

POLINKIS BALSUOTI UŽ PARTIJĄ KAIP NAUJAS ELGESIO PER RINKIMUS ANALIZĖS BŪDAS: GALIMYBĖS IR METODOLOGINĖS PROBLEMOS

AINĖ RAMONAITĖ

Šiame straipsnyje¹ analizuojamos iki šiol Lietuvoje nenaudoto preferencijų per rinkimus matavimo įrankio – polinkio balsuoti už partiją (PBP) – atveriamos galimybės ir jį naudojant kylančios metodologinės problemos. Straipsnyje pristatoma rinkėjų pasirinkimo 2016 m. Seimo rinkimuose veiksmų analizė, tiriant rinkėjų polinkį balsuoti už septynias didžiausias Lietuvos partijas, išbandomos ir įvertinamos metodologinės galimybės analizuoti „bendrinės“ partijos paramos veiksmus.

Įvadas

Tiriant elgesį per rinkimus, buvo įprasta priklausomu kintamuoju laikyti partijos pasirinkimą konkrečių rinkimų metu. Paprastai res-

¹ Straipsnis parengtas įgyvendinant projektą „Lietuvos nacionalinė rinkiminė studija 2016“, finansuojamą Lietuvos mokslo tarybos (sutartis Nr. LIP-023/2016). Už pastabas ir komentarus autorė dėkoja Vaidui Morkevičiui ir kitiems projekto kolegoms.

Ainė Ramonaitė – Vilniaus universiteto Tarptautinių santykių ir politikos mokslų instituto profesorė (el. paštas: aine.ramonaite@tspmi.vu.lt).

© Ainė Ramonaitė, 2017

Straipsnis įteiktas redakcijai 2017 m. gegužės 14 d.

Straipsnis pasirašytas spaudai 2017 m. birželio 8 d.

pondento po rinkimų atliekamoje apklausoje klausama, už kokią partiją jis balsavo praėjusiuose rinkimuose, ir iš atsakymo į šį klausimą sprendžiama apie jo partines preferencijas. Jau geras dešimtmetis kaip Europos elgesio per rinkimus tyrimuose plinta nauja tendencija šį įprastinį, iš pirmo žvilgsnio atrodantį nepakeičiamą, partinių preferencijų matą keisti kitu – polinkio balsuoti už partiją (angl. „propensity to vote“, dažnai įvardijamu tiesiog trumpiniu PTV) rodikliu. Polinkio balsuoti už partiją (toliau vartosime lietuvišką santrumpą PBP) mato idėja paprasta – respondentu apklausoje klausama apie pagrindines (arba apie visas) šalies partijas, kiek tikėtina, kad jis kada nors balsuos už tą partiją, ir prašoma atsakyti pagal skalę nuo 0 iki 10 balų, kur 0 reiškia „visiškai netikėtina“, o 10 reiškia „labai tikėtina“. Tokiu būdu gaunama informacija ne apie vieną žmogaus pasirinkimą konkrečiuose rinkimuose, bet apie jo paramą (balsavimo tikimybę) visoms tyrėjams aktualioms šalies partijoms. Tas tikimybės sujungus į kupetinę (angl. *stacked*) duomenų matricą, kaip teigiama, galima analizuoti bendrą rinkėjų pasirinkimo logiką arba balsavimą už „bendrą partiją“ (angl. *generic party*), t. y. ne konkrečią, o bet kurią šalies partiją².

Šios inovacijos autoriai, vieni iš elgesio per rinkimus tyrimų Europoje lyderių – Ceesas van der Eijkas ir Markas N. Franklinas – tikina, kad jų pasiūlytas matavimas yra geriau pagrįstas teoriškai, t. y. geriau atspindi realią žmonių pasirinkimo per rinkimus logiką³. Be to, jis suteikia gausybę metodologinių pranašumų analizuojant elgesį per rinkimus, ypač lyginant skirtingas šalis⁴. Galbūt dėl šių

² Van der Eijk C. et al., „Rethinking the Dependent Variable in Voting Behavior: On the Measurement and Analysis of Electoral Utilities“, *Electoral Studies* 25 (3), 2006, p. 424–447; Franklin M. N., Renko M., „Studying Party Choice“, Bruter M., Lodge M. (eds.), *Political Science Research Methods in Action*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2013, p. 93–118.

³ Eijk et al., 2006.

⁴ Van der Brug W., van der Eijk C., Franklin M., *The Economy and the Vote: Economic Conditions and Elections in Fifteen Countries*, Cambridge: Cambridge University Press, 2007.

pranašumų, galbūt ir dėl C. van der Eijko ir M. Franklino autoriteto elgesio per rinkimus tyrimų bendruomenėje šis metodas analizuojant europiečių elgesį per rinkimus pastaraisiais metais yra vis dažniau taikomas⁵.

Lietuvoje ši metodika analizuojant partines preferencijas iki šiol nebuvo taikyta. Tiesa, buvo naudojamas vadinamasis partijų mėgimo / nemėgimo matas (kai respondentų klausama, kiek jiems patinka viena ar kita partija), kuris laikomas galimu pakaitalu PBP matuoti, tačiau ne tiek elgesiui per rinkimus analizuoti, kiek partinės sistemos struktūrai rekonstruoti⁶. Be to, naudojant partijų lyderių mėgimo / nemėgimo matą, regresinės analizės būdu buvo analizuoti simpatijų politiniams lyderiams veiksniai, tačiau ne taikant kupetinę matricą, o atskirai analizuojant kiekvieno lyderio patikimą⁷.

Lietuvos nacionalinėje rinkimų studijoje 2016 į po rinkimų atliktos apklausos klausimyną buvo įtrauktas klausimas apie polinkį balsuoti už septynias pagrindines Lietuvos partijas (Lietuvos valstiečių ir žaliųjų sąjungą, Tėvynės sąjungą-Lietuvos krikščionis demokratų, Lietuvos socialdemokratų partiją, Lietuvos Respublikos liberalų sąjūdį, Lietuvos lenkų rinkimų akciją-Krikščioniškų šeimų sąjungą, partiją „Tvarka ir teisingumas“ bei Darbo partiją), taigi atsirado galimybė PBP metodiką pritaikyti Lietuvoje.

Šio straipsnio tikslas – ištirti polinkio balsuoti už partiją (PBP) mato teikiamas galimybes ir metodologines problemas, pritaikant

⁵ Žr., pavyzdžiui, De Angelis A., Garzia D., „Individual Level Dynamics of PTV Change Across the Electoral Cycle“, *Electoral Studies* 32 (4), 2013, p. 900–904; Pardos-Prado S., Dinas E., „Systemic Polarisation and Spatial Voting“, *European Journal of Political Research* 49 (6), 2010, p. 759–786; Lachat R., „Electoral Competitiveness and Issue Voting“, *Political Behavior* 33 (4), 2011, p. 645–663; ir kt.

⁶ Ramonaitė A., red., *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvaidžiai politikoje*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2014, taip pat žr. M. Jastramskio straipsnį šiame žurnalo numeryje.

⁷ Kavaliauskaitė J., „Simpatijų politiniams lyderiams galvosūkis: ar svarbios asmeninės politikų savybės?“, Ramonaitė A. (red.), *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvaidžiai politikoje*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2014, p. 179–201.

šià inovacijà 2016 m. Seimo rinkėjo portretui analizuoti. Pirmoje straipsnio dalyje pristatomas teorinis ir metodologinis PBP tinkamumo elgesiui per rinkimus analizuoti pagrindimas, antroje dalyje aptariamos PBP tendencijos 2016 m. Seimo rinkimuose. Trečioje dalyje pristatoma partines preferencijas lemiančių veiksnių 2016 m. Seimo rinkimuose analizė pagal atskiras partijas, o ketvirtoje analizuojami „bendrinės“ partijos paramos veiksniai taikant paprastà tiesinę mažiausių kvadratų regresiją ir daugialyę regresiją, aptariamos metodologinės problemos, kylančios analizuojant tokio tipo duomenis, ir galimi jų sprendimo būdai.

1. Polinkio balsuoti už partiją (PBP) pagrįstumas ir nauda

Kaip mes pasirenkame, už ką balsuoti rinkimuose? Atsispirdami nuo Anthony Downso ir bendrosios sprendimo priėmimo teorijos, PBP metodikos propaguotojai teigia, kad rinkėjo pasirinkimo, už ką balsuoti (kaip ir bet kokio pasirinkimo) procesą sudaro du etapai. Pirmajame etape individas įvertina visų alternatyvų naudingumą (angl. *utility*), antrajame – pasirenka vieną iš jų⁸. Taigi matomas sprendimas (pasirinkimas, ką pažymėti balsavimo biuletenyje) iš tiesų yra alternatyvų naudingumų įvertinimo išvestinė.

Jeigu taip, tada kyla klausimas, kodėl mes paprastai analizuojame pasirinkimo, o ne tai, kas iš tiesų svarbiausia – partijos naudingumo rinkėjo akyse – veiksnius? Kaip teigia C. van der Eijkas, sutapatindami partijos *pasirinkimą* su partinėmis *preferencijomis*, mes darome prielaidą, kad 1) kiekvienas rinkėjas preferuoja tik vieną partiją, 2) visos partijos, kurios nebuvo pasirinktos, rinkėjo nėra preferuojamos, ir, galiausiai, 3) tarp partijų, kurios nebuvo pasirinktos, rinkėjas nedaro skirtumo⁹. Tačiau ar tokios prielaidos yra teisingos?

⁸ Van der Eijk et al., 2006

⁹ Van der Eijk C., „Design Issues in Electoral Research: Taking Care of (Core) Business“, *Electoral Studies* 21 (2), 2002, p. 189–206.

Šis klausimas ypač aktualus daugiapartinėse sistemose, kur rinkėjui tenka rinktis iš daugelio kartais tarpusavyje gana panašių alternatyvų. Lietuvoje, kaip rodo ankstesni tyrimai, tam tikrų partijų naudingumo funkcijos labai koreliuoja tarpusavyje: pavyzdžiui, 2012 m. Seimo rinkimuose buvo labai didelis susiklojimas tarp simpatijų (partijos patikimo) Lietuvos socialdemokratų partijos (LSDP), Darbo partijos (DP) ir „Tvarkos ir teisingumo“ partijos (TT) atžvilgiu¹⁰. Nenuostabu, kad iš logistinės regresijos buvo sunku teisingai nuspėti, kurią iš šių partijų jas maždaug vienodai mėgstantis rinkėjas galiausiai pasirinko¹¹. Analizuodami partines preferencijas pagal vienintelį klausimą, už ką žmogus balsavo, prarandame informaciją apie tai, kaip jis iš tiesų rinkosi: ar jam šis pasirinkimas buvo vienintelis tinkamas ir neabejotinas, o gal jis rinkosi, pavyzdžiui, iš kelių lygiaverčių alternatyvų ir galutinį sprendimą priėmė „mesdamas monetą“.

PBP savo tyrimuose naudojantys mokslininkai teigia, kad verta tiesiogiai matuoti kiekvienos partijos naudingumą rinkėjui – ne mėginant išvesti jį iš pasirinkimo, pažymėto balsavimo biuletenyje rinkimų dieną, bet paklausiant paties rinkėjo, kaip jis vertina kiekvieną iš alternatyvų. Tam ir buvo sukurtas PBP matavimo įrankis, kuriuo rinkėjų prašoma įvertinti tikimybę, kad jie kada nors balsuos už šią partiją, pagal 0–10 balų skalę. Šis klausimas dar 1982 m. buvo pateiktas Olandų nacionalinėje rinkimų studijoje ir nuo to laiko vis dažniau naudojamas įvairių šalių apklausose dėl rinkimų¹².

Gali kilti klausimas, kuo PBP matas skiriasi nuo kitų, jau seniau taikytų vadinamųjų neipsatyvių¹³ partijų vertinimo matavimo būdų – JAV rinkimų studijose taikomo partijų „termometro“ arba gana popu-

¹⁰ Ramonaitė, 2014, p. 62.

¹¹ Ramonaitė A., „Ar Lietuvos rinkėjas prognozuojamas?“, Ramonaitė A. (red.), *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvaizdžiai politikoje*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2014, p. 261–279.

¹² Eijk et al., 2006.

¹³ Ipsatyvus arba „priverstinio pasirinkimo“ matas yra toks, kuris priverčia respondentą pasirinkti vieną iš dviejų ar daugiau priimtinių alternatyvų. Neipsatyvus matas leidžia pamatuoti respondento požiūrį į kiekvieną alternatyvą atskirai.

liaraus partijų mėgimo / nemėgimo mato. Van der Eijkas ir Michaelis Marchas, atlikę analizę su visais trimis matais, teigia, kad PBP geriausiai koreliuoja su galutiniu partijos pasirinkimu (nagrinėtos Airijos atveju 87 proc. respondentų balsuoti pasirinko už tą partiją, kurios PBP buvo didžiausias), o kitų dviejų matų rezultatas buvo prastesnis (atitinkamai 65 ir 83 proc.). Be to, PBP geriausiai atspindi partijos *naudingumo* konceptą, kuris akcentuoja labiau racionalų nei emociinį vertinimą¹⁴. Kita vertus, teigiama, kad partijos mėgimo / nemėgimo indikatorius prireikus gali būti PBP kintamojo pakaitalas¹⁵.

Greta to, kad PBP teoriškai atrodo pagrįstesnis būdas matuoti preferencijas per rinkimus nei partijos pasirinkimas, PBP kūrėjai nurodo daug metodologinių šio mato pranašumų. Pirma, jis vietoj rinkimų analizėje dažniausiai taikomos daugianarės logistinės regresijos leidžia naudoti galingesnę ir lengviau interpretuojamą paprastą tiesinę (mažiausių kvadratų) regresiją¹⁶. Antra, į analizę galima įtraukti ir mažas partijas, kurios dėl mažo rinkėjų skaičiaus į daugianarę logistinę regresiją paprastai nėra įtraukiamos. Be to, analizuojant galima palikti nebalsavusius (tas ypač aktualu Lietuvos atveju, kur nebal savę sudaro daugiau kaip trečdalį apklaustųjų imties), kurie irgi turi partines preferencijas¹⁷.

PBP gali daug pasakyti apie partinę konkurenciją įvairiais aspektais – matydami skirtumą tarp geriausiai vertinamos partijos (kurios didžiausias PBP balas) ir antrojo arba dar tolesnio pasirinkimo, galime įvertinti šalies partinės sistemos konkurencingumo lygį¹⁸. Be to,

¹⁴ Van der Eijk C., March M., „Comparing Non-ipsative Measure of Party Support“. Paper presented at First European Conference on Comparative Electoral Research, University of National and World Economy, Sofia, 1–3 December 2011.

¹⁵ Franklin, Renko, p. 115.

¹⁶ Žinoma, griežti metodologai dėl to ginčytųsi, visų pirma dėl ribotos matavimo skalės, antra, dėl to, kad PBP reikšmių empirinis skirstinys dažniausiai nėra suderinamas su Gauso (normaliuoju) skirstiniu.

¹⁷ Franklin, Renko, p. 106.

¹⁸ Van der Eijk C., „Studying Party Competition with the EES. A PTV-based Approach“. EES2014 Final Conference, 6–7 November, 2015.

skirtumą tarp PBP pirmojo pasirinkimo ir kitų, mažiau preferuojamų, partijų galime naudoti kaip partinės tapatybės indikatorių¹⁹. O didžiausias arba vidutinis PBP įvertis galbūt gali būti naudojamas aiškinant piliečių aktyvumą per rinkimus²⁰.

Visgi bene labiausiai PBP metodologinis įrankis vertinamas ir dažniausiai naudojamas dėl galimybės analizuoti preferencijas šalies „bendrinės partijos“ atžvilgiu, naudojant kupetinę matricą. Ypač galvodami apie kelių šalių lyginamąją analizę, dažniausiai norime sužinoti ne tai, kas lemia, kad žmonės remia vieną ar kitą konkrečią partiją, bet tai, kas apskritai lemia žmonių partines preferencijas toje šalyje. PBP šalininkų teigimu, tai galime sužinoti, stebėjimo atveju duomenų matricoje pavertę respondento ir kiekvienos respondento vertintos partijos kombinaciją, o priklausomu kintamuoju padarę bendrąjį PBP, išvestą „sukrovus“ vieną ant kito visų partijų, kurių PBP turime išmatuotą, duomenis (vizualų šios procedūros pavyzdį galima rasti įvairiose van der Eijko publikacijose²¹). Pavyzdžiui, jei turime išmatavę septynių partijų PBP, vietoj vieno respondento pateiktų septynių kintamųjų atskiroms partijoms gausime septynias „respondento * partijos“ kombinacijas ir vieną PBP kintamąjį. Tokiu būdu gaunama hierarchinė duomenų struktūra, panaši į, tarkime, kartotinėse apklausose naudojamą „ilgąjį formatą“, kai atvejį sudaro stebinys (angl. *observation*) – respondentas tam tikru laiko momentu.

Idėją tokiu būdu analizuoti preferencijas per rinkimus C. Van Eijkas ir jo kolegos perkėlė iš sąlyginės logistinės (angl. *conditional logit*) regresijos modelio. Šis logistinės regresijos variantas buvo sukurta vartotojų pasirinkimams analizuoti (pvz., važiuoti į darbą ma-

¹⁹ Žr. Paparo A., De Sio L., „PTV Gap as a New Measure of Partisanship: A Panel-data, Multi-measure Validation Showing Surprising Partisanship Stability“, *Contemporary Italian Politics* 9 (1), 2017, p. 60–83.

²⁰ Franklin M., De Sio L., „Disentangling Components of PTV Measures, with an Application to the EES 2009“. Paper prepared for the ECCER conference, Sophia, December 2011.

²¹ Žr., pavyzdžiui, van der Eijk et al., 2006, p. 441.

šina ar autobusu), kai nepriklausomas kintamasis yra ne asmens savybė, o pasirinkimo alternatyvos ypatybė²². Vienas iš bendrinio PBP analizės pranašumų, kurį akcentuoja jo šalininkai, yra būtent tai – galimybė į regresijos modelį įtraukti partijos lygmens kintamuosius²³.

Kaip ir sąlyginės logistinės regresijos atveju, duomenų matrica, sudaryta iš respondento * partijos kombinacijų, reikalauja, kad ir nepriklausomi kintamieji nurodytų *santykį* tarp respondento ir partijos. Paprastas tokio santykį apibrėžiančio kintamojo pavyzdys galėtų būti skirtumas tarp rinkėjo ir partijos pozicijos kairės–dešinės skalėje: tas pats žmogus potencialiai turės skirtingą tokio skirtumo įvertį kiekvienos partijos atveju. Tačiau kaip į respondento * partijos santykį paversti, pavyzdžiui, sociodemografinius bruožus, kuriuos įprasta įtraukti į regresijos modelį bent jau kaip kontrolinius kintamuosius?

Čia PBP kūrėjai pateikia įdomų, nors ir gana kontroversišką, sprendimą – jie siūlo visus nepriklausomus kintamuosius paversti santykio kintamaisiais, tą santykį nustatant indukciskai iš turimų apklauskos duomenų. Kokiu būdu? Prieš paverčiant duomenų matricą į kupetinę, atliekama regresinė kiekvieno aktualaus nepriklausomo kintamojo analizė, kur priklausomas kintamasis yra parama konkrečiai partijai (arba jos PBP įvertis, arba pasirinkimas už ją balsuoti) ir gauta prognozuojama reikšmė (angl. *predicted value* arba *Y-hat*) yra išsaugoma ir centruojama aplink partijos vidurkį. Tada šios reikšmės įtraukiamos į kupetinę matricą ir tampa atitinkamos respondento savybės (pvz., jo lyties, klasės, religingumo ir pan.) santykio su atitinkama partija matu.

Iš pirmo žvilgsnio ši idėja gali pasirodyti gana keista (nepriklausomu kintamuoju čia tampa prognozuojama priklausomo kintamojo reikšmė), tačiau, žvelgiant matematiškai, tai viso labo tiesinė kintamojo transformacija, kur lygtyje $Y_i = a + bx_i + e$, dėmuo $a + bx_i$ pakei-

²² Žr., pavyzdžiui, Hoffman S. D., Duncan G. J., „Multinomial and Conditional Logit Discrete-choice Models in Demography“, *Demography* 25 (3), 1988, p. 415–427.

²³ Franklin, Renko; Eijk, 2002.

čiamas prognozuojama Y reikšme ($Y\text{-hat}$), kuri ir yra lygi $a + bx_1^{24}$. Centruoti šiuos kintamuosius reikia dėl to, kad šios prognozuojamos Y reikšmės, galima teigti, yra sudarytos iš dviejų komponentų: komponento, kuris atspindi nagrinėjamo nepriklausomo kintamojo atskirąją įtaką partijos palaikymui, ir komponento, kuris atspindi tiesiog šios partijos populiarumo lygį visuomenėje. Centruodami kintamąjį apie vidurkį, pašaliname šį antrąjį komponentą ir paliekame tik tą, kurio variaciją paaiškina mums aktualus nepriklausomas kintamasis.

Tokio apdorojimo būdu galime gauti „artimumo“ su partija matą bet kokiam nepriklausomam kintamajam, kurį norime įtraukti į modelį. Problema su šiais transformuotais kintamaisiais yra ta, kad sudėtinga interpretuoti jų b koeficientus. Dėl to siūloma regresijos rezultatuose nurodyti standartizuotus *beta* koeficientus (kurie šiuo atveju interpretuojami įprastai) arba naudoti juos tik kaip kontrolius, pagrindinį dėmesį skiriant tiems kintamiesiems, kurių santykį su partija galima išmatuoti paprastu būdu (tokius kaip partijos ir respondentų pozicijų skirtumas kairės–dešinės skalėje).

Šio straipsnio trečioje dalyje iš pradžių bus atskirai ištirti septynių didžiųjų partijų paramos veiksniai, o tada atliekama analizė su kupetine matrica taikant paprastą tiesinę regresiją (kaip kai kuriuose tekstuose daro C. van der Eijkas ir M. Franklinas²⁵) ir daugialypę regresiją, kuri yra tinkamesnė hierarchinio tipo duomenims analizuoti.

2. PBP pasiskirstymas 2016 m. Seimo rinkimuose ir partinės sistemos ypatybės

Į apklausą, atliktą po 2016 m. Seimo rinkimų²⁶, buvo įtraukti PBP klausimai apie septynias didžiąsias partijas: Lietuvos valstiečių ir

²⁴ Brug et al., 2007, p. 43.

²⁵ Pavyzdžiui, Brug et al., 2007.

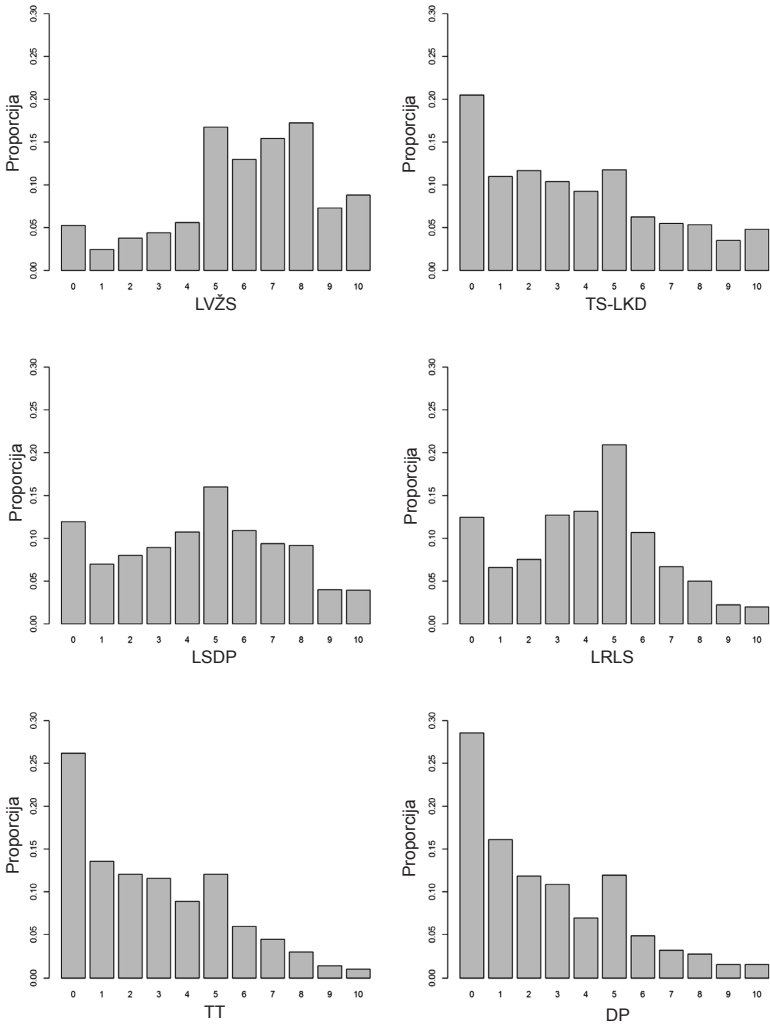
²⁶ Apklausą atliko viešosios nuomonės tyrimų bendrovė „Baltijos tyrimai“ 2016 m. lapkričio 11–gruodžio 10 d. Iš viso apklausta 1 500 18 metų ir vyresnių Lietuvos gyventojų, tyrime buvo taikoma daugiapakopė stratifikuota proporcinė atranka.

žaliųjų sąjungą (LVŽS), Tėvynės sąjungą-Lietuvos krikščionis demokratus (TS-LKD), Lietuvos socialdemokratų partiją (LSDP), Lietuvos Respublikos liberalų sąjūdį (LRLS), Lietuvos lenkų rinkimų akciją-Krikščioniškų šeimų sąjungą (LLRA), partiją „Tvarka ir teisingumas“ (TT) bei Darbo partiją (DP). Klausimas nebuvo užduotas apie nemažai balsų surinkusią, bet koalicijoms skirto barjero neįveikusią specialiai šiems rinkimams sudarytą N. Puteikio ir K. Krivicko antikorupcinę koaliciją dėl numanomai laikino jos pobūdžio (klausimas apie tikimybę „kada nors balsuoti už šią partiją“ šiuo atveju metodologiškai nėra tinkamas).

Iš 1 pav. galime matyti PBP pasiskirstymą skirtingų partijų atžvilgiu. Matome, kad laikotarpiu po rinkimų išskirtinai teigiamai buvo vertinama LVŽS – už ją niekada nesiruošiančių balsuoti buvo vos 5 proc., o didžioji dalis rinkėjų rinkosi vidutinį ir didesnę balą. Daugiausia 0 balų surinko DP ir LLRA – už šias partijas niekada nežada balsuoti atitinkamai 28 ir 36 proc. respondentų (LLRA duomenys neparodyti).

Įdomu, kad, pavyzdžiui, Olandijos rinkėjų tyrime daugumos partijų atveju PBP skirstiniai priminė bimodalinį, kur viena moda buvo skalės pradžioje (atspindinti didelį skaičių nežadančiųjų balsuoti už partiją), o kita moda – skalės viršuje (rodanti didelį partijos gerbėjų skaičių)²⁷; Lietuvos atveju skirstiniai yra labai skirtingi, tačiau ne tokie kaip Olandijos atveju. Kai kurių partijų PBP duomenų sklaida labiau primena normalųjį (LSDP, LRLS atvejais) pasiskirstymą, kur moda yra vidurinė reikšmė (taigi šios partijos neturi nei labai daug šalininkų, nei yra daugelio nekenčiamos), TS-LKD, TT, DP atveju moda yra skalės nuliniame taške (tai rodo, kad šios partijos turi daug jas nepalankiai vertinančių rinkėjų), o LVŽS atveju, galima sakyti, yra dvi modos – viena skalės viduryje, kita – ties 8 balais. Tai rodo, kad ši partija turi daug gerbėjų ir daug ją vertinančių vidutiniškai, o niekada už ją nežadančių balsuoti skaičius yra nedidelis (žr. 1 pav.).

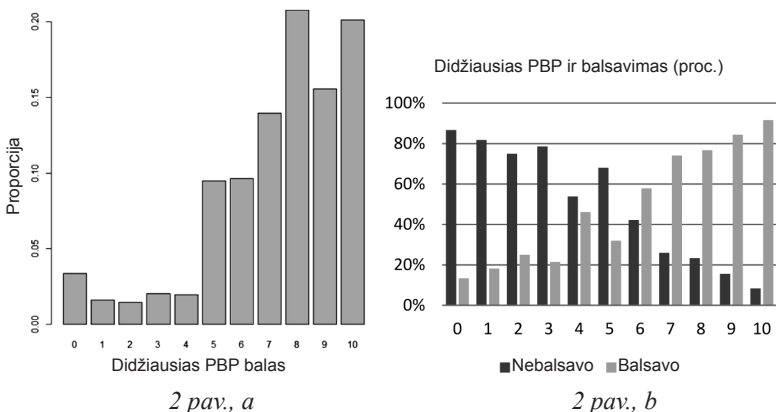
²⁷ Eijk et al., 2006, p. 434.



1 pav. Polinkio balsuoti už septynias didžiąsias Lietuvos partijas pasiskirstymai (proc.)

PBP matas gana gerai koreliuoja su partijos patikimo / nepatikimo rodikliu, kurį taip pat naudojome apklausoje, tačiau koreliacija nėra tobula: Spearmano koreliacijos koeficientas siekė nuo 0,71 LRLS ir LLRA atveju iki 0,83 TS-LKD atveju. Visų partijų atveju patikimo (matuoto pagal tokią pat 0–10 balų skalę kaip ir PBP) vidurkis viršija PBP vidurkį, o žmonių, kuriems partija visiškai nepatinka, buvo mažiau nei tų, kurie niekada už ją nebalsuotų.

Iš 2 pav. galime matyti, kad apie 20 proc. žmonių turi partiją, kuriai skyrė net 10 PBP balų. Dar maždaug tokia pati dalis geriausiai vertinamą partiją įvertino 8 balais. Iš viso tik 11 proc. žmonių didžiausias balas buvo mažesnis nei 5, tačiau 5 balų vertinimo negana, kad žmogus eitų balsuoti – kaip matyti iš 2 pav., b, reikšmingai dalyvavimas kyla tik ties 7 ir daugiau PBP balų. Tai leidžia teigti, kad dauguma nebalsuojančių rinkėjų turi partines preferencijas ir potencialiai galėtų tapti rinkimų proceso dalyviais.



2 pav. Didžiausio PBP balo pasiskirstymas (2 pav., a) ir balsavimas 2016 m. Seimo rinkimuose (proc.) pagal didžiausią PBP balą (2 pav., b)

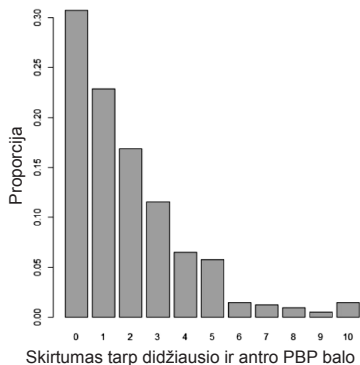
Kaip ir teigia PBP mato kūrėjai, didžiausias PBP įvertis leidžia gerai nuspėti, už kokią partiją žmogus balsavo (žr. 1 lentelę). LLRA atveju visi ją geriausiai vertinantys respondentai šią partiją ir pasirinko, labai didelis sutapimo procentas LSDP, TS-LKD ir DP atveju, šiek tiek mažesnis – LRLS ir TT atveju. Tai galbūt galima aiškinti strateginiu balsavimu – kai kurie šių partijų rėmėjai galėjo šių partijų nesirinkti bijodami, kad jos neįveiks rinkimų barjero. O santykinai mažesnę LVŽS procentą turbūt galima aiškinti „euforijos po rinkimų“ efektu – gali būti, kad po netikėtai sėkmingo LVŽS pasirodymo rinkimuose po jų vykusioje apklausoje žmonės padidino savo PBP įverčius šiai partijai.

1 lentelė. Sutapimas tarp geriausiai įvertintos partijos ir balsavimo daugiamandatėje apygardoje (proc.)

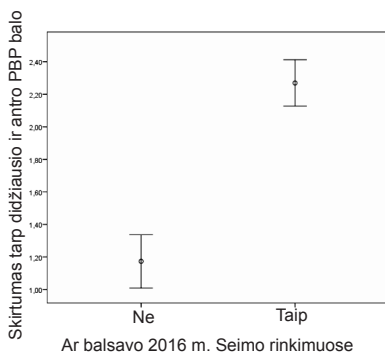
		Partija, už kurią balsavo daugiamandatėje							Iš viso
		LVŽS	TS-LKD	LSDP	LRLS	LLRA	TT	DP	
Partija, gavusi didžiausią PBP (neįskaitant vienodus balus surinkusių partijų)	LVŽS	86,4	2,0	6,5	2,0	–	2,4	0,7	100
	TS-LKD	–	95,9	1,6	2,5	–	–	–	100
	LSDP	2,6	–	94,0	1,7	0,9	–	0,9	100
	LRLS	5,5	5,5	3,6	85,5	–	–	–	100
	LLRA	–	–	–	–	100,0	–	–	100
	TT	4,8	–	4,8	–	4,8	85,7	–	100
	DP	–	–	4,5	–	–	–	95,5	100

Itin įdomu pažiūrėti, koks yra skirtumas tarp geriausiai įvertintos partijos PBP ir antros pagal šį balą partijos. Šis rodiklis parodo santykinę partinės sistemos konkurencingumą. C. van der Eijko skaičiavimais, vidutiniškai Europos šalyse yra apie 30–40 proc. elektorato, turinčio dvi partijas, kurių PBP yra vienodai arba beveik vienodai dideli (skirtumas tarp didžiausio ir antro PBP yra lygus 0 arba 1)²⁸.

²⁸ Eijk, 2015.



3 pav., a



3 pav., b

3 pav. Skirtumas tarp didžiausio ir antrojo pagal dydį PBP balo (3 pav., a) ir balsavusiųjų ir nebalsavusiųjų 2016 m. rinkimuose grupių šio skirtumo vidurkis bei pasikliautinieji intervalai (3 pav., b)

Lietuvos atveju matome (žr. 3 pav., a), jog net 31 proc. žmonių turi bent dvi vienodai gerai vertinamas partijas, dar 23 proc. žmonių skirtumas tarp pirmo ir antro pasirinkimo tėra 1 balas. Taigi iš viso net 54 proc. rinkėjų galime priskirti prie tų, kurių „prieinamumas per rinkimus“ (angl. *electoral availability*), van der Eijko terminais²⁹, labai didelis, t. y. juos lengva rinkimų kampanijos metu pervilioti į kitos partijos rėmėjų gretas.

Kaip minėta teorinėje dalyje, skirtumą tarp pirmo ir antro pasirinkimo PBP galima traktuoti kaip savotišką partinės tapatybės rodiklį. Nagrinėdami Italijos atvejį Aldo Paparo ir Lorenzo de Sio parodė, kad šis matas veikia ne mažiau gerai ar netgi geriau nei tradicinis partijos „artumo“ matas³⁰. Lietuvos atveju taip pat galime matyti stiprų ir statistiškai reikšmingą ryšį tarp partijos artumo ir PBP skirtumo: turinčių partiją, kuriai jaučiasi artimas, PBP skirtumo vidurkis buvo

²⁹ Ten pat.

³⁰ Paparo, Sio.

3, o neturinčių tokios partijos – 1,5. Nenuostabu tada ir tai, kad kuo didesnis PBP skirtumas tarp pirmo ir antro pasirinkimo, tuo labiau žmogus linkęs dalyvauti rinkimuose (žr. 3 pav., b).

Apibendrinant galima teigti, kad PBP matas atskleidžia tam tikrus rinkėjų elgsenos ir partinės sistemos veikimo bruožus, kurių negalėtume matyti vien žinodami rinkėjo galutinį pasirinkimą rinkimų metu. Tolesnėje straipsnio dalyje pažiūrėsime, kaip partijų PBP įverčius galime panaudoti elgesio per rinkimus veiksniams analizuoti.

3. Partijų paramos veiksniai 2016 m. rinkimuose

Kaip minėta teorinėje dalyje, PBP dažniausiai taikomas vietoj nominalaus partijos pasirinkimo kintamojo partinių preferencijų veiksniams analizuoti. Kadangi PBP vertinamas pagal 11 balų (nuo 0 iki 10) skalę, su tam tikromis išlygomis šiam kintamajam galima taikyti paprastąją mažiausių kvadratų regresiją. Pradžioje pamėginkime atlikti tokią atskirai kiekvienos iš septynių didžiųjų partijų analizę.

Į pradinę analizės modelį buvo įtraukti visi pagrindiniai sociodemografiniai kintamieji, kurie ankstesniuose tyrimuose³¹ pasirodė esą svarbūs aiškinant elgesį per rinkimus: amžius, lytis, išsimokslinimas, tautybė, gyvenamoji vietovė, užsiėmimas, religingumas (matuojamas kaip bažnyčios lankymo dažnis) ir namų ūkio pajamos vienam žmogui³². Be to, buvo įtrauktas tradiciniu jau tapęs klausimas apie sovietmečio vertinimą – „ar sutinkate su teiginiu, kad sovietiniais laikais buvo geriau gyventi nei dabartinėje Lietuvoje“, – kurį iš dalies galima laikyti atspindinčiu respondento statuso pokytį nuo sovietinių

³¹ Ramonaitė, 2014.

³² Pajamos buvo koduojamos pagal 20 kategorijų skalę, kur pirma kategorija atitinka maždaug 50–100 eurų. Trūkstamos reikšmės (kurių buvo 21 proc.) buvo pakeistos grupės vidurkiu pagal kitą su pajamomis gerai koreliuojantį klausimą, kuriuo respondentų buvo prašoma apibūdinti savo šeimos finansinę padėtį pagal penkių kategorijų skalę.

2 lentelė, *Polinkio balsuoti už septynias didžiausias Lietuvos partijas tiesinės regresijos modeliai (b koeficientai)*

	LVŽS	TS-LKD	LSDP	LRLS	LLRA	TT	DP
(Konstanta)	4,44***	1,30*	3,83***	3,86***	6,38***	5,76***	4,72***
Amžius	0,02***	0,01	0,02**	-0,01	-0,00	-0,01	-0,01
Lytis (ref. vyras)	0,18	-0,20	0,05	-0,05	0,03	-0,16	-0,13
Sovietmečio vertinimas (ref. sutinka)							
nei taip, nei ne	0,25	0,63**	-0,02	0,37*	-0,10	-0,72***	-0,69***
nesutinka	0,13	1,91***	-0,14	0,69***	-0,34	-1,05***	-1,29***
nežino	0,73*	1,50***	-0,22	0,65*	0,18	-0,50	-0,41
Relingumas (ref. dažnai)							
retai lanko	0,34	-0,84***	0,05	-0,12	-0,46**	-0,27	-0,16
beveik ar visai niekada	0,04	-1,51***	-0,01	-0,99***	-0,54**	-0,22	-0,13
Išsimokslinimas (ref. pagrindinis)							
vidurinis	0,23	-0,01	0,39	-0,15	-0,20	-0,42*	-0,05
aukštasis	0,15	0,14	0,23	0,04	-0,79***	-1,01***	-0,67**
Gyvenvietė (ref. kaimas)							
miestas	0,09	-0,02	-0,58**	0,15	-0,39*	-0,65***	-0,23
Kaunas	-0,33	0,32	-1,44***	-0,34	0,08	-0,66**	-0,11
Vilnius	0,04	0,50*	-0,15	0,27	0,38	-0,19	0,28
Tautybė (ref. nelietuvis)	0,38	1,74***	0,32	0,57*	-2,92***	-0,13	-0,36
Pajamos	-0,02	0,05*	-0,01	0,05**	-0,04*	-0,06**	-0,02
Užsiėmimas (ref. specialistai)							
Tarnautojai	-0,20	-0,14	-0,34	-0,41	-0,11	-0,02	-0,14
Darbininkai	-0,19	-0,78*	-0,28	-0,55*	-0,38	0,12	-0,16
Kita	-0,43	0,08	-0,16	-0,20	-0,41	-0,23	-0,36
R ²	0,03	0,17	0,04	0,08	0,24	0,10	0,07
Adj. R ²	0,02	0,16	0,03	0,07	0,23	0,08	0,06
N	1 220	1 273	1 267	1 246	1 244	1 252	1 262

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$

Pastaba. b koeficientas rodo, per kiek balų pakinta polinkis balsuoti už partiją, nepriklausomam kintamajam pakitus vienu vienetu (jei tai kiekybinis kintamasis) arba lyginant su referentine kategorija (jei tai kategorinis kintamasis).

laikų iki dabar³³. Amžius ir pajamos buvo įtraukti kaip kiekybiniai, kiti – kaip fiktyvieji (angl. *dummy*) kintamieji.

Analizės rezultatus galima matyti 2 lentelėje. Joje pateikti su kiekvienos partijos PBP atliktos regresijos b koeficientai, jų statistinis reikšmingumas ir paties modelio charakteristikos. Visų pirma verta atkreipti dėmesį į R^2 reikšmę, kuri parodo bendrą modelio aiškinamąją galią – kiek priklausomo kintamojo duomenų sklaidos paaiškina į modelį įtraukti nepriklausomi kintamieji. Matome, kad sociodemografinis modelis geriausiai paaiškina paramą LLRA ir TS-LKD – atitinkamai 24 ir 17 proc. variacijos. Blogiausiai šis modelis veikia aiškinant paramą 2016 m. nugalėtojai LVŽS. Nedidelę, bet statistiškai reikšmingą teigiamą įtaką LVŽS vertinimui turi tik amžius (vyresni žmonės labiau linkę balsuoti už šią partiją), be to, šiai partijai palankesni žmonės, nežinantys, kaip vertinti sovietmečių, palyginti su teigiamai jį vertinančiais (referentine grupe). Visi kiti kintamieji neturi statistiškai reikšmingos įtakos šios partijos vertinimui.

Žvelgiant į bendrą Lietuvos rinkėjų paveikslą matyti, kad 2016 m. rinkimuose tradiciškai svarbiausi išlieka sovietmečio vertinimo, gyvenamosios vietos ir tautybės kintamieji. Nesutinkantys, kad sovietmečiu buvo geriau gyventi, beveik 2 balais daugiau vertina tikimybę balsuoti už TS-LKD (kontroliuojant kitus veiksnius) ir daugiau kaip 1 balu mažiau – tikimybę balsuoti už TT ir DP. Priklausymas tautinei mažumai, kaip ir galima tikėtis, labiausiai didina tikimybę balsuoti už LLRA ir mažina tikimybę balsuoti už TS-LKD (2 lentelėje koeficientai atvirkštiniai, nes referentinė grupė buvo etninėms mažumoms save priskiriantys rinkėjai). Įdomu, kad gyvenamoji vietovė (gyvenimas vidutinio dydžio arba didžiuosiuose Lietuvos miestuose, palyginti su kaimo gyventojais) labiau diferencijuoja LSDP ir TT rinkėjus negu LVŽS.

³³ Ramonaitė, 2014; Ramonaitė A., „Kas ilgisi sovietmečio? Ekonominio statuso, socialinės aplinkos ir vertybinių nuostatų įtaka sovietinei – antisovietinei skirčiai Lietuvoje“, *Sociologija. Mintis ir veiksmai*, 33, 2013/2, p. 265–285.

Relingumas teigiamai veikia paramą LLRA ir TS-LKD, tačiau atsiskleidžia gana netikėta tendencija, kad niekada ar beveik niekada bažnyčios nelankančių parama LRLS yra statistiškai reikšmingai mažesnė, palyginti su dažnai lankančiais. Amžius teigiamai koreliuoja ne tik su parama LVŽS, bet ir su LSDP, o TS-LKD pavyko išlyginti paramą tarp amžiaus grupių: 2012 m. rinkimuose buvo matyti ryški TS-LKD (kaip ir LSDP) paramos koreliacija su amžiumi, tačiau aktyvios TS-LKD pastangos pritraukti jaunimą 2016 m. rinkimuose, regis, davė vaisių. Lytis ir 2012 m., ir dabar neturi statistiškai reikšmingo poveikio nė vienos partijos paramai, aukštasis išsimokslinimas (palyginti su pagrindiniu) neigiamai veikia paramą LLRA, TT ir DP. Pajamos nesmarkiai teigiamai koreliuoja su parama TS-LKD ir LRLS, neigiamai – su parama LLRA ir TT. Užsiėmimas (kontroliuojant kitus veiksnius) faktiškai neturi įtakos paramai partijoms, tik darbininkai kiek mažiau linkę remti TS-LKD ir LRLS.

Apskritai, gana menka sociodemografinių modelių aiškinamoji galia rodo mažą partijų elektorato diferenciaciją ir silpną Lietuvos partijų įsišaknijimą visuomenėje. Jau ankstesniais tyrimais buvo aptikta, kad socialinės charakteristikos Lietuvoje gana menkai gali paaiškinti elgesį per rinkimus³⁴, ir panašu, kad jų aiškinamoji galia laikui bėgant nedidėja, kaip buvo tikėtasi partinės sistemos formavimosi pradžioje. Kokie tada kiti veiksniai, jei ne priklausymas tam tikrai socialinei stratai, gali paaiškinti skirtingą paramą įvairioms politinėms partijoms?

Atsižvelgdami į svarbiausias elgesio per rinkimus teorijas (jų apžvalgą žr. knygoje „Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai“³⁵), pamėginsime į modelį įtraukti probleminį balsavimą, ekonominį balsavimą ir lyde-

³⁴ Degutis M., „How Lithuanian Voters Decide: Reasons Behind the Party Choice“, Jankauskas A. (ed.), *Lithuanian Political Science Yearbook 2000*, Vilnius: Vilnius University, 2001, p. 81–123; Ramonaitė A., *Posovietinės Lietuvos politinė anatomija*, Vilnius: Versus aureus, 2007; Morkevičius V., Norkus Z., „Šiuolaikinės Lietuvos klasinė struktūra: neovėberiška analizė“, *Sociologija. Mintis ir veiksmas*, 2, 2012, p. 75–152; Ramonaitė, 2014.

³⁵ Ramonaitė, 2014.

rio svarbą atspindinčius kintamuosius³⁶. Be to, įtrauksime korupcijos vertinimo indikatorių, kuris gali būti reikšmingas 2016 m. Seimo rinkimų kontekste, kai nemažai didžiųjų partijų buvo patekusios į korupcijos skandalus³⁷.

Ankstesni tyrimai parodė, kad dauguma pačias partijas skiriančių, vertybinį krūvį turinčių viešosios politikos klausimų (netgi tokių kaip progresinių mokesčių įvedimas ar abortų draudimas) menkai diferencijuoja Lietuvos rinkėjus³⁸. Vienintelė sritis, kur yra aiškesnis skirtingų partijų rinkėjų išsiskyrimas, yra su sovietmečio ir Rusijos vertinimu susiję klausimai. Dėl to į po 2016 m. rinkimų vykusią apklausą buvo įtrauktas klausimų rinkinys, leidžiantis pamatuoti respondento ir pagrindinių partijų pozicijos (tokios, kokią ją mato rinkėjai) atitikimą. Iš pradžių respondentų buvo prašoma įvertinti partijų pozicijas pagal skalę, kurioje 0 reiškia „Rusija yra grėsmė Lietuvos saugu-

³⁶ Ekonominis balsavimas tradiciškai matuojamas klausimu „Ar, jūsų manymu, Lietuvos ekonomikos būklė per pastaruosius 12 mėn. labai pagerėjo, pagerėjo, nepasikeitė, pablogėjo ar labai pablogėjo?“ (žr. Jastramskis M., „Homo economicus Lietuvoje? Ekonominis balsavimas“, Ramonaitė A. (red.), *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvaizdžiai politikoje*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2014, p. 160–178). Kadangi atsakiusių „labai pagerėjo“ iš 1 500 respondentų buvo vos 3, ši kategorija buvo sujungta su atsakymu „šiek tiek pagerėjo“ (taip atsakiusių buvo 10 proc.), taip sudarant 4 kategorijas. (Šis kintamasis į modelį įtrauktas kaip kategorinis, nes pastebėta, kad skirtingų kategorijų poveikis PBP yra netolygus.) Lyderių vertinimo įtaka matuojama klausiant, kiek respondentui patinka tuometiniai kiekvienos iš nagrinėjamų partijų lyderiai – Ramūnas Karbauskis (LVŽS), Gabrielius Landsbergis (TS-LKD), Algirdas Butkevičius (LSDP), Remigijus Šimašius (LRLS), Valdemar Tamoševski (LLRA), Rolandas Paksas (TT) ir Valentinas Mazuronis (DP) pagal skalę nuo 0 iki 10, kur 0 reiškia „labai nepatinka, o 10 – „labai patinka“.

³⁷ Žr. Jastramskis M., Ramonaitė A., „Lithuania“, *European Journal of Political Research Political Data Yearbook* 55, spausdinama. Korupcijos paplitimo vertinimas buvo matuotas klausimu „Ar, jūsų manymu, korupcija, pavyzdžiui, kyšio ėmimas, yra paplitusi tarp Lietuvos politikų? Ar ji yra labai paplitusi, gana paplitusi, nelabai paplitusi ar visai nepaplitusi?“ Panašiai kaip ir ekonomikos vertinimo atveju, optimistų, manančių, kad korupcija Lietuvoje visiškai nepaplitusi, buvo vos 7 respondentai, todėl jie buvo prijungti prie atsakiusių „nelabai paplitusi“, taip sudarant 3 atsakymų kategorijas.

³⁸ Ramonaitė A., „Vertybių kova Lietuvos politikoje: dėl ko ir su kuo kovojama“, Jankauskas A. (sud.), *Lietuva po Seimo rinkimų 2008*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2009, p. 11–35.

mui“, o 10 reiškia „Rusija yra naudinga partnerė Lietuvai“, o paskui pagal tą pačią skalę buvo klausiama apie jų pačių poziciją. Pasitelkus respondentų atsakymus į šiuos klausimus, buvo sukurtas naujas kintamasis, rodantis respondento ir partijos atstumą pagal šią skalę.

Įtraukus ekonomikos ir korupcijos vertinimą bei respondento ir partijos pozicijos Rusijos atžvilgiu skirtumą, modelių R^2 pakyla nuo 11 proc. LVŽS atveju iki 32 proc. TS-LKD ir LLRA atveju, o koreguotasis R^2 (angl. *adjusted R^2*)³⁹ atitinkamai iki 9 ir 30 proc. Kaip matyti iš 1 priede pateiktos regresijos modelio rezultatų išsklotinės, rinkėjo ir partijos pozicijos Rusijos atžvilgiu turi stiprų statistiškai reikšmingą poveikį visuose modeliuose. TS-LKD atveju vienu balu padidėjęs skirtumas tarp rinkėjo ir partijos pozicijų daugiau nei trečdaliu balo (0,39) sumažina tikimybę balsuoti už šią partiją, o kitų partijų atveju – apie 0,20–0,22 balo. (Beje, reikia pažymėti, kad dėl šio kintamojo įtraukimo gerokai sumažėjo į modelį įtrauktų atvejų skaičius, nes apie trečdalis respondentų negalėjo įvertinti partijų pozicijos šiuo klausimu. Tai galėjo padaryti įtaką regresijos koeficientams, kurie daugeliu atvejų kiek pakilo.)

Ekonomikos būklės vertinimas turi itin stiprų poveikį LSDP vertinimui: tie, kurie mano, kad ekonomikos būklė labai pablogėjo, net 2 balais (kontroliuojant kitus veiksnius) prasčiau vertina tikimybę balsuoti už šią partiją, palyginti su tais, kurie mato tam tikrą ekonomikos pagerėjimą, o manantys, kad padėtis nepasikeitė ar šiek tiek pablogėjo, – daugiau nei 1 balu. Keista, bet ekonomikos vertinimas neturi statistiškai reikšmingo poveikio dviejų buvusios vyriausybės koalicijos partnerių – DP ir TT – vertinimui. O didžiausi pesimistai (manantys, kad ekonomikos būklė labai pablogėjo) mažiau linkę balsuoti ir už opozicinį LRLS (žr. 1 priedą). Taigi dabar galime suprasti, kas labiausiai diferencijavo šiaip jau gana panašius LSDP ir LVŽS rinkėjus – pasitenkinimas ekonominiais buvusios vyriausybės rezultatais.

³⁹ Koreguotasis R^2 atsižvelgia į modelio kintamųjų skaičių, tad įtraukiant papildomus kintamuosius verta žiūrėti į šį konservatyvesnį rodiklį.

Įdomių ir kiek netikėtų rezultatų pateikia ir korupcijos vertinimo įtraukimas į modelį. Referentinė kategorija šiuo atveju buvo nuomonė, kad korupcija yra „labai paplitusi“, taigi modelyje matomi koeficientai rodo, kaip pakinta partijos vertinimas, jei rinkėjai laikosi optimistiškesnės pozicijos – kad korupcija gana paplitusi arba ne labai paplitusi. Matome įdomią situaciją, kai visų senųjų partijų – tiek pozicijos, tiek opozicijos – vertinimai reikšmingai didėja, jeigu rinkėjas mano, kad korupcija ne labai paplitusi (palyginti su referentine kategorija). Atitinkamai didėja net ir LVŽS vertinimas, tačiau ši partija yra vienintelė, kur šis ryšys nėra statistiškai reikšmingas. Taigi matome, kad nusivylimas politikų „švarumu“ neigiamai veikia tikimybę balsuoti už visas partijas, tik vienintelė LVŽS išvengė šio neigiamo poveikio. Ko gero, tai vienas iš šios partijos sėkmės 2016 m. rinkimuose paaiškinimų.

Galiausiai į modelį įtraukiame lyderių vertinimą (žr. 2 priedą). Modelio aiškinamoji galia itin padidėja – dabar jau ne tik TS-LKD, bet ir LSDP ir net LVŽS modelio koreguotasis R^2 siekia daugiau nei 60 proc. Kaip ir galime tikėtis, lyderių vertinimo įtraukimas absorbuoja daugelio kitų kintamųjų įtaką. (Tai rodo, kad tie patys veiksniai paaiškina ir lyderio populiarumą.) Analizės rezultatai leidžia teigti, kad didžiausią įtaką partijos lyderio patikimas turi LVŽS ir LSDP populiarumui – vienu balu didėjant partijos lyderio vertinimui, tikimybė balsuoti už partiją didėja daugiau kaip 0,8 balo. Kiek mažesnis (apie 0,7) yra lyderio poveikis TS-LKD, TT ir LLRA populiarumui, o mažiausias – Valentino Mazuronio poveikis tikimybei balsuoti už DP (0,64) ir Remigijaus Šimašiaus poveikis tikimybei balsuoti už LRLS (0,63). Matome, jog šie naujieji partijų pirmininkai neįsitvirtino rinkėjų akyse kaip tikrasis partijos „veidas“ taip stipriai kaip kitų partijų lyderiai.

4. Paramos „bendrinei“ partijai veiksniai

Apžvelgę PBP veikiančius veiksnius atskirai pagal partijas, galime pamėginti sudėti duomenis į kupetinę matricą, kaip siūlo PBP pro-

paguotojai, ir atlikti regresinę analizę su visų septynių partijų PBP iš karto. Kaip buvo aprašyta pirmoje straipsnio dalyje, tokioje matricoje atveju tampa nebe respondentas, o respondento santykis su partija, todėl ir nepriklausomi kintamieji turi būti ne individo lygmens, o santykio su partija lygmens. Geriausiai šį reikalavimą atitinka rinkėjo ir partijos pozicijos Rusijos atžvilgiu skirtumas – šį kintamąjį galime iš karto įtraukti į modelį. Taip pat gerai tiktų ir partijos lyderio vertinimas, tačiau jo į modelį šįkart netrauksime, nes, kaip buvo matyti, jo įtraukimas dėl pernelyg geros koreliacijos su PBP iškraipo kitų kintamųjų koeficientus. Kitus individo lygmens kintamuosius turime transformuoti pagal pirmame skyriuje aprašytą procedūrą – atskirai su kiekviena partija atlikdami regresinę analizę⁴⁰, išsaugodami prognozuojamas Y reikšmes ir jas centravę pagal partijos vidurkį.

PBP šalininkai labai rekomenduoja į tokį modelį įtraukti ir grynai partijos lygmens kintamuosius, pavyzdžiui, partijos dydį (matuojamą praeitoje kadencijoje turėtais mandatais arba gautu balsų procentu), priklausymą vyriausybei, jos radikalumą ir pan.⁴¹ Būtent galimybė tokius kintamuosius įtraukti į modelį laikoma vienu iš svarbiausių šio metodo pranašumų⁴². C. van der Eijkas ir kiti ypač akcentuoja partijos dydžio svarbą – esą, neatsižvelgę į jį, negalime suprasti tikrojo rinkėjų pasirinkimo⁴³.

Turint omenyje pokomunistinėms šalims būdingą hiperatskaitingumą⁴⁴ ir naujų partijų populiarumą⁴⁵, Lietuvos atveju įtraukti parti-

⁴⁰ Čia buvo naudota binarinė logistinė regresija su balsavimo už atitinkamą partiją kintamuoju. Patikrinta, kad atlikus tiesinę mažiausių kvadratų regresiją su partijos PBP gaunami rezultatai labai panašūs (koreliacija tarp vienu ir kitu būdu gautų prognozuojamų reikšmių viršija 0,9).

⁴¹ Žr., pavyzdžiui, van der Eijk C., Franklin M., *Elections and Voters*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2009, p. 201.

⁴² Franklin, Renko.

⁴³ Eijk et al., 2006.

⁴⁴ Roberts A., „Hyperaccountability: Economic Voting in Central and Eastern Europe“, *Electoral Studies* 27 (3), 2008, p. 533–546.

⁴⁵ Sikk A., „How Unstable? Volatility and the Genuinely New Parties in Eastern Europe“, *European Journal of Political Research* 44 (3), 2005, p. 391–412.

jos dydį (tiksliau, jos populiarumą praėjusiuose Seimo rinkimuose) neatrodo prasminga. Prasmingesnis galbūt būtų partijos „naujumo“ kodavimas, tačiau atvejų sklaida būtų pernelyg menka (vienintelė iš 7 nagrinėjamų partijų, kuriai galbūt galėtume suteikti tokį kodą, būtų LVŽS). Taigi nuspręsta apsiriboti vienu partijos lygmens kintamuoju – priklausomybe buvusiai valdančiajai koalicijai (LSDP, DP ir TT koduota 1, kitos partijos – 0).

Kaip minėta, patys PBP kūrėjai siūlo tokio tipo duomenims naudoti paprastą mažiausių kvadratų (MK) regresiją, nors yra pažeidžiamos jos prielaidos – atvejų nepriklausomumo ir nekoreliuojančių liekanų reikalavimas. Nors ir pripažindami, kad iš tiesų čia derėtų naudoti kryžmiškai klasifikuotos (angl. *cross-classification*) daugialygės regresijos modelį⁴⁶, jie visgi lieka prie MK regresijos kaip lengviau įgyvendinamo varianto. Anot jų, vienintelis rimtas padarinys, kurį sukelia minėtų prielaidų pažeidimas, – dėl atvejų klasterizacijos atsirandančios pernelyg mažos standartinės paklaidos (tai reiškia, kad galime apsirikti įvertinę rezultatą kaip statistiškai reikšmingą, nors jis toks nėra). Tai, anot jų, galima lengvai ištaisyti skaičiuojant klasterizuotas atspariąsias standartines paklaidas (angl. *clustered robust standard errors*) ir / arba taikant griežtesnį statistinio reikšmingumo slenkstį (pvz., ne 0,5, bet 0,01)⁴⁷. Nors ir abejodami tokio sprendimo tinkamumu, pradžioje jį išbandysime, o vėliau palyginsime su daugialygės regresijos rezultatais.

Ką galime matyti iš regresijos koeficientų (žr. 3 lentelę)? Paprasčiausia interpretuoti tų kintamųjų, kurie nebuvo transformuoti – pozicijos Rusijos atžvilgiu skirtumo ir partijos buvimo valdančiojoje koalicijoje, – koeficientus. Matome, kad vienu vienetu padidėjus pozicijos Rusijos atžvilgiu skirtumui nuo partijos, bendras PBP sumažėja per 0,3 balo. Tai kiek mažesnis efektas nei matėme TS-LKD modelyje, bet didesnis nei kitų partijų modeliuose. O buvimas valdančiojoje koalicijoje sumažina PBP net 0,75 balo.

⁴⁶ Brug et al., p. 48.

⁴⁷ Ten pat, p. 49.

3 lentelė. Tiesinės regresijos su kupetine matrica rezultatai

	b	SE	Atsparioji SE	Beta
Konstanta	5,01	0,06***	0,06***	
Pozicijos Rusijos atžvilgiu skirtumas	-0,30	0,01***	0,02***	-0,25
<i>Lytis</i>	5,08	3,32	3,46	0,02
<i>Pajamos</i>	7,31	1,65***	1,54***	0,06
<i>Religingumas</i>	2,47	0,89**	0,95**	0,03
<i>Gyvenvietė</i>	1,25	0,79	0,77	0,02
<i>Amžius</i>	-0,10	0,93	0,89	-0,00
<i>Tautybė</i>	5,54	0,63***	0,69***	0,11
<i>Išsimokslinimas</i>	3,86	1,79*	1,82*	0,03
<i>Sovietmetis</i>	4,12	0,65***	0,67***	0,08
<i>Užsiėmimas</i>	2,46	1,17*	1,14*	0,03
<i>Ekonominės padėties vertinimas</i>	4,18	1,05***	1,12***	0,05
<i>Korupcijos lygio vertinimas</i>	2,04	1,28	1,28	0,02
Valdančioji partija (1 – taip, 0 – ne)	-0,75	0,07***	0,07***	-0,13
R ²	0,13			
Adj. R ²	0,12			
N	5 966			

Pastaba. Kursyvu pažymėti į prognozuojamas Y reikšmes transformuoti kintamieji.

Kitus b koeficientus žvelgiant vien į regresijos rezultatų lentelę interpretuoti nelengva, tačiau aiškumo suteikia 3 priede pateikiami grafikai, kuriuose atvaizduoti viso regresijos modelio nepriklausomų kintamųjų įtaka priklausomam kintamajam kartu su pasikliautinaisiais intervalais. Kadangi visi transformuoti kintamieji buvo centruoti, tai jie iš tiesų rodo, kiek dėl atitinkamo kintamojo įtakos nuo vidurkio nutolusi tikimybė (pagal skalę nuo 0 iki 1) balsuoti už atitinkamą partiją. Taigi šių kintamųjų reikšmės yra labai mažos, o kad jos padidėtų per 1 vienetą, yra įmanoma tik teoriškai. Visgi iš efektyvaus grafiko galime maždaug įvertinti santykinį jų poveikio dydį, o dar geriau tai padeda padaryti lentelėje pateikiamas standartizuotas beta koeficientas (šiuos koeficientus jau galime lyginti tarpusavyje). Iš jų matome, kad stipriausią poveikį bendrajam PBP turi pozicijos Rusi-

jos atžvilgiu skirtumas, buvimas valdančiojoje koalicijoje, tautybė ir sovietmečio vertinimas. Visų kitų kintamųjų poveikis gerokai mažesnis arba netgi statistiškai nereikšmingas. Iš esmės rezultatai atrodo panašūs į tuos, kuriuos gavome nagrinėdami partijų paramą atskirai.

Kadangi į modelį įtraukėme visus tuos pačius kintamuosius kaip ir 1 priede pateiktuose atskirų partijų modeliuose (dar pridėdami papildomą partijos lygmens kintamąjį), galėtume tikėtis ir panašios modelio aiškinamosios galios. Tačiau iš 3 lentelės matome, kad modelio R^2 yra gerokai mažesnis nei galėtume tikėtis žvelgdami į atskirų partijų modelius. Kodėl taip yra? Greičiausiai todėl, kad šiuo atveju bandome paaiškinti bendrą visų partijų PBP, neatsižvelgdami į tai, kad kiekvienos partijos vidutinis PBP gerokai skiriasi – vienos partijos yra gerokai populiareesnės nei kitos. Ir iš tiesų – įtraukus į modelį partiją kaip fiktyvųjį (angl. *dummy*) kintamąjį (žr. 4 priedą), modelio aiškinamoji galia padidėja du kartus – iki 0,27. Pasikeičia ir regresijos koeficientai – daugumos kintamųjų b koeficientas padidėja, kai kurie net tampa statistiškai reikšmingi (pvz., gyvenamoji vieta), o buvimo valdančiojoje koalicijoje poveikis (b koeficientas) pakinta net iki –3,4 (tai suprantama, nes atsižvelgiama į pasikeitusią kiekvienos partijos „startinę poziciją“).

Kodėl, į modelį įdėjus kategorinį partijos kintamąjį, taip reikšmingai pakinta regresijos rezultatai? Regis, tai susiję su netinkamu modelio parinkimu. Įtraukę į modelį partiją kaip kategorinį kintamąjį, priartėjame prie fiksuotų efektų (angl. *fixed effects*) daugialygės regresijos logikos (kai partija yra antrasis lygmuo, kuriame įterptas (angl. *nested*) mūsų stebėjimo atvejis – respondento * partijos kombinacija). Ko iš tiesų mums reikia, tai kryžminės klasifikacijos daugialygio modelio, kuris atsižvelgtų į tai, kad stebėjimo atvejis yra vienu metu „įterptas“ ir partijoje, ir individe. Iš tiesų juk galime įtarti, kad respondento * partijos PMP gali priklausyti tiek nuo žmogaus (galbūt vienas žmogus linkęs žymėti didelius balus visoms partijoms, o kitas – mažus), tiek nuo partijos (vienos partijos daugumos žmonių vertinamos palankiau nei kitos dėl tam tikrų jų išorinių bruožų).

Su *lmer4* paketu R programoje tokį modelį galime nesunkiai išbandyti. Modelyje buvo palikti visi tie patys kintamieji kaip ir 3 lentelėje pristatytame MK modelyje, tačiau čia leidžiama varijuoti konstantai (angl. *intercept*) pagal respondentą ir pagal partiją. Visų pirma, iš „tuščio“ modelio (be kintamųjų, tik su kintančiais laisvaisiais parametrais) galime matyti, kad tarpklasinės koreliacijos koeficientas (ICC) yra tikrai didelis: respondento lygmuo paaiškina 16 proc. priklausomo kintamojo variacijos, o partijos lygmuo – 18 proc. variacijos), taigi ignoruoti atvejų tarpusavio priklausomumo tikrai negalima.

Modelio rezultatus galime matyti 4 lentelėje. Kaip ir galima tikėtis, koeficientai daug geriau atitinka 2 priede pateikto NM modelio, į kurį įtrauktas partijų kategorinis kintamasis, rezultatus negu matytus 3 lentelėje. Esmingai skiriasi tik konstanta, kuri NM modelyje atitinka LSDP (nes tai referentinė kategorija) laisvąjį parametą, o šiuo atveju konstanta rodo visų partijų vidurkį. Konkretios partijos konstantos įvertiniai pateikti 5 lentelėje (iš jų gerai matyti, kurios partijos vertinamos geriau nei vidutiniškai, o kurios prasčiau). Tačiau reikia atkreipti dėmesį į vieną reikšmingą skirtumą – priklausymo valdančiajai koalicijai koeficientas, nors yra beveik analogiškas tam, kurį matome 3 lentelėje, yra statistiškai nereikšmingas. Kodėl? Atsakymas paprastas – nes šiuo atveju poveikis skaičiuojamas tik iš 7 atvejų (modelyje turime tik 7 partijas). Įprastai daugialygiuose modeliuose antrajame lygmenyje reikalaujama turėti bent jau 30 atvejų, kad būtų galima ieškoti jų variaciją paaiškinančių veiksnių.

Šis KM ir daugialygio modelio palyginimas rodo, kad visgi negalima PBP su kupetine duomenų matrica analizuoti naudojant paprastą KM regresiją, net jei skaičiuojame tvirtąsias standartines paklaidas (iš 3 lentelės matyti, kad jos esmingai nekeičia rezultatų), nes mūsų stebėjimo atvejai yra įterpti ne tik respondento lygmeniu, bet ir partijos. Būtent atsižvelgimas į partijos lygmenį reikšmingai keičia rezultatus. Blogiausiu atveju, jeigu negalime naudoti daugialygės re-

4 lentelē. *Daugialygio modelio, kuriame varijuoja respondento ir partijos konstanta, rezultatai*

Tuščias modelis	b	SE
(Konstanta)	4,97	0,67***
Pozicijos Rusijos atžvilgiu skirtumas	-0,29	0,01***
Lytis	3,77	2,69
Pajamos	7,06	1,35***
Religingumas	3,55	0,72***
Gyvenvietė	2,98	0,64***
Amžius	-0,32	0,76
Tautybė	5,80	0,51***
Išsimokslinimas	5,61	1,45***
Sovietmetis	4,96	0,53***
Užsiėmimas	1,74	0,95
Ekonominės padėties vertinimas	3,82	0,85***
Korupcijos vertinimas	1,68	1,04
Valdančioji partija	-0,74	1,02
AIC	28 458,86	27 464,95
BIC	28 485,64	27 578,75
Log Likelihood	-14 225,43	-13 715,48
N (stebėjimo atvejų)	5 966	5 966
N (respondentų)	954	954
N (partijų)	7	7
Var: respondentas	1,406	1,45
Var: partija	1,589	1,77
Var: likusi	5,938	4,92

*** p < 0,001, ** p < 0,01, * p < 0,05

5 lentelē. *Daugialygio modelio konstantos variacija partijos lygmeniu*

Partija	Konstanta
LVŽS	1,89
TS-LKD	1,22
LRLS	0,04
LLRA	-1,73
TT	-0,49
DP	-0,73

gresijos, turėtume kategorinį partijos kintamąjį įtraukti į MK modelį, tačiau tada nereikėtų pasitikėti partijos lygmens variaciją aiškinančių kintamųjų statistiniu reikšmingumu.

Kitas klausimas, kuris kyla atlikus šį bandymą, – ką mes laimime ir ar iš viso ką nors laimime, bandydami analizuoti „bendrinę“ partiją su kupetine matrica? Ar bendrinės partijos sąvoka apskritai turi prasmę? Ką toks partijų susumavimas iš tiesų duoda, tai galimybę pamatyti, kas paaiškina partijos naudingumą (angl. *utility*) rinkėjui, kai jis renkasi iš visų galimų alternatyvų – ar yra koks nors kintamasis, kuris gerai koreliuoja su tuo subjektyviai vertinamu naudingumu. Toks kintamasis mūsų atveju yra atstumas tarp respondento ir partijos pozicijos Rusijos atžvilgiu. Nesujungę skirtingų partijų PBP į vieną duomenų matricą, negalėtume įvertinti tikrosios šio kintamojo įtakos visos partinės sistemos mastu. Tačiau kiti individo lygmens kintamieji, kurie buvo transformuoti atliekant regresinę analizę atskirai su kiekviena partija, vargu ar turi didelę prasmę – juos verta naudoti tik kaip kontrolinius kintamuosius. Šie įverčiai viso labo parodo poveikių partijų PBP įverčiams vidurkį ir priklauso nuo konkrečių į analizę įtrauktų partijų. Jeigu vieną ar kitą labiau besiskiriančią partiją iš analizės išmestume, pasikeistų ir įverčių reikšmės, nes jos yra koeficientų tų konkrečių partijų atžvilgu išvestinės.

Išvados

Šio straipsnio tikslas buvo, pasitelkus Lietuvos atvejį, patikrinti, kokią potencialią naudą turi polinkio balsuoti už partiją (PBP) mato naudojimas elgesiui per rinkimus tirti. Apklausos, atliktos po 2016 m. Seimo rinkimų, duomenų analizė atskleidė, kad pats savaime šis matavimo įrankis yra tikrai naudingas – jis leidžia tiksliau negu partijų patikimo / nepatikimo matas įvertinti partinių preferencijų susiklojimo lygį, parodo partinės sistemos konkurencingumo laipsnį, atskleidamas, koks yra atstumas tarp labiausiai rinkėjo vertinamos partijos ir kitų alternatyvų. Ypač naudinga tai, kad šis matas leidžia tyrinėti

žmonių partines preferencijas neeliminuojuant iš analizės mažųjų partijų rinkėjų ir nebalsavusiųjų. Tačiau turbūt svarbiausia šios metodologinės naujovės prasmė yra ta, kad ji leidžia tiesiogiai tirti rinkėjo paramą partijoms, o ne bandyti išvesti jas pagal tai, ką jis pasirinko konkrečiuose rinkimuose.

Preferencijas (pirmąjį sprendimo etapą), o ne pasirinkimą (galutinį sprendimo etapą) nagrinėti naudinga dėl kelių priežasčių. Pirmą, kaip matėme iš analizės, pasirinkimas nebūtinai atskleidžia pirmąją žmogaus preferenciją, nes gali būti nulemtas ir kitų veiksnių, – pavyzdžiui, strateginio išskaičiavimo, kad partija neįveiks rinkimų barjero. Antra, jeigu žmogus vienodai preferuoja dvi ar daugiau partijų, jo pasirinkimas tarp jų gali būti gana atsitiktinis, be to, gali būti, kad apklausos metu jis netgi nebeatsimena, kurią partiją galiausiai pasirinko⁴⁸. Laikydami jį tos konkrečios partijos rėmėju (o kitų partijų nerėmėju) ir ieškodami unikalių tą sprendimą paaiškinančių jo charakteristikų, darysime klaidą. Pagaliau tokių žmonių atskyrimas nuo aiškias preferencijas vienos partijos atžvilgiu turinčių žmonių pats savaime naudingas ir vertas atskiro tyrimo.

Visgi pagrindinis PBP naudojimo būdas, dėl kurio ši inovacija itin vertinama jos kūrėjų, – galimybė analizuoti „bendrinės“ partijos paramos veiksnius, t. y. veiksnius, kurie paaiškina partines preferencijas apskritai, o ne paramą konkrečiai partijai, yra šiek tiek kontroversiškas. Analizė atskleidė, kad, naudojant kupetinę matricą, kai stebėjimo atveju tampa ne respondentas, o respondento * partijos kombinacija, reikalauja kryžminės klasifikacijos daugialygės regresijos modelio. Tokiems duomenims naudojant paprastą mažiausių kvadratų regresiją, gaunami iškreipti duomenys. Be to, į prognozuojamas reikšmes (*y-hat*) paversti nepriklausomi kintamieji gali būti naudojami tik kaip kontroliniai – iš jų neturėtų būti daromos išvados

⁴⁸ Galima įtarti, kad ši problema ypač aktuali mūsų atveju, nes po 2016 m. rinkimų vykusioje apklausoje yra gerokas perviršis teigusiujų, kad balsavo už LVŽS, palyginti su tikraisiais rinkimų rezultatais.

apie šių veiksnių bendrąją įtaką tam tikroje šalyje (kaip tai kartais daroma⁴⁹). Vietoj šių modifikuotų kintamųjų daugialygėje regresijoje galbūt būtų galima naudoti atsitiktinio nuolydžio (angl. *random slope*) skirtingoms partijoms modelį⁵⁰, tačiau tai jau atskiros analizės reikalaujantis klausimas.

LITERATŪRA IR ŠALTINIAI

De Angelis A., Garzia D., „Individual Level Dynamics of PTV Change Across the Electoral Cycle“, *Electoral Studies* 32 (4), 2013, p. 900–904.

Degutis M., „How Lithuanian Voters Decide: Reasons Behind the Party Choice“, Jankauskas A. (ed.), *Lithuanian Political Science Yearbook 2000*, Vilnius: Vilnius University, 2001, p. 81–123.

Franklin M., De Sio L., „Disentangling Components of PTV Measures, with an Application to the EES 2009“. Paper prepared for the ECCER conference, Sophia, December 2011.

Franklin M. N., Renko M., „Studying Party Choice“, Bruter M., Lodge M. (eds.), *Political Science Research Methods in Action*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2013, p. 93–118.

Hoffman S. D., Duncan G. J., „Multinomial and Conditional Logit Discrete-choice Models in Demography“, *Demography* 25 (3), 1988, p. 415–427.

Jastramskis M., „Homo economicus Lietuvoje? Ekonominis balsavimas“, Ramonaitė A. (red.), *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvaizdžiai politikoje*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2014, p. 160–178.

Jastramskis M., Ramonaitė A., „Lithuania“, *European Journal of Political Research Political Data Yearbook* 55, spausdinama.

Kavaliauskaitė J., „Simpatijų politiniams lyderiams galvosūkis: ar svarbios asmeninės politikų savybės?“, Ramonaitė A. (red.), *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvaizdžiai politikoje*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2014, p. 179–201.

Lachat R., „Electoral Competitiveness and Issue Voting“, *Political Behavior* 33 (4), 2011, p. 645–663.

Morkevičius V., Norkus Z., „Šiuolaikinės Lietuvos klasinė struktūra: neovėberiška analizė“, *Sociologija. Mintis ir veiksmas*, 2, 2012, p. 75–152.

⁴⁹ Žr., pavyzdžiui, plačiai cituojamą van der Brug W., Franklin M., Tóka G., „One Electorate or Many? Differences in Party Preference Formation between New and Established European Democracies“, *Electoral Studies* 27 (4), 2008, p. 589–600.

⁵⁰ Pirminiai tokio modelio bandymai buvo iš esmės sėkmingi, tačiau, įtraukus daugiau kintamųjų, nepavyko sulaukti, kol modelis konverguos.

Paparo A., De Sio L., „PTV Gap as a New Measure of Partisanship: A Panel-data, Multi-measure Validation Showing Surprising Partisanship Stability“, *Contemporary Italian Politics* 9 (1), 2017, p. 60–83.

Pardos-Prado S., Dinas E., „Systemic Polarisation and Spatial Voting“, *European Journal of Political Research* 49 (6), 2010, p. 759–786.

Ramonaitė A., *Posovietinės Lietuvos politinė anatomija*, Vilnius: Versus aureus, 2007.

Ramonaitė A., „Vertybių kova Lietuvos politikoje: dėl ko ir su kuo kovojama“, Jankauskas A. (sud.), *Lietuva po Seimo rinkimų 2008*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2009, p. 11–35.

Ramonaitė A., red., *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvaizdžiai politikoje*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2014.

Ramonaitė A., „Ar Lietuvos rinkėjas prognozuojamas?“, Ramonaitė A. (red.), *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvaizdžiai politikoje*, Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla, 2014, p. 261–279.

Roberts A., „Hyperaccountability: Economic Voting in Central and Eastern Europe“, *Electoral Studies* 27 (3), 2008, p. 533–546.

Sikk A., „How Unstable? Volatility and the Genuinely New Parties in Eastern Europe“, *European Journal of Political Research* 44 (3), 2005, p. 391–412.

Van der Brug W., Franklin M., Tóka G., „One Electorate or Many? Differences in Party Preference Formation between New and Established European Democracies“, *Electoral Studies* 27 (4), 2008, p. 589–600.

Van der Brug W., van der Eijk C., Franklin M., *The Economy and the Vote: Economic Conditions and Elections in Fifteen Countries*, Cambridge: Cambridge University Press, 2007.

Van der Eijk C., „Design Issues in Electoral Research: Taking Care of (Core) Business“, *Electoral Studies* 21 (2), 2002 p. 189–206.

Van der Eijk C., „Studying Party Competition with the EES. A PTV-based Approach“. EES2014 Final Conference, 6–7 November, 2015.

Van der Eijk C., Franklin M., *Elections and Voters*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2009.

Van der Eijk C., March M., „Comparing Non-ipsative Measure of Party Support“. Paper presented at First European Conference on Comparative Electoral Research, University of National and World Economy, Sofia, 1–3 December 2011.

Van der Eijk, C., van der Brug W., Kroh M., Franklin M., „Rethinking the Dependent Variable in Voting Behavior: On the Measurement and Analysis of Electoral Utilities“, *Electoral Studies* 25 (3), 2006, p. 424–447.

SUMMARY

PROPENSITY TO VOTE (PTV) AS A NEW TOOL FOR ANALYZING ELECTORAL BEHAVIOR: EXPLORING ITS POTENTIAL AND METHODOLOGICAL ISSUES

When estimating the effects of party preference, it is common to use party choice as a dependent variable in discrete choice models. A new tool of measuring partisan preferences, the so-called propensity-to-vote (PTV) measure, however, is gaining ground in the studies of electoral behavior. The proponents of PTV claim that this measure provides a better estimate of party utilities than the party choice variable. Moreover, it provides many methodological advantages and research opportunities that are not available using discrete choice models. The most important advantage is the possibility to analyze factors determining the utility of *generic* party using a stacked data matrix.

The purpose of this article is to explore the advantages and methodological issues of this approach, applying a PTV measure for analyzing the data of the Lithuanian National Election Study 2016. The first part of the article presents the theoretical and methodological grounds of the PTV measure. The second part reviews the variances and the degree of overlap of the PTVs of the seven biggest Lithuanian parties in the 2016 parliamentary elections. In the third part, the factors of party preferences are analyzed by running separate regression models on the PTVs of the main parties. Finally, in the last part of the paper, the determinants of the preferences of a *generic* party are analyzed using the stacked matrix.

The analysis reveals surprising differences between the determinants of the preferences of different parties in Lithuania. The models with sociodemographic variables (education, income, occupation, age, ethnicity, living place, religiosity and gender) and the attitude toward the Soviet past explain relatively well the propensities to vote for the Homeland Union – Lithuanian Christian Democrats and for the Polish Electoral Action – the League of Families. The preferences for the other five parties, however, are not accounted for by the sociodemographic variables. The models for all parties improve substantially when the evaluation of the economic situation, the perceived level of corruption, the attitudes on Russia and the evaluation of party leaders are added.

Stacking the PTVs of the seven parties to one variable provides an opportunity to measure the determinants of generic party utilities in Lithuania, i.e., the factors determining the choice between the parties rather than factors accounting for the preference for a specific party. The OLS and multilevel models with a stacked matrix demonstrate similar results as the models for separate parties. However, the interpretation of the results is more difficult because of the use of Y-hats to determine (or to control for) the effects of sociodemographic and some other variables. It is

only the distance between the respondent and his/her perceived position of parties on the relationship of Lithuania with Russia (measured on the 0–10 scale) that fits well the logic of this kind of analysis. The status of a party (government party versus opposition party), which was included as macro level variable, had substantive and statistically significant effect in the OLS regression model, but failed to reach statistical significance in the cross-classified multilevel model.

In general, a PTV measure proved to be a useful and theoretically-sound tool for measuring party preferences. First, it reveals the overlap of party preferences among voters and shows the competitiveness of a party system. Second, it allows the analysis of party preferences of non-voters and voters of small parties. Third, it provides much more information on party preferences of a voter than an ipsative party choice variable, and this information might be of special interest for the analysis of an unstable electorate of new democracies. However, the idea to use a PTV measure to analyze the support for *generic* party appears to be somewhat controversial. The analysis suggests that this approach only provides meaningful results for variables that are measured directly for a respondent*party combination used in stacked matrix. Moreover, the comparison of different models demonstrates that if party level variables are to be included in the model, the PTVs of a generic party should be modelled using a cross-classified, multilevel model, rather than an OLS regression.

1 priedas. Modelių, į kuriuos įeina ekonominės būklės ir korupcijos lygio vertinimai, palyginimas (b koeficientai ir standartinė paklaida)

	LVŽS	TS-LKD	LSDP	LRLS	LLRA	TT	DP
(Konstanta)	6,72*** (0,75)	3,73*** (0,77)	6,12*** (0,77)	5,72*** (0,73)	7,74*** (0,70)	7,77*** (0,72)	5,98*** (0,70)
Amžius	0,02** (0,01)	0,00 (0,01)	0,02** (0,01)	-0,02* (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)
Lytis (ref. vyras)	0,30 (0,19)	0,11 (0,19)	0,09 (0,20)	0,07 (0,18)	0,19 (0,18)	-0,06 (0,18)	-0,07 (0,18)
Sovietmečio vertinimas (ref. sutinka)							
nei taip, nei ne	0,07 (0,23)	-0,16 (0,23)	-0,51* (0,23)	-0,35 (0,22)	-0,43* (0,21)	-1,06*** (0,21)	-1,06*** (0,21)
nesutinka	-0,02 (0,26)	1,00*** (0,27)	-0,65* (0,26)	0,12 (0,25)	-0,74** (0,24)	-1,29*** (0,25)	-1,51*** (0,24)
nežino	0,40 (0,39)	0,62 (0,39)	-0,79* (0,39)	-0,27 (0,37)	0,03 (0,37)	-0,60 (0,37)	-0,48 (0,36)
Relingumas (ref. dažnai)							
retai	0,11 (0,22)	-0,65** (0,22)	0,15 (0,23)	-0,04 (0,21)	-0,49* (0,21)	-0,29 (0,21)	-0,26 (0,21)
beveik niekada	0,13 (0,24)	-1,30*** (0,23)	0,28 (0,24)	-0,74*** (0,22)	-0,55* (0,23)	-0,14 (0,23)	-0,05 (0,22)
Išsimokslinimas (ref. pagrindinis)							
vidurinis	-0,17 (0,25)	0,01 (0,24)	0,35 (0,25)	-0,42 (0,24)	-0,31 (0,24)	-0,27 (0,24)	0,00 (0,23)
aukštas	-0,24 (0,31)	0,03 (0,30)	0,30 (0,31)	-0,18 (0,29)	-0,75* (0,29)	-0,70* (0,30)	-0,50 (0,29)
Gyvenvietė (ref. kaimas)							
miestas	-0,14 (0,22)	0,12 (0,21)	-0,45* (0,22)	0,27 (0,21)	-0,30 (0,21)	-0,68*** (0,21)	-0,08 (0,20)
Kaunas	-0,62 (0,33)	0,21 (0,31)	-1,62*** (0,33)	-0,43 (0,29)	0,32 (0,32)	-0,66* (0,30)	0,04 (0,30)
Vilnius	-0,13 (0,27)	0,84** (0,26)	-0,17 (0,27)	0,64** (0,25)	0,29 (0,24)	-0,00 (0,25)	0,60* (0,25)
Tautybė (ref. nelietuvis)	-0,01 (0,30)	0,91** (0,30)	-0,06 (0,31)	0,17 (0,27)	-3,32*** (0,27)	-0,49 (0,29)	-0,63* (0,28)
Pajamos	-0,06* (0,02)	0,04 (0,02)	-0,04 (0,03)	0,04 (0,02)	-0,05* (0,02)	-0,12*** (0,02)	-0,05* (0,02)
Užsiėmimas (ref. specialistai)							
tarnautojai	-0,25 (0,32)	0,02 (0,30)	-0,17 (0,32)	-0,32 (0,29)	-0,29 (0,29)	-0,13 (0,30)	-0,29 (0,30)

1 priedo tēsinys

	LVŽS	TS-LKD	LSDP	LRLS	LLRA	TT	DP
darbininkai	-0,21 (0,32)	-0,46 (0,32)	-0,14 (0,33)	-0,36 (0,30)	-0,30 (0,30)	-0,01 (0,31)	-0,26 (0,31)
kita	-0,68* (0,32)	0,14 (0,31)	-0,39 (0,32)	-0,18 (0,29)	-0,65* (0,30)	-0,72* (0,30)	-0,57 (0,30)
Ekonomikos būklės vertinimas (ref. pagerėjo)							
nepasikeitė	0,09 (0,27)	-0,14 (0,27)	-1,16*** (0,28)	-0,26 (0,26)	-0,02 (0,26)	-0,38 (0,26)	-0,59* (0,26)
pablogėjo	0,15 (0,29)	-0,26 (0,29)	-1,50*** (0,30)	-0,54 (0,27)	0,05 (0,28)	-0,25 (0,28)	-0,36 (0,28)
labai pablogėjo	-0,55 (0,37)	-0,18 (0,37)	-2,09*** (0,39)	-0,98** (0,35)	-0,41 (0,36)	-0,48 (0,36)	-0,43 (0,36)
Korupcijos vertinimas (ref. labai paplitusi)							
gana paplitusi	0,15 (0,19)	0,59** (0,18)	0,47* (0,19)	0,50** (0,17)	0,30 (0,17)	0,34 (0,17)	0,40* (0,17)
nepaplitusi	0,14 (0,47)	1,32** (0,47)	1,41** (0,50)	1,12* (0,47)	1,79*** (0,48)	1,70*** (0,50)	1,76*** (0,46)
Rusija LVŽS	-0,30*** (0,04)						
Rusija TS-LKD		-0,39*** (0,03)					
Rusija LSDP			-0,21*** (0,04)				
Rusija LRLS				-0,22*** (0,04)			
Rusija LLRA					-0,20*** (0,03)		
Rusija TT						-0,21*** (0,04)	
Rusija DP							-0,23*** (0,03)
R ²	0,11	0,32	0,13	0,16	0,32	0,19	0,18
Adj. R ²	0,09	0,30	0,11	0,14	0,29	0,17	0,15
N	804	930	914	840	762	849	867

*** p < 0,001, ** p < 0,01, * p < 0,05

2 priedas. Modelių, į kuriuos įeina lyderių vertinimai, palyginimas (b koeficientai ir standartinė paklaida)

	LVŽS	TS-LKD	LSDP	LRLS	LLRA	TT	DP
(Konstanta)	1,33** (0,51)	0,95 (0,57)	1,11* (0,54)	2,14*** (0,60)	2,20*** (0,59)	2,03*** (0,54)	1,82** (0,60)
Amžius	0,00 (0,00)	0,01 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,02*** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,01 (0,00)	-0,00 (0,01)
Lytis (ref. vyras)	0,11 (0,12)	0,02 (0,14)	-0,10 (0,13)	-0,11 (0,14)	0,02 (0,14)	-0,07 (0,13)	-0,13 (0,14)
Sovietmečio vertinimas (ref. sutinka)							
nei taip, nei ne	-0,05 (0,15)	-0,17 (0,17)	-0,19 (0,16)	-0,40* (0,17)	-0,10 (0,17)	-0,32* (0,15)	-0,47** (0,17)
nesutinka	0,02 (0,17)	0,67*** (0,19)	-0,12 (0,18)	0,04 (0,20)	-0,10 (0,19)	-0,43* (0,17)	-0,88*** (0,20)
nežino	-0,20 (0,25)	0,27 (0,29)	-0,20 (0,26)	-0,45 (0,30)	0,27 (0,29)	0,21 (0,26)	0,25 (0,30)
Relingumas (ref. dažnai)							
retai	-0,04 (0,14)	-0,39* (0,16)	0,10 (0,15)	0,07 (0,16)	-0,37* (0,16)	-0,05 (0,15)	-0,08 (0,17)
beveik niekada	0,17 (0,15)	-0,45** (0,17)	0,36* (0,16)	-0,21 (0,18)	-0,16 (0,18)	0,05 (0,16)	0,12 (0,18)
Išsimokslinimas (ref. pagrindinis)							
vidurinis	-0,16 (0,16)	0,18 (0,18)	0,03 (0,17)	-0,11 (0,19)	-0,27 (0,18)	-0,04 (0,17)	0,23 (0,19)
aukštas	-0,27 (0,20)	0,19 (0,22)	-0,19 (0,21)	0,11 (0,23)	-0,46* (0,23)	-0,20 (0,21)	-0,20 (0,23)
Gyvenvietė (ref. kaimas)							
miestas	0,06 (0,14)	-0,07 (0,15)	0,06 (0,15)	0,19 (0,16)	-0,08 (0,16)	-0,15 (0,14)	0,29 (0,16)
Kaunas	-0,14 (0,21)	0,33 (0,23)	-0,16 (0,22)	-0,22 (0,24)	0,12 (0,25)	-0,20 (0,21)	0,39 (0,24)
Vilnius	-0,11 (0,17)	-0,06 (0,19)	0,06 (0,18)	-0,18 (0,20)	-0,11 (0,19)	-0,42* (0,18)	0,26 (0,20)
Tautybė (ref. nelietuvis)	-0,14 (0,19)	0,11 (0,22)	-0,02 (0,21)	0,02 (0,22)	-1,11*** (0,23)	-0,40* (0,20)	-0,29 (0,23)
Pajamos	-0,00 (0,02)	0,02 (0,02)	-0,01 (0,02)	0,04* (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,04* (0,02)	-0,02 (0,02)
Užsiėmimas (ref. specialistas)							
Tarnautojai	-0,09 (0,20)	-0,21 (0,22)	-0,16 (0,21)	-0,11 (0,23)	-0,03 (0,23)	0,21 (0,21)	-0,20 (0,24)

2 priedo tēsinys

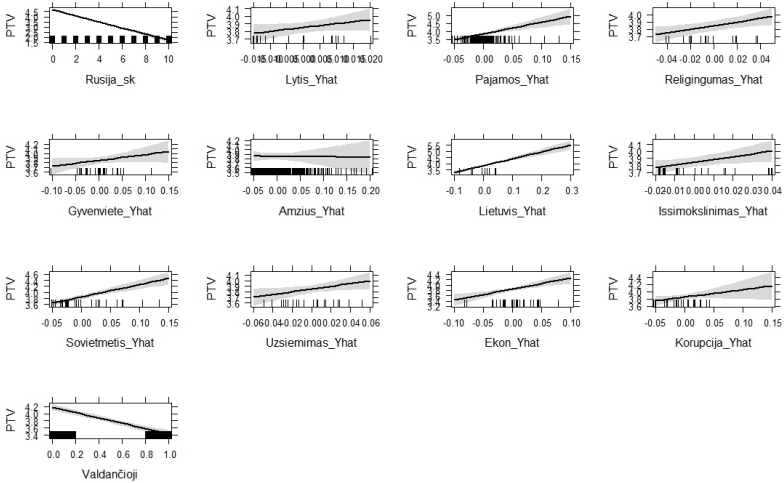
	LVŽS	TS-LKD	LSDP	LRLS	LLRA	TT	DP
Darbininkai	-0,17 (0,21)	-0,50* (0,23)	-0,29 (0,22)	-0,18 (0,24)	-0,05 (0,24)	0,10 (0,21)	-0,28 (0,24)
Uzņēmīmas	-0,20 (0,21)	-0,15 (0,22)	-0,21 (0,22)	0,10 (0,23)	-0,17 (0,23)	-0,12 (0,21)	-0,26 (0,24)
Ekonomikas būklės vertinimas (ref. pagerėjo)							
nepasikeitė	0,14 (0,17)	0,09 (0,20)	-0,14 (0,19)	0,12 (0,21)	0,29 (0,21)	-0,03 (0,18)	-0,31 (0,21)
pablogėjo	0,19 (0,18)	0,15 (0,21)	-0,22 (0,21)	0,05 (0,22)	0,30 (0,22)	0,09 (0,19)	-0,16 (0,22)
pablogėjo	0,14 (0,24)	0,50 (0,27)	-0,05 (0,27)	0,04 (0,28)	0,15 (0,28)	-0,10 (0,25)	-0,20 (0,28)
Korupcijas vertinimas (ref. labai paplitusi)							
gana paplitusi	-0,07 (0,12)	-0,02 (0,13)	0,15 (0,13)	0,19 (0,14)	0,23 (0,13)	0,28* (0,12)	0,37** (0,14)
nepaplitusi	-0,55 (0,31)	0,33 (0,35)	0,16 (0,34)	0,16 (0,38)	0,81* (0,37)	0,95** (0,35)	0,85* (0,38)
Rusija LVŽS	-0,11*** (0,03)						
Rusija TS-LKD		-0,17*** (0,03)					
Rusija LSDP			-0,08** (0,03)				
Rusija LRLS				-0,12*** (0,03)			
Rusija LLRA					-0,03 (0,03)		
Rusija TT						-0,04 (0,03)	
Rusija DP							-0,12*** (0,03)
R. Karbauskio vertinimas	0,81*** (0,02)						
G. Landsbergio vertinimas		0,72*** (0,03)					
A. Butkevičiaus vertinimas			0,83*** (0,03)				
R. Šimašiaus vertinimas				0,63*** (0,03)			

2 priedo tęsinys

	LVŽS	TS-LKD	LSDP	LRLS	LLRA	TT	DP
V. Tomaševskio vertinimas					0,69*** (0,03)		
R. Pakso vertinimas						0,71*** (0,02)	
V. Mazuronio vertinimas							0,64*** (0,03)
R ²	0,64	0,65	0,61	0,50	0,61	0,62	0,50
Adj. R ²	0,63	0,64	0,60	0,48	0,60	0,61	0,49
N	783	912	910	810	730	831	835

*** p < 0,001, ** p < 0,01, * p < 0,05

3 priedas. MK regresijos modelio su kupetine matrica nepriklausomų kintamųjų įtaka priklausomam kartu su pasikliautiniais intervalais



4 priedas. MK regresijos su kupetine matrica, įtraukus partijos kategorinį kintamąjį, rezultatai

	b	SE	t	Pr(> t)
(Konstanta)	6,82083	0,09459	72,106	< 2e-16***
Rusija skirtumas	-0,26346	0,01351	-19,503	< 2e-16***
Lytis	4,03738	3,04457	1,326	0,184861
Pajamos	7,10342	1,51934	4,675	3,00e-06***
Religingumas	3,59182	0,82144	4,373	1,25e-05***
Gyvenvietė	3,05597	0,72371	4,223	2,45e-05***
Amžius	-0,17450	0,85371	-0,204	0,838045
Tautybė	5,85666	0,57910	10,113	< 2e-16***
Įšimokslinimas	5,94446	1,64150	3,621	0,000296***
Sovietmetis	5,10551	0,60152	8,488	< 2e-16***
Užsiėmimas	1,67826	1,07603	1,560	0,118890
Ekonomikos būklė	3,99886	0,96179	4,158	3,26e-05***
Korupcijos vertinimas	2,04080	1,17250	1,741	0,081812
Valdančioji partija	-3,41693	0,12445	-27,457	< 2e-16***
Partija (ref, LVŽS)				
TS-LKD	-2,16470	0,12514	-17,298	< 2e-16***
LSDP	1,97488	0,12015	16,437	< 2e-16***
LRLS	-1,90311	0,12634	-15,063	< 2e-16***
LLRA	-3,66213	0,12911	-28,364	< 2e-16***
TT	0,24512	0,12213	2,007	0,044793*
DP	NA	NA	NA	NA