

VILNIAUS UNIVERSITETAS
EKONOMIKOS FAKULTETAS
KIEKYBINIŲ METODŲ IR MODELIAVIMO KATEDRA

Andrius VAINILAVIČIUS
Ekonominės analizės programa

MAGISTRO DARBAS

MINIMALIOS ALGOS ĮTAKA DARBO RINKAI LIETUVOS SAVIVALDYBĖSE

**MINIMUM WAGE EFFECTS ON LABOUR MARKET IN LITHUANIAN
MUNICIPALITIES**

Leidžiama ginti _____
(parašas)

Magistrantas _____
(parašas)

Katedros vedėjas doc. dr. **A. Bartkus**

Darbo vadovas _____
(parašas)

Doc. dr. **V. Karpuškienė**

Darbo įteikimo data:
Registracijos Nr.:

Vilnius, 2019

TURINYS

IVADAS.....	2
1. Literatūros apžvalga	3
1.1. Minimalaus darbo užmokesčio apibrėžimas	3
1.2. Minimalaus darbo užmokesčio istorija.....	3
1.3. Minimalaus darbo užmokesčio teorija ir tyrimai	4
1.4. Minimalus darbo užmokestis Lietuvoje.....	8
1.5. Minimalus darbo užmokestis Lietuvoje lyginant su Europos Sąjunga	11
2. Tyrimo duomenų apžvalga.....	13
3. Tyrimo metodologija.....	15
3.1. Regresijos lygtis.....	16
4. Tyrimo eiga.....	17
4.1. Regresija Nr. 1.....	17
4.2. Regresija Nr. 2.....	21
4.3. Regresija Nr. 3.....	24
4.4. Regresija Nr. 4.....	27
5. Išvados.....	32
LITERATŪROS SĄRAŠAS	33
SUMMARY	35
1 Priedas. Tyrimo eigos skaičiavimai.....	36
2 Priedas. Eurostat grafikai.....	44

IVADAS

Tarptautinėje mokslinėje bendruomenėje yra atlikta nemažai tyrimų, siekiant nustatyti minimalaus darbo užmokesčio įtaką darbo rinkai, tačiau jų rezultatai yra nevienareikšmiai ir diskutuoti. Tuo metu Lietuvoje tokių mokslinių tyrimų atlikta sąlyginai nedaug, o išsamių tyrimų, analizuojančių minimalaus mėnesinio atlyginimo įtaką išskirtinai Lietuvos savivaldybėms, nustatyta nebuvo.

Taigi šio darbo tema nėra nauja, tačiau, pastaruoju metu minimaliam darbo užmokesčiui sparčiai augant, ši tema yra labai aktuali. Pirmiausia todėl, kad minimalaus darbo užmokesčio dydžio poveikis darbo rinkos rodikliams ekonomistų intensyviai tyrinėjamas jau keletą dešimtmečių, tačiau šio poveikio analizė Lietuvoje nėra galutinai ištirta. Taip pat, nuo ankstesnių tyrimų rezultatų publikavimo minimalus darbo užmokestis buvo padidintas kelis kartus. Šio darbo tema yra aktuali ir dėl tyrimui pasirinkto specifinio geografinio kriterijaus – Lietuvos savivaldybių, atmetus didžiuosius miestus. Taigi **tyrimo objektas** yra darbo rinkos rodiklių, konkrečiau, užimtumo ir nedarbo lygio pokyčių tendencijos padidėjus minimaliam darbo užmokesčiui.

Šio **darbo medžiagą** sudaro:

1. Literatūros apžvalga
2. Metodologija ir naudojami duomenys
3. Analizė

Pagrindinis šio **darbo tikslas** yra nustatyti, kaip minimalaus darbo užmokesčio didinimas paveikė darbo rinkos rodiklius Lietuvos savivaldybėse. Šiam tikslui pasiekti buvo iškelti šie **darbo uždaviniai**:

1. Apžvelgti praeityje atliktus tyrimus ir ekonominę teoriją.
2. Pasirinkti tinkamą metodą tyrimui atlikti.
3. Identifikuoti, kaip keitėsi darbo rinkos rodikliai, pakitus minimaliam darbo užmokesčiui.
4. Atlikti analizę, pateikti tyrimo rezultatus bei išvadas.

1. Literatūros apžvalga

Šioje darbo dalyje apžvelgiama minimalaus darbo užmokesčio samprata bei tyrimai, atlikti siekiant nustatyti pastarojo poveikį darbo rinkai. Taip pat analizuojama Lietuvos padėtis ir tyrimai atlikti Lietuvoje.

1.1. Minimalaus darbo užmokesčio apibrėžimas

Tarptautinė darbo organizacija apibūdina minimalų darbo užmokestį kaip minimalią sumą pinigų, mokamą darbuotojui už atliktus darbus ar suteiktas paslaugas, tam tikru laiko periodu. Šio užmokesčio dydis negali būti sumažintas nei individualiu, nei kolektyviniu susitarimu ir yra apibrėžtas įstatymais, taip, kad šis dydis būtų pakankamas minimaliems darbuotojo ir/ar jo šeimos poreikiams patenkinti, atsižvelgiant į nacionalines, ekonomines ir socialines aplinkybes. (ILO, 1992).

Minimalaus darbo užmokesčio sąvoka ir dydis Lietuvoje apibrėžiami Lietuvos Darbo Kodekso 141 straipsnio 2 ir 3 dalyse:

"2. Minimalusis darbo užmokestis (minimalusis valandinis atlygis ar minimalioji mėnesinė alga) – mažiausias leidžiamas atlygis už nekvalifikuotą darbą darbuotojui atitinkamai už vieną valandą ar visą kalendorinio mėnesio darbo laiko normą. Nekvalifikuotu darbu laikomas darbas, kuriam atlikti nekeliama jokie specialūs kvalifikaciniai įgūdžiai ar profesiniai gebėjimai.

3. Minimalųjį valandinį atlygį ir minimaliąją mėnesinę algą tvirtina Lietuvos Respublikos Vyriausybė, gavusi Lietuvos Respublikos trišalės tarybos rekomendaciją ir atsižvelgdama į šalies ūkio vystymosi rodiklius bei tendencijas. Lietuvos Respublikos trišalė taryba savo išvadą Lietuvos Respublikos Vyriausybei pateikia kiekvienais metais iki birželio 15 dienos arba iki kitos Lietuvos Respublikos Vyriausybės prašomos datos." (Lietuvos Respublikos Darbo Kodeksas, 2016).

1.2. Minimalaus darbo užmokesčio istorija

Minimalaus darbo užmokesčio idėjos kilmė yra nevienareikšmė, tačiau jos ištakas galima sieti su darbo užmokesčio dydžio ribojimu, kildinamu iš Eduardo III-ojo 1349 metais priimto „Darbininkų dekreto“, kuris apribojo maksimalų atlyginimo dydį Anglijoje maro metais (Rothstein ir Liebman, 2007).

Minimalus darbo užmokestis, taip, kaip jis yra suprantamas šiandien, pirmą kartą buvo įteisintas Naujojoje Zelandijoje 1894 metais. Po dviejų metų, 1896 m., minimalus darbo užmokestis taip pat buvo įteisintas ir Australijos Viktorijos valstijoje bei netrukus pasklido po kitas Australijos valstijas. Minimalaus darbo užmokesčio įteisinimas iš esmės buvo nukreiptas į ypač menkai apmokamo darbo sritis, siekiant darbuotojams užtikrinti ne mažesnę, negu įstatymu nustatyta, atlygį už darbą. Tačiau, toks minimalaus apmokėjimo apribojimas buvo skirtas tik tam tikroms darbuotojų kategorijoms bei darbo rūšims ir nebuvo taikomas visuotinai nacionaliniu lygmeniu. (Starr, 1981).

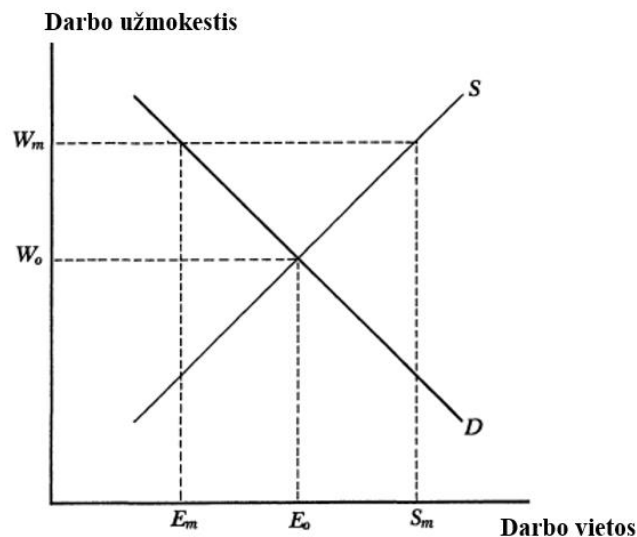
Tuo metu Lietuvoje minimalus darbo užmokestis buvo įteisintas tik atkūrus nepriklausomybę. 1991 metais sausio 9 dieną Atkuriamojo Seimo priimtas Lietuvos Respublikos darbo apmokėjimo įstatymas II-ajame straipsnyje pabrėžė, jog Valstybė nustato minimalų valandinį atlyginimą ir darbuotojo užmokestis negali būti mažesnis už įstatymu nustatytą atlygį (Lietuvos Respublikos Darbo Apmokėjimo Įstatymas, 1991).

1.3. Minimalaus darbo užmokesčio teorija ir tyrimai

Šioje dalyje pateikiama informacija apie minimalaus darbo užmokesčio poveikio darbo rinkai teoriją, žymiausi tyrimai ir jų išvados. Toliau aprašomos meta-analizės, nagrinėjusios įvairius mokslinius tyrimus šia tema.

Daugelį metų darbo rinka buvo suprantama pagal klasikinį paklausos-pasiūlos modelį. Tokiame modelyje įmonės, samdydamos darbo jėgą sukuria tam tikrą darbuotojų paklausą, kurios dydis priklauso nuo darbo kainos lygio. Tuo tarpu, namų ūkiai atspindi pasiūlą ir tiekia tam tikrą darbuotojų kiekį atitinkamam kainos lygiui. Taigi kuo didesnė yra darbo kaina, tuo daugiau namų ūkių nori parduoti darbą ir atvirkščiai – tuo mažesnę darbuotojų kiekį nori samdyti įmonės. Paprasčiausiu tokio darbo rinkos modelio pavyzdžiu galima laikyti konkurencingą rinką su vienos rūšies darbu (1 pav.). Pagal šį klasikinį modelį, nustačius aukštesnę minimalų atlyginimą, nei rinkos pusiausvyros lygis, namų ūkiai siektų parduoti daugiau darbo, nei jo siektų pasisamdyti įmonės. Tokiu atveju nedarbo lygis išaugtų ir viršytų natūralųjį nedarbo lygį, taigi lemtų kai kurių namų ūkių pajamų padidėjimą, atitinkamai išsaukdamas kitų namų ūkių pajamų sumažėjimą, dėl darbo vietos netekimo. Dėl šios priežasties, minimalaus atlyginimo didinimą galima laikyti neefektyvia priemone skurdui mažinti (Brown et al, 1982).

Pasak Neumark (2015), minimalaus atlyginimo didinimas gali padidinti žemos kvalifikacijos darbuotojų nedarbą. Tai lemia dvi esminės priežastys – pirma, išaugus darbo kainai, įmonės keičia žemos kvalifikacijos darbuotojus kitais gamybos veiksniais, t.y. gamybiniais įrengimais ar kitu kapitalu. Antra, išaugusi darbo kaina didina įmonės kaštus ir padidina produkcijos kainą, tai savo ruožtu neigiamai veikia produkcijos paklausą ir, dėl to, įmonės mažina savo produkcijos pagaminimo lygį, taip mažindamos ir samdomo darbo poreikį.



1 pav. Minimalus darbo užmokestis konkurencingoje rinkoje

(šaltinis: Brown et al. (1982))

Tokį klasikinio darbo rinkos modelio sampratos įsivyravimą tarp ekonomistų sustiprino Brown et al (1982) atliktas tyrimas. Pastarasis siekė nustatyti minimalaus atlygio poveikį rinkos rodikliams. Šio tyrimo metu buvo nustatyta, jog minimalaus darbo užmokesčio kėlimas padidina nedarbo lygį ir šis efektas buvo ryškiausias paauglių amžiaus grupėje. Minimalaus atlyginimo pakėlimas 10%, nedarbo lygį tarp paauglių padidindavo nuo 1% iki 3% (Brown et al, 1982). Tai leido pagrįsti minimalaus darbo užmokesčio kėlimo įtaką nedarbo didėjimui.

Šį nusistovėjusį požiūrį sudrumstė David Card ir Alan Krueger (1994, 1995), kurių atlikti empiriniai tyrimai leido teigti, jog minimalaus darbo užmokesčio didinimo poveikis darbo rinkai nėra išskirtinai neigiamas. Vienas garsiausių jų tyrimų siekė nustatyti greito maisto sektoriaus darbuotojų nedarbo lygio skirtumus Naujojo Džersio ir Pensilvanijos valstijose. Tyrimo metu Card ir Krueger (1994) nustatė, jog Naujajame Džersyje išaugęs minimalus darbo užmokestis turėjo teigiamos įtakos žmonių užimtumui. Pakartojus tyrimą po keleto metų, ekonomistai nustatė, kad minimalaus darbo užmokesčio padidinimas neturėjo reikšmingos įtakos darbo rodikliams greito

maisto sektoriuje (Card ir Krueger, 1998). Savo tyrimo rezultatus Card ir Krueger (1995) grindė tuo, jog klasikinis paklausos-pasiūlos modelis darbo rinkoje yra paremtas realybės neatitinkančiomis prielaidomis. Jie argumentavo, kad viena iš nerealistiškų prielaidų yra ta, jog minimalaus atlyginimo padidinimas negali padidinti darbuotojų produktyvumo. Card ir Krueger manė, kad, išaugus minimaliam atlyginimui, produktyvumas galimai išauga taip pat. Tai vyksta dėl to, jog darbuotojai mažiau vengia darbo ir mažiau laiko praleidžia nedirbdami. Antra nerealistiška prielaida, pasak Card ir Krueger (1995), yra ta, kad įmonės visada dirba maksimaliu efektyvumu, t.y. išaugusių darbo jėgos kaštų įmonės negali kompensuoti sumažindamos kitas išlaidas. Taigi Card ir Krueger tyrimų argumentacija bei rezultatai sukėlė nesutarimų tarp ekonomistų ir leido daryti prielaidą, jog darbo rinkos modelis nėra toks paprastas, kaip manyta iki tol.

Tačiau, Neumark ir Wascher (1995) sukritikavo anksčiau minėtų tyrimų rezultatus. Jie teigė, jog Card ir Krueger tyrime naudoti duomenys nėra tikslūs, nes šie buvo surinkti apklausos metodo būdu, kurio patikimumas yra abejotinas. Siekdami įrodyti minėtų tyrimų netikslumą bei trūkumus, Neumark ir Wascher pakartojo tą patį tyrimą remdamiesi algalapių duomenimis iš to paties laikotarpio greito maisto rinkoje veikiančių įmonių Naujojo Džersio ir Pensilvanijos valstijose. Jų tyrimo metu gauti rezultatai buvo priešingi gautiems Card ir Krueger (1994) atliktame tyrime. Neumark ir Wascher gauti rezultatai skelbė, jog minimalaus darbo užmokesčio pakėlimas Naujajame Džersyje padidino nedarbo lygį.

Iškilius minėtoms prieštaroms, Dube, Lester ir Reich (2010) taip pat atkartoją Card ir Krueger tyrimą, tik šį kartą reikšmingai praplėtė tyrimo apimtį. Autoriai naudojo ketvirtinius maitinimo sektoriaus 1990-2006 metų duomenis iš skirtingų JAV apygardų, kurių duomenys buvo prieinami tyrimo vykdymo metu. Dube, Lester ir Reich (2010) savo tyrime nustatė, jog darbuotojų pajamos statistiškai reikšmingai išaugo, tačiau svaraus poveikio užimtumui darbo užmokesčio didinimas neturėjo.

Iš esmės, šių tyrimų polemiskumas atspindi mokslinių minimalaus darbo užmokesčio didinimo įtakos tyrimų nevienareikšmiškumą. Apibendrinant galima teigti, kad vyrauja trys ideologiškai skirtingos nuomonės: vieni, ekonomistai teigia, kad padidinus minimalų darbo užmokestį nedarbo lygis padidėja, kiti – jog nedarbo lygis nesikeičia, o treči laikosi nuomonės, kad nedarbo lygis, padidinus minimalų atlyginimą sumažėja, tai aiškiai atsispindi aptartų tyrimų rezultatų santraukoje (1 lentelė).

1 lentelė. Žymiausių tyrimų rezultatai

Autoriai	Tyrimas	Rezultatai
Card ir Kruger (1994)	<i>Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania</i>	Minimalaus darbo užmokesčio didinimas turėjo statistiškai reikšmingą teigiamą įtaką užimtumui.
Neumark ir Wascher (1995)	<i>Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania</i>	Minimalaus darbo užmokesčio didinimas sukėlė statistiškai reikšmingą nedarbo lygio didėjimą.
Stewart (2004)	<i>The employment effects on the national minimum wage</i>	Jokio statistiškai reikšmingo efekto.
Dube, Lester ir Reich (2010)	<i>Minimum wage effects across state borders: estimates using contiguous counties</i>	Jokio statistiškai reikšmingo efekto.
Dolton, Bondibene ir Wadsworth (2012)	<i>Employment, Inequality and the UK National Minimum Wage over the Medium-Term</i>	Jokio statistiškai reikšmingo efekto.
Bossler ir Gerner (2016)	<i>Employment effects of the new German minimum wage</i>	Minimalaus darbo užmokesčio didinimas sukėlė statistiškai reikšmingą užimtumo mažėjimą.

Atsižvelgiant į minėtų tyrimų rezultatų prieštarumą, tikslinga atkreipti dėmesį į pastarųjų meta-analizes, kurios leidžia geriau įsigilinti į pagrindines tendencijas ir esmines išvadas:

1. H. Doucouliagos ir T. D. Stanley (2009) išanalizavo 64 mokslinius tyrimus apie minimalaus darbo užmokesčio didinimo įtaką paauglių nedarbo lygiui JAV ir atliko jų meta-analizę. Savo tyrime ekonomistai nerado statistiškai reikšmingo ryšio tarp minimalaus atlygio ir nedarbo kitimų.
2. Belman ir Wolfson (2014) taip pat atliko meta-analizę minimalaus darbo užmokesčio tyrimams. Jie naudojo 27 tyrimus publikuotus vėliau nei 2000 metais, Belman ir Wolfson nustatė, kad statistiškai reikšmingo poveikio tarp minimalaus darbo užmokesčio padidinimo ir nedarbo lygio išaugimo nėra.

3. De Linde Leonard et al (2014) atliko 16 tyrimų meta-analizę, šie tyrė minimalaus darbo užmokesčio padidinimo efektus Jungtinėje Karalystėje. Analizės metu ekonomistai taip pat nerado statistiškai reikšmingo nedarbo padidėjimo padarinio visuose, išskyrus namų priežiūros paslaugų, sektorių.

Apibendrinus apžvelgtų meta-analizių rezultatus, galima teigti, kad ekonomistų dažniausiai pasiekta išvada suponuoja, jog minimalaus darbo užmokesčio didinimas dažniausiai neturi įtakos nedarbo lygiui. Siekiant paaiškinti šį reikšmingo efekto darbo rinkai nebuvimą, galima pažymėti du pagrindinius argumentus. Pirma, minimalaus atlyginimo padidinimas reikšmingai paveikia tik žemiausios kvalifikacijos darbuotojus (Neumark et al. 2015). Antra, minimalaus darbo užmokesčio keitimas yra endogeninis kintamasis ir įstatymų leidėjai jį keičia tik tais atvejais, kuomet pokytis neturi didelės įtakos darbo rinkai (De Linde Leonard et al, 2014).

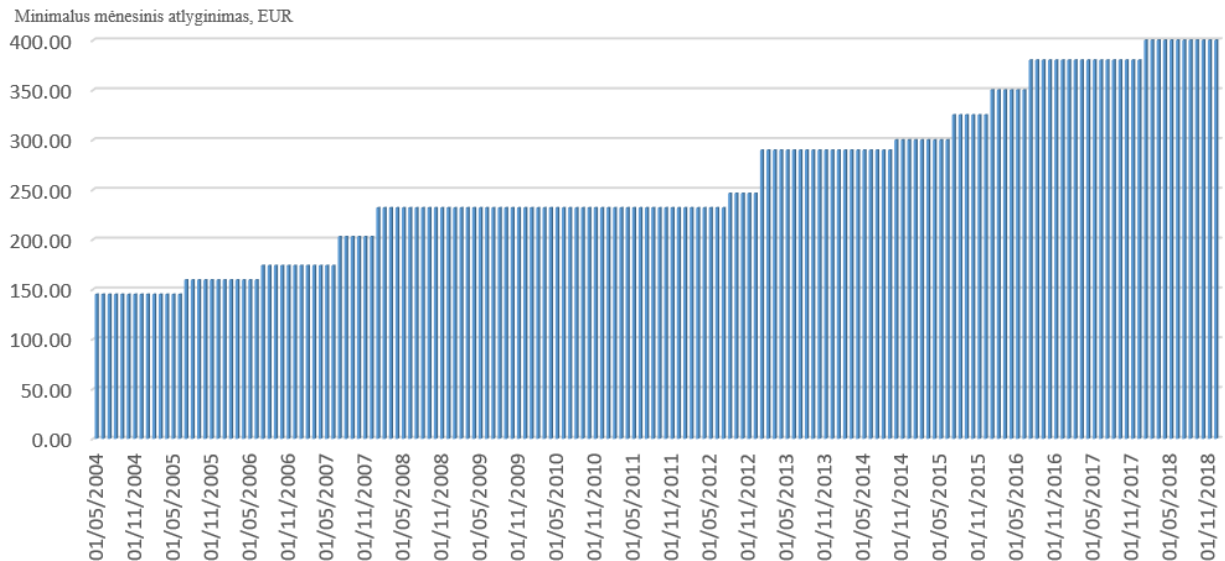
1.4. Minimalus darbo užmokestis Lietuvoje

Toliau aptariama minimalaus darbo užmokesčio raida, esminiai faktai, tyrimai bei statistika Lietuvoje. Kaip jau minėta anksčiau, Lietuvoje minimalus darbo užmokestis įvestas 1991 metais ir siekė 35 litus. Per beveik 30 nepriklausomybės metų šalies ekonomikai augant, minimalus darbo užmokestis buvo atitinkamai didinamas, ir nuo 2019 metų sausio 1 dienos siekia 430 eurų (beveik 1485 litų). Žemiau (2 lentelė ir 2 pav.) pateikiami minimalus mėnesinis atlyginimas, minimalus valandinis atlyginimas ir procentinis pokytis, įsigaliojus naujam dydžiui.

2 lentelė. Minimalaus mėnesinio atlyginimo raida Lietuvoje

Įsigaliojimo data	Minimalus mėnesinis atlyginimas, EUR	Minimalus valandinis atlyginimas, EUR	Pokytis, %
2004.05.01	144.84	0.85	11%
2005.07.01	159.33	0.95	10%
2006.07.01	173.81	1.06	9%
2007.07.01	202.78	1.21	17%
2008.01.01	231.75	1.40	14%
2012.08.01	246.23	1.49	6%
2013.01.01	289.69	1.76	18%

2014.10.01	300	1.82	4%
2015.07.01	325	1.97	8%
2016.01.01	350	2.13	8%
2016.07.01	380	2.32	9%
2018.01.01	400	2.45	5%



2 Pav. **Minimalaus mėnesinio atlyginimo raida Lietuvoje**

(šaltinis: Eurostat duomenų bazė)

Eurostat duomenimis, per 10 metų nuo 2008 m. iki 2018 metų Lietuvoje augo vidutiniškai 5,6% per metus. Nuo 2012 metų Lietuvos Vyriausybė sparčiai didino minimalios mėnesinės algos (MMA) dydį. Per pusantrų metų laikotarpį, nuo 2012 metų rugpjūčio mėnesio, Vyriausybė pakėlė MMA 22%. V. Karpuškienė (2015) ir M. Šuminas (2015) atliko tyrimus, siekiant nustatyti, kokį poveikį toks minimalaus darbo užmokesčio kėlimas turi darbo rinkai.

M. Šuminas (2015) panaudojo 7 skirtingos specifikacijos laiko eilučių modelius, tam, kad iširtų minimalaus darbo užmokesčio padidinimo poveikį užimtumui. Gauti rezultatai sutapo su meta-analizių išvadamis – M. Šuminas nenustatė statistiškai reikšmingos minimalaus darbo užmokesčio padidinimo įtakos užimtumui. Pažymėtina, jog galima tokių rezultatų priežastis buvo ta, kad minimalus mėnesinis atlyginimas nuo 2008 iki 2012 metų nebuvo didinamas.

Kitas tyrimas, siekęs nustatyti spartaus MMA didinimo poveikį buvo atliktas Vitos Karpuškienės (2015). Ekonomistė siekė nustatyti, kokį trumpojo laikotarpio poveikį MMA

didinimas turėjo darbo rinkai ir darbo jėgos konkurencingumui. Tyrimo metu buvo nustatyta, jog minimalaus mėnesinio atlyginimo didinimas teigiamai veikė mažas pajamas gaunančių žmonių uždarbį. Tačiau reikšmingos įtakos (iki tam tikro MMA lygio) nei nedarbo lygiui, nei užimtumui neturėjo. Tai sutampa su M. Šumino (2015) tyrimo rezultatais, tačiau V. Karpuškienė (2015) pateikia papildomas galimas tokių rezultatų priežastis. Anot jos, tokius rezultatus galima aiškinti MMA didinimo sutapimu su spartaus ekonominio augimo laikotarpiu. Tyrimo išvadose teigiama, jog ateityje MMA didinimas turėtų vykti palaipsniui kartu su produktyvumo ir vidutinio darbo užmokesčio augimu. Taip pat svarstoma, jog minimalaus darbo užmokesčio santykis su vidutiniu atlyginimu neturėtų viršyti 40%. Remiantis Lietuvos Statistikos Departamento duomenimis (3 lentelė), 2013 metais minimalios mėnesinės algos santykis su vidutiniu mėnesiniu atlyginimu išaugo ir į buvusį lygį negrįžo. Galimai, šio santykio išaugimo įtaka atsiskleis tiriamojoje šio darbo dalyje.

3 lentelė. **Minimalios mėnesinės algos santykis su vidutiniu bruto mėnesiniu atlyginimu, proc.**

(šaltinis: Lietuvos Statistikos Departamentas duomenų bazė)

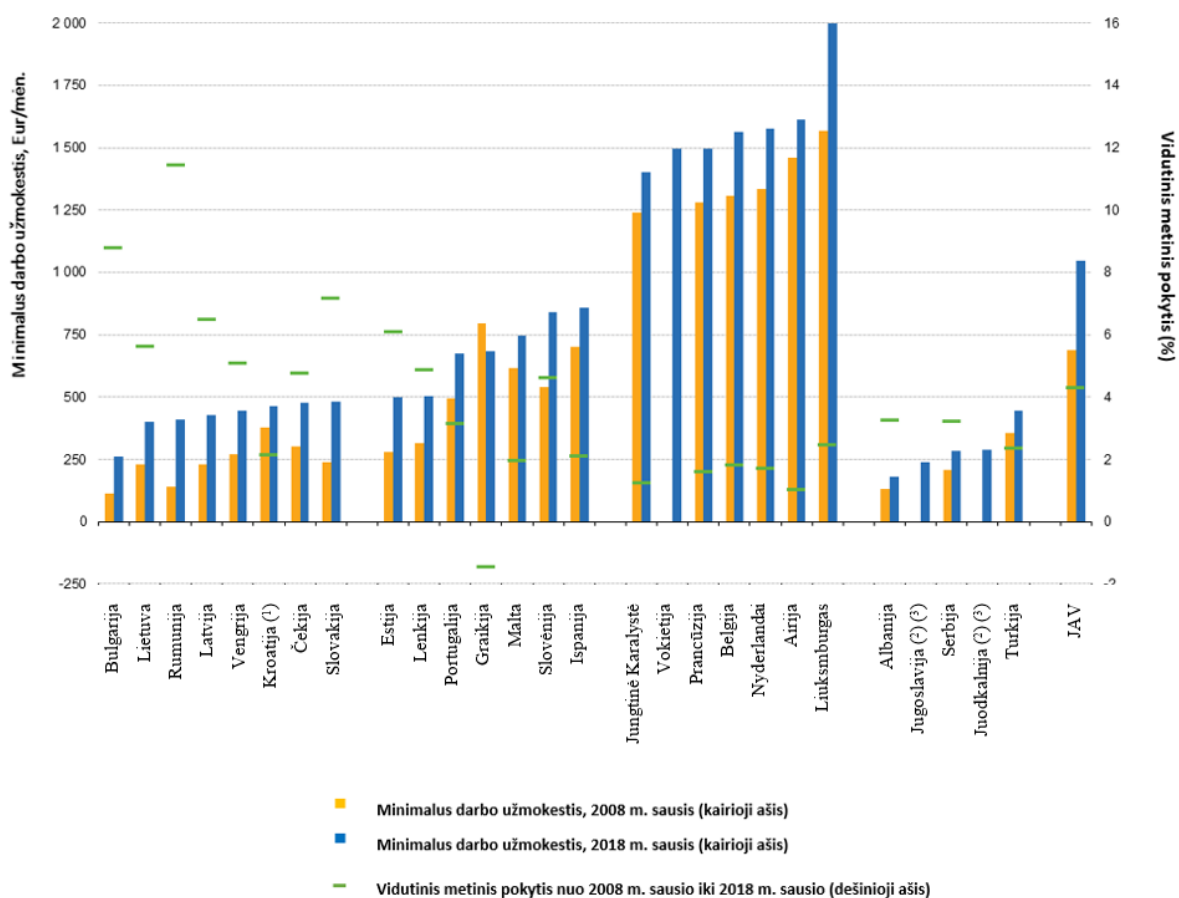
		B_TO_N Verslas	B_TO_S Pramonė, statyba ir paslaugos
Minimalioji mėnesinė alga, palyginti su vidutiniu mėnesiniu bruto darbo užmokesčiu proc. ¹	2017	48,2	48,2
	2016	50,6	50,3
	2015	47,0	46,6
	2014	46,4	45,7
	2013	48,3	47,3
	2012	42,0	40,8
	2011	42,6	41,1
	2010	43,6	42,0

Nors 2017 metais nacionaliniu lygmeniu minimalus atlyginimas sudarė 48,2% vidutinio bruto mėnesinio atlygio, regionuose vidutinės pajamos yra mažesnės, nei miestuose, dėl to viršija šį rodiklį. Pagal Statistikos Departamento duomenis, 2018 metų pirmąjį ketvirtį vidutinis darbo užmokestis (VDU) Vilniaus mieste buvo 1032,4 EUR, ir 137,2 EUR viršijo šalies vidurkį. Mažiausią VDU uždirbo Zarasų rajono savivaldybės gyventojai – 629 EUR. Tai reiškia, jog Zarasų gyventojų VDU buvo 1,6 karto mažesnis, nei Vilniaus miesto ir MMA/VDU santykis tikrai viršija šalies vidurkį. Taip pat svarbu pažymėti, kad regionuose nedarbo lygis yra didesnis nei miestuose, todėl darbo rinkos dinamikos tyrimas, atskyrus didžiuosius miestus nuo kitų savivaldybių yra prasmingas.

1.5. Minimalus darbo užmokestis Lietuvoje lyginant su Europos Sąjunga

Šioje dalyje aptariami Europos Sąjungos valstybių minimalius mėnesinius atlyginimus atspindintys duomenys, kurie lyginami su Lietuvos MMA (minimalios mėnesinės algos) rodikliais.

Eurostat duomenimis (3 pav.), pagal augimo tempą (5,6 %) Lietuva buvo 6-ta valstybė iš 22 Europos Sąjungos valstybių, kuriose yra taikomas nacionalinis minimalus darbo užmokestis. Danija, Italija, Kipras, Austrija, Suomija ir Švedija, taip pat ir Europos laisvosios prekybos asociacijos šalys- Islandija, Norvegija ir Šveicarija nėra įtrauktos į palyginimą. Kipre minimalus darbo užmokestis yra nustatytas atskiroms profesijoms, o likusiose, iš išvardintų valstybių, minimalus darbo užmokestis taikomas tam tikruose sektoriuose pagal kolektyvines sutartis.



Pastaba: Danijoje, Italijoje, Kipre, Austrijoje, Suomijoje ir Švedijoje minimalaus vasybinio darbo užmokesčio dydis nėra reglamentuotas.

(1) 2008 m. liepa vietoje 2008 m. sausio.

(2) 2008 m. sausio ir vidutinio metinio pokyčio informacija neprieinama.

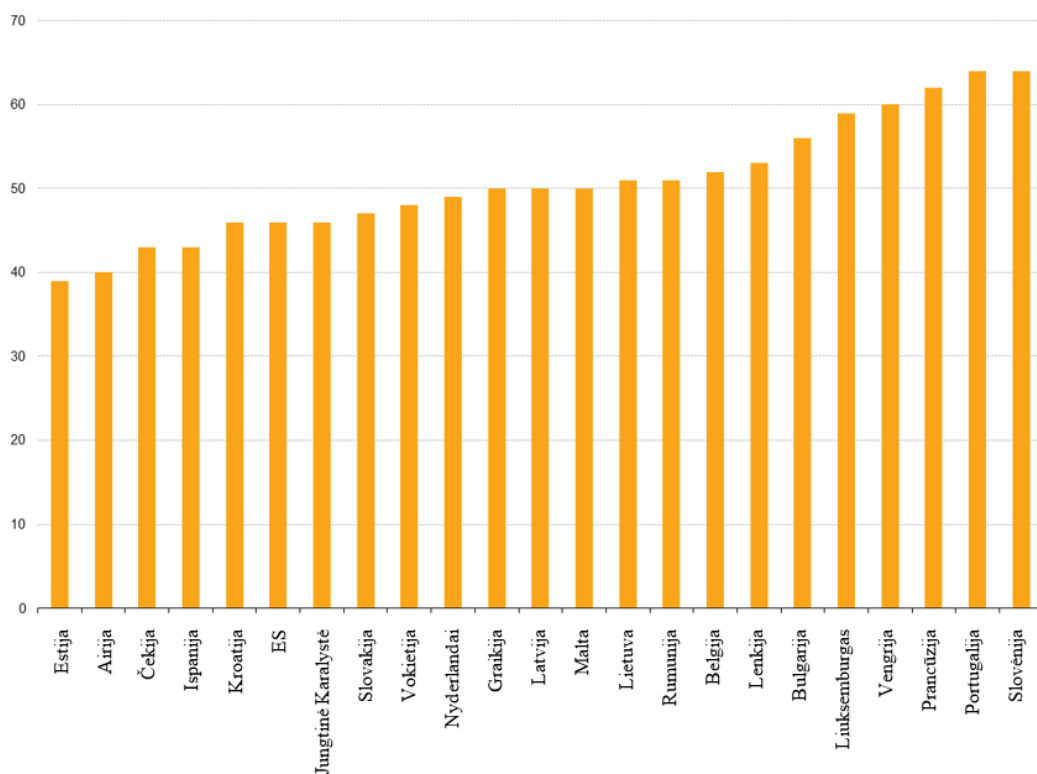
(3) 2017 m. sausis vietoje 2018 m. sausio.

Šaltinis: Eurostat

3 pav. Minimalaus darbo užmokesčio raida Europos Sąjungoje

(šaltinis: Eurostat duomenų bazė)

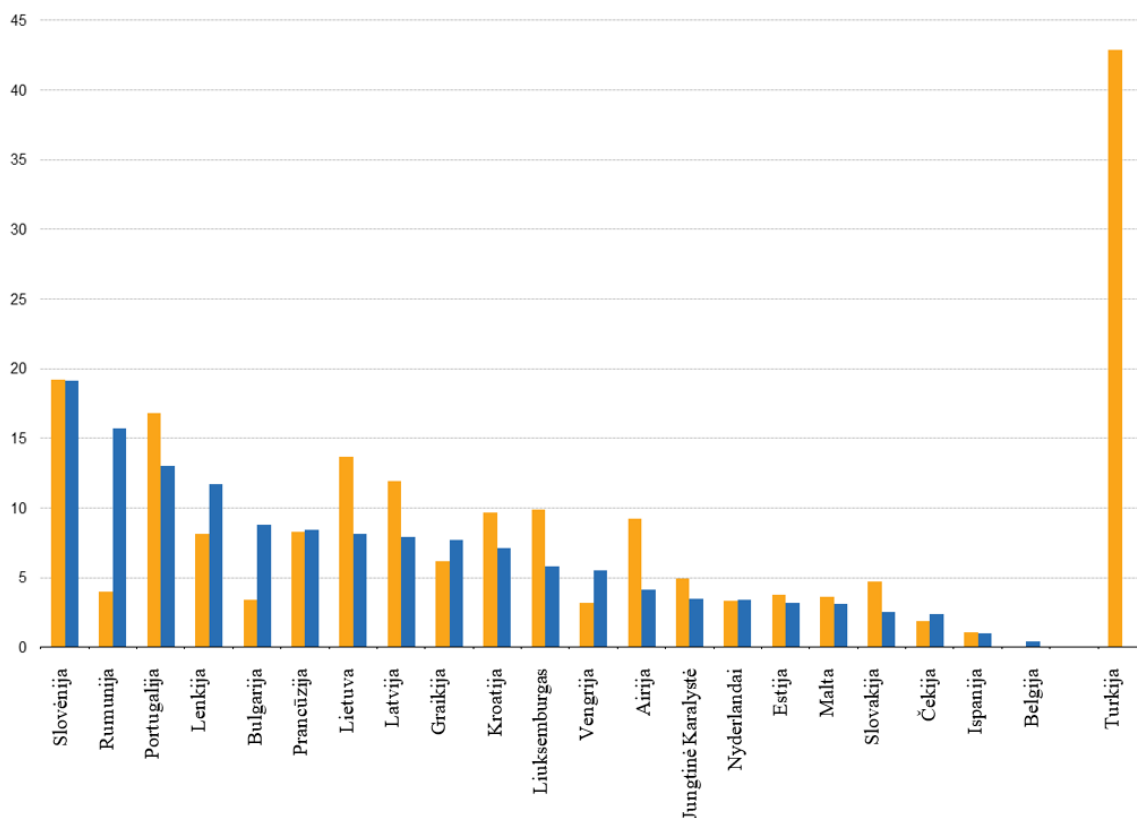
Taigi minimalaus mėnesinio atlyginimo santykis su mėnesinio atlyginimo, neatskaičius mokesčių, mediana, Lietuvoje pernelyg neišsiskiria Europos valstybių kontekste. 2015 metais Europos Sąjungos valstybių santykiai svyravo nuo 39% iki 64% (4 pav.).



4 pav. Minimalios mėnesinės algos santykis su šalies mėnesinio bruto atlyginimo mediana ES, proc.

(šaltinis: Eurostat duomenų bazė)

Minimalų atlyginimą gaunančių žmonių santykis Lietuvoje taip pat pernelyg neišsiskiria iš kitų Europos Sąjungos valstybių. Eurostat duomenys rodo, jog Lietuvoje 2010 metais mažiau nei 105% minimalaus mėnesinio atlyginimo gavo 13,7% dirbančiųjų ir tai buvo trečias prasčiausias rezultatas tarp Europos Sąjungos valstybių. Tačiau, 2014 metais šis rodiklis Lietuvoje nukrito iki 8,1% (5 pav.). Deja, bet 2018 metų duomenys dar nėra publikuoti, todėl nėra žinoma, kaip šis rodiklis keitėsi vėliau.



5 pav. **Mažiau nei 105% minimalaus atlyginimo uždirbančiųjų proporcija iš visų dirbančiųjų**
(šaltinis: Eurostat duomenų bazė)

Remiantis aukščiau pateikta informacija, galima teigti, jog Lietuvos minimalaus darbo užmokesčio rodikliai neišsiskiria iš kitų Europos Sąjungos valstybių. Dėl to, atliekant tyrimą gauti rezultatai neturėtų skirtis nuo tyrimų atliktų kitose valstybėse. Toliau šiame darbe aptariamas tyrimui pasirinktas metodas, pateikiama metodo pasirinkimo argumentacija, bei išsamiau aprašomi naudojami duomenys ir detaliau pristatomi tyrimo tikslai.

2. Tyrimo duomenų apžvalga

Minimalaus mėnesinio atlyginimo dydis reglamentuojamas įstatymais šalies mastu, todėl šis dydis buvo nustatytas pagal istorinius šaltinius. Kiti duomenys buvo surinkti iš Lietuvos Statistikos Departamento duomenų bazės, o bedarbių skaičiaus statistika – iš Užimtumo Tarnybos statistikos interneto puslapio. Statistikos Departamento duomenų bazėje pateikiami šie statistiniai rodikliai:

Gyventojų užimtumas pagal apskritis ir savivaldybes. Šie duomenys pateikti tūkstančiais gyventojų, išskiriant laiko ir vietos dimensijas. Laikas – metiniai duomenys nuo 2004 metų iki 2018 metų. Vieta – rajonų ir miestų savivaldybės. Iš viso – 60 skirtingų administracinių teritorijų.

Darbo užmokestis (mėnesinis). Šiame duomenų rinkinyje pateikiamas vidutinis mėnesinis darbo užmokestis eurai. Duomenys taip pat išskirti pagal laiko ir vietos dimensijas. Laiko – metiniai duomenys nuo 1995 metų iki 2018 metų ir ketvirtiniai duomenys nuo 2011 metų pirmojo ketvirčio iki 2019 metų pirmojo ketvirčio. Vieta - 60 rajonų ir miestų savivaldybių.

Vartotojų kainų indeksai (2015 m. – 100). Vartotojų kainų indeksas, arba infliacija, yra pateikta kaip visos Lietuvos duomenys mėnesiniu dažniu. 2015 metai indikuoti kaip baziniai metai ir tų metų mėnesinių įverčių vidurkio vertė yra 100. Duomenys pateikti nuo 1991 iki 2019 metų.

Nuolatinių gyventojų skaičius metų pradžioje. Šiame duomenų rinkinyje pateikiama oficiali gyventojų skaičiaus statistika. Duomenys pateikti pagal dvi dimensijas – laiko ir vietos. Laikas – metiniai duomenys nuo 1996 m. iki 2019 metų. Vieta – 60 rajonų ar miesto savivaldybių. Taip pat yra galimybė diferencijuoti gyventojų skaičių atskirose savivaldybėse pagal kaimo ir miesto vietoves.

Bedarbių skaičiaus istoriniai rodmenys surinkti iš Užimtumo Tarnybos statistikos interneto puslapio. Juose matomas bedarbių žmonių skaičius pagal dvi dimensijas – laiko ir vietos. Laikas – mėnesiniai duomenys nuo 2008 m. iki 2019 metų. Vietos – 60 Lietuvos rajonų ir miestų savivaldybės. Kadangi užimtumo statistikos duomenys yra metinio dažnumo, regresijose, kurių laikotarpiai yra dažnesni nei metai, šiame tyrime naudojami bedarbių skaičiaus istoriniai duomenys.

Realaus bendro vidaus produkto augimo tempas. Šie duomenys pateikiami kaip indeksas, matuojantis realaus BVP pokytį, lyginant su praeitų metų lygmeniu. Duomenys yra pateikti bendrai visai Lietuvai, neišskiriant savivaldybių, indeksas pateiktas nuo 1991 iki 2019 metų. Kaip minėta anksčiau, minimalaus mėnesinio atlyginimo istoriniai duomenys buvo surinkti iš istorinių teisės aktų.

Taip pat svarbu paminėti, jog siekiant nustatyti MMA poveikį regionuose, iš surinktų duomenų buvo pašalinti penki didžiausi Lietuvos miestai – Vilnius, Kaunas, Klaipėda, Šiauliai ir Panevėžys. Atmetus šiuos penkis miestus, lieka 55 duomenų skerspjūviai, t. y. rajonų ir miestų savivaldybės.

3. Tyrimo metodologija

Šioje darbo dalyje aprašoma tyrimui naudojama metodologija ir jos pagrindimas. Taip pat apibūdinamas pasirinktas modelis ir jo komponentės.

Istoriškai, minimalaus atlyginimo kilimo efektą darbo rinkos rodikliams tyrusiose studijose naudoti tokie metodai, kaip laiko eilučių analizė (Brown, Gilroy ir Kohen, 1982) ar atvejo studija (Card ir Krueger, 1994), taip pat panelinių duomenų modeliai (Neumark ir Wascher, 1992). Šiame tyrime bus naudojamas panelinių duomenų modelis. Taigi pagrindiniam šio tyrimo klausimui atsakyti, t.y. nustatyti, kaip minimalaus atlygio kilimas veikia darbo rinkos parametrus Lietuvos regionuose, pasitelkiamas panelinių duomenų modelis. Paneliniai duomenys – tai ilgalaikio stebėjimo būdu gauti tam tikri skirtingų objektų/atvejų parametrai (Marijus Radavičius, 2009).

Panelinių duomenų modeliai gali būti padalinti į tris tipus: pastovios konstantos (laisvojo nario) modeliai, fiksuotų efektų modeliai ir atsitiktinių efektų modeliai (Madala ir Lahiri, 2009). Pastovios konstantos – tai modeliai, kuriuose stebimi objektai yra homogeniški, t.y. konstanta yra vienoda visiems stebimiems objektams. Fiksuoto poveikio modeliai – tai tokie modeliai, kuriuose yra įtraukiami fiktyvūs kintamieji kiekvienam stebimam objektui ar periodui, siekiant nustatyti fiksuotus, laike nekintančius jų skirtumus. Atsitiktinio poveikio modeliai – tai modeliai, kuriuose stebimi objektai nėra homogeniški, tačiau jų skirtumai yra ne fiksuoto, o atsitiktinio pobūdžio, t.y. kintantys laike.

Įprastai, modeliuose, tiriančiuose minimalaus atlygio poveikį darbo rodikliams skirtingose vietovėse pritaikoma fiksuotų efektų specifikacija (Stanley ir Doucouliagos, 2012). Tačiau, siekiant patikrinti, ar pasirinkta modelio specifikacija yra teisinga, bus atliktas F-testas ir Hausman testas (tais atvejais, kai individualių efektų specifikacija bus prasminga).

F testas leidžia patikrinti, ar tikslinga naudoti fiksuotų efektų panelinio modelio specifikaciją. Testo metu vertinama nulinė hipotezė – laisvieji nariai visais analizuojamo laikotarpio metais yra vienodi. Atlikus testą aunama „p“ reikšmė, kuri leidžia arba priimti nulinę hipotezę, arba ją atmesti. Jei „p“ reikšmė mažesnė už kritinę reikšmę – nulinė hipotezė yra atmetama ir tai reiškia, jog fiksuotų efektų specifikaciją naudoti yra tikslinga.

Jei nustatoma, jog fiksuotų efektų specifikaciją naudoti yra tikslinga, taip pat reikia patikrinti, ar galima naudoti atsitiktinių efektų specifikaciją. Pastaroji yra tikslenė už fiksuotų efektų specifikaciją, tačiau ne visada galima (Madala ir Lahiri, 2009). Siekiant patikrinti, ar galima naudoti atsitiktinių efektų specifikaciją atliekamas Hausman testas, kuris lygina koeficientus prie

nepriklausomų kintamųjų ir pateikia „p“ reikšmes. Jei „p“ reikšmė yra didesnė už kritinę reikšmę, tuomet nėra atmetama nulinė hipotezė, kuri teigia, jog atsitiktinių efektų specifikacijos naudojimas yra galimas.

3.1. Regresijos lygtis

Atliekant tyrimą, buvo sudaryti trys paneliniai modeliai su visų savivaldybių duomenimis ir du paneliniai modeliai su savivaldybėmis: kuriose MMA (ir mažiau) gaunančių žmonių proporcija yra didžiausia ir savivaldybėmis, kuriose MMA/VDU santykis yra didžiausias. Tokia tyrimo eiga pasirinkta todėl, kad turimi duomenys skiriasi laiko dažnumu – dalis duomenų yra ketvirčių dažnumo, o likusieji metų. Taip pat užimtų žmonių statistika yra pateikiama tik metų dažnumu, o bedarbių skaičius yra pateikiamas ir ketvirčių dažnumu. Pagrindinė modelių lygtis yra tokia:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 X_{1i,t} + \beta_2 X_{2i,t} + \dots + \beta_k X_{ki,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

Kur indeksas „*i*“ yra skirtas pažymėti regioną – miesto ar rajono savivaldybę, o indeksas „*t*“ pažymi stebėjimo laiką, pvz.: ketvirtį arba mėnesį. Indeksas „*i*“ yra nuo 1 iki 55 – regionų kiekis naudojamas šiame tyrime. Indeksas „*t*“ priklauso nuo turimų duomenų laiko dažnumo.

$Y_{i,t}$ žymi priklausomą kintamąjį, kuris šiame tyrime yra darbo rinką atspindis rodiklis – užimtumas arba nedarbas laiku *t*, regione *i*.

α_i yra konstanta, parodanti darbo rinkos rodiklio lygio pastovią kitimo dalį. Fiksuotų efektų specifikacijos atveju α yra individuali kiekvienam regionui ir nurodo laike nekintančių regiono savybių poveikį užimtumo lygiui.

$X_{1i,t}$, $X_{2i,t}$, $X_{3i,t}$, ..., $X_{ni,t}$ žymi nepriklausomų kintamųjų vertes laiku *t*, regione *i*, kurių poveikį užimtumui arba nedarbui bus siekiama nustatyti.

β_1 , β_2 , β_3 , ..., β_n yra koeficientai prie nepriklausomų kintamųjų, parodantys, kokį poveikį nepriklausomi kintamieji turi priklausomam kintamajam.

$u_{i,t}$ žymi atsitiktines modelio paklaidas.

4. Tyrimo eiga

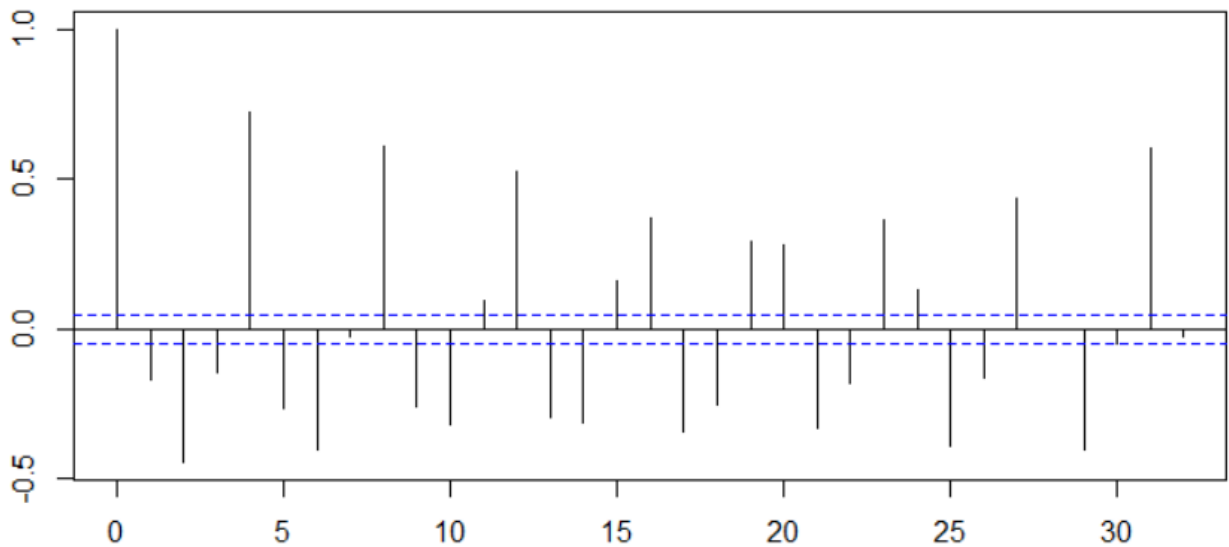
4.1. Regresija Nr. 1.

$$\text{DUNEM_SA} = C + \beta_1 * \text{dRATIO} + \beta_2 * \text{dRATIO}(-1) + \beta_3 * \text{INFL}(-1) + \beta_4 * \text{DUNEM_SA}(-1) + \beta_5 * \text{DUNEM_SA}(-2) + \beta_6 * \text{DUNEM_SA}(-3) + \beta_7 * \text{DUNEM_SA}(-4) + \beta_8 * \text{DUNEM_SA}(-5) + \beta_9 * \text{DUNEM_SA}(-6) \quad (3)$$

Periodas – nuo 2011 metų iki 2019 metų. DUNEM_SA žymi bedarbių skaičiaus procentinį pasikeitimą, pašalinus sezoninį skirtumą; dRATIO žymi MMA/VDU santykio ketvirtinį pasikeitimą; INFL žymi ketvirčio infliaciją procentais visoje šalyje; C – konstanta, parodanti pastovią procentinę bedarbių skaičiaus kitimo vertę; MMA/VDU santykio kintamasis buvo sukonstruotas tam, jog būtų galima išvengti MMA pokyčio nestacionarumo. Taip pat, kaip minėta tyrimui naudotos literatūros apžvalgoje, OECD rekomenduoja, jog MMA/VDU santykis neperžengtų 40%, todėl yra prasminga naudoti MMA/VDU kintamąjį, siekiant nustatyti MMA pokyčio sąryšį su kitais darbo rinkos kintamaisiais. Prieš atliekant regresiją, patikrinami turimi duomenys, jų stacionarumas. Pirmiausia patikrinamas priklausomo kintamojo – bedarbių skaičiaus pasikeitimo išreikšto procentais (DUNEM) korelograma (6.1 ir 6.2 pav.):



6.1 pav. Bedarbių skaičiaus pokyčio korelograma



6.2 pav. **Bedarbių skaičiaus pokyčio korelograma**

Aukščiau pateiktoje korelogramoje matomas autokoreliuotumas kas 4 periodus. Tai indikuoja, jog duomenys yra sezoniški, todėl matuojant bedarbių skaičiaus pokytį, taip pat gautūsi sezoniškumo paveikti rezultatai. Prieš atliekant modelio matavimus, iš bedarbių skaičiaus pokyčio procentais pašalinamas sezoniškumas ir sukuriamas naujas kintamasis DUNEM_SA. Sezoniškumas taip pat buvo pašalintas ir iš vidutinio darbo užmokesčio duomenų, prieš konstruojant kintamąjį dRATIO (1 Priedas).

Siekiant patikrinti kintamųjų stacionarumą buvo atliktas Dickey-Fuller vienetinių šaknų testas. Šis testas tikrina nulinę hipotezę H_0 : kintamasis turi vienetinę šaknį, t.y. nėra stacionarus ir turi vidurkį kintantį laike. Alternatyvi hipotezė H_1 yra priimama, kai p reikšmė yra mažiau nei 0.05 ir reiškia, jog kintamasis yra stacionarus. Dickey-Fuller testo rezultatai pateikiami žemiau (4 lentelė).

4 lentelė. **Vienetinių šaknų testo rezultatai**

Kintamasis	Dickey-Fuller testo reikšmė	P reikšmė	Stacionarumas
DUNEM_SA	-40.032	<0.01	Stacionarus
dRATIO	-44.986	<0.01	Stacionarus
INFL	-38.268	<0.01	Stacionarus

Kadangi vienetinės šaknies testų p reikšmė yra mažiau, nei 0.01, tai leidžia atmesti nulinę hipotezę, jog kintamieji turi vienetinę šaknį ir galima teigti, jog kintamieji yra stacionarūs. Tai atitinkamai leidžia estimuoti panelinės regresijos modelį. Estimuojant modelį, bus įtraukiami

priklausomo ir nepriklausomų kintamųjų vėlavimai laike, tol, kol modelio paklaidos taps neautokoreliuotos. Statistiškai nereikšmingi vėlavimai buvo pašalinti iš modelio. Fiksuotų efektų specifikacijos panelinio modelio rezultatai yra pateikiami žemiau (5 lentelė).

5 lentelė. Fiksuotų efektų modelis

Kintamieji:	Koeficientai	Std. Nuokrypis	t statistika	p reikšmė
dRATIO	0.19716	0.0769861	2.5609	0.01053 *
Lag(dRATIO, 1)	0.33929	0.0788480	4.3031	1.788e-05 ***
Lag(INFL, 1)	1.60001	0.2206800	7.2504	6.487e-13 ***
Lag(DUNEM_SA, 1)	-0.01051	0.0248926	-0.4222	0.67297
Lag(DUNEM_SA, 2)	-0.12469	0.0242367	-5.1446	3.017e-07 ***
Lag(DUNEM_SA, 3)	-0.03150	0.0244216	-1.2902	0.19716
Lag(DUNEM_SA, 4)	-0.04986	0.0242551	-2.0556	0.03999 *
Lag(DUNEM_SA, 5)	-0.21199	0.0251148	-8.4411	< 2.2e-16 ***
Lag(DUNEM_SA, 6)	-0.05136	0.0259909	-1.9762	0.04831 *

Reikšmingumo lygiai: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Kvadratų suma:	5.932			
Paklaidų kvadratų suma:	5.2918			
R-Kvadratu:	0.10793			
F-statistika:	21.1732,	p reikšmė:	< 2.22e-16	

Taip pat, atliekamas testas, siekiant nustatyti, ar tikslinga naudoti fiksuotų efektų specifikaciją. Tam patikrinti atliekamas F testas (6 lentelė), kuriame lyginami koeficientai modelio be specifikacijos ir modelio su fiksuotų efektų specifikacija. Nesant reikšmingiems skirtumams tarp jų, fiksuotų efektų specifikacija yra beprasmė.

6 lentelė. F-testo rezultatai

F testas individualių efektų specifikacijai
duomenys: DUNEM_SA ~ dRATIO + +Lag(dRATIO, 1) + Lag(INFL, 1) + ...
F = 0.71435, df1 = 52, df2 = 1575, p reikšmė = 0.9381
H ₁ hipotezė: fiksuotų efektų specifikacija yra prasminga, t.y. koeficientai f fiksuotų efektų modelyje reikšmingai skiriasi nuo modelio be specifikacijos

Testo rezultatai (F = 0.71435, p reikšmė > 0.05) neleidžia atmesti nulinės hipotezės, kuri teigia, jog efektų specifikavimas modelyje yra netikslingas ir savivaldybės neturi esminių individualių skirtumų bedarbių skaičiaus kitime. Galimai taip yra dėl to, kad nepriklausomas kintamasis INFL yra šalies lygio, o ne specifinis regionams. Tačiau, tai taip pat gali reikšti, kad darbo rinkos dinamika skirtingose savivaldybėse neturi esminių individualių skirtumų. Taigi, testo rezultatų, regresija buvo estimuota dar kartą, nespecifikuojant jokių efektų (7 lentelė).

7 lentelė. Panelinis modelis su ketvirtiniais duomenimis

Kintamieji:	Koeficientai	Std. Nuokrypis	t statistika	p reikšmė		
(Konstanta)	-0.03453	0.002130	-16.207	< 2e-16 ***		
dRATIO	0.21751	0.076375	2.848	0.00446 **		
Lag(dRATIO, 1)	0.34948	0.078272	4.465	8.56e-06 ***		
Lag(INFL, 1)	1.60000	0.219600	7.286	4.97e-13 ***		
Lag(DUNEM_SA, 1)	0.01185	0.024477	0.484	0.62849		
Lag(DUNEM_SA, 2)	-0.10788	0.023928	-4.508	7.00e-06 ***		
Lag(DUNEM_SA, 3)	-0.01298	0.024083	-0.539	0.58994		
Lag(DUNEM_SA, 4)	-0.03049	0.023881	-1.277	0.20193		
Lag(DUNEM_SA, 5)	-0.19050	0.024673	-7.721	2.00e-14 ***		
Lag(DUNEM_SA, 6)	-0.02587	0.025421	-1.018	0.30904		

Reikšmingumo lygiai:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.'	0.1 ' '	1
Paklaidų kvadratų suma:	0.0577					
R-Kvadratu:	0.09596					
F-statistika:	19.19, p reikšmė: < 2.2e-16					
DW =	1.9772					

Pirmiausia, gauti rezultatai indikuoja, jog bedarbių skaičiaus pokytis yra gana inertiškas kintamasis. Koeficientų prie bedarbių skaičiaus vėlavimo kintamųjų t-statistikos įverčiai parodo, jog reikšmingą poveikį turi antro ir penkto ketvirčių bedarbių skaičiaus pokyčio vėlavimai. Antro vėlavimo ketvirčio bedarbių skaičiaus pokytis 1%, dabartiniame ketvirtyje vidutiniškai nulemia 0.10788% bedarbių skaičiaus mažėjimą. Penkto vėlavimo ketvirčio bedarbių skaičiaus pokytis 1%, dabartiniame ketvirtyje vidutiniškai nulemia 0.1905% bedarbių skaičiaus mažėjimą. Tuo metu, pirmo, trečio, ketvirto ir šešto bedarbių skaičiaus pokyčio vėlavimai neturi statistiškai reikšmingo poveikio dabartinio ketvirčio bedarbių skaičiaus pokyčiui, tačiau jie įtraukti į modelį, nes neįtraukus, modelio paklaidos tampa autokoreliuotos.

Nepriklausomas kintamasis dRATIO, matuojantis MMA ir VDU santykio pokytį, taip pat ir šio santykio pokyčio vieno ketvirčio vėlavimas turi reikšmingą koreliaciją su bedarbių skaičiaus pokyčiu. MMA/VDU santykio padidėjimas (dRATIO) 0.01 nulemia bedarbių skaičiaus augimą vidutiniškai 0.2175% dabartiniame ketvirtyje. O ateinančiame ketvirtyje tas pats dRATIO padidėjimas praeitame ketvirtyje nulemia 0.3495% bedarbių skaičiaus augimą.

Svarbu paminėti, kad bendra infliacija šalyje tame pačiame ketvirtyje neturėjo statistiškai reikšmingo poveikio su 5% pasiklovimo lygiu, todėl buvo pašalinta iš modelio. Tačiau, to paties ketvirčio infliacija buvo reikšminga su 10% pasiklovimo lygmeniu (1 Priedas). Infliacija praeitame ketvirtyje turėjo statistiškai reikšmingą poveikį bedarbių skaičiaus pokyčiui šiame ketvirtyje (p reikšmė < 0.0001). 1% infliacija praeitame ketvirtyje lėmė bedarbių skaičiaus augimą 1.6% dabartiniame ketvirtyje.

Modelio konstanta taip pat yra statistiškai reikšminga (p reikšmė <0.001) ir turi vertę - 3.453%. Tai indikuoja, jog bedarbių skaičius, kitiems nepriklausomiems kintamiesiems esant nuliniams, buvo linkęs mažėti 3.453% per ketvirtį. Apžvelgus modelio įvertinimus, galima teigti, jog MMA didėjimas turėjo koreliaciją su bedarbių skaičiaus augimu, naudojant ketvirtinius duomenis. Taip pat, bedarbių skaičiaus pokyčio vėlavimo nepriklausomų kintamųjų neigiami koeficientų įverčiai suponuoja, jog bedarbių skaičiaus pokytis galimai yra savireguliuojantis, t.y. bedarbių skaičiaus išaugimas vienu periodu lemia bedarbių skaičiaus mažėjimą kitais periodais.

Paties modelio įvertinimai yra nevienareikšmiai. Pirmiausia, F-statistika, kuri tikrina, ar visi koeficientai prie nepriklausomų kintamųjų reikšmingai skiriasi nuo 0, indikuoja, jog modelis geras (p reikšmė <0.001), tačiau žemas R-kvadrato įvertis indikuoja, jog modelio tikslumas yra žemas, t.y. modelis prastai estimuoja bedarbių skaičiaus pokytį. Galimai taip yra todėl, jog modelyje nėra įtraukti svarbūs nepriklausomi kintamieji, kurie leistų tiksliau nuspėti bedarbių skaičiaus pokytį.

4.2. Regresija Nr. 2.

$$\text{EMPL} = C + \beta_1 * \text{dRATIO} + \beta_2 * \text{POP} + \beta_3 * \text{rBVP} + \beta_4 * \text{rBVP}(-1) + \beta_5 * \text{INFL} + \beta_6 * \text{EMPL}(-1) + \beta_7 * \text{EMPL}(-2) + \beta_8 * \text{EMPL}(-3) \quad (4)$$

Periodas – 2004-2018 m. naudojant metinius duomenis. Šioje regresijoje priklausomas kintamasis yra užimtumas, t.y. užimtų žmonių procentinis pokytis savivaldybėje (EMPL); nepriklausomi kintamieji yra dRATIO, INFL, POP, rBVP ir inertiškumą matuojantys vėlavimo kintamieji; dRATIO žymi MMA/VDU santykio metinį pasikeitimą, o INFL žymi metinę infliaciją procentais visoje šalyje. Kadangi regresijoje naudojami metinio dažnumo duomenys, galima patikrinti ne tik užimtų žmonių skaičiaus pokytį, bet ir naudoti du naujus nepriklausomus kintamuosius: POP (savivaldybės gyventojų skaičiaus metinį pokytį procentais) ir rBVP (šalies realaus bendro vidaus produkto procentinį pokytį). Šioje, kaip ir praeitoje lygtyje C žymi konstantą.

Kadangi šiame modelyje naudojami metinio dažnumo duomenys, tai reiškia, jog jame išnyksta sezoniškumas, stebėtas modelyje su ketvirtiniais duomenimis. Tai leidžia pereiti prie kintamųjų stacionarumo patikrinimo. Toliau pateikiami kintamųjų Dickey-Fuller vienetinių šaknų testų rezultatai (8 lentelė).

8 lentelė. Vienetinės šaknies testo rezultatai

Kintamasis	Dickey-Fuller testo reikšmė	P reikšmė	Stacionarumas
EMPL	-30.612	<0.01	Stacionarus
POP	-12.787	<0.01	Stacionarus
INFL	-16.549	<0.01	Stacionarus
dRATIO	-26.647	<0.01	Stacionarus
rBVP	-22.532	<0.01	Stacionarus

Vienetinės šaknies Dickey-Fuller testo p reikšmės yra mažesnės nei 0.01, todėl visiems kintamiesiems atmetama nulinė hipotezė, teigianti, jog kintamieji turi vienetinę šaknį ir yra priimama alternatyvi hipotezė, t.y. kintamieji yra stacionarūs ir turi laike nekintantį vidurkį. Tai leidžia estimuoti regresiją. Kaip ir ketvirtinių duomenų modelyje, įtraukiami kintamųjų vėlavimai tol, kol modelio paklaidos bus neautokoreliuotos. Žemiau pateikiami panelinio modelio su fiksuotų efektų specifikacija koeficientai (9 lentelė).

9 lentelė. Panelinis modelis su fiksuotų efektų specifikacija

Kintamieji:	Koeficientai	Std. Nuokrypis	t statistika	p reikšmė
dRATIO	-0.060252	0.17697586	-0.3405	0.7336176
POP	0.619349	0.81721777	0.7579	0.4487816
rBVP	0.294042	0.08568100	3.4318	0.0006349 ***
Lag(rBVP, 1)	0.655577	0.11753700	5.5776	3.491e-08 ***
INFL	-1.233490	0.21023000	-5.8673	6.845e-09 ***
Lag(EMPL, 1)	-0.251299	0.03632432	-6.9182	1.037e-11 ***
Lag(EMPL, 2)	-0.278852	0.03651232	-7.6372	7.341e-14 ***
Lag(EMPL, 3)	-0.122042	0.03649416	-3.3441	0.0008696 ***
Lag(EMPL, 4)	-0.108628	0.03610639	-3.0086	0.0027195 **
Reikšmingumo lygiai:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Paklaidų kvadratų suma:	10.447			
R-Kvadratu:	0.18778			
F-statistika:	17.9045,	p reikšmė:	< 2.22e-16	

Šiam modeliui taip pat atliekamas F-testas, siekiant patikrinti, ar prasminga naudoti fiksuotų efektų specifikaciją, ar tarp savivaldybių nėra esminių darbo rinkos dinamikos skirtumų ir ar turėtų būti naudojamas paprastas panelinis modelis. Šio F testo rezultatai (10 lentelė) neleidžia atmesti nulinės hipotezės, kuri teigia jog fiksuotų efektų specifikacija yra beprasmė (p reikšmė > 0.05).

10 lentelė. F-testo rezultatai

F testas individualių efektų specifikacijai

duomenys: EMPL ~ dRATIO + POP + rBVP + Lag(rBVP, 1) ...

F = 0.49377, df1 = 54, df2 = 697, p reikšmė = 0.9992

H₁ hipotezė: fiksuotų efektų specifikacija yra prasminga, t.y. koeficientai f
iksuotų efektų modelyje reikšmingai skiriasi nuo modelio be specifikacijos

Dėl anksčiau pateiktų F testo rezultatų, modelis estimuojamas dar kartą, be fiksuotų efektų specifikacijos (11 lentelė).

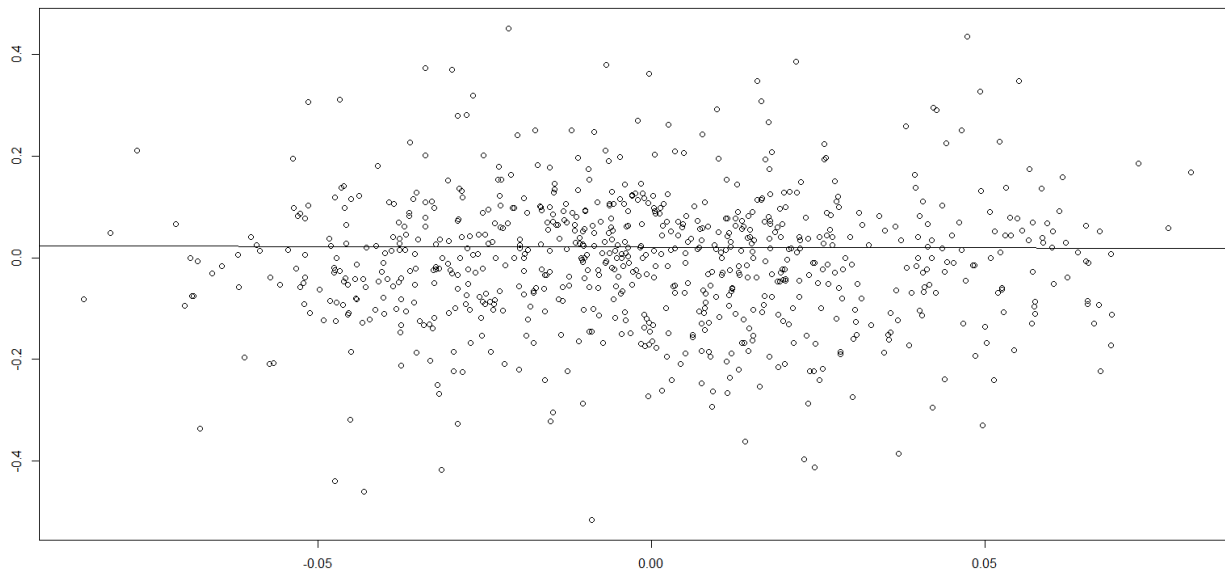
11 lentelė. Panelinio modelio rezultatai

Kintamieji:	Koeficientai	Std. Nuokrypis	t statistika	p reikšmė	
Konstanta	0.021226	0.01037067	2.0467	0.0410331 *	
dRATIO	-0.028257	0.17182057	-0.1645	0.8694163	
POP	1.415203	0.37221361	3.8021	0.0001551 ***	
rBVP	0.314363	0.08343800	3.7676	0.0001777 ***	
Lag(rBVP, 1)	0.574734	0.09920800	5.7932	1.015e-08 ***	
INFL	-1.169201	0.20411500	-5.7281	1.469e-08 ***	
Lag(EMPL, 1)	-0.221295	0.03506049	-6.3118	4.713e-10 ***	
Lag(EMPL, 2)	-0.247092	0.03496492	-7.0669	3.624e-12 ***	
Lag(EMPL, 3)	-0.090784	0.03491998	-2.5998	0.0095118 **	
Lag(EMPL, 4)	-0.082402	0.03455978	-2.3843	0.0173572 *	

Reikšmingumo lygiai:	0 '****'	0.001 '***'	0.01 '**'	0.05 '.'	0.1 ' ' 1
Paklaidų kvadratų suma:	10.847				
R-Kvadratu:	0.17324				
F-statistika:	17.4847,	p reikšmė:	< 2.22e-16		
DW =	2.0449				

Gauti rezultatai indikuoja, jog naudojant užimtumą, t.y. užimtų žmonių metinį pokytį išreikštą procentais, priklausomas kintamasis taip pat yra inertiškas. EMPL vėlavimo kintamasis turi reikšmingą poveikį net keturiems metams iki dabartinio periodo. Prieš vienerius metus 1% išaugęs užimtųjų skaičius vidutiniškai nulėmė užimtųjų skaičiaus sumažėjimą 0.22%, prieš dvejus metus 1% išaugęs užimtųjų skaičius vidutiniškai nulėmė 0.24% užimtųjų skaičiaus sumažėjimą dabartiniame periode ir t.t. Tai, kad koeficientai prie priklausomo kintamojo vėlavimų yra neigiami, gali indikuoti, jog užimtų žmonių procentinis pokytis yra savireguliuojantis ir ilguoju periodu grįžta į sau įprastą lygį. Koeficiento prie nepriklausomo kintamojo dRATIO p reikšmė 0.8694 nurodo, jog MMA/VDU santykio pokyčiai neturėjo reikšmingos koreliacijos su užimtų žmonių skaičiaus pokyčiu. Kiti nepriklausomi kintamieji turėjo reikšmingą koreliaciją – 1% populiacijos pokytis lėmė 1.4% užimtų žmonių pokytį ta pačia kryptimi, tame pačiame periode. Realus BVP augimas 1% dabartiniame periode lėmė 0.314% užimtųjų kiekio didėjimą, o realus BVP augimas 1% prieš vienerius metus turėjo įtakos 0.57% užimtų žmonių augimui. Infliacija tame pačiame periode turėjo neigiamą sąryšį su užimtųjų skaičiaus pokyčiais – 1% metinė infliacija

nulėmė užimtų žmonių kiekio sumažėjimą 1.17%. Žvelgiant į modelio įverčius, galima matyti, jog metiniuose duomenyse sąryšio tarp minimalaus mėnesinio atlygio (MMA/VDU santykio) didėjimo ir užimtų žmonių skaičiaus didėjimo sąryšio nėra. Paties modelio įvertinimai taip pat nėra vienareikšmiai – nors R-kvadratu įvertis didesnis, nei ketvirtinius duomenis naudojančio modelio, tačiau vis tiek pakankamai žemas. Tačiau, modelio F testas, tikrinantis ar visi koeficientai prie nepriklausomų kintamųjų statistiškai reikšmingai skiriasi nuo nulio atmeta nulinę hipotezę, teigiančią, jog nesiskiria.



7 pav. Grafinė reprezentacija

Grafinė MMA/VDU santykio pokyčio (dRATIO) ir užimtų žmonių skaičiaus pokyčio (EMPL) sąryšio reprezentacijoje (7 pav.) X ašis žymi dRATIO, o Y ašis EMPL. Linija žymi tiesinę priklausomybę tarp kintamųjų – tiesės pasvirimo kampas yra modelyje gautas koeficientas (-0.028257). Kuo mažiau EMPL priklauso nuo dRATIO, tuo plokštesnis, t.y. artimesnis nuliui yra pasvirimo kampas.

4.3. Regresija Nr. 3.

$$\text{DUNEM} = C + \beta_1 * \text{dRATIO} + \beta_2 * \text{POP} + \beta_3 * \text{rBVP} + \beta_4 * \text{rBVP}(-1) + \beta_5 * \text{INFL} + \beta_6 * \text{DUNEM}(-1) + \beta_7 * \text{DUNEM}(-2) + \beta_8 * \text{DUNEM}(-3) \quad (4)$$

Kaip ir antrajame modelyje nagrinėjamas 2004-2018 m. periodas, naudojant metinius duomenis. Tik šioje regresijoje priklausomas kintamasis yra ne užimtų žmonių metinis procentinis

pokytis, o bedarbių skaičiaus metinis procentinis pokytis (DUNEM). Nepriklausomi kintamieji yra tie patys, kaip ir praeitame modelyje. Tai, jog duomenų dažnumas yra metinis reiškia, jog problemų su sezoniškumu nėra, toliau pateikiami kintamųjų vienetinių šaknų testo rezultatai (12 lentelė).

12 lentelė. Vienetinių šaknų testo rezultatai

Kintamasis	Dickey-Fuller testo reikšmė	P reikšmė	Stacionarumas
DUNEM	-18.826	<0.01	Stacionarus
POP	-12.787	<0.01	Stacionarus
INFL	-16.549	<0.01	Stacionarus
dRATIO	-26.647	<0.01	Stacionarus
rBVP	-22.532	<0.01	Stacionarus

Kadangi visų Dickey-Fuller testo įverčių p reikšmės yra mažesnės nei 0.05, galima teigti, jog kintamieji neturi vienetinės šaknies ir yra stacionarūs. Kaip ir anksčiau estimuotuose modeliuose, pirmiausia estimuotas panelinis modelis su fiksuotų efektų specifikacija, pridodant reikalingus kintamųjų vėlavimus (13 lentelė).

13 lentelė. Panelinis modelis su fiksuotų efektų specifikacija

Kintamieji:	Koeficientai	Std. Nuokrypis	t statistika	p reikšmė	
dRATIO	0.06082	0.2678761	0.2271	0.8204411	
POP	4.09046	1.0862441	3.7657	0.0001801 ***	
rBVP	-4.71456	0.1199700	-39.2994	< 2.2e-16 ***	
Lag(rBVP, 1)	-3.38692	0.2650300	-12.7796	< 2.2e-16 ***	
INFL	4.33115	0.3200000	13.5346	< 2.2e-16 ***	
Lag(DUNEM, 1)	-0.08204	0.0379006	-2.1648	0.0307404 *	
Lag(DUNEM, 2)	-0.13971	0.0219845	-6.3547	3.764e-10 ***	
Lag(DUNEM, 3)	0.04512	0.0226117	1.9955	0.0463759 *	

Reikšmingumo lygiai:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.'	0.1 ' ' 1
Paklaidų kvadratų suma:	18.468				
R-Kvadratu:	0.80533				
F-statistika:	361.467,	p reikšmė:	< 2.22e-16		

Šiam modeliui taip pat atliekamas F-testas, lyginantis koeficientus prie nepriklausomų kintamųjų tarp fiksuotų efektų specifikacijos modelio ir paprasto panelinio modelio. Testas skirtas patikrinti, ar prasminga naudoti fiksuotų efektų specifikaciją, pastarojo rezultatai pateikiami žemiau (14 lentelė).

14 lentelė. F-testo rezultatai

F testas individualių efektų specifikacijai	
duomenys: DUNEM ~ dRATIO + POP + rBVP + Lag(rBVP, 1) ...	
F = 0.67472, df1 = 54, df2 = 699, p reikšmė = 0.9644	
H ₁ hipotezė: fiksuotų efektų specifikacija yra prasminga, t.y. koeficientai fiksuotų efektų modelyje reikšmingai skiriasi nuo modelio be specifikacijos	

Kadangi gauto F-testo įverčio p reikšmė yra didesnė nei 0.05, negalima atmesti nulinės hipotezės, kuri teigia, jog naudoti fiksuotų efektų specifikaciją nėra tikslinga ir tarp savivaldybių nėra esminių skirtumų darbo rinkos dinamikoje. Dėl to, kaip ir praeituose modeliuose, įvertinamas paprastas panelinis modelis be specifikacijos (15 lentelė).

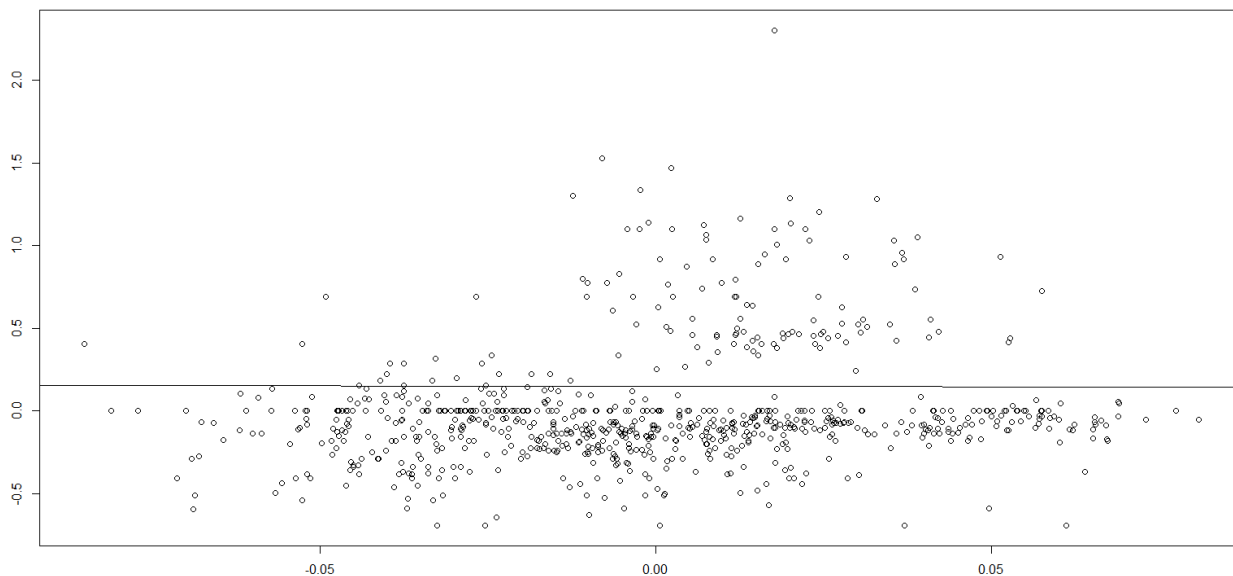
15 lentelė. Panelinio modelio rezultatai

Kintamieji:	Koeficientai	Std. Nuokrypis	t statistika	p reikšmė
Konstanta	0.14947	0.0140768	10.6180	< 2.2e-16 ***
dRATIO	-0.04877	0.2607228	-0.1871	0.8516625
POP	1.70613	0.4902539	3.4801	0.0005301 ***
rBVP	-4.75771	0.1178300	-40.3764	< 2.2e-16 ***
Lag(rBVP, 1)	-2.99330	0.2455200	-12.1917	< 2.2e-16 ***
INFL	4.09062	0.3119900	13.1115	< 2.2e-16 ***
Lag(DUNEM, 1)	-0.04515	0.0368904	-1.2239	0.2213758
Lag(DUNEM, 2)	-0.14738	0.0216545	-6.8059	2.051e-11 ***
Lag(DUNEM, 3)	0.05681	0.0221391	2.5662	0.0104743 *

Reikšmingumo lygiai: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1				
Paklaidų kvadratų suma: 19.43				
R-Kvadratu: 0.79659				
F-statistika: 368.603, p reikšmė: < 2.22e-16				
DW = 2.0461				

Kaip ir praeituose modeliuose, priklausomo kintamojo DUNEM, t.y. bedarbių skaičiaus procentiniam metiniam pokyčiui, jo paties antras ir trečias vėlavimai turi statistiškai reikšmingą poveikį. Vienerių metų vėlavimo kintamasis neturi statistiškai reikšmingo poveikio, tačiau jo neįtraukimas lemia paklaidų autokoreliaciją. Koeficientas prie dviejų metų vėlavimo DUNEM kintamojo nurodo, jog 1% bedarbių skaičiaus padidėjimas prieš du metus lemia bedarbių sumažėjimą 0.14% dabartiniame periode, o 1% bedarbių skaičiaus padidėjimas prieš 3 metus lemia 0.05% bedarbių skaičius padidėjimą dabartiniame periode. dRATIO kintamasis, matuojantis MMA/VDU santykio pokytį, neturėjo reikšmingo poveikio bedarbių skaičiaus pokyčiui. Koeficientas prie kintamojo POP nurodo, jog populiacijos išaugimas 1% lėmė bedarbių skaičiaus augimą vidutiniškai 1.7% tame pačiame periode. Realus BVP didėjimas 1% tame pačiame periode turėjo įtakos bedarbių skaičiaus sumažėjimui 4.758%, o realus BVP 1% didėjimas metais prieš tai lėmė bedarbių skaičiaus mažėjimą beveik 3%. Tuo tarpu 1% infliacija paveikė bedarbių

skaičiaus pokytį ta pačia kryptimi 4.09%. Gauti rezultatai parodo, kad, naudojant metinius duomenis, bedarbių skaičiaus pokyčiui, taip pat kaip ir užimtų žmonių skaičiaus pokyčiui, MMA išaugimas neturėjo statistiškai reikšmingo poveikio. Modelis, kuriame bedarbių skaičiaus pokytis naudojamas kaip priklausomas kintamasis, yra pranašesnis už prieš tai buvusius modelius, nes ir F-testas matuojantis, ir visi koeficientai prie priklausomų kintamųjų reikšmingai skiriasi nuo nulio, ir R kvadratu įvertis nurodo, jog modelis yra reikšmingas ir gerai nusako bedarbių skaičiaus kitimo dinamiką (F testo p reikšmė <0.01, R kvadratu įvertis 0.79659).



8 pav. Grafinė reprezentacija

Grafinėje MMA/VDU santykio pokyčio ir bedarbių skaičiaus pokyčio reprezentacijoje (8 pav.) grafiko X ašis žymi dRATIO, o Y ašis DUNEM. Linija žymi tiesinę priklausomybę tarp kintamųjų – tiesės pasvirimo kampas yra modelyje gautas koeficientas (-0.04877). Kuo mažiau DUNEM priklauso nuo dRATIO, tuo plokštesnis, t.y. artimesnis nuliui yra pasvirimo kampas.

4.4. Regresija Nr. 4.

$$DUNEM = C + \beta_1 * dRATIO + \beta_2 * POP + \beta_3 * rBVP + \beta_4 * rBVP(-1) + \beta_5 * INFL + \beta_6 * DUNEM(-1) + \beta_7 * DUNEM(-2) + \beta_8 * DUNEM(-3) \quad (4)$$

Iš esmės, tai yra tokia pati regresija, kaip ir praeitame modelyje, tačiau naudojami duomenys yra tik MMA pokyčiui jautriausių savivaldybių. Pirmą grupę savivaldybių, kurioms yra atlikti skaičiavimai yra savivaldybės, kuriose yra didžiausia dalis populiacijos gaunančių minimalų

mėnesinį atlyginimą arba mažiau pagal 2018 metų Sodra duomenis. Antroji grupė savivaldybių, kurių darbo rinkos dinamika bus nagrinėjama yra savivaldybės, kurios turi aukščiausią MMA/VDU santykį pagal 2018 metų duomenis (16 lentelė).

16 lentelė. MMA pokyčiams jautriausi regionai

Didžiausia dalis populiacijos gaunanti MMA	Aukščiausias MMA/VDU santykis
Anykščių r. sav.	Biržų r. sav.
Kelmės r. sav.	Ignalinos r. sav.
Kupiškio r. sav.	Jurbarko r. sav.
Molėtų r. sav.	Kalvarijos sav.
Pagėgių sav.	Kelmės r. sav.
Raseinių r. sav.	Lazdijų r. sav.
Rietavo sav.	Molėtų r. sav.
Šalčininkų r. sav.	Palangos m. sav.
Šilutės r. sav.	Prienuų r. sav.
Skuodo r. sav.	Radviliškio r. sav.
Tauragės r. sav.	Šalčininkų r. sav.
Telšių r. sav.	Skuodo r. sav.
Vilkaviškio r. sav.	Varėnos r. sav.
	Vilkaviškio r. sav.
	Zarasų r. sav.

Pirmiausia buvo su darytas panelinis modelis su fiksuotų efektų specifikacija savivaldybėms, kuriose didžiausia dalis populiacijos gauna MMA arba mažiau. Atlikus F-testą, siekiant patikrinti ar fiksuotų efektų specifikacijos modelis yra prasmingas, paaiškėjo, jog nėra tikslinga naudoti fiksuotus efektus (17 lentelė). Todėl dar kartą buvo sudarytas paprastas panelinis modelis (18 lentelė).

17 lentelė. F-testo rezultatai

<p>F testas individualių efektų specifikacijai</p> <p>duomenys: DUNEM ~ dRATIO + POP + rBVP + Lag(rBVP, 1) ...</p> <p>F = 1.0921, df1 = 12, df2 = 158, p reikšmė = 0.3703</p> <p>H₁ hipotezė: fiksuotų efektų specifikacija yra prasminga, t.y. koeficientai fiksuotų efektų modelyje reikšmingai skiriasi nuo modelio be specifikacijos</p>

18 lentelė. Panelinio modelio rezultatai

Kintamieji:	Koeficientai	Std. Nuokrypis	t statistika	p reikšmė
Konstanta	0.18947	0.0513252	3.6917	0.0002998 ***
dRATIO	0.38862	0.5140923	0.7559	0.4507316
POP	4.44920	1.9440243	2.2887	0.0233300 *
rBVP	-4.54583	0.2370000	-19.1806	< 2.2e-16 ***
Lag(rBVP, 1)	-3.74466	0.5163400	-7.2524	1.382e-11 ***
INFL	5.23850	0.6612700	7.9219	2.922e-13 ***
Lag(DUNEM, 1)	-0.16963	0.0796324	-2.1302	0.0345898 *
Lag(DUNEM, 2)	-0.13480	0.0451276	-2.9872	0.0032318 **
Lag(DUNEM, 3)	0.09258	0.0476306	1.9437	0.0535818 .

Reikšmingumo lygiai:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Paklaidų kvadratų suma:	4.0122			
R-Kvadratu:	0.80333			
F-statistika:	86.8006, p reikšmė: < 2.22e-16			
DW =	2.0508			

Gauti rezultatai nedaug skiriasi nuo rezultatų gautų naudojant visų 55 savivaldybių duomenis anksčiau estimuotame modelyje. Vienintelis koeficientas, kuris skiriasi labiau, yra populiacijos pokyčio poveikį matuojantis koeficientas (4.449 šiame modelyje prieš 1.7 ankstesniame). Šis skirtumas galimai atsiranda dėl to, jog kelios iš savivaldybių, kuriose didžiausia dalis populiacijos gauna MMA arba mažiau yra mažos populiacijos (> nei 10 tūkstančių gyventojų). Jose populiacijos pokyčio įtaka bedarbių kiekio pokyčiui išreikštam procentais yra didesnė. Tas pats efektas turi žemesnę įvertį modelyje su visų 55 savivaldybių duomenimis, nes ten proporcija mažų savivaldybių visoje imtyje yra žemesnė. dRATIO kintamasis, matuojantis MMA/VDU santykio pokyčio įtaką bedarbių skaičiaus procentiniam pokyčiui, nebuvo nustatytas kaip statistiškai reikšmingą poveikį turintis. Toks pat modelis buvo sudarytas ir naudojant duomenis savivaldybių, kuriose MMA/VDU santykis yra didžiausias (19 lentelė). Sudarius modelį su fiksuotų efektų specifikacija, buvo atliktas F-testas specifikacijos tikslingumui patikrinti.

19 lentelė. F-testo rezultatai

F testas individualių efektų specifikacijai
duomenys: DUNEM ~ dRATIO + POP + rBVP + Lag(rBVP, 1) ...
F = 1.2545, df1 = 14, df2 = 182, p reikšmė = 0.24
H ₁ hipotezė: fiksuotų efektų specifikacija yra prasminga, t.y. koeficientai fiksuo- tų efektų modelyje reikšmingai skiriasi nuo modelio be specifikacijos

Ir šiame modelyje nebuvo nustatyta esminių skirtumų darbo rinkos dinamikoje tarp skirtingų savivaldybių, todėl buvo sudarytas paprastas panelinis modelis (20 lentelė).

20 lentelė. Panelinio modelio rezultatai

Kintamieji:	Koeficientai	Std. Nuokrypis	t statistika	p reikšmė
Konstanta	0.16474	0.0323404	5.0941	8.206e-07 ***
dRATIO	-0.09455	0.4187507	-0.2258	0.821592
POP	2.51895	1.2311762	2.0460	0.042094 *
rBVP	-4.18394	0.1820600	-22.9811	< 2.2e-16 ***
Lag(rBVP, 1)	-2.11889	0.4250000	-4.9857	1.355e-06 ***
INFL	2.89425	0.5101800	5.6730	4.982e-08 ***
Lag(DUNEM, 1)	0.11540	0.0748679	1.5415	0.124815
Lag(DUNEM, 2)	-0.20884	0.0462222	-4.5183	1.076e-05 ***
Lag(DUNEM, 3)	0.12300	0.0456383	2.6951	0.007647 **
Lag(DUNEM, 4)	-0.05694	0.0371575	-1.5324	0.127035

Reikšmingumo lygiai:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Paklaidų kvadratų suma:	3.2549			
R-Kvadratu:	0.84289			
F-statistika:	116.839, p reikšmė: < 2.22e-16			
DW =	2.0345			

Į modelį buvo įtrauktas 4 periodo bedarbių procentinio pokyčio vėlavimas. Nors statistiškai reikšmingo poveikio 1 ir 4 vėlavimai neturi (p reikšmė > 0.05), tačiau be jų paklaidos tampa autokoreliuotos (1 Priedas). MMA/VDU santykio pokyčio kintamasis neturi statistiškai reikšmingo poveikio bedarbių skaičiaus pokyčiui ir šiame modelyje. Populiacijos pokytis 1% lėmė bedarbių skaičiaus pokytį 2.52% ta pačia kryptimi. Realus BVP 1% augimas tame pačiame periode ir vienu periodu prieš turėjo priešingą koreliaciją su bedarbių skaičiaus mažėjimu atitinkamai -4.18% ir -2.11%. 1% infliacija lėmė 2.89% bedarbių skaičiaus augimą tame pačiame periode.

Jautriausių savivaldybių analizė parodo, jog net ir jose MMA/VDU santykio pokytis neturėjo statistiškai reikšmingos įtakos bedarbių skaičiaus pokyčiui. Iš to galime daryti išvada, jog minimalaus mėnesinio atlyginimo kėlimas neturėjo neigiamos įtakos darbo rinkai net savivaldybėse, kuriuose MMA ir mažiau gauna didžiausia proporcija gyventojų ir savivaldybėse, kuriose MMA/VDU santykis yra didžiausias. MMA poveikio darbo rinkai rezultatų apibendrinimas pateiktas žemiau (21 lentelė), rezultatų palyginimui pridėti kitų ekonomistų praeityje atlikti tyrimai.

21 lentelė. Rezultatų santrauka ir palyginimas

Tyrimas	Matuotas kintamasis	Rezultatas
Šis tyrimas	Ketvirtinis MMA/VDU santykio pokytis bedarbių skaičiaus pokyčiui	MMA didėjimas turi poveikį bedarbių skaičiaus didėjimui šiame ir ateinančiame ketvirtyje

Šis tyrimas	Metinis MMA/VDU santykio pokytis užimtųjų skaičiaus pokyčiui	MMA didėjimas neturi statistiškai reikšmingo poveikio užimtų žmonių pokyčiui
Šis tyrimas	Metinis MMA/VDU santykio pokytis bedarbių skaičiaus pokyčiui	MMA didėjimas neturi statistiškai reikšmingo poveikio bedarbių skaičiaus pokyčiui
V. Karpuškienė (2011)	MMA lygio poveikis užimtų žmonių pokyčiui	MMA neturi statistiškai reikšmingo poveikio užimtumui viešajame sektoriuje, bet privačiame sektoriuje nuo tam tikro lygio veikia užimtumą neigiamai.
M. Šuminas (2015)	MMA lygio poveikis užimtumo lygiui	MMA lygis neturi statistiškai reikšmingo poveikio užimtumo lygiui

Kaip matoma, šiame tyrime gauti rezultatai sutampa su kitų ekonomistų atliktais tyrimais, nustačiusiais, jog MMA neturi poveikio užimtumui, arba turi tik nuo tam tikro MMA lygio. Šie rezultatai taip pat sutampa su užsienyje atliktais tyrimais, kurie buvo aptarti mokslinės literatūros apžvalgoje ir analizėje.

5. Išvados

Šioje darbo dalyje pateikiamos ir aptariamos tyrimo išvados, trūkumai, bei pasiūlymai ateities tyrimams. Apibendrinant galima teigti, kad šiame darbe analizuotų regresijų rezultatai nėra vienareikšmiai bei suponuoja šias išvadas:

1) Ketvirtinių duomenų regresija indikuoja, jog minimalaus darbo užmokesčio kėlimas turi statistiškai reikšmingą neigiamą poveikį darbo rinkoms regionuose, t.y. didina bedarbių skaičiaus augimą, tačiau metinio dažnumo duomenų regresijoje jokio statistiškai reikšmingo minimalaus mėnesinio atlyginimo didinimo poveikio darbo rinkai, t.y. nei užimtųjų, nei bedarbių skaičiaus kitimui nėra. Tai leidžia daryti išvadą, jog MMA didinimas galimai turi poveikį tik trumpą laikotarpį ir dėl to metiniuose duomenyse nėra užfiksuojamas.

2) Metinio dažnumo duomenų modeliuose reikšmingą poveikį bedarbių ir užimtųjų skaičiaus kitimui turėjo populiacijos skaičiaus pokyčiai, infliacija ir realaus BVP augimas. Tai suponuoja, jog galimai demografiniai ir makroekonominiai rodikliai daro didesnę įtaką formuojant darbo rinkos dinamiką Lietuvos savivaldybėse, nei minimalaus mėnesinio atlyginimo pokyčiai.

3) Visų modelių F-testai, nurodantys fiksuotų efektų specifikacijos tikslingumą, parodė, jog fiksuotų efektų specifikacijos naudojimas nėra prasmingas ir darbo rinkos dinamika skirtingose savivaldybėse neturi esminių individualių skirtumų. Tai kelia klausimą, ar tikslinga išskirti atskirus regionus. Ateities tyrimuose būtų verta įsigilinti į Lietuvos miestų ir regionų skirtumus bei nustatyti, ar prasminga atskirti šias darbo rinkas tyrimuose. Darbo rinkos tyrimas, neatskyrus savivaldybių nuo didžiųjų miestų leistų panaudoti didesnę spektrą viešai prieinamų duomenų ir tiksliau nustatyti MMA didinimo poveikį darbo rinkai.

4) Pagrindinis tyrimo trūkumas yra tas, jog viešai prieinami duomenys apie Lietuvos regionus yra metų dažnumo, o ne dažnesnių periodų. Be to, pastebima tam tikrų duomenų stoka (pvz. trūksta BVP sukurto atskirose savivaldybėse ir kitų ekonominę veiklą aproksimuojančių duomenų). Taip pat, sudėtinga izoliuoti visą tyrimo klausimą – kaip minimalaus atlygio kilimas paveikė darbo rinkos parametrus Lietuvos regionuose – efektą tik regionams, nes nemaža dalis žmonių, gyvenančių regionuose dirba aplinkiniuose miestuose ir tai turi poveikį ne tik jų savivaldybių duomenims, bet ir darbo rinkos dinamikai. Siekiant geriau izoliuoti regionų specifiką, ateities tyrimuose būtų galima pasirinkti tik tuos regionus, kurie yra labiau nutolę nuo didžiųjų Lietuvos miestų.

LITERATŪROS SĄRAŠAS

1. Belman, D., Wolfson, P. J. (2014). *What Does the Minimum Wage Do?* Kalamazoo, Upjohn Institute for Employment Research, pp. 2–18. doi: 10.17848/9780880994583.
2. Bossler, M., Gerner, H. D. (2016). *Employment effects of the new German Minimum wage: evidence from establishment-level micro data*. Institute for Employment Research. doi: 10.1186/s12651-019-0258.
3. Brown, Ch., Gilroy, C., Kohen, A. (1982). *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment*. Vol. 20, no.2. doi: 10.3386/w0846.
4. Card, D., Krueger, A. B. (1995). *Myth and measurement: the new economics of the minimum wage*. Princeton University Press, Princeton.
5. Card, D., Krueger, A. B. (1994). *Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania*. The American Economic Review, Vol. 84, no. 4, pp.772–793. doi: 10.3386/w5224.
6. Card, D., Krueger, A. (1998). *A Reanalysis of the Effect of the New Jersey Minimum Wage Increase on the Fast-Food Industry with Representative Payroll Data*. NBER Working Paper No. w6386. doi: 10.3386/w6386.
7. Cheng, H. (2003). *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University Press.
8. Darbo rinkos statistiniai rodikliai 1991-2019 (2019). Vilnius: Lietuvos Statistikos Departamentas. Prieiga per internetą: <https://osp.stat.gov.lt/statistiniu-rodikliu-analize#/> (žiūrėta 2019 m. rugpjūčio 20 d.).
9. Darbo rinkos statistiniai rodikliai 2006-2019 (2019). Vilnius: Užimtumo tarnyba. Prieiga per internetą: <https://uzt.lt/darbo-rinka/statistiniai-rodikliai/> (žiūrėta 2019 m. rugpjūčio 22 d.).
10. De Linde Leonard, M., Stanley, M., Doucouliagos, H. (2014). *Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-Regression Analysis*. British Journal of Industrial Relations, Vol. 52, No. 3, pp. 499–520.
11. Dolton, P., Bondibene, C. R., Wadsworth, J. (2012). *Employment, Inequality and UK National Minimum Wage over the Medium-Term*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 74, no. 1, pp. 78–106.
12. Doucouliagos, H., Stanley, T. D. (2009). *Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis*. British Journal of Industrial Relations. London School of Economics, Vol. 47(2), June, pp. 406-428.
13. Dube, A., Lester, T. W., Reich, M. (2010). *Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties*. The Review of Economics and Statistics, Vol. 92, no. 4, pp. 945–964.
14. Eurostat duomenų bazė (2019). Prieiga per internetą: <https://ec.europa.eu/eurostat/> (žiūrėta 2019 m. rugpjūčio 29d.).
15. International Labour Organisation (1992). The Minimum Wage Fixing Machinery (Agriculture) Convention (No. 99) and Recommendation (No. 89), 1951 and the Minimum Wage Fixing Convention (No. 131) and Recommendation (No. 135), 1970.
16. Karpuškienė, V. (2011). *The Impact of Minimum Wage on the Labour Market of Lithuania*. Ekonomika, Vol. 90(2), pp. 78-87.

17. Karpuškienė, V. (2015). *Social and Economic Consequences of the Recent Minimum Wage Rise in Lithuania*. *Ekonomika*, Vol. 94(2), pp. 83-95.
18. Lietuvos Respublikos Darbo Apmokėjimo Įstatymas (1991) Nr. I-925. Lietuvos Respublikos Aukščiausiasis Taryba - Atkuriamasis Seimas. Vilnius.
19. Lietuvos Respublikos darbo kodekso patvirtinimo, įsigaliojimo ir įgyvendinimo įstatymas. Nr. XII-2603. Lietuvos Respublikos Darbo Kodeksas (2016).
20. Lietuvos statistikos metraštis 2019 (2019). Vilnius: Lietuvos Statistikos Departamentas.
21. Maddala, G. S., Lahiri, K. (2009). *Introduction to Econometrics*. Chichester, U.K.: John Wiley & Sons, Inc.
22. Nebiudžetinio sektoriaus apdraustųjų, uždirbančių mažiau nei minimalią mėnesinę algą (MMA), dalis savivaldybėse 2019(2019). Vilnius: Sodra. . Prieiga per internetą: <http://atvira.sodra.lt/lt-eur/> (žiūrėta 2019 m. lapkričio 20 d.).
23. Neumark, D., Wascher, W. (1992). *Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages*. Prieiga per internetą: <http://www.uh.edu/~adkugler/Neumark%26Wascher.pdf> (žiūrėta 2019 m. birželio 17 d.).
24. Neumark, D., Wascher, W. (1995). *The Effect of New Jersey's Minimum Wage Increase on Fast-Food Employment: A Re-Evaluation Using Payroll Records*, NBER Working Papers 5224, National Bureau of Economic Research, Inc.
25. Neumark, D., Wascher, W. (2015). *The Effects of Minimum Wages on Employment*. FRBSF Economic Letter, 2015, 37.
26. Nickell, S.J. (1981). *Wages and unemployment*. London, Houghton St.: Centre for Labour Economics, London School of Economics.
27. Radavičius, M. (2009). *Regresiniai modeliai ir jų tyrimas*. Prieiga per internetą: https://www.academia.edu/9626159/Regresiniai_Modeliai_ir_J%C5%B3_Tyrimas_4_Did%C5%BEiausio_tik%C4%97tinumo_teorijos_pagrindai_26_4.1_Tik%C4%97tinumo_funkcija_ir_Fi%C5%A1erio_informacija (žiūrėta 2019 m. liepos 10 d.).
28. Rothstein, M., Liebman, L. (2007). *Employment Law: Cases and Materials*. Foundation Press, London, 6th edition, p. 20.
29. Stanley, T. D., Doucouliagos, H. (2012). *Meta-regression Analysis in Economics and Business*. doi:10.4324/9780203111710.
30. Starr, G. (1981). *Minimum wagefixing : An international review ofpractices and problems*. Geneva, International Labour Office.
31. Stewart, M. B. (2004). *The employment effects of the national minimum wage*. *The Economic Journal*, Vol. 114, no. 494, 110–116. doi: 10.3386/w5224.
32. Šuminas, M. (2015). *Effects of Minimum Wage Increases on Employment in Lithuania*. *Ekonomika*, Vol. 94(2), pp. 95-112. doi: 10.15388.

MINIMUM WAGE EFFECTS ON LABOUR MARKET IN LITHUANIAN MUNICIPALITIES

Andrius Vainilavicius

Paper of the Master's degree

Economic Analysis Master's Program

Vilnius University, Faculty of Economics and Business Administration

Department of Quantitative Methods and Modeling

Supervisor –Assoc. Prof. Dr. V. Karpuskiene

Vilnius, 2019

SUMMARY

46 pages, 21 table, 8 pictures, 32 references.

The main purpose of this master thesis is to analyze the effect of minimum wage increases on the dynamics of labour market in Lithuanian municipalities excluding cities.

The work consists of three main parts: the analysis of scientific literature, the research methodology and research results, and conclusion and recommendations.

Literature analysis reviews the concept of the monthly minimum wage, its impact on the labour market, scientific research on effect of increasing minimum wage on the labour market dynamics.

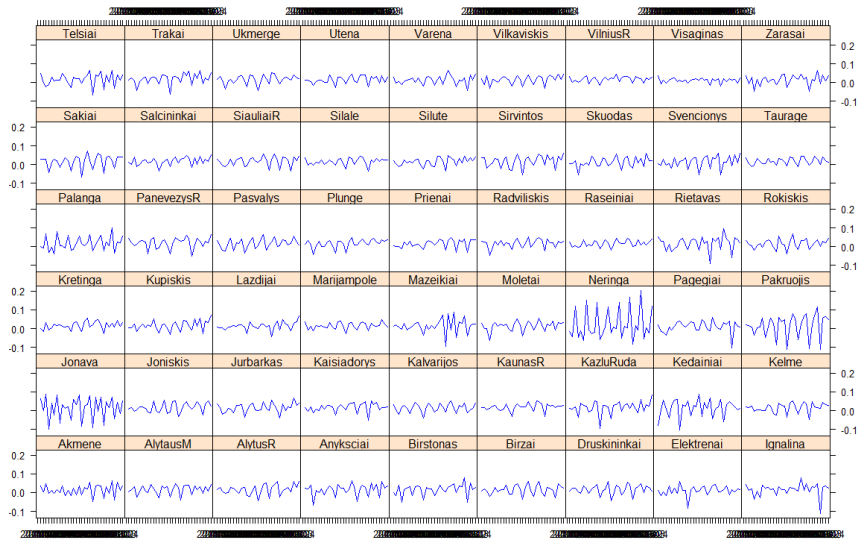
Afterwards, research design was set up. The main purpose of this study was to investigate what was the impact of recent minimum wage increases in Lithuania on the employment or unemployment of municipalities. In order to achieve this, four different panel data models were constructed using data from 55 municipalities.

The research done revealed that unemployment was increased in the short-term as a result of increases in the minimum wage when looking into quarterly data; however, no such effect was present when data with annual frequency was inspected. Demographic data as well as macroeconomic data was found to have had a more significant impact on labour market dynamics rather than the changes in the wage levels.

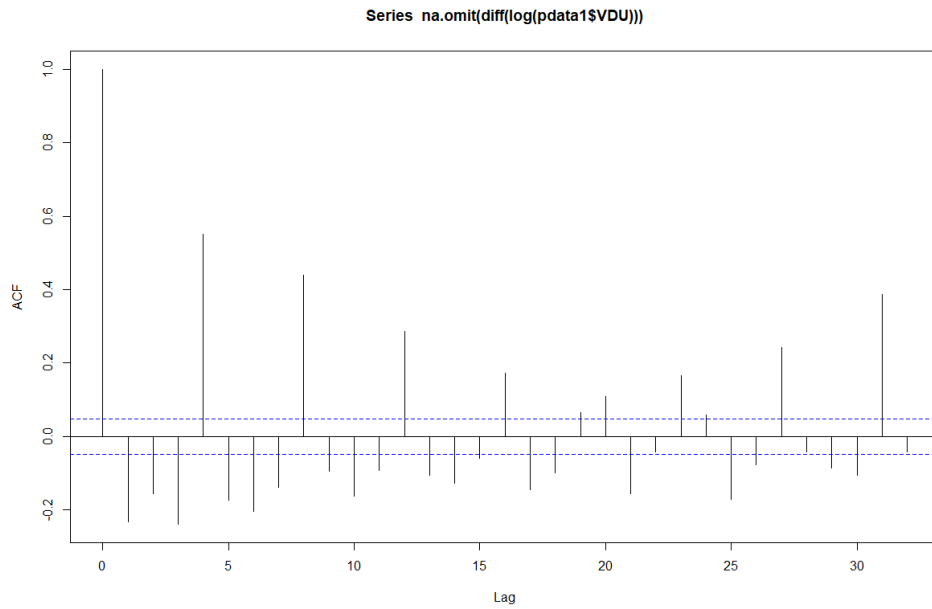
The conclusions and recommendations summarize the findings that increases in monthly minimum wage did not have any impact on the labour market dynamics in the long-terms. The author has also found that the models did not indicate any significant differences in the labour market dynamics of different municipalities. Consequently, it was suggested that any further research conducted could focus on the national labour market dynamics as this allows usage of wider scope of data.

1 Priedas. Tyrimo eigos skaičiavimai

VDU Pokyčio grafikas:



VDU Pokyčio autokorelograma:



Ketvirtinės regresijos rezultatai ir paklaidų autokorelograma:

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)	
p3\$dRatio	0.1971559	0.0769861	2.5609	0.01053	*
Lag(p3\$dRatio, 1)	0.3392872	0.0788480	4.3031	1.788e-05	***
Lag(p3\$INFL, 1)	0.0160001	0.0022068	7.2504	6.487e-13	***
Lag(p3\$DUNEM_SA, 1)	-0.0105084	0.0248926	-0.4222	0.67297	
Lag(p3\$DUNEM_SA, 2)	-0.1246884	0.0242367	-5.1446	3.017e-07	***
Lag(p3\$DUNEM_SA, 3)	-0.0315094	0.0244216	-1.2902	0.19716	
Lag(p3\$DUNEM_SA, 4)	-0.0498586	0.0242551	-2.0556	0.03999	*
Lag(p3\$DUNEM_SA, 5)	-0.2119974	0.0251148	-8.4411	< 2.2e-16	***
Lag(p3\$DUNEM_SA, 6)	-0.0513620	0.0259909	-1.9762	0.04831	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

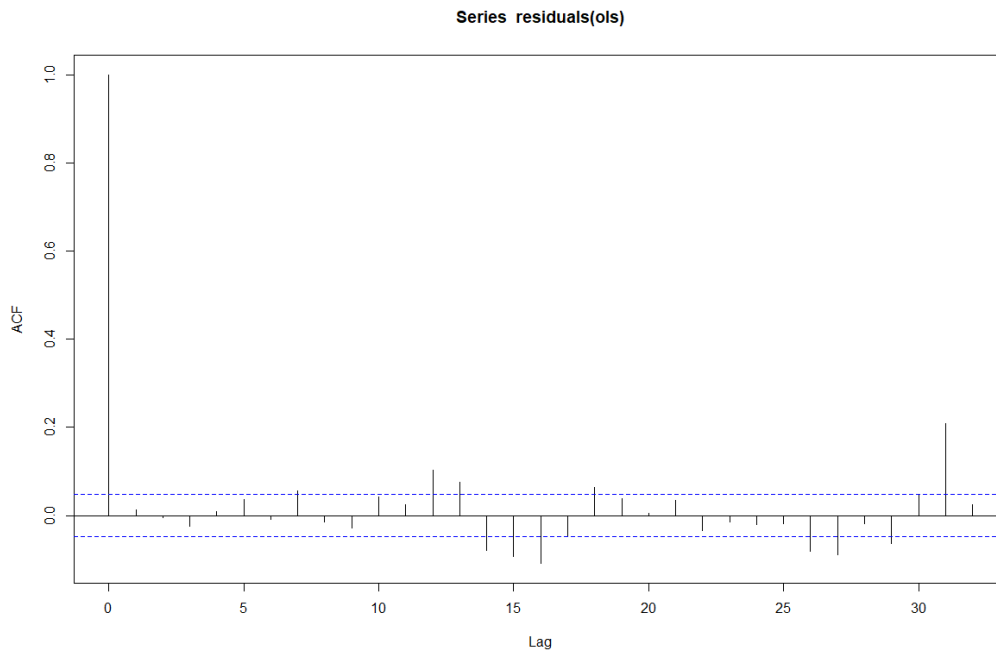
Total Sum of Squares: 5.932

Residual Sum of Squares: 5.2918

R-Squared: 0.10793

Adj. R-Squared: 0.073381

F-statistic: 21.1732 on 9 and 1575 DF, p-value: < 2.22e-16



Ketvirtinės regresijos rezultatai įtraukus INFL kintamąjį

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-0.032605	0.002355	-13.844	< 2e-16 ***
p3\$dRatio	0.185453	0.078137	2.373	0.0177 *
p3\$INFL	-0.004267	0.002234	-1.910	0.0563 .
Lag(p3\$dRatio, 1)	0.360077	0.078405	4.593	4.72e-06 ***
Lag(p3\$INFL, 1)	0.016264	0.002199	7.397	2.22e-13 ***
Lag(p3\$DUNEM_SA, 1)	0.017049	0.024608	0.693	0.4885
Lag(p3\$DUNEM_SA, 2)	-0.106968	0.023914	-4.473	8.25e-06 ***
Lag(p3\$DUNEM_SA, 3)	-0.014055	0.024070	-0.584	0.5594
Lag(p3\$DUNEM_SA, 4)	-0.032982	0.023897	-1.380	0.1677
Lag(p3\$DUNEM_SA, 5)	-0.186796	0.024729	-7.554	7.02e-14 ***
Lag(p3\$DUNEM_SA, 6)	-0.016694	0.025851	-0.646	0.5185

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05765 on 1626 degrees of freedom
(6 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared: 0.09798, Adjusted R-squared: 0.09244
F-statistic: 17.66 on 10 and 1626 DF, p-value: < 2.2e-16

Pažymėtina, kad INFL kintamasis skaičiavimuose 1% = 1, o kiti kintamieji 1% = 0.01

Metinių duomenų modelis su užimtų žmonių pokyčiu, kaip priklausomu kintamuoju:

Fiksuotų efektų specifikacijos rezultatai:

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
A.p3\$A.dRatio	-0.06025205	0.17697586	-0.3405	0.7336176
A.p3\$A.POP	0.61934949	0.81721777	0.7579	0.4487816
A.p3\$BVP	0.00294042	0.00085681	3.4318	0.0006349 ***
Lag(A.p3\$BVP, 1)	0.00655577	0.00117537	5.5776	3.491e-08 ***
A.p3\$Infliacija	-0.01233490	0.00210230	-5.8673	6.845e-09 ***
Lag(A.p3\$A.EMPL, 1)	-0.25129861	0.03632432	-6.9182	1.037e-11 ***
Lag(A.p3\$A.EMPL, 2)	-0.27885219	0.03651232	-7.6372	7.341e-14 ***
Lag(A.p3\$A.EMPL, 3)	-0.12204152	0.03649416	-3.3441	0.0008696 ***
Lag(A.p3\$A.EMPL, 4)	-0.10862833	0.03610639	-3.0086	0.0027195 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 12.862
Residual Sum of Squares: 10.447
R-Squared: 0.18778
Adj. R-Squared: 0.11436
F-statistic: 17.9045 on 9 and 697 DF, p-value: < 2.22e-16

F-testas:

F test for individual effects

data: A.p3\$A.EMPL ~ A.p3\$A.dRatio + A.p3\$A.POP + A.p3\$BVP + Lag(A.p3\$BVP, ...
F = 0.49377, df1 = 54, df2 = 697, p-value = 0.9992
alternative hypothesis: significant effects

Paprastas panelinis modelis:

Coefficients:

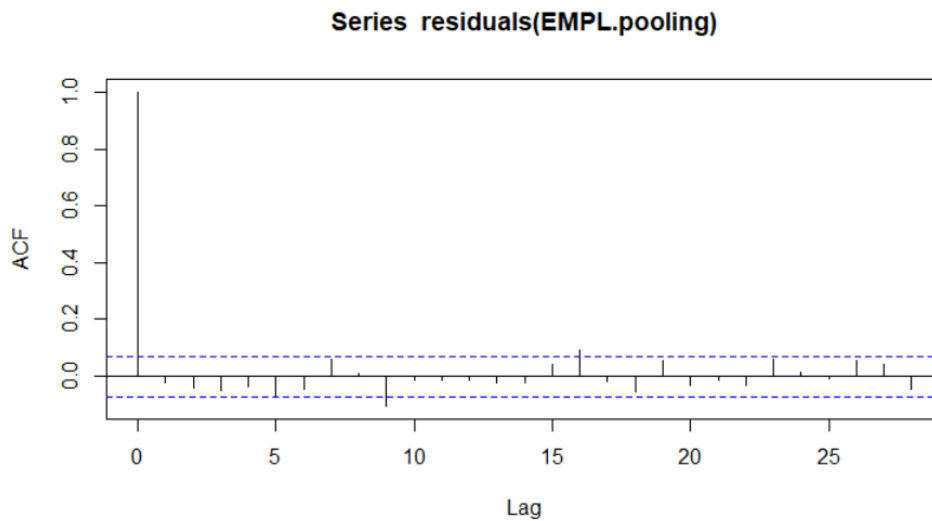
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)	
(Intercept)	0.02122588	0.01037067	2.0467	0.0410331	*
A.p3\$A.dRatio	-0.02825695	0.17182057	-0.1645	0.8694163	
A.p3\$A.POP	1.41520306	0.37221361	3.8021	0.0001551	***
A.p3\$BVP	0.00314363	0.00083438	3.7676	0.0001777	***
Lag(A.p3\$BVP, 1)	0.00574734	0.00099208	5.7932	1.015e-08	***
A.p3\$Infliacija	-0.01169201	0.00204115	-5.7281	1.469e-08	***
Lag(A.p3\$A.EMPL, 1)	-0.22129546	0.03506049	-6.3118	4.713e-10	***
Lag(A.p3\$A.EMPL, 2)	-0.24709206	0.03496492	-7.0669	3.624e-12	***
Lag(A.p3\$A.EMPL, 3)	-0.09078399	0.03491998	-2.5998	0.0095118	**
Lag(A.p3\$A.EMPL, 4)	-0.08240217	0.03455978	-2.3843	0.0173572	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 13.12
Residual Sum of Squares: 10.847
R-Squared: 0.17324
Adj. R-Squared: 0.16333
F-statistic: 17.4847 on 9 and 751 DF, p-value: < 2.22e-16

Pažymėtina, kad Infliacijos ir BVP kintamieji skaičiavimuose 1% = 1, o kiti kintamieji 1% = 0.01

Paklaidų Autokorelograma:



Metinių duomenų modelis su bedarbių pokyčiu, kaip priklausomu kintamuoju:

Fiksuotų efektų specifikacijos modelis:

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error  t-value Pr(>|t|)
A.p3$A.dRatio    0.0608248  0.2678761   0.2271 0.8204411
A.p3$A.POP       4.0904620  1.0862441   3.7657 0.0001801 ***
A.p3$BVP        -0.0471456  0.0011997  -39.2994 < 2.2e-16 ***
Lag(A.p3$BVP, 1) -0.0338692  0.0026503  -12.7796 < 2.2e-16 ***
A.p3$Infliacija  0.0433115  0.0032000  13.5346 < 2.2e-16 ***
Lag(A.p3$A.DUNEM, 1) -0.0820474  0.0379006  -2.1648 0.0307404 *
Lag(A.p3$A.DUNEM, 2) -0.1397057  0.0219845  -6.3547 3.764e-10 ***
Lag(A.p3$A.DUNEM, 3) 0.0451216  0.0226117   1.9955 0.0463759 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    94.867
Residual Sum of Squares: 18.468
R-Squared:               0.80533
Adj. R-Squared:         0.78807
F-statistic: 361.467 on 8 and 699 DF, p-value: < 2.22e-16
```

F-testas:

F test for individual effects

```
data:  A.p3$A.DUNEM ~ A.p3$A.dRatio + A.p3$A.POP + A.p3$BVP + Lag(A.p3$BVP, ...
F = 0.67472, df1 = 54, df2 = 699, p-value = 0.9644
alternative hypothesis: significant effects
```

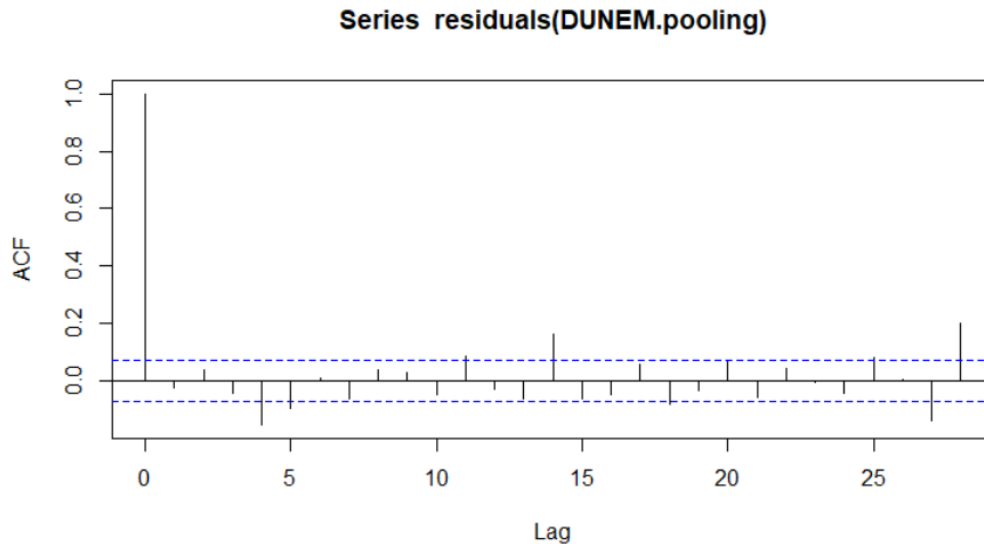
Paprastas panelinis modelis:

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error  t-value Pr(>|t|)
(Intercept)    0.1494671  0.0140768  10.6180 < 2.2e-16 ***
A.p3$A.dRatio  -0.0487713  0.2607228  -0.1871 0.8516625
A.p3$A.POP      1.7061315  0.4902539   3.4801 0.0005301 ***
A.p3$BVP       -0.0475771  0.0011783  -40.3764 < 2.2e-16 ***
Lag(A.p3$BVP, 1) -0.0299330  0.0024552  -12.1917 < 2.2e-16 ***
A.p3$Infliacija  0.0409062  0.0031199  13.1115 < 2.2e-16 ***
Lag(A.p3$A.DUNEM, 1) -0.0451498  0.0368904  -1.2239 0.2213758
Lag(A.p3$A.DUNEM, 2) -0.1473780  0.0216545  -6.8059 2.051e-11 ***
Lag(A.p3$A.DUNEM, 3) 0.0568134  0.0221391   2.5662 0.0104743 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    95.52
Residual Sum of Squares: 19.43
R-Squared:               0.79659
Adj. R-Squared:         0.79443
F-statistic: 368.603 on 8 and 753 DF, p-value: < 2.22e-16
```

Pažymėtina, kad Infliacijos ir BVP kintamieji skaičiavimuose 1% = 1, o kiti kintamieji 1% = 0.01

Paklaidų autokorelograma:



Modelis, naudojant duomenis iš savivaldybių, kuriose MMA ir mažiau uždirbančių žmonių proporcija nuo populiacijos yra didžiausia:

F-testas:

F test for individual effects

```
data: A.p3$A.DUNEM ~ A.p3$A.dRatio + A.p3$A.POP + A.p3$BVP + Lag(A.p3$BVP, ...
F = 1.0921, df1 = 12, df2 = 158, p-value = 0.3703
alternative hypothesis: significant effects
```

Paprastas panelinis modelis:

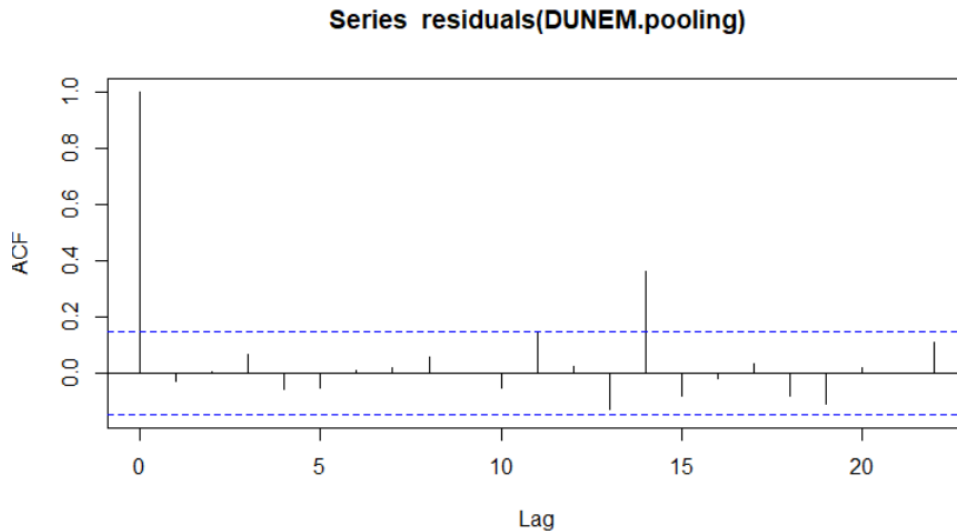
Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)	
(Intercept)	0.1894750	0.0513252	3.6917	0.0002998	***
A.p3\$A.dRatio	0.3886228	0.5140923	0.7559	0.4507316	
A.p3\$A.POP	4.4492048	1.9440243	2.2887	0.0233300	*
A.p3\$BVP	-0.0454583	0.0023700	-19.1806	< 2.2e-16	***
Lag(A.p3\$BVP, 1)	-0.0374466	0.0051634	-7.2524	1.382e-11	***
A.p3\$Infliacija	0.0523850	0.0066127	7.9219	2.922e-13	***
Lag(A.p3\$A.DUNEM, 1)	-0.1696367	0.0796324	-2.1302	0.0345898	*
Lag(A.p3\$A.DUNEM, 2)	-0.1348063	0.0451276	-2.9872	0.0032318	**
Lag(A.p3\$A.DUNEM, 3)	0.0925800	0.0476306	1.9437	0.0535818	.

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
Total Sum of Squares: 20.401
Residual Sum of Squares: 4.0122
R-Squared: 0.80333
Adj. R-Squared: 0.79408
F-statistic: 86.8006 on 8 and 170 DF, p-value: < 2.22e-16
```

Paklaidų Autokorelograma:



Modelis, naudojant duomenis iš savivaldybių, kuriose MMA/VDU santykis yra didžiausia:

F-testas:

F test for individual effects

data: A.p3\$A.DUNEM ~ A.p3\$A.dRatio + A.p3\$A.POP + A.p3\$BVP + Lag(A.p3\$BVP, ...
 F = 1.2545, df1 = 14, df2 = 182, p-value = 0.24
 alternative hypothesis: significant effects

Paprastas panelinis modelis:

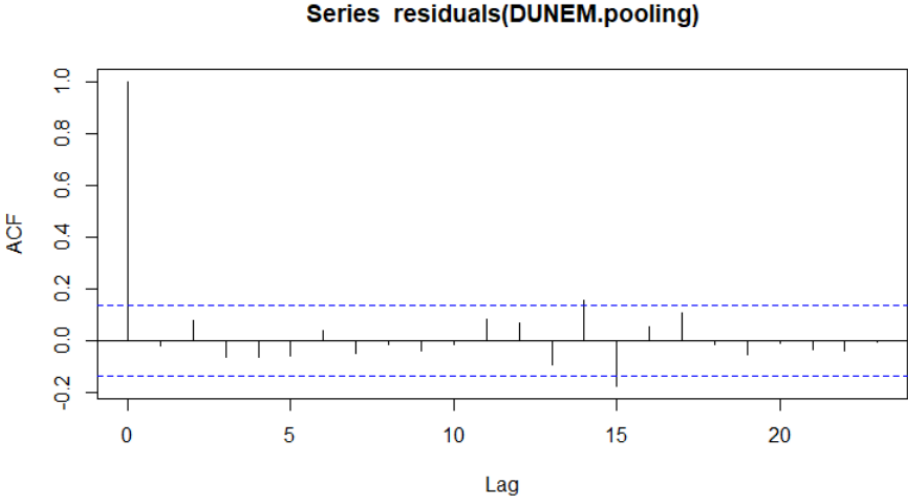
Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)	
(Intercept)	0.1647461	0.0323404	5.0941	8.206e-07	***
A.p3\$A.dRatio	-0.0945540	0.4187507	-0.2258	0.821592	
A.p3\$A.POP	2.5189562	1.2311762	2.0460	0.042094	*
A.p3\$BVP	-0.0418394	0.0018206	-22.9811	< 2.2e-16	***
Lag(A.p3\$BVP, 1)	-0.0211889	0.0042500	-4.9857	1.355e-06	***
A.p3\$Infliacija	0.0289425	0.0051018	5.6730	4.982e-08	***
Lag(A.p3\$A.DUNEM, 1)	0.1154067	0.0748679	1.5415	0.124815	
Lag(A.p3\$A.DUNEM, 2)	-0.2088454	0.0462222	-4.5183	1.076e-05	***
Lag(A.p3\$A.DUNEM, 3)	0.1230010	0.0456383	2.6951	0.007647	**
Lag(A.p3\$A.DUNEM, 4)	-0.0569403	0.0371575	-1.5324	0.127035	

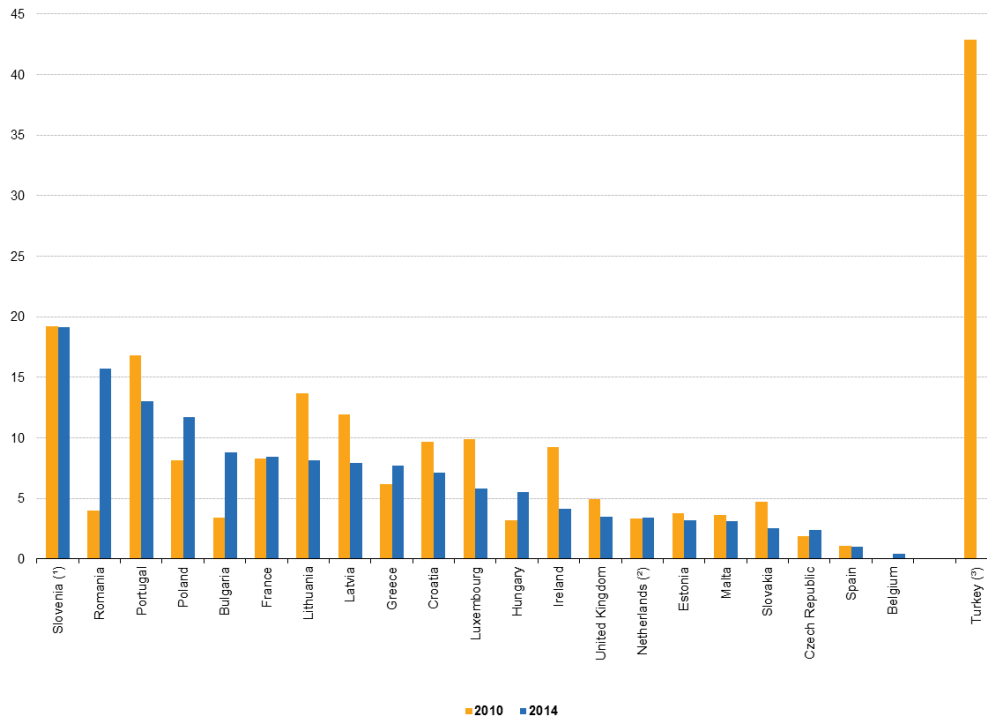
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 20.718
 Residual Sum of Squares: 3.2549
 R-Squared: 0.84289
 Adj. R-Squared: 0.83568
 F-statistic: 116.839 on 9 and 196 DF, p-value: < 2.22e-16

Paklaidų autokoreliacija:



2 Priedas. Eurostat grafikai

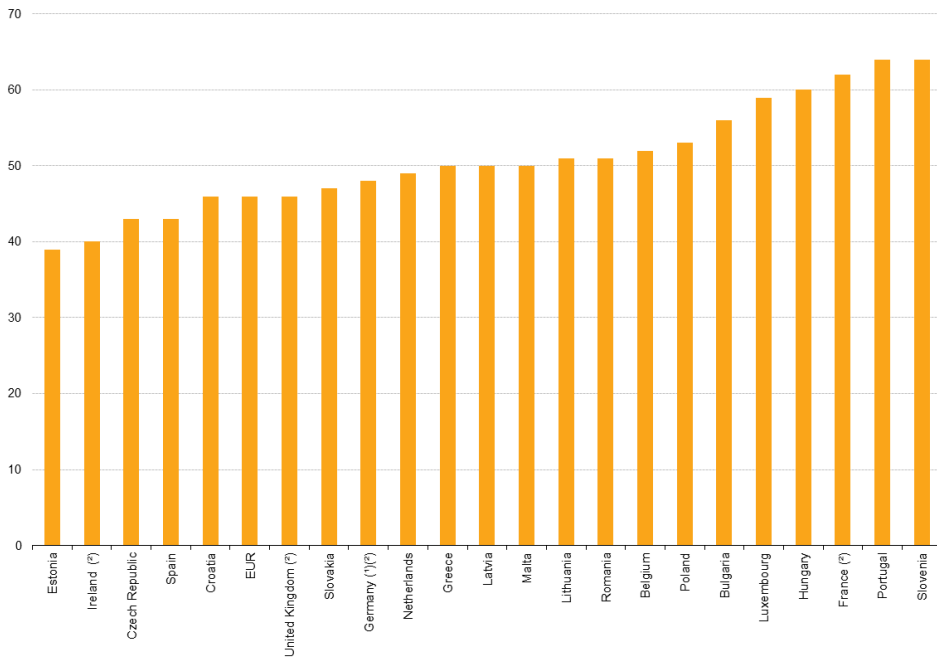


Note. Median monthly gross earnings for full-time employees, apprentices excluded, aged 21 years or more, working in enterprises with 10 employees or more within NACE Rev. 2 Sections B to S excluding O. Overtime and shift work are excluded. Minimum wages are those applicable on 1 July 2014. Denmark, Italy, Cyprus, Austria, Finland and Sweden: no national minimum wage.

(*) In October 2010 each business entity could pay any amount between EUR 654.69 and EUR 734.15, so the proportion given is only an estimate. In October 2014 the minimum wage was EUR 789.15.

(*) The national minimum wage applies to employees aged 23 years or older, but the scope of this analysis covers employees aged 21 years or older for comparability with (*) data for 2014 not available

Source: Eurostat, Structure of Earnings Survey 2014 and Minimum wages; special calculation made for the purpose of this publication; data are not available in Eurostat's online database

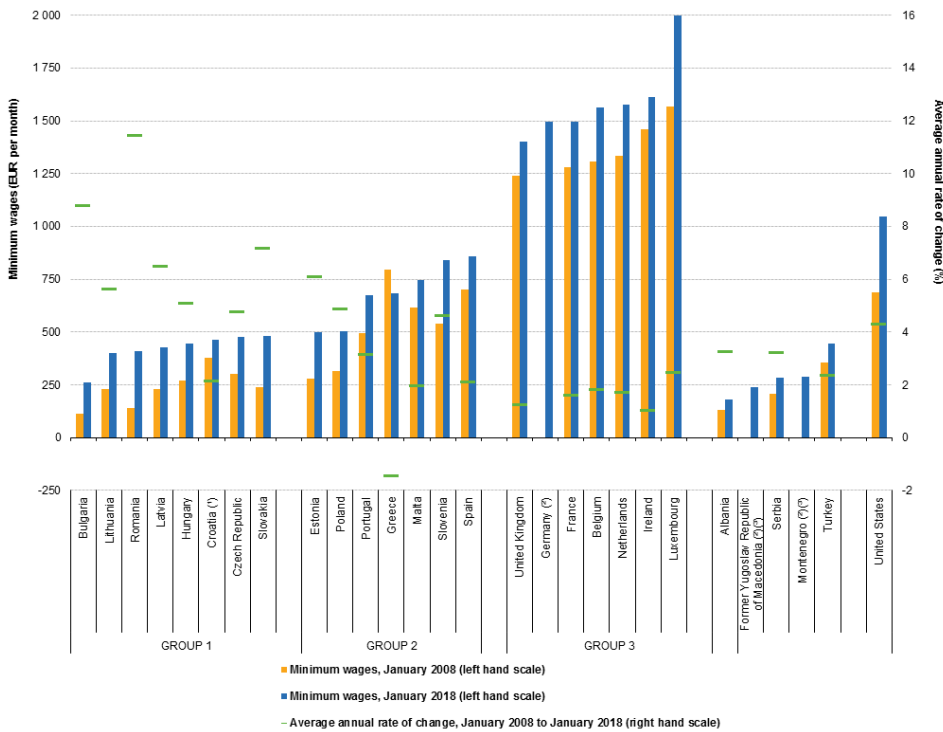


Note: Median monthly gross earnings for full-time employees old at least 21 years within NACE Rev. 2 Sections B to S excluding O working in enterprises with 10 employees or more, apprentices, overtime and shift work excluded. Data on national minimum wages relate to 1 July. Denmark, Italy, Cyprus, Austria, Finland and Sweden: no national minimum wage.

(*) 2015 instead of 2014 for the minimum wage.

(*) proportion calculated based on hourly minimum wage and median hourly earnings

Source: Eurostat, Structure of Earnings Survey 2014 and Minimum wages; special calculation made for the purpose of this publication; data are not available in Eurostat's online database



Note: Denmark, Italy, Cyprus, Austria, Finland and Sweden: no national minimum wage.

(*) July 2008 instead of January 2008.

(*) January 2008 and average annual rate of change: not available.

(*) January 2017 instead of January 2018.

Source: Eurostat (online data code: earn_mw_cur)