



Mikołaj Cześnik 

SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny

Rafał Miśta 

SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny

ZAMOŻNOŚĆ, WPŁYWY, POWAŻANIE – SPOŁECZNIE CENIONE DOBRA OCZAMI POLSKICH WYBORCÓW

Głównym celem artykułu jest analiza zmian w dostępie do społecznie cenionych dóbr (zmian postrzeganych subiektywnie przez respondentów), takich jak zamożność, wpływy i poważanie, a także analiza wpływu tych zmian na decyzje o głosowaniu. Stawiamy następujące pytania badawcze: czy w ciągu czterech lat urzędowania PiS dokonało redystrybucji bogactwa, władzy i prestiżu w polskim społeczeństwie? Czy ci, do których ta oferta była przede wszystkim skierowana (czyli osoby nieuprzywilejowane w dostępie do wyżej wymienionych dóbr), uważają, że ich sytuacja w tym zakresie poprawiła się? Dane PGSW pozwalają zidentyfikować statystycznie istotną różnicę w ocenie ostatnich czterech lat (pod względem dostępu do społecznie cenionych dóbr) między elektoratem PiS a innymi grupami w polskim społeczeństwie. Stwierdzamy, że zmienna ta wywiera znaczący wpływ na głosowanie, nawet gdy wiele innych istotnych determinant zachowań wyborczych w Polsce jest kontrolowanych. Wyniki tych analiz stanowią wkład w piśmiennictwo dotyczące demokracji, zachowań wyborczych, populizmu, a przede wszystkim populistów u władzy.

Słowa kluczowe: wybory; stratyfikacja; zachowania polityczne

Wealth, Influence, Prestige – Socially Valued Goods from the Perspective of Polish Voters

This paper's main objective is to analyse the changes in the access to socially valued goods, such as wealth, influence and prestige, as well as their impact on voting. We pose the following research questions: during the last four years has Law and Justice party (PiS) redistributed wealth, power, and prestige in Polish society? Do those to whom its offer was primarily addressed (i.e., people who are not privileged in accessing the above-mentioned goods) believe that their situation in this respect has improved? Polish National Election Study (PGSW) data identify a statistically significant difference in assessing the last four years (in terms of access to socially valued goods) between the PiS electorate and other groups. We find that this variable has a significant impact on voting, even when many other important determinants of Poland's electoral behaviour are controlled. The results of these analyses contribute to the literature on democracy, electoral behaviour, populism, and, above all, populists in power.

Key words: elections; stratification; political behaviour

Mikołaj Cześnik, SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny, mczesnik@swps.edu.pl, ORCID 0000-0003-0246-1321; Rafał Miśta, SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny, rmi-sta@swps.edu.pl, ORCID 0000-0002-7309-6352.

Źródło finansowania: Projekt „Polskie Generalne Studium Wyborcze 2019”, finansowany przez Narodowe Centrum Nauki, nr grantu 2018/31/B/HS5/03403, kierownik projektu – R. Markowski.

Wprowadzenie

Struktura społeczna polskiego społeczeństwa ulega w ostatnich dekadach dynamicznym zmianom (por. Halamska 2016; Domański, Mach, Przybysz 2019). Można wyróżnić trzy główne ich przyczyny. Po pierwsze, transformacje struktury społecznej w Polsce zachodzą ze względu na Wielką Zmianę (społeczną, gospodarczą, polityczną), dziejącą się w Polsce od 1989 roku (por. Sztompka 1996, 2000). Po drugie, zmiany te wyzwalane są przez procesy globalne, takie jak starzenie się demograficzne, pandemia, postęp techniczny i automatyzacja produkcji przemysłowej, związane z tym zmiany na rynku pracy itp. (por. Postman 1992; Rifkin 1995; Boltanski, Esquerre 2016; Nouzil i in. 2017; Bandyk 2020). Po trzecie, wynikają one z zaplanowanych działań (podmiotowego sprawstwa) zbiorowych aktorów społecznych. Procesy te w Polsce nasiliły się szczególnie po 2015 roku – zwycięskie w tych wyborach Prawo i Sprawiedliwość (PiS) świadomie i konsekwentnie prze do przebudowy struktury społeczeństwa polskiego (por. Gdula 2018; Sadura, Sierakowski 2019; Woźniak 2020). I tym właśnie (potencjalnie zachodzącym) zmianom struktury społecznej poświęcone jest niniejsze studium.

Jego celem jest analiza „skuteczności” wzmiankowanych działań. Punktem wyjścia jest dominująca w dyskursie publicznym teza, że PiS wygrało wybory parlamentarne w 2015 i 2019 roku, ponieważ obiecywało rekonfigurację struktury społecznej, redystrybucję bogactwa, władzy i (społecznego) prestiżu. Niniejszy artykuł jest próbą jej empirycznego testu. Jeśli takie zmiany zaszły, jeśli faktycznie w okresie czteroletniego cyklu wyborczego (2015–2019) udało się partii politycznej dokonać znacznej redystrybucji społecznie cenionych dóbr, to może to oznaczać uruchomienie (albo wzmocnienie) jakichś nowych procesów stratyfikacyjnych, modyfikujących dotychczasowy kształt i dynamikę struktury społecznej w Polsce. Z tego powodu analiza podejmowanego problemu badawczego wydaje nam się ważna i potrzebna.

W tym miejscu uważamy za stosowne zwrócić uwagę na intrygujący związek dynamiki zachowań wyborczych i zmian w strukturze społecznej. Liczne są tu sprzężenia zwrotne, zachodzą między nimi skomplikowane relacje, które wymykają się prostym kwalifikacjom w kategoriach związków przyczynowych. Z jednej strony struktura społeczna, społeczne hierarchie i uwarstwienie społeczne podlegają zmianom wynikającym z podmiotowego sprawstwa aktorów, co często jest wynikiem czy pochodną procesu wyborczego; obywatele wybierają takich polityków, którzy swoimi decyzjami uruchamiają procesy zmieniające strukturę społeczną. Z drugiej strony postawy i zachowania wyborcze, a także wynikające z nich decyzje polityczne (implementowane polityki publiczne itd.), w sposób oczywisty zależą od położenia w strukturze społecznej. Konkretni wyborcy (konkretnie „uwarstwieni”, co się przekłada na konkretne zasoby prestiżu, wpływów

i majątku), o konkretnych interesach i poglądach, wybierają konkretnych polityków, którzy wdrażają konkretne polityki publiczne i podejmują konkretne decyzje (np. o redystrybucji bogactwa, władzy – także symbolicznej – i prestiżu).

Stawiamy sobie w tym studium następujące pytania badawcze: czy zapowiedziana i (przez niektórych) oczekiwana zmiana („rewolucja”) rzeczywiście miała miejsce? Czy w ciągu czterech lat urzędowania PiS dokonało redystrybucji bogactwa, władzy i prestiżu w polskim społeczeństwie? Czy ci, do których ta oferta była przede wszystkim skierowana (czyli osoby nieuprzywilejowane w dostępie do wyżej wymienionych dóbr), uważają, że ich sytuacja w tym zakresie poprawiła się?

Odnoszone przez PiS sukcesy wyborcze nie dają spokoju badaczom i obserwatorom polskiej polityki, a także zwykłym obywatelom (szczególnie tym nieprzychylnym stronnictwu Jarosława Kaczyńskiego). Wciąż pytają o ich źródła, wciąż zastanawiają się, jak i z czym to ugrupowanie trafia do tak wielu Polaków. Wyjaśnienia publicystyczne czy popularnonaukowe grzeszą intelektualną płytkością i stereotypowością. Część z nich ma przy okazji charakter opresyjny, pełen pogardy. Wyborcy PiS są w nich przedstawiani jako bezmyślna, chciwa i mściwa mierzwa (por. Szulc 2016).

Próby akademickie są może i ciekawsze, ale też niestety mało zadowalające. Maciej Gdula (2018) źródeł sukcesu PiS upatruje w odwołaniu do autorytaryzmu. Przemysław Sadura i Sławomir Sierakowski (2019) wiążą go z politycznym cynizmem Polaków. Krystyna Skarżyńska (2018) dostrzega bardziej wielowymiarowy obraz, jej badania wskazują, że podstawy popularności PiS tkwią w typowym dla polskiego społeczeństwa narcyzmie grupowym i narodowo-katolickim, konserwatywnym światopoglądzie. Radosław Markowski (2019) zwraca z kolei uwagę na kwestie poznawcze, za główne źródło sukcesów PiS uznając „symplicyzm”, rozumiany jako uogólniona skłonność do przyjmowania prostych wyjaśnień świata wokół nas. Wielu też (Kotwas, Kubik 2019; Stanley, Cześnik 2019) wyjaśnia niesłabnące wśród Polaków poparcie dla PiS użyciem strategii i dyskursów populistycznych.

Wszystkie te wyjaśnienia mają jedną wspólną wadę. Definiują poparcie dla PiS jako rodzaj odstępstwa od normy, patologię. Stosują paradygmat korekcyjno-terapeutyczny, uznając, że skłonność do głosowania na partię Jarosława Kaczyńskiego jest ułomnością, którą należy poprzez działania informacyjne i edukacyjne z polskiego społeczeństwa wyeliminować. Nie chcemy w tym miejscu dyskutować o słuszności tego poglądu (choć widzimy poważne ograniczenia poznawcze tej postawy). Zamiast tego proponujemy alternatywne wyjaśnienie sukcesów PiS, wskazując na inne mechanizmy psychospołeczne stojące za procesem zdobycia tak znacznej popularności przez to ugrupowanie.

Polska transformacja doprowadziła do dużego zróżnicowania społecznego, zaostrenia się nierówności i wyraźnego wykształcenia się dwóch idealnotypicz-

nych warstw: wygranych transformacji i przegranych (Jarosz 2005). Nie ulega wątpliwości, że część polskich obywateli w ostatnim trzydziestoleciu radziła sobie dobrze lub bardzo dobrze. Inni natomiast radzili sobie słabo albo w ogóle sobie nie radzili. Pozostawali na marginesie życia społecznego, gospodarczego, ale także politycznego i (może przede wszystkim) kulturowego. Ci „peryferyjni” obywatele nie czuli się w państwie „u siebie”. Byli opuszczeni, zaniedbani, nie głosowali i przez lata pozostawali nieufni wobec polityków. A elity, przeprowadzające Polskę przez transformację, mało się nimi interesowały.

W pierwszej części artykułu przedstawiamy inspiracje i tło teoretyczne naszych analiz: problematykę społecznie cenionych dóbr, a także ich znaczenie w polityce wyborczej, przede wszystkim populistycznej. Kolejna część naszego artykułu omawia kwestie metodologiczne: pomiar społecznie cenionych dóbr, pytania badawcze, hipotezy, schemat badania i dane. Następnie przedstawiamy wyniki analiz empirycznych. Artykuł kończy dyskusja wyników i ich podsumowanie.

Tło teoretyczne

Weberowskie i postweberowskie podejścia do stratyfikacji społecznej akcentują rolę trzech dóbr cenionych przez ludzi, czyli bogactwa, władzy i prestiżu (Yuval-Davis 2015: 91). Współzawodnictwo o nie i ich dystrybucja organizują i strukturyzują życie społeczne. Nierówności społeczne w tej perspektywie definiuje się jako nierówności w zakresie zamożności, wpływów i poważania, a także dostępu do nich (Dahrendorf 1959). Pierre Bourdieu (1986) znacząco wzbogaca to podejście, podkreślając kluczowe znaczenie różnych rodzajów kapitału (kulturowego, ekonomicznego, politycznego, społecznego); kapitał w tym podejściu to nic innego jak zasób konkretnych dóbr, dostęp do nich i możliwość ich użycia.

Kategorią przydatną do opisu tak definiowanych nierówności jest intersekcjonalność (por. Crenshaw 1989). Anthony Giddens i Philip Sutton definiują ją jako „przecinanie się różnych form nierówności społecznych, w tym nierówności klasowych, „rasowych” lub etnicznych, płciowych i wynikających z niepełnosprawności lub orientacji seksualnej, które prowadzi do powstawania bardziej złożonych wzorów dyskryminacji niż te wynikające z ujęć jednowymiarowych” (Giddens, Sutton 2014: 179). Koncepcja ta została po raz pierwszy zaprezentowana i skonceptualizowana w studium podejmującym tematykę przecinania się i nakładania na siebie nierówności związanych z rasą i płcią w USA (Crenshaw 1989). Badacze intersekcjonalności analizują to, w jaki sposób nierówności społeczne korelują, wzmacniają się i nakładają na siebie; dzięki temu możliwe jest badanie życia społecznego w całej jego złożoności.

Nierówności związane z trzema społecznie cenionymi dobrami wymienionymi wcześniej (tj. zamożnością, wpływami, poważaniem) niewątpliwie są ze sobą powiązane. Są jednak wobec siebie nieredukowalne. W konkretnych sytuacjach wzajemnie się konstytuują, ale każda z nich jest ontologicznie odrębna (Yuval-Davies 2015: 94). To ustalenie ważne nie tylko z teoretycznego (konceptyjnego) punktu widzenia, ale także doniosłe dla metodyki badania intersekcjonalności i intersekcjonalnie powiązanych nierówności (głównie operacjonalizacji i pomiaru tego zjawiska).

Relacje między różnymi wymiarami nierówności a wynikającym z nich (nierównym) dostępem do dóbr społecznie cenionych nie są oczywiste ani jednolite. Różnią się one w czasie i przestrzeni, są silnie zależne od kontekstu (kulturowego, instytucjonalnego, ekonomicznego). Ponadto, faktyczny stan dostępu do zamożności, wpływów i poważania nie jest tożsamy z percepcją tego dostępu, sprawozdawaną w badaniu sondażowym. Jak trafnie zauważają badacze uwarstwienia polskiego społeczeństwa, wynika to ze stopnia, w jakim „wyznaczanie pozycji jednostki w strukturze społecznej za pomocą tzw. kryteriów obiektywnych (dochodu, pozycji zawodowej, wykształcenia) zbieżne jest z subiektywną oceną własnego położenia społecznego oraz jakie czynniki przyczyniają się do zaistniałych rozbieżności” (Zielińska, Kołodziej 2014: 73). W poszczególnych okresach i społeczeństwach ta relacja (zbieżność/rozbieżność) jest różna: bywa ścisła, bywa relacją luźną. Świadomość tej różnicy ma znaczenie dla naszych analiz i ich interpretacji.

Badań empirycznych nad nierównościami w dostępie do społecznie cenionych dóbr jest wiele. Analizy te dotyczą rozkładów nierówności na świecie i ich zróżnicowania między krajami, a także determinant, korelatów i skutków nierówności (wewnątrz konkretnych zbiorowości). Najobfitsza jest literatura dotycząca nierówności ekonomicznych. Obejmuje ona zarówno duże opracowania porównawcze (Cowell 2004; Gornick, Jäntti 2013; Therborn 2013; Piketty 2014), jak i cenne analizy pojedynczych przypadków, podejmujące ciekawy, ale węższy aspekt zjawiska (Ngamaba i in. 2018), czy też wyjątkowo ciekawy okres lub system (Piketty, Saez 2003). Nierówności ekonomiczne organizują strukturę społeczną i są konstytutywne dla klas społecznych (Dahrendorf 1959; Wright, Perrone 1977; Erickson, Goldthorpe 1992; Wright 1997; Therborn 2002), mają też negatywny wpływ na wzrost gospodarczy (Cingano 2014). Czasami wykazują nieoczywiste efekty: nierówności ekonomiczne wpływają bezpośrednio na dobrostan i zdrowie jednostek (Therborn 2013; Schneider 2016), w tym także zdrowie psychiczne (Patel i in. 2018), a codzienne doświadczenie nierówności ekonomicznej (komunikacja sygnałów klas społecznych między partnerami interakcji) aktywizuje społeczne procesy porównawcze, które wzmacniają grupowe granice między bogatymi i biednymi w społeczeństwie (Kraus i in. 2017).

Stratyfikująca rola wymiaru władzy (wpływu), manifestująca się głównie w nierównościach rekrutacji do elit, też jest przedmiotem licznych analiz (Dahrendorf 1959; Domhoff 1967; Pakulski, Waters 1996). Badania prowadzone w tym obszarze pokazują, że systemy demokratyczne w ogóle mają problem z zapewnieniem równego udziału obywateli we władzy (Hicks, Swank 1992; Rosenstone, Hansen 1993; Pacek, Radcliff 1995; Lijphart 1997; Anduiza-Perea 2002). Z kolei w badaniach nad prestiżem przeważa analiza ról społecznych i pozycji społeczno-zawodowych (Davis 1949; Shils 1968; Barber 1978), w tym konstruowanie skal zawodowych (Blau, Duncan 1967; Hoffmann 2003), które pozwalają zidentyfikować podstawowe dla struktury społecznej i zachowań jednostek kategorie i schematy, organizujące życie społeczne. Prestiż był (przynajmniej do lat siedemdziesiątych XX wieku) najczęściej analizowaną dziedziną stratyfikacji społecznej (por. Treiman 1977); także w Polsce był on przedmiotem wnikliwej analizy (por. Domański, Sawiński 1991; Domański 1999).

Zmiany i relacje, które chcemy tu badać, zachodzą (między innymi) na skutek działalności partii politycznych o określonym profilu ideologicznym i charakterze. W piśmiennictwie istnieje względna zgoda co do tego, by PiS traktować jako stronnictwo populistyczne (lub przynajmniej miewające populistyczne oblicze; por. Szczerbiak 2016; Stanley, Cześnik 2019; Turska-Kawa, Wojtasik 2020; Markowski 2020). Konieczne zatem jest odniesienie się w tym miejscu do kwestii populizmu. Bywa on różnie definiowany: jako ruch oddolnych demokratów (Goodwyn 1991), tendencja polityczna charakteryzująca się nieodpowiedzialnie wysokim poziomem wydatków rządowych i szeroką redystrybucją (Dornbusch, Edwards 1990), radykalny projekt emancypacyjny na rzecz przywrócenia demokracji dla osób wykluczanych i spychanych na margines (Laclau 2007), strategia polityczna oparta na bezpośrednich, spersonalizowanych apelach przywódców do narodu (Weyland 2001), czy też „styl polityczny” polegający na przemawianiu do narodu w sposób szorstki i niewyrafinowany (Moffitt, Tormey 2014). Każda z tych definicji zawiera w sobie coś z licznych przejawów populizmu, ale żadna z nich nie identyfikuje jego istoty (wspólnym aspektem tych odrębnych podejść jest to, że przede wszystkim postrzegają one populizm jako performatywny sposób postępowania politycznego).

My w niniejszym artykule wykorzystujemy koncepcję populizmu „wąskoideologicznego” (*thin-ideology*), opracowaną przez Bena Stanleya (2008), a opartą na wcześniejszych pracach Margaret Canovan (1999) i Cassa Mudde’a (2004). Jego definicja składa się z czterech kluczowych elementów. Po pierwsze, zakłada ona istnienie dwóch jednorodnych jednostek analitycznych: „ludu” i „elity”. Po drugie, przewiduje antagonistyczną relację między tymi dwoma bytami. Po trzecie, nadaje normatywny priorytet woli ludu, oparty na idei jego suwerenności. Po czwarte, dodaje moralny wymiar wyżej

wymienionym relacjom politycznym, waloryzując „lud” jako najważniejszy, autentyczny podmiot polityki, jednocześnie definiując „elitę” jako skorumpowaną, nieautentyczną i szkodliwą.

Piśmiennictwo akademickie dotyczące populizmu wskazuje, że działalność rządów populistycznych „często opiera się na rzeczywistych obawach dotyczących niepowodzenia partii głównego nurtu w rozwiązywaniu kwestii, które niepokoją obywateli, oraz niepowodzenia instytucji w dostarczaniu obywatelom istotnych dla nich wyników polityki” (Kyle, Gultchin 2018: 5). Ale analizy Michelle Falkenbach i Scotta Greera (2018) sugerują, że nie ma wyraźnych dowodów, iż populistyczne rządy zwiększają korzyści dla „zwykłych ludzi”, których mają reprezentować. Z kolei studium Tijске Akkerman (2012) bada wpływ populistycznych partii prawicowo-radykalnych na politykę imigracyjną i stwierdza, że ich wpływ na politykę jest poważnie ograniczony ze względu na trudności, które te partie napotykają obejmując władzę. Rudiger Dornbusch i Sebastian Edwards (2007) badają makroekonomię rządów populistycznych w Ameryce Łacińskiej i opisują ich niepowodzenia, spowodowane głównie masowymi (i nieodpowiedzialnymi) wydatkami publicznymi. Niektóre z tych niepowodzeń mają katastrofalne, tragiczne konsekwencje, czego doskonałym przykładem jest Wenezuela w ostatnich latach (Mejía 2018). Równie interesujący są populisci europejscy, a także ich dorobek u władzy. Paris Aslanidis i Cristobal Rovira Kaltwasser (2016) analizują pierwszy w historii sojusz lewicowych i prawicowych partii populistycznych w Europie (grecki rząd SYRIZA-ANEL). Inne badanie (de Lange 2012) dotyczy kwestii nowych, czasem egzotycznych sojuszy między partiami głównego nurtu a radykalnymi prawicowymi partiami populistycznymi w demokracjach zachodnioeuropejskich. Obszerne opracowanie Andrea Pirro (2015) analizuje ideologie, wpływy i wyniki wyborcze populistów w Europie Środkowo-Wschodniej, także tych będących u władzy. Interesujące studium przypadku włoskiej Lega Nord (Albertazzi, McDonnell 2005) podkreśla konieczność zachowania równowagi pomiędzy byciem partią rządzącą a stronnictwem opozycyjnym, podczas gdy analiza rządów lewicowych populistów w Portugalii (De Giorgi, Cancela 2019) podkreśla znaczenie przeprowadzania skrupulatnych i drobiazgowych negocjacji celów polityki i czasu ich realizacji przed przystąpieniem do rządu. Przyczyny tych niepowodzeń nie występują w polskim kontekście dlatego, że blok Zjednoczonej Prawicy samodzielnie zdobył sejmową większość i rządzi bez koalicjantów spoza bloku¹.

¹ Choć napięcia wewnątrz tej nieformalnej (w sensie wyborczym) koalicji dają o sobie znać, szczególnie po zakończeniu „maratonu wyborczego” lat 2018–2020.

Kwestie metodologiczne: pytania badawcze, hipotezy, pomiar, dane

Przedstawiony powyżej przegląd literatury prowadzi do pytań o polskich populistów i ich skuteczność. Populiści chcą poprawić los ludu, kierując się przeciwko „złym elitom”, które obwiniają za obecny, niezadowolający stan rzeczy. Nie dbają przy tym wyłącznie o kwestie materialne. Stawiają sobie za cel „docenienie”, dowartościowanie ludu – można zatem powiedzieć, że duża część ich politycznego apelu dotyczy społecznie cenionych dóbr. Zgodnie z ich retoryką, zasoby te są w polskim społeczeństwie nierównomiernie (a zarazem niesprawiedliwie) rozdzielane. Starają się więc to zmienić. Domagają się równego, a przynajmniej równiejszego dostępu do dóbr ekonomicznych (bogactwa), ale także do władzy (wpływu) i prestiżu (szacunku społecznego).

W związku z tym nasze główne pytania badawcze dotyczą „skuteczności” tych działań, sprawności polskich populistów w wypełnianiu obietnic wyborczych i dostarczaniu wyborcom obiecanych dóbr. Czy PiS wywiązał się z tego, co obiecał w kampanii parlamentarnej w 2015 roku? Czy wyborcy PiS w cyklu parlamentarnym 2015–2019 otrzymali to, co im wtedy obiecano?

Pierwszym testem, czy rzeczywiście PiS spełnił oczekiwania swoich wyborców, będzie sprawdzenie hipotezy mówiącej, że osoby deklarujące głosowanie na Prawo i Sprawiedliwość w roku 2015, po okresie kadencji parlamentu, w większym stopniu dostrzegały poprawę swojego położenia na skali zamożności, wpływów oraz poważania niż pozostali obywatele. Ponadto, zakładamy następującą mikrologikę zachowań wyborczych: istnieje pozytywna zależność pomiędzy poprawą sytuacji społecznej wyborcy (tj. zwiększonym dostępem do zamożności, wpływów, poważania) a głosowaniem na odpowiedzialną za to partię (tutaj PiS). Im bardziej sytuacja się poprawiła, tym większe są szanse głosowania na rządzące od 2015 roku stronnictwo. Potwierdza to powszechne we współczesnych studiach wyborczych przekonanie, że wyborcy – jeśli dostaną to, co im się obiecuje w jednych wyborach – mają tendencję do „nagradzania” partii swoim głosem w wyborach następnych. W związku z tym nasza druga hipoteza jest następująca: im lepszy (poprawiony w cyklu 2015–2019) dostęp do społecznie cenionych dóbr, tym większe szanse głosowania na Prawo i Sprawiedliwość w 2019 roku.

Z jednej strony, chcemy sprawdzić, jakie są odczucia wyborców PiS (tzn. tych, którzy głosowali na tę partię w 2015 roku), a z drugiej – zobaczyć, czy odczucie poprawy istotnie wpływa na oddanie głosu na tę partię (w kolejnych wyborach, tj. w 2019 roku). Nasze studium skupia się wyłącznie na jednym aspekcie badanego zjawiska. Jego celem nie jest „obiektywny” pomiar zmian w dystrybucji zamożności, wpływach i poważaniu, które (prawdopodobnie, zgodnie z hipotezą) miały miejsce w polskim społeczeństwie w cyklu parlamentarnym 2015–2019. Wręcz przeciwnie, analizujemy jedynie, czy zmiany

postrzegane przez obywateli (w zakresie dostępu do społecznie cenionych dóbr) są w jakiś sposób związane z głosowaniem (w wyborach parlamentarnych w 2015 i 2019 roku).

Pomiar omawianych tu zjawisk nie jest kwestią trywialną. Analizowane przez nas dobra (zasoby), cenione społecznie, różnią się pod względem ich „mierzalności”. Pomiar zamożności jest stosunkowo łatwy; być może właśnie dlatego badania empiryczne nad nierównościami dochodów i bogactwa są tak liczne. Znacznie trudniej zmierzyć nierówności wpływów i (szczególnie) poważania. Oba te zjawiska nie mają jednej powszechnie akceptowanej konceptualizacji i operacjonalizacji („waluty”, w której możemy je mierzyć i porównywać).

Jednym ze sposobów mierzenia dostępu do społecznie cenionych dóbr jest pytanie o to wprost respondentów (w badaniach sondażowych). Takie narzędzia badawcze używane są w Polskim Generalnym Studium Wyborczym (PGSW), z którego danych korzystamy w tym artykule. Ta technika jest pochodną często stosowanej w badaniach społecznych skali statusu. Najpowszechniejsza jej operacjonalizacja pochodzi z kwestionariusza projektu International Social Survey Programme (ISSP). Stosuje się w nim dziesięciopunktową skalę (Top-Bottom self-placement 10-point scale, tzw. TOPBOT), na której respondenci dokonują samookreślenia, odpowiadającego ich przekonaniu o położeniu w strukturze społecznej. W edycjach badania PGSW z lat 1997, 2001 i 2019 użyto pytań, w których wprost pytano respondentów o ich pozycję na skalach zamożności, wpływów i poważania, a także zmian na tych skalach.

Test empiryczny powyższych hipotez wymaga odpowiednich danych i odpowiedniego schematu badawczego. Aby ją przetestować, analizujemy związki między głosowaniem a postrzeganym poziomem i dostępem do dóbr społecznie cenionych. Innymi słowy, modelujemy: a) postrzeganą poprawę na skali zamożności, wpływów i poważania jako funkcje głosu w wyborach w 2015 roku, oraz b) głosowanie w 2019 r. jako funkcję oceny swojego miejsca na skali dostępu do wyżej wymienionych zasobów oraz oceny zmiany swojej pozycji na tej skali w ostatnich 4 latach (od 2015 roku).

W tym celu wykorzystujemy dane Polskiego Generalnego Studium Wyborczego, będące rezultatem badania ankietowego CAPI przeprowadzonego na reprezentatywnej próbie 2003 dorosłych Polaków po wyborach w 2019 roku. PGSW, które jest przeprowadzane po każdym wyborach parlamentarnych od 1997 roku, jest najważniejszym polskim badaniem powyborczym i przestrzega międzynarodowych standardów zbierania sondażowych danych porównawczych.

Głównymi analizowanymi przez nas zmiennymi są: deklaracja zachowania wyborczego w wyborach parlamentarnych w 2015 roku (głos na Prawo i Sprawiedliwość, głos na inną partię, niegłosowanie/głos nieważny), deklaracja za-

chowania wyborczego w wyborach parlamentarnych w 2019 (partia na którą oddano głos, niegłosowanie/głos nieważny) oraz trzy zmienne sprawozdające odpowiedź na pytania: 1) „*W dzisiejszej Polsce część ludzi postrzegana jest jako posiadająca wysoką pozycję społeczną, inna część – jako niską. Myśląc o sobie, w którym miejscu poniższych „drabinek” umieścił(a)by Pan(i) siebie, mając na uwadze, że najniższy szczebel oznacza za każdym razem niską pozycję, a najwyższy wysoką*” (odpowiedzi w skali 1–10 dla wymiarów: zamożności, wpływów i poważania) oraz 2) „*A teraz proszę, by zastanowił(a) się Pan(i) ponownie nad czterema cechami przedstawionymi w poprzednim pytaniu i powiedział(a), czy w ostatnich 4 latach (od 2015 roku) nastąpiły w Pana(i) życiu jakieś zmiany w tych sferach?*” (odpowiedzi w skali od 0, „zdecydowana poprawa”, do 4, „zdecydowane pogorszenie”, dla wymiarów: zamożności, wpływu, poważania). Dla większej czytelności prezentowanych wyników odpowiedzi na drugie pytanie zostały przekodowane na skalę od – 2 („zdecydowane pogorszenie”) do 2 („zdecydowana poprawa”), gdzie 0 oznacza „bez zmian”.

Do oceny zależności między głosowaniem i postrzeganą zmianą dostępu do społecznie cenionych dóbr (a ich także postrzeganym poziomem) wykorzystujemy (a) metodę porządkowej regresji logistycznej ze zmiennymi zależnymi – deklarowanymi poprawami na skali zamożności, wpływu i poważania oraz zmienną niezależną w postaci deklaracji głosu w roku 2015 (poziomy: PiS, inna partia, niegłosowanie/oddanie głosu nieważnego); (b) metodę wielomianowej regresji logistycznej, gdzie zmienną zależną było głosowanie w roku 2019 (poziomy: PiS, KO, SLD, PSL-Kukiz’15’, Konfederacja, niegłosowanie/oddanie głosu nieważnego), a zmiennymi niezależnymi: pozycją i zmianą pozycji na skalach zamożności, wpływu i poważania. W każdej z analiz szacujemy dwie–trzy grupy modeli: wykorzystujące jedynie zmienne podstawowe (tj. dotyczące głosowania i społecznie cenionych dóbr) oraz uwzględniające zmienne kontrolne, które wyjaśniają znacząco decyzje wyborcze Polaków (socjodemograficzne: płeć, poziom religijności, sytuacja materialna, wykształcenie, wielkość miejsca zamieszkania, wiek i kwadrat wieku; opisujące światopogląd respondenta: samookreślenie na skali lewica–prawica, samookreślenie na skali solidaryzm–liberalizm oraz zmienne składające się na skalę populizmu). Porównanie oszacowanych efektów w obu rodzajach modeli pozwala sprawdzić, jak dalece wynikające z nich zależności są odporne na dobór regresorów i potencjalny problem niedokładnej współliniowości związany z potencjalnie wysokim skorelowaniem postrzeganego statusu (i jego zmiany) z niektórymi zmiennymi kontrolnymi.

Wyniki analiz

Analiza wstępna

Analizy empiryczne rozpoczynamy od sprawdzenia, jak rozkładają się oceny poprawy na skali zamożności, wpływów i poważania względem deklaracji zachowań wyborczych w roku 2015 i 2019 (głosowanie na PiS, na inną partię, nieoddawanie ważnego głosu). Średnie wartości oraz odsetek wyborców dostrzegających poprawę swojej pozycji przedstawiono w tabelach 1 i 2.

Tabela 1. Średnie oceny poprawy własnej pozycji na skali zamożności, wpływów i poważania według zachowań wyborczych w 2015 i 2019 r.

	Zamożność (2019)			Wpływ (2019)			Poważanie (2019)		
	PiS	inne partie	brak głosu	PiS	inne partie	brak głosu	PiS	inne partie	brak głosu
PiS (2015)	0,42 [0,36;0,49] (0,73) N = 506	0,04 [-0,34;0,42] (0,81) N = 20	0,21 [-0,05;0,48] (0,82) N = 39	0,32 [0,25;0,38] (0,74) N = 502	-0,19 [-0,57;0,18] (0,80) N = 20	0,04 [-0,22;0,31] (0,82) N = 39	0,32 [0,26;0,37] (0,64) N = 506	-0,08 [-0,38;0,21] (0,63) N = 20	0,21 [0,01;0,40] (0,60) N = 39
inne partie (2015)	0,36 [0,07;0,65] (0,64) N = 21	0,18 [0,11;0,25] (0,75) N = 456	0,38 [0,15;0,60] (0,86) N = 59	0,34 [-0,03;0,71] (0,82) N = 22	0,19 [0,13;0,25] (0,69) N = 456	0,11 [-0,09;0,30] (0,78) N = 65	-0,05 [-0,38;0,29] (0,75) N = 22	0,19 [0,13;0,25] (0,63) N = 456	0,29 [0,12;0,46] (0,70) N = 65
brak głosu (2015)	0,36 [0,20;0,52] (0,66) N = 71	0,13 [0,01;0,24] (0,73) N = 160	0,11 [0,04;0,18] (0,70) N = 415	0,24 [0,10;0,38] (0,60) N = 71	0,07 [-0,02;0,16] (0,58) N = 160	0,09 [0,02;0,15] (0,66) N = 414	0,29 [0,17;0,42] (0,54) N = 71	0,16 [0,08;0,24] (0,49) N = 161	0,13 [0,07;0,19] (0,61) N = 416

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PGSW. Przedstawiono statystyki oparte na danych ważonych: średnie, 95% przedziały ufności oparte na rozkładzie t-Studenta (w nawiasach kwadratowych), odchylenia standardowe (w nawiasach okrągłych), liczebności grup.

Najwyższe średnie wartości na skali poprawy dostępu do społecznie cenionych dóbr opisują grupy głosujących w 2015 i w 2019 roku na Prawo i Sprawiedliwość (zwłaszcza w przypadku zamożności i poważania). Ponadto, w przypadku pozycji na skali zamożności i poważania stali wyborcy PiS deklarują średnio większą poprawę swojej sytuacji niż stali wyborcy innych ugrupowań. W przypadku wszystkich rodzajów zasobów stali wyborcy partii rządzącej deklarują bardziej pozytywne zmiany niż stale niegłosujący. Tendencja ta uwidoczniła się również w częstości deklaracji poprawy: stali wyborcy PiS częściej deklarują pozytywną zmianę niż grupa stale niegłosujących/oddających nieważny głos, a w przypadku zamożności, pozytywne oceny stale głosujących na Prawo i Sprawiedliwość są częstsze niż wśród stałych wyborców pozostałych ugrupowań. Warto zauważyć, że wśród głosujących na PiS w 2015 roku znacząca większość (blisko 90%) zagłosowała na tę partię ponownie w 2019 roku.

Tabela 2. Osoby deklarujące poprawę zamożności, wpływów i poważania według zachowań wyborczych w 2015 i 2019 r. (w %)

	Zamożność (2019)			Poważanie (2019)			Wpływ (2019)		
	PiS	inne partie	brak głosu	PiS	inne partie	brak głosu	PiS	inne partie	brak głosu
PiS (2015)	40,62 [36,4;45] N = 506	27,54 [12,9;49,3] N = 20	25,18 [14,2;40,7] N = 39	29,31 [25,5;33,4] N = 502	5,90 [1,2;24,7] N = 20	20,67 [10,9;35,8] N = 39	29,53 [25,7;33,7] N = 506	9,33 [2,5;29,2] N = 20	19,64 [10,1;34,6] N = 39
inne partie (2015)	35,54 [18,8;56,8] N = 21	26,67 [22,8;30,9] N = 456	40,01 [28,5;52,7] N = 59	28,67 [14,1;49,7] N = 22	23,43 [19,8;27,5] N = 456	23,74 [15;35,4] N = 65	15,02 [5,5;35,1] N = 22	22,37 [18,8;26,4] N = 456	30,31 [20,5;42,3] N = 65
brak głosu (2015)	41,24 [30,5;52,8] N = 71	29,41 [22,9;36,9] N = 160	23,15 [19,3;27,4] N = 415	24,79 [16,2;35,9] N = 71	16,01 [11,1;22,5] N = 160	18,25 [14,8;22,3] N = 414	33,21 [23,4;44,7] N = 71	18,05 [12,9;24,7] N = 161	19,77 [16,2;23,9] N = 416

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PGSW. Deklarację poprawy zdefiniowano jako wskazanie w ankiecie odpowiedzi „raczej mi się poprawiło” i „zdecydowanie mi się poprawiło”. Przedstawiono statystyki oparte na danych ważonych: odsetek deklarujących poprawę, 95% przedziały ufności oparte na rozkładzie dwumianowym z korektą na ciągłość (w nawiasach kwadratowych), liczebności grup.

Średnie deklaracje poprawy na skalach zamożności, wpływów i poważania według deklarowanego głosu w wyborach 2015 roku i wybranych zmiennych, mogących wpływać na postrzeganie własnej sytuacji, przedstawiono w tabeli 3. Na 17 sprawdzonych kategoriach w 12 najwyższe (lub niemal równe najwyższym) wartości poprawy w dostępie do wszystkich trzech społecznie cenionych dóbr deklarują wyborcy PiS (wyborcy innych partii tylko w 2 – dla wykształcenia podstawowego i opisujący swoje poglądy jako lewicowe).

Tabela 3. Średnie wartości deklarowanej poprawy na skali zamożności, wpływów i poważania według głosowania w 2015 r. i wybranych zmiennych kontrolnych

	Poprawa - zamożność			Poprawa - wpływ			Poprawa - poważanie		
	PiS	inne partie	brak głosu	PiS	inne partie	brak głosu	PiS	inne partie	brak głosu
Sytuacja materialna									
zła	-0,19 (0,85) N = 31	-0,26 (0,72) N = 54	-0,37 (0,84) N = 95	-0,09 (0,8) N = 31	-0,13 (0,53) N = 54	-0,2 (0,72) N = 93	0,18 (0,59) N = 31	0,02 (0,5) N = 54	-0,08 (0,59) N = 95
ani zła, ani dobra	0,2 (0,64) N = 201	0,07 (0,72) N = 248	0,11 (0,6) N = 349	0,19 (0,72) N = 200	0,13 (0,62) N = 254	0,06 (0,56) N = 351	0,15 (0,57) N = 202	0,15 (0,58) N = 254	0,13 (0,56) N = 351
dobra	0,56 (0,74) N = 334	0,45 (0,73) N = 244	0,43 (0,68) N = 215	0,37 (0,76) N = 331	0,32 (0,82) N = 244	0,27 (0,65) N = 214	0,4 (0,68) N = 332	0,27 (0,72) N = 244	0,3 (0,57) N = 215
Wykształcenie									
pod- stawowe	0,25 (0,79) N = 132	0,46 (1,15) N = 32	-0,04 (0,68) N = 127	0,02 (0,72) N = 131	0,36 (1,09) N = 35	-0,04 (0,7) N = 127	0,11 (0,6) N = 131	0,31 (0,88) N = 35	0,02 (0,6) N = 127

średnie	0,39 (0,69) N = 359	0,14 (0,66) N = 302	0,12 (0,69) N = 353	0,36 (0,73) N = 357	0,17 (0,7) N = 304	0,07 (0,61) N = 353	0,33 (0,63) N = 360	0,18 (0,61) N = 304	0,17 (0,57) N = 355
wyższe	0,72 (0,82) N = 69	0,26 (0,82) N = 209	0,31 (0,74) N = 181	0,38 (0,82) N = 68	0,19 (0,68) N = 210	0,23 (0,6) N = 180	0,46 (0,7) N = 70	0,18 (0,65) N = 210	0,23 (0,56) N = 181
<i>Wielkość miejscowości</i>									
wieś	0,43 (0,72) N = 247	0,21 (0,67) N = 185	0,11 (0,68) N = 236	0,28 (0,78) N = 246	0,19 (0,63) N = 187	0,04 (0,53) N = 237	0,31 (0,64) N = 248	0,11 (0,59) N = 187	0,14 (0,5) N = 238
do 50 tys.	0,41 (0,81) N = 152	0,29 (0,79) N = 133	0,15 (0,64) N = 154	0,3 (0,75) N = 152	0,3 (0,8) N = 137	0,09 (0,62) N = 152	0,26 (0,68) N = 152	0,32 (0,73) N = 137	0,15 (0,6) N = 153
50-100 tys.	0,27 (0,54) N = 50	-0,02 (0,93) N = 36	-0,04 (0,74) N = 71	0,29 (0,57) N = 50	-0,15 (0,73) N = 36	-0,06 (0,68) N = 71	0,32 (0,64) N = 50	-0,09 (0,59) N = 36	-0,04 (0,58) N = 71
100-500 tys.	0,48 (0,71) N = 77	0,23 (0,84) N = 109	0,21 (0,81) N = 112	0,21 (0,72) N = 76	0,21 (0,83) N = 109	0,14 (0,72) N = 113	0,35 (0,6) N = 77	0,24 (0,7) N = 109	0,2 (0,65) N = 113
pow. 500 tys.	0,11 (0,87) N = 40	0,14 (0,71) N = 85	0,28 (0,72) N = 91	0,29 (0,93) N = 38	0,12 (0,54) N = 86	0,3 (0,67) N = 91	0,19 (0,68) N = 39	0,21 (0,49) N = 86	0,29 (0,6) N = 91
<i>Lewica-prawica</i>									
lewica	0,05 (0,84) N = 42	0,2 (0,79) N = 200	0,09 (0,69) N = 136	-0,01 (1,02) N = 42	0,17 (0,79) N = 200	0,08 (0,58) N = 137	0,18 (0,6) N = 41	0,22 (0,71) N = 200	0,11 (0,47) N = 135
pośrodku	0,15 (0,84) N = 65	0,16 (0,71) N = 199	0,13 (0,7) N = 253	0,07 (0,79) N = 65	0,12 (0,54) N = 201	0,09 (0,65) N = 253	0,11 (0,66) N = 65	0,12 (0,5) N = 201	0,22 (0,59) N = 253
prawica	0,48 (0,71) N = 434	0,27 (0,8) N = 129	0,31 (0,78) N = 123	0,36 (0,72) N = 431	0,32 (0,83) N = 133	0,13 (0,73) N = 122	0,35 (0,65) N = 436	0,25 (0,72) N = 133	0,22 (0,65) N = 123
<i>Solidaryzm-liberalizm</i>									
solidaryzm	0,45 (0,77) N = 281	0,3 (0,68) N = 125	0,26 (0,67) N = 139	0,35 (0,73) N = 279	0,18 (0,73) N = 125	0,18 (0,6) N = 139	0,36 (0,67) N = 281	0,19 (0,6) N = 125	0,15 (0,58) N = 139
pośrodku	0,39 (0,67) N = 153	0,15 (0,74) N = 184	0,11 (0,66) N = 242	0,19 (0,75) N = 152	0,18 (0,64) N = 190	0,11 (0,69) N = 242	0,24 (0,58) N = 154	0,19 (0,61) N = 190	0,17 (0,55) N = 241
liberalizm	0,4 (0,75) N = 61	0,22 (0,83) N = 180	0,11 (0,84) N = 164	0,4 (0,96) N = 61	0,21 (0,83) N = 180	0,04 (0,62) N = 165	0,41 (0,8) N = 61	0,21 (0,73) N = 180	0,22 (0,63) N = 166

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PGSW. Przedstawiono statystyki oparte na danych ważonych: średnie, odchylenia standardowe (w nawiasach okrągłych), liczebności grup. Poziomy zmienne (za wyjątkiem wykształcenia) kodowane są w inny sposób niż w regresjach. Dla sytuacji materialnej: „zła” obejmuje „bardzo złą” i „złą”; „dobra” – „dobrą” i „bardzo dobrą”. Dla samoidentyfikacji na osi lewica-prawica: odpowiedzi 0-3 potraktowano jako „lewicę”, 7-10 jako „prawicę”. Dla samoidentyfikacji na osi solidaryzm-liberalizm: odpowiedzi 0-3 potraktowano jako „solidaryzm”, 7-10 jako „liberalizm”.

Dostęp do społecznie cenionych dóbr a głosowanie w wyborach 2015 roku

Aby sprawdzić, jak dalece różnice te są statystycznie istotne i wziąć pod uwagę wpływ wielu zmiennych kontrolnych, oszacowano modele porządkowej regresji logistycznej opisującej związek między zachowaniami wyborczymi w wyborach sprzed 5 lat i deklaracjami poprawy w odniesieniu do zamożności, wpływów i poważania w roku 2019. Na podstawie wstępnych wyników wskazujących na brak problemu współliniowości, ale jednocześnie na brak spełnienia założenia linii równoległych (korzystając z testu Branta – Brant 1990) zdecydowano się na estymację uogólnionego modelu porządkowej regresji logistycznej (funkcja *vglm* w pakiecie *VGAM* w środowisku R – skumulowany logit przy braku założenia linii równoległych – Yee 2017). Aby poprawić jakość oszacowań i ułatwić interpretację współczynników przekodowano zmienną zależną na trzypoziomową (poziom „-1” na podstawie deklaracji „*zdecydowanie mi się pogorszyło*” i „*raczej mi się pogorszyło*”, poziom „0” na podstawie deklaracji „*pozostało bez zmian*”, oraz poziom „1” na podstawie odpowiedzi „*zdecydowanie mi się poprawiło*” i „*raczej mi się poprawiło*”) – tak, aby zniwelować efekt trudności respondentów w rozróżnieniu poprawy/pogorszenia „zdecydowanego” od „umiarkowanego” i zmniejszyć różnice w liczebnościach kategorii reprezentujących poziomy dostępu do społecznie cenionych dóbr.

Wyniki regresji przedstawia tabela 4 – jako poziom referencyjny ustalono wyborców niegłosujących/oddających nieważny głos (zamiast współczynników zaprezentowano ilorazy szans).

Zgodnie z najprostszymi modelami dwuzmiennowymi (poprawa pozycji na skali dostępu do społecznie cenionych dóbr a głos w wyborach w 2015 roku – modele 1) wyborcy ugrupowania rządzącego wyróżniali się bardziej pozytywną oceną zmian swojej sytuacji w zakresie dostępu do zamożności, wpływów i poważania niż wyborcy rezygnujący z oddania ważnego głosu. Głosowanie na PiS w 2015 roku w sposób istotny statystycznie (na poziomie istotności 5%) tłumaczy różnicę między pozycjami na skali wyrażającymi „pogorszenie” lub „brak zmian” w dostępie do społecznie cenionych dóbr a pozycją wskazującą na jego „polepszenie” – głos na PiS zwiększa szansę deklaracji poprawy. Dla innych partii istotna różnica względem niegłosujących zaznacza się jedynie w przypadku wpływów (między kategoriami „pogorszenie” i „brak zmian” oraz kategorią „polepszenie dostępu”).

Przy uwzględnieniu zmiennych kontrolnych socjodemograficznych (modele 2) głosujący na Prawo i Sprawiedliwość odróżniają się od niegłosujących w przypadku zamożności i wpływów (ale już nie w przypadku poważania) – czynnik ten sprzyja deklaracjom „polepszenia dostępu” do tych dwóch społecznie cenionych dóbr względem deklaracji o „pogorszeniu dostępu” lub „braku zmian”. Dla innych partii nie stwierdzono statystycznej różnicy względem niegłosujących.

Obraz ten dodatkowo zmienia dodanie do zestawu regresorów zmiennych opisujących poglądy: lewicowe–prawicowe oraz preferencję dla solidaryzmu/liberalizmu (modele 3). Głos na PiS w 2015 roku przestaje być statystycznie istotny (na poziomie istotności 5%) w przypadku zamożności (pozostaje jedynie dla wpływów). Istotne okazują się natomiast zmienne opisujące samookreślenie na osi lewica–prawica oraz solidaryzm–liberalizm – ale tylko dla zamożności i wpływów. Deklarujący poglądy prawicowe częściej dostrzegają poprawę zamożności (porównując „pogorszenie” i „brak zmian” z „polepszeniem” dostępu) i wpływów (porównując „pogorszenie sytuacji” względem „braku zmian” i „polepszenia”). Z kolei wyborcy preferujący „solidaryzm” w większym stopniu skłonni są deklarować brak zmian lub poprawę sytuacji niż jej pogorszenie w dostępie do zamożności i wpływów. W przypadku innych partii, w żadnym modelu uwzględniającym zmienne światopoglądowe, nie wynotowano istotnych różnic względem niegłosujących.

Obraz relacji między głosem na PiS w wyborach w 2015 roku i odczuciem poprawy w dostępie do społecznie cenionych dóbr jest zatem niejednoznaczny. Po pierwsze, głosowanie na rządzącą partię odróżnia przede wszystkim deklaracje „polepszenia” od pozostałych („pogorszenia” i „braku zmian”) – a zatem wyjaśnia poczucie najbardziej zadowolonych. Po drugie – wpływ głosowania na PiS dostrzegalny jest przede wszystkim w przypadku dwóch społecznie cenionych dóbr: wpływów i zamożności. Po trzecie – tak jak wyborcy PiS z 2015 roku odróżniają się od niegłosujących, tak od grupy nieuczestniczących w wyborach nie odróżniają się wyborcy pozostałych partii. Po czwarte – dodanie zmiennych opisujących światopogląd niweluje rolę historii głosowania, chociaż wpływ tych czynników wskazuje na ogólny trend „im bliżej pozycji ideologicznej Prawa i Sprawiedliwości (tj. prawicowość i solidaryzm), tym wyższa pozycja na skali dostępu do wpływów i poważania”.

Trudność w interpretacji powyższych rezultatów wynika z faktu, że opierając się na danych PGSW z 2019 roku dysponujemy jedynie retrospektywnymi deklaracjami wyborców na temat ich zachowania sprzed 4 lat (podczas gdy pozostałe zmienne w modelach opisują stan późniejszy). Utrudnia to zwłaszcza interpretację różnic w wynikach między modelami 2 i 3 – możliwe jest bowiem wzajemne oddziaływanie obecnej pozycji światopoglądowej (związanej z obecnym poparciem dla PiS) oraz wskazywanego zachowania wyborczego w roku 2015. Z tej perspektywy można argumentować, że modele 2 zawierające zmienne opisujące bardziej trwałe cechy respondentów (tj. cechy socjodemograficzne, nie zaś światopoglądowe) nieco lepiej odwzorowują ich stan sprzed 5 lat. Dodatkowym, potencjalnym problemem statystycznym może być kwestia endogeniczności – deklaracje w roku 2019 o głosowaniu w 2015 roku obarczone są najprawdopodobniej błędem pomiaru, który może być skorelowany z błędem losowym w szacowanych modelach.

stała	6,96*** (0,12)	0,36*** (0,09)	9,92*** (0,13)	0,22*** (0,10)	14,63*** (0,16)	0,26*** (0,10)	5,55*** (0,51)	0,11*** (0,35)	12,46*** (0,52)	0,04*** (0,38)	11,97*** (0,63)	0,04*** (0,38)	10,90*** (0,70)	0,12*** (0,47)	11,38*** (0,71)	0,06*** (0,49)	15,48*** (0,92)	0,05*** (0,49)
AIC	3242	2848	2690	2708	2377	2304	2157	1966	1879									
Pseudo-R2:																		
McFadden	0,011	0,006	0,005	0,11	0,10	0,085	0,12	0,11	0,079									
Cox-Snell	0,019	0,010	0,007	0,18	0,15	0,118	0,19	0,15	0,110									
Nagelkerke	0,023	0,012	0,010	0,21	0,19	0,153	0,23	0,20	0,142									

Oznaczenia: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PGSW. Przedstawiono ilorazy szans, oznaczenia istotności współczynników w regresji, a w nawiasach – błędy standardowe. Dla zmiennej „PIS” zaznaczono p-value w teście na istotność współczynników przy tej zmiennej. Oznaczenia w nagłówkach kolumn: „-1 do 0 i 1” – porównanie kategorii „pogorszyło się” do „bez zmian” i „polepszyło się”, na skali dostępu do danego społecznie cenionego dobra (tj. *zamożności*, *wpływów* lub *poważania*); „-1 i 0 do 1” – porównanie kategorii „pogorszyło się” i „bez zmian” do „polepszyło się” na skali dostępu do danego społecznie cenionego dobra.

Podsumowując, powyższa analiza w jedynie umiarkowanym stopniu potwierdza hipotezę o związku między poprawą dostępu do społecznie cenionych dóbr w czasie kadencji Sejmu 2015–2019 a głosem na partię rządzącą w 2015 roku. Dotyczy to zwłaszcza poprawy na skali dostępu do zamożności i wpływów.

Głosowanie w 2019 roku a pozycja i poprawa na skali dostępu do społecznie cenionych dóbr

Drugi test opiera się wyłącznie na zmiennych opisujących stan badanych w roku 2019. W tym wypadku interesuje nas, czy pozytywna ocena sytuacji z okresu pierwszej kadencji PiS przekłada się na większą skłonność oddania głosu na to ugrupowanie. Wykorzystaliśmy do tego modele wielomianowej regresji logistycznej (szacowanej przy wykorzystaniu funkcji *multinom* w pakiecie *nnet* w środowisku R). Wyniki oszacowań sześciu modeli (trzy modele bez zmiennych kontrolnych i trzy ze zmiennymi kontrolnymi) zaprezentowano w tabelach 5–7 (w postaci ilorazów szans, poziom bazowy: wyborcy Prawa i Sprawiedliwości).

Brak uwzględnienia zmiennych kontrolnych wiąże się z ryzykiem problemu ominiętych zmiennych, z kolei uwzględnienie dużej liczby zmiennych kontrolnych może prowadzić do problemu niedokładnej współliniowości (który w trakcie testów diagnostycznych modeli nie został wykazany). W pierwszym przypadku oszacowania mogą być obciążone i niezgodne, w drugim zaś mało precyzyjne (wysokie błędy standardowe). Warto zatem zwrócić uwagę na te wyniki, które w obu rodzajach modeli pokrywają się.

Przede wszystkim jest to istotny (przy poziomie istotności 0,05) wpływ poprawy pozycji na skalach zamożności, wpływów i poważania na sposób głosowania w wyborach 2019 roku. W szczególności dotyczy to negatywnego wpływu tej zmiennej na prawdopodobieństwo oddania głosu na główne partie opozycyjne (Koalicja Obywatelska oraz SLD) oraz niegłosowania w wyborach parlamentarnych (w przypadku absencji/głosu nieważnego wyjątkiem jest efekt zamożności w modelu ze zmiennymi kontrolnymi – istotny na poziomie istotności 0,1). Poprawa pozycji w dostępie do społecznie cenionych dóbr jest statystycznie istotna, ale ma niewielką zdolność predykcyjną (trafność predykcji głosu na podstawie szacowanych modeli nie różni się zbytnio od trafności predykcji szacowanych dla modeli bez tej zmiennej).

Tabela 5. Oszacowania modeli głosowania w 2019 r. (wielomianowa regresja logi-
styczna) ze zmiennymi opisującymi pozycję i poprawę na skali zamożności

	Zamożność											
	model bez zmiennych kontrolnych						model ze zmiennymi kontrolnymi					
	KO	n. głos.	SLD	PSL	Konf	test LR	KO	n. głos.	SLD	PSL	Konf	test LR
pozycja	1,19*** (0,04)	0,91*** (0,03)	0,96 (0,05)	1,00 (0,06)	1,08 (0,08)	***	0,97 (0,05)	0,86*** (0,05)	0,71*** (0,08)	0,83** (0,08)	0,84 (0,11)	***
poprawa	0,59*** (0,10)	0,66*** (0,08)	0,48*** (0,13)	0,77* (0,16)	0,60** (0,22)	***	0,63*** (0,10)	0,84* (0,10)	0,64*** (0,09)	0,97 (0,09)	0,58*** (0,01)	***
pełec - M							0,87 (0,13)	0,68*** (0,14)	0,94 (0,07)	1,02 (0,05)	3,03*** (0,01)	**
religijność							0,45*** (0,01)	0,48*** (0,01)	0,59*** (0,005)	0,43*** (0,003)	0,34*** (0,002)	***
sył. mat.							0,86 (0,11)	0,59*** (0,10)	0,71*** (0,09)	0,70*** (0,08)	0,73*** (0,01)	***
wykszt. śr.							3,42*** (0,07)	0,57*** (0,09)	3,81*** (0,06)	1,40*** (0,04)	0,70*** (0,01)	***
wykszt. wyż.							6,67*** (0,07)	0,70*** (0,07)	14,27*** (0,05)	2,64*** (0,03)	1,62*** (0,01)	***
wielk. miejsc.							1,04 (0,05)	1,22*** (0,05)	1,15* (0,07)	0,98 (0,08)	1,18 (0,11)	***
wiek							0,97 (0,02)	0,89*** (0,02)	0,88*** (0,03)	1,04 (0,03)	0,89** (0,06)	***
wiek ^ 2							1,00 (0,0002)	1,00*** (0,0002)	1,00*** (0,0003)	1,00 (0,0004)	1,00 (0,001)	***
lew-praw							0,56*** (0,04)	0,60*** (0,04)	0,42*** (0,06)	0,55*** (0,06)	0,73*** (0,08)	***
sol-lib							1,33*** (0,04)	1,18*** (0,04)	1,30*** (0,05)	1,28*** (0,06)	1,35*** (0,08)	***
populizm							1,18*** (0,02)	1,05** (0,02)	1,14*** (0,03)	1,17*** (0,03)	1,10** (0,04)	***
stała	0,27*** (0,21)	1,69*** (0,18)	0,35*** (0,28)	0,16*** (0,34)	0,06*** (0,47)	-	0,89*** (0,003)	532,09*** (0,003)	20,51*** (0,003)	0,39*** (0,001)	4,84*** (0,002)	-
	AIC: 5521,229 Chi-kwadrat = 54,275***, df = 10						AIC: 2878,175 Chi-kwadrat = 691,7***, df = 20					
Trafność model bez zm. „poprawa”:	37,4% (na PiS: 56%) 33,6% (na PiS: 45%)						56,5% (na PiS: 82%) 56,7% (na PiS: 81,6%)					
Pseudo-R2	Cox-Snell:		Nagelkerke:		McFadden (dost.):		Cox-Snell:		Nagelkerke:		McFadden (dost.):	
	0,058		0,061		0,014		0,545		0,573		0,223	

Oznaczenia: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PGŚW. Przedstawiono ilorazy szans, oznaczenia istotności współczynników w regresji, a w nawiasach – błędy standardowe. W kolumnie „test LR” umieszczono oznaczenia wielkości p-value w teście LR na istotność danej zmiennej. „Trafność” opisuje % prawidłowych przyporządkowań partii głosującym na podstawie predykcji z oszacowanych modeli – w nawiasie % trafnych przyporządkowań głosu na PiS/braku głosu na PiS.

Tabela 6. Oszacowania modeli głosowania w 2019 r. (wielomianowa regresja logistyczna) ze zmiennymi opisującymi pozycję i poprawę na skali wpływu

	Wpływ											
	model bez zmiennych kontrolnych						model ze zmiennymi kontrolnymi					
	KO	n. głos.	SLD	PSL	Konf	test LR	KO	n. głos.	SLD	PSL	Konf	test LR
pozycja	1,15*** (0,03)	0,89*** (0,03)	0,98 (0,05)	1,00 (0,05)	1,14* (0,07)	***	1,04 (0,05)	0,88*** (0,04)	0,84*** (0,07)	0,91 (0,07)	1,08 (0,09)	***
poprawa	0,68*** (0,10)	0,66*** (0,09)	0,62*** (0,14)	0,67** (0,17)	0,63** (0,22)	***	0,71*** (0,10)	0,73*** (0,10)	0,66*** (0,12)	0,77** (0,12)	0,57*** (0,02)	***
pełć - M							0,86 (0,13)	0,68*** (0,13)	0,90 (0,07)	0,99 (0,04)	3,03*** (0,01)	**
religijność							0,45*** (0,01)	0,51*** (0,01)	0,59*** (0,00)	0,45*** (0,00)	0,35*** (0,00)	***
sył. mat.							0,75*** (0,10)	0,57*** (0,10)	0,57*** (0,11)	0,68*** (0,10)	0,61*** (0,01)	***
wykszt. śr.							3,64*** (0,08)	0,57*** (0,09)	3,96*** (0,07)	1,35*** (0,06)	0,76*** (0,01)	***
wykszt. wyż.							6,80*** (0,07)	0,72*** (0,07)	14,54*** (0,06)	2,63*** (0,06)	1,62*** (0,01)	
wielk. miejsc.							1,03 (0,05)	1,23*** (0,05)	1,16** (0,07)	0,98 (0,08)	1,16 (0,11)	***
wiek							0,97 (0,02)	0,88*** (0,02)	0,86*** (0,03)	1,03 (0,03)	0,85*** (0,05)	***
wiek ^ 2							1,00 (0,00)	1,00*** (0,00)	1,00*** (0,00)	1,00 (0,00)	1,00 (0,00)	***
lew-praw							0,56*** (0,04)	0,60*** (0,04)	0,43*** (0,06)	0,55*** (0,06)	0,72*** (0,08)	***
sol-lib							1,33*** (0,04)	1,18*** (0,04)	1,30*** (0,05)	1,28*** (0,05)	1,35*** (0,08)	***
populizm							1,19*** (0,02)	1,07*** (0,02)	1,17*** (0,03)	1,19*** (0,03)	1,11** (0,04)	***
stała	0,33*** (0,17)	1,73*** (0,14)	0,30*** (0,22)	0,17*** (0,27)	0,04*** (0,39)	-	0,60*** (0,00)	395,94*** (0,00)	8,83*** (0,00)	0,21*** (0,00)	2,46*** (0,00)	-
	AIC: 5542,969 Chi-kwadrat = 35,95***, df = 10						AIC: 2894,656 Chi-kwadrat = 659,45***, df = 15					
Trafność model bez zm. "poprawa":	36% (na PiS: 53,5%) 34,4% (na PiS: 50,4%)						57% (na PiS: 83,1%) 57,1% (na PiS: 82,7%)					
Pseudo-R2	Cox-Snell: 0,055		Nagelkerke: 0,058		McFadden (dost.): 0,013		Cox-Snell: 0,544		Nagelkerke: 0,572		McFadden (dost.): 0,223	

Oznaczenia: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PGSW. Przedstawiono ilorazy szans, oznaczenia istotności współczynników w regresji, a w nawiasach – błędy standardowe. W kolumnie „test LR” umieszczono oznaczenia wielkości p-value w teście LR na istotność danej zmiennej. „Trafność” opisuje % prawidłowych przyporządkowań partii głosującym na podstawie predykcji z oszacowanych modeli – w nawiasie % trafnych przyporządkowań głosu na PiS/braku głosu na PiS.

Tabela 7. Oszacowania modeli głosowania w 2019 r. (wielomianowa regresja logistyczna) ze zmiennymi opisującymi pozycję i poprawę na skali poważania

	Poważanie											
	model bez zmiennych kontrolnych						model ze zmiennymi kontrolnymi					
	KO	n. głos.	SLD	PSL	Konf	test LR	KO	n. głos.	SLD	PSL	Konf	test LR
pozycja	1,03 (0,04)	0,85*** (0,03)	0,89** (0,05)	0,90* (0,06)	0,98 (0,08)	***	1,05 (0,05)	0,97 (0,05)	0,89 (0,07)	0,95 (0,08)	0,92 (0,11)	
poprawa	0,77** (0,11)	0,78** (0,10)	0,59*** (0,16)	0,70* (0,19)	0,83 (0,25)	***	0,66*** (0,11)	0,71*** (0,11)	0,46*** (0,06)	0,62*** (0,04)	0,53*** (0,02)	***
pteć - M							0,86 (0,13)	0,68*** (0,13)	0,89* (0,07)	0,98 (0,04)	3,01*** (0,01)	**
religijność							0,46*** (0,01)	0,49*** (0,01)	0,62*** (0,01)	0,45*** (0,003)	0,36*** (0,001)	***
sył. mat.							0,79** (0,10)	0,55*** (0,10)	0,58*** (0,11)	0,70*** (0,11)	0,66*** (0,01)	***
wykszt. śr.							3,49*** (0,07)	0,54*** (0,09)	3,98*** (0,06)	1,34*** (0,05)	0,86*** (0,01)	***
wykszt. wyż.							6,22*** (0,07)	0,62*** (0,07)	13,24*** (0,06)	2,42*** (0,04)	1,79*** (0,01)	***
wielk. miejsc.							1,04 (0,05)	1,22*** (0,05)	1,15* (0,07)	0,98 (0,08)	1,19 (0,11)	***
wiek							0,97 (0,02)	0,88*** (0,02)	0,86*** (0,03)	1,03 (0,03)	0,86*** (0,05)	***
wiek ^ 2							1,00 (0,0002)	1,00*** (0,0002)	1,00*** (0,0003)	1,00 (0,0004)	1,00 (0,001)	***
lew-praw							0,55*** (0,04)	0,60*** (0,04)	0,43*** (0,06)	0,54*** (0,06)	0,72*** (0,08)	***
sol-lib							1,34*** (0,04)	1,18*** (0,04)	1,30*** (0,05)	1,28*** (0,05)	1,36*** (0,08)	***
populizm							1,18*** (0,02)	1,06*** (0,02)	1,17*** (0,03)	1,18*** (0,03)	1,11** (0,04)	***
stała	0,57*** (0,22)	2,53*** (0,19)	0,51** (0,29)	0,30*** (0,36)	0,09*** (0,49)	-	0,63*** (0,002)	338,68*** (0,003)	9,84*** (0,002)	0,21*** (0,001)	3,50*** (0,001)	-
	AIC: 5598,050 Chi-kwadrat = 50,611***, df = 10						AIC: 2908,395 Chi-kwadrat = 646,6***, df = 20					
Trafność model bez zm. "poprawa":	36,9% (na PiS: 53,9%) 36,9% (na PiS: 54,9%)						56,4% (na PiS: 82,4%) 55,9% (na PiS: 82%)					
Pseudo-R2	Cox-Snell: 0,034		Nagelkerke: 0,036		McFadden (dost.): 0,006		Cox-Snell: 0,540		Nagelkerke: 0,567		McFadden (dost.): 0,219	

Oznaczenia: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

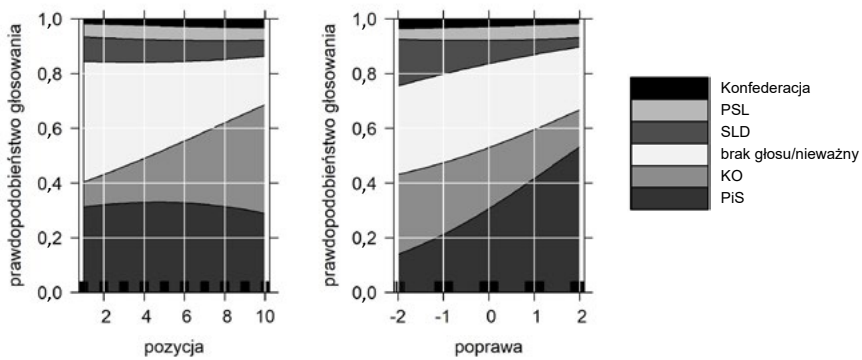
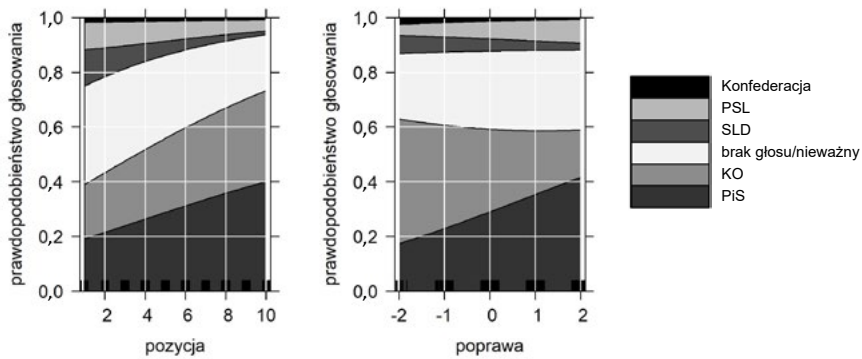
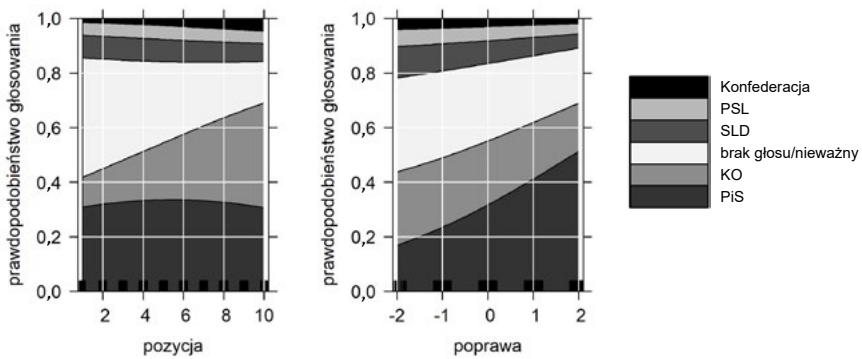
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PGSW. Przedstawiono ilorazy szans, oznaczenia istotności współczynników w regresji, a w nawiasach – błędy standardowe. W kolumnie „test LR” umieszczono oznaczenia wielkości p-value w teście LR na istotność danej zmiennej. „Trafność” opisuje % prawidłowych przyporządkowań partii głosującym na podstawie predykcji z oszacowanych modeli – w nawiasie % trafnych przyporządkowań głosu na PiS/braku głosu na PiS. Wszystkie badane

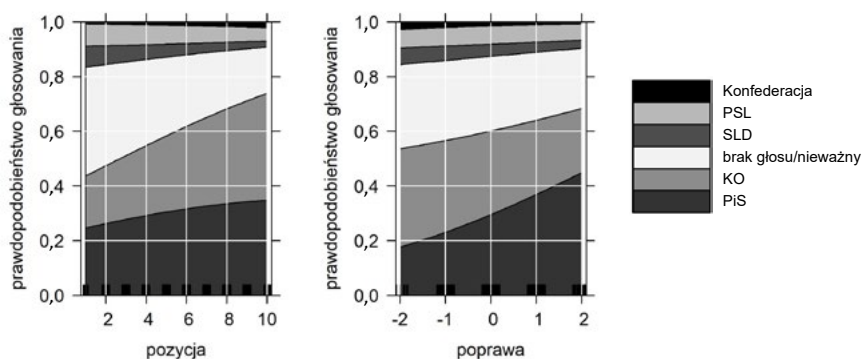
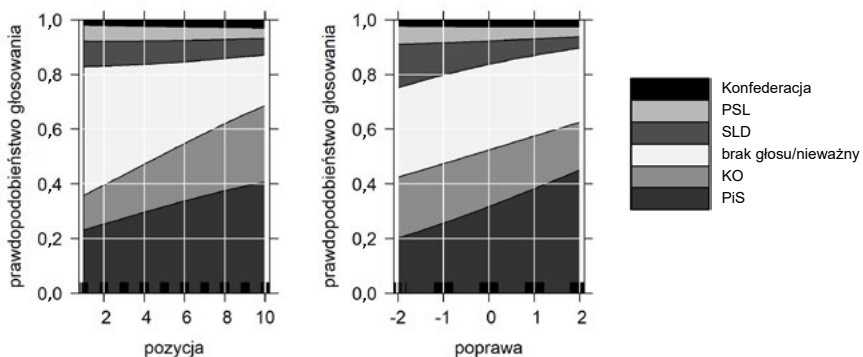
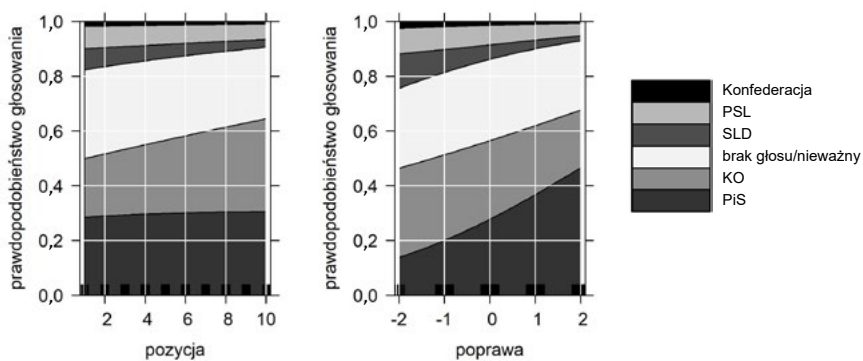
modele w istotny sposób objaśniają zmienną zależną. Ich poziom dopasowania jest niski w przypadku specyfikacji bez zmiennych kontrolnych (pseudo-R2 Nagelkerke'a wynosi od ok. 0,04 do 0,06, McFaddena – ok. 0,01). W przypadku modeli ze zmiennymi kontrolnymi dopasowanie modeli jest jednak dużo lepsze: pseudo-R2 Nagelkerke'a wynosi ok. 0,57, a pseudo-R2 McFaddena ok. 0,22. Trafność predykcji głosu w wyborach na podstawie szacowanych modeli wyniosła ok. 36–37% dla dwóch predyktorów i 56–57% dla kompletu zmiennych kontrolnych. Trafność związana predykcją głosu na PiS/niegłosowania na PiS wyniosła jednak aż 54–56% dla modeli dwuzmiennowych i 82–83% dla modeli z kompletem predyktorów.

Wpływ pozycji i jej poprawy na skalach dóbr społecznie cenionych ilustrują wykresy na rysunkach 1–6. Im bardziej pozytywna ocena zmiany położenia na skalach w latach 2015–2019, tym większe prawdopodobieństwo głosowania na PiS (od poniżej 20% do ponad 40%) – zależność ta dotyczy wszystkich uwzględnionych w analizie dóbr (zamożności, wpływu, poważania). Z kolei umiejscowienie na skalach (pozycja) istotne jest w większości badanych specyfikacji, poza modelem ze zmiennymi kontrolnymi wykorzystującym skalę poważania. Warto zaznaczyć, że modele uwzględniające odczuwany dostęp do poważania mają również najniższe dopasowanie (najwyższe kryteria Akaike'a, najniższe pseudo-R2).

Porównując modele ze zmiennymi kontrolnymi i modele bez zmiennych kontrolnych można odnotować istotny i negatywny efekt (oczywiście rozumiany tu w sensie technicznym) postrzeganego poziomu zamożności i wpływów na rezygnowanie z oddania ważnego głosu w wyborach parlamentarnych (prawdopodobieństwo niegłosowania dla najniższego szczebla to ok. 40%, dla najwyższego ok. 20%). Ponadto, postrzegany poziom dostępu do zamożności i wpływów w modelach bez zmiennych kontrolnych w istotny sposób przekłada się na wzrost prawdopodobieństwa oddania głosu na Koalicję Obywatelską, a w przypadku modeli ze zmiennymi kontrolnymi – na SLD.

Podsumowując zatem, z perspektywy badanej hipotezy, najistotniejszym wnioskiem jest to, że postrzegana w 2019 roku pozycja i poprawa na skali dostępu do społecznie cenionych dóbr okazują się istotnie wpływać na zachowanie wyborcze w 2019 roku. W przypadku pozycji społecznej wpływ ten jest zróżnicowany w zależności od konkretnej decyzji wyborczej (wybór partii/absencja lub oddanie nieważnego głosu) oraz rodzaju społecznie cenionego dobra (istotny dla zamożności i wpływów, ale bez istotnego znaczenia w przypadku poważania). W przypadku poprawy – można powiedzieć, że odczuwane polepszenie dostępu do zamożności, wpływów i poważania w latach 2015–2019 w istotny statystycznie sposób zwiększało szansę głosowania na Prawo i Sprawiedliwość w 2019 roku.

Rysunek 1. Zamożność – model bez zmiennych kontrolnych**Rysunek 2.** Zamożność – model ze zmiennymi kontrolnymi**Rysunek 3.** Wpływ – model bez zmiennych kontrolnych

Rysunki 4. Wpływ – model ze zmiennymi kontrolnymi**Rysunki 5.** Poważanie – model bez zmiennych kontrolnych**Rysunki 6.** Poważanie – model ze zmiennymi kontrolnymi

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych PGSW. Rysunki wykonano w środowisku *R* z użyciem pakietu *Effects* (Fox, Hong 2009).

Dyskusja wyników i podsumowanie

Polscy populiści, w trosce o „ludzi” i „zwykłych obywateli” (i posługując się taką retoryką), obiecali w 2015 roku rekonfigurację i redystrybucję zasobów społecznych. Postawili sobie za cel docenienie i wspomoczenie „najsłabszych” obywateli, znajdujących się w dolnych rejonach hierarchii społecznych, myślących o sobie jako o „przegranych” procesów transformacji, defaworyzowanych w dostępie do dóbr, o które jednostki współzawodniczą w społeczeństwie. Wzywali do „sprawiedliwszej” (tzn. przyjaznej zwykłym ludziom, antyelitarnej) dystrybucji społecznie cenionych dóbr, tj. zamożności, wpływów, prestiżu. W niniejszym opracowaniu sprawdziliśmy, czy dane uzyskane z Polskiego Generalnego Studium Wyborczego zgodne są z tezą, że udało im się to osiągnąć.

Zgodnie z wynikami naszych analiz, elektorat PiS okazuje się być, jak na polskie standardy, lojalny. Charakteryzuje się stosunkowo małą chwiejnością wyborczą i znaczną mobilizacją (niewielu wyborców PiS z 2015 roku przeszło w absencję w 2019 roku; por. Cześnik, Miśta, Żerkowska-Balas 2020). Badając różnice w ocenie ostatnich czterech lat (pod względem dostępu do społecznie cenionych dóbr) między elektoratem PiS a innymi grupami w polskim społeczeństwie, znaleźliśmy umiarkowane potwierdzenie hipotezy, że osoby deklarujące głosowanie na Prawo i Sprawiedliwość w roku 2015 dostrzegają, w większym stopniu niż pozostali obywatele, poprawę swojego położenia na skali zamożności i wpływów (ale nie na skali poważania) w trakcie czteroletniej kadencji parlamentu. Zależność ta nie jest jednak jednoznaczna i wymaga dalszych analiz.

Ponadto, w artykule modelowaliśmy głosowanie na PiS jako funkcję zwiększania/zmniejszania dostępu do dóbr pożądaných społecznie. I stwierdzamy, że zmienna ta wywiera znaczący wpływ na zmienną zależną (głosowanie), nawet gdy wiele innych istotnych determinant zachowań wyborczych w Polsce jest kontrolowanych. Poprawiony w trakcie cyklu wyborczego (lat 2015–2019) dostęp do społecznie cenionych dóbr zwiększa prawdopodobieństwo głosowania na PiS w 2019 roku.

Interpretacja powyższych wyników zależy od dodatkowych założeń. Zakładając, że deklaracje respondentów opisują rzeczywistość, a przeprowadzone analizy nie są obciążone znaczącymi błędami oszacowań, rezultaty wydają się zgodne ze stwierdzeniem, że partia populistyczna (PiS) zapewniła swoim wyborcom to, czego potrzebowali i co im obiecano w 2015 roku. Z kolei wyborcy, postrzegający swój dostęp do społecznie cenionych dóbr jako zwiększony, powierzyli temu ugrupowaniu władzę na kolejną czteroletnią kadencję parlamentarną. W ten sposób dokonałby się jeden z głównych procesów współczesnej demokracji wyborczej, a mianowicie rozliczalność polityczna.

Interpretacja taka może wydawać się dość przewrotna. Populiści są zazwyczaj przedstawiani w dyskursie akademickim jako ci „źli”, jako *troublemakers*.

Przypisuje się im, często słusznie, cały szereg wykroczeń i przestępstw (przeciwko życiu publicznemu, harmonii społecznej itp.). Szczególnym celem populistów jest liberalna demokracja; popełniają oni przeciw niej wiele grzechów. Nazywając siebie prawdziwymi demokratami, niektórzy z nich zaciekle walczą z tym modelem politycznym i dążą do ustanowienia ustroju nazywanego „demokracją nieliberalną” (nie ma tu czasu ani miejsca na rozważanie sensu i wykonalności tych wysiłków). Tymczasem wyniki przedstawione w niniejszym opracowaniu mogą sugerować, że populiści czasami robią „coś dobrego”. Co zgodne jest z tezą, że populizm jest normalną cechą współczesnej polityki demokratycznej, nie zaś patologicznym wybuchem irracjonalnych i niestabilnych mas (Mudde 2010). Stoi to w sprzeczności z przekonaniem, że poparcie dla PiS jest rodzajem „patologii” czy „anomalii” społecznej. Badacze, którzy głoszą tę tezę, stosują protekcyjny, korekcyjno-terapeutyczny paradygmat, w którym skłonność do głosowania na PiS jest definiowana jako deficyt lub wada, która powinna zostać wyeliminowana z polskiego społeczeństwa poprzez działania edukacyjne i informacyjne. Na bazie zaprezentowanych tu wyników postulujemy bardziej ostrożne i zniuansowane podejście.

Z drugiej strony należy pamiętać o ograniczeniach powyższego studium. Przede wszystkim, opierając się na deklaracjach respondentów, nie mamy wglądu w ich rzeczywistą sytuację (a nawet w rzeczywiste zachowania wyborcze). Rodzi to szereg trudności interpretacyjnych, jak i metodologicznych. Możliwe jest, że prawdziwy dostęp do społecznie cenionych dóbr w badanym okresie wcale nie rósł (a nawet malał), a respondenci i tak deklarowali poprawę. W takiej sytuacji populiści jawiliby się jako „zaklinacze”, uniewrażliwiający swoich wyborców na ich prawdziwą sytuację, a w zamian za to oferujący jedynie złudne poczucie jej polepszenia.

Wyniki powyższej analizy stanowią wkład w piśmiennictwo dotyczące współczesnych społeczeństw, szczególnie tych mających populistów u władzy, śmiało realizujących swoje plany „dowartościowania ludu”. Przyczyniają się do lepszego zrozumienia populizmu, populistycznych kampanii, populistycznego rządzenia i zarządzania publicznego, mechanizmów stojących za sukcesami aktorów populistycznych. Pozwalają też lepiej zrozumieć skutki ich działań, szczególnie te zachodzące w sferze hierarchii i podziałów społecznych. Dodatkowo, wobec braku odpowiednich danych porównawczych, które pozwoliłyby na testowanie powyższych propozycji międzynarodowo, przedstawione tu pojedyncze studium przypadku stanowi przyczynek do ogólniejszego problemu relacji między zmianą dostępu do pożądaných społecznie dóbr a zachowaniami wyborczymi. Nasze analizy sugerują, że są one istotne i znaczące dla zachowań wyborczych, szczególnie w systemach, w których populizm jest istotnym kontekstem dokonywanego przez obywateli wyboru politycznego. Zatem uzasadnione jest oczekiwanie, że testowana tu hipoteza będzie też miała zastosowanie

w podobnych przypadkach, w których populizm (i populistyczni aktorzy) jest również istotny. Niezbędne są jednak dalsze badania porównawcze na ten temat.

Bibliografia

- Akkerman, Agnes, Cas Mudde, Andrej Zaslove. 2014. How Populist Are the People? Measuring Populist Attitudes in Voters. *Comparative Political Studies*, 47, 9: 1324–1353. DOI: 10.1177/0010414013512600.
- Akkerman, Tjitske. 2012. Comparing Radical Right Parties in Government: Immigration and Integration Policies in Nine Countries (1996–2010). *West European Politics*, 35, 3: 511–529. DOI: 10.1080/01402382.2012.665738.
- Albertazzi, Daniele, Duncan McDonnell. 2005. The Lega Nord in the Second Berlusconi Government: In a League of its Own. *West European Politics*, 28, 5: 952–972. DOI: 10.1080/01402380500310600.
- Anduiza-Perea, Eva. 2002. Individual characteristics, institutional incentives and electoral abstention in Western Europe. *European Journal of Political Research*, 41: 643–673. DOI: 10.1111/1475-6765.00025.
- Aslanidis, Paris, Cristóbal Rovira Kaltwasser. 2016. Dealing with Populists in Government: The SYRIZA-ANEL Coalition in Greece. *Democratization*, 23, 6: 1077–1091. DOI: 10.1080/13510347.2016.1154842.
- Barber, Bernard. 1978. Inequality and Occupational Prestige: Theory, Research, and Social Policy. *Sociological Inquiry*, 48: 75–88. DOI: 10.1111/j.1475-682X.1978.tb01012.x.
- Bendyk, Edwin. 2020. *W Polsce, czyli wszędzie. Rzecz o upadku i przyszłości świata*. Warszawa: Polityka.
- Blau, Peter, Otis D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Boltanski, Luc, Arnaud Esquerre. 2016. The Economic Life of Things: Commodities, Collectibles, Assets. *New Left Review*, 98: 31–54.
- Bos, L. van der Brug W, de Vreese CH. 2013. An Experimental Test of the Impact of Style and Rhetoric on the Perception of Right-Wing Populist and Mainstream Party Leaders. *Acta Politica*, 48, 2: 192–208. DOI: 10.1057/ap.2012.27.
- Bourdieu, Pierre. 1986. The Forms of Capital. In: J. G. Richardson, ed. *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. New York: Greenwood, 241–258.
- Brant, Rollin. 1990. Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*, 4, 4: 1171–1178. DOI: 10.2307/2532457.
- Canovan, Margaret. 1999. Trust the People! Populism and the Two Faces of Democracy. *Political Studies*, 47, 1: 2–16. DOI: 10.1111/1467-9248.00184.
- Cingano, Federico. 2014. Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 163. DOI: 10.1787/5jrxjncwvx6j-en.

- Cowell, Frank, ed. 2004. *Inequality, Welfare and Income Distribution: Experimental Approaches*. Oxford: Elsevier. DOI: 10.1016/s1049-2585(2004)11.
- Crenshaw, Kimberle. 1989. Demarginalizing the Intersection of Race and Sex: A Black Feminist Critique of Antidiscrimination Doctrine, Feminist Theory and Antiracist Politics. *University of Chicago Legal Forum*, 1989, 1: 139–167.
- Cześniak, Mikołaj, Rafał Miśta, Marta Żerkowska-Balas. 2020. Uczestnictwo i mobilizacja w wyborach parlamentarnych 2019 roku. *Studia Socjologiczne* 239, 4: 91–121. DOI:10.24425/sts.2020.135145.
- Dahrendorf, Ralf. 1959. *Class and class conflict in industrial society*. Stanford: Stanford University Press.
- Davis, Kingsley. 1949. *Human society*. New York: Macmillan.
- De Giorgi, Elisabetta, João Cancela. 2019. The Portuguese Radical Left Parties Supporting Government: From Policy-Takers to Policymakers? *Government and Opposition*, 56, 2: 281–300. DOI: 10.1017/gov.2019.25.
- de Lange, Sarah L. 2012. New Alliances: Why Mainstream Parties Govern with Radical Right-Wing Populist Parties. *Political Studies*, 60, 4: 899–918. DOI: 10.1111/j.1467-9248.2012.00947.x.
- Domański, Henryk. 1999. *Prestiż*. Wrocław: Fundacja Nauki Polskiej, Wydawnictwo Funna.
- Domański, Henryk, Zbigniew Sawiński. 1991. *Wzory prestiżu a struktura społeczna*. Wrocław: Ossolineum.
- Domański, Henryk, Zbigniew Sawiński, Kazimierz M. Słomczyński. 2007. *Nowa klasyfikacja i skale zawodów. Socjologiczne wskaźniki pozycji społecznej w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.
- Domański, Henryk, Bogdan W. Mach, Dariusz Przybysz. 2019. Otwartość polskiej struktury społecznej: 1982–2016. *Studia Socjologiczne*, 232, 1: 25–63. DOI: 10.24425/122489.
- Domhoff, William G. 1967. *Who Rules America?* Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.
- Dornbusch, Rudiger, Sebastian Edwards, eds. 2007. *The Macroeconomics of Populism in Latin America*. Chicago: University of Chicago Press. DOI: 10.7208/chicago/9780226158488.001.0001.
- Dornbusch, Rudiger, Sebastian Edwards. 1990. Macroeconomic populism. *Journal of Development Economics*, 32, 2: 247–277. DOI: 10.1016/0304-3878(90)90038-D.
- Elchardus, Mark, Bram Spruyt. 2016. Populism, Persistent Republicanism and Declinism: An Empirical Analysis of Populism as a Thin Ideology. *Government and Opposition*, 51, 1: 111–133. DOI: 10.1017/gov.2014.27.
- Falkenbach, Michelle, Scott L. Greer. 2018. Political parties matter: the impact of the populist radical right on health. *European Journal of Public Health*, 28, 3: 15–18. DOI: 10.1093/eurpub/cky157.
- Fox, John, Jangman Hong. 2009. Effect Displays in R for Multinomial and Proportional-Odds Logit Models: Extensions to the effects Package. *Journal of Statistical Software*, 32, 1: 1–24. DOI: 10.18637/jss.v032.i01.
- Gdula, Maciej. 2018. *Nowy autorytaryzm*. Warszawa: Wydawnictwo Krytyki Politycznej.

- Giddens, Anthony, Philip W. Sutton. 2014. *Socjologia. Kluczowe pojęcia*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Goodwyn, Lawrence. 1991. Rethinking Populism: Paradoxes of Historiography and Democracy. *Telos: Critical Theory of the Contemporary*, 88: 37–56. DOI: 10.3817/0691088037.
- Gornick, Janet C. Markus Jäntti, eds. 2013. *Income Inequality: Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*. Stanford: Stanford University Press. DOI: 10.11126/stanford/9780804778244.001.0001.
- Halamska, Maria. 2016. Struktura społeczno-zawodowa ludności wiejskiej w Polsce i jej przestrzenne zróżnicowanie. *Wieś i Rolnictwo*, 170, 1: 59–84. DOI: 10.7366/wir012016/04.
- Hameleers, M., Linda Bos, Claes H. de Vreese. 2016. ‘They Did It’: The Effects of Emotionalized Blame Attribution in Populist Communication. *Communication Research*, 44, 6: 870–900. DOI: 10.1177/0093650216644026.
- Hicks, Alexander M., Duane H. Swank. 1992. Politics, Institutions, and Welfare Spending in Industrialized Democracies, 1960–82. *American Political Science Review*, 86, 3: 658–674. DOI: 10.2307/1964129.
- Hoffmann, Eivind. 2003. International Classification of Status in Employment, ICSE-93. In: Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H. P., Christof Wolf, eds. *Advances in Cross National Comparison. A European Working Book for Demographic and Socio-Economic Variables*. New York: Springer Science + Business Media.
- International Labour Organisation (ILO). 2012. *International Standard Classification of Occupations 2008 (ISCO-08): Structure, group definitions and correspondence tables*. Geneva: International Labour Organisation.
- ISSP. 2009. *Dataset: International Social Survey Programme: Social Inequality IV*. Cologne: GESIS. DOI: 10.4232/1.12777.
- Jarosz, Maria, ed. 2005. *Wygrani i przegrani polskiej transformacji*. Warszawa: Instytut Studiów Politycznych PAN.
- Kelley, Jonathan, M. D. R. Evans. 1995. Class and class conflicts in six Western nations. *American Sociological Review*, 60, 2: 157–178. DOI: 10.2307/2096382.
- Kotwas, Marta, Jan Kubik. 2019. Symbolic Thickening of Public Culture and the Rise of Right-Wing Populism in Poland. *East European Politics and Societies: and Cultures*, 33, 2: 435–471. DOI: 10.1177/0888325419826691.
- Kraus, Michael W., Jun Won Park, Jacinth J. X. Tan. 2017. Signs of Social Class: The Experience of Economic Inequality in Everyday Life. *Perspectives on Psychological Science*, 12, 3: 422–435. DOI: 10.1177/1745691616673192.
- Kyle, Jordan, Limor Gultchin. 2018. *Populists in Power Around the World*. SSRN Electronic Journal. DOI: 10.2139/ssrn.3283962.
- Laclau, Ernesto. 2007. *On Populist Reason*. Verso.
- Lijphart, Arend. 1997. Unequal Participation: Democracy’s Unresolved Dilemma. *American Political Science Review*, 91, 1: 1–14. DOI: 10.2307/2952255.
- Markowski, Radosław. 2019. Simplicism – a constitutive element of populism or separate phenomenon? *Referat przedstawiony na 26th International Conference of*

- Europeanists , Sovereignities in Contention: Nations, Regions and Citizens in Europe*, Madryt.
- Markowski, Radosław. 2020. Plurality support for democratic decay: the 2019 Polish parliamentary election. *West European Politics*, 43, 7: 1513–1525. DOI: 10.1080/01402382.2020.1720171.
- Mejía, Jorge. 2018. Venezuela in Crisis: A Backgrounder. *Colloquium: The Political Science Journal of Boston College*, 2, 2: 42–53.
- Moffitt, Benjamin, Simon Tormey. 2014. Rethinking Populism: Politics, Mediatisation and Political Style. *Political Studies*, 62, 2: 381–397. DOI: 10.1111/1467-9248.12032.
- Mudde, Cas. 2004. The Populist Zeitgeist. *Government and Opposition*, 39, 4: 541–563. DOI: 10.1111/j.1477-7053.2004.00135.x.
- Mudde, Cas. 2010. The Populist Radical Right: A Pathological Normalcy. *West European Politics*, 33, 6: 1167–1186. DOI: 10.1080/01402382.2010.508901.
- Ngamaba, Kayonda Hubert, Maria Panagioti, Christopher J. Armitage. 2018. Income inequality and subjective well-being: a systematic review and meta-analysis. *Quality of Life Research*, 27, 3: 577–596. DOI: 10.1007/s11136-017-1719-x.
- Nouzil, Ibrahim, Ali Raza, Salman Pervaiz. 2017. Social aspects of automation: Some critical insights. *IOP Conference Series: Materials Science and Engineering*, 244: 012020. DOI: 10.1088/1757-899X/244/1/012020.
- Oddsson, Gudmundur A. 2010. Class awareness in Iceland. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 30, 5/6: 292–312. DOI: 10.1108/01443331011054253.
- Pacek, Alexander, Benjamin Radcliff. 1995. Turnout and the Vote for Left-of-Centre Parties: A Cross-National Analysis. *British Journal of Political Science*, 25: 137–143. DOI: 10.1017/S0007123400007109.
- Pakulski, Jan, Malcolm Waters. 1996. *The Death of Class*. London: Sage.
- Patel, Vikram et al. 2018. Income inequality and depression: a systematic review and meta-analysis of the association and a scoping review of mechanisms. *World Psychiatry*, 17, 1: 76–89. DOI: 10.1002/wps.20492.
- Piketty, Thomas, Emmanuel Saez. 2003. Income Inequality in the United States, 1913–1998. *Quarterly Journal of Economics*, 118, 1: 1–41. DOI: 10.1162/00335530360535135.
- Piketty, Thomas. 2014. *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge & London: The Belknap Press of Harvard University Press. DOI: 10.4159/9780674369542.
- Pirro, Andrea L. 2015. *The Populist Radical Right in Central and Eastern Europe: Ideology, Impact, and Electoral Performance*. London: Routledge. DOI: 10.4324/9781315733159.
- Postman, Neil. 1992. *Technopol. Triumf techniki nad kulturą*. Warszawa: PIW.
- Rifkin, Jeremy. 1995. *The End of Work: The Decline of the Global Labor Force and The Dawn of The Post-market Era*. New York: G. P. Putnam's Sons.
- Rosenstone, Steven J., John Mark Hansen. 1993. *Mobilization, Participation, and Democracy in America*. New York: Macmillan.
- Sadura, Przemysław, Sławomir Sierakowski. 2019. *Polityczny cynizm Polaków. Raport z badań socjologicznych*. Warszawa: Krytyka Polityczna.

- Schneider, Simone M. 2016. Income Inequality and Subjective Wellbeing: Trends, Challenges, and Research Directions. *Journal of Happiness Studies*, 17: 1719–1739. DOI: 10.1007/s10902-015-9655-3.
- Shils, Edward. 1968. Deference. In: John A. Jackson, ed. *Social Stratification*. Cambridge: Cambridge University Press, 104–132.
- Skarżyńska, Krystyna. 2018. Psychologiczne i społeczne aspekty poparcia dla autorytarnej polityki. *Przegląd Socjologiczny*, 67, 2: 93–117. DOI: 10.26485/PS/2018/67.2/4.
- Stanley, Ben. 2008. The thin ideology of populism. *Journal of Political Ideologies*, 13, 1: 95–110. DOI: 10.1080/13569310701822289.
- Stanley, Ben. 2011. Populism, nationalism, or national populism? An analysis of Slovak voting behaviour at the 2010 parliamentary election. *Communist and Post-Communist Studies*, 44, 4: 257–270. DOI: 10.1016/j.postcomstud.2011.10.005.
- Stanley, Ben. 2018. A New Populist Divide? Correspondences of Supply and Demand in the 2015 Polish Parliamentary Elections. *East European Politics and Societies*, 33, 1: 17–43. DOI: 10.1177/0888325418783056.
- Stanley, Ben, Mikołaj Cześniak. 2019. Populism in Poland. In: D. Stockemer, ed. *Populism Around the World*. Cham: Springer, 67–87. DOI: 10.1007/978-3-319-96758-5_5.
- Szczerbiak, Aleks. 2016. An anti-establishment backlash that shook up the party system? The October 2015 Polish parliamentary election. *European Politics and Society*, 18, 4: 404–427. DOI: 10.1080/23745118.2016.1256027.
- Sztompka, Piotr. 1996. Looking back: the year 1989 as a cultural and civilizational break. *Communist and Post-Communist Studies* 29: 115–129. DOI: 10.1016/S0967-067X(96)80001-8.
- Sztompka, Piotr. 2000. *Trauma wielkiej zmiany. Społeczne koszty transformacji*. Warszawa: ISP PAN.
- Szulc, Anna. 2016. Wakacje nad Bałtykiem? – Mamy najazd Hunów. *Newsweek*, 32/2016.
- Therborn, Göran. 2002. Class Perspectives: Shrink or Widen? *Acta Sociologica*, 45, 3: 221–225. DOI: 10.1177/000169930204500305.
- Therborn, Göran. 2013. *The killing fields of inequality*. Cambridge: Polity Press.
- Treiman, Donald J. 1977. *Occupational prestige in comparative perspective*. New York: Academic Press. DOI: 10.1016/C2013-0-11617-0.
- Turska-Kawa, Agnieszka, Waldemar Wojtasik. 2020. The Importance of Religiosity in the Formation of Populist Attitudes: the Case of Poland. *Journal for the Study of Religions and Ideologies*, 19, 55: 34–52.
- Van Hauwaert, Steven M., Stijn Van Kessel. 2018. Beyond protest and discontent: A cross-national analysis of the effect of populist attitudes and issue positions on populist party support. *European Journal of Political Research*, 57, 1: 68–92. DOI: 10.1111/1475-6765.12216.
- Weyland, Kurt. 2001. Clarifying a Contested Concept: Populism in the Study of Latin American Politics. *Comparative Politics*, 34, 1: 1–22. DOI: 10.2307/422412.

-
- Woźniak, Wojciech. 2020. Polarization and the political agenda: income inequalities in political parties' manifestos in Poland. *Contemporary Politics*, 26, 1: 84–105. DOI: 10.1080/13569775.2019.1653530.
- Wright, Erik O. 1997. *Class Counts: Comparative Studies in Class Analysis*. Cambridge and New York: Cambridge University Press. DOI: 10.1017/CBO9780511488917.
- Wright, Erik O., Luca Perrone. 1977. Marxist Class Categories and Income Inequality. *American Sociological Review*, 42, 1: 32–55. DOI: 10.2307/2117730.
- Yee, Thomas W. 2010. The VGAM Package for Categorical Data Analysis. *Journal of Statistical Software*, 32, 10: 1–34. DOI: 10.18637/jss.v032.i10.
- Yuval-Davis, Nira. 2015. Situated Intersectionality and Social Inequality. *Raisons politiques*, 58, 2: 91–100. DOI: 10.3917/rai.058.0091.
- Zielińska, Maria, Tomasz Kołodziej. 2014. Pozycja stratyfikacyjna jednostki a subiektywna ocena położenia społecznego. Przyczynek do analizy stopnia zgodności skal pomiarowych. *Przegląd Socjologiczny*, 63, 2: 73–91.