

ERDVINĖ RINKIMINIO AKTYVUMO ANALIZĖ VILNIAUS MIESTE

Gerda Burneikaitė

Vilniaus universiteto Tarptautinių santykių ir politikos mokslų instituto (VU TSPMI) absolventė⁸

Vokiečių g. 10, LT-01130, Vilnius

El. paštas: gerdaburneikaite@gmail.com

Burneikaitė G. SPATIAL ANALYSIS OF VOTER TURNOUT IN VILNIUS CITY. *Geografijos metraštis*, 51, 2018.

Abstract. The paper analysis the spatial differences of voters turnout in Vilnius city. The context sociodemographic factors have been determined for the explanation of voter turnout differences. The theories of spatial effects – spatial heterogeneity and spatial dependency have been employed in order to research phenomenon of voter turnout as spatially dependent process. It was revealed that spatial effects are to be evaluated in order to understand spatial differences in voting behavior in the context of socio-demographic variables. Three methods of regression analysis have been employed: multinomial linear OLS regression, geographically weighted regression, and spatial lag regression.

References 57. Figs 8. Tables 5. In Lithuanian, summary in English.

Keywords: spatial analysis, voter turnout, spatial effects, spatial lag regression, geographically valued regression, electoral geography, Vilnius.

Įvadas

Miestai, šiandien išnaudojantys naujas technologijas, tampa pagrindiniu ekonomikos varikliu, juose kuriasi paslaugų centrai, yra geriau apmokamos darbo vietos. Saskia Sassen tokius miestus įvardija „globaliais“, o pagrindinė tokio miesto savybė tikriausiai yra integracija tarptautinėje ekonominėje sistemoje (Sassen, 2005). Nepaisant to, kad dalyvavimas tarptautinėje ekonomikos sistemoje išskiria miestus jų dinamiškumu bei pragyvenimo lygiu, nereikėtų pamiršti ir kitų tokios „miesto globalizacijos“ pasekmių. Viena vertus, tai padeda sukurti pridėtinės ekonominės vertės miesto gyventojams, kita vertus, teigiama, kad didžiausi nelygybės skirtumai atsiranda būtent miestuose (Sassen, 1996; Lipman, 2002; Fainstein, 2001). Knygoje „Socio-Economic Segregation in European Capital Cities: East Meets West“, kurioje buvo nagrinėjama socioekonominė segregacija trylikoje Europos miestų, įskaitant Vilnių, prieita prie bendrų išvadų, kad nors Europos miestai ir pasižymi santykinai žemesniu segregacijos lygiu nei miestai Jungtinėse Amerikos Valstijose, skirtys tarp turtingų ir vargingų kaimynysčių (angl. *neighbourhoods*) ryškėja (Tammaru et al., 2016). Remiantis šios knygos skyriumi, kuriame buvo nagrinėta Vilniaus socioekonominė segregacija, galima teigti, kad nors, matuojant segregacijos lygius Vilniuje, pastarosios indeksas nėra aukštas, visgi skirtis tarp turtingų ir vargingesnių žmonių, vertinant pagal jų gyvenamąją vietą, ryškėja lyginant 2001 ir 2011 metų visuotinio Lietuvos Respublikos gyventojų surašymo duomenis (Valatka et al., 2015).

⁸ Straipsnis parengtas pagal VU TSPMI 2018 m. apgintą magistro darbą.

Kartu su erdviniais sociodemografinių kintamųjų išsidėstymo miestuose skirtumais, galima matyti ir tam tikras rinkiminio elgesio, įskaitant rinkiminį aktyvumą, išsidėstymo erdvėje tendencijas. Todėl analizuojant rinkiminį aktyvumą miestuose, dažnai buvo naudojami erdvės vienete (gyventojų surašymo arba rinkimų apylinkėje) surinkti duomenys, kurie į tyrimus leidžia įtraukti tam tikrą vietą apibrėžiančius kontekstinius veiksnius, siekiant nustatyti, kurie iš jų yra reikšmingi aktyvumo skirtumams paaiškinti (Warf, Leib, 2011). Tačiau siekiant tinkamos konteksto įtakos įvertinimo rinkiminiam elgesiui, nepakanka sociodemografinių kintamųjų įtraukimo į tiesinės OLS regresijos modelį ar tiesiog jų pavaizdavimo žemėlapyje – dviejų plačiai rinkimų geografijoje naudotų analizės būdų (Agnew, 1996). Vystantis erdvinės ekonometrijos ir rinkimų geografijos mokslams buvo pastebėta, kad savaime sociodemografiniai kintamieji nėra pakankami norint paaiškinti rinkiminio elgesio erdvinius skirtumus. Egzistuoja teorinės ir metodologinės priežastys, kodėl pati erdvė, suprantama per tam tikros vietos koordinatas ir atstumus nuo kitų vietų, yra svarbi. Neįtraukiant tokio erdvės supratimo ir bandant rinkiminį elgesį paaiškinti remiantis vien kontekstiniais veiksniais, galima padaryti neteisingas išvadas apie kintamųjų poveikį. Todėl pastaruoju metu tyrėjai vis dažniau naudoja agreguotus erdvinis duomenis, siekdami rinkiminio elgesio erdviniam skirtumams paaiškinti atsižvelgiant ne tik į sociodemografinius kintamuosius, bet ir į erdvinę padėtį: tiek kalbant apie rinkiminį aktyvumą (Lacombe et al., 2014; Saib, 2017; Shin, Agnew, 2016; Mansley, Demšar, 2015), tiek pasirinkimą, už ką balsuoti (Lacombe, Shaughnessy, 2007; Burnett, Lacombe, 2012; Cutts et al., 2014; Jensen et al., 2012).

Išryškėja du aspektai, kurie yra svarbūs siekiant suprasti rinkiminį elgesį mieste: 1) kontekstas, kuris apibrėžia tam tikrą miesto vietą (geografinis erdvinis vienetas); 2) erdvė – tam tikromis koordinatėmis ir atstumais nusakomų vietų visuma. Pagrindinis šio tyrimo objektas yra pastaruoju būdu suprantama erdvė, kuri sudaro prielaidas atsirasti erdviniam efektams, galintiems turėti įtakos rinkiminio elgesio tyrimams. Pabrėžiama, kad net ir norint tinkamai interpretuoti konteksto veiksnių įtaką rinkiminiam aktyvumui, būtina atsižvelgti į tai, kad yra analizuojami erdviniai duomenys, todėl ir pati erdvė tampa svarbiu aiškinamuoju kintamuoju (Haining, 2009). Pirma, erdvės poveikis gali pasireikšti per erdvinį heterogeniškumą, tai yra skirtingą kintamųjų poveikį skirtingose vietose. Antra, erdvės poveikis gali pasireikšti per erdvinę priklausomybę, tai yra vienu erdvės vienetų poveikį kitiems (Anselin, 1988). Pastarojo tipo poveikis gali būti susijęs su teorijomis, kalbančiomis apie socialinės interakcijos procesų rezultatus (Anselin, 2009).

Apskritai, rinkiminis aktyvumas Lietuvoje daugiausia buvo tirtas tiek kokybinėse, tiek kiekybinėse individo lygmens analizėse (Ramonaitė, 2006; Petronytė, 2008; Imbrasaitė, 2002; 2004; Žiliukaitė, 2014, a; 2014, b). Net ir rinkimų geografijos ribose tyrimų, kuriuose į erdvę būtų žiūrima kaip į vieną aiškinamųjų kintamųjų, Lietuvoje nebuvo atlikta. Šios krypties tyrimuose Lietuvoje labiausiai kreipta į tai, kaip erdvėje pasiskirsto tam tikrų partijų rinkėjai (Baranauskaitė, Tučas, 2014; Savickaitė et al., 2013; Ubarevičienė et al., 2015; Baranauskaitė et al., 2015). Vis dėlto net ir tiriant rinkėjo pasirinkimą, daugiausia naudoti metodai, leidžiantys vizualiai įvertinti rinkėjų susiskirstymą skirtingose vietose ar pateikiant koreliacijas tarp tam tikro kintamojo ir partijų rinkėjų dalies.

Pagrindinis šio straipsnio tikslas yra dvejopas: 1) pasiūlyti metodologiją, kuri į rinkiminio aktyvumo tyrimus leistų įtraukti erdvę; 2) ištirti rinkiminio aktyvumo skirtumus Vilniaus mieste pritaikant pasiūlytą metodologiją. Analizei pasirinktas Vilniaus miestas kaip daugiausia

gyventojų turintis miestas Lietuvoje. Empirinę tyrimo dalį sudaro trys regresinės analizės metodai: daugianarė tiesinė OLS regresija, geografiškai pasverta regresija ir erdvinė lag regresija. OLS regresija yra naudojama kaip atskaitinis modelis, su kuriuo lyginami kiti du modeliai, leidžiantys į analizę įtraukti erdvę. Analizei pasirinkti 2012 metų LR Seimo rinkimai, kadangi tai buvo artimiausiu laiku nuo 2011 metais visuotinio gyventojų surašymo vykę nacionaliniai rinkimai. Tuo tarpu gyventojų surašymo duomenys yra reikalingi siekiant operacionalizuoti kontekstinius veiksnius, galinčius nulemti rinkiminio aktyvumo skirtumus.

Galiausiai svarbu apibrėžti, kaip šiame tyrime yra suprantamos vietos, konteksto ir erdvės sąvokos. Vieta yra laikomas apibrėžtas erdvinis ploto vienetas, atitinkantis vieneta, kuriame buvo surinkti duomenys. Kontekstu laikomi sociodemografiniai veiksniai, apibrėžiantys vietą. Tuo tarpu erdvės supratimas šiame darbe atitinka erdvinėje analizėje dažniausiai naudojamą socioekonominę erdvės sampratą, kurioje erdvė apibrėžiama per santykinę vietą, t. y. vietos padėtį bei tai, kokios ir kokiu atstumu šalia yra kitos vietos (Coullelis, 1992).

Erdvinių efektų teorijos

Galima išskirti dvejopo pobūdžio erdvinius efektus, per kuriuos erdvė tampa svarbi siekiant paaiškinti socialinius procesus: erdvinę priklausomybę ir erdvinį heterogeniškumą. Šie du erdviniai efektai yra svarbūs ne tik teoriniam erdvės vaidmens pagrindimui, tačiau ir metodologiniams pasirinkimams, norint tinkamai inkorporuoti erdvę į tyrimus (Anselin, 1988). Todėl norint daryti pagrįstas išvadas apie procesus, kurie yra susiję su erdve ir kuriems analizuoti yra naudojami ir erdviniai duomenys, būtina atkreipti dėmesį ir į tinkamus analizės instrumentus. Analizuojant erdvinius duomenis, ne visais atvejais yra tinkama taikyti daugianarę tiesinę OLS regresiją, kuri vis dėlto yra vienas populiariausių analizės metodų, taip pat taikytas ir erdvinę struktūrą turintiems duomenims analizuoti (Brundson, 2009).

Erdvinis heterogeniškumas

Erdvinis heterogeniškumas, viena vertus, gali būti suprantamas kaip netolygus tam tikrų stebėjimų išsidėstymas erdvėje (Anselin, 1988). Pavyzdžiui, vienoje vietoje gyvena daugiau žmonių nei kitose (Anselin, 1995); analogiškai – vienoje vietoje rinkimuose balsuoja daugiau žmonių nei kitose. Antra vertus, erdvinis heterogeniškumas gali pasireikšti ir per skirtingus ryšius tarp kintamųjų skirtingose vietose (Brundson et al., 1996). Tad norint paaiškinti reiškinį, kuris yra tam tikru būdu išsidėstęs erdvėje, verta apsvaistyti prielaidą, ar šie erdviniai skirtumai nėra atsiradę ir dėl to, kad skirtingose vietose tas pats kintamasis gali nulemti skirtingus rezultatus. Nors apie erdvinį heterogeniškumą dažniau kalbama regioninių ir gamtos mokslų kontekste, egzistuoja priežastys, kodėl tai galėtų būti aktualu ir politikos mokslams. Tai yra, kodėl vienoje vietoje viena priežastis rinkiminį aktyvumą veiktų vienaip, o kitose – kitaip (ar būtų susijusi priešingu ryšiu, ar silpnesniu / stipresniu tos pačios krypties ryšiu). Viena iš pagrindinių priežasčių, kodėl šių ryšių pobūdis galėtų skirtis, yra pačių nagrinėjamų erdvės vienetų skirtumai. Pavyzdžiui, egzistuoja skirtumai tarp mažesnio ploto tankiai apgyvendintų bei didesnių retai apgyvendintų vietų (Cho ir Gimpel, 2012). Tad net ir viename mieste galima rasti ganėtinai skirtingų savo struktūra vietų (labiau urbanizuotų ar naujesnių priemiesčių).

Čia kyla pirmoji metodologinė tyrimo implikacija – skirtingas kintamųjų poveikis skirtingose vietose. A. Stewartas Fotheringhamas, Chrisas Brundsonas ir Martinas Charltonas

(2002) teigia, kad egzistuojant erdviniam heterogeniškumui ir bandant jį atspindėti globaliais koeficientais, gali atsirasti erdvinis Simpsono paradokso atitikmuo. Tuo norima atkreipti dėmesį į tai, kad, analizuojant duomenis grupėse (ar erdviniuose vienetuose) ar paskui juos suagregavus, galima gauti prieštarigus rezultatus. Tad kalbant apie erdvinį heterogeniškumą ir tinkamą jo tyrimo metodologiją, pagrindinė yra erdvinio nestacionarumo (angl. *nonstationarity*) sąvoka. Jei ryšiai tarp kintamųjų nėra stacionarūs tiriamoje erdvėje, tai gali sukelti sunkumų interpretuojant globalius koeficientus, kurie nurodo, koks ryšys tarp kintamųjų yra visoje tiriamoje erdvėje (Fotheringham et al., 1998). Tad regresijos modeliai, įskaitant ir tiesinę OLS regresiją, pateikiantys globalius koeficientus ir neatsižvelgiantys į erdvinį heterogeniškumą, gali pasižymėti neinformatyviais koeficientais (Cho, Gimpel, 2012).

Erdvinė priklausomybė

Lucas Anselinas atkreipė dėmesį, kad regioniniuose moksluose naudojami duomenys dažnai yra apibrėžti erdvės, t. y. gali būti apibūdinami per koordinates, atstumus nuo kitų stebėjimų. Viena pagrindinių erdvinės priklausomybės prielaidų yra ta, kad pasikeitimai vienoje vietoje turės įtakos tam, kas įvyks kitoje greta esančioje vietoje. Anot Anselino, egzistuoja dvi priežastys, kodėl ši priklausomybė gali atsirasti. Pirma, dėl matavimo klaidos. Ši matavimo klaida atsiranda dėl pačios duomenų specifikos – jie yra renkami dirbtinai nustatytuose erdviniuose vienetuose, tad tikėtina, kad vieno vieneto paklaidos bus susijusios su kito vieneto paklaidomis. Antra priežastis, kodėl gali atsirasti erdvinė priklausomybė, yra socialinės sąveikos procesai, kurių rezultatas gali būti suprantamas ir kaip tam tikra erdvinė struktūra. Ir, kaip teigė Anselinas, šio tipo erdvinė priklausomybė ir yra svarbiausia, kalbant apie erdvę kaip žmonių elgesį struktūruojantį elementą. Tokia erdvinė priklausomybė leidžia kalbėti apie vieną iš pagrindinių visuomeninės geografijos prielaidų, kuri teigia, kad vieta erdvėje, atstumai tarp erdvės vienetų yra svarbūs, lemiant įvairius procesus erdvėje (Anselin, 1988). Būtent pastarojo tipo erdvinė priklausomybė ir leidžia kelti įdomiausius klausimus apie tai, kokių būdu erdvė yra svarbi lemiant ir rinkiminį elgesį.

Wendy K. Tam Cho ir Jamesas G. Gimpelis, aptardami įvairias erdvinių tyrimų perspektyvas Jungtinėse Amerikos Valstijose (JAV) politikos tyrimų kontekste, pažymi, kad politikos moksluose ryšys tarp erdvinės priklausomybės bei rinkiminio elgesio labiausiai atitinka „užkrato“ (angl. *contagion*) ir difuzijos teorijas (Cho ir Gimpel, 2012). Kaip nustatė Cho ir Thomas J. Rudolphas, tyrė JAV miestus, politinis dalyvavimas ten yra veikiamas erdvės, t. y. sprendimą eiti balsuoti veikia ir gyvenančių šalia ėjimas balsuoti. Be to, jie neneigia, kad kiti individo ar miesto lygmens kintamieji nėra susiję su politiniu dalyvavimu, tačiau pabrėžia, kad esminis veiksnys visgi yra šalia gyvenančiųjų elgesys, tad politinis dalyvavimas yra nulemtas „užkrato“, kuris nepriklauso nuo tokių veiksmių kaip individo dalyvavimas socialiniuose tinkluose arba kitų individo ar agreguoto lygmens veiksmių (Cho, Rudolph, 2002). Viena vertus, tai parodo, kad vieta yra nepaprastai svarbi, kalbant apie žmogaus politinį elgesį. Ir, kartu, kaip svarsto Cho ir Rudolphas, gali būti, kad užtenka stebėti netoli gyvenančių žmonių elgesį, tam, kad perimtum jų elgesio modelius, t. y. nebūtinas tiesioginis kontaktas (Cho, Rudolph, 2002). Geografija, taigi erdvė, yra svarbi plitimo, difuzijos, sklidimo (angl. *flow*) procesams, dėl to, kad ji gali turėti įtakos tam, kaip ir kur gali skliti informacija. „Užkratas“ yra suprantamas kaip kažko perdavimas iš vieno vieneto į kaimyninį vienetą; difuzija yra panašus procesas, tik plačiau erdvėje; tuo tarpu sklidimas

suprantamas kaip informacijos judėjimas. Tad geografija apibrėžia tai, kur plitimo ir difuzijos būdu galima perduoti įvairias normas, idėjas, kultūrą (Hui, Cho, 2017). Kartu ir rinkiminis elgesys, įskaitant ir atėjimą balsuoti, gali būti suprantamas kaip viena iš elgesio normų, perduodama šiais mechanizmais.

Tad čia iškyla ir antroji tyrimo metodologinė implikacija – erdvinė priklausomybė ir klausimas, kaip ją išmatuoti. Tyrimai, kuriuose matuojamas tam tikrų erdvėje išmatuotų kintamųjų poveikis priklausomajam kintamajam, galima sakyti, leidžia matyti konteksto poveikį. Tačiau, tikėtina, kad erdvinę struktūrą turinčių duomenų analizė naudojant tiesinę OLS regresiją gali nulemti neteisingus rezultatus: šališkus koeficientus, neteisingas kintamųjų poveikio kryptis, per mažas standartines paklaidas. Taip atsitinka todėl, kad tiesinė OLS regresija gali būti netinkamas metodas erdviniam duomenims analizuoti dėl galimos erdvinės autokoreliacijos tarp regresijos paklaidų (Darmofal, 2006). Siekiant šią erdvinę autokoreliaciją įvertinti, galima naudoti Morano I vietinės statistikos testą, kuris parodo, ar regresijos paklaidos erdviškai autokoreliuoja. Egzistuojant šiai autokoreliacijai, tiesinė OLS regresija nėra tinkamas metodas analizei. Tokiu atveju, norint nustatyti nepriklausomųjų kintamųjų įtaką, atsižvelgiant į erdvinis efektus, gali būti taikomi erdvinės ekonometrijos modeliai. Anselinas, vienas pagrindinių mokslininkų erdvinės ekonometrijos lauke, teigia, kad du pagrindiniai modeliai, kurie gali padėti atsižvelgti į erdvinę autokoreliaciją regresijos paklaidose yra erdvinė lag bei erdvinė paklaidos (angl. *error*) regresija. Erdvinė paklaidos regresija yra skirta atvejams, kai erdvinė priklausomybė atsiranda dėl matavimo paklaidos. Tuo tarpu erdvinė lag regresija atsižvelgia į tai, kad priklausomasis kintamasis vienoje vietoje gali pasižymėti funkcinę priklausomybę su priklausomojo kintamojo reikšmėmis greta esančiuose erdvinuose vienetuose (Anselin 2009) – t. y. erdvinė priklausomybė pagrindžiama teoriškai.

Tad apibendrinant galima teigti, kad tinkamo modelio pasirinkimas, viena vertus, gali būti suponuojamas rinkiminį elgesį aiškinančios teorijos, kita vertus – metodologinės implikacijos, kylančios iš fakto, kad analizuojant erdvinis duomenis pritaikius tiesinę OLS regresiją, gali atsirasti erdvinė autokoreliacija tarp regresijos paklaidų. Tačiau pagrindinis akcentas visgi turi būti nukreiptas į teoriją, kadangi metodologinis klausimas atsiranda tik vėliau – dėl duomenų specifikos, skirtos tai teorijai tikrinti.

Konteksto veiksniai

Nors prielaidas erdviniam efektams atsirasti sudaro tai, kad tam tikros vietos yra šalia, taip pat svarbu ir tai, koks sociodemografinis kontekstas apibrėžia vietą bei kitas šalia esančias vietas. Tad siekiant įvertinti erdvės svarbą rinkiminiam aktyvumui, taip pat reikia identifikuoti tokius veiksniai, kurie rinkiminio aktyvumo skirtumus gali paaiškinti iš konteksto perspektyvos. Siekiant tą padaryti, atsiremiamas į tyrimus, kurie daugiausia remdami rinkiminio aktyvumo teorijomis šį reiškinį bandė paaiškinti miesto kontekste, t. y. nagrinėjo klausimus, kaip įvairių sociodemografinių charakteristikų išsidėstymas skirtingose miesto vietose gali paveikti atėjimą balsuoti.

Vienas iš pagrindinių klausimų, aiškinant rinkiminį aktyvumą mieste, yra susijęs su skirtingų vietų socioekonominiu kontekstu. Pripažįstant, kad mieste vietos skiriasi pagal tai, ar jose gyvena daugiau aukštesnio ar žemesnio socioekonomio statuso gyventojų, galima pagrįstai klausti, kaip tai veikia tos vietos gyventojų rinkiminį aktyvumą. Apskritai, būtų galima tikėtis, kad tose vietose, kur daugiau aukštesnio statuso gyventojų, rinkiminis

aktyvumas bus aukštesnis, tuo tarpu tose vietose, kur daugiau žemesnio socioekonominio statuso gyventojų – žemesnis⁹. Nors kalbant apie vietos gyventojų galimybę susiorganizuoti politiniam kolektyviniam veiksmui, šis ryšys ne visada pasitvirtina (Swaroop, Morenoff, 2006), tiriant balsavimą, ryšys tarp prastesnį socioekonominį kontekstą apibrėžiančių veiksnių ir rinkiminio aktyvumo dažniausiai išlieka neigiamas (Levine et al., 2017; Gimpel, Schuknecht, 2003; Lacombe, Shaughnessy, 2007; Shin, Agnew, 2016). Taip pat ir priešingai – vietose, kur gyvena daugiau resursų (įgijusių aukštesnį išsilavinimą, gaunančių didesnes pajamas) turinčių gyventojų, šis ryšys su rinkiminiu aktyvumu yra teigiamas (Gimpel, Schuknecht, 2003; Cho, Rudolph, 2008; Lacombe, Shaughnessy, 2007).

Kitas svarbus vietos sociodemografinį kontekstą apibrėžiantis veiksnys yra tos vietos gyventojų etninė sudėtis. Tiriant politinį dalyvavimą Vakarų Europos miestuose, daug dėmesio skirta etniškumo / rasiniams klausimams. Pavyzdžiui, W. K. Tam Cho ir kiti, tyrę etninių grupių politinį elgesį JAV, nustatė, kad jei etninė grupė yra pakankamai didelė ir pakankamai koncentruota erdvėje, jos politinis dalyvavimas, tikėtina, bus aukštesnis (Cho et al., 2006). Apie etninę vietos gyventojų sudėtį galima galvoti panašiai kaip apie socioekonominį vietos kontekstą – iškyla klausimas, ar grupė dalyvaus politiniame gyvenime, ar bus marginalizuota ir iš jo pasitrauks. Etniškumo klausimas yra aktualus ir Vilniaus mieste, kuriame yra nemažai lenkų ir rusų tautybės gyventojų. Nors lyginant su Vakarų Europos miestais, Vilnius neišgyvena sparčių segregacijos procesų, istorinio palikimo nulemta etninė miesto sudėtis taip pat iš dalies atliepia Vakarų miestų patirtis. Pastebima, kad ne lietuvių tautybės gyventojai gyvena skurdesnėse Vilniaus miesto dalyse, taip pat greta vieni kitų (t. y. matoma etninė gyventojų koncentracija skirtingose miesto vietose) (Burneika, Ubarevičienė, 2016).

Be jau aptartų sociodemografinių savybių, yra svarbu atsižvelgti į vietos gyventojų stabilumą (Geys, 2006). Vietos stabilumas yra susijęs su ribotu gyventojų mobilumu – t. y. kuo mažesnė gyventojų kaita, tuo labiau tikėtini glaudesni socialiniai ryšiai tarp gyventojų. Šis kintamasis yra laikomas pagrindine struktūrine savybe, nulemiančia vietos organizaciją (Swaroop, Morenoff, 2006). Būtent toks stabilumo kontekstas, leidžiantis formuotis ryšiams, galimai sukuria tinkamą kontekstą individualiam politiniam veikimui. Skirtingi autorių tyrimai rodo, kad kaimynystės stabilumas yra vienas iš pagrindinių politinį dalyvavimą paaiškinančių veiksnių (Levine et al., 2017; Geys, 2006).

Metodologija

Duomenys buvo analizuoti naudojant R programą¹⁰. Duomenų analizei naudoti du pagrindiniai duomenų šaltiniai: Vyriausiosios rinkimų komisijos (VRK) duomenys, kuriuose pateikiama informacija apie rinkiminį aktyvumą 2012 m. spalio 14 d. vykusiame LR Seimo rinkimų pirmame ture ir Lietuvos statistikos departamento duomenys iš 2011 m. vykdyto visuotinio Lietuvos gyventojų surašymo. Abu duomenų rinkiniai buvo susieti su geografinių duomenų failais (*shapefile* formato) – tai reiškia, kad duomenys absoliučiais skaičiais buvo susieti su erdviniais ploto vienetais (angl. *polygons*), kuriuose šie duomenys buvo surinkti, t. y. rinkiminio aktyvumo duomenys buvo susieti su Vilniaus miesto savivaldybės ribose

⁹ Toks ryšys atitiktų individo lygmens teorijų aiškinimus.

¹⁰ R Core Team, *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2016.

esančiomis rinkimų apylinkėmis, o visuotinio gyventojų surašymo duomenys – su Vilniaus miesto savivaldybės ribose esančiomis gyventojų surašymo apylinkėmis. Vilniaus miesto savivaldybės ribose iš viso yra 872 gyventojų surašymo apylinkės ir 151 rinkimų apylinkė.

Tyrimė naudojami skirtingi kintamieji yra išmatuoti skirtinguose erdvės vienetuose: gyventojų surašymo duomenys yra detalesniuose vienetuose nei rinkiminio aktyvumo duomenys, kadangi gyventojų surašymo apylinkės yra smulkesnės nei rinkimų apylinkės (žiūrėti lentelę žemiau).

1 lentelė. Kintamieji ir erdvių ploto vienetų persidengimo problema

Table 1. Variables and polygon overlap problem

Erdvinis ploto vienetas	Kintamieji
Rinkimų apylinkė	Priklausomasis kintamasis: rinkiminis aktyvumas
Gyventojų surašymo apylinkė	Nepriklausomieji kintamieji: jaunimo, lenkų tautinės mažumos, rusų tautinės mažumos, aukštąjį išsilavinimą turinčių gyventojų, pensininkų, vadovų specialistų, nekvalifikuotų darbininkų, bedarbių dalis

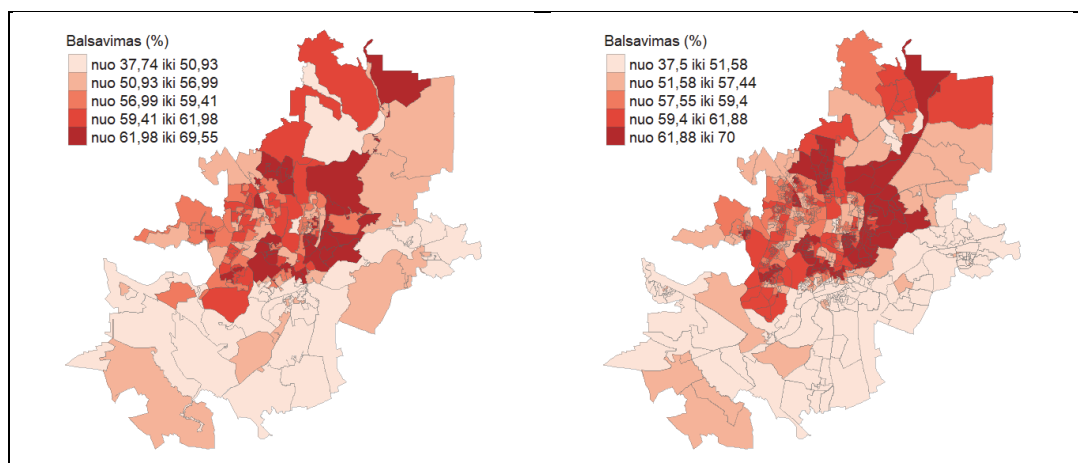
Esant tokiam neatitikimui kyla vadinamoji erdvių ploto vienetų persidengimo problema (Gotway ir Young, 2002). Tai dažna rinkimų geografijoje pasitaikanti problema, kai skirtingi erdvės vienetai, kuriuose yra renkami duomenys, nesutampa. Ši problema dažniausiai kyla dėl administracinių aplinkybių, kuomet skirtingos institucijos yra atsakingos už skirtingų duomenų surinkimą, o šių erdvių vienetų ribos nėra derinamos. Šio tyrimo atveju nesutapimas atsiranda tarp gyventojų surašymo apylinkių (Lietuvos statistikos departamentas) bei rinkimų apylinkių (Vyriausioji rinkimų komisija). Surinkus duomenis skirtinguose vienetuose, pasidaro sunku įvertinti ryšius tarp kintamųjų ir analizuoti duomenis kintant laikui (Flowerdew, Green, 1994) (pvz., pasikeitus rinkimų apylinkių riboms). Apskritai, politikos moksluose (ypač iš rinkimų geografijos perspektyvos) aktualiausias yra gyventojų surašymo ir rinkiminių duomenų sujungimas. Gyventojų surašymo metu renkami duomenys yra tiesiogiai susiję su politikos moksluose keliamais rinkiminio elgesio (tiek dalyvavimo rinkimuose, tiek pasirinkimo už ką balsuoti) paaiškinimais. Vienas ryškiausių bandymų jungti gyventojų surašymo duomenis su rinkimų rezultatais yra 2016 metais Brian Amos ir kitų sukurta JAV nacionalinė duomenų bazė, kurioje viename erdviame lygyje pateikti gyventojų surašymo ir rinkimų rezultatai, panaudojus dažimetrinį erdvinės interpoliacijos (angl. *dasymetric areal weighting*) metodą (Amos et al., 2017).

Siekiant išspręsti erdvių ploto vienetų persidengimo problemą, naudojami įvairūs erdvinės duomenų interpoliacijos metodai: paprastas erdvinis svėrimas (angl. *simple areal weighting*), dažimetrinis svėrimas, įvairūs geostatistiniai krigingo metodai. Nėra sutariama, kuris iš šių metodų yra tiksliausias, autoriai, išbandę įvairius interpoliacijos metodus, gauna skirtingo tikslumo rezultatus (Do et al., 2015). Vis dėlto dažniausiai pasirinktą metodą nulemia turimi duomenys. Šiame tyrime interpoliacija buvo atlikta pasirinkus paprastą erdvės svėrimo metodą. Šis metodas pasirinktas dėl to, kad interpoliacija buvo vykdoma iš vieno erdvių ploto vienetų į kitus, tuo tarpu geostatistiniai metodai, kaip krigingas, yra taikomi interpoliacijai, kai duomenys yra išmatuoti taškuose¹¹. Svarbiausia šio metodo prielaida yra susijusi su duomenų pasiskirstymu erdvėje – manoma, kad jie yra pasiskirstę

¹¹ Žr. ESRI informaciją apie *ArcMap* įrankius, [žiūrėta 2017 12 27], <http://desktop.arcgis.com/en/arcmap/10.3/tools/3d-analyst-toolbox/how-kriging-works.htm>.

tolygiai. Todėl tai leidžia duomenis perskirstyti iš vieno erdvės vieneto į kitą remiantis suskaičiuotu svoriu, atsiremiančiu į erdvinių ploto vienetų plotą (Amos et al., 2017).

Paprastasis erdvės svėrimas buvo atliktas remiantis ESRI pateikiamomis instrukcijomis (Beale, 2012)¹², pasitelkiant *ArcMap* 10.3 Geografinės informacinės sistemas (GIS). Jau atlikus paprastąjį erdvės svėrimą, gautas balsavusių įvertis yra padalijamas iš gauto galinčių balsuoti įverčio, taip išreiškiant rinkiminį aktyvumą procentais. 1 pav. pateikiamas palyginimas tarp erdvinio balsavimo pasiskirstymo rinkimų apylinkėse, ir jau atlikus interpoliaciją – gyventojų surašymo apylinkėse. Šios rinkiminio aktyvumo reikšmės gyventojų surašymo apylinkėse, gautos atlikus paprastąjį erdvinį svėrimą, toliau tyrime yra naudojamos kaip priklausomojo kintamojo reikšmės. Taigi galima matyti, kad pietinėje bei pietrytinėje miesto dalyse rinkiminis aktyvumas yra žemesnis, o aukštesnis rinkiminis aktyvumas matomas šiaurės rytinėje Vilniaus miesto dalyje bei miesto centre.



1 pav. Rinkiminio aktyvumo pasiskirstymas a) rinkiminėse apylinkėse ir b) gyventojų surašymo apylinkėse Vilniaus mieste (Šaltinis: Lietuvos Respublikos Vyriausioji rinkimų komisija, 2012)

Fig. 1. Voter turnout distribution in a) electoral precincts, and b) census blocks (Source: The Central Electoral Commission of the Republic of Lithuania, 2012)

Tokia pat tendencija buvo matoma ir analizuojant VRK pateikiamus rinkiminio aktyvumo skaičius rinkimų apylinkių lygiu. Aukščiausiu rinkiminiu aktyvumu išsiskiria rinkiminės apylinkės Naujamiesčio ir Antakalnio apygardose, tuo tarpu Naujosios Vilnios apygardoje yra net šešios rinkimų apylinkės, pasižyminčios vienu žemiausių rinkiminiu aktyvumu. Vertinant pagal seniūnijas, galima matyti, kad Žvėryno ir Antakalnio seniūnijos

¹² Interpoliacijai buvo naudojami du vektoriniai sluoksniai: pirminis (angl. *source*) – rinkimų apylinkių ploto ir antrinis (angl. *target*) – gyventojų surašymo apylinkių ploto. Interpoliacija buvo atlikta šiais žingsniais: 1. Apskaičiuotas pirminio vektorinio sluoksnio erdvinių ploto vienetų, t. y. rinkimų apylinkių, plotas; 2. Su funkcija *intersect* sujungti pirminis ir antrinis vektoriniai sluoksniai. Atlikus šį žingsnį yra gaunamas naujas duomenų rinkinys su naujais erdviniais ploto vienetais; 3. Apskaičiuojamas naujai gautų erdvinių ploto vienetų plotas; 4. Apskaičiuojamas svėrimo koeficientas, kuris gaunamas padalijant naujai gautų erdvinių ploto vienetų plotą iš pirminių erdvinių ploto vienetų ploto (atitinkančių rinkimų apylinkes); 5. Tuomet iš šio koeficiento yra dauginami tie kintamieji, kuriuos norime peragreguoti. Šiuo atveju, visų pirma, iš šio koeficiento dauginamas rinkėjų apylinkėje skaičius. Antra, dauginamas balsavusiųjų skaičius; 6. Galiausiai, pasitelkiant funkciją *dissolve*, kintamieji yra suagreguojami į antrinių (gyventojų surašymo apylinkių) erdvinių ploto vienetų plotą.

pasižymi keliomis aktyviausiomis rinkimų apylinkėmis. Tuo tarpu Naujosios Vilnios, Naujininkų ir Rasų seniūnijos – mažiausio aktyvumo rinkimų apylinkėmis.

Daugianarė tiesinė OLS regresija

Visų pirma, siekiant modeliuoti ryšius tarp nepriklausomųjų ir priklausomojo kintamųjų taikoma daugianarė tiesinė OLS regresija (toliau – tiesinė OLS regresija). Tiesinė OLS regresija šiame tyrime yra naudojama kaip atskaitinis modelis jai palyginti su kitomis regresijomis, į formulę įtraukiančiomis ir erdvę. Taip pat analizė nuo tiesinės OLS regresijos pradama ir todėl, kad, siekiant pagrįsti erdviųjų modelių naudojimą, tikslinga pradėti nuo šios regresijos ir jos paklaidų analizės.

Geografiškai pasverta regresija

Tuo tarpu, kai tiesinė OLS regresija yra globalus modelis, siekiantis nustatyti regresijos koeficientus, kurie geriausiai paaiškina ryšius tarp nepriklausomųjų kintamųjų bei priklausomojo kintamojo visoje tiriamoje erdvėje, geografiškai pasverta regresija yra metodas, skirtas nagrinėti ryšiams, kurie gali varijuoti erdvėje¹³. Šiame tyrime geografiškai pasverta regresija atlikta naudojant R programos „GWmodel“ paketą, pritaikant *gwr.basis* funkciją. Ši funkcija, modeliuojant ryšius tarp nepriklausomųjų ir priklausomojo kintamųjų, remiasi tokia regresijos formule:

$$y_i = \beta_{i0} + \sum_k \beta_{ik} X_{ik} + \varepsilon_i^{14}$$

Modelis kiekvienoje vietoje yra pritaikomas naudojant pasvertų mažiausių kvadratų (angl. *weighted least squares*) prieigą, kurioje yra naudojama tam tikra svėrimo matrica (Lu et al., 2015). Šios svorių matricos sudarymas yra vienas svarbiausių žingsnių, atliekant geografiškai pasvertą regresiją. Sudarant šią svorių matricą, reikia pasirinkti kelis parametrus, apibrėžiančius svėrimo schemą. Visų pirma, prieš atliekant pačią regresiją, reikia nusistatyti, kiek stebėjimų, esančių aplink kiekvieną erdvinį ploto vienetą, bus įtraukiama į svėrimo matricą (tai atliekama nusistatant *bandwidth*). Taip pat reikia nuspręsti, ar bus naudojama adaptyvi ar fiksuota svėrimo schema. Šiame tyrime naudota adaptyvi svėrimo schema, kuri yra labiau tinkama tokiems atvejams, kai erdvės vienetų dydis skiriasi (Charlton, Fotheringham, 2009).

Kitas pasirinkimas – kernelio (angl. *kernel*) funkcija, kuria remiantis ir yra nustatomi svėrimo matricoje esantys svoriai. Tačiau funkcijos pasirinkimas nėra toks svarbus, kaip sprendimas dėl fiksuotos ar adaptyvios svėrimo schemos. Dažniausiai naudojamos gausiška (angl. *gaussian*) arba bikvadratė (angl. *bi-square*) funkcijos, pastaroji taip pat laikoma beveik gausiška (angl. *near-gaussian*). Pavyzdžiui, programoje ArcGIS pasirinkus fiksuotą svėrimo schemą, automatiškai siūloma naudoti gausiškąją funkciją, tuo tarpu pasirinkus adaptyviają svėrimo schemą – bikvadratę (Charlton, Fotheringham, 2009). Kadangi šiame tyrime yra pagrįstas adaptyviosios svėrimo schemos naudojimas, pasirenkama ir bikvadratė svėrimo funkcija. Gauta svorių matrica yra naudojama nustatyti lokaliems B koeficientams. Kiekvienas analizuojamas erdvės vienetas turi savo svorio matricą, tad nustatant tos vietos

¹³ Martin Charlton ir A Stewart Fotheringham, „Geographically Weighted Regression. A Tutorial on using GWR in ArcGIS 9.3“, [žiūrėta 2017 12 27], https://www.geos.ed.ac.uk/~gisteac/fspat/gwr/gwr_arcgis/GWR_Tutorial.pdf.

¹⁴ y_i yra priklausomojo kintamojo reikšmė vietoje i , x_{ik} k-tojo nepriklausomojo kintamojo reikšmė vietoje i , β_{i0} yra konstantos reikšmė vietoje i , β_{ik} yra lokalus k-tojo nepriklausomojo kintamojo koeficientas vietoje i , o ε yra atsitiktinė paklaida vietoje i .

koeficientą, arčiau esantys stebėjimai turi didesnę svorį (Fotheringham, Brundson, Charlton, 2017). Visgi reikia pabrėžti, kad ši geografiškai pasverta regresija yra labiau žvalgomas (angl. *exploratory*) metodas (Matthews, Yang, 2012), tad turėtų būti atsargiai naudojama prognozėms (angl. *predictions*) (Skoutaris, 2017), kadangi, anot Charltono ir Fotheringhamo, tradicinių statistinio reikšmingumo testų taikymas nėra priimtinas šio metodo atžvilgiu (Charlton, Fotheringham, 2009). Todėl ir šiame tyrime geografiškai pasverta regresija bus naudojama siekiant iliustruoti galimą erdvinį heterogeniškumą ir identifikuoti vietas Vilniaus mieste, kur kintamųjų poveikis skiriasi nuo globaliame tiesinės OLS regresijos modelyje gautų koeficientų.

Erdvinė regresinė analizė

Siekiant pasirinkti, kurį erdvinės regresijos metodą – lag ar paklaidos – derėtų taikyti, atliekamas Lagrange testas (angl. *Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence*). Šio testo – tiek lag, tiek paklaidos modelių – rezultatai buvo statistiškai reikšmingi, todėl buvo žiūrėta į atsparių (angl. *robust*) lag ir paklaidos modelių testų rezultatus, kurie taip pat buvo statistiškai reikšmingi. Tačiau atsparaus lag modelio p vertė buvo mažesnė, tad šis modelis ir buvo pasirinktas tolesnei analizei.

Erdvinė lag regresija buvo atlikta naudojant R programos „spdep“ programą, pritaikant *lagsarlm* funkciją. Erdvinė lag regresija yra išreiškiama žemiau nurodyta formule¹⁵:

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon^{16}$$

$\rho W y$ atspindi į modelį įtraukiamą priklausomojo kintamojo funkciją, stebėtą greta esančiuose erdviniuose vienetuose. W žymi kiekvieno stebėjimo svorių matricą, į kurią įtraukiami stebėjimo kaimynai – kaimynų sąrašas yra sudaromas prieš atliekant regresiją. Šis erdvinė funkcine priklausomybe nuo šalia esančių priklausomojo kintamojo reikšmių pasižymintis priklausomasis kintamasis tampa dar vienu kintamuoju regresijos lygtyje. Tai reiškia, kad vidutinės priklausomojo kintamojo reikšmės kaimyniniuose erdviniuose vienetuose yra įtraukiamos į modelį (Anselin, 2009). Vadinas, kad aiškinant rinkiminį aktyvumą vienoje vietoje yra svarbu atsižvelgti į tai, kokios rinkiminio aktyvumo reikšmės matomos aplinkiniuose vienetuose. Apibendrinant iš teorinės perspektyvos, jo įtraukimas į regresijos lygtį, leidžia atsižvelgti į tai, kad gautas rezultatas galimai yra socialinės arba erdvinės interakcijos procesas (Anselin, 2009).

Duomenų analizė ir interpretacija

Tiesinė OLS regresija

Visų pirma, siekiant sužinoti kontekstinių kintamųjų poveikį rinkiminiam aktyvumui, taikoma tiesinė OLS regresija, su kurios rezultatais bus lyginami kitų taikytų regresijų, atsižvelgiančių ir į erdvę, rezultatai.

¹⁵ „spdep“ paketo internetinė dokumentacija, 87, [žiūrėta 2017 12 27], <https://cran.r-project.org/web/packages/spdep/spdep.pdf>.

¹⁶ $\rho W y$ yra erdvinė funkcine priklausomybe nuo šalia esančių priklausomojo kintamojo reikšmių pasižymintis (angl. *spatially lagged*) priklausomasis kintamasis (ρ (Rho) yra randamas pirma, naudojant `optimize()` funkcija, paskui randami kiti koeficientai); W yra svorių matrica, ε yra atsitiktinė paklaida.

2 lentelė. Rinkiminio aktyvumo daigianarės tiesinės OLS regresijos rezultatai*Table 2. Results of multivariate OLS regression for voter turnout*

	B koeficientas	Standartinė paklaida	Beta koeficientas	t vertė	Pr (> t)	Reikšmingumas
Konstanta	51,97	2,06		25,18	< 2e-16	***
Jaunimas	0,06	0,03	0,06	1,96	0,05	
Lenkų tautinė mažuma	-0,15	0,03	-0,22	-5,76	1,18e-08	***
Rusų tautinė mažuma	-0,21	0,03	-0,2	-6,25	6,57e-10	***
Gyventojai su aukštuoju išsilavinimu	0,22	0,03	0,38	8,24	6,59e-16	***
Pensininkai	0,2	0,02	0,29	8,79	< 2e-16	***
Nekvalifikuoti darbininkai	0,17	0,14	0,04	1,29	0,2	
Bedarbiai	-0,35	0,08	-0,16	-4,65	3,76e-06	***

Pastaba: *** reiškia, kad $p < 0.001$.

Gautas modelis paaiškina apytiksliai 54 proc. rinkiminio aktyvumo variacijos gyventojų surašymo apylinkių lygiu (R^2 yra lygus 0,54) (1 lentelė). Du iš kintamųjų – jaunimas ir nekvalifikuoti darbininkai – nėra statistiškai reikšmingi. Lenkų ir rusų tautinės mažumos ir bedarbiai su rinkiminiu aktyvumu yra susiję statistiškai reikšmingu neigiamu ryšiu. Tuo tarpu gyventojai su aukštuoju išsilavinimu ir pensininkai – statistiškai reikšmingu teigiamu ryšiu. Galima teigti, kad ryšio kryptis tarp visų nepriklausomųjų kintamųjų ir priklausomojo kintamojo yra tokia, kokią leistų įtarti teorijos aptartos skyrelyje „Konteksto veiksniai“. Vertinant Beta koeficientus, išreikštus per standartinę nuokrypį, galima matyti, kad didžiausią įtaką rinkiminiam aktyvumui turi gyventojai su aukštuoju išsilavinimu, kurio Beta koeficientas yra didžiausias.

Vis dėlto, analizuojant erdvinis duomenis, iškyla galimybė, kad regresijos paklaidos pasižymės erdvine autokoreliacija (tai taip pat reiškia, kad regresijos paklaidos nėra nepriklausomos). Jei ši autokoreliacija egzistuoja, atsiranda pagrindas abejoti tiesinės OLS regresijos patikimumu, net jei visos kitos regresijos prielaidos yra tenkinamos. Siekiant įsitikinti, ar paklaidose yra matoma erdvinė autokoreliacija, taikomas Morano I testas. Jei šis testas yra statistiškai reikšmingas, galima teigti, kad erdvinė autokoreliacija tarp paklaidų egzistuoja. Šio darbo atveju testo įvertis yra 0,52, o pats testas yra statistiškai reikšmingas ($p = 0,001$), tad tarp atliktos tiesinės OLS regresijos paklaidų egzistuoja teigiama erdvinė autokoreliacija. Todėl erdvinį regresijos modelių taikymas gali būti pagrįstas.

Geografiškai pasverta regresija

Visų pirma, tiesinė OLS regresija bus lyginama su geografiškai pasverta regresija, kurios tikslas yra pamatyti, ar duomenyse egzistuoja erdvinis nestacionarumas. Ir jei taip, kuriose Vilniaus miesto vietose galima matyti kitokį kintamųjų ryšį su priklausomuoju kintamuoju, nei kad spėtų globalus (tiesinės OLS regresijos) modelis. Žemiau lentelėje, kurioje yra pristatomi bendri geografiškai pasvertos regresijos rezultatai, yra pateikiama nepriklausomųjų kintamųjų B koeficientų variacija skirtingose vietose. Kaip galima matyti iš pateiktų koeficientų, visi kintamieji pasižymi koeficientų reikšmėmis, kurios varijuoja nuo neigiamų iki teigiamų. Dešiniajame lentelės stulpelyje yra pateikiama globali koeficiento reikšmė, sutampanti su daigianarės tiesinės regresijos sumodeliuota kiekvieno kintamojo B koeficiento reikšme.

3 lentelė. Geografiškai pasvertos regresijos rezultatai*Table 3. Results of geographically weighted regression*

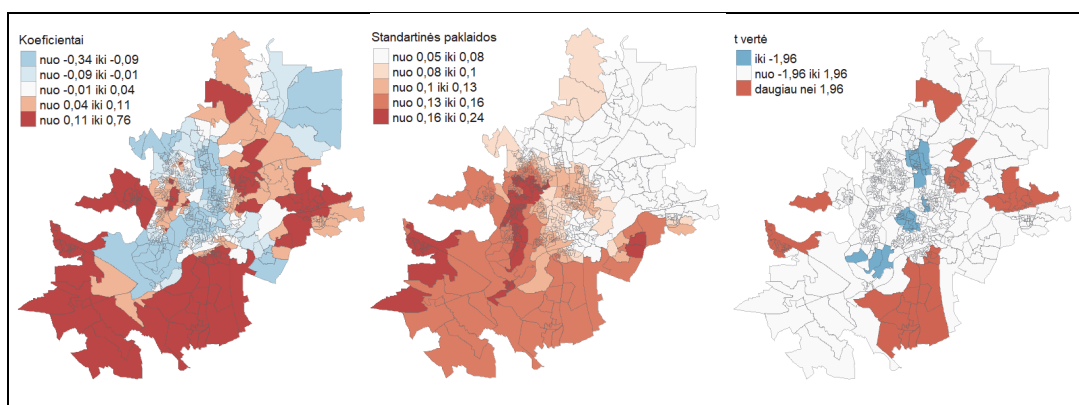
	Minimali reikšmė	Pirmasis kvantilis	Mediana	Trečiasis kvantilis	Maksimali reikšmė	Koeficientas (standartinė paklaida)
Konstanta	16,44	51,05	56,05	60,29	91,24	51,97 (2,06)
Jaunimas	-0,34	-0,06	0,01	0,1	0,76	0,06 (0,03)
Lenkų tautinė mažuma	-0,62	-0,18	-0,06	0,02	0,19	-0,15 (0,03)
Rusų tautinė mažuma	-0,72	-0,19	-0,04	0,03	0,52	-0,21 (0,03)
Gyventojai su aukštuoju išsilavinimu	-0,26	0,03	0,08	0,21	0,49	0,22 (0,03)
Pensininkai	-0,3	0,01	0,08	0,15	0,56	0,2 (0,02)
Nekvalifikuoti darbininkai	-1,93	-0,23	0,003	0,31	1,42	0,17 (0,14)
Bedarbiai	-1,5	-0,35	-0,21	0,07	0,54	-0,35 (0,08)

Gautus lokalius koeficientus galima pavaizduoti žemėlapiuose, siekiant paprasčiau pamatyti kiekvieno kintamojo erdvinį nestacionarumą. Kartu su koeficientais, kaip rekomenduoja Charltonas ir Fotheringhamas (2009), pateikiamos ir standartinės paklaidos. Taip pat pateikiamos ir lokalios t vertės, kurios parodo, kuriose Vilniaus miesto vietose kiekvieno nepriklausomojo kintamojo vertė yra didesnė arba mažesnė nei nulis per daugiau ar mažiau nei dvi (1,96 arba -1,96) standartinės paklaidas.

Jaunimo tiesinėje OLS regresijoje gautas globalus koeficientas yra lygus 0,06, tuo tarpu geografiškai pasvėrtoje regresijoje (toliau – GPR) šis koeficientas varijuoja nuo -0,34 iki 0,76 (mediana: 0,01). Lokalių t vertės, nepatenkančios į intervalą tarp -1,96 ir 1,96, apima Vilniaus vietas tiek su neigiamomis, tiek su teigiamomis lokalių koeficientų reikšmėmis (2 pav.). Jaunimas su rinkiminiu aktyvumu yra teigiamai susijęs keliose vietose, kurios dažniau yra miesto pakraščiuose: Verkių seniūnijos centre (aplink Mažuosius Gulbinus ir Verkių Riešę), keliose Antakalnio seniūnijos vietose (dalyje Turniškių bei Valakupių, šiaurinėje Antakalnio mikrorajono dalyje, dalyje Dvarčionių ir į vakarus bei šiaurės rytus nuo jų), Naujosios Vilnios seniūnijos šiaurinėje dalyje, didesnėje dalyje Naujininkų seniūnijos, taip pat į pietus nuo pastarosios seniūnijos, nedidelėje Panerių seniūnijos dalyje, didesnėje dalyje Grigiškių seniūnijos ir Pilaitės seniūnijos vakaruose. Tuo tarpu neigiamas ryšys tarp jaunimo ir rinkiminio aktyvumo yra matomas labiau miesto centre: Verkių seniūnijos pietinėje dalyje (dalyje Jeruzalės ir Baltupių), nedidelėje dalyje Šnipiškių seniūnijos, šiaurinėje Naujamiesčio seniūnijos dalyje, šiaurinėje Vilkpėdės seniūnijos dalyje ir keliose Lazdynų seniūnijos vietose (aplink Senuosius Bukčius bei Lazdynėlius). Detalesnė lokalių jaunimo koeficientų variacija, jų standartinės paklaidos ir lokalių t vertės pateikiamos paveiksle žemiau (analogiškai ir kitų paveikslų atveju).

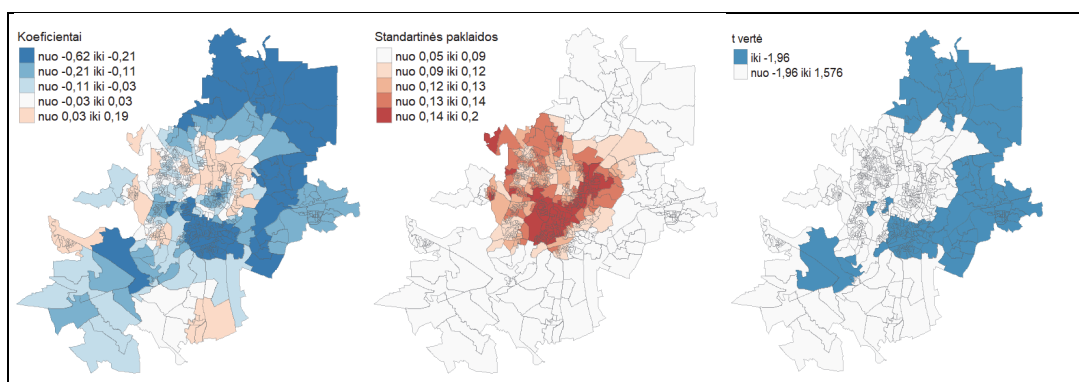
Lenkų tautinės mažumos tiesinėje OLS regresijoje gautas globalus koeficientas yra lygus -0,15, tuo tarpu GPR gauti lokalūs koeficientai varijavo nuo -0,62 iki 0,19 (mediana: -0,06) (3 pav.). Lokalių t vertės, mažesnės nei -1,96, yra daugiausia tose vietose, kur lokalūs OLS koeficientai įgyja mažiausio kvantilio reikšmes. Ryški jų koncentracija yra matoma šiaurinėje miesto dalyje – Verkių ir Antakalnio seniūnijų šiaurėje. Miesto rytinė dalis (Antakalnio seniūnijos pietryčiai bei Naujosios Vilnios seniūnija) taip pat yra tos vietos, kuriose lenkų koeficientas įgyja palyginti dideles neigiamas reikšmes. Be to, didesnės neigiamos lenkų koeficiento reikšmės yra matomos ir šiaurinėje Naujininkų seniūnijos dalyje bei Senamiesčio ir Naujamiesčio seniūnijų pietuose, taip pat keliose Žvėryno seniūnijos

vietose. Miesto pietvakarinėje dalyje, Panerių, Lazdynų ir Vilkpėdės seniūnijų sandūroje irgi matomos santykinai didesnės neigiamos lenkų lokalaus koeficiento reikšmės.



2 pav. Lokalūs jaunimo geografiškai pasvertos regresijos koeficientai, jų standartinės paklaidos ir lokalias t vertės

Fig. 2. Local geographically weighted regression coefficients for the youth variable, their standard errors and local t values

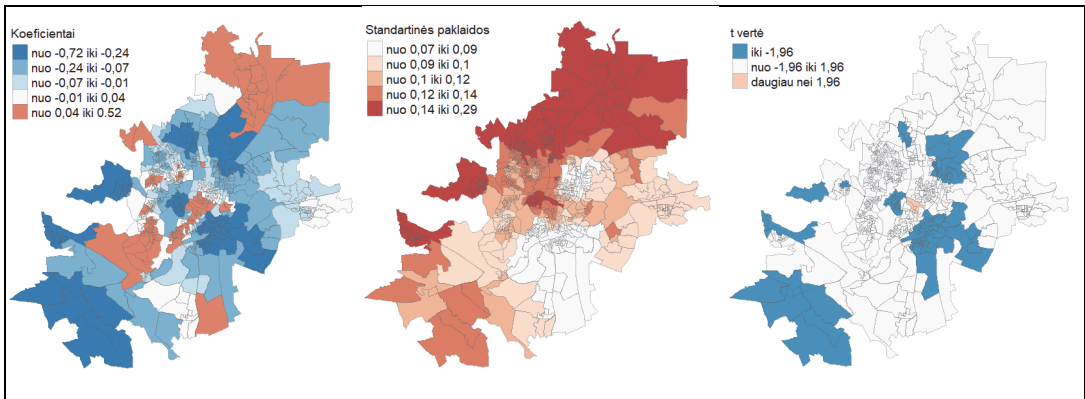


3 pav. Lokalūs lenkų tautinės mažumos geografiškai pasvertos regresijos koeficientai, jų standartinės paklaidos ir lokalias t vertės

Fig. 3. Local geographically weighted regression coefficients for the Polish minority variable, their standard errors and local t values

Rusų tautinės mažumos tiesinėje OLS regresijoje gautas koeficientas lygus -0,21, kai tuo tarpu GPR gauti lokalūs koeficientai varijavo nuo -0,72 iki 0,52 (mediana: -0,04). Lokalias t vertės, nepatenkančios į intervalą tarp -1,96 ir 1,96, yra daugiausia susijusios su vietomis, kur rusų lokalūs koeficientai įgyja penktojo kvantilio neigiamas reikšmes: didesnėje Panerių seniūnijos dalyje, šiaurinėje Grigiškių seniūnijos dalyje, vakarinėje ir rytinėje Pilaitės seniūnijos dalyse, didesnėje Žvėryno seniūnijos dalyje, Verkių seniūnijoje (aplink Santariškes ir Jeruzalę) ir dalyje Antakalnio bei Žirmūnų seniūnijų. Miesto pietvakarinėje dalyje (Naujamiesčio seniūnijos šiaurės rytuose, Rusų seniūnijos šiaurėje, Naujosios Vilnios seniūnijos pietuose) ir šalia esančioje centrinėje miesto dalyje – Senamiesčio bei Naujamiesčio seniūnijų ribose (4 pav.). Vilniaus miesto centre (Naujamiesčio seniūnijos šiaurėje ir Šnipiškių seniūnijos

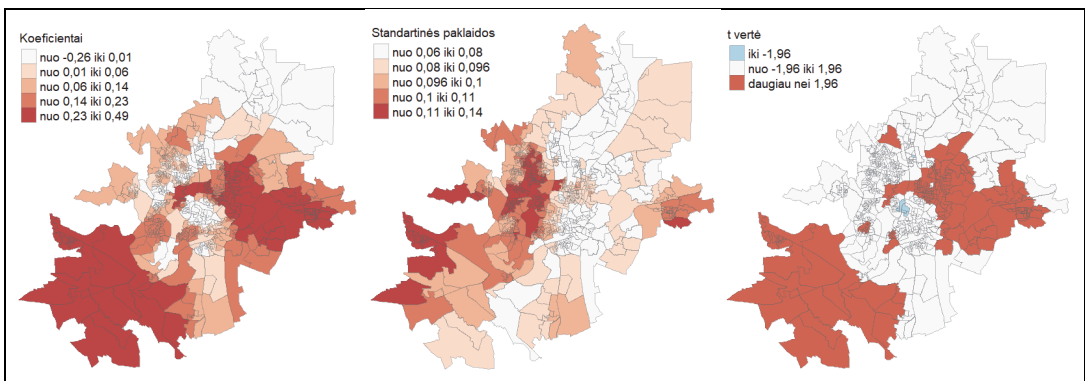
pietuose) galima matyti kelias apylinkes, kuriose, skirtingai nei kitur, rusų kintamasis įgyja teigiamas lokalių koeficientų reikšmes.



4 pav. Lokalūs rusų tautinės mažumos geografiškai pasvertos regresijos koeficientai, jų standartinės paklaidos ir lokaliios t vertės

Fig. 4. Local geographically weighted regression coefficients for the Russian minority variable, their standard errors and local t values

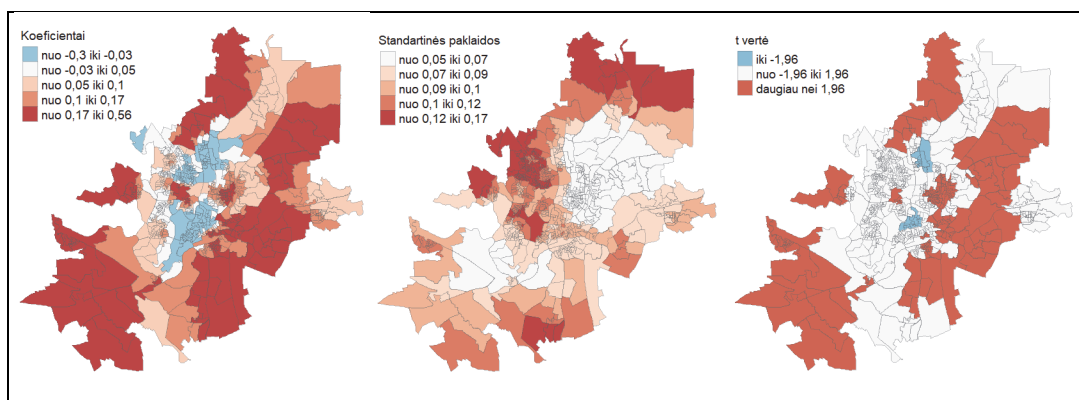
Gyventojų su aukštuoju išsilavinimu tiesinėje OLS regresijoje gautas koeficientas lygus 0,22, tuo tarpu lokalus šio kintamojo koeficientas varijavo nuo -0,26 iki 0,49 (mediana: 0,08). Galima matyti, kad didesnės gyventojų su aukštuoju išsilavinimu reikšmės (penktojo kvantilio) yra miesto pietinėje / pietvakarinėje Vilniaus dalyse – Panerių bei Grigiškių seniūnijose ir dalyje Naujininkų seniūnijos, centrinėje miesto dalyje – Žvėryno, Šnipiškių ir Žirmūnų seniūnijose ir šiaurės rytinėje miesto dalyje – Žirmūnų, Antakalnio, Naujosios Vilnios seniūnijose (5 pav.). Atlikus GPR, taip pat išsiskyrė kelios vietos, kur išsilavinimo lokalus koeficientas įgijo santykinai mažesnes reikšmes – Naujamiesčio ir Žvėryno seniūnijų sandūroje miesto centre.



5 pav. Lokalūs aukštojo išsilavinimo geografiškai pasvertos regresijos koeficientai, jų standartinės paklaidos ir lokaliios t vertės

Fig. 5. Local geographically weighted regression coefficients for the higher education variable, their standard errors and local t values

Pensininkų gautas koeficientas tiesinėje OLS regresijoje lygus 0,2, kai lokalus šio kintamojo koeficientas, gautas GPR, varijavo nuo -0,3 iki 0,56 (mediana: 0,08). Didesnės nei 1,96 lokalsios t vertės yra dažniausiai susijusios su penktojo kvantilio lokaliais koeficientais, kurie daugiausia matomi miesto pakraščiuose: Panerių, Grigiškių, Pilaitės, Verkių seniūnijose, Antakalnio seniūnijos šiaurinėje dalyje, Naujosios Vilnios pietuose, Rasų seniūnijoje, dalyje Naujininkų seniūnijos ir labiau miesto centre – ten, kur ribojasi Antakalnio ir Žirmūnų seniūnijos (6 pav.). Kartu keliose vietose – Vilniaus centre (Naujamiesčio seniūnijoje) ir į šiaurę nuo centro Verkių seniūnijoje (aplink Santariškes, Jeruzalę ir Baltupius) – mažesnės nei -1,96 lokalsios t vertės yra susijusios ir su neigiamu ryšiu tarp pensininkų kintamojo ir rinkiminio aktyvumo.

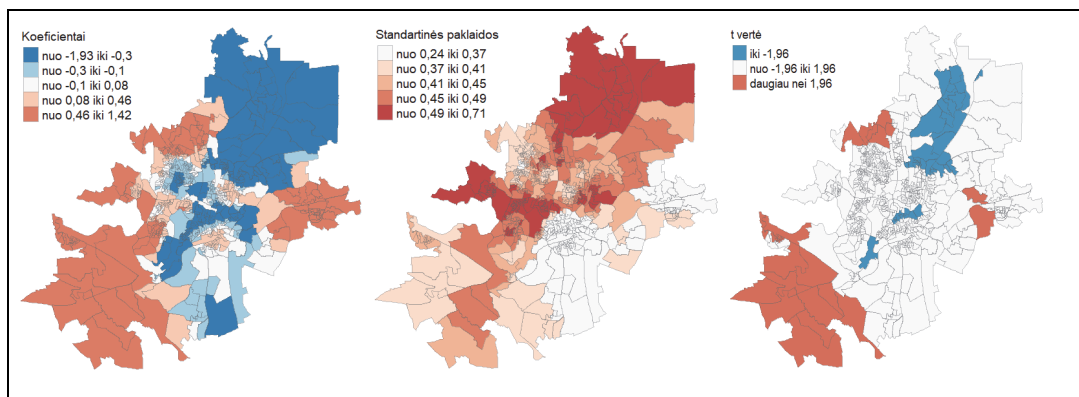


6 pav. Lokalus pensininkų geografiškai pasvertos regresijos koeficientai, jų standartinės paklaidos ir lokalsios t vertės

Fig. 6. Local geographically weighted regression coefficients for the elderly persons variable, their standard errors and local t values

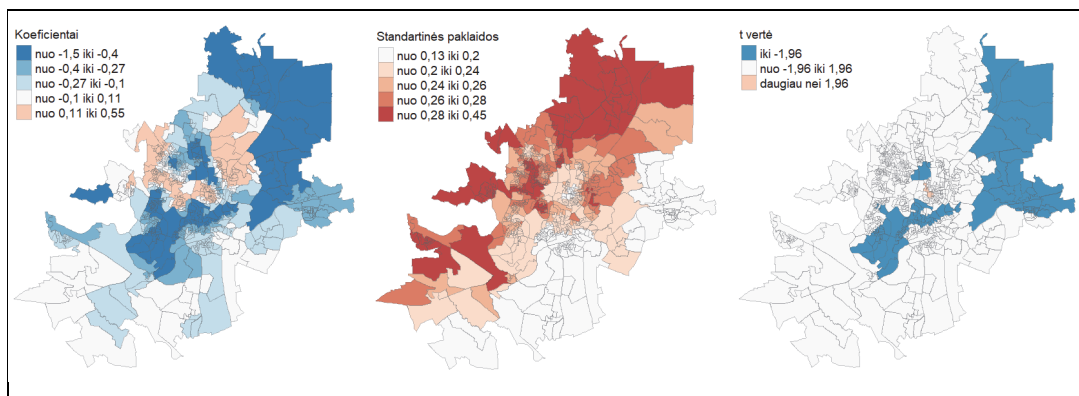
Nekvalifikuotų darbininkų tiesinėje OLS regresijoje gautas koeficientas lygus 0,17, tuo tarpu GPR šio kintamojo lokalus koeficientai varijavo nuo -1,93 iki 1,42 (mediana: 0). Dalyje Vilniaus miesto nekvalifikuotų darbininkų lokalus koeficientai yra santykinai mažesni (įgyja penktojo kvantilio reikšmes): Antakalnio ir Verkių seniūnijų ribose bei centrinėje miesto dalyje – Naujamiesčio ir Senamiesčio seniūnijų šiaurinėje dalyje bei Vilkpėdės seniūnijos centre (7 pav.). Didesnės nei 1,96 t vertės yra susijusios su penktojo kvantilio teigiamais lokaliais nekvalifikuotų darbininkų koeficientais keliose miesto vietose: Panerių seniūnijoje, šiaurinėje Grigiškių seniūnijos dalyje, šiaurės vakariniame Vilniuje – Pašilaičių, Fabijoniškių bei Panerių seniūnijų ribose; Naujosios Vilnios seniūnijos ribose.

Galusiai OLS regresijoje gautas bedarbių koeficientas lygus -0,35, kai tuo tarpu GPR lokalus šio kintamojo koeficientas varijavo nuo -1,5 iki 0,55 (mediana: -0,21). Mažesnės nei -1,96 t vertės yra tose vietose, kur lokalus kintamojo koeficientai įgyja neigiamas reikšmes, daugiausia miesto šiaurės rytinėje dalyje: Antakalnio ir Naujosios Vilnios seniūnijose (8 pav.). Taip pat tokios vietos randamos ir centro vakarinėje miesto dalyje, Lazdynų, Vilkpėdės, Naujamiesčio, Senamiesčio seniūnijose, keliose Karoliniškių seniūnijos vietose ir Verkių seniūnijos pietuose. Keliose vietose Vilniaus centre didesnės nei 1,96 t vertės yra susijusios su teigiamais bedarbių koeficientais. Šios vietos yra Šnipiškių seniūnijos centre.



7 pav. Lokalūs nekvalifikuotų darbininkų geografiškai pasvertos regresijos koeficientai, jų standartinės paklaidos ir lokalis t vertės

Fig. 7. Local geographically weighted regression coefficients for the unskilled workforce variable, their standard errors and local t values



8 pav. Lokalūs bedarbių geografiškai pasvertos regresijos koeficientai, jų standartinės paklaidos ir lokalis t vertės

Fig. 8. Local geographically weighted regression coefficients for the unemployed variable, their standard errors and local t values

Apibendrinant geografiškai pasvertos regresijos rezultatus, galima matyti, kad dauguma kintamųjų vis dėlto veikia ta pačia, tačiau skirtingo stiprumo kryptimi. Ryškesni skirtumai tarp teigiamų ir neigiamų koeficientų reikšmių matomi jaunimo ir nekvalifikuotų darbininkų lokaliuose koeficientuose. Lokalių koeficientų reikšmėmis daugiausia išsiskyrė miesto pakraštinės dalys (Panerių, Grigiškių, Naujininkų, Naujosios Vilnios, Verkių, Antakalnio, Rasų seniūnijos), taip pat centrinė miesto dalis (Naujamiesčio, Žvėryno seniūnijos). Vertinant atskirus kintamuosius, galima matyti, kad žemiausias rinkiminis aktyvumas yra susijęs su tomis vietomis, kuriose palyginti didelės reikšmės įgyja lenkų ir rusų tautinių mažumų bei bedarbių kintamieji.

Erdvinė lag regresija

Šiame poskyryje pateikiami erdvinės lag regresijos, kuri, skirtingai nei geografiškai pasverta regresija, ne tik atsižvelgia į erdvę, bet kartu turi diagnostikos testus, skirtus statistiniam reikšmingumui įvertinti, rezultatai. Tačiau, skirtingai nei geografiškai pasvertoje

regresijoje, yra pateikiami globalūs regresijos koeficientai, tad priimama prielaida, kad visų kintamųjų poveikis tiriamoje erdvėje yra vienodas. Taigi kaip ir tiesinėje OLS regresijoje, yra pateikiami globalūs koeficientai. Žemiau lentelėje yra pateikiami apibendrinti erdvinės lag regresijos rezultatai.

4 lentelė. Erdvinės lag regresijos rezultatai

Table 4. Results of the spatial lag regression

	Koeficientas	Standartinė paklaida	Z vertė	Pr ($> z $)	Reikšmingumas
Konstanta	9,27	1,33	6,95	3,677e-12	***
Rho	0,85			2,22e-16 ¹⁷	***
Jaunimas	-0,01	0,01	-0,61	0,54	
Lenkų tautinė mažuma	-0,03	0,01	-2,29	0,02	**
Rusų tautinė mažuma	-0,03	0,02	-1,73	0,08	
Gyventojai su aukštuoju išsilavinimu	0,03	0,01	2,29	0,02	**
Pensininkai	0,03	0,01	2,16	0,03	**
Nekvalifikuoti darbininkai	-0,05	0,07	-0,7	0,48	
Bedarbiai	-0,17	0,04	-4,54	5,726e-06	***

Pastaba: *** reiškia, kad $p < 0.001$; ** $p < 0,05$

Visų pirma, galima matyti, kad erdvinio koeficiento Rho reikšmė yra 0,85495 ir jis yra statistiškai reikšmingas ($p < 2.22e-16$). Toks rezultatas atspindi tai, jog didesnis rinkiminis aktyvumas vienoje gyventojų surašymo apylinkėje turi statistiškai reikšmingą teigiamą poveikį rinkiminiam aktyvumui šalia esančioms apylinkėms. Visgi erdvinė lag regresija nesuteikia atsakymo į klausimą, kas nulėmė tokį erdvinį rinkiminio aktyvumo pasiskirstymą. Rezultatai leidžia interpretuoti, kad duomenyse yra matoma erdvinės priklausomybės struktūra, kuri atitiktų difuzijos arba užkrato teorijas (Cho ir Gimpel, 2012). Tai kartu reiškia, kad pasikeitimai vienoje vietoje prisideda prie pasikeitimų kitose greta esančiuose vienetuose. Taip pat yra įdomu palyginti atskirų nepriklausomųjų kintamųjų koeficientus, gautus erdvinėje lag regresijoje, su kintamųjų koeficientais iš tiesinės OLS regresijos. Nors kintamųjų poveikio kryptis išlieka tokia pati, rusų tautinės mažumos kintamasis, buvęs statistiškai reikšmingu tiesinėje OLS regresijoje, erdvinėje lag regresijoje nebėra statistiškai reikšmingas. Tad erdvinės lag regresijos rezultatai leidžia teigti, jog Vilniuje rinkiminis aktyvumas teigiamu statistiškai reikšmingu ryšiu yra susijęs su gyventojų su aukštuoju išsilavinimu ir pensininkų kintamaisiais, tuo tarpu su bedarbiais ir lenkų tautine mažuma – statistiškai reikšmingu neigiamu ryšiu. Svarbu pažymėti ir tai, kad erdvinio lag modelio paklaidos erdviškai nebeautokoreliuoja. LM testo paklaidų autokoreliacijos vertė yra 0,24 ir ji yra statistiškai nereikšminga ($p=0,62$).

Modelių palyginimas

Vienas iš kriterijų lyginti skirtingiems modeliams – Akaike informacijos kriterijus (AIC). Jo rezultatai nėra vertinami absoliučiais skaičiais, tačiau gali būti lyginami tarp skirtingų modelių, taip pat ir lyginant skirtingus modelius, įtraukiančius tuos pačius kintamuosius. Šis kriterijus yra paremtas prielaida, kad egzistuoja modelis, kuris geriausiai apibūdina duomenis, tad kuo mažesnė jo reikšmė, tuo modelis yra arčiau tiesos (Akaike, 2011). Iš

¹⁷ Vertinant pagal LR testo statistinį reikšmingumą.

žemiau pateiktos lentelės galima matyti, kad abu modeliai, į rinkiminio aktyvumo analizę įtraukiantys erdvę, pasižymi daug žemesniu AIC rezultatu nei tiesinė OLS regresija. Tad galima teigti, kad erdvės įtraukimas į rinkiminio aktyvumo analizę leidžia patikslinti daugianarės tiesinės regresijos rezultatus.

5 lentelė. Regresijos modelių palyginimas

Table 5. Comparison of regression models

Modelis	AIC rezultatas
Daugianarė tiesinė OLS regresija	4917,4
Geografiškai pasverta regresija	4087,2
Erdvinė lag regresija	3912,9

Vieta, kontekstas ir erdvė – geresnio rinkiminio aktyvumo supratimo Vilniaus mieste link

Nors erdvinė rinkiminio elgesio analizė, pritaikius erdvinę lag regresiją ir geografiškai pasvertą regresiją, leidžia atsižvelgti į tiesinės OLS regresijos trūkumus ir pateikti naujų įžvalgų apie rinkiminį elgesį, kaip kad ir pastebėjo Shinas ir Agnew, ji verčia toliau ieškoti atsakymų į klausimus, kodėl ir kaip geografija (taigi ir erdvė) yra svarbi (Shin, Agnew, 2016). Vis dėlto siekiant platesnės interpretacijos apie vietas, konteksto ir erdvės svarbą, galima pateikti keletą pastebėjimų apie tai, kaip šie aspektai prisideda prie geresnio rinkiminio aktyvumo skirtumų Vilniuje supratimo.

Remiantis geografiškai pasvertos regresijos rezultatais (3 ir 4 pav.) didelėje miesto dalyje lenkų ir rusų tautinių mažumų kintamieji turi palyginti didesnę neigiamą įtaką bendram rinkiminiam aktyvumui. Dalis šių vietų pasižymi žemesniu rinkiminiu aktyvumu, tačiau kartu ir santykinai geresniais Lietuvos lenkų rinkimų akcijos (LLRA) partijos rezultatais¹⁸. Tačiau pats sociodemografinis tų vietų kontekstas, palyginti su kitomis miesto vietomis, pasižymi aukštesniu nedarbu, didesne dalimi nekvalifikuotų darbininkų, mažesne dalimi žmonių su aukštuju išsilavinimu ir vadovų specialistų¹⁹. Tad galima įtarti, kad vietos su didesne tautinių mažumų koncentracija su žemesniu aktyvumu yra susijusios ir dėl to, kad bendras sociodemografinis tų vietų kontekstas nesudaro prielaidų ten aktyvumui būti aukštesniam.

Tiesa, nagrinėjant agreguotus duomenis, neįmanoma atskirti, kiek šie kintamieji persidengia, t. y. tas pats žmogus gali pasižymėti keliomis savybėmis, pavyzdžiui, būti bedarbis, neturintis aukštojo išsilavinimo lenkų tautinės mažumos atstovas. Tačiau nepaisant to, galima matyti, kad šių agreguotų kintamųjų kombinacija erdvėje – tautybė, nedarbas ir aukštasis išsilavinimas – yra svarbi siekiant suprasti, kodėl rinkiminis aktyvumas vienos vietose yra aukštesnis, o kitose – žemesnis. O žemiausias rinkiminis aktyvumas yra būtent tose vietose, kur šie kintamieji tam tikra prasme sukuria blogiausią sociodemografinį kontekstą. Tačiau net ir keliose Naujininkų seniūnijos vietose, kur lenkų procentas yra palyginti mažas (kartu geresni ir bedarbystės, aukštojo išsilavinimo rodikliai)²⁰, rinkiminis aktyvumas vis tiek yra žemas. Tai iliustruoja teiginį, kad, siekiant paaiškinti rinkiminį aktyvumą, gali būti svarbu ir tai, koks yra supantis kontekstas.

¹⁸ Pavyzdžiui, apžvelgiant apylinkes, patenkančias į išskirtų vietų ribas, Naujosios Vilnios apygardoje, 2012 metų LR Seimo rinkimuose LLRA daugiau nei 25 proc. balsų surinko 10 rinkimų apylinkių; Antakalnio apygardoje – trijose apylinkėse daugiau nei 20 proc.; Lazdynų apygardoje – dviejose apylinkėse daugiau nei 20 proc.

¹⁹ Remiantis Lietuvos statistikos departamento 2011 metų visuotinio gyventojų ir būstų surašymo duomenimis.

²⁰ Remiantis Lietuvos statistikos departamento 2011 metų visuotinio gyventojų ir būstų surašymo duomenimis.

Remiantis erdvinės lag regresijos rezultatais, galima patvirtinti, kad tiek lenkų, tiek bedarbių kintamieji su rinkiminiu aktyvumu Vilniuje yra susiję neigiamu ryšiu, kai tuo tarpu gyventojai su aukščiau išsilavinimu bei pensininkai – teigiamu. Kartu tokio erdvinio rinkiminio pasiskirstymo Vilniuje būtų galima tikėtis, jei balsavimo aktyvumą veiktų socialinės interakcijos (pvz., difuzijos arba užkrato) mechanizmai. Atsižvelgiant į ankstesnius J. Imbrasaitės ir R. Žiliukaitės darbus (Imbrasaitė, 2002; 2004; Žiliukaitė 2014, a; 2014, b), kuriuose buvo pabrėžta socialinės aplinkos svarba paaiškinimui, ar individas ateis balsuoti, galima manyti, kad tai, jog balsavimo skirtumai Vilniaus vietose yra iš dalies paaiškinami socialinės interakcijos procesu, turi pagrindo. Nepaisant to, kad atlikta analizė neleidžia užtikrintai teigti, kad socialinė interakcija tikrai veikia, šios regresijos nauda atsiskleidžia ir per tai, kad erdvinė lag regresija suveikia tarsi filtravimo (angl. *filtering*) modelis, kuris leidžia panaikinti paklaidų erdvinę autokoreliaciją ir tinkamai įvertinti kintamųjų statistinį reikšmingumą (Anselin, 2009), tad jo taikymas tokio tyrimo kontekste yra būtinas.

Išvados

Pasitelkiant 2012 metų LR Seimo rinkimo aktyvumo ir 2011 metų visuotinio surašymo duomenis ir naudojant regresinės analizės metodus, leidžiančius į modelį įtraukti erdvinis efektus, atliktas tyrimas leido parodyti, kad erdviniai efektai yra svarbūs siekiant suprasti rinkiminį elgesį Vilniuje.

Geografiškai pasverta regresija parodė, kad egzistuoja tam tikra lokali koeficientų variacija, kai nepriklausomųjų kintamųjų poveikis skiriasi skirtingose miesto vietose. Erdvinė lag regresija, leidžianti atsižvelgti į erdvinę priklausomybę, taip pat parodė, kad funkcinė priklausomybė nuo greta esančių kitų priklausomojo kintamojo reikšmių pasižyminčio priklausomojo kintamojo įtraukimas į modelį leido tinkamai įvertinti erdvinę struktūrą, kuria pasižymi duomenys. Be to, šio kintamojo įtraukimas vertė perinterpretuoti ir tiesine OLS regresija gautus koeficientus: vienas iš kintamųjų – rusų tautinės mažumos dalis – tapo statistiškai neberekšmingu. Tad Vilniaus miesto kontekste su rinkiminiu aktyvumu neigiamu ryšiu yra susiję bedarbių bei lenkų tautinės mažumos kintamieji; tuo tarpu teigiamu ryšiu – gyventojai su aukščiau išsilavinimu ir pensininkai. Tad akivaizdu, kad norint įvertinti konteksto įtaką rinkimiam aktyvumui, būtina atsižvelgti ir į erdvinę struktūrą.

Čia ir išryškėja erdvinų efektų svarba bendram rinkiminio aktyvumo tyrimų laukui. Analizuojant rinkiminį aktyvumą agreguotu lygiu, siekiant gauti teisingus rezultatus, būtina atsižvelgti į erdvinę duomenų struktūrą, kuri yra itin aktuali, kalbant apie erdvinę priklausomybę. Kartu erdviniai efektai skatina kelti klausimus apie tai, koku būdu skirtingos sociodemografinės individų savybės ir socialinė aplinka sukuria erdvėje matomus rinkiminio aktyvumo skirtumus. Tad erdvinų efektų įtraukimas į analizę ne tik leidžia atskleisti tai, kurie kintamieji yra svarbūs, bet ir skatina toliau plėtoti teorijas, nagrinėjančias mechanizmus, kuriais kontekstas veikia rinkiminį elgesį: miesto, kaimynystės (angl. *neighbourhood*), bendruomenės (angl. *community*) lygiu.

Tolesniuose tyrimuose vertėtų daugiau dėmesio skirti erdvinės priklausomybės tyrimams, naudojant erdvinės ekonometrijos metodus ir plėtojant socialinės sąveikos teorijas, siekiant suprasti, kokiais mechanizmais ta erdvinė priklausomybė atsiranda. Nors šiame darbe taikyta erdvinė lag regresija, Lagrange testas statistiškai reikšmingas buvo ir erdvinei paklaidos regresijai. Todėl tolesniuose tyrimuose būtų galima bandyti taikyti

sudėtingesnius metodus, kurie leidžia atsižvelgti tiek į erdvinę funkcinę priklausomybę nuo šalia esančių priklausomojo kintamojo reikšmių pasižymintį priklausomąjį kintamąjį, tiek į autokoreliaciją paklaidose dėl galimai praleisto kintamojo, pavyzdžiui, erdvinį Durbino modelį (angl. *spatial Durbin model*) (kaip pvz., Jensen et al., 2012; Lacombe et al., 2014). Kartu, siekiant detalesnio kintamųjų poveikio vertinimo, išskirti tiesioginius ir netiesioginius efektus, kurie leistų interpretuoti, kaip pasikeitimai viename erdviniame vienete sukelia pasikeitimus kituose vienetuose – vadinamuosius erdvinius šalutinio poveikio (angl. *spatial spillover*) efektus (LeSage, Dominguez, 2012). Taip pat, siekiant tikslesnio rinkimų arba gyventojų surašymo duomenų peragregavimo iš vieno erdvės vieneto į kitą, galima išbandyti dazimetrinį erdvinį svėrimą, kuris į svėrimo procedūrą leidžia įtraukti papildomus duomenis apie tyrimo erdvę. Pavyzdžiui, duomenis apie gamtinius objektus, kurie leistų geriau atspindėti kintamojo pasiskirstymo tankumą.

Literatūra

- Agnew, J., 1996. Mapping politics: how context counts in electoral geography. *Political Geography*, 15(2), pp. 129-146.
- Akaike, H., 2011. Akaike's Information Criterion. Kn. Miodrag Lovric (red.), *International Encyclopedia of Statistical Science*. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Amos, B., McDonald, M.P., Watkins, R., 2017. When Boundaries Collide: Constructing a National Database of Demographic and Voting Statistics. *Public Opinion Quarterly*, 81(1), pp. 385-400.
- Anselin, L., 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic.
- Anselin, L., 1995. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), pp. 93-115.
- Anselin, L., 2009. Spatial Regression. Kn. A. S. Fotheringham ir P. A. Rogerson (red.), *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London: SAGE Publications, Ltd.
- Baranauskaitė, A., Burneika, D., Tučas, R., 2015. Elektorinių struktūrų erdvinė diferenciacija Lietuvos miestų regionuose. *Geografijos metraštis*, 47, pp. 3-23.
- Baranauskaitė, A., Tučas, R., 2014. Vilniaus miesto elektorinė struktūra 2008 ir 2012 m. Seimo rinkimų duomenimis. *Geografijos metraštis*, 47, pp. 37-54.
- Beale, L., 2012. *Apportioning population between areas*. ESRI International User Conference, San Diego, California, 2012 liepos 24 d.
- Brundson, C., 2009. Statistical Inference for Geographical Process. Kn. A. S. Fotheringham ir P. A. Rogerson (red.), *The SAGE handbook on Spatial Analysis*. Los Angeles, London, New Dehli, Singapore: SAGE.
- Brundson, C., Fotheringham, A. S., Charlton, M. E., 1996. Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. *Geographical Analysis*, 28(4), pp. 281-298.
- Burneika, D., Ubarevičienė, R., 2016. Socio-ethnic Segregation in the Metropolitan Areas of Lithuania. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 52(6), pp. 795-819.
- Burnett, W., Lacombe, D. J., 2012. Accounting for Spatial Autocorrelation in the 2004 Presidential Popular Vote: A Reassessment of the Evidence. *Southern Regional Science Association*, 42(1), pp. 75-89.
- Charlton, M., Fotheringham, A.S., 2009. *Geographically weighted regression. White paper*. https://www.geos.ed.ac.uk/~gisteac/fspat/gwr/gwr_arcgis/GWR_WhitePaper.pdf [prisijungta 2017 12 27].
- Cho, W. K. T., Gimpel, J. G., Dyck, J. J., 2006. Residential concentration, political socialization, and voter turnout. *Journal of Politics*, 68(1), pp. 156-167.
- Cho, W. K. T., Rudolph, T. J., 2008. Emanating political participation: untangling the spatial structure behind participation. *British Journal of Political Science*, 38(2), pp. 273-289.
- Cho, W.K. T., Gimpel, J.G., 2012. Geographic Information Systems and the Spatial Dimensions of American Politics. *Annual Review of Political Science*, 15, 443-460.
- Couclelis, H., 1992. Location, place, region, and space. *Geography's inner worlds*, 2, pp. 222-225.
- Cutts, D., Webber, D., Widdop, P., Johnston, R., Pattie, C., 2014. With a little help from my neighbours: A spatial analysis of the impact of local campaigns at the 2010 British general election. *Electoral Studies*, 34, pp. 216-231.
- Darmofal, D., 2006. *Spatial Econometrics and Political Science*. Annual Meeting of the Southern Political Science Association, Atlanta Georgia. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.529.2093&rep=rep1&type=pdf>. [prisijungta 2018 01 04].

- Do, V. H., Thomas-Agnan, C., Vanhems, A., 2015. Accuracy of areal interpolation methods for count data. arXiv preprint arXiv:1501.07506.
- Fainstein, S. S., 2001. Inequality in global city-regions. *disP-The Planning Review*, 37(144), pp. 20-25.
- Flowerdew, R., Green, M., 1994. Areal interpolation and types of data. Kn. A.S. Fotheringham ir P. Rogerson (red.), *Spatial Analysis and GIS*. Taylor and Francis.
- Fotheringham, A. S., Brundson, C., Charlton, M., 2002. *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*, Chichester: Wiley.
- Fotheringham, A. S., Charlton, M., Brundson, C., 1998. Geographically weighted regression: a natural evolution of the expansion method for spatial data analysis. *Environment and Planning*, 30, pp. 1905-1927.
- Fotheringham, A.S., Brundson, C., Charlton, M. *Geographically Weighted Regression*. Prezentacija. https://www.researchgate.net/profile/Martin_Charlton/publication/228709187_Geographically_weighted_regression/links/0046351b8225de4f51000000/Geographically-weighted-regression.pdf. [prisijungta 2017 12 24].
- Geys, B., 2006. Explaining voter turnout: A review of aggregate-level research. *Electoral studies*, 25, pp. 637-663.
- Gimpel, J. G., Schuknecht, J. E., 2003. Political participation and the accessibility of the ballot box. *Political Geography*, 22, pp. 471-488.
- Gotway, C. A., Young, L. J., 2002. Combining Incompatible Spatial Data. *Journal of the American Statistical Association*, 97(458), 632-648.
- Haining, R., 2009. The Special Nature of Spatial Data. Kn. A. S. Fotheringham ir P. A. Rogerson (red.), *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London: SAGE Publications, Ltd.
- Hui, I., Cho, W. K. T., 2017. Spatial Dimensions of American Politics. Kn. B. Huang et al (red.), *Comprehensive Geographic Information Systems*, Elsevier.
- Imbrasaitė, J., 2002. Politinis dalyvavimas ir socialinė aplinka Lietuvoje. *Sociologija. Mintis ir veiksmai*, 2, pp. 81-89.
- Imbrasaitė, J., 2004. Socialinis kapitalas ir politinis dalyvavimas Lietuvoje. *Politikos sociologija*, 13(1), pp. 38-50.
- Jensen, C. D., Lacombe, D. J., McIntyre, S. G., 2012. A Bayesian spatial econometric analysis of the 2010 UK General Election. *Papers in Regional Science*, 92(3), pp. 651-666.
- Lacombe, D. J., Holloway, G. J., Shaughnessy, T. M., 2014. Bayesian Estimation of the Spatial Durbin Error Model with and Application to Voter Turnout in the 2004 Presidential Election. *International Regional Science Review*, 37(3), pp. 298-327.
- Lacombe, D. J., Shaughnessy, T. M., 2007. Accounting for Spatial Error Correlation in the 2004 Presidential Popular Vote. *Public Finance Review*, 35(4), pp. 480-499.
- LeSage, J.P., Dominguez, M., 2012. The importance of modeling spatial spillovers in public choice analysis. *Public Choice*, 150, 525-545.
- Levine, J. R., Leenman, T. S., Gershenson, C., Hureau, D. M., 2017. Political Places: Neighborhood Social Organization and the Ecology of Political Behaviors. *Social Science Quarterly*, 201-215.
- Lipman, P., 2002. Making the Global City, Making Inequality: The Political Economy and Cultural Politics of Chicago School Policy. *American Educational Research Journal*, 39(2), pp. 379-419.
- Lu, B, Harris P., Charlton, M., Brundson, C., 2015. Calibrating a geographically weighted regression model with parameter-specific distance metrics. *Procedia Environmental Sciences*, 26, 109-114.
- Mansley, E., Demšar, U., 2015. Space matters: Geographic variability of electoral turnout determinants in the 2012 London mayoral election. *Electoral Studies*, 40, pp. 322-334.
- Matthews, S.A., Yang, T.S., 2012. Mapping the Results of Local Statistics: Using Geographically Weighted Regression. *Demographic research*, 26, 151-166.
- Petrytė, I., 2008. *Lietuvis gyventojų dalyvavimas rinkimuose: motyvinių mechanizmų analizė*. Magistro darbas, Vilniaus universitetas, Tarptautinių santykių ir politikos mokslų institutas, 2008.
- Ramonaitė, A., 2006. Kodėl rinkėjai ne(be) balsuoja? Kn.: R. Žiliukaitė et al (red.), *Neatrasta galia: Lietuvos pilietinės visuomenės žemėlapis*. Vilnius: Versus aureus.
- Saib, M. S., 2017. Spatial Autocorrelation in Voting Turnout. *Journal of Biometrics and Biostatistics*, 8(5), pp. 1-4.
- Sassen, S., 1996. Service employment regimes and the new inequality. *Urban poverty and the underclass*, pp. 64-82.
- Sassen, S., 2005. The global city: Introducing a concept. *The brown journal of world affairs*, 11(2), pp. 27-43.
- Savickaitė, I., Krupickaitė, D., Tučas, R., 2013. Gyventojų rinkiminės elgsenos kaita Vilniaus suburbanizacijos zonoje. *Geografijos metraštis*, 46, pp. 72-94.
- Shin, M., Agnew, J., 2016. Demography and Democracy: Exploring the Linkage Between Age and Voter Turnout in Italy with Geospatial Analysis. Kn. F. M. Howell et al (red.), *Recapturing Space: New Middle-Range Theory in Spatial Demography*. *Spatial Demography Book Series*, 1 leid., Springer.

- Skoutaris, C., 2017. Modelling Election Results as a Function of Geodemographical and Lifestyle Variables. Magistro darbas, School of Architecture and the Built Environment, Royal Institute of Technology (KTH), Stockholm, Sweden.
- Swaroop, S., Morenoff, J.D., 2006. Building community: The neighborhood context of social organization. *Social Forces*, 84(3), 1665-1695.
- Tammaru T., Marcińczak S., van Ham M. & Musterd S. (eds) (2016) Socio-Economic Segregation in European Capital Cities: East Meets West. Routledge: Oxford.
- Ubarevičienė, R., Burneika, D., van Ham, M., 2015. Ethno-Political Effects of Suburbanization in the Vilnius Urban Region: An Analysis of Voting Behavior. *Journal of Baltic Studies*, 46(2), 2015, 217-242.
- Valatka, V., Burneika, D., Ubarevičienė, R., 2015. Large social inequalities and low levels of socio-economic segregation in Vilnius. Kn. T. Tammaru et al (red.), *Socio-economic segregation in European capital cities: East meets West*, Routledge .
- Warf, B., Leib, J., 2011. Introduction. Kn. B. Warf ir J. Leib (red.), *Revitalizing Electoral Geography*, Ashgate.
- Žiliukaitė, R., 2014a. Balsavimas rinkimuose ir rinkėjų socialinių tinklų charakteristikos. *Politologija*, 73(1), pp. 98-128.
- Žiliukaitė, R., 2014b. Kas Lietuvoje (ne)balsuoja? Dalyvavimo rinkimuose veiksniai. Kn. Ramonaitė, A. (red.), *Kaip renkasi Lietuvos rinkėjai? Idėjos, interesai ir įvairdžiai politikoje*. Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla.

SPATIAL ANALYSIS OF VOTER TURNOUT IN VILNIUS CITY

Gerda Burneikaitė

*Vilnius University, Institute of International Relations and Political Science
Vokiečių str. 10, LT-01130, Vilnius
E-mail: gerdaburneikaitė@gmail.com*

Summary

The main aim of this paper was to demonstrate whether and how space is important in analysing the differences of voter turnout in Vilnius. Two main theories on how space may contribute towards a better understanding of social processes embedded in space are based on the concept of spatial effects, which include spatial heterogeneity and spatial dependence. To test whether these effects are important in explaining voter turnout differences in Vilnius, two regression analysis methods are used. The results are compared to the results obtained from multiple linear OLS regression. Geographically weighted regression allows to model local coefficients of independent variables and makes it possible to inquire spatial heterogeneity by observing whether the effect of independent variables differs across the study area. Spatial lag regression allows to test for spatial dependence between geographical units by including a spatially lagged variable into the model equation. If the latter is significant, it can be hypothesized that the resulting spatial patterns are a result of social interaction processes like diffusion or contagion.

The analysis conducted showed that spatial analysis tools were necessary to analyse voter turnout patterns in Vilnius as the residuals of multiple linear OLS regression were spatially autocorrelated making the results from this model biased. The results of this paper indicate that local coefficients of the independent variables vary across the area of Vilnius in terms of the size of their effect and to a lesser extent – in terms of the direction of the effect revealing interesting patterns of relationships between the variables.

Spatially lagged dependent variable included in the spatial lag regression model was also highly significant, indicating that voting patterns observed may have resulted partly from the processes of social interaction. Also, according to this regression model, four independent variables are important in explaining voter turnout in Vilnius. Unemployed persons and Polish minority have a statistically significant negative effect on turnout, while persons with higher education and seniors – a positive one. In contrast to the results from multiple linear OLS regression, the Russian minority variable is no longer significant after the inclusion of a spatially lagged variable.

Overall, place, context and space seem to be important in explaining voter turnout patterns in Vilnius. Places that are of relatively worse sociodemographic context (with more unemployed, less well educated) and largest ethnic minorities demonstrate the lowest levels of voter turnout, allowing to speculate about overlapping socioeconomic and political inequalities in the city, which also have a strong ethnic dimension.