

Rozkład dochodów wahających się wyborców w Polsce w latach 2001–2011 w świetle założeń probabilistycznego modelu głosowania

Radosław Piwowarski*

Streszczenie

Modele probabilistycznego głosowania rozwijane w nowej ekonomii politycznej są często wykorzystywane w analizie procesów wyborczych. W artykule analizuje się model, w którym wyborcy mają własne preferencje polityczne oraz dzieleni są pod względem dochodu na trzy grupy. Politycy, walcząc o ich głosy, skupiają się przede wszystkim na wahających się wyborcach. Przekonanie do siebie najliczniejszej grupy takich wyborców jest niezbędne do wyborczego zwycięstwa. Program wyborczy dostosowuje się zatem do najliczniejszej ze względu na wielkość grupy wahających się wyborców. Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja modelowego założenia dotyczącego liczebności wahających się wyborców w poszczególnych grupach dochodowych. Do analizy wykorzystano dane z wyborów parlamentarnych w Polsce za lata 2001–2011, zgromadzone w projekcie Polskiego Generalnego Studium Wyborczego (PGSW). Za pomocą metod statystycznych bada się rozkład wahających się wyborców w wyróżnionych grupach dochodowych. Z analizy wynika, że w siedmiu na osiem przypadków podział na grupy dochodowe nie różnicuje wahających się wyborców. Nie stwierdza się zatem zależności między wielkością dochodu a wahaniem się w podejmowaniu decyzji wyborczej co do poparcia danego komitetu wyborczego.

Słowa kluczowe: model probabilistycznego głosowania, wahający się wyborcy, grupy dochodowe, wybory parlamentarne w Polsce

Kody JEL: D72

DOI: <http://dx.doi.org/10.17451/eko/40/2015/79>

* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Ekonomii, Katedra Funkcjonowania Gospodarki, kontakt: radpiw@uni.lodz.pl

1. Wstęp

Problemy gospodarcze oraz metody ich rozwiązywania są jednym z podstawowych obszarów sporu politycznego. Niejednokrotnie o stosowanych instrumentach gospodarczych nie decydują jednak względy ekonomiczne a realizowane cele polityczne. Proponowane przez polityków programy gospodarcze dostosowuje się do potrzeb społecznych określonych przez docelowy elektorat. Z tego choćby powodu, zachowania polityków stanowią przedmiot zainteresowania nie tylko politologów, ale i ekonomistów.

Dochody są jedną z podstawowych wielkości ekonomicznych, na podstawie której różnicuje się podmioty w modelowych analizach. W prezentowanym w pracy modelu probabilistycznego głosowania (*probabilistic voting models*) wyborców dzieli się na grupy w zależności od wysokości uzyskiwanego dochodu. W każdej z wyróżnionych grup znajdują się wahający się wyborcy¹, stanowiący obiekt zainteresowania rywalizujących o władzę polityków. Ich głosy stają się kluczowe dla wygranej w wyborach. Za podkreśleniem roli wahającego się elektoratu w modelowej analizie, przemawiają następujące argumenty. Po pierwsze, w trakcie kampanii wyborczej nie wszyscy wyborcy są traktowani na równi. Uwagę skupia się przede wszystkim na tych, których głosy można relatywnie łatwo pozyskać lub nie stracić na rzecz konkurenta. Z tego względu często pomija się najbardziej zagorzałych zwolenników, a zwraca przede wszystkim do wahających się wyborców (Mayer 2008, s. 4). Po drugie, prowadząc długą kampanię i walcząc o samych wyborów, próbuje się pozyskać jak największy (najszerszy) elektorat. W tym przypadku celem również nie jest przekonanie przekonanych, ale tych, którzy jeszcze nie zdecydowali (Campbell 2008, s. 131). Politycy, chcąc wygrać wybory, będą adaptować programy wyborcze do wahającego się elektoratu, nawet kosztem swoich zasadniczych przekonań (Nordhaus 1975, s. 173). Takie zachowania powodują zbliżanie się do siebie programów wyborczych, jak ma to miejsce w modelu medianowego wyborcy, jednak w tym przypadku decydującą rolę odgrywają wahający się wyborcy.

Empiryczne badania potwierdzające znaczenie wahających się głosujących dla wyborczego zwycięstwa były prowadzone w różnych krajach. A. Case badała prowadzoną przez prezydenta Albanii Saliego Beriszę politykę, wskazując na alokowanie większych środków finansowych do „wahających się gmin”, z których wywodzili się przyszli członkowie parlamentu (Case 2001, s. 408–411). E. Johansson odnotowała, że w Szwecji w latach 1981–1995 więcej dotacji było kierowanych

¹ O wygranej w wyborach niejednokrotnie decyduje niewielki odsetek wyborców, którzy wahają się co do podjęcia ostatecznej decyzji (*swing voters*). Są to wyborcy nieprzywiązujący dużej wagi do ideologii, przez co nie identyfikujący się trwale z żadną opcją polityczną. Znaczenie tej grupy wyborców jest na tyle duże, że na nich często skupiają się walczący ze sobą politycy.

do samorządów, w których można było zyskać dużo wyborczych głosów. Potwierdziła zatem wnioski teoretycznego modelu Lindbecka i Weibulla (Johansson 2003, s. 883, 906). Identyczną konkluzję sformułowali M. Dahlberg i E. Johansson, analizując ekologiczne granty przyznawane szwedzkim gminom. Były one kierowane do wahających się gmin w celu pozyskania głosów wyborczych (Johansson, Dahlberg 2002, s. 27–40). W.G. Mayer, analizując wybory prezydenckie w USA w latach 1972–2008, stwierdził, że o wyniku wyborów nadal decydują wahający się wyborcy, choć ich znaczenie ulega zmniejszeniu (Mayer 2012, s. 1–7). Potwierdzenie znaczenia „wahających się wyborców”² w wyborach prezydenckich w USA znajduje się również w badaniu M. Menchaca (Menchaca 2012, s. 1–13). W literaturze można również znaleźć szereg analiz wskazujących na znacznie twardego elektoratu (*core voters*). Przegląd badań potwierdzających jego istotną rolę przedstawia G. Cox. Przykładowo, znajdują się wśród nich badania M. Murillo i E. Calvo (Calvo, Murillo 2004), S. Ansolabehere i J. Snydera (Ansolabehere, Snyder 2003) czy K. Bickersa i R. Steina (Bickers, Stein 2000). Jednocześnie G. Cox wskazuje badania popierające teorię wahających się wyborców. Tłumacząc rozbieżności w wynikach badań, zauważa prawidłowość, że jeśli partie (politycy) skupiają się na przekonywaniu wyborców, to zwracają się do wahającego się elektoratu. W przypadku gdy celem partii będzie mobilizacja lub koordynacja wyborcza, skierują swoje działania do twardego elektoratu (Cox 2006, s. 4–11). Natomiast A. Dixit i J. Londregan na podstawie teoretycznej analizy stwierdzają, że faworyzowanie wahającego się lub twardego elektoratu będzie wynikać z efektywności dostarczania transferów dla różnych grup dochodowych. Jeśli partie (politycy) nie są w stanie efektywnie „wynagradzać” twardego elektoratu, to będą się zwracać w kierunku wahających się wyborców (Dixit, Londregan 1996, s. 1148–1149). Niezależnie od uzyskiwanych wyników badań obserwuje się oportunistyczne zachowania polityków, którzy dążą do wyborczego zwycięstwa. Znajomość charakterystyki elektoratu jest istotna dla przyjmowanych strategii.

Modele probabilistycznego głosowania są coraz częściej wykorzystywanym narzędziem do analizy procesów wyborczych³. Spektrum ich zastosowania jest szerokie, gdyż pozwala na wielowymiarową analizę, z którą nie mogły sobie poradzić modele deterministyczne⁴. Stabilność rozwiązań modeli probabilistycznych

² W tym przypadku analiza dotyczy wahających się stanów.

³ Obszerną listę autorów, którzy rozpropagowali użycie modeli probabilistycznych przytacza J. Gill J. i J. Gainous (2002). Warto tu wymienić choćby: M. Hinicha, J. Enelowa, P.J. Coughlina czy D.C. Muellera.

⁴ Modele probabilistycznego głosowania pozwalają prowadzić wielowymiarowe analizy bez pojawiania się problemu cykli głosowania. Więcej na temat ogólnych założeń oraz możliwości otrzymania rozwiązań w modelach probabilistycznych można znaleźć w: P.J. Coughlin (1992), J.E. Roemer (2001), D.C. Mueller (2003) czy J.M. Enelow i M.J. Hinich (1989).

zdaje się odpowiadać rzeczywistości rozwiniętych demokracji. Poza tym w procesie wyborczym występuje element losowości, który koresponduje z empirycznymi doświadczeniami. Jak argumentują J. Gill i J. Gains (Gill, Gains 2002, s. 397), w kampanii wyborczej politycy mają tendencję do „koloryzowania rzeczywistości”, tzn. nie wszystkie informacje są udostępniane czy właściwie przekazywane. Występująca czy tworzona asymetria powoduje, że trudno jest zakładać posiadanie przez wyborców doskonałej informacji. Sami wyborcy mogą również głosować strategicznie zamiast szczerze. Z tych powodów wydaje się, że pojawienie się czynnika losowego w procesie wyborczym jest uzasadnione, zwłaszcza gdy trudno jest wyborcom wydobyć najistotniejsze informacje z prowadzonej kampanii. Jakkolwiek zachodzące procesy wyborcze mogą być opisane zarówno przez deterministyczne, jak i probabilistyczne modele, te ostatnie w środowisku większej niepewności zachowują się nieznacznie lepiej (Burden, 1997, s. 1166).

Rozwiązania modeli probabilistycznych mogą różnić się od tych uzyskiwanych przez modele deterministyczne. Szeroko znana teoria medianowego wyborcy nie zawsze ma w nich zastosowanie. Jak wskazują A. Lindbeck i J.W. Weibull (Lindbeck, Weibull 1995, s. 196), modele probabilistyczne zakładają, że konkurujący ze sobą, maksymalizujący liczbę wyborczych głosów politycy będą proponować konwergujące programy polityczne⁵, jednak nie w oparciu o preferencje medianowego wyborcy, ale o wielkości średnie czy utylitarystyczne optima.

Ze względu na własności modeli probabilistycznych oraz znaczenie wahających się wyborców, postanowiono zweryfikować kluczowe założenie prezentowanego w pracy modelu głosowania, identyfikującego różne grupy wyborców ze względu na dochód. Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja założenia dotyczącego liczebności wahających się wyborców w poszczególnych grupach dochodowych. Realizując przyjęty cel wykorzystuje się dane z wyborów parlamentarnych za lata 2001–2011, zgromadzone w ramach projektu Polskiego Generalnego Studium Wyborczego (PGSW)⁶.

2. Model

Prezentowany poniżej model probabilistycznego głosowania przyjęto za T. Perssonem i G. Tabellinim (Persson, Tabellini 2000, rozdz. 3). Stanowi on rozszerze-

⁵ Możliwe jest również wystąpienie dywergencji programów wyborczych w przypadku ideologicznie motywowanych polityków, np. model D. Wittmana czy A. Alesiny (Wittman 1983, 1977, 1973; Alesina 1988).

⁶ Więcej na temat projektu można znaleźć pod adresem: <http://isppan.waw.pl/pgsw/> (data dostępu 23.10.2014).

nie podstawowego deterministycznego modelu finansów publicznych, do którego A. Lindbeck i J. W. Weibull (Lindbeck, Weibull, 1987, s. 273–275) wprowadzili elementy redystrybucji dochodów oraz ideologii wyborców. Uznaje się ich za pierwszych autorów, którzy podjęli się wielowymiarowej analizy problemu redystrybucji w kontekście rywalizacji wyborczej (politycznej).

Zakłada się, że populacja składa się z i -tej liczby wyborców o jednakowych quasi-linowych preferencjach (w) dotyczących konsumpcji prywatnej (c) i konsumpcji dobra publicznego (g) następującej postaci:

$$w^i = c^i + H(g). \tag{1}$$

Przyjmuje się, że funkcja konsumpcji dobra publicznego $H(g)$ jest ściśle wklęsła i rosnąca. Finansowanie dobra publicznego odbywa się poprzez podatki (t) o jednakowej stopie opodatkowania ($0 \leq t \leq 1$). Nie występuje zadłużenie, przez co ograniczenie budżetowe rządu przyjmuje postać:

$$ty = g. \tag{2}$$

Wielkością różniącą wyborców jest dochód (y), czego konsekwencją jest różna wielkość konsumpcji podmiotu.

$$c^i = (1 - t)y^i. \tag{3}$$

Wyborców dzieli się na: biednych, średniozamożnych i bogatych (odpowiednio: $J = P, M, R$). Każdy wyborca w danej grupie posiada taki sam dochód. Dochody uszeregowane są następująco: $y^R > y^M > y^P$. Udział każdej grupy w populacji wynosi α^J , a sumy udziałów i dochodów wynoszą: $\sum_j \alpha^J = 1$ i $\sum_j \alpha^J y^J = y$. Zakłada się, że funkcja dochodów jest skokowa i przebiega zgodnie z dystrybuantą $F(\cdot)$

o właściwościach: $\alpha^P < \frac{1}{2}$, $F(y^i \leq y^P) = \alpha^P$; $\alpha^M < \frac{1}{2}$, $F(y^i \leq y^M) = \alpha^P + \alpha^M$;

$\alpha^R < \frac{1}{2}$, $F(y^i \leq y^R) = \alpha^P + \alpha^M + \alpha^R = 1$.

Przyjmuje się, że w wyborach startuje dwóch egzogenicznie wyłanianych polityków (A i B). Wyborcy podejmują decyzję o głosowaniu na danego polityka nie tylko na podstawie dostarczonej ilości dobra publicznego (program wyborczy), ale również biorąc pod uwagę własne sympatie polityczne (ideologię) czy ogólną popularność kandydata. Zakłada się, że zmienna losowa σ^{iJ} mierzy ideologię i -tego wyborcy w grupie J . Rozkład przyjmowanych przez nią wartości jest

równomierny z przedziału $\left[-\frac{1}{2\varphi^J}, \frac{1}{2\varphi^J}\right]$. Gęstość równa jest φ^J , ze średnią wartością równą zero. Niezależnie od rodzaju grupy rozkład zmiennej losowej będzie symetryczny względem zera. Im wyższa wartość φ^J , tym mniejszą rolę odgrywa ideologia w danej grupie wyborców.

Neutralny ideologicznie wyborca w każdej grupie posiada wartość $\sigma^J = 0$. Dodatnie wartości σ^{iJ} ($\sigma^{iJ} > 0$) oznaczają, że wyborcy bliżej jest do polityka B. Ujemne wartości σ^{iJ} ($\sigma^{iJ} < 0$) oznaczają, że wyborcy bliższa jest ideologia polityka A. Maksymalizując liczbę wyborczych głosów, politycy będą starać się pozyskiwać przede wszystkim wahających się wyborców (*swing voters*). Są to wyborcy, dla których ideologia ma niewielkie znaczenie. Będą głównym celem polityków, gdyż można ich relatywnie łatwo do siebie przekonać.

Popularność polityka mierzy się przy pomocy zmiennej losowej δ , której rozkład jest równomierny w przedziale $\left[-\frac{1}{2\psi}, \frac{1}{2\psi}\right]$. Gęstość równa jest ψ , a średnia wartość wynosi zero. Zerowa wartość zmiennej oznacza neutralność, dodatnia większą popularność polityka B, a ujemna A. Przyjmuje się, że w wyniku szoku, np. wybuch skandalu obyczajowego, zwiększa się prawdopodobieństwo utraty popularności danego polityka. Do czasu wyboru żaden z kandydatów nie zna realizacji zmiennej δ .

Zakłada się, następującą chronologię wyborów: (I) politycy ogłaszają w tym samym czasie oraz w sposób niezależny swoje programy wyborcze (realizacja g_A i g_B), znając rozkład zmiennych losowych, lecz nie znając ich realizacji; (II) następuje realizacja zamiennej odnoszącej się do popularności polityków; (III) odbywają się wybory, w których wyborcy wybierają najlepszych dla nich polityków; (IV) zwycięzca realizuje zaproponowany program wyborczy.

Poszukując rozwiązania modelu, polityk skupia się na wahających się wyborcach. Nie przywiązują oni wagi do ideologii, przez co duży wpływ na ich użyteczność ma ilość dostarczanego dobra publicznego. Użyteczność z tytułu zaproponowanego przez danego polityka programu wyborczego powinna być zatem wyższa od użyteczności z programu konkurenta plus wartości wyróżnionych w modelu zmiennych losowych. Zdobyć przez polityka A poparcia wyborców w poszczególnych grupach dochodowych, będzie wymagało spełnienia nierówności:

$$W^J(g_A) > W^J(g_B) + \sigma^{iJ} + \delta \quad (4)$$

Na podstawie nierówności (4) można wyprowadzić równanie wahającego się wyborcy dla danej grupy. Będzie to osoba, która po uwzględnieniu programów wyborczych kandydatów oraz ich popularności przyjmuje postawę obojętną ($\sigma^J = 0$).

$$\sigma^J = W^J(g_A) - W^J(g_B) - \delta \quad (5)$$

Oznacza to, że wszyscy wyborcy w danej grupie J , których poglądy ideologiczne spełnią nierówność $\sigma^{iJ} \leq \sigma^J$, będą preferować polityka A. Dla danej grupy J , liczba wyborców spełniających ten warunek zostanie obliczona jako

$F(\sigma^{ij} \leq \sigma^J)$. Zgodnie z przyjętym rozkładem, sumując wszystkie grupy wyborców, całkowita liczba głosów dla kandydata A wyniesie:

$$\pi_A = \sum_J \alpha^J \varphi^J \left(\sigma^J + \frac{1}{2\varphi^J} \right) \quad (6)$$

Polityk A chcąc wygrać wybory musi zdobyć przeszło połowę głosów, co oznacza, że $\pi_A > \frac{1}{2}$. Na tej podstawie wyprowadza się funkcję prawdopodobieństwa jego wygranej.

$$p_A = Prob(\pi_A > \frac{1}{2}) = Prob(\sum_J \alpha^J \varphi^J \left(\sigma^J + \frac{1}{2\varphi^J} \right) > \frac{1}{2}) \quad (7)$$

Korzystając z równania (5) oraz założenia $\sum_j \alpha^j = 1$ (co implikuje, że $\sum_j \alpha^j \varphi^j = \varphi$), otrzymuje się:

$$p_A = Prob\left(\frac{\sum_J \alpha^J \varphi^J (W^J(g_A) - W^J(g_B))}{\varphi} > \delta\right) \quad (8)$$

Następnie uwzględniając przyjęty rozkład zmiennej oblicza się finalnie:

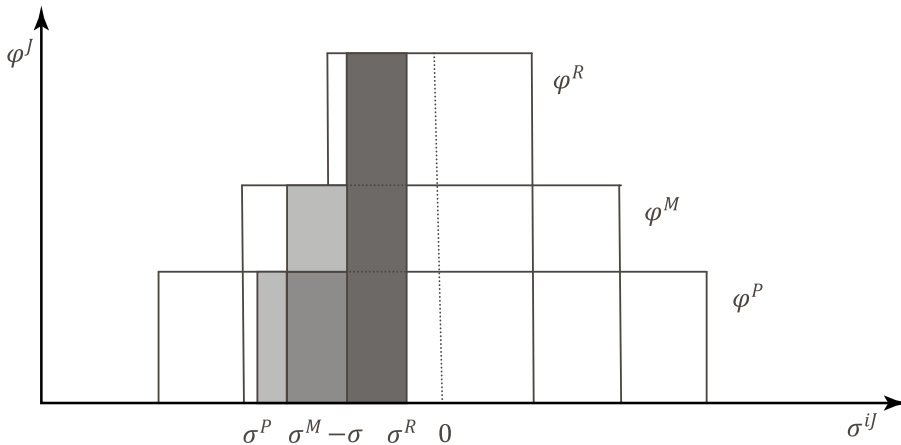
$$p_A = \frac{1}{2} + \frac{\psi}{\varphi} \sum_J \alpha^J \varphi^J (W^J(g_A) - W^J(g_B)) \quad (9)$$

W przypadku polityka B prawdopodobieństwo wygranej wynosi $p_B = 1 - p_A$. Oznacza to, że obaj politycy napotykać identyczny problem maksymalizacji. Proponowane programy wyborcze będą zatem identyczne ($g_A = g_B$). Jest to charakterystyczne dla modeli głosowania probabilistycznego, gdyż jak wynika z równania (9), prawdopodobieństwo wygranej jest wygładzoną funkcją różnicy pomiędzy programami obu kandydatów. Różnice w programach ważone są dwoma wielkościami: liczebnością grupy α^J oraz stopniem „zideologizowania” mierzonym φ^J . Dla polityków będą liczyć się przede wszystkim wyborcy w grupie o wysokim poziomie φ^J , gdyż wśród nich występuje największa liczba wahających się osób. Niewielkie odchylenie od neutralnej wartości σ^J znacząco wpłynie na otrzymaną liczbę głosów.

Kluczową dla rozwiązania modelu wielkością jest rozkład ideologii w poszczególnych grupach dochodowych. W każdej grupie występuje pewna liczba wahających się wyborców, której wielkość jest uzależniona od wartości φ^J . Z modelowych założeń dotyczących podatków i ilości dostarczanego dobra publicznego wiadomo, że podatki pobierane są według liniowej stopy, natomiast ilość dostar-

czanego (konsumowanego) dobra publicznego jest wielkością stałą, identyczną dla wszystkich. W takim systemie osoby osiągające ponadprzeciętny dochód (zwłaszcza najbogatsze) będą preferować mniejsze wydatki na dobro publiczne i co za tym idzie niższą stopę opodatkowania niż większe wydatki oraz wyższą stopę opodatkowania⁷. Dzieje się tak, gdyż wartość płaconych przez nie podatków przewyższa wartość konsumowanego dobra publicznego. Osoby o najwyższych dochodach będą zatem niechętne wzrostowi wielkości sektora publicznego, a co za tym idzie wzrostowi redystrybucji dochodów. Preferują one najmniejszą wielkość sektora publicznego w porównaniu z pozostałymi wyborcami. Formułując taką konkluzję T. Persson i G. Tabellini (Persson, Tabellini 2000, s. 55–56) proponują rozkład ideologii wśród poszczególnych grup dochodowych. Na Rycinie 1 przedstawiono proponowany rozkład ideologii wyborców w podziale na grupy dochodowe. Najwyższą wartość φ^J , posiadają najbogatsi wyborcy (φ^R), a najniższą najbiedniejsi (φ^P). Interesującym wydaje się próba empirycznej weryfikacji, tego kluczowego dla rozwiązywania modelu założenia.

Rycina 1. Proponowany przez T. Perssona i G. Tabelliniego rozkład ideologii wyborców w poszczególnych grupach dochodowych



Źródło: Persson, Tabellini (2000, s. 55).

Znaczenie rozkładu ideologii dla wyniku wyborczego można pokazać przyjmując, że danej wielkość konsumpcji dobra publicznego odpowiada wartość ideologii $-\sigma$ (por. Rycina 1). Każda propozycja programu wyborczego odbiegająca od tej wielkości będzie powodować zmiany w poparciu wyborczym. Przykładowo, pro-

⁷ Identyczne wnioski, posługując się ceną podatkową dla proporcjonalnego opodatkowania, formułuje w teoretycznych rozważaniach na temat preferowanej wielkości wydatków publicznych (sektora publicznego) J.E Stiglitz (Stiglitz 2004, s. 188).

pozycja mniejszej wielkości wydatków na dobro publiczne niż ta odpowiadająca $-\sigma$, spowoduje wzrost poparcia kandydata wśród osób o najwyższych dochodach (odchylenie σ^R) oraz spadek tego poparcia wśród pozostałych grup dochodowych (odchylenia σ^M i σ^P). Kandydaci będą zatem poszukiwać odpowiedniej wielkości wydatków na dobro publiczne, biorąc pod uwagę poparcie wśród wahających się wyborców. Wahający się wyborca staje się najważniejszym „obiektem” zainteresowań polityka, gdyż należy do osób, które zdecydują o wygranej. W przypadku pozyskiwania najbogatszych wyborców będzie on zmniejszał ilość dostarczanego dobra publicznego, a najbiedniejszych – zwiększał. Prowadzona polityka zostanie dostosowana do najliczniejszej grupy wahających się wyborców. Należy jednak pamiętać, że oprócz liczby niezdecydowanych wyborców istotna jest również liczebność grup dochodowych. Ich wielkość może wpłynąć na formułowane programy wyborcze.

Wartym rozważenia pozostaje problem formułowanych programów wyborczych, czyli ilości dostarczanego w modelu dobra publicznego. Wykorzystując równanie użyteczności (1), konsumpcji (3) oraz prawdopodobieństwo wygranej (9), otrzymuje się równanie (10). Na jego podstawie przeprowadza się optymalizację wygranej kandydata względem ilości dostarczanego dobra publicznego przy ograniczeniu wynikającym z użyteczności wyborców danej grupy:

$$p_A = \frac{1}{2} + \frac{\psi}{\varphi} \sum_J \alpha^J \varphi^J \left((y - g_A) \frac{y^J}{y} + H(g_A) - W^J(g_B) \right) \quad (10)$$

Różniczkując (10) względem g_A :

$$\sum_J \alpha^J \varphi^J H_g(g_A) = \frac{\sum_J \alpha^J \varphi^J y^J}{y} \quad (11)$$

Następnie uwzględniając, że $\sum_J \alpha^J \varphi^J = \varphi$, $\tilde{y} = \frac{\sum_J \alpha^J \varphi^J y^J}{\varphi}$, prowadzona polityka (g_A) dotyczy wahających się wyborców (g^S) oraz korzystając z definicji funkcji odwrotnej otrzymuje się:

$$g^S = H_g^{-1} \left(\frac{\tilde{y}}{y} \right) \quad (12)$$

Ilość dobra publicznego będzie uzależniona od ważonego dochodu. Jaka będzie jego wielkość, to zależy od liczebności grup poszczególnych wyborców w wartościach nominalnych, jak i względem pozostałych grup. Poza tym, maksymalizujący liczbę wyborczych głosów, polityk będzie się zwracał do mało ideologicznych wyborców (wysoki poziom φ^J), których może do siebie przekonać poprzez dostarczaną wielkość dobra publicznego.

3. Analiza empiryczna

Z przeprowadzonej teoretycznej analizy wynika, że maksymalizujący prawdopodobieństwo wygranej polityk będzie zwracał się przede wszystkim do wahających się wyborców. Prezentowany na Rycinie 1 rozkład ideologii zakładał, że najwyższy poziom przypisano wyborcom o najwyższych dochodach. Przy takim rozkładzie wśród nich znajduje się największa liczba wahających się wyborców. Przyjęcie w modelu takiego założenia pozwala na uzyskanie teoretycznego rozwiązania wyjaśniającego przypadki zmniejszania się wielkości sektora publicznego. Zmniejszające się wydatki publiczne można tłumaczyć wysoką liczbą wahających się wyborców wśród osób najbogatszych. Osiągnięcie identycznego rozwiązania w modelu medianowego wyborcy, kiedy mediana dochodu jest niższa od średniej, a podatki pobierane są według liniowej stopy, jest niemożliwe. Model medianowego wyborcy wskaże rozwiązanie, w którym to biedniejszy wyborca będzie decydował o wielkości sektora publicznego, a jego wielkość będzie relatywnie większa od pożądanego utylitarystycznego wzorca (Persson, Tabellini 2000, s. 51–52; Meltzer, Richard 1981, s. 924; 1983, s. 412–413). Z tego punktu widzenia model wahającego wyborcy wydaje się stanowić interesującą alternatywę, gdyż pozwala na uzyskiwanie różnych wyników w zależności od przyjmowanych założeń. Zbieżne do modelu medianowego wyborcy rozwiązanie otrzyma się, gdy odwróci się rozkład ideologii w grupach dochodowych. Jednakże rozkład ideologii, w którym wśród najbogatszych wyborców znajdzie się relatywnie najwięcej wahających się osób, wydaje się teoretycznie atrakcyjny.

W literaturze prowadzi się analizy mające określić zależność pomiędzy partycypacją wyborczą a wysokością dochodów w Polsce. M. Cześnik stwierdza, że osoby zamożne częściej głosują, gdyż mogą więcej zyskać lub stracić. W większym stopniu dostrzegają zależność pomiędzy procesem wyborczym a realizowaną polityką (Cześnik 2009, s. 18; 2011, s. 15). Podobne tezy formułują M. Żerkowska-Balas i A. Kozaczuk. Autorki te stwierdzają, że dochód jest zmienną, która istotnie różnicuje osoby głosujące i niegłosujące. Osoba głosująca, w porównaniu z niegłosującą, jest lepiej wykształcona, ma wyższy status zawodowy oraz związane z tym wyższe zarobki (Żerkowska-Balas, Kozaczuk 2013, s. 4). Na istotny wpływ dochodu na partycypację wyborczą w Polsce, choć niewielki w porównaniu z takimi charakterystykami, jak: wiek, płeć, wykształcenie czy religijność, wskazują również M. Cześnik, R. Markowski i D. Sześciło (Cześnik, Markowski, Sześciło 2013, s. 89). Takie wyniki nie powinny być zaskoczeniem, gdyż za powszechnie uznany stylizowany fakt przyjmuje się, że lepiej wykształceni i poinformowani wyborcy są bardziej skłonni uczestniczyć w wyborach niż wyborcy gorzej wykształceni i poinformowani (Feddersen, Pesendorfer, 1996, s. 409; Frey 1971, s. 101). Wskazywana zależność między wysokością dochodu a partycypacją wyborczą skłania do zastanowienia się, czy dochód jest również zmienną, która

różnicuje polskich wyborców pod względem wahania się co do poparcia wyborczego?

Chcąc określić, czy dochód istotnie różnicuje wahających się wyborców w Polsce, poddaje się weryfikacji kluczowe założenie prezentowanego w artykule modelu. Przyjmuje się za T. Perssonem i G. Tabellinim, że najmniej ideologiczną grupę wyborców stanowią osoby najbogatsze. Stawia się hipotezę, że liczba wahających się wyborców będzie zróżnicowana w zależności od wysokości uzyskiwanego dochodu, a największa ich liczba znajduje się wśród osób o najwyższych dochodach. Poddaje się zatem weryfikacji prezentowany przez T. Perssona i G. Tabelliniego rozkład ideologii.

W celu weryfikacji przyjętej hipotezy wykorzystuje się dane z badań Polskiego Generalnego Studium Wyborczego za lata 2001–2011⁸. O wyborze takiego okresu zdecydowała możliwość identyfikacji wahających się wyborców⁹. Za wahającego się wyborcę uznaje się każdego respondenta, który w poprzednich wyborach zadeklarował poparcie innego komitetu wyborczego. Ta definicja koresponduje z przyjmowaną w literaturze, gdzie za wahającego się wyborcę uznaje się osobę, która nie jest ideologicznie przywiązana do danego kandydata (polityka, partii politycznej). Może zatem zmienić zdanie w kwestii poparcia danego kandydata nawet w ostatniej chwili (Mayer 2008, s. 2–3; 2012; Robinson, Torvik 2009). Wahający się wyborcy są przeciwieństwem tzw. twardego elektoratu (*core voters*), który zawsze popiera tego samego kandydata (polityka, partię polityczną).

Identyfikacja wahających się wyborców następuje poprzez porównanie deklarowanego poparcia wyborczego w bieżących wyborach do poparcia udzielonego w poprzednich wyborach. Przykładowo, decyzje wyborcze respondentów podjęte w 2011 roku, porównuje się z ich deklaracjami dotyczącymi decyzji z 2007 roku. Za wahających się wyborców uznaje się wszystkich respondentów, którzy zmienili zdanie na temat poparcia danego komitetu wyborczego pomiędzy poszczególnymi wyborami w latach: 2001–1997, 2005–2001, 2007–2005 i 2011–2007. W badanym okresie powstawały i kończyły swoją działalność różne partie polityczne (komitety wyborcze). Następował zatem „naturalny” przepływ wyborców pomiędzy partiami. Próba uchwycenia tego zjawiska wymagałaby bardziej szczegółowych danych i spowodowałaby zastosowanie innego schematu określającego wahających się wyborców przy każdym wyborach.

W celu uniknięcia niejednoznaczności metodologicznych badaną populację tworzą wyłącznie wahający się wyborcy oraz tzw. twarde elektorat¹⁰. W badaniu

⁸ <http://isppan.waw.pl/pgsw> (data dostępu 30.10.2014).

⁹ W analizie pominięto przeprowadzone badanie z 1997 roku, gdyż w kwestionariuszu nie zamieszczono pytania dotyczącego oddanego głosu w poprzednich wyborach. Uniemożliwia to identyfikację wahających się wyborców.

¹⁰ Są to wszyscy respondenci, którzy pomiędzy wyborami poparli ten sam komitet wyborczy.

omijają się wszystkich respondentów niedeklarujących z jakiegokolwiek powodu poparcia lub odmawiających odpowiedzi w którymś z okresów. Nałożenie takiej restrykcji wynika z braku możliwości weryfikacji powodów, dla których nie udziela się odpowiedzi na pytanie. Powody mogą być różne, np. nieobecność w danym okresie w kraju, brak zdecydowania w kwestii poparcia danego komitetu, niemożność oddania głosu ze względu na brak uprawnień do głosowania (osoby niepełnoletnie) itd. W zależności od powodu identyfikacja na podstawie analizowanych danych przyczyny, dla której nie ujawnia się preferencji wyborczych jest albo niemożliwa, albo może być metodologicznie wątpliwa. Z tego powodu mimo iż ograniczona zostaje liczba respondentów badanej populacji w stosunku do oryginalnej próby, w analizie wykorzystuje się odpowiedzi osób deklarujących wprost swoje preferencje polityczne. Dzięki temu uzyskane wyniki mogą być jednoznacznie interpretowane.

Wszystkich respondentów badanej populacji dzieli się pod względem dochodu na trzy liczebnościowo równe grupy¹¹ (grupa I, II i III). Zastosowanie podziału na równe pod względem liczby grupy wydaje się najwłaściwszym rozwiązaniem w przypadku deklarowanych przez respondentów dochodów. Pytania dotyczące dochodów odnoszą się zarówno do respondenta, jak i jego gospodarstwa domowego. Analizuje się zatem dwa rodzaje deklarowanych dochodów. Następnie krzyżuje się wahających się wyborców ze stworzoną zmienną podziału ze względu na wielkość dochodów. W ten sposób szacuje się rozkład modelowej zmiennej dla poszczególnych grup dochodowych w Polsce w latach 2001–2011. W każdym przypadku przeprowadza się test niezależności Chi-kwadrat Pearsona. W przeprowadzanych testach hipoteza zerowa zakłada zgodność rozkładu wahających się wyborców pomiędzy poszczególnymi grupami dochodowymi, czyli że dochód nie różnicuje wahających się wyborców. Hipotez alternatywna zakłada, że dochód różnicuje wahających się wyborców.

3.1. Wybory 2001

W badaniu z 2001 roku wzięło udział 1794 respondentów, wśród których wyróżniono 382 wahających się wyborców. Twardy elektorat tworzyło 283 wyborców (badana populacja 665 wyborców). Do analizy dochodów wykorzystano: dochody netto respondenta w ostatnim miesiącu po doliczeniu do zarobków z pracy głównej dochodów ze wszystkich dodatkowych źródeł i łączne miesięczne do-

¹¹ Ze względu na deklarowany przez respondentów dochód oraz ich liczbę podział na idealnie równe grupy przez program IBM SPSS Statistics nie był możliwy. W niektórych przypadkach obserwowane w Tabelach 1–8 liczebności poszczególnych grup dochodowych będą się od siebie różnić.

chody netto gospodarstwa domowego respondenta. W celu zbadania, czy podział pod względem dochodów w sposób statystycznie istotny różnicuje wahających się wyborców, przeprowadzono test chi-kwadrat. Wyniki zaprezentowano w Tabelach 1 i 2.

Tabela 1. Podział wyborców w 2001 roku według dochodu netto respondenta w ostatnim miesiącu po doliczeniu do zarobków z pracy głównej dochodów ze wszystkich dodatkowych źródeł¹² w zł

Grupy dochodowe/ Wyborcy	Pierwsza (dochód 0–730 zł)	Druga (dochód 741–1273 zł)	Trzecia (dochód 1280– 40 000 zł)	Ogółem
Twardy elektorat	70 (30,3%)	75 (32,5%)	86 (37,2%)	231 (100%)
Wahający się	108 (35,8%)	103 (34,1%)	91 (30,1%)	302 (100%)
Ogółem	178 (33,4%)	178 (33,4%)	177 (33,2%)	533 ¹ (100%)

Wartości statystyk testowych: Chi-kwadrat Pearsona: 3,258; istotność asymptotyczna 0,196

Charakterystyki opisowe dochodu: średnia 1297,30 zł; mediana 1000 zł

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w 2001 r.

Z przeprowadzonego testu chi-kwadrat wynika, że podział dochodów nie różnicuje wahających się wyborców¹³, nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Nie można stwierdzić, że liczba wahających się wyborców w którejś z wyróżnionych grup dochodowych jest istotnie statystycznie większa. Wielkości średniej i mediany dochodów wskazują na prawostronnie skośny ich rozkład. Jest to zgodne z rozkładem dochodów obserwowanym w rzeczywistości w dużej grupie państw, a zatem często przyjmowanym w teoretycznych analizach (Stiglitz 2004, s. 200).

Tabela 2. Podział wyborców w 2001 roku według łącznego miesięcznego dochodu netto gospodarstwa domowego respondenta w zł

Grupy dochodowe/ Wyborcy	Pierwsza (dochód 0–1300 zł)	Druga (dochód 1350–2200 zł)	Trzecia (dochód 2300– 60 000 zł)	Ogółem
Twardy elektorat	89 (35,2%)	81 (32,0%)	83 (32,8%)	253 (100%)
Wahający się	105 (33,1%)	109 (34,4%)	103 (32,5%)	317 (100%)
Ogółem	194 (34,0%)	190 (33,3%)	186 (32,6%)	570 (100%)

Wartości statystyk testowych: Chi-kwadrat Pearsona: 0,416; istotność asymptotyczna 0,812

Charakterystyki opisowe dochodu: średnia 2095,53 zł; mediana 1700 zł

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w 2001 r.

¹² Zachowano oryginalną nazwę dochodów z kwestionariusza ankiety.

¹³ Dla poziomu istotności 0,05.

W przypadku dochodów gospodarstwa domowego respondenta również odnotowuje się brak statystycznie istotnego różnicowania wyborców ze względu na uzyskiwane dochody. Brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Stwierdza się zatem, że w 2001 roku wielkość uzyskiwanych dochodów nie różnicowała wahających się wyborców.

3.2. Wybory 2005

W badaniu z 2005 roku wzięło udział 2402 respondentów, wśród których wyróżniono 400 wahających się wyborców. Twardy elektorat tworzyło 217 wyborców (badana populacja 617 wyborców). Podobnie jak w przypadku wyborów w 2001 roku do badania wykorzystano dwa rodzaje dochodów. Wyniki przedstawiono w Tabelach 3 i 4.

Tabela 3. Podział wyborców w 2005 roku według dochodu netto respondenta w ostatnim miesiącu po doliczeniu do zarobków z pracy głównej dochodów ze wszystkich dodatkowych źródeł w zł

Grupy dochodowe/ Wyborcy	Pierwsza (dochód 0–829 zł)	Druga (dochód 830–1300 zł)	Trzecia (dochód 1330– 10 000 zł)	Ogółem
Twardy elektorat	57 (35,4%)	53 (32,9%)	51 (31,7%)	161 (100%)
Wahający się	99 (32,4%)	104 (34,0%)	103 (33,7%)	306 (100%)
Ogółem	156 (33,4%)	157 (33,6%)	154 (33,0%)	467 (100%)

Wartości statystyk testowych: Chi-kwadrat Pearsona: 0,456; istotność asymptotyczna 0,796

Charakterystyki opisowe dochodu: średnia 1293,83 zł; mediana 1000 zł

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w 2005 r.

Wartość statystyki chi-kwadrat wskazuje na brak statystycznie istotnego różnicowania wyborców ze względu na uzyskiwane dochody netto respondenta w ostatnim miesiącu po doliczeniu do zarobków z pracy głównej dochodów ze wszystkich dodatkowych źródeł w 2005 roku. Brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Rozkład dochodów jest prawostronnie skośny.

Tabela 4. Podział wyborców w 2005 roku według łącznego miesięcznego dochodu netto gospodarstwa domowego respondenta w zł

Grupy dochodowe/ Wyborcy	Pierwsza (dochód 0–1300 zł)	Druga (dochód 1350–2000 zł)	Trzecia (dochód 2100–8000 zł)	Ogółem
Twardy elektorat	64 (40,3%)	46 (28,9%)	49 (30,8%)	159 (100%)
Wahający się	95 (30,8%)	117 (38,0%)	96 (31,2%)	308 (100%)
Ogółem	159 (34,0%)	163 (34,9%)	145 (31,0%)	467 (100%)
Wartości statystyk testowych: Chi-kwadrat Pearsona: 5,194; istotność asymptotyczna 0,074				
Charakterystyki opisowe dochodu: średnia 1950,61 zł; mediana 1650 zł				

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w 2005 r.

W przypadku dochodów netto gospodarstwa domowego respondenta, również odnotowuje się brak statystycznie istotnego różnicowania wyborców ze względu na tę wielkość. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Rozkład dochodów jest prawostronnie skośny. Stwierdza się zatem, że w 2005 roku wielkość uzyskiwanych dochodów nie różnicowała wahających się wyborców.

3.3. Wybory 2007

W badaniu z 2007 roku wzięło udział 1817 respondentów, wśród których wyróżniono 283 wahających się wyborców. Twardy elektorat tworzyło 526 wyborców (badana populacja 809 wyborców). Warto zwrócić uwagę, że w 2007 roku liczba wyborców tworzących twardy elektorat przekroczyła liczbę wahających się wyborców. Zarówno w 2001 jak i 2005 roku było odwrotnie. Może to świadczyć o stabilizacji sceny politycznej w Polsce. Do analizy ponownie wykorzystano dwa rodzaje dochodów. Wyniki przedstawiono w Tabelach 5 i 6.

Tabela 5. Podział wyborców w 2007 roku według dochodu netto respondenta w ostatnim miesiącu po doliczeniu do zarobków z pracy głównej dochodów ze wszystkich dodatkowych źródeł w zł

Grupy dochodowe/ Wyborcy	Pierwsza (dochód 0–890 zł)	Druga (dochód 900–1492 zł)	Trzecia (dochód 1500– 11 500 zł)	Ogółem
Twardy elektorat	95 (28,6%)	109 (32,8%)	128 (38,6%)	332 (100%)
Wahający się	64 (33,2%)	74 (38,3%)	55 (28,5%)	193 (100%)
Ogółem	159 (33,3%)	183 (34,9%)	183 (34,9%)	525 (100%)
Wartości statystyk testowych: Chi-kwadrat Pearsona: 5,437; istotność asymptotyczna 0,066				
Charakterystyki opisowe dochodu: średnia 1368,89 zł; mediana 1170 zł				

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w 2007 r.

Wartość statystyki chi-kwadrat wskazuje na brak statystycznie istotnego różnicowania wyborców ze względu na uzyskiwane dochody netto respondenta w ostatnim miesiącu po doliczeniu do zarobków z pracy głównej dochodów ze wszystkich dodatkowych źródeł w 2007 roku. Brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Rozkład dochodów jest prawostronnie skośny.

Tabela 6. Podział wyborców w 2007 roku według łącznego miesięcznego dochodu netto gospodarstwa domowego respondenta w zł

Grupy dochodowe/ Wyborcy	Pierwsza (dochód 0–1500 zł)	Druga (dochód 1530–2500 zł)	Trzecia (dochód 2600– 20 000 zł)	Ogółem
Twardy elektorat	107 (34,3%)	89 (28,5%)	116 (37,2%)	312 (100%)
Wahający się	78 (41,7%)	69 (36,9%)	40 (21,4%)	187 (100%)
Ogółem	185 (37,1%)	158 (31,7%)	156 (31,3%)	499 (100%)

Wartości statystyk testowych: Chi-kwadrat Pearsona: 13,647; istotność asymptotyczna 0,001

Charakterystyki opisowe dochodu: średnia 2297,98 zł; mediana 2000 zł

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w 2007 r.

W przypadku łącznego miesięcznego dochodu netto respondenta w 2007 roku stwierdza się, że podział dochodów istotnie statystycznie różnicuje wahających się wyborców, odrzuca się zatem hipotezę zerową na korzyść alternatywnej. Wynik ten może być jednak konsekwencją relatywnie dużej liczebności pierwszej grupy dochodowej (prawie 6 p.p. różnicy). Jest to rezultat deklarowanego dochodu, którego graniczną wartość podało wielu respondentów. W efekcie najliczniejszą grupę wahających się wyborców odnotowano wśród osób z pierwszej grupy dochodowej. Przy względnej równości liczebności drugiej i trzeciej grupy dochodowej stwierdza się natomiast, że więcej wahających wyborców obserwuje się w drugiej grupie. Jest to wynik sprzeczny z przyjmowanym na Rycinie 1 rozkładem. Wynik ten wskazuje na większe znacznie „klasy średniej”. Do podobnych wniosków doszli również, D. Dolowitz i S. Greenwold (Dolowitz, Greenwold 1999, s. 720–721). Stwierdzają oni, że prowadzone w Stanach Zjednoczonych za czasów wyboru Billa Clintona kampanie wyborcze identyfikowały kluczowych wahających się wyborców jako reprezentantów klasy średniej. W takim przypadku w działaniach politycznych znaczenia nabiera teoria medianowego wyborcy. Podobnie jak w innych przypadkach rozkład dochodów jest prawostronnie skośny.

3.4. Wybory 2011

W badaniu z 2011 roku wzięło udział 1919 respondentów, wśród których wyróżniono 182 wahających się wyborców. Twardy elektorat tworzyło 603 wyborców (ba-

dana populacja 785 wyborców). Podobnie jak w 2007 roku liczba wyborców tworzących twardy elektorat przewyższyła liczbę wahających się wyborców. Analizie poddano ponownie dwa rodzaje dochodów. Wyniki przedstawiono w Tabelach 7 i 8.

Tabela 7. Podział wyborców w 2011 roku według dochodu netto respondenta w ostatnim miesiącu po doliczeniu do zarobków z pracy głównej dochodów ze wszystkich dodatkowych źródeł w zł

Grupy dochodowe/ Wyborcy	Pierwsza (dochód 0–1190 zł)	Druga (dochód 1200–1930 zł)	Trzecia (dochód 2000–25 000 zł)	Ogółem
Twardy elektorat	123 (32,6%)	128 (34,0%)	126 (33,4%)	377 (100,0%)
Wahający się	35 (31,0%)	31 (27,4%)	47 (41,6%)	113 (100,0%)
Ogółem	158 (32,2%)	159 (32,4%)	173 (35,3%)	490 (100,0%)

Wartości statystyk testowych: Chi-kwadrat Pearsona: 2,856; istotność asymptotyczna 0,240

Charakterystyki opisowe dochodu: średnia 1988,59 zł; mediana 1500 zł

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w 2011 r.

Wartość statystyki chi-kwadrat wskazuje na brak statystycznie istotnego różnicowania wyborców ze względu na uzyskiwane dochody netto respondenta w ostatnim miesiącu po doliczeniu do zarobków z pracy głównej dochodów ze wszystkich dodatkowych źródeł w 2011 roku. Brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Rozkład dochodów jest prawostronnie skośny.

Tabela 8. Podział wyborców w 2011 roku według łącznego miesięcznego dochodu netto gospodarstwa domowego respondenta w zł

Grupy dochodowe/ Wyborcy	Pierwsza (dochód 0–1480 zł)	Druga (dochód 1500–2825 zł)	Trzecia (dochód 2900– 30 000 zł)	Ogółem
Twardy elektorat	115 (33,0%)	120 (34,4%)	114 (32,7%)	349 (100%)
Wahający się	28 (26,9%)	35 (33,7%)	41 (39,4%)	104 (100%)
Ogółem	143 (31,6%)	155 (34,2%)	155 (34,2%)	453 (100%)

Wartości statystyk testowych: Chi-kwadrat Pearsona: 2,004; istotność asymptotyczna 0,367

Charakterystyki opisowe dochodu: średnia 2680,22 zł; mediana 2000 zł

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w 2011 r.

W 2011 roku odnotowano również brak statystycznie istotnego różnicowania wyborców ze względu na wielkość łącznego miesięcznego dochodu netto gospodarstwa domowego respondenta. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Rozkład dochodów był prawostronnie skośny. Stwierdza się zatem, że w 2011 roku, podobnie jak w 2001 i 2005, wielkość uzyskiwanych dochodów nie różnicowała wahających się wyborców.

4. Decyzje wahających się wyborców w latach 2001–2011

Chcąc choć w niewielkim stopniu zbadać znaczenie wahających się wyborców w poszczególnych wyborach parlamentarnych w latach 2001–2011 w Polsce, w Tabeli 9 zebrano informacje na temat oddanych przez nich głosów. We wszystkich badanych okresach wystąpiły statystycznie istotne różnice pomiędzy wyszczególnionymi partiami¹⁴ w odniesieniu do wahających się wyborców.

Tabela 9. Głosy ogółem oraz wahających się wyborców oddane na PiS, PO, PSL i SLD w wyborach parlamentarnych w latach 2001–2011

Lata	2001		2005		2007		2011	
Partie/ wyborcy	Ogółem	W tym: wahający się	Ogółem	W tym: wahający się	Ogółem	W tym: wahający się	Ogółem	W tym: wahający się
PiS	63	63 (100%)	199	160 (80,4%)	264	40 (15,2%)	212	14 (6,6%)
PO	96	96 (100%)	145	104 (71,7%)	392	159 (40,6%)	372	34 (9,1%)
PSL	44	18 (40,9%)	46	23 (50,0%)	69	47 (68,1%)	64	34 (53,1%)
SLD	298*	78 (26,2%)	79	7 (8,9%)	64**	21 (32,8%)	50	17 (34,0%)

Wartości statystyk testowych

Chi- kwadrat Pearsona	335,658	171,086	103,218	381,419
Istotność asym- totyczna	0,000	0,000	0,000	0,000

*SLD-UP

**LiD

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Polskiego Generalnego Studium Wyborczego z wyborów w latach 2001-2011.

W 2001 roku wybory wygrała koalicja SLD-UP. Liczba wahających się wyborców stanowiła przeszło 25% jej elektoratu. Pozostałe partie odnotowały również bardzo wysoki odsetek wahających się wyborców. Wynika to jednak z faktu pojawienia się na scenie politycznej – PO i PiS. W przypadku PSL odsetek wahającego się elektoratu jest wysoki w każdym wyborach. Partii tej nie

¹⁴ Wybrane do analizy cztery partie były obecne w każdej kadencji sejmu w badanym okresie. Przyjęto to za czynniki decydujący o ich wyborze.

można jednak zliczyć do dużych ugrupowań politycznych, co może mieć wpływ na takie wyniki.

Od wyborów parlamentarnych w 2005 roku obserwuje się dominację dwóch największych ugrupowań – PiS i PO. Z przedstawionych danych wynika, że wybory parlamentarne od 2005 roku wygrywało to ze wspomnianych dużych ugrupowań, które przekonało do siebie relatywnie największą liczbę wahających się wyborców. W 2005 roku był to PiS, a w 2007 i 2011 PO. Nie bez znaczenia pozostawały również głosy tzw. twardego elektoratu, które w znacznym stopniu ugruntowywały wygraną. Nie rozstrzygając istotności typów wyborców, można stwierdzić, że w wyborach zwyciężało ugrupowanie, które zdobyło najwięcej głosów zarówno twardego elektoratu, jak i wahających się wyborców. W kontekście obserwowanej od 2007 roku polaryzacji sceny politycznej, znacznie wahających się wyborców może okazać się kluczowe dla efektywnej i zwycięskiej działalności politycznej.

5. Podsumowanie

Celem prowadzonej analizy była empiryczna weryfikacja różnic w liczebności wahających się wyborców w poszczególnych grupach dochodowych. W analizowanym probabilistycznym modelu głosowania przyjęto rozkład ideologii, w którym najwięcej wahających się wyborców znajdowało się wśród tych o najwyższych dochodach. Przy takim założeniu proponowane przez polityków programy wyborcze dostosowywane są przede wszystkim do tej grupy wyborców. W modelowym świecie oznacza to mniejsze wydatki na dobro publiczne, gdyż jest ono finansowane przez proporcjonalne podatki. Ujmując w sposób ogólny rezultat modelowej analizy, można stwierdzić, że programy wyborcze dostosowywane są do najliczniejszej grupy wahających się wyborców.

Interesującą wydała się weryfikacja zasadności modelowego założenia dotyczącego rozkładu ideologii w poszczególnych grupach dochodowych wśród polskich wyborców. W badaniu wykorzystano dane z wyborów parlamentarnych za lata 2001–2011, zgromadzone w ramach projektu Polskiego Generalnego Studium Wyborczego. Na podstawie założeń teoretycznego modelu sformułowano hipotezę, że liczba wahających się wyborców będzie zróżnicowana w zależności od wysokości uzyskiwanego dochodu, a największa ich liczba znajduje się wśród osób o najwyższych dochodach.

Na podstawie przeprowadzonej analizy stwierdza się, że w siedmiu na osiem przypadków podział na grupy dochodowe nie różnicuje wahających się wyborców. Nie stwierdza się zatem zależności pomiędzy wielkością uzyskiwanego dochodu a wahaniami się w podejmowaniu decyzji wyborczej w kwestii poparcia danego komitetu wyborczego. Niemożliwa jest identyfikacja kluczowej grupy

wahających się wyborców ze względu na uzyskiwany dochód, na którą można oddziaływać poprzez proponowany program wyborczy (polityczny). Odnotowane w jednym przypadku istotne statystycznie różnice pomiędzy liczebnością wahających się wyborców w grupach dochodowych wskazały na największe znaczenie wyborców z pierwszej i drugiej grupy dochodowej. Rezultat ten również przeczy przyjmowanemu w modelu teoretycznym założeniu. Rozkład ideologii proponowany przez T. Perssona i G. Tabelliniego nie znalazł potwierdzenia w danych empirycznych.

Znaczenie wahających się wyborców dla wyników wyborów zostało potwierdzone w różnych badaniach. Analizując wyniki wyborów w Polsce, stwierdza się, że wybory wygrywało duże ugrupowanie, które zdobyło relatywnie najwięcej głosów wahających się wyborców. Wydaje się, że rola wahającego się elektoratu będzie nabierać znaczenia. Obserwowana od pewnego czasu polaryzacja polskiej sceny politycznej powoduje, że niejednokrotnie o efektywnej i zwycięskiej działalności politycznej mogą zdecydować głosy wahających się wyborców. Segmentacja wahających się wyborców według osiąganych przez nich dochodów może nie przynieść pożądanych efektów. Odwoływanie się w programach wyborczych do instrumentów gospodarczych nakierowanych na konkretną grupę wahających się wyborców wydaje się w Polsce niewłaściwym rozwiązaniem.

Bibliografia

- Alesina A. (1988), *Credibility and political convergence in a two-party system with rational voters*, „American Economic Review” vol. 78, nr 4, s. 796–805.
- Ansolabehere S., Snyder J.M. (2003), *Party control of state government and the distribution of public expenditures*, Departments of Political Science and Economics, MIT. Dostępne na: http://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/18100/parties_%26_distrib.pdf?sequence=1
- Bickers K.N., Stein R.M. (2000), *The Congressional Pork Barrel in a Republican Era*, „Journal of Politics” vol 62, nr 4, s. 1070–1086.
- Burden B. (1997), *Deterministic and Probabilistic Voting Models*, „American Journal of Political Science” vol. 41, nr 4, s. 1150–1169.
- Calvo E., Murillo M.V. (2004), *Who delivers? Partisan clients in the Argentine electoral market*, „American Journal of Political Science” vol. 48, nr 4, s. 742–757.
- Campbell J.E. (2008), *Do Swing Voters Swing Elections?*, [w:] Mayer W.G. (red.), *The Swing Voter in American Politics*, Washington, D.C: Brookings Institution Press.
- Case A. (2001), *Election goals and income redistribution: Recent evidence from Albania*, „European Economic Review” vol. 45, nr 3, s. 405–423.

- Coughlin P.J. (1992), *Probabilistic Voting Theory*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Cox G. (2006), *Swing voters, core voters and distributive politics*, University of California, San Diego. Dostępne na: <http://www.yale-university.org/leitner/resources/docs/cox.pdf>
- Cześnik M. (2009), *Partycypacja wyborcza Polaków*, Warszawa: Instytut Spraw Publicznych.
- Cześnik M. (2011), *Uczestnictwo wyborcze a struktura społeczna w świetle badań PGSW. Czym różnią się głosujący od niegłosujących?*, „Studia Polityczne” nr 28, s. 7–28.
- Cześnik M., Markowski R., Sześciło D. (2013), *Obywatele i wybory. Masz głos, masz wybór – Raport Fundacji Batorego*, Warszawa. Dostępne na: <http://www.maszglos.pl/wp-content/uploads/2013/06/Raport-Obywatele-i-wybory-Dawid-Szescilo-Mikolaj-Czesnik-Radoslaw-Markowski-Warszawa-czerwiec-2013.pdf>.
- Dahlberg M., Johansson E. (2002), *On the Vote-Purchasing Behavior of Incumbent Governments*, „The American Political Science Review” vol. 96, nr 1, s. 27–40.
- Dixit A., Londregan J. (1996), *The Determinants of Success of Special Interests in Redistributive Politics*, „The Journal of Politics” vol. 58, nr 4, s. 1132–1155.
- Dolowitz D., Greenwold S. (1999), *Policy transfer: Something old, something new, something borrowed, but why red, white and blue?*, „Parliamentary Affairs” vol. 52, nr 4, s. 796–805.
- Enelow J.M., Hinich M.J. (1989), *A general probabilistic spatial theory of elections*, „Public Choice” vol. 61, nr 2, s. 101–113.
- Feddersen T.J., Pesendorfer W. (1996), *The Swing Voter’s Curse*, „The American Economic Review” vol. 86, nr 3, s. 408–424.
- Frey B.S. (1971), *Why do high income people participate more in politics?*, „Public Choice” vol. 11, s. 101–105.
- Gill J., Gaiours J. (2002), *Why Does Voting Get So Complicated? A Review of Theories for Analyzing Democratic Participation*, „Statistical Science” vol.17, nr 4, s. 383–404.
- Johansson E. (2003), *Intergovernmental grants as a tactical instrument: empirical evidence from Swedish municipalities*, „Journal of Public Economics” vol. 87, nr 5–6, s. 883–915.
- Kozaczuk A., Żerkowska-Balas M. (2013), *Obywatele i wybory. Masz głos, masz wybór – Raport Fundacji Batorego*, Warszawa. Dostępne na: http://www.batory.org.pl/upload/publikacje/Obywatele%20i%20wybory_2013.pdf.
- Lindbeck A., Weibull J.W. (1987), *Balanced budget redistribution and the outcome of political competition*, „Public Choice” vol. 52, nr 3, s. 293–297.
- Lindbeck A., Weibull J.W. (1995), *A model of political equilibrium in a representative democracy*, „Journal of Public Economics” vol. 51, nr 2, s. 195–209.

- Mayer W.G. (2008), *What Exactly Is a Swing Voter? Definition and Measurement*, [w:] W. Mayer G. (red.) *The Swing Voter in American Politics*, Washington, D.C: Brookings Institution Press.
- Mayer W.G. (2012), *The Disappearing – but Still Important – Swing Voter*, „The Forum” vol. 10, nr 3., DOI: 10.1515/1540-8884.1520.
- Meltzer A., Richard S. (1981), *A rational theory of the size of government*, „Journal of Political Economy” vol. 89, nr 5, s. 914–927.
- Meltzer A., Richard S. (1983), *Tests of a rational theory of the size of government*, „Public Choice” vol. 41, nr 3, s. 403–418.
- Menchaca M. (2012), *Swing Voter Theory in American Presidential Elections*. Submitted for the APSA conference. Dostępne na: <http://menchaca.bol.ucla.edu/Research/PresidentialElectionsSwingVoterTheory.pdf>.
- Mueller D.C. (2003), *Public Choice III*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Nordhaus W.D. (1975), *The Political Business Cycle*, „The Review of Economic Studies” vol. 42, nr 2, s. 169–190.
- Persson T., Tabellini G. (2000), *Political Economics. Explaining Economic Policy*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Robinson J.A., Torvik R. (2009), *The Real Swing Voter’s Course*, NBER Working Paper No. 14799. Dostępne na: <http://www.nber.org/papers/w14799.pdf>.
- Roemer J. (2001), *Political Competition, Theory and Applications*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Stiglitz J.E. (2004), *Ekonomia sektora publicznego*, Warszawa: PWN.
- Wittman D. (1973), *Parties as Utility Maximizers*, „American Political Science Review” vol. 67, vol. 2, s. 490–498.
- Wittman D. (1977), *Candidates with policy preferences: a dynamic model*, „Journal of Economic Theory” vol. 14, nr 1, s. 180–189.
- Wittman D. (1983), *Candidate motivation: a synthesis of alternatives*, „American Political Science Review” vol. 77, nr 1, s. 142–157.

Swing voters distribution into the income groups in Poland in the years 2001–2011: Probabilistic voting model perspective

Abstract

Probabilistic voting models developed in political economics are often used as a tool for the analysis of electoral processes. The analyzed model assumes that voters have their own ideology and political preferences. They are divided in terms of income into three groups. Politicians fighting in the election are focused primarily on the swing voters. For this reason, proposed election programs are adapted to the most numerous group of swing voters. This is necessary for electoral victory. It is assumed that the largest group of swing voters is among the richest.

The purpose of the article is the empirical verification of assumption concerning the number of swing voters in distinguished income groups. To complete the goal data collected under the project Polish General Election Study (PGSW) from parliamentary elections in Poland for the years 2001–2011 is used. By the use of statistical methods the swing voters distribution into the income groups is verified. The analysis shows that in seven out of eight cases the differences in the number of swing voters in the distinguished income groups are not statistically significant. It is therefore concluded that there is no relationship between the income level and hesitation in making final electoral decision.

Keywords: probabilistic voting model, swing voters, income groups, parliamentary elections in Poland

JEL Codes: D72

DOI: <http://dx.doi.org/10.17451/eko/40/2015/79>

