

Henryk Domański
Polska Akademia Nauk

STUDIA SOCJOLOGICZNE 2006, 4 (163), s. 8–37

WPLYW PRZYNALEŻNOŚCI KLASOWEJ NA POSTAWY WYBORCZE W LATACH 1991–2001

Celem tej analizy jest ustalenie, jak zmieniał się wpływ przynależności klasowej na postawy wyborcze w Polsce w latach 1991–2001. Opierając się na danych Polskiego Generalnego Sondażu Społecznego porównuję wpływ przynależności do podstawowych segmentów struktury społecznej na deklaracje respondentów, dotyczące głosowania na partie polityczne w wyborach parlamentarnych z 1991, 1993, 1997 i 2001 roku. Wyniki analizy wskazują, że: (i) w rozpatrywanym przedziale czasowym zależność ta była znacząca, (ii) ulegała istotnym zmianom, przy czym zmiany te nie postępowały w jednym kierunku, (iii) zmianom w sile związku towarzyszył brak zmian preferencji wyborczych ze strony reprezentantów analizowanych segmentów klasowych. W ostatniej części porównuję siłę tej zależności w 17 krajach na podstawie danych Europejskiego Sondażu Społecznego z 2002 roku. Polska okazuje się krajem, w którym przynależność klasowa wywiera relatywnie mały wpływ na postawy wyborcze. Ustalenia te można traktować jako przyczynek do prowadzonej od kilkadziesiąt lat dyskusji na temat zanikania struktury klasowej. Wynik dla Polski dostarcza pewnego argumentu na rzecz tezy, że klasy istnieją, chociaż – biorąc pod uwagę krótkość analizowanego okresu – trudno go potraktować jako argument wiążący.

Główne pojęcia: preferencje wyborcze, przynależność klasowa, zanikanie klas.

Przedstawiono wiele argumentów przemawiających za występowaniem podziałów klasowych. Za jeden z najistotniejszych zwykło się uznawać ich wpływ na preferencje wyborcze. Wynika to z założenia przyjmowanego na gruncie wpływowych teorii, że polityka jest dziedziną, w której realizowane są podstawowe interesy i podejmowane są najistotniejsze decyzje. Jeżeli więc przynależność klasowa coś znaczy – a klasy są podmiotami historii, a nie tylko statystycznymi zbiorami jednostek – to jej świadectwem powinny być różnice w zachowaniach politycznych członków tych klas.

Występowanie tej zależności potwierdziły wyniki pierwszych analiz. Zgodnie z oczekiwaniami, w Stanach Zjednoczonych i Anglii robotnicy częściej popierali kandydatów opcji lewicowej, podczas gdy kategorie zaliczane do klasy średniej głosowały na kandydatów prawicy. Wyniki te potraktowano jako empiryczny wskaźnik obecności klas. Jednak głośniejszym echem odbiły się – wkrótce podjęte – analizy tej zależności w przekroju czasowym. Dostarczyły one przesłanek do wysunięcia

tezy o malejącym znaczeniu pozycji klasowej na kształtowanie się postaw wyborczych. W miarę upływu lat, reprezentanci *working class* coraz częściej – jak stwierdzono – zasilali elektorat prawicy (Rose 1958; Nisbet 1959; Berger 1960). Wynik ten potraktowano jako świadectwo zacierania się podziałów klasowych i dodatkowy argument w prowadzonej w tym czasie dyskusji o „zburzzeniu” klasy robotniczej w społeczeństwach zachodnich.

Teza o zanikaniu podziałów klasowych spotkała się z krytyką prowadzoną z perspektywy różnych teorii. Zwolennicy tej tezy odpowiedzieli kontrkrytyką, zapoczątkowując fale polemik. Ostatnia z nich wystąpiła w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku, a jej kulminacją stała się książka Jana Pakulskiego i Malcolma Watersa *Death of Class* (1996). Cytowani autorzy, należący do zwolenników poglądu o zanikaniu klas, zebrali różne argumenty wskazujące na rozmywanie się podziałów klasowych w sferze postaw wyborczych. Nie można nie wyrazić poglądu, że sformułowany przez nich wniosek był rezultatem dedukcji, odwołującej się do potocznych obserwacji i wyników stosunkowo prostych analiz, w przeciwieństwie do zwolenników tezy o utrzymywaniu się klas, których argumentacja opierała się na zastosowaniu sformalizowanych modeli pomiaru.

Konfrontacja sprzecznych stanowisk nie doprowadziła do jednoznacznej konkluzji, chociaż wyniki analiz ilościowych przemawiają raczej za utrzymywaniem się podziałów klasowych. Zmniejszenie się wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze stwierdzono tylko w krajach skandynawskich i w Anglii, przy czym zwolennicy ostrożnych interpretacji traktują raczej ten wynik jako świadectwo sprawdzenia tradycyjnie silnej zależności (w tych krajach) do „normalnego” poziomu, niż jako przejaw zanikania podziałów klasowych (Nieuwbeerta i de Graaf 1999; Evans 1999). W innych krajach zachodnich – bo do nich ograniczała się większość analiz – odnotowano na przemian okresy mniejszego i silniejszego wpływu przynależności klasowej na preferencje wyborcze.

Celem moich analiz jest prześledzenie tej zależności dla Polski. Jej analiza uzyskała empiryczny sens dopiero po zmianie ustroju, chociaż odnotujemy, że próby jej uchwycenia podejmowano już dla wcześniejszego okresu (Ostrowski i Przeworski 1996). Jeżeli chodzi o społeczeństwa postkomunistyczne, to kwestia wpływu przynależności klasowej na preferencje wyborcze doczekała się już analiz na Węgrzech, w Czechach, w Polsce i Rosji. Zmiany tej zależności rozpatrywano w tych krajach w krótkim – z konieczności – przedziale czasowym. Moje analizy – które przedstawiam poniżej – dotyczą nieco dłuższego okresu, w którym postawy wyborcze mogły się stać realną osią krystalizacji podziałów klasowych. Opierając się na danych z Polski, dotyczących wyborów parlamentarnych w 1991, 1994, 1997 i 2001 roku, próbuję odpowiedzieć na pytanie, czy wpływ pozycji klasowej na preferencje wyborcze zwiększa się, maleje i czy w ogóle się zmienia.

Geneza i terażniejszość problemu

Kapitalizm był jeszcze młodym systemem, gdy pojawiły się pierwsze głosy, że zaczynają w nim zanikać nierówności klasowe. Inspiracją do wysunięcia tej tezy sta-

ła się książka Edwarda Bernsteina *Zasady socjalizmu i zadania socjalnej demokracji* (1901). Opierając się na analizie statystyk dotyczących warunków materialno-bytowych Bernstein wskazał na wzrost stopy życiowej robotników w krajach zachodnich i korzystne zmiany w ustawodawstwie socjalnym. Reformy te stworzyły możliwość stopniowego łagodzenia konfliktów klasowych – argumentował Bernstein – co dla struktury klasowej rysowało perspektywę zanikania tradycyjnego podziału między kapitałem a pracą.

Książka Bernsteina ukazała się w 1897 roku. Od tego czasu przeprowadzono wiele analiz, dotyczących zmian w strukturze klasowej, interpretując je w kontekście przekształceń systemu ekonomicznego, rozwoju gospodarki kapitalistycznej, rozpowszechnienia kultury masowej, przemian organizacji pracy i innych tendencji, których nie było w czasach, gdy Karol Marks i Max Weber tworzyli teorie. Argumenty przemawiające za zanikaniem klas przybierały zawsze na sile w okresach prosperity, pociągającej – na ogół – wzrost poziomu zamożności i stopy życiowej. Rzeczywiście, w miarę upływu czasu płace niektórych kategorii robotników zaczęły przewyższać zarobki pracowników umysłowych niższego szczebla. W społeczeństwach takich jak Stany Zjednoczone i Anglia członkowie klasy robotniczej stawali się posiadaczami domów o przyzwoitym standardzie. Równoległym torem dokonywały się zmiany w strukturze zawodowej, gdzie odsetek kategorii robotniczych ulegał stopniowemu zmniejszeniu, ustępując kategoriom pracowników umysłowych i usług. Fakty te – nie zapominając o rozpowszechnianiu się własności akcyjnej – można było interpretować jako świadectwo zacierania się nierówności klasowych.

Procesy te nabrały tempa w ostatnich dekadach XX stulecia, gdy zwrócono uwagę na kształtowanie się nowych podziałów społecznych. Wśród wymienianych najczęściej wskazuje się na zróżnicowanie według sektorów gospodarki (w podziale na prywatny–publiczny), bardziej „elastyczne” formy zatrudnienia (na stałe i na krótkookresowym kontrakcie), wzrost roli podziałów regionalnych i narodowościowo-etnicznych. Wypierają one na dalszy plan – jak utrzymują reprezentanci tego poglądu – tradycyjne podziały, związane z rynkiem pracy i stosunkami własności. Procesy te przypisuje się efektowi globalizacji, indywidualizacji, rozprzestrzenianiu się ryzyka i różnych zagrożeń (Inglehart 1997; Beck 1996; Castells 2000; Giddens 2000).

W centrum dyskusji znalazł się też wpływ przynależności klasowej na preferencje wyborcze. Historycznie rzecz biorąc zależność tę uchwycono w analizach prowadzonych w ramach stosunkowo prostego schematu. Pierwsi analitycy odwoływali się do dwuwymiarowej tabeli „preferencje wyborcze a klasa”. Zarówno preferencje wyborcze, jak i przynależność klasową operacjonalizowano w tych analizach w postaci dychotomicznego podziału: „lewica–prawica” i pracownicy umysłowi–fizyczni. Najczęściej stosowanym miernikiem wpływu przynależności klasowej był indeks Alforda, obliczany jako różnica między odsetkiem głosów oddanych na partie lewicowe: przez robotników i – oddzielnie – przez kategorie pracowników umysłowych rozpatrywanych ogółem.

Analizy prowadzone na tych danych dostarczyły głównego impulsu do wysunięcia tezy o zanikaniu klas. Analizując je dla różnych punktów czasowych stwierdzono, że w miarę upływu lat maleje odsetek robotników głosujących na partie lewicy

(Creve 1984; Robertson 1984; Rose i McAllister 1986; Clark i Lipset 1991; Franklin i in. 1992). Wynik ten potraktowano jako świadectwo rozmywania się ostrości podziałów klasowych. Wśród możliwych źródeł tego procesu wskazywano na wzrost zamożności i stopy życiowej klasy robotniczej, postępujący spadek jej udziału w strukturze społecznej, a z czynników świadomościowych – reorientację na post-materializm w sferze wartości, traktowaną jako odzwierciedlenie malejącego znaczenia warunków materialno-bytowych w kreowaniu konfliktów (Inglehart 1997). Interesującą interpretację przedstawił John Goldthorpe (1996). Szukając wyjaśnienia w teorii racjonalnego wyboru wskazuje on, że wpływ przynależności klasowej na postawy wyborcze jest mniejszy, ponieważ postępujący we wszystkich krajach wzrost poziomu wykształcenia zwiększa możliwości poznawcze wyborców. Ludzie coraz częściej dokonują racjonalnej kalkulacji przy dokonywaniu wyborów, kierują się własnym interesem i dlatego preferencje polityczne podporządkowane są realizacji konkretnych celów życiowych, nieuwzględniających tak silnie „kolektywnych” interesów grupowych jak kiedyś.

Jeżeli (obiektywnie biorąc) jedną stroną tego procesu są przekształcenia struktury klasowej, to drugą są zmiany na scenie partyjnej. Już w latach pięćdziesiątych ubiegłego stulecia zwrócono uwagę, że partie polityczne starają się pozyskać elektorat wszystkich klas naraz, posługując się w tym celu strategią określaną w krajach anglosaskich mianem *catch all* (Downs 1957). Rezultatem tej strategii jest odchodzenie partii lewicowych od radykalizmu na rzecz przejmowania postulatów liberalnej gospodarki rynkowej. Z drugiej strony, partie prawicowe zaczynają ewoluować w kierunku przyjaznego konserwatyzmu „z ludzką twarzą”, realizującego hasła opieki socjalnej. Dlatego też – argumentują krytycy – wyborcom coraz trudniej dokonywać wyboru na podstawie kryteriów klasowych i wpływ klasy na postawy wyborcze musi się zmniejszać.

Należy zauważyć, że zwolennikami tezy o „śmierci klas” stali się raczej obserwatorzy struktury społecznej, analizujący rzeczywistość od strony teorii, niż jej systematyczni badacze. Zastrzeżenia przeciwników tej tezy wzbudzały: trafność pomiaru zmiennych i niski stopień porównywalności danych w perspektywie czasowej. Krytycy tezy o „śmierci klas” podkreślają, że – jeżeli chodzi o pomiar – to interpretacje mówiące o malejącym wpływie przynależności klasowej pochodzą z wczesnego etapu metodologii ilościowej, w którym dominowały stosunkowo proste schematy analiz. Operacjonalizowanie klas w postaci dychotomii „umysłowi–fizyczni” było koniecznością, podyktowaną w znacznym stopniu posługiwaniem się różnymi definicjami preferencji wyborczych i „klas”, co wymuszało praktykę sprowadzania ich do najprostszego podziału. Stwierdzono też, że weryfikacja hipotezy o zanikaniu klas wymaga wydłużenia perspektywy czasowej.

Krytyka metodologiczna stała się punktem wyjścia do podjęcia tych analiz na nowo. Problem wydłużenia ciągu obserwacji uległ samoistnemu rozwiązaniu w wyniku sukcesywnego prowadzenia tych badań. Zwolennicy ścisłego pomiaru zaczęli stosować bardziej trafne wskaźniki przynależności klasowej, odchodząc od podziałów dychotomicznych w kierunku operacjonalizacji uwzględniającej złożony charakter tych zjawisk. Zrobiono również znaczący krok naprzód w kierunku udoskonalenia

pomiaru zależności między zmiennymi. W analizach ilościowych zawsze zwracano uwagę, że rozpatrując siłę związku między zmiennymi powinno się kontrolować komponent będący pochodną ich „rozkładów brzegowych”. W przypadku analizy wpływu przynależności klasowej oznacza to, że od „czystej” zależności należy oddzielić siłę tzw. efektu strukturalnego, na który składają się liczebności klas i elektoratów partyjnych. Dopiero tak wyspecyfikowana zależność stanowi trafne odzwierciedlenie roli podziałów klasowych – jak argumentowali zwolennicy ścisłego podejścia – a ponieważ kontroli tej nie robiono, dotychczasowe analizy mówiące o malejącym wpływie przynależności klasowej na postawy wyborcze obciążone są błędem.

W istocie rzeczy, analizy prowadzone przy kontroli „efektów brzegowych” nie wykazały jednokierunkowych tendencji (Weakliem 1991; Hout i in. 1999; Manza i Brooks 1999; Evans 1999; 2000; Nieuwbeerta i de Graaf 1999; Goldthorpe 2002; Andersen i in. 2006). Dla większości analizowanych krajów zmiany wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze były nieduże, a siła tej zależności na przemian malała i rosła. Zmniejszenie się wpływu przynależności klasowej stwierdzono tylko w krajach skandynawskich i w Anglii. Paul Nieuwbeerta i Nan Dirk de Graaf (1999) wyjaśniają ten fakt występowaniem tradycyjnie głębokiej polaryzacji postaw politycznych w tych krajach, wzmacnianej przez wyjątkowo silne związki zawodowe. Z tego też względu zmniejszenie się tam wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze zinterpretowano nie tyle jako świadectwo zanikania klas, ile raczej upodabniania się sytuacji w krajach skandynawskich i w Anglii do innych społeczeństw.

Hipotezy dotyczące polskiego kontekstu

Tak więc nie udało się rozstrzygnąć sporu, dotyczącego zanikania/niezanikania podziałów klasowych, mimo postępu, jakiego dokonano w dziedzinie pomiaru. Wynika to stąd, że zwolennicy przeciwnych stanowisk odwołują się do innego rozumienia klas i co innego uznają za empiryczne dowody. Należy podkreślić, że w socjologii ilościowej nie jest to już spór o fundamentalną kwestię trwałości klas, ale o rozstrzygnięcie analitycznego problemu zawierającego się w pytaniu: jak zmienia się wpływ przynależności klasowej na postawy wyborcze. Cytowani powyżej autorzy nie zamykają oczu na czynniki osłabiające rolę nierówności klasowych i nie negują nakładania się na nie innych linii podziału.

Podobnie można zdefiniować cel moich analiz. Badania prowadzone w społeczeństwach postkomunistycznych pozwalają wysnuć wstępny wniosek, że podziały społeczne przybierają w nich kształt zbliżony do występujących w rozwiniętych krajach zachodnich (Domański 2000). Trudniej ocenić, w jakim stopniu dotyczy to również zachowań wyborczych. Pewnych przesłanek dostarczają tu wyniki analiz, prowadzonych na Węgrzech, w Czechach, Polsce i Rosji. Występowanie istotnej zależności między preferencjami w wyborach do parlamentu a przynależnością klasową stwierdzono na Węgrzech, w Czechach i w Polsce, przy czym istotne jest to, że w przekroju czasowym była to zależność stabilna (Szelenyi i in. 1997; Domański 1999; Mateju i in. 1999). Charakterystycznym wyjątkiem jest Rosja, gdzie nie uchwycono znaczą-

cej zależności między deklaracjami dotyczącymi wyborów prezydenckich a pozycją klasową. Nie udało się tam również ustalić zależności między pozycją klasową a poglądami dotyczącymi stosunku do gospodarki rynkowej (Evans i Whitefield 1999). Rosja była najdłużej pozbawiona dostępu do demokracji i zachowania polityczne wydają się być tam słabym testem dla rozstrzygnięcia problemu zanikania klas.

W cytowanych analizach dla Polski porównano wpływ przynależności klasowej wyborców na poparcie dla partii politycznych w wyborach z 1991 i 1997 roku. Przynależność klasowa została zoperacjonalizowana w podziale na kilkanaście segmentów definiowanych głównie przez zawód. Z kolei zmienną „preferencje wyborcze” zdefiniowano w postaci podziału na cztery bloki partyjne. Były nimi: (i) Sojusz Lewicy Demokratycznej i Unia Pracy, (ii) Solidarność i – w 1997 roku – Akcja Wyborcza Solidarność (AWS), (iii) Unia Demokratyczna i Kongres Liberalno-Demokratyczny, a po zjednoczeniu – Unia Wolności, (iv) Polskie Stronnictwo Ludowe i inne partie chłopskie. Podział ten nie wyczerpywał spektrum sceny politycznej w Polsce, ale tylko wymienione powyżej partie występowały we wszystkich wyborach i tylko je można było porównać pod kątem wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze.

Po przeanalizowaniu tych zależności okazało się, że – po pierwsze – pozycja klasowa w znaczącym statystycznie stopniu różnicowała preferencje wyborcze. Wynik te potwierdzili Kazimierz Słomczyński i Goldie Shabad (2000) analizując wpływ przynależności klasowej na głosowanie w wyborach parlamentarnych z 1993 roku. Po drugie, siła tej zależności utrzymała się bez większych zmian w latach 1991–1997. Do podobnego wniosku prowadzą wyniki analiz Jacka Raciborskiego, który porównuje wzory głosowania w wyborach z 1991 i 1993 roku. Okres objęty porównaniami był krótszy – Raciborski (1997: 198–199) sformułował na tej podstawie mocny wniosek o krystalizacji postaw wyborczych ze względu na cechy statusu jednostek. Podsumowując, wyniki tych analiz można było interpretować jako empiryczne świadectwo występowania podziałów o charakterze klasowym w sferze postaw.

Polska socjologia włączyła się do międzynarodowej debaty na temat zanikania klas, niemniej jednak związek ten odnotowano w krótkim przedziale czasowym. Nie musiał on znaleźć kontynuacji w późniejszym okresie, biorąc zaś pod uwagę, że dla struktury społecznej najistotniejsza jest trwałość, ważne jest, żeby tę kwestię rozstrzygnąć. Główne pytanie jest następujące: czy przynależność klasowa różnicuje postawy wyborcze i czy kryją się za tym prawidłowości, które można interpretować w duchu obecności klas? Jeżeli tak – to zależność ta powinna się zwiększać, lub przynajmniej utrzymywać na znaczącym poziomie. Prześledzimy ją, analizując dane dotyczące wyborów parlamentarnych od 1991 do 2001 roku.

Można tu zarysować kilka scenariuszy wydarzeń. Najogólniejszą przesłanką zaostrożenia się podziałów politycznych na podłożu klasowym są czynniki związane ze zmianą ustroju. W krajach zachodnich systemowym podłożem wpływu przynależności klasowej na preferencje wyborcze był rozwój demokracji i formowanie się kapitalistycznych struktur rynkowych. Od kilkunastu lat procesy te stały się również definicyjną cechą systemu kształtującego się w Polsce. Obecności ich nie trzeba

szczegółowo dowodzić, potraktujemy je zatem jako pierwszy argument przemawiający za zwiększeniem się wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze.

Być może znajduje u nas również zastosowanie teoria – byłby to drugi argument – która mówi, że w okresach recesji ekonomicznej dokonuje się polaryzacja poglądów politycznych o charakterze „klasowym” (Inglehart 1997). W przypadku Polski należałoby – dla ścisłości tego porównania – nadmienić, że teoria ta odnosi się bardziej do sfery świadomości społecznej niż do recesji mierzonej obiektywnymi wskaźnikami rozwoju. Faktem jest, że mimo systematycznego wzrostu dochodu narodowego, któremu towarzyszył wzrost konsumpcji i realnych dochodów ludności, od 1992 roku wzrosło niezadowolenie z sytuacji materialnej (deklarowane w badaniach), a większość społeczeństwa negatywnie ocenia kierunek dokonujących się zmian (Domański i in. 2005).

Jednak więcej argumentów przemawia na rzecz tezy o rozmywaniu się wpływu pozycji klasowej na postawy wyborcze. Po pierwsze, nawiązując do grupy znanych – chociaż niepotwierdzonych teorii – należy uwzględnić wpływ kultury masowej, wzorów konsumpcji i wartości postmaterialistycznych, których znaczenie podkreśla m.in. Ronald Inglehart (1997). W odniesieniu do krajów zachodnich zjawiska te traktowane są jako czynniki erozji „lojalności” politycznych i granic klasowych. Nie ma powodu sądzić, żeby nie działały one i u nas.

Drugą grupą przesłanek jest niestabilne podłoże sceny politycznej w Polsce. Na przestrzeni ostatnich kilkunastu lat zmieniono konstytucję i prawo wyborcze, zmieniało się prawo o partiach i o finansowaniu ich działalności, trwają też spory, jaka ma być rola środków masowego przekazu w kampanii wyborczej. Charakterystyczną cechą młodych demokracji, do których należy i Polska, jest płynność programów partyjnych, niespójność założeń ideologicznych i duża ruchliwość między partiami na poziomie liderów (Raciborski 1997; Wesołowski 2004). Zjawiska te nie sprzyjają identyfikacjom partii przez potencjalnych wyborców, co w szczególności dotyczy kluczowego dla naszych analiz wymiaru „lewica–prawica”. W przypadku Polski wyrazistość tego podziału osłabia jego dekompozycja w kwestiach moralno-obyczajowych i ekonomiczno-socjalnych. Wymiar ten inaczej różnicuje partie polityczne w kwestii stosunku do aborcji, mniejszości seksualnych i roli Kościoła – gdzie na lewicy sytuuje się Sojusz Lewicy Demokratycznej, na prawicy są Liga Polskich Rodzin i Prawo i Sprawiedliwość, a Platforma Obywatelska jest partią centrową – inaczej zaś w wymiarze ekonomiczno-socjalnym, gdzie PO reprezentuje liberalizm tradycyjnej prawicy, podczas gdy LPR i PiS optują – razem z SLD – w kierunku stanowiska klasycznej lewicy. Dekompozycja podziału na lewicę i prawicę jest w Polsce silniejsza niż w społeczeństwach zachodnich, chociaż i tam świadectw jego rozmycia jest dużo (Evans 1999).

Trzecim czynnikiem przemawiającym na rzecz słabego wpływu przynależności klasowej na zachowania wyborcze jest nieobecność historycznego podłoża. W krajach Europy Zachodniej systemy partyjne wyrosły z partii masowych, a ich profil adresowany był od początku do podstawowych segmentów struktury społecznej, podczas gdy w Polsce i w innych krajach postkomunistycznych system partyjny zaczyna się dopiero rozwijać (Mair 1997). Mirosława Grabowska (2004: 227) analizując

te różnice wskazuje, że w krajach Europy Środkowo-Wschodniej partie polityczne o rodowodzie niekomunistycznym rozwinęły się z organizacji o charakterze elitarnym i były tworzone odgórnie. W tej sytuacji trudno jest nadrobić dystans dzielący Polskę od demokracji zachodnich, tym bardziej że mobilizacji masowego elektoratu przeciwdziała słabość instytucji społeczeństwa obywatelskiego i brak tradycji w tworzeniu organizacji nastawionych na systematyczne działanie.

Kolejnym czynnikiem, do którego odwołują się zwolennicy tezy o śmierci klas, a który może mieć zastosowanie i u nas, są identyfikacje, wykraczające poza granice podziałów klasowych. Chodzi o wspólnoty i solidaryzmy społeczne, które dochodzą do głosu pod wpływem doniosłych wydarzeń, takich jak klęski żywiołowe i wojny (Campbell i in. 1960). W przypadku Polski rolę spoiwa zacierającego podziały klasowe spełnia – być może – religia katolicka, której znaczenie dla tożsamości politycznych dokumentuje Grabowska (2004). Nie można w tym kontekście pominąć znaczenia symboli narodowych, które w przypadku Polski przesłaniały na ogół symbolikę klasową i mogą ją obecnie osłabiać. Pierwsze kilkanaście lat po zmianie ustroju upłynęło pod znakiem wyzwań globalizacji i perspektyw utraty suwerenności narodowej na rzecz międzynarodowych korporacji i Unii Europejskiej. Wprawdzie ważną rolę odegrały tu propaganda polityczna i media, niemniej jednak wykreowano w ten sposób pewną wizję przyszłości, która zawisła nad Polską i prawdopodobnie zaistniała w umysłach.

Wróćmy na koniec do zmian w strukturze społecznej. Z jednej strony, w ciągu ostatnich kilkunastu lat wystąpiły w Polsce procesy, które obiektywnie rzecz biorąc, sprzyjają zależności między postawami wyborczymi a przynależnością klasową. Należałoby do nich przede wszystkim zaliczyć wzrost nierówności materialnych, czego odzwierciedleniem stał się dystans w hierarchii dochodów między kategoriami robotniczymi, a pracownikami umysłowymi kandydującymi do roli klasy średniej w Polsce (Domański 1999). Z drugiej strony, argumentem na rzecz malejącej roli podziałów klasowych może być hipoteza dotycząca demobilizacji klasy robotniczej, którą sformułował David Ost (1995). Wskazuje on, odwołując się do wyników swych badań, że zmiana ustroju i kształtowanie się stosunków rynkowych spowodowało zmianę strategii działania przywódców ruchu robotniczego. Zaczęli oni, z konieczności, realizować zadania podporządkowane efektywności i racjonalności rynkowej, porzucając zadania walki o sprawy socjalne i interesy klasowe. Wynikająca stąd dezintegracja i brak spójności działania liderów były czynnikiem osłabiającym znaczenie robotników na scenie publicznej.

W świetle przytoczonych tu faktów trudno o sformułowanie jednoznacznych hipotez. Z jednej strony, zarysowanie się podziałów klasowych mogło ukształtować pewne podłoże dla preferencji wyborczych. Z drugiej – ujednociający wpływ masowej konsumpcji, niestabilność sceny politycznej i chaos są naturalnymi czynnikami destrukcji, nie zapominając o braku historycznego podłoża. W analizach na temat zanikania klas funkcjonuje rozróżnienie na *class politics* i *class voting*, do którego warto się w tym momencie odwołać. Sytuacja *class politics* (którą można określić mianem „polityki klasowej”) charakteryzuje się występowaniem niezmienną zależności między określonymi preferencjami wyborczymi a przynależnością klasową jed-

nostek. Inaczej mówiąc, reprezentanci tych samych klas nie zmieniają preferencji wyborczych – przykładowo więc w Anglii robotnicy stale głosują na Partię Pracy, a klasy średnie preferują Partię Konserwatywną. Słabsza zależność występuje w przypadku *class voting* („głosowanie klasowe”) – przynależność klasowa różnicuje tu postawy wyborcze, jednak z upływem czasu wzór tej zależności może się zmieniać, i tak np. klasa robotnicza przenosi poparcie z partii socjaldemokratycznych na populistyczne, a klasa średnia zaczyna częściej głosować na partię Zielonych (Mair 1993).

Interpretację tę zweryfikujemy na danych dla Polski, gdzie wskaźnikiem wpływu przynależności klasowej będą preferencje dla czterech partii, które brały udział we wszystkich wyborach w latach 1991–2001. W polskim kontekście wskaźnikiem najbardziej lewicowych wyborów jest głosowanie na koalicję SLD i Unia Pracy. W drugim bloku jest PSL i inne partie chłopskie – wyłączając Samoobronę. Trzeci blok to Solidarność, występująca od 1997 roku pod szyldem koalicji AWS. Wreszcie, czwarty blok obejmuje elektorat Unii Demokratycznej i KLD, występujących w 1997 roku jako Unia Wolności; po rozłamie UW (w wyborach 2001 roku) jest to elektorat Platformy Obywatelskiej i Unii Wolności.

Pierwsza hipoteza dotyczy odpowiedzi na najistotniejsze pytanie – czy występuje w Polsce zależność między preferencjami wyborczymi a przynależnością klasową? Za udzieleniem odpowiedzi twierdzącej przemawiają: wzrastająca rola stosunków rynkowych, utrzymywanie się silnych podziałów społecznych, a także wyniki dotychczasowych analiz, które dostarczyły dowodów, że już w pierwszych latach przejścia do kapitalizmu przynależność klasowa różnicowała postawy wyborcze. Uzasadnia to wysunięcie hipotezy, że w społeczeństwie polskim jest to w dalszym ciągu zależność znacząca.

Druga hipoteza dotyczy zmian w czasie. Zwiększeniu się siły zależności między preferencjami wyborczymi a przynależnością klasową sprzyjają procesy krystalizacji nierówności społecznych. Jednak zależy to również od krystalizacji sceny politycznej, na której oznak krystalizacji podziałów między partiami nie widać. Zakładamy więc, że w latach 1991–2001 wpływ przynależności klasowej na głosowanie w wyborach nie powinien się zwiększyć.

Trzecia hipoteza dotyczy wzorów tej zależności w nawiązaniu do rozróżnienia na *class politics* i *class voting*. Wskaźnikiem „polityki klasowej” byłoby utrzymywanie się wpływu pozycji klasowej na rozkład deklaracji wyborczych. Natomiast przypadek słabszy – „głosowania klasowego” – identyfikowałaby sytuacja, w której wystąpieniu znaczącej zależności towarzyszy zmiana wzoru preferencji wyborczych w postaci „ruchliwości” preferencji klasowych. Niedojrzałość demokracji i brak historycznego podłoża przemawiają bardziej za wzorem „głosowania klasowego” niż „polityki klasowej”. Hipoteza trzecia mówi więc o tym, że w latach 1991–2001 przynależność klasowa różnicowała postawy wyborcze, jednak wzór tej zależności prawdopodobnie zmieniał się w czasie, czego przejawem mogło np. być przenoszenie poparcia przez inteligencję z Solidarności na PO lub robotników z SLD na AWS lub Samoobronę.

Czwarta hipoteza odnosi się do międzynarodowego kontekstu. Dotychczasowe analizy porównawcze ograniczały się do społeczeństw zachodnich. W szczególności

– nie próbowano zmierzyć różnic w sile wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze między krajami zachodnimi a Polską. Nie miniemy się z prawdą stwierdzając, że dopiero system demokratyczny stworzył strukturalne podłoże kształtowania się wpływu przynależności klasowej, jednak w Polsce powinien być on w dalszym ciągu słabszy w porównaniu do rozwiniętych demokracji rynkowych. Hipotezę tę zweryfikujemy na międzynarodowych danych, pochodzących z badania Europejski Sondaż Społeczny.

Dane i zmienne

Podstawą moich analiz będą deklaracje wyborcze respondentów uzyskane z Polskiego Generalnego Sondażu Społecznego, które jest powtarzalnym badaniem, realizowanym według identycznego schematu, jeżeli chodzi o dobór próby, porównywalność pytań i konstrukcję wskaźników. W przypadku Polski dane PGSS dostarczają najbardziej wiarygodnego materiału do przeanalizowania zmian w tak długim przedziale czasowym.

W analizach uwzględniłem edycje PGSS dla 1992, 1994, 1999 i 2002 roku. W 1992 roku PGSS objął 1647, w 1994 roku – 1609, w 1999 – 2282, a w 2002 roku 2473 mężczyzn i kobiet od 18 roku życia w górę. W 1992 roku ankierzy przedstawiali respondentom kartę z nazwami partii i – odnosząc je do wyborów do Sejmu i Senatu z 1991 roku – zadawali pytanie: „Z jakiej listy kandydowała osoba, na którą P. głosował(a)?”. Pytanie to było identyczne we wszystkich czterech badaniach.

W celu rozstrzygnięcia hipotezy 4 – dotyczącej porównania Polski z innymi krajami – posłużyłem się danymi Europejskiego Sondażu Społecznego przeprowadzonego w 2002 i 2003 roku. ESS, którego celem jest monitorowanie ważnych zależności i postaw, realizowany jest na ogólnokrajowych próbach losowych reprezentujących ludność od 15 roku życia w górę (zob. Sztabiński 2004). W przypadku Polski efektywnie zrealizowana próba objęła 2110 osób.

Należy przypomnieć, że w socjologii zachodniej standardowym schematem operacjonalizacji zmiennej „postawy wyborcze” jest dychotomiczny podział „lewica–prawica”. Jego zaletą są: porównywalność i wydobycie centralnej osi potencjalnego konfliktu. Z kolei wadą jest wtłoczenie różnych partii w ramy uproszczonego podziału „tak–nie”, czego efektem jest osłabienie trafności tej zmiennej. Jednym z możliwych rozwiązań tego problemu jest zdefiniowanie „preferencji wyborczych” w postaci serii zmiennych zero–jedynekowych: respondentom wybierającą określoną partię przypisywana jest wartość 1, podczas gdy respondenci głosujący na inną partię otrzymują kod zero. Schematem tym posłużyłem się również dla Polski, w odniesieniu do czterech partii wymienionych powyżej, wyróżniając 6 zmiennych zero–jedynekowych, czyli tyle ile było wszystkich par, które można było wyróżnić.

Zmienną „wyjaśniającą” będzie przynależność klasowa. W analizach ilościowych podnosi się wiele zastrzeżeń, co do możliwości przełożenia teoretycznego ujęcia klasy społecznej na „zmienne”. Dotychczas nie wymyślono lepszego sposobu operacjonalizacji klasy społecznej niż przez pozycję zawodową, poziom kwalifikacji, usytuowanie w hierarchii stanowisk i stosunki własności. Międzynarodowym standardem,

który jest stosowany najczęściej, i który te cechy uwzględnia, jest klasyfikacja EGP (nazwana tak od inicjałów nazwisk trójki autorów). EGP można stosować w postaci bardziej lub mniej szczegółowego podziału, co oczywiście zależy od celu analiz (zob. Erikson i Goldthorpe 1992). Zastosowałem najogólniejszy podział EGP na 5 klas. Są nimi: (i) inteligencja, wyższe kadry kierownicze przedsiębiorstw i urzędnicy państwowi, okreśłani przez twórców EGP mianem *service class*, (ii) specjaliści w zawodach umysłowych średniego szczebla, obejmujący kierowników wydziałów, techników, pielęgniarki, księgowych, pracowników umysłowych wykonujących rutynowe prace biurowe, oraz pracowników umysłowych w usługach i handlu (sprzedawczynie, pracownicy poczt), (iii) właściciele firm i samozatrudniający się właściciele poza rolnictwem, (iv) robotnicy wykwalifikowani i niewykwalifikowani, (v) rolnicy, obejmujący robotników rolnych i właścicieli gospodarstw.

Ważna jest następująca uwaga. Zaletą EGP jest jego porównywalność między krajami, jednak jest on mniej trafnym wskaźnikiem przynależności klasowej w odniesieniu do poszczególnych społeczeństw, co stanowi mankament wszystkich międzynarodowych wskaźników. W odniesieniu do polskiego kontekstu trafności EGP można wiele zarzucić. Jednak jest to jedyny schemat podziałów „klasowych”, które można było skonstruować na danych PGSS. Najistotniejsze jest to, że – jak pokazują wyniki analiz – EGP identyfikuje jednak podstawowe segmenty struktury społecznej (Domański i Przybysz 2004).

Zmiany preferencji wyborczych

Zacznijmy od ustalenia, jak kształtowało się poparcie dla czterech partii, pamiętając, że analizujemy deklaracje, a nie rzeczywiste zachowania wyborcze. Analiza rozkładów deklarowanego poparcia (tabela 1) nasuwa dwa wnioski. Wniosek merytoryczny dotyczy zmian w czasie. W latach 1991–2001 relatywnie zwiększał się elektorat koalicji SLD i Unii Pracy, natomiast zmniejszała się kategoria sympatyków ugrupowania reprezentowanego w latach 1991–1993 przez Unię Demokratyczną i Kongres Liberalno-Demokratyczny, których kontynuacją stały się Unia Wolności i Platforma Obywatelska. Do 2001 roku blok postkomunistyczny zdominował mapę wyborczą, na drugiej pozycji – ale daleko za SLD i UP – znalazł się blok liberalno-centrowy. Jeżeli chodzi o PSL i partie chłopskie, to szczytowym okresem ich popularności były wybory w 1993 roku (20,1% poparcia), natomiast ruch Solidarność, a od 1997 roku Akcja Wyborcza Solidarność, przeżywał apogeum w 1997 roku (27,7%). W późniejszym okresie elektoraty PSL i AWS wyraźnie maleją.

Druga uwaga dotyczy sposobu interpretacji tych danych. Jak łatwo stwierdzić, rozkłady deklaracji wyborczych odbiegają od prawdziwych rozkładów, jeżeli za te ostatnie uznamy wyniki głosowania odnotowane przez Państwową Komisję Wyborczą. O ile, według PKW, odsetek głosów oddanych w 1991 roku na SLD i UP wyniósł 14,1%, to w świetle deklaracji respondentów w PGSS kształtował się on na poziomie 6,6%. W przypadku Unii Demokratycznej i KLD było odwrotnie – według PKW partie te uzyskały 19,8% głosów, natomiast gdyby polegać na deklaracjach respondentów, to wskaźnik poparcia wyniósł aż 31,7%. Szczegółową ilustracją tych różnic

Tabela 1. Preferencje wyborcze w wyborach do Senatu i Sejmu w 1991, 1993, 1998, 2001 roku – według danych Polskiego Generalnego Sondażu Społecznego i według danych Państwowej Komisji Wyborczej^a (w nawiasach) [w %]

	SLD/UP	PSL	UD/KLD/UW/PO	AWS
1991	6,6 (14,1)	8,0 (14,2)	31,7 (19,8)	8,4 (5,1)
1993	23,4 (27,7)	20,1 (15,4)	16,9 (14,6)	6,1 (4,9)
1997	32,8 (34,1)	7,2 (7,3)	14,2 (13,4)	27,7 (33,8)
2001	39,4 (41,4)	9,0 (3,0)	13,6 (9,4)	3,9 (5,6)

^a Dane Państwowej Komisji Wyborczej pochodzą z: Markowski (red.) 2002.

są rozkłady ustalone na podstawie danych PKW, zamieszczone w tabeli 1. Wiadomo, że dane surveyowe obciążone są błędem wynikającym z retrospekcji, formy zadawanego pytania, sytuacji wywiadu i innych czynników, nad którymi nie mamy kontroli. Nie można ich traktować jako rzetelnego wskaźnika zachowań wyborczych, są one raczej postawami, które identyfikują potencjalne zachowania i mobilizację do działań.

Wpływ klasy

Jak kształtował się wpływ przynależności klasowej na postawy wyborcze? Chcąc ustalić siłę tej zależności w przekroju czasowym musimy to pytanie uściślić. Zależność ta jest w znacznym stopniu odzwierciedleniem zmian struktury społeczno-zawodowej, w terminach której operacjonalizowany jest wpływ „klasy społecznej”. Wielokrotnie wskazywano na potrzebę oddzielania efektu zmian „strukturalnych” argumentując, że tylko wtedy można uchwycić względnie „czysty” wpływ przynależności klasowej na postawy wyborcze. W naszych analizach argumentu tego nie można pominąć. Wiadomo, że w większości krajów zmniejsza się relatywny udział robotników i chłopów, natomiast zwiększa się odsetek pracowników umysłowych. Procesy te są naturalnym czynnikiem osłabiającym strukturalne podłoże poparcia dla partii lewicowych i – w odniesieniu do krajów zachodnich – właśnie w tym można było upatrywać głównej przyczyny obniżenia się siły całkowitego związku między preferencjami wyborczymi a przynależnością klasową jednostek. Koronnym argumentem zwolenników oddzielania „efektu strukturalnego” jest to, że zmiany w sile całkowitej zależności nie są trafnym odzwierciedleniem preferencji wyborczych, wynikających z przynależności klasowej. W istocie, po wyłączeniu efektu zmieniającej się struktury społecznej, siła tej zależności nie wykazywała – dla większości krajów – tendencji spadkowych. Nie podejmując w tym miejscu dyskusji, czy trafniejszym miernikiem wpływu przynależności klasowej jest rozpatrywanie go w postaci całkowitej zależności, czy przy kontroli „efektu zmian strukturalnych”, zastosujemy to

drugie podejście, biorąc pod uwagę, że od kilkunastu lat dokonują się w Polsce istotne zmiany rozkładu zawodowego ludności¹.

Najczęściej stosowaną metodą oddzielania „efektu strukturalnego” są modele logarytmiczno-liniowe. Zastosowanie ich pozwala na testowanie hipotez dotyczących związków między zmiennymi i identyfikację wzorów tych zależności w postaci parametrów statystycznych. Posługując się modelowaniem logarytmiczno-liniowym zaczęliśmy od odpowiedzi na newralgiczne pytanie, czy w analizowanym okresie zmienił się wpływ przynależności klasowej na postawy wyborcze. Przedmiotem analizy są rozkłady w trójwymiarowych tabelach, skonstruowanych na połączonym zbiorze danych z PGSS dla 1992, 1994, 1999 i 2002 roku. Trzema zmiennymi, które posłużyły do skonstruowania tych tabel są: (i) czas (C), gdzie respondentom z kolejnych edycji PGSS przypisałem wartości od 1 do 4, (ii) 5 klas EGP (K) oraz (iii) preferencje wyborcze (W). Preferencje wprowadziłem w postaci 6 zmiennych zero-jedynkowych, zdefiniowanych dla wszystkich par wyborów między czterema partiami. Tak więc, pierwsza z tych zmiennych identyfikuje dychotomiczny podział na respondentów głosujących na blok UD/KLD/UW/PO (kodowanych jako 1) i elektorat SLD/UP (kod 0). Druga zmienna jest podziałem na UD/KLD/UW/PO (kod 1) w porównaniu z opcją na PSL (kodowaną 0). Z kolei trzecia zmienna to elektorat UD/KLD/UW/PO skonstruowany z poparciem dla Solidarności/AWS, czwarta zmienna przeciwstawia sympatyków SLD/UP i PSL itd.²

Analiza zależności w modelach logarytmiczno-liniowych polega na testowaniu hipotez³. Zwykle się je zaczyna od stosunkowo najprostszego modelu niezależności między zmiennymi. W naszym przypadku punktem wyjścia był model warunkowej niezależności między preferencjami wyborczymi a klasą (C, K i W), który (w języku modelowania logarytmiczno-liniowego) można zapisać jako:

$$m_{ijk} = \tau \cdot \tau_i^C \cdot \tau_j^K \cdot \tau_k^W \cdot \tau_{ij}^{CK} \cdot \tau_{ik}^{CW}$$

Jest to multiplikatywna wersja tego modelu, gdzie m_{ijk} oznacza liczebność łącznego rozkładu trzech zmiennych dla i -tej kategorii C, j -tej kategorii K, oraz k -tej kategorii W. Parametry τ_i , τ_j , τ_k , identyfikują rozkłady (marginesy) zmiennych C,

¹ Ważny jest wzgląd metodologiczny. Kontrolowanie efektu zmian strukturalnych uznaje się za podejście prowadzące do dokładniejszego pomiaru. Poza tym, nasze wyniki można będzie w ten sposób odnieść do wyników analiz z innych krajów, prowadzonych w ramach identycznego schematu. Argumenty na rzecz kontroli zmian strukturalnych (lub inaczej mówiąc „rozkładów brzegowych”) w kontekście wpływu pozycji klasowej na postawy wyborcze przedstawiają m.in. autorzy analiz przedstawionych w książce *The End of Class Politics?* (Evans 1999).

² Każda z sześciu zmiennych identyfikujących preferencje wyborcze została skrzyżowana z podziałem na 5 klas EGP i podziałem na 4 punkty czasowe. Tak więc przedmiotem analizy było 6 trójwymiarowych tabel 4*5*2. Liczebności tabel 5*2 dla kolejnych edycji PGSS zostały wystandaryzowane do 500. Zrobiłem tak, aby wyeliminować wpływ niejednakowej liczebności prób dla kolejnych punktów czasowych na stopień dopasowania modeli do danych. Oryginalne tabele „klasa*preferencje” wyborcze dla 1999 i 2002 roku miały większą liczbę przypadków, co w naturalny sposób „przeważałoby” wpływ zależności dla tych lat w trójwymiarowej tabeli.

³ Wszystkie analizy przeprowadziłem posługując się programem komputerowym LEM (Vermunt 1997).

K i W ; parametr τ_{ij} identyfikuje interakcje między kategoriami i -tą i j -tą zmiennych C i K , tj. rozkłady „klas” w czterech punktach czasowych, i – analogicznie – parametr τ_{ik} odnosi się do rozkładu zmian preferencji wyborczych. Model ten dopuszcza występowanie różnic w rozkładach klas (τ_{ij}) i preferencji wyborczych (τ_{ik}) w latach 1991–2001, ale nie zakłada zależności między preferencjami a klasą. Rzecz jasna, założenie to jest nierealistyczne, ale model niezależności zwykło się traktować jedynie jako punkt wyjścia do testowania hipotez.

W celu rozstrzygnięcia kwestii, czy wpływ przynależności klasowej na postawy wyborcze był znaczący, posłużymy się modelem, znanym w literaturze pod nazwą *constant class voting*, czyli braku zmian (Heath i in. 1991). Od modelu warunkowej niezależności różni się on tym, że zakłada występowanie stałej (w czasie) zależności między preferencjami wyborczymi a podziałem klasowym. Tak więc, do przedstawionego powyżej równania dodajemy parametr interakcji między preferencjami a klasą τ_{jk}^{KW} . Związana z tym hipoteza głosi, że w latach 1991–2001 przynależność klasowa była znaczącym wyznacznikiem głosowania w wyborach, ale zależność ta nie zmieniała się w czasie.

W tabeli 2 przedstawione są mierniki dopasowania kolejnych modeli do danych. Im większa jest wartość *likelihood ratio* (L^2) w odniesieniu do liczby stopni swobody (df), tym dopasowanie jest słabsze. W nawiasach podane są istotności statystyczne (p) dla każdego modelu – o dopasowaniu modelu do danych można mówić, zaczynając od wartości 0,01 w górę, natomiast wartość $p = 0$ wskazuje na niedopasowanie modelu. Jeżeli chodzi o indeks rozbieżności Δ , to informuje on o odsetku respondentów, których należałoby „przesunąć” w tabeli $4*5*2$ ($C*K*W$), aby uzyskać rozkład zgodny z danym modelem, co oznacza, że im Δ jest wyższe, tym model jest gorszy. Ostatni z zamieszczonych mierników – BIC (*Bayesian Information Criterion*) – pozwala uniknąć pewnej wady miernika L^2 . Ograniczeniem L^2 jest zależność od liczebności próby – wzrost N pociąga odpowiedni wzrost L^2 – co prowadzi zazwyczaj do odrzucenia prostych modeli, nawet gdy mogą być one „prawdziwe”. Wartości BIC uwzględniają różnice liczebności – miernik ten skonstruowany jest w ten sposób, że im jego wartość jest mniejsza, tym model jest lepszy (Raftery 1986).

Jak można było oczekiwać, model niezależności nie odzwierciedla adekwatnie rozwoju wydarzeń. Wielkość L^2 kilkakrotnie przewyższa liczbę stopni swobody, $p = 0$, a wartości BIC są dodatnie, co wskazuje na niedopasowanie tego modelu do danych. Zasadniczo zmienia się to dla modelu *constant class voting*. Okazuje się, że sytuacja znaczącego wpływu podziałów klasowych na preferencje wyborcze – przy braku zmian – stanowi trafne odzwierciedlenie wpływu klasy na wybór SLD/UP (w porównaniu z wyborem PSL) i na poparcie dla układu UD/KLD/UW/PO (w porównaniu z poparciem dla koalicji Solidarność/AWS). W przypadku wyboru między SLD/UP a PSL, model braku zmian okazuje się być akceptowalny na wysokim poziomie istotności $p=0,48$. Również satysfakcjonująco ($p=0,02$), chociaż słabiej, model ten odzwierciedla różnicę między poparciem dla liberalnego i bardziej zachowawczego skrzydła byłej opozycji antykomunistycznej, której politycznymi reprezentacjami stały się ugrupowania UD/KLD/UW/PO i Solidarność/AWS. Ponieważ model braku zmian nie „wyjaśnia” w zadowalającym stopniu wpływu klas na pozostałe preferencje wyborcze, wnioskujemy, że zależności te ulegały zmianom.

Tabela 2. Mierniki dopasowania modeli logarytmiczno-liniowych

Modele	Stopnie swobody	L ²	Δ	BIC
Modele wpływu przynależności klasowej na wybór między UD/KLD/UW/PO a SLD/UP				
Model niezależności	16	74,3 (0,000)	7,4%	-47,3
Model braku zmian (<i>constant class voting</i>)	12	29,0 (0,003)	3,7%	-61,4
Model zmian w czasie	9	23,8 (0,005)	3,2%	-44,6
Modele wpływu przynależności klasowej na wybór między UD/KLD/UW/PO a PSL				
Model niezależności	16	626,4 (0,000)	21,4%	504,9
Model braku zmian (<i>constant class voting</i>)	12	31,6 (0,002)	3,5%	-59,5
Model zmian w czasie	9	19,9 (0,025)	2,9%	-49,1
Modele wpływu przynależności klasowej na wybór między UD/KLD/UW/PO a Solidarnością/AWS				
Model niezależności	16	179,9 (0,000)	11,5%	58,4
Model braku zmian (<i>constant class voting</i>)	12	24,5 (0,020)	3,7%	-66,6
Model zmian w czasie	9	11,1 (0,270)	1,9%	-57,2
Modele wpływu przynależności klasowej na wybór między SLD/UP a PSL				
Model niezależności	16	431,3 (0,0000)	6,4%	399,3
Model braku zmian (<i>constant class voting</i>)	12	11,6 (0,480)	2,1%	-12,2
Model zmian w czasie	9	11,2 (0,260)	2,0%	-6,8
Modele wpływu przynależności klasowej na wybór między SLD/UP a Solidarnością/AWS				
Model niezależności	16	92,9 (0,000)	7,2%	-28,6
Model braku zmian (<i>constant class voting</i>)	12	37,4 (0,000)	4,7%	-53,7
Model zmian w czasie	9	19,7 (0,020)	3,4%	-48,6
Modele wpływu przynależności klasowej na wybór między PSL a Solidarnością/AWS				
Model niezależności	16	373,9 (0,000)	16,5%	252,1
Model braku zmian (<i>constant class voting</i>)	12	33,7 (0,001)	3,8%	-57,7
Model zmian w czasie	9	27,4 (0,001)	3,4%	-41,1

Zapis modeli w postaci funkcyjnej jest następujący. Model niezależności: $m_{ijk} = \tau \cdot \tau_i^C \cdot \tau_j^K \cdot \tau_k^W \cdot \tau_{ij}^{CK} \cdot \tau_{ik}^{CW}$. Model braku zmian (*constant class voting*): $m_{ijk} = \tau \cdot \tau_i^C \cdot \tau_j^K \cdot \tau_k^W \cdot \tau_{ij}^{CK} \cdot \tau_{ik}^{CW} \cdot \tau_{jk}^{KW}$. Model zmian: $m_{ijk} = \tau \cdot \tau_i^C \cdot \tau_j^K \cdot \tau_k^W \cdot \tau_{ij}^{CK} \cdot \tau_{ik}^{CW} \cdot \beta_{ijk}$.

W celu odtworzenia charakteru tych zmian należy pójść dalej. Odwołamy się do modelu, który w odróżnieniu od modelu „stałej zależności” dopuszcza zmiany w sile wpływu pozycji klasowej na preferencje wyborcze i dostarcza jednoznacznego miernika siły tej zależności. Miernikiem tym jest parametr β_{ijk} , którym zastępujemy parametr stałej interakcji między preferencjami a klasą (τ_{jk}^{KW}) z modelu *constant class voting*. β_{ijk} charakteryzuje siłę tej zależności dla kolejnych (i-tych) punktów czasowych.

Drugą zaletą modelu dopuszczającego zmiany jest możliwość ustosunkowania się do rozróżnienia na „politykę klasową” i „głosowanie klasowe” – przypomnijmy, że w obu tych przypadkach zależność od klasy istnieje, o ile jednak w sytuacji „polityki klasowej” jest ona stabilna, zarówno pod względem siły związku, jak i posiadania przez klasy tych samych preferencji wyborczych, to w przypadku „głosowania klasowego” utrzymuje się tylko siła związku, ale preferencje określonych klas mogą się zmieniać. Konieczna jest w tym miejscu uwaga, że brak stałej siły związku nie wyklucza interpretacji zmian w duchu „polityki klasowej”. Zmiany w sile zależności nie muszą oznaczać, że – dajmy na to – robotnicy głosowali w jednych wyborach częściej na SLD niż na Solidarność, a w kolejnych odwrotnie. Mogli oni zachowywać te same preferencje partyjne, wyrażając je raz silniej, raz słabiej.

Posługując się modelowaniem logarytmiczno-liniowym można było porównać trafność tej wersji hipotezy „polityki klasowej” (nazwijmy ją słabszą), z jej wersją oryginalną (Mair 1993). Wersja „słabsza” dopuszcza zmiany w sile zależności postaw wyborczych od klasy, przy niezmienności jej wzoru. Wyniki testu dla obu tych wersji wskazują, że w warunkach polskich model odwołujący się do słabszej wersji hipotezy o „polityce klasowej” jest lepiej dopasowany do danych w porównaniu z modelem odwołującym się do oryginalnej hipotezy *class politics*. W tabeli 2 przedstawiłem statystyki dopasowania właśnie dla tego „słabszego” modelu. Jeżeli chodzi o „wzór” wpływu klasy, to w analizach logarytmiczno-liniowych identyfikowany jest on w terminach wartości parametrów przypisywanych każdej klasie społecznej przez model, które to wartości można interpretować jako wskaźnik względnego poparcia ze strony określonych klas dla analizowanych opcji wyborczych⁴. Wartości te przedstawiłem w tabeli 4 – przejdziemy do nich za chwilę.

Wyniki przedstawione w tabeli 2 dostarczają bezpośredniego testu dla trzech pierwszych hipotez. Odrzucenie modelu niezależności i znaczący wzrost dopasowania do danych w modelach zakładających „brak zmian w czasie”, a następnie „wystąpienie zmian”, są potwierdzeniem trafności hipotezy 1, która mówi, że przynależność klasowa w znaczącym stopniu różnicowała preferencje wyborcze jednostek⁵.

⁴ Wartości parametrów dla klas ustaliłem (posługując się LEM) dla modelu: CK CW ass2 (K, W, C, 5a), gdzie C identyfikuje rok badania (1992, 1994, 1999 i 2002), K – 5 klas EGP, i W – preferencje wyborcze w podziale na 6 alternatywnych wyborów. Parametry CK i CW identyfikują zmiany w czasie rozkładów przynależności klasowej i preferencji wyborczych; ass2 informuje, że chodzi o ustalenie siły zależności między zmiennymi K i W, natomiast wartości parametrów dla klas społecznych (jeden, dominujący, wzór w latach 1991–2001) identyfikuje parametr 5a.

⁵ Ścisłej mówiąc, statystycznym kryterium znaczącego wzrostu dopasowania do danych jest różnica między wartościami L^2 dla dwóch kolejnych (w przypadku naszych analiz) modeli w porównaniu

Jeżeli chodzi o hipotezę 2, zakładającą brak większych zmian w latach 1991–2001, to sprawdziła się ona tylko dla wyborów między SLD/UP i PSL i między UD/KLD/UW/PO i Solidarnością/AWS. Uzyskaliśmy jednoznaczne świadectwo wystąpienia zmian w sile wpływu przynależności klasowej na wybór między UD/KLD/UW/PO i PSL i na wybór między SLD/UP i Solidarnością/AWS – świadczy o tym znaczące zmniejszenie się wartości L^2 po uwzględnieniu trzeciego modelu, zakładającego wystąpienie zmian w czasie. Natomiast model ten nie przynosi znaczącej poprawy dopasowania dla wpływu pozycji klasowej na wybór między UD/KLD/UW/PO i SLD/UP i na wybór między PSL a Solidarnością/AWS. Zwróćmy poza tym uwagę, że w obu tych przypadkach trzeci model jest niedopasowany do danych, czego jednak nie należy interpretować jako świadectwa braku zmian w sile zależności między tymi wyborami a przynależnością klasową. Brak dopasowania świadczy raczej o złożonym charakterze uwarunkowań stojących za wyborami tych opcji, co oznacza, że „wyjaśnienie” ich wymaga zastosowania bardziej złożonego modelu.

Nie zmienia to faktu, że sytuacja zakładająca wystąpienie zmian w sile zależności – przy braku zmian wzoru preferencji wyborczych – okazuje się być stosunkowo trafnym odzwierciedleniem rozwoju wydarzeń. Wynikałoby stąd, że należałoby raczej odrzucić trzecią hipotezę, w której założyliśmy wystąpienie znaczących zmian we wzorach preferencji wyborczych w przekroju klasowym. Powtórzmy, że rozstrzygającym argumentem jest tu fakt zadowalającego dopasowania do danych trzeciego z rozpatrywanych modeli, w którym zakłada się niezmiennosc układu dystansów między klasami ze względu na wzory preferencji wyborczych. Model ten jest trafnym odzwierciedleniem tych wzorów dla czterech (z sześciu) analizowanych przypadków. Ustalenia te skłaniają do wniosku, że adekwatną charakterystyką zależności między preferencjami wyborczymi a przynależnością klasową jest sytuacja „polityki klasowej” w wersji nazwanej przeze mnie „słabszą”, gdzie zmianom w sile zależności towarzyszy brak większych zmian w różnicach preferencji między klasami.

Zmiany w sile wpływu przynależności klasowej i stały wzór preferencji wyborczych

Przyjrzyjmy się bliżej zmianom w sile wpływu przynależności klasowej. Wielkości parametru β_{ijk} uzyskane dla modelu zmian w czasie informują o sile zależności między poparciem dla określonych partii a przynależnością klasową w wyborach dla 1991, 1993, 1997 i 2001 roku (tabela 3).

Na odnotowanie zasługują dwa fakty. Pierwszy z nich dotyczy siły wpływu przynależności klasowej. Okazuje się, że w 1991 i 1993 roku stosunkowo najslabiej różnicowała ona wybór między opcją na UD/KLD/PO a Sojuszem Lewicy Demokratycznej i Unią Pracy. Wynikałoby stąd, że dla wyboru między tymi blokami stosunkowo małe znaczenie ma fakt, czy jest się inteligentem, niższym rangą pracownikiem

do różnicy między stopniami swobody. Jak łatwo ustalić, różnica między modelem niezależności a drugim z kolei modelem – braku zmian w czasie – jest statystycznie istotna. Wystarczy to do stwierdzenia, że przynależność klasowa jest znaczącym wyznacznikiem preferencji wyborczych.

umysłowym, właścicielem, robotnikiem czy chłopem. Z kolei w latach 1997–2001 przynależność klasowa najsłabiej różnicowała wybór między SLD/UP a Solidarnością/AWS. Pod względem kompozycji klasowej, elektoraty tych ugrupowań były do siebie podobne, co pozwala wnioskować, że zarówno partie o rodowodzie komunistycznym, będące spadkobiercami minionego układu, jak i partie wyrosłe z jego kontestacji, przyciągały podobne segmenty struktury społecznej.

Tabela 3. Siła zależności między przynależnością klasową a preferencjami wyborczymi. Współczynniki β ustalone w modelu „zmian w czasie”

Wpływ przynależności klasowej na wybór między:	Siła zależności (β) w:			
	1991	1993	1997	2001
UD/KLD/UW/PO a SLD/UP	0,33	1,14	1,54	0,96
UD/KLD/UW/PO a PSL	1,84	1,75	2,71	2,08
UD/KLD/UW/PO a Solidarnością/AWS	0,85	1,56	1,11	0,68
SLD/UP a PSL	1,94	1,75	1,77	1,72
SLD/UP a Solidarnością/AWS	0,92	1,39	0,30	0,08
Solidarnością/AWS a PSL	1,42	2,08	1,28	1,29

Kwestią otwartą jest to, w jakim stopniu wynik ten informuje o bliskości programowej UD/KLD/PO, Solidarności/AWS i SLD/UP – samo podobieństwo elektoratów nic o tym nie mówi. Zauważmy, że rezultaty te nie wskazują też, aby partie te były partiami typu *catch-all*, przyciągającymi reprezentantów wszystkich segmentów struktury klasowej. Odzwierciedleniem sytuacji *catch-all* byłyby równe słabe zależności między przynależnością klasową a wyborem między UD/KLD/PO i PSL i między UD/KLD/PO a Solidarnością/AWS. Analogicznie – przynależność klasowa nie powinna też różnicować wyboru między SLD/UP a PSL i między SLD/UP a Solidarnością/AWS. Jednak widzimy, że zależności takie istnieją, przy czym wpływ klasy najsilniej dochodzi do głosu w przypadku wyborów, w których alternatywną stroną jest PSL. Wskazywałoby to, że jest ona partią o najbardziej wyrazistym profilu klasowym, co oczywiście wynika stąd, że jej podstawowym elektoratem są chłopci.

Drugi fakt dotyczy zmian w sile wpływu klasy społecznej. W istocie, wpływ ten zmieniał się na przestrzeni tych lat, jednak zmiany nie postępowały w jednym kierunku. Zależność ta na przemian malała i rosła, i kształtowała się dla poszczególnych partii inaczej. Brak jednokierunkowych tendencji wydaje się potwierdzać wnioski dotyczące niestabilności sceny politycznej, płynące z innych analiz, co w szczególności dotyczy słabego osadzenia zachowań i orientacji politycznych w strukturze klasowej. Dokonujące się na przestrzeni tych lat skokowe zmiany w sile wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze można traktować jako odzwierciedle-

nie braku zinstytucjonalizowanego podłoża, którego innymi aspektami są m.in. słabe związki zawodowe i silna cyrkulacja elity parlamentarnej w Polsce (Ost 1995; Mair 1997; Wesołowski 2004).

Tabela 4. Kształt zależności między przynależnością klasową a preferencjami wyborczymi. Wartości parametrów dla klas uzyskane w modelu zmian w czasie

Kategorie klasowe	Siła zależności między przynależnością klasową a wyborem między:					
	UD/KLD/ UW/PO a SLD/UP	UD/KLD/ UW/PO a PSL	UD/KLD/ UW/PO a Solidarno- ścią/AWS	SLD/UP a PSL	SLD/UP a Solidarno- ścią/AWS	Solidarno- ścią/AWS a PSL
Wyżsi kierownicy i inteligencja	0,19	0,65	-0,58	0,65	-0,81	0,23
Pozostali pracownicy umysłowi	0,08	0,49	-0,14	0,44	0,06	0,49
Właściciele firm	0,11	0,11	-0,22	-0,06	0,03	-0,06
Robotnicy	-0,30	-0,18	-0,49	0,13	0,41	0,34
Rolnicy	-0,09	-1,06	-0,45	-1,15	0,31	-1,00

W tabeli 4 zamieszczamy wartości parametrów przypisane klasom społecznym. Odwołując się do analogii ze współczynnikami regresji, wartości te można interpretować jako odpowiednik standaryzowanych wag beta. Wartości przedstawione w pierwszej kolumnie tabeli 4 charakteryzują usytuowanie klas na skali poparcia wyborczego dla UD/KLD/UW/PO w porównaniu do opcji na SLD/UP, w drugiej kolumnie dla UD/KLD/UW/PO w stosunku do PSL itd. Dla każdej pary wyborów został wyznaczony tylko jeden zestaw wartości uzyskany w modelu zakładającym stały w czasie wzór preferencji wyborczych. Parametry te można interpretować jako odzwierciedlenie dominującego wzoru preferencji klasowych w latach 1991–2001 dla każdego z sześciu analizowanych wyborów. Wartości dodatnie identyfikują odpowiednio silniejsze poparcie reprezentantów danej klasy społecznej dla pierwszej opcji, podczas gdy wartości ujemne identyfikują odpowiednio silniejsze preferencje dla opcji drugiej. Przykładowo więc, w przypadku wyboru między UD/KLD/UW/PO i SLD/UP największa polaryzacja stanowisk w latach 1991–2001 wystąpiła między wyższymi kierownikami i inteligencją a robotnikami. Ci pierwsi stosunkowo najczęściej głosowali na UD/KLD/UW/PO (0,19), natomiast robotnicy wybierali raczej postkomunistyczną lewicę (–0,30). Większa różnica między klasami wskazuje odpowiednio większy dystans na skali określonych preferencji wyborczych.

Skoncentrujemy się na wskazaniu ogólniejszych prawidłowości nie omawiając profilu preferencji wyborczych dla poszczególnych klas, ze względu na brak staty-

stycznej istotności wartości wielu parametrów⁶. Analizując te wielkości stwierdzamy, że dla każdego z rozpatrywanych wyborów układają się one według wzoru przypominającego swym kształtem typową hierarchię społeczną. Charakterystyczną prawidłowością jest to, że niezależnie od tego, czy alternatywne wybory dotyczą SLD, PSL czy Unii Wolności, na jednym biegunie sytuuje się inteligencja i pracownicy umysłowi, a na drugim robotnicy i chłopi. Podsumowując: wyniki te wydają się jeszcze jednym potwierdzeniem słabszej wersji hipotezy o „polityce klasowej”. Można powiedzieć, że mimo znaczących zmian w sile zależności między preferencjami wyborczymi a klasą społeczną, za preferencjami wyborczymi kryje się jednak trwałe podłoże klasowe.

Perspektywa międzykrajowa

Wiemy już, że wpływ klasy społecznej na postawy wyborcze był w Polsce znaczący i chociaż zmieniał się on, postawom tym nie brakowało strukturalnego podłoża. Można by na tej podstawie wnioskować, że jeżeli zależność ta występuje w tak młodej demokracji, to wynik ten wzmacnia argumenty zwolenników tezy mówiącej o tym, że podziały klasowe istnieją. Zapewne strona przeciwna wysunie w odpowiedzi słuszny argument, że mamy do czynienia z wątpliwą trwałością ze względu na krótki okres występowania tej zależności i jej nowość. Wątpliwości te będzie można rozstrzygnąć przez wydłużenie ciągu obserwacji w kolejnych badaniach. Obecnie pozostaje nam tylko odnieść wyniki dla Polski do międzynarodowego kontekstu.

Głównym punktem odniesienia są dla nas kraje zachodnie. Wolno założyć, że świadectwem znaczącego wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze byłaby sytuacja, w której siła tej zależności w Polsce nie odbiega od tendencji dominujących w ustabilizowanych demokracjach, takich jak Anglia, Szwecja, Holandia, Belgia czy Niemcy. W celu rozstrzygnięcia tej kwestii posłużyłem się danymi Europejskiego Sondażu Społecznego przeprowadzonego w 2002 i 2003 roku w 24 krajach. Materiału empirycznego do konstrukcji zmiennej „preferencje wyborcze” dostarczyły odpowiedzi na dwa pytania: „Czy brał (a) P. udział w ostatnich wyborach do parlamentu w (data) roku?”. A następnie: „Na którą partię lub ugrupowanie głosował(a) P. w tamtych wyborach?”. Respondenci wybierali je z listy, tak więc były to dane retrospektywne identyfikujące zachowania wyborcze, które miały miejsce przed rokiem 2002 w różnych punktach czasowych.

Oczywiście najistotniejszym problemem było sprowadzenie różnych podziałów partyjnych do porównywalnego wskaźnika. W analizach międzykrajowych porównywalność zmiennych uzyskuje się kosztem osłabienia trafności. Dotyczy to również zastosowanego przeze mnie schematu operacjonalizacji zmiennej „preferencje wyborcze”. Nawiązując do dotychczasowej praktyki badawczej, zdefiniowałem ją dla każdego kraju w postaci dychotomii „lewica–prawica”. Jakkolwiek poważnym man-

⁶ LEM nie wyznacza statystycznej istotności dla wartości parametrów. Generalnie rzecz biorąc, najistotniejsze są parametry o wysokiej wartości bezwzględnej; im bliżej 0, tym statystyczna istotność jest niższa.

kamentem tego rozwiązania jest konieczność sprowadzenia różnych partii do prostego podziału, jego zaletą jest porównywalność i odniesienie do znanych teorii struktury klasowej, dla których podział na partie lewicowe i prawicowe traktowany jest jako centralna oś polaryzacji konfliktów. Jest on również standardowym narzędziem operacjonalizacji preferencji wyborczych w analizach międzykrajowych. Dokonując tego podziału posłużyłem się klasyfikacją partii na lewicowe i prawicowe, którą zastosowali Nieuwbeerta i de Graaf (1999: 51–52) w analizie dla kilkudziesięciu krajów zachodnich. W edycji ESS z 2002–2003 roku uczestniczyły również cztery społeczeństwa postkomunistyczne. Sposób przypisania partii do dychotomii „lewica–prawica” w tych krajach zawiera załącznik zamieszczony na końcu.

Tabela 5. Modele zależności między przynależnością klasową a głosowaniem na partie lewicowe i prawicowe w 17 krajach

Modele logarytmiczno-liniowe	Stopnie swobody	L ²	Δ	BIC
Model niezależności	68	576,7 (0,000)	6,3	-69,1
Model braku różnic między krajami (<i>constant class voting</i>)	64	338,3 (0,000)	4,8	-283,2
Model występowania różnic między krajami	45	187,6 (0,000)	3,5	-282,0

Opierając się na tych danych można porównać względne znaczenie siły wpływu przynależności klasowej na preferencje wyborcze. Analizę przeprowadziłem dla 17 społeczeństw, wyłączając Izrael i kraje, dla których w ESS nie było wystarczających informacji dla skonstruowania tych zmiennych. Schemat analizy pozostaje bez zmian. Przeanalizujemy rozkład trójwymiarowej tabeli, skonstruowanej na połączonym zbiorze danych z 17 krajów. Trzema zmiennymi są: (i) kraj, (ii) 5 klas EGP, (iii) preferencje wyborcze.

Zaczynamy od modelu niezależności, zakładającym brak wpływu przynależności klasowej na preferencje wyborcze. W następnym kroku (przechodząc do modelu *constant class voting*) weryfikujemy hipotezę stwierdzającą, że zależność ta istnieje, ale między krajami nie występują znaczące różnice. Wreszcie, przedmiotem ostatniego testu jest hipoteza zakładająca, że różnice w sile tej zależności między krajami istnieją, natomiast kształtuje się ona według jednakowego wzoru, tzn. we wszystkich krajach reprezentanci tych samych klas wyrażają poparcie dla tych samych opcji.

W tabeli 5 zamieszczone są charakterystyki dopasowania kolejnych modeli do danych. Porównanie ich prowadzi do wniosku, że – z trzech rozpatrywanych – najlepszym odzwierciedleniem rzeczywistości jest trzeci model, z czego można wnioskować, że między krajami występują znaczące różnice pod względem siły wpływu

klasy na postawy wyborcze. Jednak widać też, że zakładana w nim sytuacja nie identyfikuje wystarczająco trafnie charakteru tych zależności w perspektywie międzykrajowej. Oznacza to, że są one bardziej złożone i ich identyfikacja wymagałaby uwzględnienia jeszcze innych zmiennych⁷.

Tabela 6. Siła zależności między przynależnością klasową a głosowaniem na partie lewicowe lub prawicowe w 17 krajach (β)

Kraj	Siła zależności między przynależnością klasową a głosowaniem na partie lewicowe lub prawicowe w 17 krajach Współczynnik β
Austria	0,633
Belgia	0,338
Czechy	0,718
Dania	0,841
Finlandia	1,371
Hiszpania	0,106
Holandia	0,385
Grecja	0,071
Irlandia	0,041
Niemcy	0,538
Polska	0,181
Portugalia	0,670
Słowenia	0,132
Szwajcaria	0,468
Szwecja	1,121
Węgry	0,232
Wielka Brytania	0,798

W tabeli 6 zamieszczamy wartości współczynnika β_k , które informują o sile zależności między postawami wyborczymi a przynależnością klasową. Wyniki wcześniejszych analiz, dla lat osiemdziesiątych, które przeprowadzili Nieuwbeerta i de Graaf

⁷ Zgodnie z logiką analiz logarytmiczno-liniowych stwierdzenie niedopasowania modelu do danych oznacza konieczność uwzględnienia dodatkowych parametrów i przetestowania bardziej złożonych modeli. Próba, którą podjąłem, polegała na dodaniu parametrów dopuszczających występowanie różnic wzoru tej zależności między krajami, czyli zróżnicowania między krajami w wartościach parametrów wyznaczonych dla klas EGP. Jednak model ten okazał się znacznie gorzej dopasowany do danych.

(1999: 45) wskazywały, że przynależność klasowa najsilniej różnicuje poparcie wyborcze w wymiarze „lewica–prawica” w Danii, Norwegii, Szwecji, Irlandii, Austrii i w Anglii. W odniesieniu do krajów skandynawskich i Anglii można to było interpretować jako odzwierciedlenie tradycyjnie silnej w tych krajach pozycji związków zawodowych i partii socjaldemokratycznych o rodowodzie klasowym. Dane ESS są późniejsze, obejmują społeczeństwa postkomunistyczne i odnoszą się do przełomu stuleci. Mając świadomość faktu, że nie są one porównywalne z wynikami wcześniejszych analiz, nie sposób nie zauważyć, że – podobnie jak w latach osiemdziesiątych – przynależność klasowa najsilniej dochodziła do głosu w krajach skandynawskich: Finlandii (1,371), Szwecji (1,121) i Danii (0,841). Stosunkowo wysoko lokowały się również Anglia i Austria, natomiast od prawidłowości stwierdzonych w latach osiemdziesiątych zdecydowanie odbiega Irlandia, która przesunęła się na sam dół międzynarodowej skali zależności między postawami wyborczymi a klasą. W przypadku Polski wartość β_{ijk} kształtuje się na poziomie 0,181, co sytuowało nas na piątej pozycji od dołu. Zgodnie z hipotezą czwartą Polska okazuje się krajem, w którym przynależność klasowa wywiera relatywnie mały wpływ na postawy wyborcze.

Konkluzje

Analizując dane z kilku punktów czasowych próbowałem ustalić, jak zmieniał się wpływ przynależności klasowej na postawy wyborcze. Analiza tej zależności sytuuje się w kontekście międzynarodowej debaty na temat zanikania klas. W empirycznym nurcie socjologii zachodniej zaczęto ją analizować już w latach pięćdziesiątych ubiegłego stulecia, pozostawiając tytułowe pytanie nierozstrzygniętym do dzisiaj. Jednak, nie ujmując nic międzynarodowej wadze tego problemu, ustalenia te należałoby przede wszystkim interpretować w odniesieniu do polskiego kontekstu. Traktujemy je jako charakterystykę kształtowania się nowego wymiaru stratyfikacji społecznej w Polsce, który uzyskuje empiryczny sens w demokracji rynkowej.

Przedstawione tu ustalenia odnoszą się do siły tej zależności i wzorów. Co do siły, to w rozpatrywanym przedziale czasowym okazuje się być ona znacząca, jednak należało ustalić jej trwałość. Okazuje się, że trwała nie była – wyniki analizy wskazują na występowanie zmian w sile wpływu przynależności klasowej na postawy wyborcze. W okresie od 1991 do 2001 roku zmiany te okazały się istotne, przy czym nie postępowały one w jednym kierunku i zależność ta na przemian malała i rosła.

Zmiany w sile związku nie musiały znaleźć odzwierciedlenia we wzorach. I nie znalazły – okazuje się, że reprezentanci inteligencji, niższych pracowników umysłowych, właścicieli, robotników i kategorii rolników nie zmieniali w rozpatrywanym przedziale czasowym swych preferencji wyborczych. Charakteryzując te wzory można stwierdzić, że elektoraty partyjne układały się według wymiaru przypominającego swym kształtem typową hierarchię społeczną. Wybory między różnymi opcjami (w ramach podziału na SLD/UP, PSL, Solidarność/AWS i Unię Demokratyczną/KLD/Unię Wolności/Platformę Obywatelską) tworzą układ, w ramach którego na jednym biegunie hierarchii są inteligenci i pracownicy umysłowi, podczas gdy na drugim sytuują się robotnicy i chłopi. Biorąc pod uwagę stabilność tego układu,

zinterpretowałem go jako empiryczne świadectwo klasowego podłoża preferencji wyborczych, nawiązując do hipotezy określanej w socjologii zachodniej mianem „polityki klasowej”. W świetle moich analiz występuje ona w Polsce w słabszej postaci, a mianowicie – zmianom w sile zależności między preferencjami wyborczymi a przynależnością klasową towarzyszy stosunkowo trwały wzór różnic między tymi preferencjami dla poszczególnych klas.

Ustalenia te można traktować jako przyczynek do prowadzonej od kilkudziesięciu lat dyskusji na temat zanikania struktury klasowej. Wynik dla Polski dostarcza kolejnego argumentu na rzecz tezy, że klasy istnieją, chociaż – biorąc pod uwagę krótkość analizowanego okresu – trudno go potraktować jako argument wiążący. Pozwólmy sobie na dygresję, że, o ile wyniki te są korzystne dla „zwolenników” trwałości klas, to mniej jest jasne, jak należałoby interpretować je z punktu widzenia stabilności systemu politycznego. Jeżeli miernikiem jego efektywności jest skuteczność rządzenia, to jest ona tym większa, im szerszy i bardziej trwały jest zakres poparcia udzielonego rządowi w wyborach. Trwałości poparcia sprzyja osadzenie preferencji wyborczych w strukturze społecznej. Przypomnijmy, że żaden demokratycznie wybrany rząd w Polsce nie miał parlamentarnej większości. Uzyskanie jej wymagałoby przeprowadzenia różnych zabiegów. Może być nim spolaryzowanie rozproszonej sceny politycznej w wymiarze klasowym. Byłby to eksperyment społeczny. Pomiając znane trudności z realizacją takich eksperymentów, polaryzacja struktury klasowej byłaby jednak zjawiskiem zaprzeczającym logice zmian występujących we współczesnych społeczeństwach rynkowych.

Literatura

- Andersen, Robert i Anthony Heath. 2002. *Class Matters: the Persisting Effects of Contextual Social Class on Individual Voting in Britain, 1964–97*. „European Sociological Review” 18: 125–138.
- Andersen, Robert, M. Yang i Anthony Heath. 2006. *Class Politics and Political Context in Britain 1964–97. Have Votes Become More Individualized*. „European Sociological Review” (2): 215–218.
- Beck, Ulrich. 1996. *The Reinvention of Politics: Rethinking Modernity in the Global Social Order*. Cambridge: Polity Press.
- Berger, Bennet. 1960. *Working-Class Suburb*. Berkeley and Los Angeles: University of California Press.
- Bernstein, Edward. 1901. *Zasady socjalizmu i zadania socjalnej demokracji*. Lwów: Polskie Towarzystwo Naukowe,
- Campbell, A. i in. 1960. *The American Voter*. Chicago: University of Chicago Press.
- Castells, Manuel. 2000. *End of Millenium*. Oxford: Blackwell.
- Clark, T. i Seymour M. Lipset. 1991. *Are social classes dying?* „International Sociology” 6 (4): 397–410.
- Crewe, I. 1984. *The Electorate: Partisan Dealignment Ten Years On*. W: H. Berrington (red.), *Change in British Politics*. London: Frank Cass.

- Domański, Henryk. 1999. *Czy w Polsce zanikają klasy? Postawy wyborcze a miejsce w strukturze społecznej w latach 1991–1997*. „Studia Socjologiczne” 3 (154): 83–113.
- Domański, Henryk. 2000. *Hierarchie i bariery społeczne w latach 90-tych*. Warszawa: Instytut Spraw Publicznych.
- Domański, Henryk i Dariusz Przybysz. 2004. *Analiza przydatności EGP jako wskaźnika pozycji społecznej*. „Ask, Społeczeństwo, Badania, Metody” 12: 85–116.
- Domański, Henryk, Andrzej Rychard i Paweł Śpiewak. 2005. *Polska – jedna czy wiele?* Warszawa: Wydawnictwo Trio.
- Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row.
- Erikson, Robert i John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Evans, Geoffrey. 1999. *Class Voting: from Premature Obituary to Reasoned Appraisal*. W: G. Evans (red.), *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press, s. 1–20.
- Evans, Geoffrey. 2000. *The Continued Significance of Class Voting*. „Annual Review of Political Science” 3: 401–417.
- Evans, Geoffrey i Stephen Whitefield. 1999. *The Emergence Class Politics and Class Voting in Post-communist Russia*. W: G. Evans (red.) *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press, s. 254–277.
- Franklin, M. i in. 1992. *Electoral Change: Responses to Evolving Social and Attitudinal Structures in Western Countries*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Giddens, Anthony. 2000. *Trzecia droga*. Warszawa: WN PWN.
- Goldthorpe, John H. 1996. *Class Analysis and Reorientation of Class Theory: the Case of Persisting Differentials in Educational Attainment*. „British Journal of Sociology” 45 (3): 481–506.
- Goldthorpe, John. 2002. *Globalisation and Social Class*. „West European Politics” 25 (3): 1–29.
- Grabowska, Mirosława. 2004. *Podział postkomunistyczny. Społeczne podstawy polityki w Polsce po 1989 r.* Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Heath, Anthony i in. 1991. *Understanding Political Change. The British Voter 1964–1987*. Oxford: Pergamon Press.
- Hout, Michael, Jeff Manza i Clem Brooks. 1999. *Classes, Unions, and Realignments of US Presidential Voting, 1952–1992*. W: G. Evans (red.) *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press, s. 83–96.
- Inglehart, Ronald. 1997. *Modernization and Postmodernization*. Princeton: Princeton University Press.
- Mair, Peter. 1993. *Explaining the Absence of Class Politics in Ireland*. W: J. H. Goldthorpe i C. Whelan (red.), *The Development of Industrial Society in Ireland*. Oxford: Clarendon Press.
- Mair, Peter. 1997. *Party System Changes. Approaches and Interpretations*. Oxford: Oxford University Press.

- Manza, Jeff i Clem Brooks. 1999. *Social Categories and Political Change: Voter Alignments and US Party Coalitions*. Oxford: Oxford University Press.
- Markowski, Radosław (red.). 2002. *System partyjny i zachowania wyborcze: dekada polskich doświadczeń*. Warszawa: Instytut Studiów Politycznych PAN i Fundacja im. F. Eberta.
- Mateju, Petr, Blanka Rehakova i Geoffrey Evans. 1999. *The Politics of Interests and Class Realignment in the Czech Republic, 1992–1996*. W: G. Evans (red.), *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press, s. 231–253.
- Nieuwbeerta, Paul i Nan Dirk de Graaf. 1999. *Class Voting in Twenty Postwar Societies*. W: G. Evans (red.), *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press, s. 23–56.
- Nisbet, Robert. 1959. *The Decline and Fall of Social Class*. „Pacific Sociological Review” 2 (1): 11–28.
- Ost, David. 1995. *Labor, Class and Democracy*. W: B. Crawford (red.), *Markets, States and Democracy. The Political Economy of Post-communist Transition*. Boulder, CO: Westview Press, s. 177–203.
- Ostrowski, Krzysztof i Adam Przeworski. 1996. *The Structure of Partisan Conflict in Poland*. W: Aleksandra Jasińska-Kania i Jacek Raciborski (red.), *Naród–Władza–Społeczeństwo*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Pakulski, Jan i Malcolm Waters. 1996. *The Death of Class*. London: Sage.
- Raciborski, Jacek. 1997. *Polskie wybory 1989–1995. Zachowania polityczne społeczeństwa polskiego*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Raftery, Adrian. 1986. *Choosing Model for Cross-Classifications*. „American Journal of Sociology” 51: 145–146.
- Robertson, David. 1984. *Class and British Electorate*. Oxford: Basil Blackwell.
- Rose, Arnold M. 1958. *The Concept of Class in American Sociology*. „Social Research” 25: 53–69.
- Rose, Richard. i J. McAllister. 1986. *Voters Begin to Choose: From Closed Class to Open Elections in Britain*. London: Sage.
- Słomczyński, Kazimierz M. i Goldie Shabad. 2000. *Structural Determinants of Political Experience: a Refutation of the „Death of Class” Thesis*. W: K. M. Słomczyński (red.), *Social Patterns of Being Political*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN, s. 187–210.
- Szelenyi, Ivan, Eva Fodor i Eric Hanley. 1997. *Left Turn in Postcommunist Politics: Bringing Class Back in?* „East European Politics and Societies” 11: 190–224.
- Sztabiński, Paweł. 2004. *Metodologia badania Europejski Sondaż Społeczny*. „Ask. Społeczeństwo, Badania, Metody” 13: 27–38.
- Vermunt, Jeroen. K. 1997. *LEM 1.0: A General Program for the Analysis of Categorical Data*. Tilburg: Tilburg University.
- Weakliem, David. 1991. *The Two Lefts? Occupation and Party Choice in France, Italy and the Netherlands*. „American Journal of Sociology” 96: 1237–1361.
- Wesołowski, Włodzimierz. 2004. *Warstwa polityków – ewolucja bez postępu*. „Studia Socjologiczne” 3 (174): 17–61.

Aneks. Podział na partie lewicowe i prawicowe dla preferencji wyborczych ustalonych w Europejskim Sondażu Społecznym 2002–2003.

Dokonując podziału na partie lewicowe i prawicowe w krajach Europy Zachodniej posłużyłem się klasyfikacją partii, którą zastosowali Nieuwbeerta i de Graaf (1999), wykorzystując klasyfikację, opracowaną przez Franklina i in. (1992). Właśną operacjonalizację tego podziału dla krajów postkomunistycznych podaję poniżej. Z analizy wyłączyłem elektorat partii, które trudno było jednoznacznie zaliczyć do lewicy lub prawicy.

Republika Czeska. Lewica: Czeska Partia Socjaldemokratyczna (CSSD), Komunistyczna Partia Czech i Moraw (KSCM).

Prawica: Demokratyczna Partia Obywatelska (ODS), Demokratyczny Sojusz Obywatelski (ODA), Koalicja Chrześcijańskiej Demokracji i Związku Wolności, Nadaje, Blok Prawicowy (PB), Czeska Narodowa Partia Socjalistyczna (CSNS), Związek dla Niepodległości (SV–SOS).

Polska. Lewica: SLD, UP, PSL.

Prawica: LPR, PiS, AWS, PO, UW.

Słowenia. Lewica: Demokratyczna Partia Rencistów (DEUS), Liberalna Demokracja Słowenii (LDS), Socjaldemokratyczna Partia Słowenii (SDS), Słoweńska Partia Młodzieży (SMS), Zjednoczona Lista Socjaldemokratów (ZLSD). Prawica: Słoweńska Partia Ludowa (SLS), Słoweńska Partia Narodowa (SNS), Nowa Słoweńska Partia Chrześcijańsko-Ludowa (NSi).

Węgry. Lewica: MSZP.

Prawica: Fidesz (MPP–MDF), FKGP, MIEP, SZDSZ, Munkaspart. Centrum.

The Impact of Class Identity on Electoral Choices in 1991–2001

Summary

In contemporary Central and Eastern Europe, the debate on class politics takes on a different form to that in the West – it concerns whether class divisions increase as the post-communist societies undergo transition to the market system. Using Polish survey data, containing information on respondents voting behavior in elections of 1991, 1994, 1997, and 2001, the Authors presents evidence on significance of social class on voting behavior. Results of log-linear analysis show that class membership does indeed exert a significant impact on voting behavior. Although it changed across the time, in 2001 it appeared no less significant than in 1991. Also the patterns of this association remained unchanged. On the whole our evidence suggests that in Poland a new dimension of social stratification known as in sociological literature „class politics” – has emerged. At the same time, claims of the class basis of voting in Poland cannot be exaggerated. The evidence presented here clearly indicates that the class-vote link in Poland is much lower compared with most of Western societies. Data from 17 countries found in allows to compare relative strength of this association European Social Survey 2002.

Key words: class voting, social stratification, post-communism, death of classes.

