

SŁAWOMIR BARTNICKI 
Uniwersytet w Białymstoku

CZY WPISY NA WNIOSEK DO REJESTRU STAŁEGO WYBORCÓW W GMINACH WPŁYWAJĄ NA WYNIKI WYBORÓW ORGANU WYKONAWCZEGO GMIN?¹

Streszczenie

Artykuł stanowi przykład analizy eksploracyjnej, której podjęcie uzasadniają wypowiedzi pozyskane od aktorów lokalnych w wybranych gminach na terenie kraju, sugerujące wykorzystywanie przez piastunów organów wykonawczych gmin wpisów na wniosek do rejestru wyborców w celu zwiększenia szans swojej reelekcji. W związku z tym sformułowano pytanie badawcze: czy wpisy na wniosek do rejestru wyborców w gminach wpływają na wyniki wyborów bezpośrednich organu wykonawczego gmin? Poszukując odpowiedzi na to pytanie, eksplorowano bazy danych ilościowych uwzględniające wielozakresowe cechy kandydatów i gmin. Weryfikacji dokonano, stosując: regresję liniową, logistyczną, przestrzenną oraz regresję nieciągłą (regression discontinuity design – RDD). Taka wielowątkowa analiza umożliwia udzielenie jednoznacznej odpowiedzi na postawione pytanie. Wpisy nie zwiększają szans ubiegających się o reelekcję na wygranie wyborów, nie zwiększają też ich

Dr, Instytut Socjologii i Kognitywistyki, e-mail: s.bartnicki@uwb.edu.pl,
<https://orcid.org/0000-0001-6330-6021>

¹ Artykuł powstał w wyniku realizacji grantu Narodowego Centrum Nauki pt. *Uwarunkowania reelekcji egzekutywy gminnej po 2002 roku w Polsce*, nr: (2014/13/D/HS5/02010). Autor dziękuje Mirosławowi Bogdanowiczowi z Państwowej Komisji Wyborczej (PKW) za udostępnienie 37 raportów kwartalnych rejestru stałego wyborców dla wszystkich gmin w kraju w okresie od IV kwartału 2005 do IV kwartału 2014 roku. Autor kieruje też podziękowania do: Radosława Poniaza za pomoc w zakresie stosowania regresji przestrzennej; Bartosza Ogórka za weryfikację stosowania regresji przestrzennej; Macieja Góreckiego za uwagi do całego tekstu i weryfikację stosowania RDD; Michała Pierzgałskiego za weryfikację stosowania RDD; i do Adama Gendźwiłła za uwagi do całego tekstu. Ewentualne błędy obciążają wyłącznie autora.

poparcia wyborczego. Na wpisach zyskują nieznacznie pretendenci, ale zysk ten jest pochodną uwarunkowań strukturalnych, a nie intencjonalnych wpisów do rejestru w celu oddania głosu na określoną stronę rozgrywki. Nie można wykluczyć, że w niektórych gminach i wyborach wpisy mogły przechylić szalę rozgrywki wyborczej, ale są to przypadki na tyle skrajne i rzadkie, że niewykrywalne przez testy walidacyjne zmiennych w ramach schematu RDD. RDD wykazuje co prawda manipulacje wyników wyborczych, jednak ich źródłem nie są wpisy na wniosek do rejestru.

Słowa kluczowe: rejestr wyborców, wpisy na wniosek do rejestru wyborców w gminach, klientelizm, reelekcja, regresja przestrzenna, RDD

WPROWADZENIE

Powstanie niniejszego artykułu uzasadniają wypowiedzi respondentów uzyskiwane w badaniach terenowych prowadzonych w ramach projektu *Uwarunkowania reelekcji egzekutywy gminnej po 2002 roku w Polsce*. Głównym celem projektu była identyfikacja czynników wpływających na szanse reelekcji organu wykonawczego gmin w perspektywie wyborów bezpośrednich. Osoby, z którymi przeprowadzałem wywiady, w niektórych gminach samodzielnie wskazywały, że czynnikiem, który może zwiększać szansę reelekcji gminnych władarzy, jest wpisywanie się na wniosek do rejestru wyborców w gminach stronników rządzącego. Tego typu deklaracje skłoniły mnie do przeanalizowania danych ilościowych dotyczących zmian w rejestrze stałym wyborców we wszystkich gminach w kraju pod kątem weryfikacji hipotez, które sugerowali respondenci.

Artykuł przedstawia analizę wpływu na wyniki wyborów gminnych władarzy wpisów na wniosek do rejestru wyborców w gminach, w oparciu o deklaracje respondentów i analizę zmiennych ilościowych charakteryzujących gminy i kandydatów do stanowisk wykonawczych. Analiza ilościowa uwzględnia migracje wyborców w zakresie rejestru stałego w gminach od momentu jego uruchomienia, czyli od IV kwartału 2005 roku do IV kwartału 2014 roku.

Artykuł składa się z dwóch części. W pierwszej scharakteryzowano funkcjonowanie rejestru stałego wyborców. Następnie przedstawiono niektóre wypowiedzi aktorów lokalnych w wybranych gminach kreślące obraz możliwego wpływu na wyniki wyborów organu wykonawczego gmin poprzez wpisywanie do rejestrów wyborców głównie stronników rządzących, przyczyny takiego stanu oraz jego uwarunkowania. Wreszcie pokrótce przedstawiono teoretyczne uwarunkowania dominacji i czynniki rotacji ubiegających się o reelekcję w tej

grupie stanowisk. W tym zakresie należy stwierdzić, że obserwowana rotacja odpowiada oczekiwaniom teoretycznym.

W części drugiej sformułowano hipotezy i przedstawiono zakres danych ilościowych charakteryzujących kandydatów, gminy oraz wartości rejestru. Zawarto tu charakterystykę uwarunkowań i dynamiki wpisów do rejestrów w gminach, posługując się w tym zakresie technikami analizy danych dystrybuowanych przestrzennie. Następnie weryfikowano wpływ wpisów do rejestrów na wyniki wyborów organu wykonawczego gmin. W tym celu posłużono się regresją liniową, logistyczną oraz schematami walidacyjnymi zmiennych w zakresie regresji łamanej (RDD). Zastosowanie tych metod weryfikacji uzasadnia złożony przedmiot analizy. Ostatecznie nie jest bowiem możliwe do ustalenia, ile spośród wpisów na wniosek do rejestru stanowią wpisy motywowane chęcią poparcia którejś ze stron rozgrywki wyborczej, a ile spośród nich pochodzi od wyborców zgłaszających się z własnej inicjatywy. Nie wiadomo też, na ile lojalni są ostatecznie wpisujący się na wniosek będący stronnikami danego kandydata i przez ile kolejnych wyborów można liczyć na ich lojalność w tym zakresie. Niewiadomą pozostaje również, w jakiej proporcji stronnicy danego kandydata wpisują się na wniosek do rejestru, a w jakiej są meldowani, czyli *de facto* wpisywani z urzędu. O ile za pomocą regresji liniowej czy logistycznej można stwierdzić wpływ wpisów na wielkość poparcia wyborczego i szansę reelekcji, o tyle metody te mogą być zawodne dla stwierdzenia potencjalnego zakłócenia wyniku rozgrywki wyborczej przez wpisy i jeszcze inne czynniki. Możliwości takie oferuje metoda quasi-eksperymentalna, jaką jest regresja łamana. Analizowane wybory możemy postrzegać jako eksperyment realizowany na dużej liczbie obserwacji. Schematy walidacyjne RDD umożliwiają wyodrębnienie czynników zakłócających wpływ bodźca (w tym przypadku wygranej w wyborach), a jednym z takich czynników mogą być wpisy do rejestrów wyborców. RDD ma daleko idące implikacje w przypadku analiz wyborczych i nie tylko; oprócz realizacji funkcji podstawowej, czyli określenia wielkości wpływu bodźca, umożliwia walidację jego potencjalnych zniekształceń w dużym potoku zmiennych.

REJESTR STAŁY WYBORCÓW W GMINIE

Rejestr stały wyborców w gminie to spis osób uprawnionych do wzięcia udziału we wszystkich wyborach ogólnokrajowych i lokalnych. Prowadzenie rejestru zostało zmienione przed przystąpieniem Polski do struktur UE. W tym celu konieczne stało się ujmowanie w rejestrze również obywatele innych państw członkowskich UE, gdyby zamieszkiwali oni na terenie danej gminy i posiadali

prawo wyborcze w RP². Zmiany sposobu ewidencji weszły w życie 11 marca 2004 roku, w PKW ewidencjonowane są od IV kwartału 2005 roku. Aktualnie obowiązujące unormowania rejestru stałego wyborców zawarto w Kodeksie Wyborczym z 5 stycznia 2011 roku (rozdział 4 rejestru wyborców, głównie art. 18 i 19) oraz Rozporządzeniu Ministra Spraw Wewnętrznych i Administracji z dnia 27 lipca 2011 roku w sprawie rejestru wyborców oraz trybu przekazywania przez Rzeczpospolitą Polską innym państwom członkowskim Unii Europejskiej danych zawartych w tym rejestrze [Dz.U. z 2011 r. Nr 158, poz. 941]. Rejestr składa się z części A, obejmującej obywateli polskich, i z części B, dotyczącej obywateli innych państw UE. W kontekście bieżącej analizy szczególne znaczenie mają unormowania określające wpisywanie się na wniosek własny do rejestru wyborców w danej gminie. PKW posługuje się w tym zakresie nomenklaturą wprowadzoną rozporządzeniem z 11 marca 2004 roku³. Zameldowani na terenie danej gminy na pobyt stały, którzy ukończyli 18 rok życia, do rejestru wpisywani są z urzędu [Dz.U. z 2004 r. Nr 42, poz. 388 §3 ust. 2 pkt 1]. Do rejestru w części kart dodatkowych, tzw. zielonych, mogą zostać wpisane również te osoby, które stale zamieszkują na obszarze gminy bez zameldowania na pobyt stały (litera a) [Dz.U. z 2004 r. Nr 42, poz. 388 §3 ust. 2 pkt 2 litera a]; osoby nigdzie niezamieszkujące i stale przebywające na obszarze gminy (litera b) [Dz.U. z 2004 r. Nr 42, poz. 388 §3 ust. 2 pkt 2 litera b]; oraz zamieszkujące na obszarze gminy pod innym adresem niż adres ich zameldowania na pobyt stały (litera c) [Dz.U. z 2004 r. Nr 42 poz. 388 §3 ust. 2 pkt 2 litera c]. W bieżącej analizie interesują nas osoby wpisujące się w zakresie litery a i litery b, czyli osoby niemające zameldowania na pobyt stały na terenie gminy. Osoby wpisujące się w zakresie litery c to wyborcy przemieszczający się w ramach obszaru danej gminy i mający na jej terenie zameldowanie na pobyt stały. Te przemieszczenia mogą oddziaływać jedynie na wyniki wyborów radnych gminnych, szczególnie w zakresie reżimu okręgów jednomandatowych, co wymaga jeszcze odrębnej weryfikacji. Na podstawie powyższego w tej analizie pominięto wpisy w zakresie litery c.

Aby zostać wpisanym na wniosek do rejestru w danej gminie, należy złożyć do wójta, burmistrza, prezydenta miasta, formularz określony rozporządzeniem [Załącznik 2 i 3 w Dz.U. z 2011 r. Nr 158, poz. 941]. Rejestr wyborców w danej

² Rozporządzenie Ministra Spraw Wewnętrznych i Administracji z dnia 11 marca 2004 roku w sprawie rejestru wyborców oraz trybu przekazywania przez Rzeczpospolitą Polską innym państwom członkowskim Unii Europejskiej danych zawartych w tym rejestrze [Dz.U. z 2004 r. Nr 42, poz. 388].

³ Nowe rozporządzenie z 27 lipca 2011 roku zmienia numerację przepisów, ale nie zmienia regulacji.

gminie prowadzi organ wykonawczy. Decyduje on o dokonaniu takiego wpisu. Od ewentualnego braku zgody przysługuje odwołanie. Aby zostać wpisanym do rejestru w danej gminie, nie będąc w niej zameldowanym, należy na jej terenie zamieszkiwać. Fakt zamieszkiwania pod określonym adresem osoba wpisująca się do rejestru na swój wniosek potwierdza stosowną deklaracją wyrażoną w formularzu rozporządzenia [Załącznik 2 i 3 w Dz.U. z 2011 r. Nr 158, poz. 941]. Kluczowe znaczenie ma tu pojęcie zamieszkiwania. Jego definicję odnajdujemy między innymi w art. 25 Kodeksu cywilnego, w którym czytamy, że „miejszem zamieszkania osoby fizycznej jest miejscowość, w której osoba ta przebywa z zamiarem stałego pobytu”. W definicji tej mamy dwa elementy – fizyczne przebywanie (obecność) na terenie miejscowości i wolę (zamiar) stałego pobytu w tej miejscowości. Wynika stąd, że obydwa te elementy muszą występować łącznie. Jedynie fizyczna obecność bez zamiaru stałego pobytu nie stanowi o miejscu zamieszkiwania, podobnie jak i posiadanie jedynie zamiaru bez przebywania w miejscowości. Niezbędnym elementem wpisania do rejestru na wniosek jest wskazanie przez zainteresowanego adresu na terenie gminy i jego pisemna deklaracja, że pod tym adresem zamieszkuje. Jak wspomniano, to organ wykonawczy (wójt, burmistrz, prezydent miasta), decyduje o dokonaniu wpisu do rejestru, na nim spoczywa też obowiązek weryfikacji statusu zamieszkiwania pod danym adresem przez osobę wnioskującą [Art. 20 § 2 Kodeksu Wyborczego z dn. 5 stycznia 2011 roku (Dz.U. Nr 21, poz. 112)]. Przepisy nie precyzują jednak, w jaki sposób weryfikacja taka ma przebiegać⁴. Organ wykonawczy ma też wgląd w cały rejestr wyborców w gminie. Jak podkreślali respondenci, fakt ten, w połączeniu z daleko idącą dyskrecjonalnością decyzyjną, wydaje się kontrowersyjny, bo dzięki temu wójt czy burmistrz może, zdaniem indagowanych, utrudniać dokonywanie wpisów stronnikom pretendentów, a własnym zwolennikom takich trudności ma nie przysparzać.

CZY WPISY DO REJESTRU MOGĄ WSPIERAĆ RZĄDZĄCEGO?

Do badania terenowego wybierano gminy spośród trzech ich typów według oceny szans reelekcji, jakie posiadał w ostatnich wyborach inkumbent (ubiegający się o reelekcję), i faktycznego rozstrzygnięcia, jakie w tym zakresie nastąpiło. Pierwszy typ to gminy, w których oczekiwano zwycięstwa i ono faktycznie nastąpiło.

⁴ Przed wyborami samorządowymi w 2018 roku, kiedy możliwości wpisów na wniosek do rejestrów stały się informacją często goszczącą w mediach, od wpisujących się zaczęto wymagać formalnego potwierdzenia zamieszkiwania w danej miejscowości, co w praktyce pociągało za sobą konieczność przedstawienia na przykład umowy najmu mieszkania czy zaświadczenia o zatrudnieniu.

Drugi typ to gminy, gdzie oczekiwane szanse reelekcji były względnie niskie, a mimo to do niej doszło. Wreszcie, trzeci typ stanowią gminy, w których szanse reelekcji były relatywnie wysokie, lecz mimo to do niej nie doszło. Szanse wyborcze inkumbentów określano za pomocą wyników predykcji modeli na danych wzdłużnych i przekrojowych, uwzględniając segmentację gmin wedle liczby ludności i typów administracyjnych ze szczególnym uwzględnieniem ostatnich wyborów. Zmienne wyjaśniające pozyskiwano ze źródeł statystyk publicznych (głównie PKW i GUS), i wybierano je na podstawie wskazań literatury przedmiotu, a dotyczyły one kwantyfikowalnych cech inkumbentów i gmin w trzech odcinkach czasu (wybory bezpośrednie kierowników gminnej egzekutywy w 2006, 2010 i w 2014 roku). Pozwoliło to na określenie, które zmienne, w jakich gminach (liczba ludności i typ administracyjny), z jaką siłą i w jakim czasie wpływają na szanse reelekcji przedstawicieli organu wykonawczego gmin. Działania te pozwoliły na określenie trzech typów gmin, spośród których wybierano gminy do zebrania wywiadów w terenie na podstawie szans reelekcji i rozstrzygnięcia wyborczego w 2014 roku według powyżej sugerowanego klucza. Celem badań terenowych było dookreślenie uwarunkowań lokalnych: sprzyjających silnej pozycji włodarza gminnego (I typ gmin); wpływających na pozostawanie u władzy włodarza, mimo że analiza ilościowa dawała niewielkie szanse reelekcji (II typ gmin); i wpływających na porażkę włodarza mimo odmiennych wniosków płynących z analizy ilościowej (III typ gmin). Badanie terenowe zrealizowano ostatecznie w ponad 20 gminach, wypełniając minimalne progi realizacji dla wszystkich typów gmin, gdzie przeprowadzono w sumie ponad 150 wywiadów IDI w latach 2016–2018. W gminach poszukiwano respondentów, których charakteryzował znaczny zakres wiedzy na temat dynamiki funkcjonowania ich lokalnych społeczności. Byli to aktualni i uprzedni przedstawiciele władzy wykonawczej i uchwałodawczej, liderzy opinii, lokalni dziennikarze, duchowni, przedsiębiorcy, działacze społeczni i inne jeszcze osoby mogące dysponować wiedzą o dynamice życia lokalnego. W pierwszej kolejności kierowano się do antagonistów miejscowej władzy, co później pozwalało na wyciągnięcie najbardziej koherentnych wniosków w zakresie wewnętrznej dynamiki życia gminnego.

Przypuszczenia, że wyniki wyborów wójtów/burmistrzów mogą zależeć od skali wpisów do rejestru wyborców w gminach na wniosek, pochodzą z wywiadów przeprowadzonych w dwóch typach gmin, które wyłoniono do badań terenowych. Respondenci samodzielnie wskazywali na to zjawisko zarówno w gminach I (2 gminy), jak i II typu (2 gminy). W jednej z gmin III typu pojawiły się głosy, że zjawisko wpisów na wniosek stronników ubiegającego się o reelekcję miało mniejszy zasięg niż wymuszone zameldowania pracowników

urzędu gminy i jednostek gminnych. Dodatkowo w dwóch kolejnych gminach typu III rejestr charakteryzowany był w kategoriach narzędzia kampanii wyborczej i źródła wiedzy o wyborcach.

Prezentowane poniżej treści wywiadów odnoszące się do problematyki wpisów dotyczą jednej gminy typu I i jednej typu II. Liczby wpisów na wniosek według sugerowanych w dalszej części tekstu miar plasują te gminy w górnym decylnie i wynik taki uzyskiwano zarówno wtedy, gdy analizy prowadzone były na podzbiorach gmin, jak i wśród ogółu analizowanych (N = 2476). Przytaczane wypowiedzi z obydwu tych gmin sugerują klientelistyczne podłoże wpisów stronników inkumbentów. Przykład wypowiedzi z gminy I typu:

[...] Mieliliśmy przykłady, mieliśmy dane, sami wysłedziliśmy, znamy nazwiska pani która tu nie mieszka a była na liście wyborczej, pana który tu nie mieszka, rodziny jakieś, albo zakłady pracy.

Wciągali kogoś na listy wyborcze?

Tak, to się robi tutaj nagminnie. W dwóch okręgach wyborczych zwyciężył nasz kandydat w trzecim była minimalna różnica. Ludzie którzy mieszkają w X nie znają takich nazwisk, nie znają takich ludzi, oni ich w ogóle na oczy nie widzieli. Ci wprowadzani po prostu nie zamieszkują tak naprawdę w X a mają z tej miejscowości prawo głosowania. To zamieszkiwanie jest tylko na papierze, przecież tych ludzi tam nie ma.

Zameldowywano ludzi z zewnątrz?

To nie jest zameldowanie, nie trzeba meldować, wystarczy jak ktoś mieszka, zamieszkuje jedynie. Myśmy znaleźli parę osób, ale to jest trudne do złapania. To byli znajomi wójta, w firmach ludzie pozatrudniani, rodzina... to było już tak robione. Kiedyś jak były wybory to X nie mając mieszkania ani nic tutaj wspólnie bawili się z wójtem i on powiedział, że ma pokój u jakiegoś mieszkańca i on może tutaj głosować bo się na zamieszkanie dopisze. Było meldowane pod jednym adresem po 20, 30 osób. Ja sama byłam świadkiem jak przyszedł pan i nie wiedział gdzie mieszka, nie wiedział gdzie ta ulica w ogóle jest. To było tak spreparowane.

Jak to się odbywa?

Bardzo prosto, to są meldowani pracownicy, byle kto aby był i ta osoba wiadomo jak głosuje. To przecież wójt decyduje o wpisywaniu tych ludzi (NRO 3).

[...] X są przekupione przez ofiarowanie jakichś darów, przez obniżki podatków. One wszystkie się meldują i są przywożone z X. Jak odbywają się jakieś wybory w naszym sołectwie to przywożony jest autokar X z miasta sąsiedniego. Ja gdybym to słyszała od kogoś to bym nie uwierzyła, bo w to się nie

da uwierzyć. Ale ja to widziałam na własne oczy, to jest coś nie do pomyślenia. Nie mówiąc już że mamy duży napływ osób Y, oni są mięsem do głosowania oni są meldowani tymczasowo, oni są wpisywani do ewidencji ludności gdzie mogą wtedy zagłosować. Są meldowani u osób które mają dosyć spore budynki. Które prowadzą jakieś działalności... Jest piękne osiedle Z, gdzie pan B sporo osób potrafi zameldować. Od strony C była sytuacja gdzie 30 osób było zameldowanych, gdzie jakaś osoba z wyższych sfer pomeldowała mnóstwo osób żeby jak najwięcej osób było do głosowania. To są sceny dantejskie to co się odbywa przed głosowaniem i możliwością zgromadzenia jak największej liczby osób (NRO1).

Przykłady wypowiedzi z gminy II typu, w których respondenci sugerowali wpisywanie do rejestru stronników rządzącego:

Jak pan zauważył to jest gmina [w której zlikwidowano wiele miejsc pracy, przyp. autor] i wielu ludziom się nic nie chce. Wielu ludzi w tych wioskach żyje w permanentnym ubóstwie i tych ludzi jest tu naprawdę dużo. To są ludzie bez wykształcenia, bez perspektyw, żyją z dnia na dzień, bez perspektyw na coś, kiedyś X dawały wszystko, a jak upadły to się wszystko skończyło.

Ci ludzie głosują na burmistrza?

Tak głosują, ale jest to takie dla burmistrza na in plus, to jest nie fair, bo jest to wykorzystywanie przepisów prawnych i burmistrz to wykorzystuje ile się tylko da. Po pierwsze takie ważne elementy prawne, które burmistrz wykorzystuje, to meldowanie osób, czyli takie ich rejestrowanie do wyborów tylko, że te osoby tu niby zamieszkują. A przecież zamieszkiwanie wiąże się z perspektywą pracy, więzi, przebywania w tej gminie, itd.

Ile on takich osób jest w stanie na wybory wpisać?

Może kilkadziesiąt a może kilkaset. Raczej chyba to trzeba w setki liczyć.

W jaki sposób on te osoby pozyskuje?

To jest aktywność przez lata trwająca, są osoby które są tak mocno związane z tym burmistrzem, bo ten burmistrz jest ich źródłem dochodów. Są dyrektorzy szkół, są firmy które mają zlecenia z gminy, te osoby chcą się utrzymać na rynku, chcąc mieć dochód są zobowiązane żeby coś dla burmistrza robić. Każdy kogoś tam z jakichś osób sobie zgłosi wykaże, że oni u niego pracują, są związani i zamieszkują w tej gminie. A cały problem na tym polega, że to on jako burmistrz akceptuje te osoby do listy wyborców.

Czy tylko burmistrz ten mechanizm wykorzystuje?

Ja parę osób do rejestru wprowadziłem uczciwie. A był taki jeden kandydat na radnego, który zameldował jakichś swoich pracowników to burmistrz wysłał mu

policję i odrzucił mu wszystkie wnioski bo widział pod jakim adresem i z jakiego komitetu wyborczego byli ci wpisywani na zamieszkanie. To był taki kandydat na radnego z komitetu Y i parę osób się chciało u niego zgłosić do rejestracji to przyjechała policja i skutecznie administracyjnie to wszystko odrzucili.

[...] Ile jest takich osób w tej gminie, które tu w rzeczywistości nie mieszka, a są wpisane do rejestru i są stronnikami burmistrza?

To nie jest do sprawdzenia, to nie są takie łatwe dane, ale to jest kilkadziesiąt jak nie kilkaset osób, myślę raczej, że to jest kilkaset takich osób, może z 200 do 300. Jak moja osoba z komitetu szła, żeby wpisać osoby do rejestru wyborców, to mówiła że tam w urzędzie gminy takie kupki tego leżały już gotowe do wpisania.

Burmistrz ich wpisuje przed wyborami głównie, czy jest to rozłożone w czasie na lata kadencji albo też cały czas ten proces trwa?

Przed wyborami ale i chyba wcześniej też. Myślę, że na pomysł tego proceduru burmistrz wpadł w 2006 roku już, to był dla niego taki bardzo fajny pomysł i myśmy się dowiedzieli wtedy, że do gminy żeby się wpisać zaczęły przychodzić różne osoby które przez pracodawców były przyprowadzane, które o bożym świecie tu nie wiedziały, tacy jacyś pijaczkowie nie wiadomo skąd nawet oni byli, bo nie z tej gminy raczej, a później to się już tylko rozwinęło. Być może z tych osób część się wykruszyło a część doszło ale to jest świetny element do głosowania. A w tej gminie nawet 100 czy 200 osób to jest bardzo dużo i to może zaważyć na wyniku wyborów. Ja np. z burmistrzem wygrałem w X przewagą dwustu paru głosów a w dwóch pozostałych okręgach wyborczych gdzie były lokale wyborcze to przegrałem w jednym ok. 200 głosami i w drugim. Czyli podział jest taki, że ta gmina generalnie ma ok. 9 tys. mieszkańców, teraz jest może mniej bo ludzie stąd wyjeżdżają, ale proporcjonalnie rozkłada się to tak że 1/3 to mieszkańcy X a 2/3 to mieszkańcy Y. Jeżeli ja wygrałem 200 głosami w X a przegrałem 400 głosami w Y, to może być skala meldowania moim zdaniem. My podeszliśmy do tego chłodno, bo to nie jest do udowodnienia, i daliśmy sobie spokój, bo po co skoro to i tak zostanie umorzony przecież (MP1).

Inny respondent potwierdził mechanizm wpisywania stronników rządzącego do rejestru, podał zbliżoną liczebność dopisanych i wskazał na dopisywanie wyborców przed II turą:

[...] W poprzednich wyborach w pierwszej turze przeciwnik burmistrza miał większość głosów, ale w drugiej turze raptem burmistrz znowu wygrywa, bo są nowi głosujący. Liczba głosujących, znaczy uprawnionych do głosowania się zmieniła (MRO2).

PRZYCZYNY DOMINACJI UBIEGAJĄCYCH SIĘ O REELEKCJĘ

Na sukces w wyborach demokratycznych w największym zakresie wpływa status inkumbenta [Oliver, Ha, Callen 2012]. Uprzednio rządzący mają na ogół przewagę nad pretendencjami, co określa się w literaturze mianem renty z tytułu sprawowania władzy (tzw. *incumbency advantage*, efekt inkumbenta). Tendencja ta obserwowana jest w wyborach lokalnych [np. Trounstone 2011; Freier 2015] i centralnych [np. Stonecash 2008; Gelman, King 1990; Lee 2001]. Przypadki, kiedy ubiegający się o reelekcję mają zbliżone albo niższe szanse na sukces wyborczy niż pretendenci (*incumbency dis-advantage*), odnotowywane są rzadziej [np. Tituńnik 2011; Macdonald 2014] i należy je wiązać z delegitymizacją władzy o podstawie ekonomicznej [Bartnicki 2017b].

Zakres dominacji inkumbentów w analizowanej grupie stanowisk oprócz wyżej wymienionego efektu (inkumbenta), którego wpływ jest najsilniejszy, zależy też od działań intencjonalnych rządzących, takich jak: manipulacje budżetowe polegające na obniżce danin publicznych i wzroście wydatków w roku wyborczym [Drazen 2008]; działania pozaprawne (korupcja) i na granicy prawa (klientelizm); i (auto)promocja rządzącego. Całości obrazu teoretycznych uwarunkowań rotacji dopełnia liczba ludności gminy, która określa siłę oddziaływania efektu inkumbenta, ponieważ kotwiczy wszystkie cechy gmin, a tym samym wyznacza również kontekst rywalizacji wyborczej i zachowania głosujących [Bartnicki 2017a]. We wszystkich dotychczasowych wyborach bezpośrednich organu wykonawczego gmin najniższą rotację obserwujemy w gminach z najwyższą i najniższą liczbą ludności, a najwyższą w gminach średniej wielkości (10–100 tys., a szczególnie 50–100 tys.) [Bartnicki 2017a]. Na tym tle efektywność działań intencjonalnych to wypadkowa lokalnych uwarunkowań i kreatywności rządzącego, jednak skutki wszystkich tych aktywności (osobno i łącznie) i tak są wtórne wobec wpływu, jaki na szanse reelekcji wywiera efekt inkumbenta, którego siłę dookreśla liczba ludności gminy. Nie można jednoznacznie wykluczyć, że w niektórych gminach i wyborach aktywności intencjonalne przesądziły o wyniku wyborów, ale można przyjąć, że takie zdarzenia należą do mniejszości i nie kreują trendu wymiany na stanowiskach gminnego organu wykonawczego [Bartnicki 2017a]⁵.

⁵ W tym kontekście warto wspomnieć o specyfice gminnego życia politycznego, która może łatwo wymykać się kwantyfikacji i uogólnieniom. E. Oliver, S. Ha i Z. Callen [Oliver, Ha, Callen 2012] ilustrują to przykładem narastającej spirali konfliktu, u podłoża którego leży błąd z punktu widzenia obserwatora zewnętrznego decyzyja o ścięciu konkretnego drzewa, podjęta przez lokalnego wóldarza. Skutki takiego konfliktu prowadzić mogą zdaniem autorów do zmian personalnych na lokalnej scenie politycznej, co nie uwidoczni się w żadnych danych kwantytatywnych.

HIPOTEZY I DANE

Na podstawie wypowiedzi respondentów w zakresie wpisów na wniosek do rejestrów w gminach, z których przytoczono jedynie niewielki fragment, sformułowano problem badawczy wyrażony w pytaniu: czy wpisy na wniosek do rejestrów wyborców w gminach wpływają na wyniki wyborów organu wykonawczego gmin? W zakresie tego pytania, uwzględniającego sugestie respondentów, sformułowano następujące hipotezy:

H1: wzrost udziału wpisanych na wniosek do rejestru w stosunku do wpisanych z urzędu w ostatnim kwartale roku wyborczego służy pretendentom, zwiększa ich odsetek głosów w I turze i szanse sukcesu wyborczego. Ubiegający się o reelekcję powinni na tym tracić, tak w zakresie wielkości poparcia w I turze, jak i w zakresie obniżenia szans reelekcji. Przyjmuję, że stronnicy pretendujących do organu wykonawczego gminy będą wpisywać się do rejestru głównie bezpośrednio przed wyborami. Decyzja o starciu z aktualnie urzędującym zwykle zapada w ostatniej możliwej chwili, co dla ubiegających się o reelekcję ma stanowić zaskoczenie, choć w praktyce tak być nie musi. Po drugie, wpisy do rejestru pochodzące od stronników rządzącego powinny rozkładać się na okres całej kadencji, a nie koncentrować się w okresie bezpośrednio przed wyborami, aby nie wzbudzać podejrzeń, co podejmuje hipoteza druga;

H2: średni odsetek wpisów do rejestru na wniosek w stosunku do wpisanych z urzędu w kwartałach lat kadencji (np. od I kwartału 2011 do III kwartału 2014 roku), wyłączając ostatni kwartał roku wyborczego, powinien zwiększać szanse wyborcze ubiegających się o reelekcję (wzrost odsetka głosów w I turze i wzrost szans reelekcji). Wpisy do rejestru pochodzące od stronników rządzącego powinny rozkładać się na cały okres kadencji, stosownie do założenia powyżej;

H3: różnica odsetków wpisanych na wniosek do rejestru w stosunku do wpisanych z urzędu w IV i III kwartale roku wyborczego służy pretendentom (zwiększa ich poparcie w I turze oraz szanse zwycięstwa wyborczego), w myśl hipotezy H1;

H4: w gminach, w których odbywała się II tura i uczestniczył w niej ubiegający się o reelekcję, wzrost odsetka uprawnionych do głosowania w II turze względem I tury zwiększa szanse reelekcji (weryfikacja sugestii MRO2). Wpisy do rejestru w okresie dwóch tygodni, między I a II turą, mogą w głównej mierze pochodzić od stronników rządzącego, jeżeli bierze udział w II turze. Włodarz gminy, jako formalny organizator wyborów będący zwierzchnikiem lokalnej administracji publicznej, może utrudniać wpisywanie się stronników pretendenta oraz zwiększać presję na swoich klientów w celu dostarczania nowych wpisów;

H5: wpisy wykazują atypowe rozkłady w schematach walidacyjnych regresji łamanej, tak w zakresie tzw. bliskich wyborów, jak i w zakresie szerokich przedziałów typu MSE. Potencjalnie wpisy stanowią jeden z nielicznych kwantyfikowalnych „śladów” manipulowania wynikami analizowanych wyborów i hipoteza ukierunkowana jest na uchwycenie tego zjawiska [Bartnicki 2019]. Pamiętając o trudnościach analitycznych wymienionych we wprowadzeniu, trzeba wskazać, że w tym wypadku one nie występują, gdyż schematy walidacyjne regresji łamanej dobrze sobie radzą z ich pokonywaniem.

Aby przyjmowane hipotezy poddać weryfikacji, a także ze względu na strukturę rejestru wyborców, wyodrębniono z niego trzy zmienne:

1) wyrażony w postaci odsetka stosunek łącznej liczby osób wpisanych do rejestru na wniosek w IV kwartale roku 2006, 2010, 2014 (suma wpisów dla liter a i b w zakresie § 3 ust. 2 pkt 2⁶) do łącznej liczby osób wpisanych do rejestru z urzędu w tym czasie, zmienna dalej określana jako „odsetek”;

2) różnica odsetka wpisów z pkt. 1 w IV kwartale względem III kwartału roku wyborczego (2006, 2010 i 2014). Szacowanie wartości odsetka dla III kwartału roku wyborczego analogicznie jak dla kwartału IV w pkt. 1. Zmienna dalej określana jako „różnica”;

3) średni odsetek łącznej liczby osób wpisanych do rejestru na wniosek (suma wpisów dla liter a i b w zakresie § 3 ust. 2 pkt 2⁷) w kwartałach lat danej kadencji (np. od I kwartału 2011 roku do III kwartału 2014 roku) w stosunku do liczby osób wpisanych do rejestru z urzędu w kwartałach lat danej kadencji (np. od I kwartału 2011 roku do III kwartału 2014 roku), z pominięciem kwartału IV roku wyborczego (2006, 2010 i 2014). Ze względu na dostępność danych dotyczących wpisów do rejestru dla wyborów w 2006 roku średnia szacowana od IV kwartału 2005 roku do III kwartału 2006 roku. Zmienna dalej określana jako „średnia”.

Następnie wyodrębnione w ten sposób dane z rejestru włączono do baz danych utworzonych na potrzeby projektu *Uwarunkowania reelekcji egzekutywy gminnej po 2002 roku w Polsce*. Pierwsza z proponowanych baz jako obserwacje traktuje gminy (N = 2476), które opisano wielozakresowym zestawem cech w postaci tak wartości bezwzględnych, jak i przetworzonych. Cechy dobierano celowo, kierując się ich przydatnością w osiągnięciu nadrzędnego celu projektu. W tej

⁶ Według nomenklatury stosowanej przez PKW na podstawie Rozporządzenia Ministra Spraw Wewnętrznych i Administracji z 11 marca 2004 roku w sprawie rejestru wyborców oraz trybu przekazywania przez Rzeczpospolitą Polską innym państwom członkowskim Unii Europejskiej danych zawartych w tym rejestrze [Dz.U. z 2004 r. Nr 42, poz. 388].

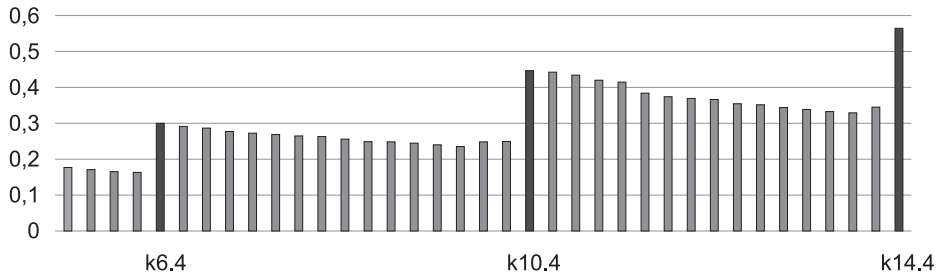
⁷ Dz.U. z 2004 r. Nr 42, poz. 388.

macierzy danych nie uwzględniono gminy Jaśliska oraz obydwu gmin Zielona Góra (miasto na prawach powiatu oraz sąsiednia gmina wiejska). Gmina Jaśliska funkcjonuje od 1 stycznia 2010 roku jako jednostka wydzielona z obszaru gminy Dukla, a obydwie gminy Zielona Góra uległy scaleniu i w 2014 roku wyborów samorządowych tam nie przeprowadzono. Wyłączenia tych gmin podyktowane są tym, że baza (N = 2476) zawierać ma stałą liczbę obserwacji od 2002 do 2014 roku. Druga sugerowana baza danych jako obserwacje traktuje wszystkie starty wyborcze w dotychczasowych wyborach bezpośrednich organu wykonawczego gmin, w zakresie gmin zakwalifikowanych (N = 33680). Z bazy wykluczono poprzednio wymienione gminy oraz wszystkie te gminy, w których w jakichkolwiek dotychczasowych wyborach bezpośrednich organu wykonawczego (2002, 2006, 2010 i 2014) przed II turą wycofał się jeden z kandydatów (konieczność przeprowadzania III tury) i gdzie wyboru przedstawiciela gminnej egzekutywy dokonywała rada gminy (wskutek braku kandydatów lub nieotrzymania przez jedynego kandydata ponad połowy ważnych głosów). Wykluczenia takie objęły w sumie 48 gmin. W ten sposób osiągnięto liczebność na poziomie N = 33680 tartów wyborczych we wszystkich dotychczasowych wyborach bezpośrednich organu wykonawczego gmin. Oznacza to na przykład, że ta sama osoba kandydująca we wszystkich czterech wyborach bezpośrednich do stanowiska gminnego wóldarza tworzy cztery obserwacje. Obserwacje opisano, jak w poprzedniej bazie, wielozakresowymi cechami gmin oraz cechami kandydujących w momencie danych wyborów. Macierze danych uzupełnione o sugerowane wartości rejestru wyborców w gminach, przy szerokim tle porównawczym (cechy gmin i kandydatów), powinny pozwolić na udzielenie odpowiedzi na stawiane pytanie badawcze. Specyfikację zmiennych wykorzystywanych w analizie zamieszczono w załączniku 2.

DYNAMIKA WPISÓW DO REJESTRU WYBORCÓW W GMINACH

Z analizy wykluczono dane rejestru dla Warszawy (suma wartości dla dzielnic Warszawy). Wykres 1 przedstawia wartości mediany odsetka wpisujących się do rejestru na wniosek w stosunku do wpisywanych z urzędu w danym kwartale. Dane te sugerują, że liczba wpisów na wniosek jest związana z terminami wyborów samorządowych.

WYKRES 1. Mediana odsetka wpisanych na wniosek do rejestru wyborców (w zakresie § 3 ust. 2 pkt 2 litera a i b)* w stosunku do wpisanych z urzędu w kwartałach od IV 2005 do IV 2014 roku N = 2475



Źródło: obliczenia własne na podstawie: PKW (*) – Rozporządzenie Ministra Spraw Wewnętrznych i Administracji z 11 marca 2004 roku w sprawie rejestru wyborców oraz trybu przekazywania przez Rzeczpospolitą Polską innym państwom członkowskim Unii Europejskiej danych zawartych w tym rejestrze [Dz.U. z 2004 r. Nr 42, poz. 388]. Wyróżniono wartości dla IV kwartału roku wyborczego: 2006 (k6.4); 2010 (k10.4); 2014 (k14.4). Nie uwzględniono danych dla Warszawy jako sumy wpisów z dzielnic.

Statystyki opisowe trzech zmiennych wyodrębnionych z rejestru wyborców sugerują, że w przypadku każdego wyborów gminy z najniższą przyjętą liczbą ludności w roku wyborów (≤ 5 tys.) wykazują najwyższe względem pozostałych różnicowanie, najwyższy średni poziom oraz najwyższą wartość środkową⁸.

W celu lepszego rozpoznania przestrzennej natury zjawiska wpisów wykorzystano analizy korelacji przestrzennej w dwóch najpopularniejszych wariantach – autokorelacji globalnej (współczynnik *I* Morana [Moran 1950; Bivand 1980; Janc 2006]) i autokorelacji lokalnej (LISA – Local Indicators of Spatial Association [Anselin 1995]). W tym celu dla gmin (poligony) wyznaczono centroidy opisane długością i szerokością geograficzną. Następnie przeprowadzono procedurę ważenia przestrzennego według kryterium sąsiedztwa królowej pierwszego rzędu. Wartości współczynnika autokorelacji globalnej *I* Morana

⁸ Wartości statystyk opisowych, jak i dane potrzebne do ich obliczenia, zostaną na życzenie udostępnione zainteresowanym. Wartość maksymalną w okresie od IV kwartału 2005 roku do IV kwartału 2014 roku w zakresie odsetka wpisanych do rejestru na wniosek w stosunku do wpisanych z urzędu, licząc kwartał do kwartału, zaobserwowano w IV kwartale 2010 roku w gminie Czosnów (13,21%). Oznacza to, że wówczas w tej gminie do rejestru wyborców wpisało się na swój wniosek 915 osób na 6925 wpisanych wtedy z urzędu. Gmina Czosnów jest charakterystyczna również i z tego powodu, że w 35 na 37 raportach kwartalnych rejestru wyznacza wartość maksymalną dla 2475 analizowanych gmin dla odsetka wpisanych na wniosek w stosunku do wpisanych z urzędu w danym kwartale.

przedstawiono w załączniku 3 dla odsetka stanowiącego sumę wpisów do rejestru w literach a i b; dla odsetka wpisów w literze a i pogładowo dla odsetka wpisów w literze c (w stosunku do wpisywanych z urzędu), w zakresie całego okresu analizy w przekroju kwartalnym. Widzimy tam, że wartość „odsetka” dla 2014 roku (wiersz 14.4 – IV kwartał 2014 roku) wynosi 0,26, co sugeruje tworzenie skupień gmin z niskimi i wysokimi wartościami zmiennej „odsetek”. Widzimy też, że odsetki wpisów na wniosek w stosunku do wpisywanych z urzędu w całym okresie analizy (suma liter a i b) dźwigają się nieznacznie z wartości 0,2 (wiersz 5.4 – IV kwartał 2005 roku) do 0,26 w IV kwartale 2014 roku. Zdolność do formowania klastrów jest stała w całym okresie analizy i nieznacznie wzrasta w kwartałach lat wyborczych (poza 2006 rokiem) i w całości opiera się na wpisach w literze a. Za to w całym okresie analizy siedmiokrotnie wzrasta zdolność formacyjna w ramach przemieszczeń wyborców wewnątrz gmin (litera c: od 0,02 do 0,14). Jeżeli chodzi o wartości „różnicy” i „średniej”, to najwyższą wartość *I* Morana wykazuje ta ostatnia dla 2014 roku, i wynosi ona wtedy 0,24.

Aby wskazać przestrzenne koncentracje klastrów gmin o zbliżonych wartościach, przeprowadzono analizę LISA (załącznik 1). Analizowana zmienna to wartości odnotowywane w gminach dla zmiennej „odsetek” w 2014 roku. Wyniki przedstawia mapa 1. Za pomocą LISA wydzielono tam cztery skupienia gmin. Klaster HH (*high-high*, $N = 137$) to gminy z wysokimi wartościami otoczone przez gminy o podobnych wartościach. Skupienie LL (*low-low*, $N = 365$) to gminy z niskimi wartościami odsetka dla wyborów w 2014 roku, pozostające w otoczeniu podobnych gminy. Klaster HL (*high-low*, $N = 27$) to gminy z wysokimi wartościami pozostające w otoczeniu gmin z niskimi wartościami zmiennej „odsetek” dla 2014 roku. Wreszcie, czwarte skupienie LH (*low-high*, $N = 64$) wydziela gminy o niskich wartościach pozostające w otoczeniu gmin z wartościami wysokimi. Klaster typu HH odnajdujemy w obszarze aglomeracji warszawskiej, poza tym w południowo-wschodniej części województwa podlaskiego, w okolicach Suwałk, wśród gmin położonych na południu województwa łódzkiego, na północ od Łodzi i w okolicach Wrocławia. Najniższym poziomem istotności ($p < 0,001$) charakteryzują się tylko te w okolicach Warszawy. Duże zgrupowania LL widoczne są na obszarze dawnego zaboru pruskiego, Górnego Śląska i Galicji. Uformowanie klastra HH wokół Warszawy (obejmującego również to miasto) wyjaśnić można przemieszczeniami ludności z Warszawy do gmin ościennych. Na uformowanie klastra LL na Górnym Śląsku wpływa względnie duża liczba blisko położonych gmin o znacznej liczbie ludności, co strukturalnie

obniża odsetek wpisujących się na wniosek do wpisujących z urzędu. Z kolei klaster LL wykazany na obszarze dawnego zaboru pruskiego i klaster tego samego typu w obszarze Galicji nie poddają się takim wyjaśnieniom strukturalnym. Zapewne w tych przypadkach na uformowanie klastrow wpływ mają czynniki związane ze specyfiką tych regionów historycznych.

Przemawia za tym też fakt, że bardzo podobne formacje klastrow w analizie LISA uzyskujemy dla zmiennej „odsetek” z 2010 i 2006 roku oraz dla pozostałych dwóch zmiennych wydzielonych z rejestru. W całym okresie analizy natężenie wpisów w poszczególnych kwartałach jest utrzymane i skupia się w podobnych miejscach, o czym świadczą też wyniki regresji czasowo-przestrzennej (tabela 1). W modelu sprawdzono, jak pierwszy okres ewidencjonowania wpisów na wniosek (IV kwartał 2005 roku – suma wpisów w zakresie liter a i b) warunkuje wpisy w ostatnim analizowanym okresie (IV kwartał 2014 roku, czyli w zakresie odsetek 2014 – ta zmienna wykazuje najwyższy poziom autokorelacji *I* Morana). Wartości wpisów z IV kwartału 2005 i 2014 roku podlegają standaryzacji, dodatkowo opóźnieniu przestrzennemu względem macierzy wag sąsiedztwa królowej pierwszego rzędu podlega zmienna niezależna, czyli wpisy z IV kwartału 2005 roku. Wyniki takiej estymacji przedstawia model 1 w tabeli 1. Na tej podstawie można stwierdzić, że natężenie i umiejscowienie wpisów w pierwszym ewidencjonowanym okresie w dużym zakresie decyduje o natężeniu i miejscu wpisów w IV kwartale 2014 roku, przy czym większe znaczenie ma początkowe natężenie wpisów niż ich umiejscowienie w konkretnej gminie.

TABELA 1. Model regresji czasowo-przestrzennej wyjaśniający standaryzowaną wartość zmiennej „odsetek” z 2014 roku

Zależna: odsetek dla 2014 roku (ST)	1
suma wpisów w zakresie liter a i b IV kwartał 2005 OP	0,447***
suma wpisów w zakresie liter a i b IV kwartał 2005 ST	0,666***
stała	-0,136***
N	2475
R ² skorygowany	0,518

(***) $p < 0,001$; (**) $p < 0,01$; (*) $p < 0,05$; (†) $p < 0,1$

(OP) – opóźnienie przestrzenne; (ST) – standaryzacja typu Z.

W modelu nie uwzględniono danych dla Warszawy informujących o sumie wpisów z dzielnic.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu GeoDa wersji 1.12.

Jako że dystrybucja wpisów do rejestru ma charakter przestrzenny, estymacja KMNK nie uwzględni wynikających z tego obciążeń i konieczne jest przeprowa-

dzenie regresji uwzględniającej komponent przestrzennego rozlokowania wpisów. W tym celu do roli zmiennej zależnej wybrano logarytmizowane wartości zmiennej „odsetek” w 2014 roku. Składniki modelu dobierano, kierując się wnioskami z analizy LISA, stąd do modelu wprowadzono cechy gmin wyróżniające ich przynależność do regionów historycznych. Przez *pruski* i *rosyjski* oznaczono gminy kwalifikowane odpowiednio do obszaru dawnego zaboru pruskiego i rosyjskiego. W modelu uwzględniono również saldo migracji w 2014 roku (*saldo14*); wybory rozgrywane bez ubiegającego się o reelekcję na stanowisku wykonawczym gminy w 2014 roku (tzw. *open race: or14*, w tym przypadku oznaczane przez 1, inaczej 0); staż na stanowisku (*R4*: 1 = rządzący od 2014; 2 = rządzący od 2010 i w 2014 otrzymujący reelekcję; 3 = rządzący od 2006; 4 = rządzący od 2002 roku lub dłużej); wreszcie dystans minimalny w kilometrach dzielący gminę od najbliższego miasta wojewódzkiego (*dyst*). Należy pamiętać, że nie istnieją ani teoretyczne, ani empiryczne opracowania w zakresie tej problematyki, sugerowane składniki modelu to propozycja kompromisowa tak od strony optymalizacji predykcyjnej modelu, jego kryteriów oceny, jak i celu tej analizy. A celem tej analizy nie jest wyczerpujące określenie źródeł dynamiki wpisów do rejestru; zagadnieniem tym można zająć się w odrębnym opracowaniu, w którym dobór składników do modelu w kierunku *a posteriori* z szerokiego ich tła wskaże pewnie te, które w dalszej kolejności można poddać analizom regresji przestrzennej. W proponowanym modelu 1 (tabela 2) o sześciu składnikach osiągamy zadowalający poziom współliniowości i akceptowalne wartości *p* testów diagnostycznych. Osiągnięte poziomy istotności w przypadku zależności przestrzennych sugerują dalsze stosowanie opóźnienia przestrzennego w miejsce błędu przestrzennego (nieistotny odporny LM dla błędu przestrzennego). W modelu 2 (tabela 2) zastosowano to podejście. Spowodowało to podtrzymanie kierunków znaków przy predyktorach i usprawniło model. Świadczy to o oddziaływaniu uwarunkowań przestrzennych na postać zmiennej zależnej.

Ostatecznie potwierdzono spodziewane oddziaływanie regionów historycznych, ale uwzględnienie komponentu przestrzennego (OP) redukuje ten wpływ, podobnie jak i wszystkich pozostałych składników modelu za wyjątkiem *dyst*, którego ocena parametrów wzrasta o 100%. Gminy z dłuższymi rządcami (*R4*) nie przyciągają wpisów, podobnie jak i gminy, gdzie w wyborach startuje ubiegający się o reelekcję (*or14*), a oceny parametrów tych zmiennych nie ulegają zbyt dużej niwelacji w regresji przestrzennej. Takie wskazania sugerują, że to pretendenci są nośnikami wpisów, a nie ubiegający się o reelekcję, ponieważ w wyborach, w których nie startuje poprzednio rządzący, zwykle spotykamy większą liczbę kandydatów, poza tym dłuższe rządy na ogół mogą liczyć na niższą konkurencję

niż rządzący krócej (pomijając największe ośrodki). Pretendenci często popełniają podstawowy błąd, atakując najmłodszych stażem włodarzy, czyli tych, którzy w praktyce są najsilniejsi. Tymczasem w miarę wzrostu stażu na stanowisku przewaga nad rywalami, jak i siła rządzących (poparcie wyborcze w I/II turze) słabnie, ale nie w największych ośrodkach [Bartnicki 2017a; Bartnicki 2017b]. Komplementarne wnioski sugerujące, że wpisy podążają za pretendenciami, płyną też z modeli KMNK realizowanych na segmentach gmin o małej liczbie ludności⁹. Na podstawie tych wniosków sugerować by można, że do rejestrów wpisują się stronnicy pretendentów. W rzeczywistości jest zapewne tak, że szczególnie wpisujący się przed wyborami są mniej podatni na efekt inkumbenta niż dotychczasowi mieszkańcy wpisani z urzędu. Dodatkowo w gminach o mniejszej liczbie ludności każdy nowy pretendent wydatniej obniża szanse ubiegającego się o reelekcję niż w gminach z większą liczbą mieszkańców [Oliver, Ha 2007: 484].

TABELA 2. Modele regresji MNK (1) i OP (2) wyjaśniające wartości zmiennej odsetek dla 2014 roku (log)

Predyktory i parametry modelu	1	2	
			OP odsetek 2014 (log)
		0,408***	
<i>pruski</i>	-0,427***	-0,260***	<i>pruski</i>
<i>rosyjski</i>	0,378***	0,231***	<i>rosyjski</i>
<i>saldo14</i>	0,045***	0,039***	<i>saldo14</i>
<i>or14</i>	-0,162**	-0,131*	<i>or14</i>
<i>R4</i>	-0,078***	-0,073***	<i>R4</i>
<i>dyst</i>	0,001*	0,002**	<i>dyst</i>
stała	-0,504***	-0,277***	stała
N	2474	2474	N
R ² skorygowany	0,1755	0,2766	R ² skorygowany
Statystyka F	88,772***		
wskaźnik współliniowości	7,894		
test Jarque-Bera	5,666†		
test Breusch-Pagana	10,549	13,1124*	test Breusch-Pagana
test Koenker-Bassetta	9,575		
log wiarygodności	-3070,09	238,8081***	log wiarygodności
Akaike	6154,17	5917,36	Akaike

⁹ Udostępniane dla zainteresowanych.

Predyktory i parametry modelu	1	2	
Schwarz	6194,87	5963,87	Schwarz
I Morana	17,144***		
mnożnik Lagrangea OP	317,965***		
odporny ML OP	307869***		
mnożnik Lagrangea BP	287,1802***		
odporny ML BP	0,0041		
ML SARMA	317,9698***		

(***) $p < 0,001$; (**) $p < 0,01$; (*) $p < 0,05$; (†) $p < 0,1$

OP – opóźnienie przestrzenne; BP – błąd przestrzenny

W modelach nie uwzględniono danych dla Warszawy i Helu.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu GeoDa wersji 1.12.

WERYFIKACJA HIPOTEZ

Wpływ zmiennych z rejestru na odsetek głosów w I turze (w 2006, 2010 i w 2014 roku) przedstawiają modele od 1 do 9 w tabeli 3. Do weryfikacji użyto bazy z $N = 33680$ zakwalifikowanymi obserwacjami ubiegających się o stanowisko gminnej egzekutywy we wszystkich dotychczasowych wyborach bezpośrednich. Z bazy wyłączono starty wyborcze w 2002 roku, wybory rozgrywane bez obecności ubiegającego się o reelekcję (tzw. *open race*) i takie, gdzie kandydatów było więcej niż dwóch. Następnie w modelach od 1 do 6 wybrano tylko pretendentów, a w modelach od 7 do 9 tylko ubiegających się o reelekcję. Dla modeli: 1, 4 i 7 liczbę ludności gminy w roku wyborów określono na ≤ 10 tys. ludności; dla modeli: 2, 5 i 8 liczbę ludności gminy w roku wyborów określono na ≤ 5 tys. ludności; dla pozostałych modeli: 3, 6 i 9 nie dookreślano liczby ludności, kwalifikowane są tu przypadki wszystkich uwzględnianych startów wyborczych w gminach, w których w wyborach po 2002 roku kandydował dotychczas rządzący mający tylko jednego przeciwnika (model 9) oraz wszystkie przypadki zakwalifikowanych gmin, w których pretendent miał za przeciwnika ubiegającego się o reelekcję (modele 3 i 6). Modele od 1 do 3 weryfikują, jak na odsetek głosów w I turze (wśród pretendentów) wpływa wyodrębniona zmienna „odsetek”; modele od 4 do 6 weryfikują, jak „różnica” wpływa na procent głosów w I turze (wśród pretendentów). Z kolei modele od 7 do 9 określają, jak na procent głosów w I turze (wśród ubiegających się o reelekcję) wpływa zmienna „średnia”. Nie prezentują odpowiedników modeli od 1 do 6 dla ubiegających

się o reelekcję i odpowiedników modeli od 7 do 9 dla pretendentów, bo w tym przypadku mamy grę o sumie zerowej, zysk jednych to strata drugich, zmianie ulega znak bety i oczywiście wartość stałej. Widzimy, że pretendentom pomaga wzrost wartości wszystkich trzech zmiennych z rejestru: „odsetka”, „różnicy” i „średniej”. Najwięcej zyskują w gminach ≤ 5 tys. ludności w przypadku wpisów na wnioski w IV kwartale roku wyborczego – zmienna „odsetek” (model 2). W tym przypadku mogą liczyć na wzrost poparcia o 2,1% w I turze wraz ze wzrostem wartości logarytmu zmiennej „odsetek”. Ubiegający się o reelekcję w każdym z tych wariantów pozostają na straconej pozycji.

TABELA 3. Modele regresji liniowej jednoczynnikowej dla zmiennej zależnej: procent głosów w I turze w wyborach w 2006, 2010 i w 2014 roku

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
p	2,038*** (0,383)	2,142*** (0,634)	1,688*** (0,326)	0,902*** (0,232)	1,018** (0,342)	0,821*** (0,211)	-1,478*** (0,353)	-1,251* (0,583)	-1,163*** (0,301)
stała	37,468*** (0,438)	38,549*** (0,630)	37,043*** (0,397)	37,695*** (0,543)	39,317*** (0,782)	37,268*** (0,498)	62,226*** (0,534)	61,183*** (0,761)	62,835*** (0,480)
N	1398	571	1846	1398	571	1846	1398	571	1846
R ²	2%	2%	1%	1%	1%	0,01%	1%	0,01%	0,01%

$p < 0,001$ (***); $p < 0,01$ (**); $p < 0,05$ (*); $p < 0,1$ (†).

Źródło: obliczenia własne na podstawie PKW:

(P) – oznacza zmienną niezależną, w modelach 1–3 rolę tę pełni „odsetek”; w modelach 4–6 „różnica”; w modelach 7–9 „średnia”. Modele 1, 4 i 7 budowane na zbiorze gmin ≤ 10 tys. ludności w roku wyborów (2006, 2010 i 2014); modele 2, 5 i 8 budowane na zbiorze gmin ≤ 5 tys. ludności w roku wyborów (2006, 2010 i 2014); modele 3, 6 i 9 budowane na zbiorze wszystkich zakwalifikowanych gmin, gdzie w wyborach w 2006, 2010 i w 2014 roku o stanowisko wójta zarządcy gminy ubiegający się o reelekcję z tylko jednym pretendentem. Zmienna zależna nielogarytmizowana. Wartości predyktorów logarytmizowane i dobierane dla każdego z wyborów. Raportowana wartość bety niestandardyzowanej, błąd standardowy w nawiasach. R² w postaci skorygowanej.

Następnie weryfikowano, czy zmienne z rejestru modyfikują szanse sukcesu wyborczego. Predykcję w tym zakresie przeprowadzono tylko dla ubiegających się o reelekcję za pomocą modeli regresji logistycznej w tabeli 4. Zmienna zależna przyjmuje wartości 0 dla porażki wyborczej (braku reelekcji) i 1 dla sytuacji, w której starający się o reelekcję ją otrzymał. Wpływ każdej ze zmiennych niezależnych („odsetek”, „różnica” i „średnia”) testowano dla każdego z wyborów (2006, 2010 i 2014), wyjściowo dobierając jedynie gminy, w których wybory rozgrywano w obecności ubiegającego się o reelekcję i gdzie kandydowały w sumie dwie osoby (oprócz rządzącego tylko jeden pretendent). Tak jak poprzednio przy spełnieniu powyższego warunku wydzielono trzy grupy gmin:

1) wszystkie gminy z dwoma kandydatami (pretendent i rządzący); 2) z liczbą ludności ≤ 10 tys. w roku wyborów; i 3) z liczbą ludności ≤ 5 tys. w roku wyborów. Taki schemat wyodrębniania grup gmin daje w sumie 27 modeli jednozmiennych. W tabeli 4 zaprezentowano parametry zmiennych niezależnych jedynie dla gmin ≤ 5 tys. ludności w roku danych wyborów. Pozostałe modele (dla wszystkich gmin w danych wyborach oraz dla ≤ 10 tys. ludności w roku wyborów) zawsze sugerują obniżanie szans reelekcji dotychczas rządzącego wskutek wzrostu wartości predyktorów „odsetek” i „różnica”. Z kolei modele testujące predyktor „średnia” zawsze wykazują brak istotnego wpływu na zmienną zależną. Ogólnie, modele regresji logistycznej w tabeli 4 częściowo potwierdzają wnioski z tabeli 3, poza „średnią”, która w przypadku każdego wyborów nie wykazuje istotnego wpływu.

TABELA 4. Oszacowania parametrów modeli jednoczynnikowej regresji logistycznej przewidujące szanse reelekcji wóldarzy gminnych rywalizujących tylko z jednym pretendentem

zależna: 0/1 w 2014 roku	gminy ≤ 5 tys. ludności 31.12.2014								
	B	SE	Wald	p	Exp(B)	N	pHL	Nag	ACC
odsetek	-0,263	0,113	5,355	0,021	0,769	215	0,475	0,040	81,4
różnica	-0,719	0,285	6,370	0,012	0,487	215	0,811	0,049	80,5
średnia	-0,260	0,142	3,375	0,066	0,771	215	0,416	0,024	81,4
zależna: 0/1 w 2010 roku	gminy ≤ 5 tys. ludności 31.12.2010								
	odsetek	-0,323	0,206	2,455	0,117	0,724	186	0,271	0,020
różnica	-0,908	0,372	5,941	0,015	0,403	186	0,746	0,049	81,2
średnia	-0,035	0,352	0,010	0,921	0,966	186	0,527	0,000	80,1
zależna: 0/1 w 2006 roku	gminy ≤ 5 tys. ludności 31.12.2006								
	odsetek	-0,320	0,204	2,471	0,116	0,726	187	0,881	0,020
różnica	-1,042	0,398	6,837	0,009	0,353	187	0,900	0,060	82,9
średnia	-0,024	0,318	0,006	0,940	0,976	187	0,214	0,000	82,4

Źródło: obliczenia własne na podstawie PKW; raportowane są parametry zmiennej niezależnej w modelu i wartości diagnostyczne: (pHL) – p testu Hosmera i Lemeshowa; (Nag) – R-kwadrat Nagelkerkego; (ACC) – dokładność. Zmienne niezależne w postaci bezwzględnej, dobierane dla każdego wyborów (2006, 2010 i 2014). Zmienna zależna to sukces (1)/porażka (0) ubiegającego się o reelekcję w wyborach w 2006, 2010 i w 2014 roku.

CZY DYNAMIKA LICZBY WYBORCÓW W OKRESIE MIĘDZY I A II TURĄ WPŁYWA NA WYNIK ROZGRYWKI?

Weryfikacji poddano także przypuszczenia respondentów MRO2, sugerujące, że zmiana liczby wyborców w turze II względem I działa na korzyść ubiegającego się o reelekcję. W tym celu wyodrębniono gminy, w których odbywała się druga tura (w 2006, 2010 i w 2014) wyborów i obliczono różnicę liczby uprawnionych w turze II względem tury I. Otrzymany wynik dzielono przez liczbę uprawnionych w turze I i mnożono przez 100, co oznacza dynamikę liczby wyborców w II turze względem tury I (*dynII*). Następnie wybrano tylko te gminy, w których w II turze wyborów obecny był ubiegający się o reelekcję. Symulacje za pomocą modeli regresji na bazie $N = 2476$ i $N = 33680$ prowadzono na segmentach gmin o różnej liczbie ludności we wszystkich analizowanych wyborach (2006, 2010 i 2014), jak i w wyborach tylko w poszczególnych latach, różnicując dodatkowo wartości dynamiki wyborców w II turze względem tury I. Dodatkowo weryfikowano oddziaływanie stażu gminnego wóldarza, wprowadzając do modeli tylko te przypadki gmin, w których o reelekcję ubiegali się na przykład rządzący najdłużej (licząc od 2002 roku) oraz wprowadzając zmienną charakteryzującą staż. Wielokrotnie w segmentacji schodzono do kilkudziesięciu obserwacji i w żadnym przypadku nie potwierdziło się przypuszczenie, że dynamika uprawnionych do głosowania w II turze względem uprawnionych w turze I może oddziaływać na wynik rozgrywki w tak dobieranych zbiorach gmin. W tym zakresie poniżej przedstawiono model zbudowany na bazie $N = 33680$, w którym w analizie uwzględniono wybory z roku 2014 i te gminy, w których w II turze występował ubiegający się o reelekcję. Dodatkowo liczbę ludności zawężono do poziomu ≤ 5 tys. i wybrano tylko te gminy, w których dynamika wzrostu wyborców w II turze względem tury I była $\geq 0,32\%$ (mediana dynamiki uprawnionych do głosowania w II turze względem I tury w 2014 roku w gminach, gdzie wystąpiła II tura, w której obecny był ubiegający się o reelekcję). Model 1 w tabeli 5 odnosi się do 61 ubiegających się o reelekcję rywalizujących w II turze w 61 gminach w 2014 roku. Zmienną zależną jest przewaga wyborcza (tzw. *margin vote*), kalkulowana jako różnica głosów zwycięzcy i przegrywającego w II turze (zawsze wynik ujemny dla przegrywającego i zawsze dodatni dla wygrywającego). Predyktorem jest dynamika uprawnionych do głosowania w II turze względem tury I w wersji zlogarytmizowanej, ale zmienna ta zwraca wynik nieistotny statystycznie, podobnie zachowuje się zmienna niepoddana logarytmizacji.

TABELA 5. Model jednoczynnikowy wyjaśniający przewagę wyborczą ubiegających się o reelekcję i rywalizujących w II turach w 2014 roku w gminach ≤ 5 tys. ludności (stan na 31.12.2014), gdzie dynamika uprawnionych do głosowania w II turze względem I tury $\geq 0,32\%$

	1
dynamika liczby uprawnionych do głosowania w II turze względem tury I	0,803 (4,540)
stała	-0,192 (3,055)
N	61
R ² skorygowany	-0,016

$p < 0,001$ (***) ; $p < 0,01$ (**); $p < 0,05$ (*); $p < 0,1$ (†).

Raportowana beta niestandardyzowana, wartości błędu standardowego w nawiasach.

Źródło: obliczenia własne na podstawie PKW.

WERYFIKACJA WPLYWU NA WYNIKI WYBORÓW WPISÓW NA WNIOSEK ZA POMOCĄ REGRESJI ŁAMANEJ

Zjawisko intencjonalnych wpisów na wniosek do rejestru zostało odnotowane również w innych badaniach w Polsce [Sidor, Kuć-Czajkowska, Wasil 2017]. Wiadomo też, że w wyborach lokalnych w Japonii tego typu aktywności mają potencjał modyfikowania wyniku wyborczego [Fukumoto, Horiuchi 2011], co stwierdzono tam za pomocą DID (*difference-in-differences*). Jednak zastosowanie tej metody do weryfikacji wpływu wpisów do rejestru na wyniki wyborów nie jest tu możliwe, gdyż wybory te odbywają się jednocześnie we wszystkich gminach w Polsce. Lepszym rozwiązaniem jest zastosowanie testów walidacyjnych w ramach regresji łamanej (regression discontinuity design – RDD). Regresja łamana, podobnie jak DID, należy do rodziny metod quasi-eksperymentalnych, ale ma oferować dokładniejsze niż DID wnioskowanie [Lee, Lemieux 2010: 282]. RDD po raz pierwszy była zastosowana przez Thistlethwaitea i Campbella [1960]. Szczegółowa charakterystyka tej metody zostanie tu pominięta, zainteresowani mogą znaleźć liczne źródła przedstawiające wprowadzenie do metody [np. Bloom 2012; Imbens, Lemieux 2008; Lee, Lemieux 2010; Skovron, Titunik 2015] oraz przykłady jej zastosowania na konkretnych danych [Cattaneo, Idrobo, Titunik 2018a; 2018b]. RDD służy do wyznaczania wielkości efektu interwencji społecznej, czyli wpływu bodźca w czasie $t + 1$. Metoda posiada ogromne zastosowanie w analizach wielu problemów ekonometrycznych [zob. np. Lee, Lemieux 2010: 339–342] czy w analizach wyborczych [np. Hainmueller, Kern 2008; Lee 2008; Trounstone 2011; Freier 2015; Uppal 2009; 2010]. W tych ostatnich za pomocą

RDD szacuje się wielkość efektu inkumbenta (*incumbency advantage*), czyli wpływu na zysk wyborczy w wyborach kolejnych ($t + 1$) bodźca, jakim jest zwycięstwo w wyborach t . W bieżącej analizie zastosuję RDD nie do weryfikacji wielkości efektu inkumbenta, lecz do określenia podobieństwa cech okręgów wyborczych (gmin) w zakresie analizowanych tu zmiennych z rejestru wyborczego („odsetek”, „średnia” i „różnica”). Tym samym przeprowadzę testy walidacyjne i tak niezbędne do wdrożenia, aby stwierdzić prawdziwość estymowanego efektu RDD. Przyjmuje się, że efekt wyznaczany przez RDD jest prawdziwy, jeżeli wśród ledwie wygrywających i ledwie przegrywających obowiązuje zasada randomizacji cech i gęstości, którą rozciąga się też na cechy okręgów wyborczych. Walidacje wielu cech okręgów stosują na przykład Caughey i Sekhon [2011] czy Freier [2015]. Za istotne uważa się, przykładowo, takie cechy okręgów jak frekwencja czy liczba uprawnionych do głosowania [Caughey, Sekhon 2011]. Z kolei Freier [2015: 27] do walidacji stosuje szereg cech okręgów, w tym zmienne fiskalne. Dodatkowo cechy okręgów, jak i indywidualne cechy kandydujących, nie powinny tworzyć istotnego efektu na szerokich przedziałach. W praktyce ledwie wygrywający i przegrywający dane wybory muszą być do siebie podobni w szerokim zakresie cech demograficznych, politycznych (staż na stanowisku, rządzenie w poprzedniej kadencji itp.) oraz jeszcze innych. Dodatkowo liczba ledwie wygrywających i przegrywających dane wybory musi być porównywalna, co akurat w tej analizie nie jest istotne. To samo dotyczy cech okręgów; wykazanie atypowego rozkładu danej cechy upoważnia do stwierdzenia o zmanipulowaniu wartości danej zmiennej, co przekłada się na nieprawdziwą wartość efektu.

Aby zastosować schemat walidacyjny RDD na analizowanych zmiennych („odsetek”, „średnia” i „różnica”), konieczne jest wytworzenie zmiennej niezależnej (tzw. *margin vote* (*mv*) – przewaga kandydata), niezbędnej w RDD do analizowania efektu inkumbenta i do testów walidacyjnych cech i gęstości. W tym celu stosuje się dwie strategie operacjonalizacji – kodowanie na partię [np. Lee 2008] oraz kodowanie na kandydata [np. Trounstein 2011]. W przypadku analizowanych wyborów dochodzi problem z włączaniem II tury wyborów. Ostatecznie przyjęto, że w przypadku wyborów zakończonych w I turze *mv* dla zwycięzcy to różnica odsetka jego/jej głosów i odsetka głosów jego/jej najsilniejszego przeciwnika, a dla przegrywających odwrotnie – to różnica ich poparcia i poparcia zdobytego przez zwycięzcę. W przypadku II tury *mv* dla przechodzących do II tury to dla zwycięzcy różnica jego/jej poparcia w II turze i poparcia przegrywającego w II turze, a dla przegrywającego – odwrotnie. Z kolei *mv* dla odpadających w I turze to różnica ich poparcia z I tury i poparcia zwycięzcy z II tury. W ten sposób *mv* wygrywających w I lub II turze jest zawsze dodatnie,

a przegrywających zawsze ujemne. Dzięki wyznaczeniu mv możemy określić skalę wygranej i przegranej (przewagę kandydata), przy dwóch kandydujących, gdzie jeden zdobywa 51% głosów, a drugi 49%, mv dla zwycięzcy wynosi 2, a dla przegranego – 2. W ten z kolei sposób możemy wyznaczyć tzw. bliskie wybory (*close elections*), ledwie wygrywający i przegrywający to ci, którzy wygrali/przeegrali niewielką przewagą (mv); często arbitralnie przyjmuje się, że granicę tę wyznacza 5% przewagi (mv). Im niższa wartość mv , tym większej randomizacji cech i gęstości powinniśmy oczekiwać. Stąd już prosta droga do walidacji cech jednostek i okręgów wyborczych. Jeżeli warunek randomizacji jest zachowany, to wygrywający i przegrywający na przykład w zakresie 5 mv i mniej nie powinni różnić się ze względu na takie cechy, jak wiek, płeć, poziom wykształcenia czy status inkumbenta. Podobieństwo musi być też zachowane na cechach okręgów (np. zbliżona frekwencja, liczba uprawnionych, odsetek głosów nieważnych itp. oraz wartości analizowanych tu zmiennych z rejestru wyborców: „odsetek”, „średnia” i „różnica”). Dodatkowo cechy okręgów i kandydujących nie mogą tworzyć istotnego efektu na szerokich przedziałach. Utrzymanie warunku randomizacji na wielu cechach jednostkowych i cechach okręgów uprawnia do stwierdzenia, że estymowany efekt jest wiarygodny, a jego wielkość nie podlega manipulacjom. Jeśli dysponujemy szerokim strumieniem danych charakteryzujących kandydatów i gminy, możliwa jest dogłębna walidacja potencjalnych naruszeń, w tym tych powodowanych przez migracje wyborców.

Weryfikacja prowadzona jest za pomocą testu T na przedziałach bliskich wyborów dla ledwie wygrywających i przegrywających (mv o wartościach arbitralnych: 1, 2, 3, 4 i 5) przy użyciu estymatora *rdlocrand* [Cattaneo, Titiunik, Vazquez-Bare 2016; Cattaneo, Idrobo, Titiunik 2018b: 27 i nast.]. Do weryfikacji użyto również estymatora nieparametrycznego *rdrobust*, określającego wielkość efektu na każdorazowo dookreślanym przedziale typu MSE [Colonico, Cattaneo, Titiunik 2014; Colonico, Cattaneo, Farrell, Titiunik 2017]¹⁰.

Weryfikacji podlegają trzy wydzielone wartości zmiennych z rejestru wyborców, dodatkowo zmienne, na których wartości mogą oddziaływać migracje wyborców, jak: liczba uprawnionych do głosowania w I turze danych wyborów (*upr*); frekwencja wyborcza w I turze (*frek*); odsetek głosów nieważnych odnotowany na kartach wyborczych organu wykonawczego gmin w I turze wyborów

¹⁰ Kody źródłowe walidacji dla estymatorów *rdrobust* i *rdlocrand* w zastosowaniu do programu R i Stata na różnych danych replikacyjnych oraz baza wiedzy w tym zakresie dostępne są na stronie: <https://sites.google.com/site/rdpackages/home> [dostęp: 18.11.2018].

bez względu na powód unieważnienia głosu (*niew*)¹¹. Wymienione zmienne w weryfikacji występują w postaci bezwzględnej. Spośród cech kandydujących do walidacji wybrano podstawową w tym zakresie, czyli status inkumbenta (*inc*), gdzie przez 1 oznaczano inkumbentów, a przez 0 pozostałych.

Walidacja przebiega w ramach schematu rekandydujących w kolejnych wyborach, co oznacza uwzględnianie jedynie kandydujących w określonych wyborach t oraz $t + 1$ i jest to typowy schemat do wyznaczania za pomocą RDD siły kandydata w kolejnych wyborach (tzw. *vote share* $t + 1$). Schemat ten różnicuje liczebność, a tym samym gminy po obydwu stronach punktu podziału (wygrywający i przegrywający wybory t). Uwzględnianie w analizie wszystkich kandydujących w wyborach t (dla szacowania prawdopodobieństwa kandydowania i wygrywania w wyborach $t + 1$ w RDD) spowoduje równoliczne liczebności wygrywających i przegrywających oraz uwzględnić będzie te same gminy, co oznaczać będzie nieprzydatność testu T w analizie cech okręgów (gmin).

Walidacja prowadzona jest dla schematu dwóch najsilniejszych kandydatów w danych wyborach w danej gminie, bo przy różnej liczbie kandydujących w kolejnych wyborach wartości *mv* mogą wyrażać różny zakres przewagi [Roh 2017]. Jeżeli kandydowały jedynie dwie osoby, wówczas to one wchodzi do porównania i tworzą dwie obserwacje w bazie, jeżeli kandydowały więcej niż dwie osoby to uwzględnia się tylko te dwie, które albo przeszły do II tury (jeżeli wystąpiła), albo miały najwyższy poziom *mv* (wygrywający i najsilniejszy rywal). W wyborach w 2006, 2010 i 2014 roku organu wykonawczego gmin obserwacji spełniających takie kryteria jest $N = 17593$ (ze wstępnej macierzy danych dla obserwacji $N = 33680$)¹². Następnie zawężono zakres analizy do schematu rekandydujących, czyli kandydujących w wyborach t i w bezpośrednio następujących: $t + 1$. To powoduje automatyczne wykluczenie starć wyborczych z roku 2014, bo w momencie powstawania tego artykułu nie było danych z wyborów w roku 2018. W dalszej kolejności wykluczono obserwacje z roku 2002, między innymi dlatego, że wpisów wówczas nie ewidencjonowano. Wreszcie,

¹¹ W wyborach organu wykonawczego gmin od 2010 roku PKW raportuje powód nieważności głosu. Za głos nieważny uważa się kartę ze znakami „x” postawionymi przy więcej niż jednym kandydacie oraz kartę, na której wyborca nie postawił znaku „x” przy żadnym z kandydatów.

¹² W przypadku 5 wyborów w 5 różnych gminach nie było możliwe wyodrębnienie dwóch najsilniejszych kandydatów w wyborach t , którzy następnie kandydowaliby w tej samej gminie w wyborach kolejnych ($t + 1$), ponieważ wśród kandydatów w wyborach t , gdzie najwyższą wartość *mv* miał inkumbent, dwaj kolejni kandydaci uzyskiwali tę samą wartość *mv*. W żadnym z 5 przypadków pretendenci następnie nie rekandydowali (w wyborach $t + 1$), dlatego do analizy włączano jedynie inkumbentów w tych gminach.

wybrano te starcia, w których występował ubiegający się o reelekcję oraz wybory w gminach z liczbą uprawnionych w I turze mniejszą niż 5 tys. W ten sposób uzyskujemy macierz danych do szacowania siły kandydata w wyborach kolejnych (*vote share* $t + 1$) w ramach RDD, a przez to możliwość walidacji rozkładu cech i gęstości w ramach *mv* w wyborach w 2006 i w 2010 roku. Wyniki walidacji na takiej zbiorowości przedstawiono w tabeli 6 (test T na przedziałach bliskich wyborów) i w tabeli 7 (na szerokich przedziałach typu MSE). Nie są prezentowane wyniki walidacji dla poszczególnych lat ani dla pozostałych zmiennych, bo każdorazowo wyniki te sugerują brak atypowości w rozkładach tych zmiennych z wyjątkiem zmiennej *inc*¹³.

Wyniki prezentowane w tabelach 6 i 7 sugerują szereg atypowości rozkładu zmiennej *inc* i brak w tym zakresie zastrzeżeń względem zmiennych z rejestru. W tabeli 6 w przedziale 1 *mv* w wybranym i wyżej opisanym segmencie gmin spotykamy 23 przegrywających i 35 wygrywających. W przypadku zmiennej *inc* w przedziale 1 *mv* atypowy rozkład polega na tym, że test T wykazuje $p = 0,032$. Oznacza to statystycznie istotne różnice w liczebności ubiegających się o reelekcję i przegrywających oraz ubiegających się o reelekcję i wygrywających, a takich różnic w tym zakresie *mv* być nie powinno. Wśród 35 osób wygrywających w zakresie 1 *mv* było 21 ubiegających się o reelekcję (średnia = 0,600), a wśród 23 osób przegrywających w tym zakresie *mv* było tylko 7 ubiegających się o reelekcję (średnia = 0,304). W praktyce oznacza to rażącą dysproporcję, bo liczba ubiegających się o reelekcję wśród ledwie przegrywających i ledwie wygrywających powinna być zbliżona. Na kolejnych przedziałach widać, że wszędzie, za wyjątkiem 2 *mv*, mamy zaburzenie proporcji dystrybucji *inc*. Zawsze jest też tak, że więcej ubiegających się o reelekcję spotykamy po stronie (ledwie) wygrywających, a nie (ledwie) przegrywających. Obserwując w tym zakresie wyniki p dla zmiennych „odsetek”, „różnica” i „średnia”, nie odnajdziemy przykładów atypowego rozkładu w sugerowanych przedziałach *mv* bliskich wyborów. Możemy zaobserwować najniższe wartości p dla wszystkich zmiennych z rejestru w największym przedziale 1 *mv*, jednak nadal jest to poziom bezpieczny, przeciętne wartości tych zmiennych są też wyższe po stronie przegrywających, a nie wygrywających.

¹³ Udostępniane zainteresowanym.

TABELA 6. Walidacja różnic wartości zmiennych za pomocą testu T na arbitralnie wybranych przedziałach mv bliskich wyborów

zmien- na	e	średnia		SD		N wszyst- kich	N uwzględnionych		przedział mv : arbitralny	p
		prze- grani	wy- grani	prze- grani	wy- grani		prze- grani	wy- grani		
inc	0,296	0,304	0,600	0,470	0,497	1762	23	35	1	0,032
inc	0,178	0,351	0,529	0,484	0,504	1762	37	51	2	0,139
inc	0,216	0,309	0,525	0,466	0,503	1762	55	80	3	0,009
inc	0,205	0,309	0,514	0,465	0,502	1762	68	105	4	0,014
inc	0,162	0,345	0,508	0,478	0,502	1762	84	132	5	0,024
odsetek	-0,335	1,396	1,061	1,279	0,990	1762	23	35	1	0,287
odsetek	-0,077	1,158	1,082	1,100	1,083	1762	37	51	2	0,761
odsetek	-0,111	1,188	1,077	1,142	1,057	1762	55	80	3	0,568
odsetek	-0,048	1,099	1,050	1,057	1,018	1762	68	105	4	0,757
odsetek	-0,036	1,132	1,096	1,165	1,208	1762	84	132	5	0,841
różnica	-0,149	0,728	0,579	0,776	0,668	1762	23	35	1	0,434
różnica	-0,029	0,645	0,616	0,683	0,667	1762	37	51	2	0,869
różnica	-0,060	0,658	0,599	0,785	0,713	1762	55	80	3	0,655
różnica	-0,021	0,593	0,572	0,730	0,690	1762	68	105	4	0,847
różnica	-0,034	0,640	0,606	0,850	0,785	1762	84	132	5	0,762
średnia	-0,204	0,732	0,528	0,778	0,503	1762	23	35	1	0,246
średnia	-0,057	0,559	0,502	0,661	0,609	1762	37	51	2	0,697
średnia	-0,052	0,563	0,511	0,602	0,541	1762	55	80	3	0,625
średnia	-0,023	0,531	0,508	0,554	0,518	1762	68	105	4	0,773
średnia	0,006	0,520	0,526	0,532	0,680	1762	84	132	5	0,951

Źródło: obliczenia własne na podstawie: PKW. Użyto paczki *rdlocrand* wersji 0.3 w programie R. Nie przedstawiono wartości tzw. okna optymalnego i wyników walidacji dla tych wartości.

TABELA 7. Walidacja wielkości efektu RDD na elastycznie dobieieranym przedziale typu MSE

zmien- na	e	średnia		SD		N wszyst- kich	N uwzględnionych		przedział mv : MSE	p
		prze- grani	wy- grani	prze- grani	wy- grani		prze- grani	wy- grani		
inc	0,172	0,326	0,613	0,470	0,487	1762	273	479	20,286	0,050
odsetek	-0,108	1,101	0,956	1,367	1,106	1762	277	484	20,638	0,620
średnia	-0,051	0,570	0,514	0,780	0,648	1762	276	483	20,521	0,655
różnica	-0,060	0,554	0,469	0,776	0,651	1762	280	494	21,059	0,676

Źródło: obliczenia własne na podst. PKW. Użyto paczki *rdrobust* wersji 0.99.2 w programie R.

Próba określenia efektu w RDD nieparametrycznej na każdorazowo automatycznie dobieranym przedziale MSE (tabela 7) kończy się niepowodzeniem w przypadku walidowanych zmiennych z rejestru. Ponownie wątpliwości budzą wskazania dla zmiennej *inc*, która znajduje się na pograniczu istotności ($p = 0,050$), a wartość ta powinna charakteryzować się wysokim poziomem istotności.

Atypowy rozkład zmiennej *inc* wykazywany na różnych segmentach gmin, przy zastosowaniu różnych estymatorów RDD, podobnie jak i atypowe rozkłady niektórych cech osobniczych, są elementem odrębnej analizy. Istotne jest tutaj, że zmienne wydzielone z rejestru w postaci, w jakiej zostały wyodrębnione, nie wykazują atypowości rozkładu. Świadczy to o tym, że wartości tych zmiennych nie są manipulowane, a przynajmniej nie odnotowuje tego walidacja w zakresie RDD dla wyborów w 2006 i w 2010 roku, która jest na tyle czuła, że wykrywa szereg odstępstw w przypadku cech osobniczych, co pokazano na przykładzie zmiennej *inc*.

PODSUMOWANIE

Wpisy do rejestrów wyborców na wniosek nie wpływały na wyniki wyborów organu wykonawczego gmin w 2006, 2010 i prawdopodobnie w 2014 roku. Modele liniowe nie są w stanie wykazać w żadnym przypadku przewagi inkumbentów z tytułu wpisów, a zwykle wykazują nieznaczną przewagę pretendentów w tym względzie. Zysk ten jest jednak raczej skutkiem oddziaływania strukturalnego niż wprowadzania „swoich” wyborców, tym bardziej, że konkurenci ubiegających się o reelekcję mają tu utrudnione zadanie, bo to ci drudzy formalnie kontrolują rejestr. Zysk pretendentów wynika prawdopodobnie z tego, że wpisujący się nie są podatni na efekt inkumbenta w takim stopniu jak wpisani z urzędu i stale zamieszkujący. Nie można oczywiście stwierdzić, że wpisy nigdzie i nigdy nie przechyliły szali wyborczego sukcesu. Są zapewne takie gminy, w których w pewnych wyborach wpisy mogły zdecydować o wyniku rozgrywki. Jednak są to przypadki na tyle rzadkie i skrajne, że niewykrywalne w testach walidacyjnych RDD prowadzonych na różnych segmentach gmin. Regresja łamana w różnych segmentach gmin wykazuje atypowe rozkłady dla ubiegających się o reelekcję, co świadczy o skutecznym zmanipulowaniu wyników wyborów, przy czym źródłem tych manipulacji nie były wpisy do rejestrów.

Migracje wyborców w zakresie wpisów do rejestru wykazują dużą stabilność w czasie i przestrzeni, wpisy koncentrują się z reguły na tych samych gminach i wykazują podobną intensywność. Na uwagę zasługuje wpływ regionów hi-

starych. Najbardziej jest to widoczne w przypadku gmin dawnego zaboru pruskiego i rosyjskiego. Te pierwsze nie przyciągają wpisów i tworzą rozległe homogeniczne klastry gmin z relatywnie niskimi wartościami wpisów, zaś te drugie są najbardziej chłonne na wpisujących się. Obydwa regiony to przypadki skrajne. Z kolei gminy galicyjskie podobne są pod tym względem do tych z dawnego zaboru pruskiego, a obszar Ziemi Odzyskanych nawiązuje do specyfiki Kongresówki. Uwarunkowania wpisów wynikające z przynależności do regionów historycznych oraz z innych jeszcze czynników wymagają dodatkowej weryfikacji.

Przed wyborami samorządowymi 2018 roku tematyka wpisów do rejestru na wniosek była często poruszana w mediach. Niektórzy komentatorzy, dziennikarze i politycy przekonywali, aby korzystać z instytucji wpisów do rejestru. Prawdopodobnie po raz pierwszy również PKW tak mocno akcentowała tę problematykę w swoich przekazach informacyjnych. Niektóre komentarze wyborcze sugerowały, że w pewnych gminach to wpisy zadecydowały o wyniku wyborów organu wykonawczego. Ten pogląd będzie możliwy do weryfikacji po udostępnieniu przez PKW danych wyborczych oraz danych dotyczących wpisów do rejestru w 2018 roku. Umożliwia to zaprezentowany schemat walidacji rozkładu zmiennych w ramach RDD. Testy walidacyjne regresji łamanej dają też możliwość weryfikacji wpływu manipulacji wyborczych, których podłożem nie muszą być wpisy, co sugerują wyniki przedstawionych analiz.

BIBLIOGRAFIA

- Anselin Luc.** 1995. "Local indicators of spatial association-LISA". *Geographical Analysis* 27: 93–115.
- Bartnicki Sławomir.** 2019. „Głosowanie klientelizmem pisane, czyli jak zwiększać szanse reelekcji w wyborach wójtów i burmistrzów”. *Studia Socjologiczne* 1: 65–93.
- Bartnicki Sławomir.** 2017a. „Egzemplifikacja efektu inkumbenta w wyborach bezpośrednich kierowników gminnej egzekutywy w Polsce i jego strukturalne uwarunkowania”. *Acta Politica Polonica* 41(3): 55–68.
- Bartnicki Sławomir.** 2017b. „Wybrane determinanty poparcia kandydatów podczas wyborów gminnego organu wykonawczego”. *Studia Wyborcze* 23(1): 107–133.
- Bivand Roger.** 1980. Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii. W: *Analiza regresji w geografii*, Z. Chojnicki (red.), 23–38. Poznań: PWN.
- Bloom Howard S.** 2012. "Modern regression discontinuity analysis". *Journal of Research on Educational Effectiveness* 5: 43–82.
- Cattaneo Matias D., Rocio Titiunik, Gonzalo Vazquez-Bare.** 2016. "Inference in regression discontinuity designs under local randomization". *The Stata Journal* 16(2): 331–367.

- Calonico Sebastian, Matias D. Cattaneo, Rocio Titiunik.** 2014. "Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs". *Econometrica* 82: 2295–2326.
- Calonico Sebastian, Matias D. Cattaneo, Max H. Farrell, Rocio Titiunik.** 2017. "Robust: Software for regression-discontinuity designs". *The Stata Journal* 17(2): 372–404.
- Caughy Devin, Jasjeet S. Sekhon.** 2011. "Elections and the regression discontinuity design: Lessons from close U.S. House races, 1942–2008". *Political Analysis* 19(4): 385–408.
- Freier Ronny.** 2015. "The mayor's advantage: Casual evidence on incumbency effects in German mayoral elections". *European Journal of Political Economy* 40: 16–30.
- Fukuyama Kentaro, Yusaku Horiuchi.** 2011. "Making outsiders votes count: Detecting electoral fraud through a natural experiment". *American Political Science Review* 105(3): 586–603.
- Gelman Andrew, Gary King.** 1990. "Estimating incumbency advantage without bias". *American Journal of Political Science* 34(4): 1142–1164.
- Hainmueller Jens, Kern, Lutz Holger.** 2008. "Incumbency as a source of spillover effects in mixed electoral systems: Evidence from a regression-discontinuity design". *Electoral Studies* 27: 213–227.
- Imbens W. Guido, Thomas Lemieux.** 2008. "Regression Discontinuity Designs: A guide to practice". *Journal of Econometrics* 142: 615–635.
- Janc Krzysztof.** 2006. „Zjawisko autokorelacji przestrzennej w przykładzie statystyki I Morana oraz lokalnych wskaźników zależności przestrzennej (LISA) – wybrane zagadnienia metodyczne”. *Idee i praktyczny uniwersalizm geografii. Geografia społeczno-ekonomiczna*. T. Komornicki, Z. Podgórski (red.), *Dokumentacja Geograficzna* 33: 76–83.
- Lee David.** 2008. "Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections". *Journal of Econometrics* 2: 675–697.
- Lee David, Thomas Lemieux.** 2010. "Regression discontinuity designs in economics". *Journal of Economic Literature* 48: 281–355.
- Moran Patric A.P.** 1950. "Notes on continuous stochastic phenomena". *Biometrika* 37: 17–23.
- Oliver J. Eric, Shang E. Ha.** 2007. "Vote choice in suburban elections". *American Political Science Review* 3: 393–408.
- Oliver J. Eric, Shang E. Ha, Zachary Callen.** 2012. *Local elections and the politics of small-scale democracy*. Princeton: Princeton University Press.
- Roh Jungho.** 2017. "The incumbency disadvantage in South Korean National Assembly elections: Evidence from a regression discontinuity approach". *Electoral Studies* 46: 112–122.
- Sidor Monika, Katarzyna Kuć-Czajkowska, Justyna Wasil.** 2017. *Koabitacja na poziomie gminnym w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Stonecash M. Jeffrey.** 2008. *Reassessing the incumbency effect*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Thistlethwaite L. Donald, Donald T. Campbell.** 1960. "Regression-discontinuity analysis: An alternative to ex-post facto experiment". *Journal of Educational Psychology* 51: 309–317.
- Trounstein Jessica.** 2011. "Evidence of a local incumbency advantage". *Legislative Studies Quarterly* 2: 255–280.
- Uppal Yogesh.** 2009. "The disadvantaged incumbents: Estimating incumbency effects in Indian state legislatures". *Public Choice* 138: 9–27.
- Uppal Yogesh.** 2010. "Estimating incumbency effects in U.S. state legislatures: A quasi experimental study". *Economics and Politics* 22: 180–199.

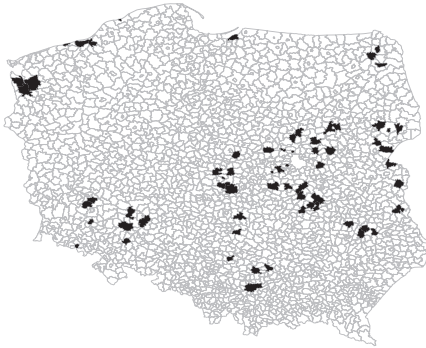
Źródła internetowe

- Cattaneo Matias D., Idrobo Nicolas, Titiunik Rocio.** 2018a. *A practical introduction to regression discontinuity designs: Volume I*. Cambridge Elements: Quantitative and computational methods for social science. Cambridge University Press. http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/books/Cattaneo-Idrobo-Titiunik_2018_CUP-Vol1.pdf [dostęp: 21.11.2018].
- Cattaneo Matias D., Idrobo Nicolas, Titiunik Rocio.** 2018b. *A practical introduction to regression discontinuity designs: Volume II*. Cambridge Elements: Quantitative and computational methods for social science. Cambridge University Press. http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/books/Cattaneo-Idrobo-Titiunik_2018_CUP-Vol2.pdf [dostęp: 21.11.2018].
- Drazen Allan.** 2008. 2008. Political budget cycles. In: *The new palgrave dictionary of economics*, second edition, S.N. Durlauf, L.E. Blume (eds.). Palgrave Macmillan. The New Palgrave Dictionary of Economics online. Site imprint Palgrave Macmillan. http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008_P000346 [dostęp: 26.06.2016].
- Macdonald Bobbie.** 2014. *Estimating incumbency advantages in African politics: Regression discontinuity evidence from Zambian parliamentary and local government elections*. <https://www.files.ethz.ch/isn/179542/WP151.pdf> [dostęp: 1.12.2017].
- Skovorn Christopher, Titiunik Rocio.** 2015. *A practical guide to regression discontinuity designs in political science*. https://pdfs.semanticscholar.org/5461/c817976f51a4fb0073b772c-03cd670be8def.pdf?_ga=2.264662028.2004434219.1540743756-150393804.1531741837 [dostęp: 1.10. 2018].
- Titiunik Rocio.** 2011. *Incumbency advantage in Brazil: Evidence from municipal mayor elections*. http://www-personal.umich.edu/~titiunik/papers/Titiunik_IABrazil.pdf [dostęp: 3.10.2015]. <https://sites.google.com/site/rdpackages/home> [dostęp: 18.11.2018].

ZALĄCZNIK 1

Struktura klastrów LISA dla zmiennej odsetek w 2014 roku. Brak wizualizacji dla Zielonej Góry (miasto na prawach powiatu), Zielonej Góry (gmina wiejska) i Jaślik (gmina wiejska). Wizualizacja przeprowadzona w programie R na podstawie klastrów i istotności LISA wyznaczonych w programie GeoDa wersji 1.12.

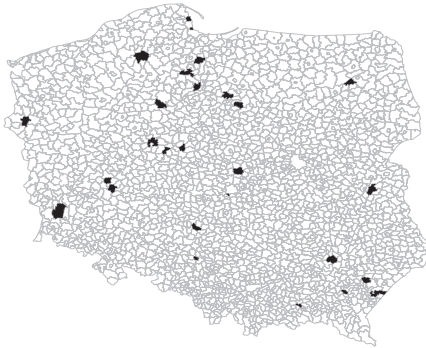
Niskie–Wysokie (LH: N=64)



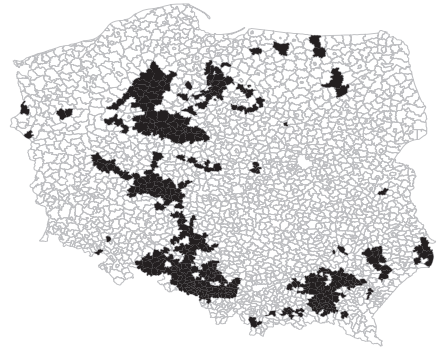
Wysokie–Wysokie (HH: N=137)



Wysokie–Niskie (HL: N=27)



Niskie–Niskie (LL: N=365)



Źródło: opracowanie własne za pomocą programu GeoDa wersji 1.12. Wynik losowy osiągnięty po 99999 permutacjach uwzględniających $p < 0,05$ wykazane dla $N = 593$ gmin spośród $N = 2476$. Wizualizacja przeprowadzona w programie R.

ZAŁĄCZNIK 2

Specyfikacja zmiennych stosowanych w analizie

skrót	zmienna	operacjonalizacja	źródło
<i>pruski</i>	gminy zakwalifikowane do obszaru dawnego zaboru pruskiego	tak = 1; nie = 0	Mikołaj Herbst
<i>rosyjski</i>	gminy zakwalifikowane do obszaru dawnego zaboru rosyjskiego	tak = 1; nie = 0	Mikołaj Herbst
<i>or14</i>	wybory bez inkumbenta (<i>open race</i>)	tak = 1; nie = 0	obliczenia własne na podst. PKW
<i>R4</i>	liczba kadencji tej samej osoby na stanowisku organu wykonawczego gminy od 2002 roku	nieprzerwane sprawowanie władzy przynajmniej od 2002 roku = 4; nieprzerwane sprawowanie władzy od 2006 roku = 3; nieprzerwane sprawowanie władzy od 2010 = 2; wybór w 2014 i nie sprawowanie władzy w kadencji 2011-2014 = 1	obliczenia własne na podst. PKW
<i>dyst</i>	dystans w kilometrach od najbliższego miasta wojewódzkiego	zmienna ciągła	Adam Gendźwiłł
<i>upr</i>	liczba uprawnionych do głosowania w I turze wyborów organu wykonawczego gminy	zmienna ciągła	PKW
<i>frek</i>	frekwencja w I turze wyborów organu wykonawczego gminy	zmienna ciągła	PKW
<i>niew</i>	odsetek głosów nieważnych w I turze wyborów organu wykonawczego gminy	zmienna ciągła	PKW
<i>odsetek</i>	wg wyjaśnień w tekście	zmienna ciągła/logarytmizowana, sposób wyliczenia wg wyjaśnień w tekście	obliczenia własne na podst. PKW
<i>różnica</i>	wg wyjaśnień w tekście	zmienna ciągła/logarytmizowana, sposób wyliczenia wg wyjaśnień w tekście	obliczenia własne na podst. PKW
<i>średnia</i>	wg wyjaśnień w tekście	zmienna ciągła/logarytmizowana, sposób wyliczenia wg wyjaśnień w tekście	obliczenia własne na podst. PKW
<i>inc</i>	inkumbent w danych wyborach	tak = 1; nie = 0	obliczenia własne na podst. PKW

skrót	zmienna	operacjonalizacja	źródło
<i>mv</i>	przewaga kandydata (<i>margin vote</i>)	zmienna ciągła, sposób wyliczenia wg wyjaśnień w tekście	obliczenia własne na podst. PKW
<i>dynII</i>	dynamika liczby uprawnionych do głosowania w II turze względem I	zmienna ciągła/logarytmizowana	obliczenia własne na podst. PKW
<i>saldo14</i>	saldo migracji w 2014 roku	zmienna ciągła	GUS
<i>a</i>	odsetek wpisów w literze a w stosunku do wpisanych z urzędu	zmienna ciągła	obliczenia własne na podst. PKW
<i>c</i>	odsetek wpisów w literze c w stosunku do wpisanych z urzędu	zmienna ciągła	obliczenia własne na podst. PKW

Źródło: opracowanie własne.

ZAŁĄCZNIK 3

Wartości testów *I* Morana

rok. kwartał	suma liter <i>a</i> i <i>b</i>	litera <i>c</i>	litera <i>a</i>
2005.4	0,2	0,02	0,2
2006.1	0,2	0,03	0,2
2006.2	0,2	0,03	0,2
2006.3	0,2	0,03	0,21
2006.4	0,2	0,07	0,2
2007.1	0,2	0,07	0,2
2007.2	0,2	0,07	0,21
2007.3	0,2	0,07	0,21
2007.4	0,21	0,07	0,21
2008.1	0,21	0,07	0,21
2008.2	0,21	0,07	0,21
2008.3	0,21	0,07	0,21
2008.4	0,21	0,07	0,21
2009.1	0,21	0,07	0,21
2009.2	0,21	0,07	0,21
2009.3	0,21	0,07	0,21
2009.4	0,21	0,07	0,21
2010.1	0,21	0,07	0,22
2010.2	0,22	0,07	0,23

ZAŁĄCZNIK 3 (cd.)

rok. kwartał	suma liter <i>a i b</i>	litera <i>c</i>	litera <i>a</i>
2010.3	0,22	0,06	0,23
2010.4	0,24	0,09	0,24
2011.1	0,24	0,1	0,24
2011.2	0,24	0,1	0,24
2011.3	0,24	0,1	0,25
2011.4	0,24	0,1	0,25
2012.1	0,24	0,11	0,25
2012.2	0,24	0,11	0,24
2012.3	0,24	0,11	0,24
2012.4	0,24	0,1	0,24
2013.1	0,24	0,11	0,24
2013.2	0,24	0,11	0,24
2013.3	0,24	0,1	0,24
2013.4	0,24	0,1	0,24
2014.1	0,24	0,1	0,24
2014.2	0,24	0,1	0,24
2014.3	0,25	0,1	0,25
2014.4	0,26	0,14	0,26

Wszystkie testy na podstawie 999 permutacji przy $p < 0,001$

Źródło: opracowanie własne za pomocą programu GeoDa wersji 1.12.

Slawomir Bartnicki

**DOES VOTER REGISTRATION IN STANDING COMMUNAL ELECTORAL
REGISTERS AFFECT THE RESULTS OF COMMUNAL EXECUTIVE ELECTIONS?**

Abstract

The article is an example of exploratory analysis substantiated by statements made by local actors in selected communes all over Poland, suggesting that the holders of communal executive offices may use voter registration on electoral registers to enhance their chances of re-election. Hence, the following research question was formulated: Does voter registration on communal electoral registers affect the results of direct communal executive elections? In order to answer this question, quantitative databases were explored, taking into consideration the multi-aspect properties of candidates and communes. The verification was performed using linear, logistic and spatial regression as well as regression discontinuity design (RDD). Multiway analysis allows us to find a clear-cut answer to the above-mentioned question. The newly registered voters do not, in fact, improve the winning chances of candidates running for re-election and do not increase their

electoral support. They slightly improve the position of pretenders, but this advantage is the product of structural determinants, not intentional registration on electoral registers made in order to vote for a particular candidate. It is possible that in some communes and elections the registrations did contribute to the final result of the electoral competition, but if so, these cases are so rare and extreme that they could not be detected in the variables' validation tests within the RDD. Although RDD demonstrates some manipulations of electoral results, the source of these manipulations is the voter registration on communal electoral registers.

Keywords: electoral register, voter registration in communal electoral registers, clientelism, spatial regression, RDD