystkim interes mieszkańców stolic. Oprócz tego miasta wojewódzkie są na ogół ważnymi ośrodkami akademickimi, przyciągającymi firmy *know-how*, które oferują wysokie wynagrodzenia. Centrale dużych firm często lokowane są w stolicach województw, co przyczynia się do poprawy sytuacji na ich rynkach pracy i prowadzi do wzrostu zadowolenia mieszkańców. Uzyskane wyniki wskazują na ciekawą zależność pomiędzy historią miasta a prawdopodobieństwem reelekcji. Okazuje się, że dla prezydentów miast, które w latach 1863–1914 należały do zaboru rosyjskiego lub pruskiego, prawdopodobieństwo reelekcji było (przy innych czynnikach niezmiennych) o 0,11 niższe, niż prawdopodobieństwo reelekcji dla prezydentów miast należących w przeszłości do Galicji lub Prus. Wyjaśnienie tego zjawiska może opierać się na teorii dotyczącej wpływu historyczno-kulturowych uwarunkowań na zróżnicowanie postaw wyborczych (por. Zarycki 1997; Krzemiński 2009). Wyniki dotychczasowych badań z zakresu geografii wyborczej wskazują, że na biegunie lewicowym oraz prawicowym lokują się odpowiednio Ziemia Zachodnie (odebrane Niemcom w wyniku postanowień traktatu poczdamskie-

go) oraz dawna Galicja. Jednocześnie, analizowane regiony charakteryzują się większą (w porównaniu z miastami należącymi do byłego zaboru pruskiego i rosyjskiego) stabilnością preferencji wyborczych. Dlatego też prezydenci miast, położonych na Ziemiach Zachodnich oraz terenach byłej Galicji, mieli większą szansę na reelekcję.

W finalnej specyfikacji nie było możliwe uwzględnienie innych zmiennych wpływających na prawdopodobieństwo reelekcji, m.in. związanych z wizerunkiem urzędującego prezydenta. Niemniej, wysoka wartość współczynnika determinacji R-kwadrat McFaddena, wysoki udział poprawnych predykcji (0,8), duże pole powierzchni pod krzywą ROC (0,85) oraz wyniki testów dopasowania Pearsona i Hosmera-Lemeshowa, świadczą o dobrych walorach prognostycznych analizowanego modelu⁴. Wyniki testów diagnostycznych wskazują na spełnienie założeń dotyczących składnika losowego.

Po przeprowadzeniu badania empirycznego, szacowano parametry panelowego modelu dwumianowego dla próby obejmującej tylko miasta na prawach powiatu. Różnice w oszacowaniach parametrów okazały się jednak niewielkie, a kierunek wpływu i istotność poszczególnych zmiennych objaśniających nie pogorszyła się, co świadczy o odporności modelu na usunięcie z próby miast niemających statusu powiatowego. Dlatego też wnioskowanie na temat czynników determinujących prawdopodobieństwo reelekcji powinno bazować na wynikach estymacji, opartej na 107 miastach prezydenckich zaprezentowanych w tabeli 2. Wyniki badania odporności dostępne są na życzenie czytelnika.

Podsumowanie

W niniejszym artykule wykorzystano dane z trzech lat wyborczych (2006, 2010, 2014) dotyczące 107 miast prezydenckich w celu sprawdzenia, co wpływa na prawdopodobieństwo reelekcji. Uzyskano satysfakcjonujące wyniki w zakresie dopasowania modelu do danych empirycznych.

Zaangażowanie ideologiczne prezydentów miast okazało się mieć istotny wpływ na prawdopodobieństwo reelekcji. Prezydenci bezpartyjni oraz reprezentujący partię cieszącą się dużą popularnością w mieście, mieli znacznie większą szansę na ponowny wybór w porównaniu z ich odpowiednikami nie spełniającymi żadnego z tych dwóch kryteriów.

Zgodnie z oczekiwaniami, wzrost rywalizacyjności prowadził do spadku prawdopodobieństwa reelekcji. Im wyższa była przewaga wybranego prezydenta nad głównym kontrkandydatem w poprzednich wyborach, tym większa była jego (jej) szansa na reelekcję. Wynikało to zarówno z wysokiego poziomu zaufania do

⁴ W celu dokładniejszego sprawdzenia wartości predykcyjnej modelu, podzielono badane przypadki na zestaw „uczący” (81 miast) i „testowy” (26 miast). Po dokonaniu estymacji parametrów modelu na próbie z zestawu „uczącego”, obliczano prawdopodobieństwa, że zmienna binarna przyjmie wartość 1 dla miast z zestawu „testowego”. Jeśli prawdopodobieństwo przekraczało 0,5, to zmiennej binarnej przypisywana była wartość 1. Okazało się, że w 75% przypadków teoretyczne wartości zmiennej binarnej dla miast z zestawu „testowego” zostały poprawnie sklasyfikowane, co dodatkowo świadczy o dobrych własnościach predykcyjnych modelu.

urzędującego prezydenta na początku kadencji, jak i z braku kontrkandydatów cieszących się poparciem społecznym. Nie udało się potwierdzić pozytywnej zależności między udziałem radnych z komitetu wyborczego urzędującego prezydenta a prawdopodobieństwem reelekcji.

Mieszkańcy polskich miast reagowali na taktyczne zachowania prezydentów, polegające na zwiększaniu wydatków w latach wyborczych oraz ograniczaniu ich w latach niewyborczych. Jednocześnie wydatki na gospodarkę mieszkaniową okazały się mieć istotny wpływ na zachowania wyborców. Prezydenci, którzy dbali o politykę mieszkaniową, mieli większą szansę na wygraną w kolejnych wyborach.

Analizując wpływ zmiennych, ilustrujących sytuację ekonomiczną gmin, należy zwrócić uwagę na silny wpływ sytuacji na rynku pracy na prawdopodobieństwo reelekcji. Prezydenci miast, charakteryzujących się wysoką stopą bezrobocia oraz niskimi płacami, mieli mniejszą szansę na ponowny wybór. Jednocześnie wyborcy wyrażali niezadowolenie z działań prezydentów tych miast, w których nastąpił istotny spadek zamożności mieszkańców i firm. Wysoką ocenę wśród mieszkańców uzyskiwali także prezydenci miast, w których skutecznie pozyskiwano środki z Unii Europejskiej.

Ponieważ miasta wojewódzkie traktowane są jako centra akademickie i kulturalne swoich regionów, to ich prezydenci mają większe szanse na uzyskanie reelekcji, w porównaniu z prezydentami zarządzającymi miastami powiatowymi. Wyniki estymacji potwierdzają także zależność pomiędzy przeszłością historyczną a skutecznością ubiegania się o reelekcję. Okazuje się, że mieszkańcy dawnej Galicji oraz tzw. Ziemi Zachodnich, których postawy polityczne wydają się być bardziej stabilne, chętniej głosują na urzędujących prezydentów w wyborach samorządowych.

Podziękowania

Autor pragnie podziękować anonimowym Recenzentom, uczestnikom seminariów naukowych organizowanych na Wydziale Ekonomiczno-Socjologicznym Uniwersytetu Łódzkiego: Zespołu Modelowania Ekonometrycznego, Zebrań Katedry Ekonometrii oraz profesor Beacie Guziejewskiej z Instytutu Finansów Uniwersytetu Łódzkiego, których cenne uwagi przyczyniły się do poprawy ostatecznej wersji artykułu.

Literatura

- Aidt T., Mooney G., 2014, „Voting suffrage and the political business cycle: evidence from the London boroughs 1902–1937”, *Journal of Public Economics*, t. 112, s. 53–71.
- Aidt T., Veiga F., Veiga L., 2011, „Election results and opportunistic policies: a new test of the rational political business cycle model”, *Public Choice*, t. 148, nr 1, s. 21–44.
- Balaguer-Coll M.T., Brun-Martos M.I., Forte A., Tortosa-Ausina E., 2015, „Local governments’ re-election and its determinants: New evidence based on a Bayesian approach”, *European Journal of Political Economy*, t. 39, s. 94–108.

- Cassette A., Farvaque E., 2014, „Are elections debt brakes? Evidence from French municipalities”, *Economics Letters*, t. 122, nr 2, s. 314–316.
- Czaja M., 2014, „Partyjni czy niezależni? Wybory prezydentów miast województwa śląskiego”, *Vademecum Śląsk: badania śląskoznawcze*, nr 2, s. 165–180.
- Drzonek M., 2013a, „Zdobywanie władzy w mieście – efektywność strategii ‘wiecznego prezydenta’”, *Management in Business Administration, Central Europe*, nr 21, s. 145–160.
- Drzonek M., 2013b, *Reelekcje prezydentów miast w wyborach bezpośrednich w Polsce*, Kraków: Wydawnictwo „Dante”.
- Drzonek M., 2014, „Wielokadencyjność prezydenta miasta po wejściu Polski do UE – przypadek Gdyni”, *Przegląd Polityczny*, nr 4, s. 177–189.
- Flis J., 2011, „Partie polityczne w wyborach prezydentów miast”, *Studia Politologiczne*, nr 20, s. 139–159.
- Gendźwiłł A., 2008, „Dlaczego sukces? Analiza wyników wyborów prezydentów największych polskich miast”, w: J. Raciborski (red.), *Studia nad wyborami, Polska 2005–2006*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar, s. 13–47.
- Gendźwiłł A., 2010a, „Bezpartyjni prezydenci miast i ich znaczenie dla lokalnej polityki”, *Studia Regionalne i Lokalne*, nr 2, s. 99–119.
- Gendźwiłł A., 2010b, „O partyjności i bezpartyjności demokracji lokalnej”, *Studia Polityczne*, nr 26, s. 7–27.
- Gendźwiłł A., 2012, „Independent Mayors and local lists in large polish cities: Towards a non-partisan model of local government?”, *Local Government Studies*, t. 38, nr 4, s. 501–518.
- Gendźwiłł A., 2013, „Why do Poles (still) dislike political parties? Some survey insights into anti-party attitudes in Poland, 1995–2011”, *Polish Sociological Review*, nr 184(4), s. 467–483.
- Gendźwiłł A., Żółtak T., 2012, „Bezpartyjność w powolnym odwróceniu. Analiza rozpowszechniania bezpartyjności w wyborach lokalnych w Polsce w latach 2002–2010”, *Studia Regionalne i Lokalne*, nr 1, s. 102–121.
- Gruszczyński M., 2010, *Mikroekonometria, Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Warszawa: Oficyna Wolters Kluwer business.
- Kolczyński M., Faracik-Nowak M., 2013, „Samorządność a przynależność partyjna”, *Political Preferences*, nr 7, s. 81–91.
- Kowalski M., 2003, „Polaryzacja zachowań wyborczych w Polsce jako rezultat cywilizacyjnego rozdarcia kraju”, w: M. Kowalski (red.), *Geografia wyborcza Polski*, Warszawa: PTG-IGiPZ PAN, s. 11–48.
- Krzemiński P., 2009, „Zachowania wyborcze w wyborach parlamentarnych i prezydenckich w Polsce w latach 2005–2007 – wzory przestrzennych zróżnicowań”, *Przegląd Geograficzny*, nr 81(2), s. 259–281.
- Lazarsfeld P.F., Henry N.W., Anderson T.W., 1968, *Latent Structure Analysis*. Boston: Houghton Mifflin.
- Markowski R., Cześnik M., Kotnarowski M., 2015, *Demokracja, gospodarka, polityka. Perspektywa polskiego wyborcy*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Nannestad P., Paldam M., 2000, „Into Pandora’s box of economic evaluations: a study of the Danish macro VP function, 1986–1997”, *Electoral Studies*, nr 19, nr 2–3, s. 123–140.
- Sakurai S.N., Menezes-Filho N.A., 2008, „Fiscal policy and reelection in Brazilian municipalities”, *Public Choice*, t. 137, nr 1, s. 301–314.

- Swianiewicz P., Łukomska J., 2015, *Fundusze europejskie. Ranking wykorzystania środków z UE w latach 2004–2014*, http://www.wspolnota.org.pl/fileadmin/pliki/Andrzej_Gniadkowski/Ranking_UE/Ranking_-_Fundusze_europejskie.pdf
- Szmulik B., Serafin S., Miaskowska K., 2007, *Zarys prawa administracyjnego*, Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Veiga L.G., Veiga F.J., 2007, „Political business cycles at the municipal level”, *Public Choice*, t. 131, s. 145–164.
- Zarycki T., 1997, *Nowa przestrzeń społeczno-polityczna Polski*, Warszawa: Uniwersytet Warszawski. Europejski Instytut Rozwoju Regionalnego i Lokalnego.