

VILNIAUS UNIVERSITETAS
EKONOMIKOS IR VERSLO ADMINISTRAVIMO FAKULTETAS
KIEKYBINIŲ METODŲ IR MODELIAVIMO KATEDRA

EKONOMINĖS ANALIZĖS MAGISTRO PROGRAMA
Julija Dmitrijeva

MAGISTRO BAIGIAMASIS DARBAS

NATŪRALAUS NEDARBO LYGIO SAMPRATA IR IŠMATAVIMAS
THE CONCEPT AND THE ESTIMATION OF THE NATURAL RATE OF UNEMPLOYMENT

Darbo vadovas: Doc. dr. Algirdas Bartkus

Darbo įteikimo data: _____

Registracijos Nr. _____

Vilnius, 2021

TURINYS

ĮVADAS.....	7
1. NATŪRALAUS NEDARBO LYGIO TEORINIAI ASPEKTAI	9
1.1. Nedarbo samprata, rūšys ir priežastys.....	9
1.2. Natūralus nedarbo lygis	14
1.2.1. Natūralus nedarbo lygis ir Phillips' o kreivė	16
1.2.2. Natūralaus nedarbo lygio matavimo metodai.....	22
2. NATŪRALAUS NEDARBO LYGIO ANALIZĖ IR VERTINIMO METODOLOGIJA	25
3. LIETUVOS NATŪRALAUS NEDARBO LYGIO IŠMATAVIMAS IR VERTINIMAS	41
3.1. Tiesinių modelių taikymas	46
3.2. Netiesinių modelių taikymas	53
IŠVADOS	67
LITERATŪRA IR ŠALTINIAI	69
SANTRAUKA	72
SUMMARY	74

LENTELIŲ SĄRAŠAS

1 lentelė. <i>Nedarbo samprata skirtingų autorių darbuose</i>	9
2 lentelė. <i>Natūralaus nedarbo samprata skirtingų autorių darbuose</i>	14
3 lentelė. <i>Nedarbo lygio ir infliacijos modelio suvestinė</i>	42
4 lentelė. <i>Gamybos spragos ir infliacijos modelio suvestinė</i>	43
5 lentelė. <i>Gamybos spragos, infliacijos ir nedarbo lygio modelio suvestinė</i>	44
6 lentelė. <i>Kintamųjų stacionarumo nustatymas</i>	46
7 lentelė. <i>Johansen 'o procedūros suvestinė („pėdsako“ testas)</i>	50
8 lentelė. <i>Johansen 'o procedūros suvestinė (maksimalios tikrinės reikšmės testas)</i>	50
9 lentelė. <i>Ilgalaikis sąryšis tarp kintamųjų</i>	50
10 lentelė. <i>Startinio, nedarbo lygio, modelio suvestinė</i>	53
11 lentelė. <i>Nedarbo lygio modelio suvestinė, pašalinus nereikšmingus vėlavimus</i>	53
12 lentelė. <i>Nedarbo lygio modelio suvestinė, įtraukus vėlavimų kryžmines sandaugas</i>	54
13 lentelė. <i>GAR – X startinis modelis</i>	56
14 lentelė. <i>GAR – X modelio suvestinė su įtrauktu nominaliu BVP</i>	56
15 lentelė. <i>GAR – X modelio suvestinė su įtraukta gamybos spraga</i>	57
16 lentelė. <i>BL – X modelio skaitinės reikšmės</i>	60
17 lentelė. <i>Modelių palyginimas (GAR ir BL)</i>	60
18 lentelė. <i>Startinio TAR modelio suvestinė</i>	61
19 lentelė. <i>TAR modelio suvestinė, pašalinus nereikšmingus vėlavimus</i>	62
20 lentelė. <i>M – TAR modelio suvestinė</i>	63
21 lentelė. <i>TAR modelio su egzogeniniu slenksčiu ir trimis režimais suvestinė</i>	64
22 lentelė. <i>TAR 'ų apskaičiuotas informacinis kriterijus</i>	65

PAVEIKSLŲ SĄRAŠAS

<i>1 paveikslas.</i> Infliacijos lygio ir bedarbystės lygio priklausomybė	15
<i>2 paveikslas.</i> Phillips'o kreivės pavyzdys	17
<i>3 paveikslas.</i> Lietuvos nedarbo lygio ir infliacijos sklaidos diagrama.....	28
<i>4 paveikslas.</i> Lietuvos faktinis ir potencialus BVP 1998 – 2020 laikotarpiu	41
<i>5 paveikslas.</i> Lietuvos gamybos spragos dinamika 1998 – 2020 laikotarpiu	41
<i>6 paveikslas.</i> Lietuvos infliacijos autokoreliacija ir dalinė autokoreliacija	42
<i>7 paveikslas.</i> Lietuvos infliacijos ir nedarbo lygio autokoreliacija	42
<i>8 paveikslas.</i> Lietuvos gamybos spragos ir infliacijos kryžminė korelograma	43
<i>9 paveikslas.</i> Lietuvos gamybos spragos ir infliacijos autokoreliacija	44
<i>10 paveikslas.</i> Lietuvos gamybos spragos, nedarbo lygio ir infliacijos autokoreliacija	45
<i>11 paveikslas.</i> Nedarbo lygio impulso - atsakas kainų augimo tempui bei gamybos spragai..	47
<i>12 paveikslas.</i> Kainų augimo tempo impulso - atsakas gamybos spragai ir nedarbo lygiui ...	47
<i>13 paveikslas.</i> Gamybos spragos impulso - atsakas kainų augimo tempui ir nedarbo lygiui ..	48
<i>14 paveikslas.</i> Lietuvos kumuliatyvinės gamybos spragos dinamika	49
<i>15 paveikslas.</i> Lietuvos vartotojų kainų indekso, kumuliatyvinės spragos ir nedarbo lygio dinamika	49
<i>16 paveikslas.</i> Kainų augimo tempo poveikis nedarbo lygiui ir kumuliatyvinei gamybos spragai	51
<i>17 paveikslas.</i> Kumuliatyvinės gamybos spragos poveikis kainų augimo tempui ir nedarbo lygiui	52
<i>18 paveikslas.</i> Nedarbo lygio poveikis kainų augimo tempui ir kumuliatyvinei gamybos spragai	52
<i>19 paveikslas.</i> Nedarbo lygio autokorekograma ir dalinė autokorelograma	53
<i>20 paveikslas.</i> GAR modelio kryžminė korelograma	54
<i>21 paveikslas.</i> GAR modelio paklaidų diagnostika, pašalinus nereikšmingus vėlavimus	55
<i>22 paveikslas.</i> GAR-X modelio paklaidų diagnostika	56
<i>23 paveikslas.</i> GAR – X modelio paklaidų diagnostika su nominalaus BVP įtraukimu	57

24 <i>paveikslas</i> . BL – X modelio paklaidų diagnostika	58
25 <i>paveikslas</i> . Nedarbo lygio ir infliacijos dinamika 1998 – 2020 laikotarpiu	59
26 <i>paveikslas</i> . Faktinė nedarbo lygio ir infliacijos dinamika 1998 – 2020 laikotarpiu	59
27 <i>paveikslas</i> . Visuminės paklausos ir kainų augimo tempų dinamika 1998 – 2020 laikotarpiu	59
28 <i>paveikslas</i> . Nedarbo lygio autokorelograma ir dalinė autokorelograma, taikant TAR modelį	61
29 <i>paveikslas</i> . TAR modelio paklaidų diagnostika	62
30 <i>paveikslas</i> . Kryžminė autokorelograma, taikant TAR modelį	62
31 <i>paveikslas</i> . M – TAR modelio paklaidų diagnostika	63
32 <i>paveikslas</i> . Paklaidų diagnostika TAR modelio su trimis režimais	64

SANTRUMPŲ SĄRAŠAS

EUROSTAT – Europos statistikos duomenų centras

BVP – bendrasis vidaus produktas

AR – autoregresija

ADF – išplėstinis Dickey – Fullerio testas

AIC – Akaike informacinis kriterijus

VAR – vektorinė autoregresija

VECM – vektorinis paklaidų korekcijos modelis

GAR – apibendrinta autoregresija

BL – bilinearus modelis

TAR – slenkstinis autoregresinis modelis

M – TAR – impulso slenkstinis autoregresinis modelis

RSS – paklaidų kvadratų suma

ĮVADAS

Temos aktualumas: Nedarbas yra viena iš svarbiausių ekonominių ir socialinių visų amžių problemų. Kadangi gali sukelti socialinių ir psichologinių neigiamų padarinių, taip pat mažina namų ūkių pajamas ir įplaukas į valstybės biudžetą, neigiamai veikia valstybės ekonomiką. Pastaroji problema nepraranda savo aktualumo ir nuolat verčia analizuoti nedarbo priežastis bei ieškoti atitinkamų sprendimų jai mažinti. Tačiau ekonomikos teorija teigia, jog yra tam tikras nedarbo lygis, žemiau kurio nukritus nedarbo lygiui, infliacija pradeda augti. Šis lygis vadinamas natūraliu nedarbo lygiu arba NAIRU (*angl. non - accelerating inflation rate of unemployment*). To pasekoje kyla klausimas dėl infliacijos ir nedarbo lygio sąveikos. Kokie procesai vyksta ir kaip juos reguliuoti, pritaikant tam tikrus modelius.

Po nepriklausomybės atgavimo Lietuva perėjo iš planinės ekonomikos į rinkos ir susidūrė su sekančiomis problemomis: finansų sistemos nebuvimas, ekonominės politikos pagrindų stoka ir šalies valdymo sistemos nuosmukis. Tas laikotarpis pasižymėjo dideliu nedarbo lygiu. 1998 metais prasidėjusi Rusijos finansinė krizė taip pat prisidėjo prie neigiamų padarinių, dėl to gyventojai vis dažniau migravo į vakarus, o Lietuva prarasdavo ir kvalifikuotą, ir nekvalifikuotą darbo jėgą. Pasibaigus Rusijos finansinės krizės neigiamam poveikiui (tai sutapo su Lietuvos įstojimu į ES), bendrasis vidaus produktas augo spartėjančiu tempu, subsidija iš ES struktūrinių fondų padėjo gerinti infrastruktūrą, kurti naujas darbo vietas ir didinti verslo konkurencingumą. Taigi, nedarbo problemą pakeitė kita – infliacija. Prieš finansinės krizės laikotarpį nedarbas smuko žemiau savo natūralaus lygio, tačiau infliacija buvo bauginančiai didelė.

Daugelis skirtingų šalių ekonomistų ir politikos veikėjų stengiasi išspręsti šią problemą, kuri yra susijusi su infliacinių procesų svyravimu ir natūralaus nedarbo lygio stabilumu. Reikėtų išsiaiškinti, kas būtent sukelia neigiamus padarinius ir koks yra ryšys tarp šių dviejų makroekonominių dydžių, kurios turi tiesioginį poveikį šalies ekonomikai. Prie minėtų prielaidų taip pat prisideda skirtingos ekonominės struktūros, susiklosčiusios dėl istorinių aplinkybių, geografinės padėties ir socialinių veiksnių.

Nedarbo lygio koncepcijas aptaria tiek Lietuvos, tiek užsienio autoriai, kurie savo ruožtu pateikia įvairias nedarbo sampratas, bando klasifikuoti pagal veiksnius ir nustato problemos priežastingumą. Moksliniuose šaltiniuose plačiai nagrinėjamas natūralus nedarbo lygis ir jo sąryšis su infliacija ir nedarbu. Tuo pat metu atsirado Phillips'o kreivės pagrindimas dėl atvirkštinės nedarbo ir infliacijos priklausomybės.

Darbo tikslas: įvertinti ir išmatuoti Lietuvos natūralų nedarbo lygį, naudojant skirtingus ekonometrinius modelius.

Darbo uždaviniai:

1. Trumpai apžvelgti natūralaus nedarbo lygio teorinius aspektus.
2. Sudaryti VAR'ą stacionariems kintamiesiems.
3. Sudaryti vektorinį paklaidos korekcijos modelį nestacionarioms formoms.
4. Sudaryti netiesinius modelius: GAR, BL ir TAR.
5. Palyginti šių modelių pagalba išvadas ir matavimus.

Darbo metodai: mokslinių šaltinių analizė, lyginamoji analizė ir statistinių duomenų analizė.

Darbo struktūra:

Pirmoje darbo dalyje yra pateikiama natūralaus nedarbo lygio samprata ir jos sąryšis su Phillips'o kreive. Nagrinėjami išmatavimo metodai ir lyginami tarpusavyje.

Antroje dalyje – empiriškai analizuojama natūralaus nedarbo lygio ir Phillips'o kreivės sąveika. Pateikiami ir išaiškinami tiesiniai (vektorinės autoregresijos ir vektorinės paklaidų koregavimo) modeliai, o taip pat netiesiniai (apibendrintos autoregresijos, dvitiesinio ir slenkstinio autoregresinio) modeliai. Remiantis atliktos mokslinės literatūros ir empiriniais rezultatais, sudaroma natūralaus nedarbo lygio vertinimo metodologija.

Trečioje dalyje sudaromi ekonometriniai modeliai. Apskaičiuojamas ir įvertinamas Lietuvos natūralaus nedarbo lygis, jo poveikis infliacijai ir gamybos spragai.

1. NATŪRALAUS NEDARBO LYGIO APŽVALGA

1.1. Nedarbo samprata, rūšys ir priežastys

Nedarbo lygis yra vienas iš svarbiausių ekonominių ir socialinių rodiklių, parodančių nedirbančių asmenų dalį valstybėje. Tiek Lietuvos, tiek užsienio autoriai pateikia skirtingų apibrėžimų, tačiau esmė išlieka ta pati.

1 lentelė

Nedarbo samprata skirtingų autorių darbuose

Nedarbo samprata	Tyrėjai
Nedarbo lygis – bedarbių ir ekonomiškai aktyvių gyventojų procentinis santykis	Paliulytė R., 2005 ir Snieška V. et al., 2005
Nedarbas – tai toks reiškinys visuomenėje, kai dalis civilinių darbingų jos asmenų nedalyvauja kuriant šalies ekonominį produktą, kitaip tariant, neturi darbo, kartu ir pragyvenimo šaltinio.	Skominas V., 2006
Nedarbas – viena svarbiausių makroekonominių problemų. Didelis nedarbas – vienas iš požymių, kad šalyje yra ekonominis nuosmukis, o žemas – kad yra pakilimas.	Šeputienė J., 2012
Nedarbas – nevysiškas darbo jėgos išteklių panaudojimas ekonominėje veikloje.	Andriušaitienė D., Djeris R., Jakutis A., Petraškevičius V, Stepanovas A., 2016
Nedarbas apibrėžiamas kaip darbo jėgos dalis, negalinti rasti darbo.	Schiller, 1991
Nedarbas – tai situacija, kai darbingi žmonės nori dirbti, tačiau negauna darbo. Labiau apibendrintai – tai nepanaudojami darbo ištekliai.	Wonnacott P. ir Wonnacott R., 1994
Apie nedarbą kalbama kaip apie svarbią ekonominę problemą ir vyriausybės politiką, siekiant sumažinti nedarbo sukeltus nuostolius.	Drilingas et. al., 1997
Pabrėžiama, kad nedarbo lygis – tai ne visų nedirbančių gyventojų procentas, o darbo jėgos dalis, neturinti darbo.	Landsburg S. E. ir Feinstone L., 1997
Nedarbo lygis – neturinčių darbo gyventojų santykis su visa darbo jėga.	Blanchard O. J., 2006

Šaltinis: sudaryta autorės, remiantis lentelėje nurodytais šaltiniais

Vadinasi, nedarbas – tai svarbi ekonomikos ir politikos problema, kadangi aukštas nedarbo lygis yra susijęs su neefektyviu žmogiškųjų išteklių panaudojimu bei žmogiškojo kapitalo praradimu. Kitaip tariant, bedarbių skaičius ir visos šalies darbo jėgos procentinis santykis:

$$U_r = \frac{U}{LF} \times 100\%$$

kur, U_r – nedarbo lygis, U – bedarbių skaičius, LF – darbo jėga.

Išanalizavus nedarbo sąvoką, svarbu atskirti jo svarbiausias rūšis:

- migracinis nedarbas;
- struktūrinis nedarbas;
- ciklinis nedarbas.

Migracinis nedarbas – asmuo nedirba trumpą periodą dėl asmeninių priežasčių ir tikisi darbą surasti artimiausioje ateityje. Ši nedarbo rūšis yra neišvengiama, kadangi atsiranda normaliaame darbo paieškos procese, kai žmonės iš vieno darbo pereina į kitą, išeina iš darbo ar grįžta į jį. Pasak Skomino (2006), migracinis nedarbas susiformuoja, nes rinka nepajėgi užtikrinti idealios ir nuolatinės pageidaujamo ir siūlomo darbo pusiausvyros. Anot kitų ekonomistų, būtent ši nedarbo rūšis atitinkamu nedideliu mastu netgi yra pageidautina, kadangi dažniausiai asmenys, kurie patenka į migracinio nedarbo kategoriją susirandą geriau apmokamą, kvalifikuotą darbą, kas atitinkamai didina jų pajamas ir skatina augti realųjį nacionalinį produktą.

Struktūrinis nedarbas, kaip aiškina Tartilas (2005), pasireiškia tuomet, kai darbo paklausos struktūra neatitinka darbo pasiūlos struktūros. Jis atsiranda dėl to, nes bėgant laikui keičiasi gyventojų poreikiai, atsiranda naujos gamybos technologijos, o tai reiškia, kad ankstesnės žmonių profesijos tampa nebepaklausios. Tačiau technologijų kaita nėra vienintelė struktūrinio nedarbo priežastis - prie jo atsiradimo dar galima priskirti ir gyventojų poreikių bei pirmenybių kaitą, geografinę užimtumo struktūrą. Struktūrinis nedarbas parodo, kad žmonėms reikalingi nauji darbo įgūdžiai, kuriuos asmenys gali įgyti persikvalifikuodami. „Struktūrinis nedarbas didina nedarbo lygį, nes atsiranda tam tikri neatitikimai tarp žmonių sugebėjimų ir darbo galimybių keičiantis paklausos ir produkcijos gamybos modeliui“ (Begg D., Fischer S., Dornbusch R., 2000 m.)

Ciklinis nedarbas - atsiranda dėl produkcijos paklausos sumažėjimo ir padidėjimo, kitaip tariant, jį sąlygoja ekonomikos svyravimai. Bendrųjų išlaidų mažinimas atitinkamai sumažina prekių ir paslaugų vartojimą, o sumažėjęs vartojimas veda prie gamybos mažėjimo.

Kadangi gamyba sumažėja, tai darbdaviams finansiškai nenaudinga išlaikyti daugiau darbuotojų, o tai reiškia, kad jie bus atleisti ir tokiu atveju - didės nedarbas, o užimtumas mažės. Taip pat ciklinis nedarbas atsiranda, kai ekonomika atsigauja ir pradeda augti – jei darbo jėgos skaičius auga greičiau, nei kuriamų darbo vietų skaičius. Tačiau dažniausiai ciklinis nedarbas pasireiškia dėl ekonominės krizės, finansinės krizės bei politinės krizės.

Taigi, nedarbas, kaip ekonominis reiškinys, yra neatsiejamas nuo tam tikrų procesų kaip: verslo subjektų migracija, darbo jėgos persiorientavimas, sezoniškumas, verslo svyravimo ciklai. Valstybių makroekonominės politikos siekis yra darbo rinkoje išlaikyti frikcinio ir struktūrinio nedarbo lygį, kuris yra vadinamas *natūraliuoju nedarbu*.

Kalbant apie nedarbo atsiradimo priežastis, analizuojamos sekančios:

1. Bedarbiams trūksta informacijos apie laisvas darbo vietas.

2. Išsilavinimo neturėjimas ar nepaklausė profesija. Naujai sukurtos darbo vietos dažniausiai orientuotos į tuos žmones, kurie turi aukštąjį išsilavinimą. Pavyzdžiui, Robotikos Akademija buvo įkurta 2013 metais su tikslu ugdyti modernias vaikų kompetencijas, naudojant pažangiausias šiuolaikines priemones – edukacinius robotus. Taigi, matome, jog inžinerijos, robotikos arba informacinių technologijų studijos tampa paklausesnės dėl inovacijų pažangos.

3. Pašalpų dydžio. Nedarbo pašalpa skirta asmenims, kurie neteko darbo ir kuriems reikia kompensuoti pajamų netekimą, tačiau bedarbio pašalpos gavimas, jeigu ta išmoka yra pakankamai didelė ar mokama ilgą laiko tarpą, didina nedarbo lygį. Taip nutinka dėl to, kad gaudamas nemažas nedarbo išmokas, asmuo turi pragyvenimo šaltinį ir kito darbo ieškoti jis neskubės. Lietuvoje nedarbo išmokos mokamos trumpą laiko tarpą ir gradualiai mažėja, todėl nedarbo išmokos neturėtų skatinti nedarbo formavimosi ar jo trukmės užsitęsimo. Tarkim, žmogus kreipiasi į Užimtumo tarnybą, suteikus bedarbio statusą, apskaičiuojamas išmokos dydis pagal vidutinį mėnesio atlyginimą per paskutinius 30 mėnesių vienoje darbovietėje. Buvusio darbuotojo bruto vidutinis mėnesio atlyginimas buvo 1000 Eur, tai reiškia sekančius 3 mėnesius gaunama išmoka siekia 517,05 Eur, 4 – 6 mėnesių – 439,45, o 7 – 9 mėnesių žmogus gauna 361,85 Eur. Išmokos dydis siekia minimalų mėnesio atlygimą, atskaičius mokesčius. Tačiau, šalyse, kur šios mokėjimo trukmė ilgesnė ir pati išmoka yra didesnė, ilgalaikio nedarbo mastas gali būti gerokai didesnis, vien dėl to, kad aukšta nedarbo išmokos pakeitimo norma neskatins greitai ieškoti naujo darbo.

4. Maža visuminė paklausa. Visuminės paklausos mažėjimas mažina ir gaminamų prekių bei paslaugų kiekį, o tai lemia mažėjantį darbuotojų skaičių įmonėse.

5. Netolygi darbo paklausos kreivė atskiruose regionuose. Migracija į miestus sukelia nedarbo augimą juose, bet iš kitos pusės, miestuose darbo pasiūla didžiausia, o darbo jėgos mobilumo stoka taip pat didina nedarbo lygį.

6. Ekonomikos augimas ir užimtumo kitimas ūkio sektoriuose. Didėjantis BVP daro įtaką darbo vietų skaičiaus didėjimui. Remiantis išsivysčiusių šalių užimtumo struktūrinių pokyčių analize galima teigti, kad pramonė Europoje nėra svarbiausias darbo vietų kūrimo šaltinis. Tačiau darbo vietų sumažėjimas pramonėje gali turėti svarbų poveikį visai užimtumo situacijai. Tuo tarpu daugiausiai naujų darbo vietų sukuriama paslaugų sektoriuje, kuris yra sparčiausiai besivystantis.

7. Nedarbo histerezė. Tai „reiškiny, kai esamas nedarbo lygis nebegali sugrįžti į ankstesnį lygį, nors nedarbą sąlygojusiu veiksnių poveikis išnyko“ (V. Snieška, V. Baumilienė, D. Bernatonytė, 2003 m.). Nedarbo problemos kontekste histerezė reiškia, kad natūralus nedarbo lygis keičiasi, reaguodamas į faktinį nedarbo lygį:

- padidėja, jei faktinis lygis yra virš natūralaus lygio;
- mažėja, jei faktinis lygis yra mažesnis nei natūralus.

Anot histerezės teorijos šalininkų, Europos nedarbo padidėjimas 8 deš. viduryje, iš pradžių įvyko dėl tokių veiksnių kaip didėjančios naftos kainos ir pernelyg griežtos makroekonominės politikos, o tai taip pat padidino natūralų nedarbo lygį. Šis padidėjimas, savo ruožtu, padeda paaiškinti išsilaikantį didelį faktinį nedarbo lygį šiose šalyse. Kai šios šalys grįžta į ilgo laikotarpio pusiausvyrą su visišku užimtumu, natūralus lygis tampa jau didesnis.

Išanalizavus nedarbo rūšis, galima daryti išvadą, kad nedarbas yra nenutrūkstamas reiškinys ir jo visiškai panaikinti neįmanoma, kadangi nedarbas egzistuoja visada. Nedarbo struktūra gali būti vertinama pagal daugelį požymių: lytį, amžių, gyvenamąją vietą, išsilavinimą ar trukmę. Šalyse egzistuoja darbuotojų diskriminacija pagal požymius ir tai atitinkamai kelia nedarbo lygį. Nedarbo priežasčių yra ne viena, tačiau visos jos labai svarbios, o pasekmes galima išskirti visai šaliai arba pačiam individui.

Kaip jau anksčiau minėta, nedarbo padariniai gali būti vertinami kaip ekonominiai ir socialiniai, o kartais ir psichologiniai. Pirmieji įvertinami tam tikra pinigine išraiška, kitų vertinti pinigais negalima, tačiau jie vis tiek daro įtaką kiekvienam nedirbančiam.

Aptarti padariniai gali būti vertinami dar dviem požiūriais: mikroekonominiu ir makroekonominiu. „Mikroekonominiai nedarbo nuostoliai – tai nuostoliai, kuriuos nedarbas sukelia darbo jėgos veiksmui – darbui“ (V. Skominas, 2006 m.). Žmogus praranda visas ar dalį

pajamų, socialinio draudimo garantijas ir panašiai, kurios dengiamos socialinėmis pašalpomis, tačiau jos tik iš dalies kompensuoja pajamų praradimą (Snieška V. ir kiti, 2005 m.). „Be pajamų praradimo žmogus kenčia ir tam tikrus psichologinius padarinius, kurie demoralizuoja žmogų, veda prie netikrumo rytojumi, psichinių ligų ir pan. gausėjimo“ (Martinkus B., Žilinskas J. V. 2008 m.). Be šių problemų susiduriama ir su kvalifikacijos praradimu, nes darbo neįmanoma atidėti vėlesniam laikui, žmogus neįgyja naujų įgūdžių bei praranda senesius (O'Sullivan A., Sheffrin M. S., Perez J. S., 2008 m.). Taip pat reikia paminėti, kad nedarbas padaro didžiausią neigiamą efektą žemo ir vidutinio pragyvenimo lygio gyventojams. Tarkim ciklinis nedarbas turi neigiamą poveikį šalies ūkiui, nes nėra sukuriama pakankamai darbo vietų norintiems dirbti, tai yra nesukuriamas potencialiai įmanomas produktas. Anot Hall E. R., Lieberman M. (2006) neįmanoma paneigti tokio fakto: kai yra ciklinis nedarbas, tauta gamina mažiau produkcijos, ir todėl kažkuri visuomenės grupė ar grupės turi mažiau vartoti. Ryšį tarp nedarbo ir šalies bendrojo vidaus produkto 1960 m. nustatė A. Okun'as. Jo tyrimais įrodyta (1962 m.), kad ryšys tarp šių dviejų dydžių yra akivaizdus kalbant apie ilgąjį laikotarpį. Nustatyta, kad ekonomikos recesijos laikotarpiu egzistuoja priklausomybė tarp sukuriamo realaus BVP (jis tuo metu mažesnis nei potencialus BVP) ir faktinio bei natūralaus nedarbo lygio skirtumo. „Okun'o dėsnis teigia, kad produkto padidėjimas vienu procentu sumažina nedarbą mažiau nei vienu procentiniu punktu“ (Krugman P., Wells R., Graddy K., 2008 m.). Viena iš priežasčių, kodėl procentiniai pokyčiai skiriasi yra ta, kad prasidėjus pakilimui ar recesijai dažniausiai įmonės koreguoja darbo valandų skaičių, o ne priima ar mažina darbuotojų skaičių. Kita priežastis - sumažėjus darbo jėgos paklausai dalis darbuotojų nustoja ieškoti darbo ir nėra laikomi kaip bedarbiai ir atvirksčiai padidėjus darbo paklausai – įmonės neieškoję aktyviai darbo, pradės tai daryti.

Atsiranda ir kitų problemų, pavyzdžiui migracija, didėjanti gyventojų diferenciacija pagal gaunamų pajamų lygį, sulėtėja naujų technologijų panaudojimo galimybės. Pagrindinė migracijos pasekmė – tai jaunimo ir kvalifikuotos darbo jėgos išvykimas bei praradimas.

Anot Begg D. ir kitų autorių (2000), kalbant apie pasekmes svarbiausia matyti skirtumą tarp savanoriško ir nesavanoriško nedarbo. Savanoriškas nedarbas asmeniui teikia tam tikrų privalumų kaip: gaunami valstybiniai transferai, žmonės turi daugiau laisvalaikio ir tai jiems gali patikti. Tačiau reikia nepamiršti, kad socialinės bedarbystės pašalpos yra laikinos ir tai ateityje gali sukelti tam tikrų sunkumų. Būtina įvardinti atvejį, kai žmogus nėra registruojamas kaip bedarbis dėl savo noro dirbti už įstatymo ribų, tai yra užsiimti kažkokia veikla nevykdant pajamų apskaitos. Pastaruoju atveju, žmogus laimi, nes nemoka mokesčių, valstybė pralaimi, nes nesurenkama mokesčių tiek, kiek jų būtų galima surinkti. Kalbant apie priverstinį nedarbą,

galima teigti, kad jo sukeltos pasekmės yra daug sunkesnės, kurios sukelia nemažai aptartų psichologinių problemų ir atneša tam tikrų nuostolių visai valstybei.

Apibendrinant, nedarbo nuostoliai yra reikšmingi tiek kiekvienam individui, tiek valstybei. Kadangi ne visi nuostoliai išreiškiami pinigine verte, tai sunku pasakyti kurie iš jų yra didesni. Akivaizdu, jog valstybės finansiniai praradimai žymiai lenkia žmogaus asmeninius, tačiau psichologinių sunkumų padariniai gali turėti neatlygintą žalą.

1.2. Natūralus nedarbo lygis

Analizuojant natūralaus nedarbo lygio sampratą, tenka matyti panašius apibūdinimus, tačiau pasitaiko ir išskirčių bei kitokių interpretacijų.

2 lentelė

Natūralaus nedarbo samprata skirtingų autorių darbuose

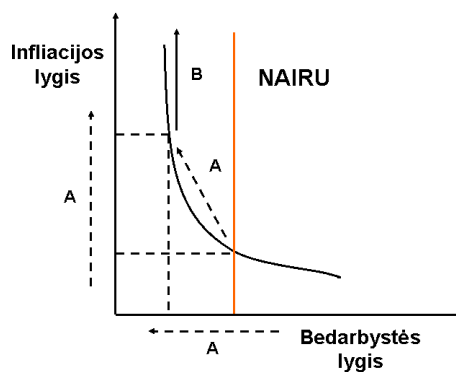
Natūralaus nedarbo samprata	Tyrėjai
Pagrindinis nedarbo lygis, atitinkantis pastovų infliacijos lygį.	Davies, Pass, Lowes, 1997
Natūralus nedarbo lygis nurodomas kaip toks nedarbo lygis ekonomikoje, kuris atitinka stabilų infliacijos lygį.	Bannock, Baxter ir Davies, 2003
NAIRU koncepcija yra atitinkanti Friedman natūralaus nedarbo lygio koncepciją.	Ball, Mankiw, 2002
NAIRU ir natūralaus nedarbo lygio koncepcijas atskiria. NAIRU yra toks nedarbo lygis, kuris atitinka nulinį infliacijos pokytį jos prognozėje.	Estrella ir Mishkin, 1999 ir Huh, 2005
Toks lygis, natūraliai esantis Walras'o bendrosios pusiausvyros lygčių sistemoje, į kurį yra integruotos įvairios darbo ir prekių rinkų struktūrinės savybės, tokios kaip netobulos rinkos, stochastiškas pasiūlos ir paklausos kintamumas, informacijos apie laisvas darbo vietas surinkimo kaštai, mobilumo kaštai.	Friedman, 1968

Šaltinis: sudaryta autorės, remiantis lentelėje nurodytais šaltiniais

„Ekonomikos terminų žodyne“ natūralus nedarbo lygis yra „pagrindinis nedarbo lygis, atitinkantis pastovų infliacijos lygį“ (Davies, Pass, Lowes, 1997 m.). Bannock, Baxter ir Davies ekonominių terminų žodyne (2003), natūralus nedarbo lygis nurodomas kaip toks nedarbo lygis ekonomikoje, kuris atitinka stabilų infliacijos lygį. Kitaip tariant, esant stabiliam infliacijos lygiui, o kitiems veiksniams esant ceteris paribus, ilgainiui nedarbo lygis nusistovėtų ties tokiu dydžiu, kuris vadinamas natūraliu nedarbo lygiu. Iš pateiktos mokslinės literatūros pastebimas

natūralaus nedarbo lygio sulyginimas su NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment) – infliacijos nedidinančiu nedarbo lygiu. Nors šie terminai yra naudojami sinonimiškai, tačiau Milton Friedman, įvedęs natūralaus nedarbo lygio koncepciją, NAIRU termino nenaudojo. Nepaisant to, kai kurie autoriai teigia, jog NAIRU koncepcija yra atitinkanti Friedman natūralaus nedarbo lygio koncepciją (Ball, Mankiw, 2002 m.). Estrella ir Mishkin (1999) ir Huh (2005) NAIRU ir natūralaus nedarbo lygio koncepcijas atskiria. Jie teigia, kad NAIRU yra toks nedarbo lygis, kuris atitinka nulinių infliacijos pokytį jos prognozėje. Tačiau šis apibrėžimas nėra itin populiarus, nors naudojamas tarp ekonomistų.

1968 metais M. Friedman teigė, kad natūralus nedarbo lygis yra: „toks lygis, natūraliai esantis Walras‘o bendrosios pusiausvyros lygčių sistemoje, į kurią yra integruotos įvairios darbo ir prekių rinkų struktūrinės savybės, tokios kaip netobulos rinkos, stochastiškas pasiūlos ir paklausos kintamumas, informacijos apie laisvas darbo vietas surinkimo kaštai, mobilumo kaštai“. Šios koncepcijos įvedimas turėjo padėti spręsti iškilusias ekonominės politikos problemas, kadangi anksčiau naudota Phillips‘o kreivė, kuri rodo tiesioginę neigiamą priklausomybę tarp infliacijos ir nedarbo lygio neįvertindavo ir neatspindėdavo realios situacijos dėl infliacijos ir nedarbo lygio kilimo vienu metu. Svarbu paminėti, jog natūralus nedarbo lygiui įtaką daro pakankamai daug veiksnių yra jie ne visuomet yra suprantami, nes skirtingos ekonominių teorijų mokyklos priežastis pabrėžia ir paaiškina skirtingai. Daugumoje atvejų natūralus nedarbo lygis yra analizuojamas infliacijos ir nedarbo lygio kontekste bei naudojamas ekonominėje politikoje nedarbo ir infliacijos lygiams valdyti. Tikslinga pastebėti tokį dėsningumą, jog Phillips‘o teorija atsirando būtent iš statistinių duomenų analizės ir prie jos reikėjo aprašyti teorinius aspektus. Nors natūralus nedarbo lygis buvo pradėtas naudoti tokių ekonomistų, kaip Friedman ir Phelps, tačiau vėliau šią koncepciją naudoti pradėjo ir kitos ekonominės mokyklos.



1 paveikslas. Infliacijos lygio ir bedarbystės lygio priklausomybė

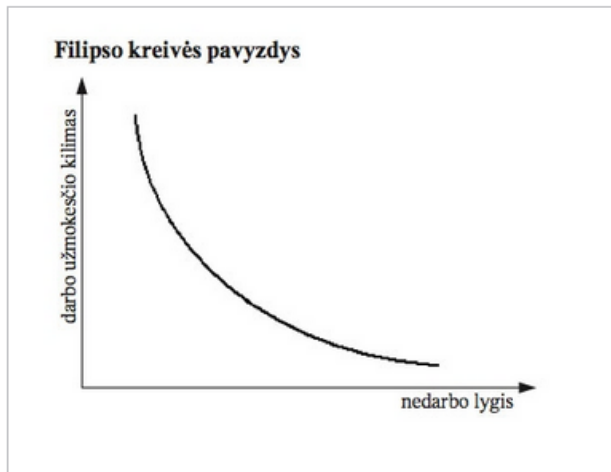
Šaltinis: sudaryta pagal A. W. Phillips‘ą

Šiuo metu natūralus nedarbo lygis yra vienas plačiausiai naudojamų makroekonominės politikos įrankių, siekiant stabilizuoti infliaciją monetarinėmis priemonėmis (Ball ir Mankiw, 2002; Espinoza-Vega ir Russel 1997, Estrela ir Mishkin 1999, Gordon, 1997, Stiglitz, 1997, Woodford, 2011). Kaip įrodė Friedman (1976), patvirtino Phelps (1995) ir Gordon (1997), ilguoju laikotarpiu nedarbo lygis nusistovės ties natūraliu nedarbo lygiu. Taigi jokia ekonomika negali ilguoju laikotarpiu nedarbo lygio pakeisti į kitą, nei natūralus nedarbo lygis. Tačiau Gordon (1997) paaiškina, kad yra įmanoma išlaikyti infliaciją stabilią, siekiant, kad nedarbo lygis būtų lygus natūraliam nedarbo lygiui. Jei norima turėti infliaciją artimą nuliui, esamą nedarbo lygį reiktų pakelti aukščiau natūralaus nedarbo lygio. Siekiant žemos arba stabilios infliacijos, būtina žinoti esamą natūralų nedarbo lygį.

Kalbant apie skirtingų laikotarpių poveikį, Richardson et al (2000) išskaido NAIRU į trumpo, vidutinio ir ilgo laikotarpių NAIRU. Trumpo laikotarpio NAIRU - nedarbo lygis, reikalingas stabilizuoti esamą infliacijos lygį kitame periode. Trumpo laikotarpio NAIRU yra labiausiai nestabilus ir paveikus įvairioms įtakoms, pradedant darbo rinkos pusiausvyros pokyčiais, infliacijos lūkesčiais. Iš dalies su tuo sutinka ir Stiglitz (1997). Richardson et al (2000), sako, jog būtent NAIRU gali būti tinkamiausias naudotis ekonominėje politikoje. Savo tyrimuose, šį NAIRU naudojo Camarero et al (2004), King (2005) ir Richardson et al (2000). Vidutinio laikotarpio NAIRU yra toks nedarbo lygis, kai nėra laikinų darbo rinkos pokyčių, o infliacija jau yra prisitaikiusi prie praėjusio laikotarpio šokų. Trečiasis – ilgojo laikotarpio NAIRU, tai ilgo laikotarpio nedarbo pusiausvyros lygis, kuomet NAIRU yra pilnai prisitaikęs prie visų ilgo ir trumpo laikotarpio darbo rinkos ir politikos šokų, tai yra tas, kurį aprašė Friedman (1976) ir Phelps (1995), Ball ir Mankiw (2002), Cunningham (2008). Skirstymą į trumpojo, vidutinio ir ilgojo laikotarpių NAIRU savo moksliniuose darbuose naudojo Richardson et al (2000), Camarero et al (2004), ir Szeto ir Guy (2004). Pasak Szeto ir Guy (2004), trumpo laikotarpio NAIRU gali būti nustatomas tiesiogiai, o vidutinio laikotarpio natūralus nedarbo įvertinimas priklauso nuo trumpo laikotarpio įtakos. Estrela ir Mishkin (1999) nurodo – trumpo ir ilgo laikotarpio natūralų nedarbo lygį. Taigi, dažniausiai naudojamas NAIRU teorinis pamatas yra ilgojo laikotarpio ir savo ruožtu remiasi Phillips'o kreivės nedarbo ir infliacijos sąveika.

1.2.1. Natūralus nedarbo lygis ir Phillips'o kreivė

Dažnai naudojamas apibrėžimas teigia, jog Phillips'o kreivė – yra tokia kreivė, kuri parodo koreliaciją tarp infliacijos ir bedarbystės.



2 paveikslas. Phillips'o kreivės pavyzdys

Šaltinis: <http://zodynas.vz.lt>

Infliacijos ir bedarbystės koreliacija nėra labai vertinama. Yra daugiau kitų teorijų aiškinančių infliacijos ir bedarbystės santykį – racionalaus pasirinkimo teorija ir NAIRU.

Miltonas Friedmanas ir Edmundas Phelpsas septintajame dešimtmetyje pasiūlė lūkesčių papildytą Phillips'o kreivę (expectations augmented Phillips curve). Ši kreivė sukurta darant prielaidą, kad gyventojai pakankamai tiksliai numato centrinio banko politiką ir, atsižvelgdami į savo spėjimus, derasi su darbdaviais dėl darbo užmokesčio.

Friedman – Phelps teorija teigia, kad trumpuoju laikotarpiu egzistuoja neigiamas ryšys tarp infliacijos ir nedarbo – trumpojo laikotarpio Phillips kreivė, bet ilguoju laikotarpiu toks ryšys išnyksta ir ilgojo laikotarpio Phillips kreivė yra vertikali (Szeto *et al.*, 2010 m.). Egzistuojantis faktinis nedarbo lygis gali būti traktuojamas kaip ilgalaikio komponento, kuris yra natūralus nedarbo lygis, ir trumpalaikio komponento – ciklinio nedarbo – suma. 1968 m. M. Friedman ir E. Phelps pasiūlytos lūkesčiais papildytos Phillips'o kreivės pirminė išraiška buvo tokia (Ball *et al.*, 2002 m.):

$$\pi_t = \pi_t^e - \beta(u_t - u_t^n) \quad (1)$$

čia: π_t – esama infliacija, π_t^e – infliacijos lūkesčiai, u_t – faktinis nedarbo lygis ir u_t^n – natūralus nedarbo lygis.

Remiantis Friedman – Phelps teorija, natūralus nedarbo lygis išvedamas iš infliacijos lūkesčių ir esamo nedarbo lygio. Šis modelis aiškina, kad esant tam tikram nedarbo lygiui, laukiamos infliacijos padidėjimas 1% sąlygoja esamos infliacijos padidėjimą 1%. Iš čia matoma, kad kai esama infliacija sutampa su laukiama infliacija, tuomet faktinis nedarbo lygis

yra lygus natūraliam nedarbo lygiui. 1997 m. R. J. Gordon į lūkesčiais papildytos Phillips'o kreivės modelį įtraukė pasiūlos šokus ir vėluojantį kintamųjų poveikį:

$$\pi_t = \alpha(L)\pi_{t-1} - \beta(L)(u_t - u_t^n) + \delta(L)z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Pasiūlos šokų įtraukimą į modelį labiausiai nulėmė 1973 – 1975 metais naftos kainų šuolis, nulėmęs teigiamą infliacijos ir nedarbo koreliaciją. Modelyje pateikiama esamos infliacijos priklausomybė nuo trijų faktorių: infliacijos inertiškumo, pateikiamo vėluojančiomis infliacijos rikšmėmis $\alpha(L)\pi_{t-1}$, buvusio ir esamo paklausos perteklius – skirtumo tarp faktinio ir natūralaus nedarbo lygio $\beta(L)(u_t - u_t^n)$, bei buvusių ir šiuo metu egzistuojančių pasiūlos šokų $\delta(L)z_t$.

Romer, D. (2012) pateikia Phillips'o kreivės versiją su gamybos spraga. Taigi, norėdami sukurti modelį, kurį galima būtų naudoti praktikoje, būtina laikytis prielaidų, kurios yra suderinamos su gyvenime pastebimais faktais. Kalbant apie darbo rinką, dažnai pastebima, kad nominalios kainos ar darbo užmokestis yra šiek tiek nelankstūs dydžiai. Paprastas būdas šį nelankstumą įtraukti į modelį yra laikyti, jog dabartinių kainų ar darbo užmokesčio nustatymo lygį lemia tai, kas įvyko ankstesniu laikotarpiu. Tarkime, kad darbo užmokestis yra pakoreguotas atsižvelgiant į praėjusio laikotarpio kainų lygį:

$$W_t = AP_{t-1} \quad (3)$$

Šioje lygtyje proporcingumo konstanta $A > 0$. Ryšys su užimtumu nustatomas žinant, kad ribinis darbo sukuriamas produktas yra:

$$F'(L_t) = \frac{W_t}{P_t} \quad (4)$$

Įterpus lygtį (4) į lygtį (3):

$$F'(L_t) = \frac{AP_{t-1}}{P_t} \quad (5)$$

Infliaciją P_t/P_{t-1} pažymėjus $1 + \pi_t$, gaunama ribinio darbo sukuriamo produkto išraiška:

$$F'(L_t) = \frac{A}{1 + \pi_t} \quad (6)$$

Ši lygtis reiškia stabilų, teigiamu nuolydžiu pasižymintį sąryšį tarp užimtumo (taigi ir produkcijos) ir infliacijos (tai konstatuojama nes ryšys tarp $F'(L_t)$ ir $1 + \pi_t$ yra atvirkštinis). Tai reiškia, kad egzistuoja nuolatinis produkcijos ir infliacijos pakeičiamumas: priimdami

didesnę infliaciją, politikai gali nuolat didinti produkcijos kiekį. Kadangi didesnė produkcija susijusi su mažesniu nedarbu, tai taip pat reiškia nuolatinį nedarbo ir infliacijos kompromisą.

Phillips'as (1958) parodė, kad iš tikrųjų buvo didelis ir santykinai stabilus neigiamas ryšys tarp nedarbo ir darbo užmokesčio infliacijos Jungtinėje Karalystėje praėjusiame amžiuje. Vėliau mokslininkai nustatė panašų santykį tarp nedarbo ir kainų infliacijos – santykį, kuris tapo žinomas kaip Phillips'o kreivė. Taigi paaiškėjo, kad stabilus nedarbo ir infliacijos skirtumas yra tiek teorinis, tiek empirinis.

Trumpai tariant, natūralaus lygio hipotezė teigia, kad yra kažkoks „normalus“ arba „natūralus“ nedarbo lygis ir pinigų politika negali neribotą laiką išlaikyti nedarbo lygio žemiau šio lygio. Tikslūs natūraliojo greičio veiksniai nėra svarbūs. Friedmano ir Phelpsso argumentas buvo tiesiog tas, kad jį lėmė realios, o ne nominalios jėgos. Garsiajame Friedmano apibūrinime (1968): „Natūralus nedarbo lygis yra tas lygis, kurį atmes Valrasiškoji bendrosios pusiausvyros lygčių sistema, jei į jas bus įdėtos faktinės darbo ir prekių rinkų struktūrinės savybės, įskaitant rinkos trūkumus, stochastinius paklausos ir atsargų pokyčius, informacijos rinkimo sąnaudas apie laisvas darbo vietas ir darbo galimybes, mobilumo išlaidas ir panašiai“.

1973–1974 m. ir 1978–1979 m. labai padidėjo naftos kainos, tikėtina, kad dėl tokio padidėjimo firmos ims didesnes kainas, esant tam tikram darbo užmokesčiui. Jei Friedmanas ir Phelpsas teisūs, priežastis yra ta, kad aukšta aštuntojo dešimtmečio infliacija pakeitė kainų ir darbo užmokesčio nustatymą.

Taigi kainų ir darbo užmokesčio modeliai, reiškiantys stabilų ryšį tarp infliacijos ir nedarbo, nepateikia net vidutiniškai tikslaus infliacijos dinamikos ir politikų pasirinkimo aprašymo. Todėl turime eiti toliau, jei norime spręsti šiuos klausimus mūsų ekonomikos pasiūlos modeliuose.

Šiuo metu mūsų tikslas nėra kurti kainų nustatymo modelius iš mikroekonominių pagrindų. Mūsų tikslas yra tiesiogiai nurodyti kainų modelį, kuris yra pakankamai realus, kad jį būtų galima praktiškai naudoti. Pirma, manoma, kad nei darbo užmokestis, nei kainos visiškai nereaguoja į dabartinę ekonomikos būklę. Manoma, kad didesnė produkcija bus siejama su didesniais atlyginimais ir kainomis. Antra, ir svarbiausia, manoma, kad prisitaikymas prie praeities ir tikėtinos ateities infliacijos yra sudėtingesnis nei paprastas formulavimas. Standartinė šiuolaikinė ne mikro pagrįsta pasiūlos formulė yra:

$$\pi_t = \pi_t^* + \lambda(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) + \varepsilon_t^S \quad (7)$$

Čia \bar{Y} yra produkcijos lygis, kuris vyrautų, jei kainos būtų visiškai lanksčios. Jis yra žinomas kaip natūralus produkcijos rodiklis arba visiško užimtumo produkcija (kitai tariant,

tokia gamyba kuri egzistuo­tu, jeigu kainos b­utu pilnai lanks­cios). Koeficientas $\lambda > 0$, o $\lambda(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t)$ d­emo apibr­ezia faktin­i infliacijos nuokryp­i nuo laukiamos kaip funkcij­a faktin­ės gamybos nuokryp­i nuo lanks­čių kain­u gamybos. Lygtis nedetalizuoja, ar nepilnos korekcijos prie­zastys yra nominali­u kain­u ar darbo u­zmokes­cio nelankstumas, ar ši­u dviej­u variant­u derinys. Pagrindinis skirtumas tarp šios lygties ir paprast­u Phillips'o kreiv­ės modeli­u yra π^* . Tautologiškai π^* yra tokia infliacija, kokia b­utu buvusi, jei produkcija b­utu lygi nat­uraliajam lygiui ir neb­utu pasi­ulos sukr­etim­u. π^* taip pat da­žnai traktuojama kaip bazin­ė infliacija, arba kaip infliacijos l­ukes­čiai. Lygtis (7) dar yra vadinama l­ukes­čiais išpl­ėsta Phillips'o kreive, jeigu vietoj π^* b­utu naudojami infliacijos l­ukes­čiai. Paprastas π^* modelis su l­ukes­čiais, yra toks, kad jies lyg­us faktinei pra­ėjusio laikotarpio infliacijai:

$$\pi_t^* = \pi_{t-1} \quad (8)$$

Jeigu gi šioje lygtyje π_{t-1} bus pra­ėjusio periodo bazin­ė infliacija, tai pats modelis bus bazin­ės infliacijos Phillips'o kreiv­ė. Esant tokiai prielaidai, produkcija ir infliacija keičiasi, tačiau nuolatinio kompromiso tarp produkcijos ir infliacijos n­era. Tam, kad infliacija b­utu stabili bet kuriame lygyje, produkcija turi b­uti lygi nat­uraliajam jos lygiui.

Šis modelis yra daug s­ekmingesnis nei modeliai, turintys nuolatin­i produkcijos ir infliacijos kompromis­a, kad atitikt­u pra­ėjusio ketvirčio am­žiaus JAV makroekonomin­ę istorij­a. Pavyzdžiui, atsi­žvelkime į nedarbo ir infliacijos pokyčius 1980–1995 m. Modelis apib­ūdina aukštos infliacijos ir didelio nedarbo devintojo dešimtmečio prad­ioje koegzistavimą pasi­ulos šokais ε_t^S . Aukštas nedarbas tur­ėtų b­uti susijęs su infliacijos kritimu (ir su didesniu kritimu, kai nedarbas buvo didesnis), kaip prognozuoja modelis. Devintojo dešimtmečio viduryje nedarbas nukrito žemiau 6–7 procent­u, o infliacija ėm­ė augti. Dešimtmečio pabaigoje nedarbui grįžus į šį lyg­i, infliacija išliko stabili. Infliacija v­el suma­ž­ėjo, kai nedarbas 1992 m. išaugo virš 7 procent­u, ir v­el išliko stabilus, kai nedarbas suma­ž­ėjo žemiau 7 procent­u 1993 ir 1994 metais. Visi šie pokyčiai atitinka modelį, nes dalį „nat­urali­u“ ar „nat­uralaus lygio“ svyravim­u paaiškina pasi­ulos šokais.

Nors bazin­ės infliacijos modelis da­žnai yra naudingas, jis turi svarbi­u trūkum­u. Pavyzdžiui, jei aiškintume laikotarp­i kaip gana trump­a (pavyzdžiui, ketvirtį), tik­ėtina, kad bazinei infliacijai prireiks daugiau nei vieno laikotarpio, kad b­utu galima visapusiškai reaguoti į faktin­ės infliacijos pokyčius. Tokiu atveju dešinė (8) lygties pus­ė reik­ėtų pakeisti bazin­ės infliacijos svertiniu vidurkiu per pastaruosius kelet­a laikotarpi­u.

Ko gero, svarbiausias turimo modelio trūkumas (lygtys (7) ir (8)) yra tas, kad daroma prielaida, jog bazin­ės infliacijos elgsena nepriklauso nuo ekonomin­ės aplinkos. Pavyzdžiui, jei

formuluotė (8) visada būtų tinkama, produkcijos ir infliacijos pokyčiai nuolatos derėtų. (7) ir (8) lygtys implikuoja, kad jei politikos formuotojai susitaikys su vis didėjančia infliacija, jie gali visam laikui padidinti gamybos apimtį, virš natūralaus jų lygio. Bet čia tie patys argumentai, kuriuos Friedmanas ir Phelpsas pateikia prieš nuolatinę produkcijos ir infliacijos pakeičiamumą, reiškia, kad jei politikos formuotojai bandys vykdyti šią strategiją, darbuotojai ir firmos galiausiai nustos sekti (7) ir (8) lygtimis ir pakoreguos savo elgesį.

Originaliame natūralaus lygio hipotezės išdėstyme Friedmanas aptarė kitą realistiškesnį pavyzdį, kaip bazinės infliacijos elgsena gali priklausyti nuo aplinkos: tai, kaip greitai bazinė infliacija prisitaiko prie pokyčių, greičiausiai priklausys nuo to, kiek paprastai būna ilgalaikiai faktiniai infliacijos pokyčiai. Jei tai teisinga, tokioje situacijoje, kokią tyrė Phillips'as, kur yra daug laikinų infliacijos pokyčių, bazinė infliacija mažai skirsis, todėl duomenys rodo stabilų produkcijos ir infliacijos sąryšį. Tačiau tokioje aplinkoje, kokia buvo aštuntajame ir devintajame dešimtmečiuose JAV, kur buvo nuolatiniai aukštos ir žemos infliacijos laikotarpiai, bazinė infliacija varijuos daugiau, taigi, tarp produkcijos ir infliacijos lygio nebus pastovaus ryšio.

Neįpareigojanti Phillips'o kreivės modelio versija gaunama, kai vietoj bazinės infliacijos lygtyje (7) naudojama prognozuojama infliacija arba jos lūkesčiai:

$$\pi_t = \pi_t^e + \lambda(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) + \varepsilon_t^S \quad (9)$$

Čia π_t^e yra numatoma infliacija arba jos lūkesčiai. Ši formuluotė apima ankstesnių pavyzdžių idėjas, tačiau nesikoncentruoja tik ties bazine infliacija. Pavyzdžiui, (9) reiškia, kad nebent tik tuo atveju kai lūkesčiai būtų visiškai neracionalūs, jokia ekspansinė politika negalėtų didinti produkcijos virš jos natūralaus lygio, nes tam reiktų, kad darbuotojų ir įmonių infliacijos prognozės visada būtų per žemos. Panašiai, kadangi būsimos infliacijos lūkesčiai mažiau reaguoja į dabartinę infliaciją, kai infliacijos pokyčiai paprastai būna mažesni, (6) atitinka Friedmano pavyzdį, kaip produkcijos ir infliacijos santykiai gali skirtis atsižvelgiant į faktinę infliaciją.

Nepaisant to, praktinės šiuolaikinės kainų nustatymo formuluotės paprastai nenaudoja (9) modelio. Pagrindinė priežastis yra ta, jei daroma prielaida, kad kainų ir darbo užmokesčio nustatytojai yra racionalūs formuodami savo lūkesčius, (9) turi stiprių implikacijų, kurių duomenys, atrodo, nepatvirtina. Alternatyva, jei daroma prielaida, kad darbuotojai ir firmos nesuformuoja savo lūkesčių racionaliai, reikia remtis neracionalumo teorija.

Natūralus kompromisas tarp bazinės infliacijos ir lūkesčių modelių yra teigti, jog π_t^* yra bazinės ir prognozuotos infliacijos svertinis vidurkis. Remiantis šia prielaida, gaunama hibridinė Phillips'o kreivė:

$$\pi_t = \phi\pi_t^e + (1 - \phi)\pi_{t-1} + \lambda(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) + \varepsilon_t^S \quad (10)$$

Šioje lygtyje $0 \leq \phi \leq 1$. Kol ϕ yra griežtai mažesnis nei 1, egzistuoja tam tikra inercija darbo užmokesčio ir kainų infliacijai. Tai yra, egzistuoja tam tikras ryšys tarp praeities ir ateities infliacijos, o ne poveikis, veikiantis per lūkesčius.

1.2.2. Natūralaus nedarbo lygio matavimo metodai

Natūralus nedarbo lygis priklauso nuo skirtingų ekonominių arba institucinių veiksnių bei negali būti tiesiogiai išmatuotas, jo vertinimas yra netikslus. Staiger, Stock ir Watson (1997) pateikia tris priežastis, kodėl natūralaus nedarbo lygio vertinimo rezultatuose atsiranda daugiau neapibrėžtumo:

- Neapibrėžtumas kyla iš to, jog nėra žinomi visi modelio parametrai;
- Natūralus nedarbo lygis yra galimai stochastinis, kitaip tariant, atsitiktinis;
- Yra netikrumo dėl modelio parinkimo, nes yra daugybė potencialiai gerų modelių, tačiau niekas tikrai negali pasakyti ir juo labiau įrodyti, kuris yra geresnis (įmanoma tik tam tikru lygmeniu).

Natūralaus nedarbo lygio matavimui Richardson et al. (2001) pasiūlė metodų skirstymą į:

- statistinius metodus;
- struktūrinės formos metodus;
- redukuotos formos metodus.

Norint išmatuoti natūralų nedarbo lygį statistiniais metodais, būtina atlikti nedarbo lygio laiko eilutės analizę, nedarbo lygį išskaidant į ilgalaikį trendo ir atsitiktinį arba ciklinį, komponentus. Abu komponentai gali būti įvertinti naudojant filtravimo arba nepastebėto komponento metodus (Richardson et al., 2000 m.). Plačiausiai naudojamas filtravimo metodas, paremtas trendo išskyrimu iš laiko eilutės, yra Hodrick – Prescott (HP) filtras. Statistiniai natūralaus nedarbo lygio matavimo metodai naudoja vien tik nedarbo lygį kaip pagrindinį ir vienintelį kintamąjį, išskirdami iš jo trendą (natūralų nedarbo lygį) ir ciklinę komponentę. Pagrindinė šių metodų prielaida yra ta, jog kaip teigė Friedman (1976), ilguoju laikotarpiu, kai visų įtakojančių faktorių veikimas baigiasi, nedarbo lygis nusistovi ties tam tikru natūraliu nedarbo lygiu, o vidutinis nedarbo lygis turėtų svyruoti aplink tą dydį, t.y. kad natūralūs

ekonomikos dėsniai, tai yra sisteminės jėgos yra pakankamai stiprios, kad pritrauktų nedarbo lygį prie natūralaus nedarbo lygio. Akademinėje literatūroje, ši technika yra plačiai išnagrinėta, nors natūralaus nedarbo lygio problemai spręsti ir nėra naudojama labai plačiai. Vieni ekonomistai įvardija kaip vieną iš didžiausių šių metodų silpnybių faktą, jog vykdant tokią analizę reikia priimti keletą prielaidų, kurios gali būti pakankamai šališkos, o objektyvių metodų joms nustatyti nėra, arba jie silpni (Richardson et al, 2001; Szeto, Guy, 2004).

Sekantys metodai – struktūriniai, kurie įgalina darbo užmokesčio ir kainų nustatymo modelių apjungimą, priimant prielaidą apie visišką arba dalinę rinkos pusiausvyrą. Tyrimuose dažniausiai naudojamas Layard et al. (1991) pasiūlytas struktūrinis modelis, kuris remiasi derybomis dėl kainų ir darbo užmokesčio, nulemiančiomis darbo užmokesčio – kainų spiralės egzistavimą. Šis struktūrinis modelis išvedamas iš dviejų funkcijų:

- kainų nustatymo;
- darbo paklausos.

Tačiau Richardson et al. (2001) ir Szeto, Guy (2004) pažymi, jog šiems modeliams ypatingai trūksta tikslumo. Pastarieji autoriai, išsako tokią kritiką struktūrinių modelių panaudojimui natūralaus nedarbo lygio vertinimui:

1. Yra teorinių ir empirinių prieštaravimų ties realių palūkanų normų pokyčių, mokestinės politikos ir produktyvumo augimo pasekmių realiam darbo užmokesčiui ir tuo pačiu natūraliam nedarbo lygiui ilguoju laikotarpiu.

2. Sudėtinga aprašyti teorinį modelį, kuomet nėra vieno bendro visuotinai paremto teorinio pagrindo. Aprašant Phillips'o kreivę variacijos mokslininkų tarpe yra labai plačios, o paaiškinančiųjų kintamųjų gali būti pakankamai daug, kas savo ruožtu nurodo į gaunamų rezultatų jautrumą pasirinktam paaiškinančiųjų kintamųjų komplektui.

3. Sudėtinga darbo užmokesčio ir kainų nustatymo lygtims gauti patikimus duomenis, todėl kad tokių kiekybinių duomenų surinkimas dažnai yra sudėtingas, kas nulemia prastą jų kokybę. Taip pat, sudėtinga aprašyti institucinius kintamuosius – socialinės apsaugos, darbo rinką reglamentuojančių įstatymų įtaką, profsąjungų įsigalėjimo laipsnį.

Naujausiuose tyrimuose dažniausiai matavimui naudojami redukuotos formos metodai. Tokie metodai pagrįsti lūkesčiais papildyta Phillips'o kreive ir jų pagrindinis privalumas yra rėmimasis teoriniu natūralaus nedarbo lygio apibrėžimu – išmatuojamas toks natūralus nedarbo lygis, kuriam esant infliacija yra stabili (Richardson et al., 2001 m.). Vienas iš šių metodų yra

išplėstas HP filtro versija, dar žinoma kaip daugiamačis Hodrick – Prescott papildymas Phillips‘o kreivės paklaidomis ($\varepsilon_{\pi,t}^2$):

$$MVHP = \min \left\{ \sum_{t=1}^T (\ln u_t - \ln u_t^n)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T ([\ln u_{t+1}^n - \ln u_t^n] - [\ln u_t^n - \ln u_{t-1}^n])^2 + \sum_{t=1}^T \beta_t \varepsilon_{\pi,t}^2 \right\}$$

Dar vienas literatūroje sutinkamas redukuotos formos metodas 1993 metais buvo pristatytas Elmeskov ir yra vadinamas jo vardu. Šis metodas remiasi supaprastinta Phillips‘o kreive (Fabiani et. al., 2000 m.), kur:

$$\Delta^2 \pi_t = -\alpha_t (u_t - u_t^n)$$

čia Δ^2 - antros eilės skirtumas, π_t - logaritmuotų kainų arba darbo užmokesčio augimas. α ir u^n yra išmatuojami laikant juos konstantomis du vienas po kito einančius periodus.

Taigi, prielaida yra tokia, jog Δu_t^n yra lygus nuliui, todėl natūralus nedarbo lygis kinta palaipsniui laikui bėgant. Po atliktų pertvarkymų gaunama:

$$\hat{u}_t^n = u_t - \left(\frac{\Delta u_t}{\Delta^3 \pi_t} \right) \Delta^2 \pi_t$$

Apibendrinant, redukuotos formos metodai yra patikimesni nei statistiniai ir struktūriniai metodai. Redukuotos formos metodai remiasi lūkesčiais papildyta Phillips‘o kreive, pridedant reikalingus papildomus kintamuosius, įvertinančius skirtingus išorinius šokus. Statistiniai natūralaus nedarbo lygio matavimo metodai naudoja tik nedarbo lygį kaip pagrindinį ir vienintelį kintamąjį ir pagrindinis šių metodų tūkumas yra neatsižvelgimas į ekonominę teoriją. Struktūriniuose metoduose yra pasitelkiama lygčių sistema, aprašanti kainų ir atlyginimų nustatymą, tačiau tokios sistemos išmatavimas yra sudėtingas. Visais pristatytais metodais išmatuotos natūralaus nedarbo lygio reikšmės negali būti visiškai patikimos, kadangi jos stipriai priklauso nuo duomenų imties dydžio, kintamųjų pasirinkimo ir matavimui skirtų lygčių specifikuojimo.

2. NATŪRALAUS NEDARBO LYGIO ANALIZĖ IR VERTINIMO METODOLOGIJA

Remiantis atlikta mokslinės literatūros analize, Enders W. (2010 ir 2014), Leipus R. (2010), Lapinskas R. (2008), Pfaff B. (2010), Romer D. (2012), Tsay R. S (2005), Kvedaras V. (2005) autorių tyrimais buvo parengti natūralaus nedarbo lygio išmatavimui Lietuvoje galintys pasitarnauti modeliai.

Tyrimo objektas – Lietuvos natūralaus nedarbo lygis.

Tyrimo tikslas – išmatuoti natūralaus nedarbo lygį Lietuvoje ir įvertinti su juo susijus ekonometrinius Phillips'o kreivės modelius.

Tyrimo seka:

1. Kintamųjų stacionarumo nustatymas
2. Tiesinių modelių taikymas (VAR ir VECM)
3. Netiesinių modelių taikymas (GAR, BL, TAR)

Naudojamų ketvirtinių duomenų trukmė nuo 1998 metų pradžios iki 2019 metų pabaigos. Įtraukti Lietuvos kintamieji iš Eurostat statistinių duomenų bazės:

- CPI – vartotojų kainų indeksas;
- INFL – infliacija;
- U – nedarbo lygis;
- Y – realus BVP;
- M – nominalus BVP.

Lietuvos natūralaus nedarbo lygio tyrimas suskirstytas į keletą tarpusavyje susijusių dalių ir išsikelta sekanti hipotezė: Lietuvoje egzistuoja atvirkštinis nedarbo ir infliacijos sąryšis bei tiesioginis infliacijos ir gamybos spragos sąryšis.

Pradedant plėtoti empirinę dalį, svarbu prisiminti 1.2.1. skyrelio teorinį makroekonomikoje naudojamos Philipso kreivės modelio versijos išvedimus, kitaip tariant, infliacijos priklausomybę nuo infliacijos lūkesčių ir gamybos spragos:

$$\pi_t = \pi_t^* + \lambda y_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Šioje lygtyje π_t yra infliacija, π_t^* – infliacijos lūkesčiai, Y_t – gamybos spraga ir ε_t – pasiūlos šokai arba infliacijos trikdžiai.

Tačiau empiriniame modelyje infliacijos reakcijos nebūtinai bus momentinės, jos gali būti ir uždelstos, tuomet bendru atveju turėtume leisti egzistuoti infliacijos priklausomybei nuo bet kokio netolimos praeities laikotarpio gamybos spragos:

$$\pi_t = \pi_t^* + \sum_{i=0}^K \lambda_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Detalesnė Phillips'o kreivės lygtis, kai infliacijos reakcija į gamybos spragą fiksuojama ne tik tą patį impulso laikotarpį, bet ir vieną ketvirtį į priekį:

$$\pi_t = \pi_t^* + \lambda_0 y_t + \lambda_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Jeigu gamybos prieaugio impulsas turėtų poveikį infliacijai tą patį ketvirtį ir atsilieptų dar kartą lygiai po metų, tai Phillips'o kreivės modelis atrodytų taip:

$$\pi_t = \pi_t^* + \lambda_0 y_t + \lambda_4 y_{t-4} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Šios lygtys buvo išvestos prisilaikant prielaidos, kad tarp gamybos $\ln Y_t$ ir infliacijos egzistuoja tiesinė priklausomybė.

$$\pi_t = \kappa + \lambda \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

Šioje lygtyje κ yra laisvasis narys, o λ yra nuolydžio koeficientas parodantis infliacijos reakciją į gamybos apimčių prieaugį. Šita funkcija implikuoja, jog egzistuoja tiesioginis ryšys (koeficientas λ yra teigiamas) tarp infliacijos ir gamybos spragos. Turint aukštesnę gamybą (aukštesnį BVP), tuomet ir infliacija bus aukštesnė. Nors šiam teiginiui nėra itin ką priešpatastyti, pateikta lygtis visgi nėra be trūkumų, nes ignoruoja vieną iš kainų dinamikos elementų, tai yra infliacijos lūkesčius. Jeigu tikimasi spartesnio kainų kilimo netolimoje ateityje, tai tos prognozės skatina tam tikrą dalį gamintojų peržiūrėti savo kainas dabartiniu laikotarpiu, kita vertus aukštesnės infliacijos lūkesčiai skatina dalį vartotojų įsigyti prekes jau dabar (nelaukiant kada jos galimai pabrangs) ir taip gali paspartinti kainų augimą jau dabar, nes didesnis pirkėjų kiekis gali sukurti perteklinę paklausą jau dabar. Dėl to į (15) lygtį reikėtų įtraukti lūkesčių formavimosi komponentą, pritaikant (15) lygčiai sąlyginį matematinį vilčių operatorių:

$$E_{t-1}(\pi_t) = E_{t-1}(\kappa + \lambda \ln Y_t + \varepsilon_t)$$

Kadangi konstantų matematinės viltys lygios jom pačiom, o paklaidų vidurkis niekuo nesiskiria nuo nulio, tai gaunama, kad:

$$E_{t-1}(\pi_t) = \kappa + \lambda E_{t-1}(\ln Y_t) \quad (16)$$

Toliau iš (15) lygties atimama (16) ir gaunama:

$$\pi_t - E_{t-1}(\pi_t) = \lambda(\ln Y_t - E_{t-1}(\ln Y_t)) + \varepsilon_t$$

Į dešinę lygties pusę perkėlus infliacijos lūkesčius, gaunama sekanti išraiška:

$$\pi_t = E_{t-1}(\pi_t) + \lambda(\ln Y_t - E_{t-1}(\ln Y_t)) + \varepsilon_t \quad (17)$$

$E_{t-1}(\pi_t)$ – geriausias $t - 1$ laikotarpio spėjimas apie tai, kam bus lygi infliacija t periodu, tai yra infliacijos lūkesčiai.

$$\pi_t = \pi_t^* + \lambda(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) + \varepsilon_t \quad (18)$$

Tam, kad išmatuoti lygties koeficientus, reikėtų prisilaikyti kokios nors lūkesčių formavimosi hipotezės. Dažniausiai lūkesčių pakeitimui tiesiogiai stebimais dydžiais naudojamos naivių, adaptyvių ir racionalių lūkesčių hipotezės. Atitinkamai, naivūs lūkesčiai yra paprasti spėjimai ir pateikiami (8) lygtyje. Tiesmuka jų interpretacija teigia, jog t periodu gamintojai laukia, kad infliacijos tempas nepasikeis, t.y.: $\pi_t^* = \pi_{t-1}$. Ties adaptyviais lūkesčiais nesustosime, nes šiandienai ši hipotezė yra išstumta racionalių lūkesčių. Racionalūs lūkesčiai, tai modelio pagrindu formuojamos prognozės. Čia, kaip ir visais kitais atvejais, kai naudojami lūkesčiai, tikslas yra tiesiogiai nestebimą dydį (infliacijos lūkesčius) pakeisti tiesiogiai stebimų ir su šių lūkesčių formavimusi susijusių kintamųjų skaitinėmis reikšmėmis. Tam, kad išmatuotume modelį, naudojant racionalius lūkesčius, greta (13) lygties mums reikalinga alternatyvi infliacijos funkcija, kuriai būtų galima pritaikyti sąlyginį matematinį vilčių operatorių ir įtraukti atitinkamus faktorius iš alternatyvios funkcijos į Phillips'o kreivės lygtį (18). Alternatyvią funkciją gausime prisilaikydami žinojimo, kad infliacija yra labai tampriai susijusi su nedarbo lygiu, t.y. yra nedarbo lygio funkcija:

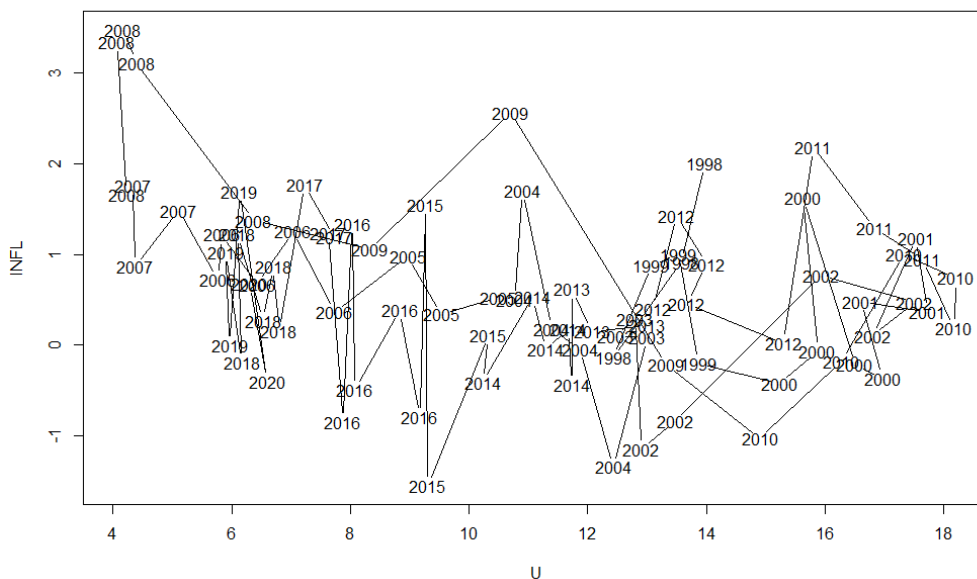
$$\pi_t = f(U_t) \quad (19)$$

Iš tiesų tai yra klasikinė Phillips'o kreivės formuluotė arba infliacijos priklausomybė nuo nedarbo lygio. Jeigu tarp infliacijos ir gamybos spragos egzistuoja tiesioginis sąryšis, tai tarp infliacijos ir nedarbo lygio turi egzistuoti atvirkštinis sąryšis. Kadangi gamybos spraga ir nedarbo lygis yra neigiamai koreliuoti.

Taigi, galima surasti infliaciją kaip funkciją nuo nedarbo lygio. Kadangi pirminė duomenų analizė atskleidė, kad sąryšis tarp infliacijos ir nedarbo lygio yra kvadratinis, tai šį sąryšį protinga specifikuoti kaip polinominį-kvadratinį:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_{11} U_{t-1}^2 + e_t \quad (20)$$

Tokį pasirinkimą pagrindžia nedarbo lygio ir infliacijos sklaidos diagrama.



3 paveikslas. Lietuvos nedarbo lygio ir infliacijos sklaidos diagrama

Šaltinis: sudaryta autorės

Šioje diagramoje matome sistemingą dviejų kintamųjų kitimą, kuris iš visų žinomų kreivių labiausiai primena kvadratinį sąryšį, o tai reiškia, jog ryšys tarp infliacijos ir nedarbo lygio yra kvadratinis, t.y. infliacija priklauso ne tik nuo pirmo nedarbo lygio laipsnio, bet ir nuo jo kvadrato.

Išbandžius keletą variantų, su t ir su $t - 1$ periodų nedarbo lygio reikšmėmis, nustatyta, kad infliacija yra atsiliepianti į nedarbo lygio pasikeitimus su vieno periodo vėlavimu. Tokioje lygtyje paklaidos gali būti autokoreliuotos, dėl to į priklausomybę turėsime įtraukti tam tikrą kiekį infliacijos vėlavimų. Jeigu autokoreliacijos pašalinimui iš (20) lygties paklaidų reikėtų $t - 1$ ir $t - 4$ periodo infliacijos vėlavimų, tai pagalbinė, racionalių lūkesčių įtraukimo į Phillips'o kreivės modelį lygtis atrodytų taip:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_{11} U_{t-1}^2 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-4} + e_t \quad (21)$$

Svarbu paminėti, jog $\pi_t^* = E_{t-1}(\pi_t)$ ir $E_{t-1}(e_t) = 0$, tuomet gaunama:

$$E_{t-1}(\pi_t) = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_{11} U_{t-1}^2 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-4} \quad (22)$$

Į (14) lygtį įterpiama (22) lygtis ir gaunama:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_{11} U_{t-1}^2 + \lambda_0 y_t + \lambda_4 y_{t-4} + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-4} + e_t \quad (23)$$

Remiantis autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos grafiniais atvaizdavimais, galima nustatyti, ar procesas yra stacionarus, bet stacionarumo nustatymui trūksta vien grafinės analizės. To pasekoje taikytinas įvairių testų hipotezių apie duomenų stacionarumą tikrinimas.

Jeigu viename iš tyrimųjų kintamųjų sudėtyje yra vienetinė šaknis, tada ši laiko eilutė laikoma nestacionaria, nebent su kita nestacionaria eilute sudaro kointegravimo ryšį. Svarbu iširti kiekvieno kintamojo integravimo tvarką, taip siekiama nustatyti ar laiko eilutė yra nestacionari ir kiek kartu kintamąjį reikėtų diferencijuoti, kol bus gauta stacionari laiko eilutė forma.

Dickey Fullerio testas laikomas pats populiariausias nestacionarumo testas. Didžioji dalis likusių vienetinių šaknų testų yra tik specifiniams atvejams pritaikytos Dickey Fullerio testo modifikacijos. Šio vienetinės šaknies testo idėja yra labai paprasta. Tam, kad sužinoti ar kintamasis yra stacionarus ar ne, galima būtų įvertinti šias AR(1) lygtis:

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$Y_t = \delta + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

$$Y_t = \delta + \varphi t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Jeigu atlikus matavimą paaiškėtų, kad neabejojama teiginiu, jog $\alpha = 1$, kintamąjį tektų pripažinti nestacionariu, pakankamai artimu atsitiktiniam klaidžiojimui. Paaiškėjus, kad $\alpha < 1$, kintamasis turėtų būti pripažintas stacionariu, o paaiškėjus, kad $\alpha > 1$, pasižyminčiu progstamaisiais bruožais. Nestacionarumą teigianti nulinė hipotezė būtų $H_0: \alpha = 1$, o stacionari alternatyva $H_1: \alpha < 1$.

Hipotezės tikrinimas, naudojant aukščiau esančias lygtis yra šiek tiek nepatogus, nes reikalauja iš α įverčio atimti vienetą, o gautą skirtumą padalinti iš įverčio standartinės paklaidos. Testo lygtį galima būtų iš karto modifikuoti taip, kad atliekant t testą vieneto atiminėti nereikėtų. Nulinė nestacionarumo hipotezė yra $\alpha = 1$, ją nesunku perrašyti taip $\alpha - 1 = 0$, o koeficientui $\alpha - 1$ suteikus naują pavadinimą γ , nulinę nestacionarumo hipotezę jau galima užrašyti $H_0: \gamma = 0$. Stacionari alternatyva tada būtų $H_0: \gamma < 0$.

Hipotezės $\gamma = 0$ tikrinimas yra ekvivalentiškas hipotezės, kad $\alpha = 1$ tikrinimui. Prie jau gautos lygties pridėjus laisvąjį narį, o vėliau dar ir tiesinį trendą, gaunamos trys paprastos lygtys kintamojo stacionarumo tikrinimui:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \varphi t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Kaip ir buvo aptarta anksčiau, bet kokių ekonominių kintamųjų analizė prasideda nuo duomenų vizualizacijos ir vos pradėjus tyrimą galima daugiau ar mažiau pagrįstai pasakyti kokios kintamųjų formos yra stacionarios, o kokios ne. Pirma testo lygtis tinka nagrinėti tokiems nestacionariems procesams, kurie neturi jokios aiškiai išreikštos augimo tendencijos, bet kurie pasižymi pernelyg ilgai trunkančiais nuokrypiais nuo ilgo laikotarpio vidurkio ir kurių vidurkis yra artimas nuliui. Antra lygtis tinka nagrinėti tokiems nestacionariems kurie turi aiškiai išreikštą augimo tendenciją ir turima pakankamų argumentų manyti, kad stochastinis trendas tokioje eilutėje yra dominuojantis, bei kurių vidurkis aiškiai skiriasi nuo nulio. Trečioji lygtis nuo antros skiriasi determinuotu komponentu ϕt . Ši lygtis tinka nagrinėti tokiems stochastiniams procesams, kuriems būdinga aiškiai išreikšta augimo tendencija, tačiau yra pakankamai pagrindo manyti, kad eilutėje dominuoja deterministinis trendas, o visi svyravimai apie jį gali būti stacionarūs. Pasitvirtinus vienietinės šaknies buvimo faktui pirma lygtis tampa atsitiktinio klaidžiojimo modeliu, antroji lygtis atsitiktinio klaidžiojimo su dreifu modeliu, o trečioji lygtis – atsitiktinio klaidžiojimo su dreifu ir tiesiniu trendu modeliu. Visose lygtyse pagrindinis dėmesys yra skiriamas parametru γ . Priklausomai nuo to, koks bus γ , lygus nuliui ar neigiamas skaičius, priklauso ir sprendimas apie kintamojo stacionarumą. Jeigu paaiškėtų, kad γ yra lygus nuliui, tai dešinėje lygties pusėje neliktų γY_{t-1} dėmens, o tai būtų pagrindas teigti, jog tyrinėjamas procesas yra atsitiktinis klaidžiojimas, atsitiktinis klaidžiojimas su dreifu arba atsitiktinis klaidžiojimas su dreifu ir tiesiniu trendu. Jeigu paaiškėtų, kad γ statistiškai reikšmingai skiriasi nuo nulio ir yra neigiamas dydis, tai tyrinėjamas procesas būtų laikomas stacionariu. Jeigu γ būtų teigiamas skaičius, tai būtų sprogstamojo proceso požymis.

Iš pirmo žvilgsnio šis testas yra paprasta ir nuosekli statistinės hipotezės tikrinimo procedūra. Pirmiausiai, atsižvelgiant į tyrinėjamo proceso pobūdį, pasirenkama jį geriausiai atitinkanti Dickey Fullerio lygtis arba esant abejonėms įvertinamos kelios ar net visos trys Dickey Fullerio lygtys. Iškeliamos $H_0: \gamma = 0$ ir $H_0: \gamma < 0$. H_0 teigia, kad tiriamas procesas yra vienietinių šaknų procesas, o H_1 teigia, kad tiriamas procesas yra stacionarus. Iškėlus hipotezes, atliekamas kiekvienos lygties parametro reikšmingumo testas, tai yra apskaičiuojamos t statistikos reikšmės parametro γ įverčiams $t = \hat{\gamma}/se(\hat{\gamma})$ ir palyginamos su kritinėmis Dickey Fullerio statistikos reikšmėmis (τ , τ_μ , τ_τ yra kritinės reikšmės atitinkamai pirmai, antrai ir trečiai lygtims). Būtina nepamiršti, kad t statistika šiame kontekste negali būti lyginama su kritinėmis Studento t statistikos reikšmėmis, nes jai nėra būdingas t skirstinys. H_0 yra atmetamos, jeigu $t < \tau$ pirmoje lygtyje, $t < \tau_\mu$ antroje lygtyje ir $t < \tau_\tau$ trečioje lygtyje. Sprendimo priėmimas šiuo atveju (kaip beje ir visais atvejais) priklauso nuo H_1 , o H_1 yra suformuluota naudojant griežtą nelygybę, kad $\gamma < 0$. Jeigu nustatoma, kad γ įverčio $t > \tau$, tai yra H_0 neatmetama, teigiama, kad

turimas procesas yra nestacionarus. Esant neaiškumams dėl proceso prigimties patys t testai gali ir neduoti galutinio atsakymo.

Vienas sprendimo būdas remiasi taisykle, kad eilutę generuoja aukštesnis procesas, jeigu paaiškėja, kad ją gali generuoti du procesai. Pirmos eilutės atveju trečia lygtis teigia, kad procesas yra stacionarus deterministinio trendo atžvilgiu. Jeigu iš tiesų yra pakankami argumentai leidžiantys manyti, kad yra taip, galima būtų pasikliauti trečios lygties sprendimu, o pirmų dviejų ignoruoti. Pirmos lygties matavimas, šiame pavyzdyje yra perteklinis.

ADF testas naudotinas, kai paklaidos autokoreliuotos, tačiau homoskedastiškos. Jei paklaidos dar yra heteroskedastiškos, tada ADF pagrindu gaunamos išvados bus neefektyvios. Abiem šiems pažeidimams neįtraus testo statistiką pasiūlė Phillips ir Perron (PP).

Nors PP pasiūlyta korekcija leidžia apsidrausti ir nuo autokoreliuotų, ir nuo heteroskedastiškų paklaidų, tačiau, kad neparametrinė korekcija būtų veiksminga, reikia žymiai daugiau stebėjimų nei esant parametriniams pataisymams. Be to, šis testas duoda prastus rezultatus, kai testo regresijos paklaida turi slenkamojo vidurkio proceso dalį su neigiama parametru reikšme.

Apibendrinant, nėra vieno geriausio testo. Tiriant turimus duomenis reikia bandyti nustatyti jų savybes, o pagal jas jau parinkti tinkamiausią testą.

Išanalizavus kintamųjų stacionarumo nustatymo aspektus, galima pereiti prie pagrindinių tiesinių ir netiesinių modelių taikymo plėtotės. Taigi, pagrindiniu vektorinės autoregresijos (VAR) koncepcijos kūrėju yra laikomas Christopheris A. Simsas. Jis teigė, kad bendrosios pusiausvyros analizėje, bet kuris atskirai paimtas kintamasis turi poveikį visiems kitiems kintamiesiems. Dėl šios priežasties visus kintamuosius reikia traktuoti kaip endogeninius ir vienas kitą paaiškinančius. Atitinkamai, tokiose lygčių sistemose turi būti tiek lygčių, kiek yra kintamųjų. Jose kiekviena, atskirai paimta, lygtis aprašo vieno iš sistemos kintamųjų formavimąsi ir kiekvienoje, atskirai paimtoje, lygtyje nepriklausomais kintamaisiais yra specifiškai visų sistemoje esančių kintamųjų vėlavimai ir dažnai likusių kintamųjų esamosios reikšmės. Kiekvieno, atskirai paimto, sistemos nario elgesys yra aprašomas jo paties ir likusių sistemos narių vėlavimų pagalba.

VAR modeliuose, visi sistemos kintamieji yra endogeniniai ir visi jie yra traktuojami kaip savo paties ir likusių kintamųjų vėlavimų funkcijos. Visus kintamuosius apjungiantį vieną vektorių, vektorių tampa savo elementų vėlavimų funkcija. Iš čia ir kildinamas tokių modelių pavadinimas.

Vektorinė autoregresija gali būti ne tik pirmos, kaip aukščiau pateiktame pavyzdyje, bet ir antros, trečios ar bendru atveju, p eilės:

$$x_t = \alpha + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Modelio eilės pasirinkimo principas yra toks: reikalingas žemiausios eilės VAR'as, kuriame paklaidos tenkina baltojo triukšmo reikalavimus. Jeigu sudarius VAR (1) modelį paklaidos nors vienoje lygtyje autokoreliuoja, sudaromas viena eile aukštesnis VAR (2) modelis. Jeigu paklaidos ir jame koreliuoja, sudaromas dar viena eile aukštesnis VAR'as, kol nesurandamas toks, kuriame paklaidos yra baltasis triukšmas. Tačiau neverta pamiršti, kad jei per žemos eilės pasirinkimas gali nulemti šokų autokoreliaciją, tai per didelis gali labai greitai perparametrizuoti sistemą. Kadangi vektoriuje α yra tiek parametrų, kiek yra kintamųjų sistemoje, tarkime K , o A_i matricoje yra K^2 parametrų, taigi iš viso gali tekti įvertinti $K + pK^2$ parametrus. Vieno papildomo vėlavimo periodo įtraukimas į sistemą padidina įvertinamų parametrų skaičių K^2 . Jeigu mūsų VAR'e yra du kintamieji, tai perėjimas nuo VAR (1) prie VAR(2) padidina įvertinamų parametrų skaičių keturiais. Jeigu mūsų VAR'e būtų trys kintamieji, tai analogiškas perėjimas padidintų įvertinamų parametrų skaičių devyniais. Disponuojant sąlyginai nedidelėmis realizacijomis, stipriai sumažėtų laisvės laipsnių skaičius ir išaugtų rizika, kad didžioji dalis modelio parametrų bus pripažinti statistiškai nereikšmingais. Įprastų t testų pritaikymo galimybės sistemos specifikuojant ir reikšmingų ar nereikšmingų vėlavimų nustatyme yra ribotos, nes VAR'o lygtyse esantys kintamieji gali būti ir dažniausia yra kolinearūs. Jeigu turimos nedidelės imtys, tai multikolinearumo poveikis lygčių parametrų įverčiams ir jų dispersijai bus labai didelis. Dėl to dažniausiai greta formalių paklaidų nekoreliuotumo ir normalumo, VAR'o eilės pasirinkimui yra naudojami informaciniai kriterijai AIC, SC ar HQ, kurie įvertinant VAR'us įgauna tokias išraiškas:

$$AIC = \ln(|\mathcal{L}|) + 2 \frac{pK^2}{T} \quad (31)$$

$$SC = \ln(|\mathcal{L}|) + \ln(T) \frac{pK^2}{T} \quad (32)$$

$$HQ = \ln(|\mathcal{L}|) + 2\ln(\ln(T)) \frac{pK^2}{T} \quad (33)$$

Šiose lygtyse K yra kintamųjų skaičius, o p – VAR'o eilė. Geriausiai sistemą reprezentuojančiu VAR'u yra laikomas tas, kuriam esant informacinių kriterijų reikšmės yra mažiausios. Kintamųjų sąryšis išmatuojamas pirmame etape įvertinant redukuotos formos VAR'ą, o tada panaudojant gautą informaciją struktūrinės formos identifikavimui. Raktas į struktūrinės formos išmatavimą yra struktūrinio modelio ir redukuotos formos paklaidų ryšys.

Atliekant pirminę empirinę analizę, taip pat yra tikslinga taikyti vektorinį paklaidų koregavimo modelį (VECM). Taikant jį, galima tinkamai atsižvelgti į endogeniškumo problemas, nagrinėti nestacionarius kintamuosius, atskleisti ekonomiškai galimus pagrįsti ilgojo laikotarpio pusiausvyros kointegravimo sąryšius ir poveikį vienas kitam.

Nors Grangeris ir Engle yra laikomi kointegravimo koncepcijos kūrėjais, tačiau jų pasiūlyta procedūra turi keletą svarbių trūkumų. Ilgo laikotarpio pusiausvyros ryšio įvertinimas reikalauja, kad įvertinant ilgo laikotarpio pusiausvyros ryšius vienas iš kintamųjų būtų kairėje lygties pusėje, o kiti būtų dešinėje. Trijų kintamųjų atveju pusiausvyros paklaidą galima nustatyti naudojant vieną iš trijų lygčių:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Z_t + \beta_3 W_t + e_t \quad (34)$$

$$Z_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + \beta_3 W_t + e_t \quad (35)$$

$$W_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + \beta_3 Z_t + e_t \quad (36)$$

Gali atsitikti taip, kad vienos lygties pagrindu atliktas kointegravimo tyrimas atskleis, kad kintamieji yra kointegruoti, o kitos lygties pagrindu atliktas tyrimas atskleis, kad jie nėra kointegruoti. Tai yra labai nepageidaujama savybė, nes kointegravimo tyrimo rezultatai neturi priklausyti nuo kintamojo, kurio atžvilgiu yra atlikta normalizavimo procedūra, pasirinkimo. Antras Engle – Grangerio procedūros trūkumas yra tas, kad turint tris ir daugiau kintamųjų, sistemoje gali būti daugiau nei vienas kointegruojantis vektorius. Jų pasiūlyta procedūra nenumato jokios aiškiai apibrėžtos veiksmų sekos, kaip įvertinti kelis kointegruojančius vektorius. Trečias trūkumas yra susijęs su tuo, kad Engle – Grangerio procedūra yra pagrįsta du kartus pritaikomais mažiausiais kvadratais. Pirmame etape surandama pusiausvyros lygties paklaidos seka, o antrame etape ta pati paklaidos seka yra naudojama VECM'o įvertinimui. Bet kokia klaida atsiradusi pirmame etape yra automatiškai perkeliama ir į antrą etapą. Siekdamas išvengti aukščiau paminėtų trūkumų Johansenas pasiūlė savo kointegravimo onustatymo procedūrą, kuri yra pagrįsta ryšiu tarp matricos rango ir jos charakteringųjų šaknų.

Apibendrinant Johanseno procedūrą galima pristatyti kaip nuoseklią veiksmų seką:

1. Nustatoma kintamųjų integravimo eilė. Jeigu kintamieji yra ta pačia eile integruoti procesai, jie gali būti kointegruoti.
2. Sudaromas nestacionarių kintamųjų VAR'as. Atliekant Engle – Grangerio procedūrą pirmiausiai buvo įvertinamas paklaidos korekcijos modelis ir tada jis buvo transformuojamas į VECM'ą, o čia atvirkščiai, pirmiausiai įvertinamas VAR'as, kuris yra transformuojamas į VECM'ą.

3. Pasirinkus VAR'o eilę įvertinamas VECM'as ir naudojant aukščiau aptartas technikas nustatomas matricos rangas. VECM'o eilė yra visada vienetu mažesnė už VAR'o eilę. Tarkime, kad nestacionarių kintamųjų VAR'as yra:

$$x_t = \alpha + A_1 x_{t-1} + \dots + A_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (37)$$

Tada VECM'as arba stacionarių kintamųjų VAR'as su paklaidos korekcijos dėmeniu bus:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \Pi_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (38)$$

Jeigu šio VECM'o inovacijos nesielgia kaip baltasis triukšmas, tai reiškia, kad į modelį įtraukta per mažai kintamųjų pokyčių vėlavimų. Jų skaičius didinimas tol, kol inovacijos pradeda tenkinti baltojo triukšmo reikalavimus.

4. Pėdsako λ_{trace} ir maksimalios tikrinės reikšmės λ_{max} statistikų pagalba nustatoma kiek kointegruojančių vektorių yra.
5. Pasirinkus reikiamą kointegruojančių vektorių skaičių įvertinamas VECM'as, jau tokioje formoje:

$$\Delta x_t = \alpha \beta^\top x_{t-1} + \Pi_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39)$$

Kitas nagrinėjamas modelių tipas – netiesiniai. Formaliai netiesiškumą galima apibūdinti kaip atvejį, kai atsakas nėra tiesiogiai proporcingas impulsui. Analizuojant makroekonomikos atvejus, galima pastebėti, jog reaguodamos į identiško dydžio neigiamus ir teigiamus šokus, pajamos smunka stipriai, o auga lėtai. Reakcija priklauso ne tik nuo šoko pobūdžio, bet ir nuo jo apimties, dažnai gali priklausyti ir nuo to, kokioje aplinkoje poveikis fiksuojamas. Prasidėjus recesijai nedarbo lygis per labai trumpą laiko tarpą labai stipriai išauga, tuo tarpu sugrįžimas prie ilgo laikotarpio būklės užsitęsia. Tiesiniai modeliai neturi savyje mechanizmų imituojančių sistemingas skirtingo pobūdžio kintamųjų reakcijas skirtingose aplinkose, todėl net įtraukus pakankamą kiekį aplinkos pokyčius atspindinčių kintamųjų, tiesiniai modeliai gali būti nepakankamai. Šiuo metu netiesiniai modeliai yra daug žadanti ir sparčiai besiplėtojanti laiko eilučių ekonometrijos šaka.

Netiesinis autoregresinis modelis, kur netiesiškumas modeliuojamas kvadratų, kubų ir kryžminių sandaugų pagalba, yra vadinamas apibendrinta autoregresija ir trumpinamas GAR.

Bet kokios eilės GAR proceso formulė atrodo taip:

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^s \alpha_{ijkl} Y_{t-1}^k Y_{t-j}^l + \varepsilon_t \quad (40)$$

Šioje lygtyje p yra proceso eilė, o r ir s yra skaičiai lygūs 1 arba didesni už jį. Vertinant GAR modelius reikia vengti įtraukinėti pernelyg daug aukštesnių laipsnių vėlavimų, nes galima labai nesunkiai susidurti su multikolinearumu – Y_{t-1}^4 tikrai koreliuos su Y_{t-1}^2 , todėl įprastai aukštesni už trečius laipsniai į modelį neįtraukiami. Tam, kad ketvirtai ir aukštesni laipsniai nebūtų įtraukiami, o pats modelis nebūtų perparametrizuotas, r ir s suma turėtų būti mažesnė už 4.

Norint atlikti netiesiškumo testą GAR kontekste, tereikia patikrinti hipotezę ar bent vienas koeficientas α_{ijkl} , stovintis prieš vėlavimo kvadratą, kubą ar kryžminę sandaugą, reikšmingai skiriasi nuo nulio. Jeigu visi koeficientai lygūs nuliui, tai tada GAR modelis niekuo nesiskiria nuo paprasto AR modelio, o jeigu ne visi koeficientai yra lygūs nuliui, tai modeliuojamas procesas yra netiesinis. Šios hipotezės tikrinimui tinka ir individualaus koeficientų reikšmingumo t testai, ir jungtinio koeficientų reikšmingumo F statistikos testas.

GAR'uose kintamųjų atsakai yra patys autoregresiški ir priklauso nuo aplinkos, egzistavusios netolimoje praeityje.

Pagrindas pasirinkti GAR modelį gali būti ir turėtų būti padiktuotas pačiam kintamajam būdingų susiregulavimo ypatumų. Praktikoje sprendimą įvertinti vieną ar kitą netiesinį modelį įprasta pagrįsti nepakankama tiesine specifikacija, kurios pagrindu yra sukonstruoti netiesiškumo testai. Šiais testais siekiama nustatyti ar kintamajam yra būdingos netiesinės korekcijos, ar ne. Didžioji jų dalis yra orientuota į pasirinkto tiesinio modelio paklaidų savybių tyrimą. Nustačius, kad paklaidos yra grynai atsitiktinės, pripažįstama, kad turima tiesinė specifikacija yra pakankama ir priešingai, nustačius, kad specifiniais aspektais paklaidos negali būti laikomos grynai atsitiktinėmis, galima bandyti parinkti su nustatytu dėsningumu suderinamą modelio korekciją, kad paklaidos taptų iš tiesų grynai atsitiktinėmis. Ši įprastinė laiko eilučių modeliavimo strategija yra pagrįsta geriausio tiesinio modelio sudarymu ir šio modelio paklaidų savybių tyrimu.

Kitas netiesinių korekcijų nustatymo būdas yra pagrįstas išankstine netiesine specifikacija, praleidžiant geriausio tiesinio modelio sudarymą, iš karto tinkamai pasinaudojant autokoreliacijos funkcijomis. Kuriant laiko eilučių modelius jau pirmuosiuose modelio sudarymo etapuose yra įvertinamos kintamojo autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijos, o paklaidų autokorelograma yra pagrindinė paklaidų autokoreliacijos diagnostinė priemonė. Deja, tiesinių procesų vėlavimo struktūros identifikavimui tinkamos funkcijos netiesiniams procesams dažniausiai netiks. Paprasta ACF matuoja tiesinę asociaciją tarp Y_t ir Y_{t-k} , todėl netiesinių ryšių tarp kintamųjų jos pagalba greičiausiai nepavyks aptikti.

Dirbant su netiesiniais procesais ir stengiantis parinkti reikšmingus vėlavimus tiesinė autokoreliacijos funkcija gali ne itin gelbėti, nes visos autokovariacijos gali būti lygios nuliui.

Jeigu stebimas Y_t procesas ir nežinoma kaip jis buvo generuotas, besivadovaujant ACF galima neteisingai nuspręsti, kad tai yra baltasis triukšmas. Šiuo atveju koreliacijos stoka būtų supainiota su statistiniu nepriklausomumu.

Visgi vienas būdas panaudoti tiesinę autokoreliacijos funkciją netiesinių ryšių tyrimams yra. Nežinomos funkcijos aproksimacija Taylora eilutės pagalba nulemia kvadratų, kubų, įvairių kryžminių sandaugų įtraukimą į modelį. Todėl norint nustatyti polinkį į netiesiškumą reikia tyrinėti koreliacijas su vėlavimų kvadratais, kubais ar kryžminėmis sandaugomis.

Nors GAR modelį galima sudaryti naudojant kryžmines koreliacijos funkcijas, tačiau jų pagalba sunku iš anksto pasirinkti reikiamus tiesinius ir netiesinius vėlavimus. Nors kryžminėse korelogramose reikšmingos buvo koreliacijos su trimis kvadratų vėlavimais, galutiniame modelyje liko tik pirmo vėlavimo kvadratas ir viena jo kryžminė sandauga. Šiek tiek trumpesnis GAR specifikuojamas yra paremtas ne išankstiniu koreliacijų su aukštesniais laipsniais tyrimu, o geriausio tiesinio modelio paklaidų savybių analize.

1983 m. McLeod ir Li pasiūlė formalią procedūrą netiesinių korekcijų nustatymui. Pirmiausiai yra surandamas geriausiai kintamąjį reprezentuojantis tiesinis modelis ir gaunama šio modelio paklaidų seka. Tada paklaidos pakeliamos kvadratu ir surandamos įvairių eilių autokoreliacijos funkcijos paklaidų kvadratams, kurias kaip jau įprasta pažymėsime $\hat{\rho}_i$. Pasirinkus tam tikrą skaičių k reikšmingiausių ACF, atliekamas Ljungo Boxo testas:

$$Q = T(T + 2) \sum_{i=1}^k \frac{\hat{\rho}_i^2}{T - i} \sim \chi_k^2 \quad (41)$$

Nulinė hipotezė $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ teigia, kad kintamajam netiesinės koreliacijos nėra būdingos. Jeigu $Q > \chi_k^2$, nulinę hipotezę galima atmesti, tiesinė specifikacija nėra pakankama.

Įtraukiant į GAR'ą nemažą kiekį vėlavimų rizikuojama, bent jau pirmosiose modelio sudarymo fazėse, modelį perparametruoti. Dažnai eksperimentavimo būdu visgi pavyksta modelį sutrumpinti, tačiau jeigu visgi GAR'as gaunasi labai didelis, galima bandyti aproksimuoti dalį autoregresinių dėmenų slankiųjų vidurkių dėmenimis. GAR'ai, išplėsti slankiųjų vidurkių dėmenimis, yra vadinami bilinearais modeliais ir sutrumpintai žymimi BL (p,q,r,s). Pati bendriausia bilinearaus modelio išraiška yra tokia:

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s c_{ij} Y_{t-i} \varepsilon_{t-j} \quad (42)$$

Slankiųjų vidurkių dėmenų ir jų sandaugų su autoregresiniais pagalba galima pabandyti pakeisti atitinkamas kryžmines sandaugas ar vėlavimus GAR modelyje. Jeigu GAR'ai yra AR modelių netiesinė plėtotė, tai BL'ai yra ARMA modelių plėtotė, įtraukianti netiesiškumą. Kita vertus, BL'ai skirti apčiuopti kitokiam netiesiškumui nei GAR'ai. Kad tai taptų aišku, galima paimti patį paprasčiausią bilinearų modelį BL (1,1,1,1):

$$Y_t = \delta + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t + \beta \varepsilon_{t-1} + c Y_{t-1} \varepsilon_{t-1} \quad (43)$$

Sandaugos prasmę galima suvokti bendrą daugiklį Y_{t-1} iškelus už skliaustų:

$$Y_t = \delta + (\alpha + c \varepsilon_{t-1}) Y_{t-1} + \varepsilon_t + \beta \varepsilon_{t-1} \quad (44)$$

Lygtis (43) talpina savyje visiškai kitokį netiesinio susireguliovimo mechanizmą, nei GAR'as. GAR'e kintamojo reakcija priklauso nuo kintamojo būklės netolimoje praeityje, o BL'e autoregresiškumo pobūdis priklauso nuo inovacijos vėlavimo. Jeigu neigiami ar teigiami šokai ir jų mastas gali tiesiogiai pakeisti autoregresinį nuolydį ir kintamojo susireguliovimą, tai BL'as turėtų būti tinkamesnis modelis už GAR'ą, nes būtent tokį reakcijos tipą jis savyje ir talpina.

Kintamojo susireguliovimo pokyčiai modeliuose (42) ir (43) priklauso nuo autoregresinio ir slankiųjų vidurkių komponentų sąveikos koeficiento c . Jeigu $c < 0$, tai didesnę inertiškumą nulemia neigiami šokai, jeigu atvirkščiai $c > 0$, tai autoregresinis nuolydis didės esant teigiamoms inovacijoms. Jeigu teigiami šokai nulemia didesnę proceso inertiškumą, jie automatiškai didina nuspėjamumą ir siejasi su didesniu stabilumu, tuo tarpu neigiami šokai mažina inertiškumą ir nulemia didesnę nenuspėjamumą. Toks elgesys ekonomikoje sutinkamas itin dažnai, kai itin sureikšminamos geros ir blogos naujienos.

Modeliuose (42) ir (43) kintamojo inertiškumas priklauso nuo praėjusių laikotarpių inovacijų. Tai yra modelis su besikeičiančiu autoregresiniu koeficientu. Pats koeficientas yra atsitiktinis kintamasis $\alpha + c \varepsilon_{t-1}$, kurio vidurkis yra α . Jeigu $c > 0$, α didės, didėjant ε_{t-1} . Todėl teigiami ε_{t-1} šokai turės procesui ilgiau išliekantį poveikį nei neigiami ε_{t-1} šokai.

BL'ų parametrai įvertinami tais pačiais metodais, kaip ir ARMA modelių parametrai, o tai yra maksimalaus tikėtimumo arba minimalios paklaidų kvadratų sumos kriterijais.

Ekonomikos teorija suponuoja, kad daliai kintamųjų yra būdingos netiesinės korekcijos. Darbo užmokestis, reaguodamas į tam tikros apimties teigiamą šoką yra linkęs augti viena apimtimi, tačiau reaguodamas į tokios pat apimties neigiamą šoką yra linkęs mažėti jau visiškai kita apimtimi. Studijuojant ekonomikos ciklus pastebėta, kad nuosmukiai yra aštresni nei pakilimai – užimtumas ir gamybos apimtys smunka sparčiau nei augs. Nedarbo prieaugiai yra spartėjantys kol nepasiekiamas tam tikras aukštas jo lygis, o vėliau jie tampa lėtėjančiais. Tiesiniai laiko eilučių modeliai, paremti tiesinėmis korekcijomis, tokio elgesio paaiškinti

negali. Tokių kintamųjų modeliavimui reikalingi specifiniai – režimo keitimo modeliai. Tai, kad čia pateiktuose pavyzdžiuose režimo keitimas yra išprovokuotas paties kintamojo lygio anaiptol nereiškia, kad kriterijumi pakeisti režimą negali būti kitas kintamasis. Dažnai pastebima, kad darbo užmokesčio augimo tempo reakcija į netolimoje praeityje buvusį praeigį yra aiškiai išreikšta teigiama kai nedarbo lygis yra žemas, t.y. darbuotojai, išsiderėję darbo užmokesčio praeigius labai greitai pareikalaus papildomo didinimo. Visiškai kitokios priklausomybės gali būti stebimos tais laikais kai nedarbo lygis yra aukštas. Didelės bedarbystės laikais darbo užmokesčio praeigiai artimame laiko horizonte neiššauks jokių papildomų didinimų, tad aukštesnio nedarbo režime darbo užmokesčio augimo tempo vėlavimai bus arba aukštesnių eilių, arba jų visai nebus.

Režimą keičiantis modelis leidžia kintamojo elgesiui priklausyti nuo sistemos būklės. Recesijos metu nedarbo lygis auga sparčiai, o paskui lėtai mažėja iki savo ilgo laikotarpio reikšmės. Deja, ekonomikos augimo metu nedarbo lygis nesunka sparčiai. Dinaminis nedarbo lygio susiregulavimas priklauso nuo to, kokioje būklėje yra pati ekonomika – augimo ar smukimo. Kai ekonomika pereina iš augimo režimo į smukimo režimą keičiasi ir dinaminis nedarbo lygio susiregulavimas.

Tarkime, egzistuoja toks kintamasis, kuris elgiasi skirtingai dvejuose skirtinguose režimuose. Jeigu $Y_{t-1} > 0$, kintamąjį Y_t generuoja AR(1) procesas. Jeigu $Y_{t-1} \leq 0$, kintamąjį Y_t taip pat generuoja AR(1) procesas, tačiau pokyčių pobūdis jau yra kitoks. Tokiu atveju kintamojo elgesį galima užrašyti šiomis lygtimis:

$$Y_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \alpha_{11}Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} & Y_{t-1} > 0 \\ \alpha_{20} + \alpha_{21}Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} & Y_{t-1} \leq 0 \end{cases} \quad (45)$$

Šiose lygtyse slenkstis yra Y_{t-1} . Vienoje šio slenksčio pusėje Y_t yra generuojamas vieno autoregresinio proceso, o kitoje slenksčio pusėje Y_t yra generuojamas kito autoregresinio proceso. Režimo kaita priklauso nuo šokų ε_{1t} ir ε_{2t} abejose lygtyse.

Vienas iš TAR modelio variantų gali būti gautas prisilaikant prielaidos, kad abiejų lygčių inovacijų dispersijos yra vienodos $var(\varepsilon_{1t}) = var(\varepsilon_{2t})$:

$$Y_t = \alpha_{10}I_t + \alpha_{20}(1 - I_t) + \alpha_{11}I_tY_{t-1} + \alpha_{21}(1 - I_t)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (46)$$

Šioje lygtyje $I_t = 1$, jeigu $Y_{t-1} > 0$ ir $I_t = 0$, jeigu $Y_{t-1} \leq 0$.

Kai $I_t = 1$, o $1 - I_t = 0$ įsijungia pirmas režimas:

$$Y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (47)$$

Kai $I_t = 0$, o $1 - I_t = 1$ įsijungia antras režimas:

$$Y_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (48)$$

Šis modelis gali būti įvertintas naudojant mažiausiųjų kvadratų metodą. Pirmiausiai yra sukuriama fiktyvus kintamojo I_t eilutė, kur $I_t = 1$, kai $Y_{t-1} > 0$ ir $I_t = 0$, kai $Y_{t-1} \leq 0$. Antrame etape sukonstruojami du kintamieji Y_{t-1}^u ir Y_{t-1}^l :

$$Y_{t-1}^u = I_t Y_{t-1} \quad (49)$$

$$Y_{t-1}^l = (1 - I_t) Y_{t-1} \quad (50)$$

Turint šiuos kintamuosius galima įvertinti regresiją:

$$Y_t = \alpha_{10}I_t + \alpha_{20}(1 - I_t) + \alpha_{11}Y_{t-1}^u + \alpha_{21}Y_{t-1}^l + \varepsilon_t \quad (51)$$

Bendru atveju TAR modelis bus:

$$Y_t = I_t \left(\alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} \right) + (1 - I_t) \left(\alpha_{20} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} Y_{t-i} \right) + \varepsilon_t \quad (52)$$

(52) leidžia bet kuriame iš režimų turėti skirtingų eilių autoregresijas. Pirmame arba apatiniame režime galima turėti AR(p) procesą, o antrame arba viršutiniame režime galima turėti AR(r) procesą. Jeigu slenksčio reikšmė τ yra žinoma, modelio įvertinimas yra tiesmukas. Sukuriamas fiktyvus kintamasis I_t ir lygtis įvertinama naudojant mažiausiųjų kvadratų metodą. Jeigu inovacijų dispersijos skirtingų režimų lygtyse nėra vienodos, įvertinimo procedūra yra šiek tiek sudėtingesnė. (52) bendresnė versija yra:

$$Y_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} & Y_{t-1} > \tau \\ \alpha_{20} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} & Y_{t-1} \leq \tau \end{cases} \quad (53)$$

Jeigu slenksčio reikšmė τ yra žinoma, galima atskirti stebėjimus priklausomai nuo to ar $Y_{t-1} > \tau$ ar $Y_{t-1} \leq \tau$. Tokiu atveju kiekviena iš (53) lygčių gali būti įvertinta naudojant mažiausiųjų kvadratų metodą.

Dažniausiai slenksčio τ reikšmė nėra žinoma ir turi būti nustatyta kartu su kitais TAR modelio parametrais. Tokį parametru įvertinimo būdą surado Chanas. Diskusija prasideda nuo teiginio, kad slenkstis bus prasmingas tik tada, jei eilutė peržengs šį slenkstį. Taigi slenkstis turi būti tarp aukščiausios ir žemiausios laiko eilutės reikšmės. Norint pasirinkti prasmingą

slenksčio reikšmę, galima išmesti pasirinktą skaitinių reikšmių skaičių iš skaitinių reikšmių aibės.

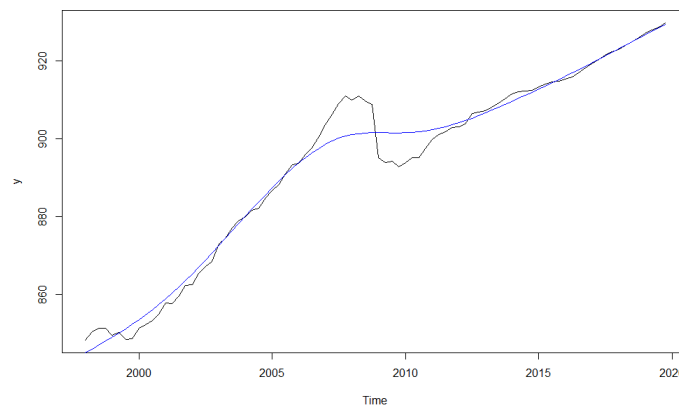
Kiekviena skaitinė reikšmė iš šios aibės gali būti pripažinta slenksčiu. Pirmiausiai kaip τ pasirenkama pirma skaitinė reikšmė, esanti likusioje duomenų eilutėje, Y_1 ir įvertinamas TAR modelis. Tada kaip τ pasirenkama antra skaitinė reikšmė, esanti likusioje duomenų eilutėje, Y_2 ir vėl įvertinamas TAR modelis. Ši procedūra kartojama tol, kol išbandomos visos Y_t skaitinės reikšmės esančios likusioje duomenų eilutėje. Pasirenkamas tas TAR modelis, kuris turi mažiausią RSS, – tas modelis, kuris geriausiai tinka turimiems duomenims. Šio modelio pasirinkta slenksčio reikšmė ir yra laikoma τ reikšme. Įvertinant TAR modelius RSS yra traktuojamas kaip τ funkcija. Kuo labiau priartėjama prie tikrosios τ reikšmės, tuo mažesnis bus RSS. Neverta taip pat pamiršti, kad sprendimas pasilikti 70% centrinių reikšmių yra subjektyvus.

Tas TAR'as, kurio RSS bus mažiausias ir duos nuorodą į reikiamą pasirinkti reikšmę. Alternatyva paklaidų kvadratų sumai yra informaciniai kriterijai, o tai yra populiariausias Akaike kriterijus.

3. LIETUVOS NATŪRALAUS NEDARBO LYGIO IŠMATAVIMAS IR VERTINIMAS

Šioje tyrimo dalyje su R programos pagalba ir naudojant sekančius paketus: Hmisc, mFilter, aTSA, vars, urca, tsDyn realizuojami teoriniai samprotavimai į konkrečius empirinius modelius.

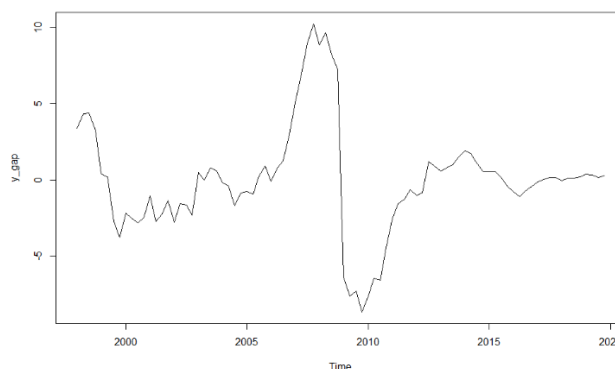
Gamybos spraga, kuri bus būtina Phillips'o kreivės įvertinimui, išmatuojama HP filtro pagalba. Grafiškai galima stebėti faktinį BVP (juoda kreivė) ir potencialų BVP (mėlyna kreivė)



4 paveikslas. Lietuvos faktinis ir potencialus BVP 1998 – 2020 laikotarpiu

Šaltinis: sudaryta autorės

Kitaip tariant, HP filtras išskiria tendą. Iš grafiko matome, jog prieš 2007-2008 metus vyksta ekonomikos perkaitinimas, o vėliau, po jo seka krizės laikotarpis.

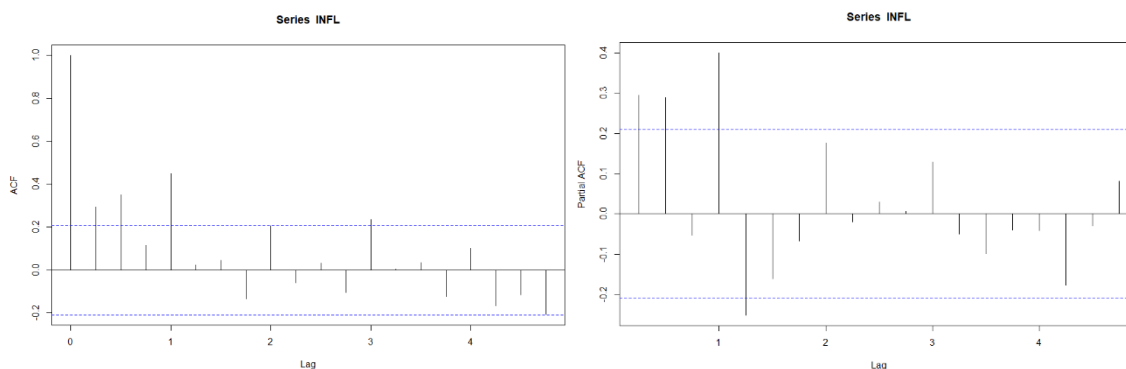


5 paveikslas. Lietuvos gamybos spragos dinamika 1998 – 2020 laikotarpiu

Šaltinis: sudaryta autorės

Kuomet gamybos spraga yra teigiama, tai ekonomika yra virš potencialo, o neigiama gamybos spraga nurodo ekonomikos funkcionavimą žemiau potencialo.

Sekantis žingsnis būtų patikrinti kaip autokoreliuoja infliacija. Tai būtina, įtraukiant reikiamus infliacijos vėlavimus į pagalbinį Phillips'o kreivės modelį (lygtis (21)), tam, kad užtikrinti ten esančių paklaidų e_t neautokoreliuotumą.



6 paveikslas. Lietuvos infliacijos autokoreliacija ir dalinė autokoreliacija

Šaltinis: sudaryta autorės

Apibendrinus ACF ir PACF, reikėtų išskirti 1, 2, 4 ir 5 vėlavimus. Atlikus keletą bandymų, kada iš modelio buvo pašalinti nereikšmingi vėlavimai, buvo gautas galutinis alternatyvus infliacijos modelį, kurio suvestinė atrodo taip:

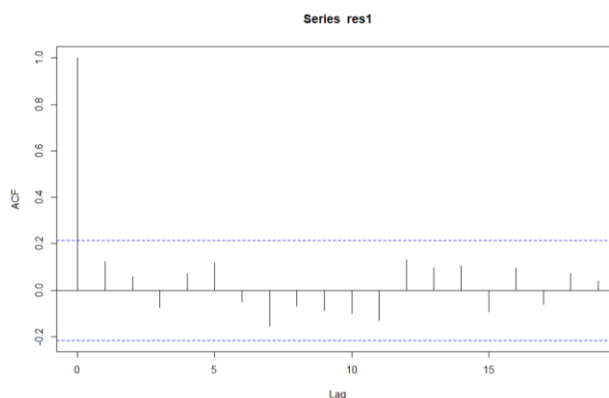
3 lentelė

Nedarbo lygio ir infliacijos modelio suvestinė

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
Lag (U, 1)	-0,669175	0,112600	-5,943	7,42E-08	***
Lag (U ² , 1)	0,027189	0,004978	5,462	5,43E-07	***
Lag (INFL, 4)	0,419484	0,088045	4,764	8,60E-06	***
Lag (INFL, 5)	-0,171503	0,085253	-2,012	4,77E-02	*

Šaltinis: sudaryta autorės

Dar pasižiūrėkime į šios lygties paklaidų ACF diagramą, kuri parodo, jog buvo įtraukti reikalingi vėlavimai ir nei vienas vėlavimas nekerta mėlynų linijų.



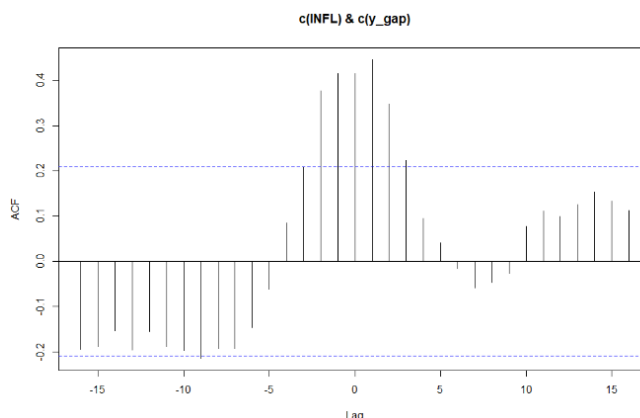
7 paveikslas. Lietuvos infliacijos ir nedarbo lygio autokoreliacija

Šaltinis: sudaryta autorės

Tuomet mūsų (21) lygtis pasikeičia ir atrodo taip:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_{11} U_{t-1}^2 + \alpha_4 \pi_{t-4} + \alpha_5 \pi_{t-5} + e_t \quad (54)$$

Kyla klausimas kokie gamybos spragos vėlavimai turėtų būti įtraukti į modelį. Tai galima padaryti vizualizuodami kryžminę kintamųjų korelogramą:



8 paveikslas. Lietuvos gamybos spragos ir infliacijos kryžminė korelograma

Šaltinis: sudaryta autorės

Kryžminė korelograma parodo reikšmingus 1, 2, 3 vėlavimus. Tuomet sukuriamas 2 modelis ir pirminiai eksperimentai parodo, jog būtina pašalinti mažiausiai reikšmingą vėlavimą (3 gamybos spragos vėlavimą) ir galiausiai paliekami tik 1 ir 2 gamybos spragos vėlavimai.

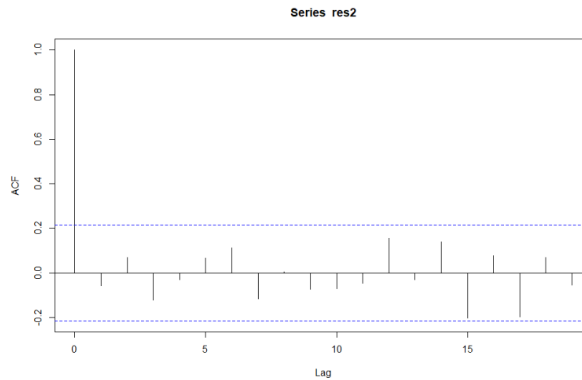
4 lentelė

Gamybos spragos ir infliacijos modelio suvestinė

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
Lag (y_gap, 1)	0,21608	0,04667	4,630	1,46E-05	***
Lag (y_gap, 2)	-0,17576	0,04975	-3,533	6,99E-04	***
Lag (INFL, 1)	0,32013	0,10301	3,108	2,64E-03	**
Lag (INFL, 4)	0,59836	0,09558	6,261	2,01E-08	***
Lag (INFL, 5)	-0,25157	0,09815	-2,563	1,23E-02	*

Šaltinis: sudaryta autorės

Summary komandos pagalba galima pastebėti, jog įtraukti į antrą modelį kintamieji yra reikšmingi. Tačiau verta ir vizualiai įvertinti autokorelogramą.



9 paveikslas. Lietuvos gamybos spragos ir infliacijos autokoreliacija

Šaltinis: sudaryta autorės

Šio modelio paklaidų ACF neparodo sistemingų autokoreliacijų ir pasirinkti modelyje nepriklausomi kintamieji iš tiesų yra reikšmingi.

Tuomet, paskutiniame etape, sudarome kombinuotą nedarbo, infliacijos ir gamybos spragos modelį.

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_{11} U_{t-1}^2 + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 y_{t-2} + \alpha_4 \pi_{t-4} + \alpha_5 \pi_{t-5} + e_t \quad (55)$$

Ir Rstudio pagalba gaunamos sekancios skaitinės reikšmės:

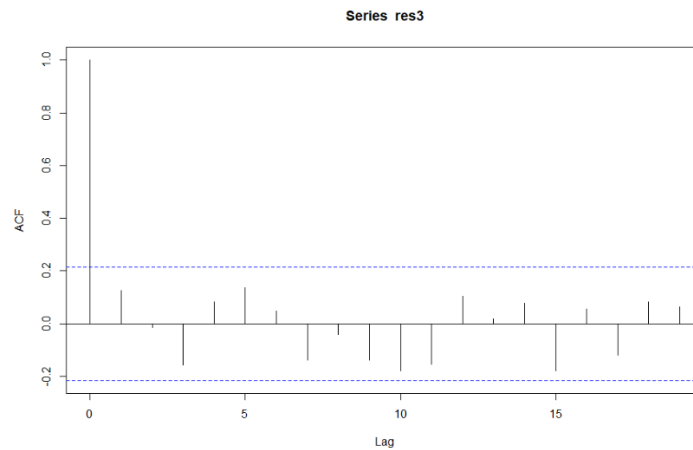
5 lentelė

Gamybos spragos, infliacijos ir nedarbo lygio modelio suvestinė

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
Lag (y_gap, 1)	0,14785	0,04890	3,024	3,40E-03	**
Lag (y_gap, 2)	-0,08951	0,04941	-1,812	7,40E-02	.
Lag (U, 1)	-0,52297	0,11654	-4,487	2,52E-05	***
Lag (U^2, 1)	0,02237	0,00503	4,447	2,93E-05	***
Lag (INFL, 4)	0,46535	0,09052	5,141	2,06E-06	***
Lag (INFL, 5)	-0,13878	0,08262	-1,680	9,71E-02	.

Šaltinis: sudaryta autorės

Visi kintamieji reikšmingi, tik antras gamybos spragos vėlavimas ir penktas infliacijos vėlavimas pasižymi mažesniu reikšmingumu ir paaiškinimo galimybėmis.



10 paveikslas. Lietuvos gamybos spragos, nedarbo lygio ir infliacijos autokoreliacija

Šaltinis: sudaryta autorės

Modelio paklaidos nėra autokoreliuotos, kaip ir tarpiniuose infliacijos bei nedarbo lygio ir infliacijos bei gamybos spragos sąryšiuose. Visos korelogramos parodo, kad autoregresijos problemos buvo išspręstos.

Paanalizuokime koks nedarbo poveikis yra infliacijai arba, kitaip tariant, infliacijos reakcija į nedarbo lygio pasikeitimus. Tą parodo mūsų nagrinėjamos funkcijos išvestinė, atsižvelgiant į nedarbo lygį:

$$\frac{d\pi_t}{dU_{t-1}} = \beta_1 + 2\beta_{11}U_{t-1} \quad (56)$$

Ir tik vėliau Rstudio pagalba apskaičiuokime ir interpretuokime sekančias skaitines reikšmes:

```
[1] -0.34404056 -0.29930775 -0.25457495 -0.20984214 -0.16510934 -0.12037653 -0.07564373
[8] -0.03091093  0.01382188  0.05855468  0.10328749  0.14802029  0.19275310  0.23748590
[15]  0.28221871  0.32695151  0.37168432
```

Taigi, jeigu nedarbo lygis nuo 4 procentų išauga iki 5 procentų, tai yra padidėja 1 procentiniu punktu, tai infliacijos tempas sumažėja 0,34 procentinio punkto. Sekanti reikšmė parodo, jog nedarbo lygiui išaugant nuo 5 procentų iki 6 procentų, infliacijos tempas sulėtėja 0,29 procentinio punkto. Ir pastebime tokį dalyką, kad nedarbo lygiui esant nuo 12 procentų iki 13 procentų, infliacijos tempas padidėja 0,01. Apibendrinant, infliacijos tempo redukcijos yra mažėjančios. Taip pat šis kvadratinis sąryšis implikuoja, kad iki tam tikro momento, maždaug iki kada nedarbas yra lygus 10 procentų, tarp šitų kintamųjų egzistuoja atvirkštinis sąryšis. Vėliau kuriam laikui šis sąryšis dingsta ir nedarbo lygiui esant nuo 12 procentų, tarp infliacijos ir nedarbo lygio pradeda formuotis stiprėjantis tiesioginis sąryšis, kuris tereiskia tik tai, kad užsitęsus recesijai ir matomai atsiradus net defliacijai, kainų lygis pradeda sugrįžti prie įprastinio. Tai, kad iki 10 proc. nedarbo lygio egzistuoja įprastinė atvirkštinė aiškiai išreikšta

Phillips'o kreivės priklausomybė yra nuoroda, kad natūralus nedarbo lygis, žiūrint į jį per infliaciją neakseleruojančio nedarbo prizmę bus dydis mažesnis už 10 proc., tačiau artimas 10 proc., nes nedarbui esant netoli 10 proc., jo pasikeitimai infliacijos tempo stipriai neįtakoja.

3.1. Tiesinių modelių sudarymas

Tiesinių laiko eilučių modelių analizė prasideda nuo tiriamų kintamųjų stacionarumo patikrinimo. Remiantis Dickey – Fulleri'o ir Phillip – Perron testais buvo gauti sekantys rezultatai:

6 lentelė

Kintamųjų stacionarumo nustatymas

	ADF testas		PP testas		
	Testo reikšmė	Kritinė reikšmė	Testo reikšmė	Kritinė reikšmė	Stacionarus/nestacionarus
Vartotojų kainų indeksas	-0,68	-2,89	-0,25	-2,89	nestacionarus
Infliacija	-3,08	-2,89	-6,77	-2,89	stacionarus
Gamybos spraga	-3,74	-2,89	-2,96	-2,89	stacionarus
Kumuliatyvinė gamybos spraga	-2,65	-2,89	-1,99	-2,89	nestacionarus
Nedarbo lygis	-2,24	-2,89	-1,39	-2,89	nestacionarus
Nedarbo lygio pokytis	-3,37	-2,89	-4,70	-2,89	stacionarus

Šaltinis: sudaryta autorės, remiantis ADF bei PP testais

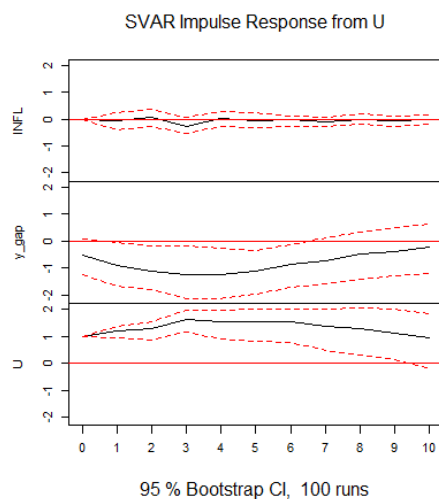
H_0 teigia apie proceso nestacionarumą (kritinės reikšmės yra neigiamės už testo reikšmes), o alternatyvi H_1 hipotezė atskleidžia, jog duomenys yra stacionarūs.

Sudarant šiems kintamiesiems VAR'ą naudosime stacionarius infliacijos ir gamybos spragos kintamuosius, o nestacionariom formom (vartotojų kainų indeksui ir kumuliatyvinei gamybos spragai) sudarysime vektorinį paklaidos korekcijos modelį.

Su vienu viena laikio poveikio koeficientu, kur nedarbo lygis turi momentinį poveikį gamybos spragai, jis yra statistiškai reikšmingas – t statistika lygi 2,73.

Pats koeficientas pasako, kad jeigu nedarbo lygis išaugtų 1 procentiniu punktu, tai gamybos spraga sumažėtų 0,53 procentinio punkto.

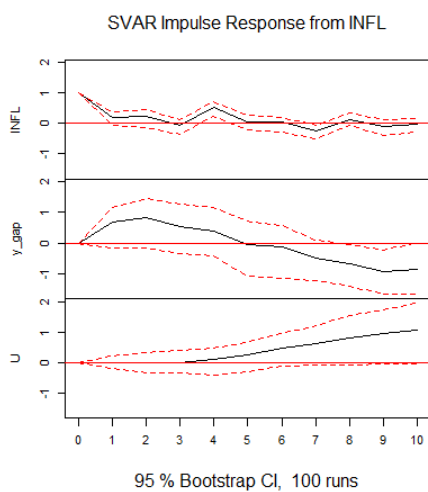
Pasižiūrėkime į Lietuvos impulso – atsako funkcijas nedarbo lygiui, infliacijai ir gamybos spragai.



11 paveikslas. Nedarbo lygio impulso - atsakas kainų augimo tempui bei gamybos spragai
Šaltinis: sudaryta autorės

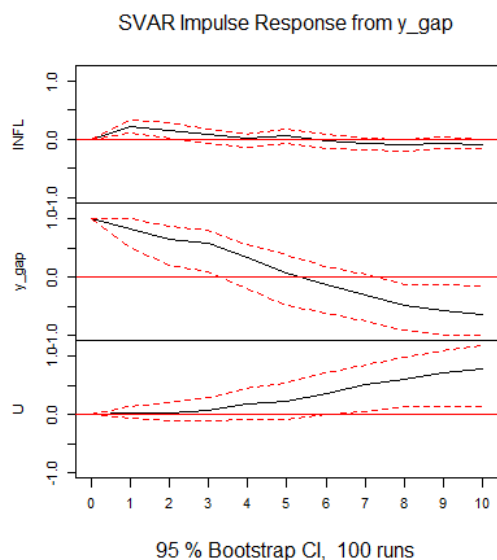
11 paveikslas parodo, jog nedarbo lygio efektas linkęs suformuoti neigiamą gamybos spragą, o infliacijos pats nedarbas tiesiogiai neakseleruoja.

Sekantis paveikslas vaizduoja kainų augimo tempo poveikį gamybos spragai ir nedarbo lygiui.



12 paveikslas. Kainų augimo tempo impulso - atsakas gamybos spragai ir nedarbo lygiui
Šaltinis: sudaryta autorės

Jeigu kainų augimo tempas paspartėja, tai trumpuoju laikotarpiu, 2 ketvirčiai į priekį, stebime teigiamą gamybos spragos susiformavimą. Spartėjimas vyksta ne be priežasties, matomai, susidurta su pertekline paklausa.



13 paveikslas. Gamybos spragos impulso - atsakas kainų augimo tempui ir nedarbo lygiui
Šaltinis: sudaryta autorės

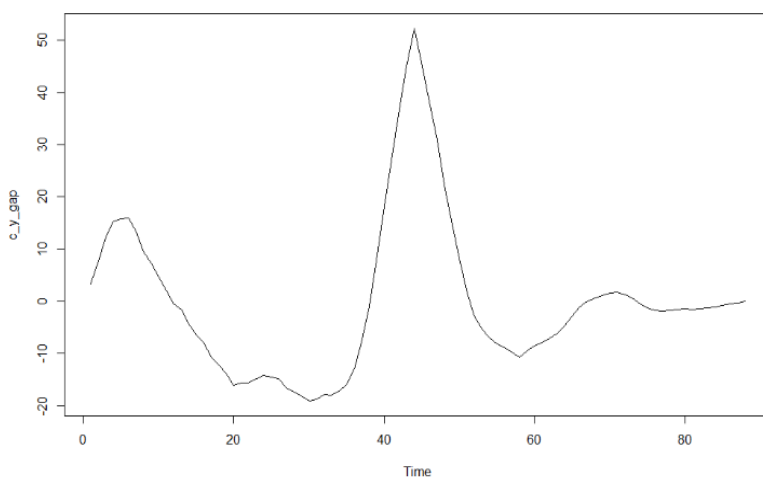
Gamybos spraga linkusi šiek tiek paspartinti kainų augimo tempą, tai yra 1 arba 2 ketvirčius į priekį. Jeigu Lietuvos ekonomika yra virš savo potencialo, tai kainų augimo tempas irgi linkęs paspartėti. Kalbant apie gamybos spragos poveikį kainų ir nedarbo lygiams, tai egzistuoja teigiamas poveikis kainų augimo tempui pirmais keliais ketvirčiais po impulso, taigi nedarbo mažėjimas linkęs suformuoti teigiamą gamybos spragą, o ji savo ruožtu jau spartina infliaciją.

Analizuodami sudaryto VAR'o tarpusavio kintamųjų poveikius vienas kitam, susiduriama su trumpalaikiu efektu.

Taikant VECM'ą, galima tinkamai atsižvelgti į endogeniškumo problemas ir nagrinėti nestacionarius kintamuosius. Taip pat svarbus aspektas yra atskleisti ekonomiškai galimus pagrįsti ilgojo laikotarpio pusiausvyros kointegravimo sąryšius ir poveikį vienas kitam.

Pirmame etape surandama pusiausvyros lygties paklaidos seka, o antrame etape ta pati paklaidos seka yra naudojama VECM'o įvertinimui.

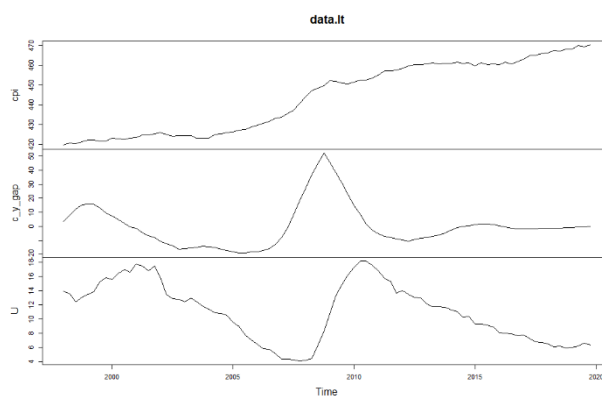
Tikslui pasiekti turime suformuoti kumuliatyvinę gamybos spragą, kitaip sakant, sukauptą gamybos spragą.



14 paveikslas. Lietuvos kumuliatyvinės gamybos spragos dinamika

Šaltinis: sudaryta autorės

Taip pat pasižiūrėkime kaip kumuliatyvine spraga koreliuoja su likusiais kintamaisiais.



15 paveikslas. Lietuvos vartotojų kainų indekso, kumuliatyvinės spragos ir nedarbo lygio dinamika

Šaltinis: sudaryta autorės

Akivaizdžiai matome, jog gamybos spraga stipriai koreliuoja su nedarbo lygiu. Jeigu kumuliatyvinė gamybos spraga didėja, tai nedarbo lygis mažėja.

Toliau atliksime Johanseno testą (“pėdsako testas”). Pasirenkame 5 eilės nestacionarių kintamųjų VAR‘ą, nes tik jame paklaidos nėra autokoreliuotos. Pėdsako λ_{trace} ir maksimalios tikrinės reikšmės λ_{max} statistikų pagalba nustatoma kiek kointegruojančių vektorių yra.

7 lentelė

Johansen 'o procedūros suvestinė („pėdsako“ testas)

	testo reikšmė	10 proc.	5 proc.	1 proc.
$r \leq 2$	6,78	7,52	9,24	12,97
$r \leq 1$	19,91	17,85	19,96	24,60
$r = 0$	44,96	32,00	34,91	41,07

Šaltinis: sudaryta autorės

Pėdsako testas parodė, kad pirmoji H_0 hipotezė atmetama, kad kointegruojančių vektorių yra vienas, o sekančios nulinės hipotezės neatmetamos.

8 lentelė

Johansen 'o procedūros suvestinė (maksimalios tikrinės reikšmės testas)

	testo reikšmė	10 proc.	5 proc.	1 proc.
$r \leq 2$	6,78	7,52	9,24	12,97
$r \leq 1$	13,14	13,75	15,67	20,20
$r = 0$	25,05	19,77	22,00	26,81

Šaltinis: sudaryta autorės

Maksimalios tikrinės reikšmės testas parodo tą patį ką ir pėdsako testas, kad pirmoji H_0 hipotezė atmetama, kad kointegruojančių vektorių yra vienas, o sekančios nulinės hipotezės neatmetamos.

Tuomet pasirenkame 1 kointegruojantį vektorių ir pakeiskime kointegruojančio vektoriaus specifikaciją į „const“, tai yra laisvąjį narį ir išmatuokime ilgalaikį sąryšį tarp kintamųjų:

9 lentelė

Ilgalaikis sąryšis tarp kintamųjų

Kintamasis	Reikšmė
cpi.l1	1,0000
c_y_gap.l1	-7,1751
U.l1	2,7122
constant	-467,206

Šaltinis: sudaryta autorės

Nustačius kointegruojančių vektorių skaičių, reikšmingiausi iš jų normalizuojami ir suradus pusiausvyros paklaidas įvertinamas pats VECM modelis.

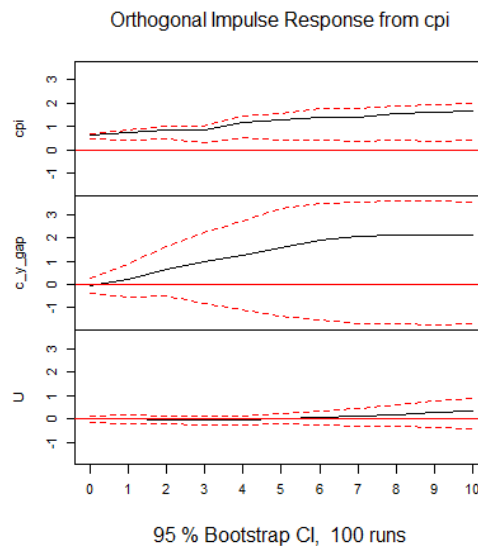
Taigi, ilgo laikotarpio sąryšis tarp gamybos ir kainų bei tarp nedarbo lygio ir kainų. Lygtis atrodytu taip:

$$cpi_{t-1} - 7,2y_{t-1} + 2,7U_{t-1} - 467 = e_{t-1} \quad (57)$$

$$cpi_{t-1} = 467 + 7,2y_{t-1} - 2,7U_{t-1} \quad (58)$$

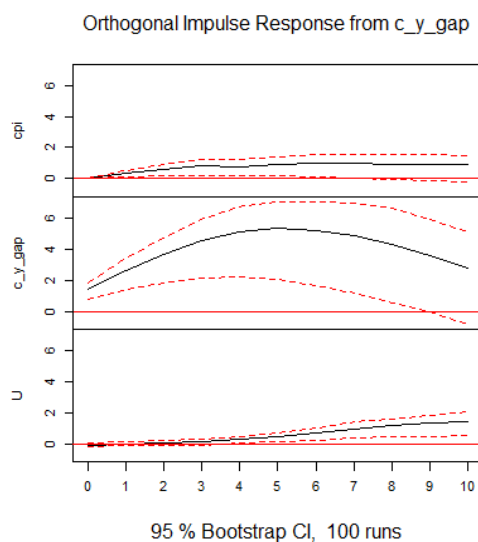
Turime ilgo laikotarpio sąryšį tarp vartotojų kainų ir gamybos spragos bei nedarbo lygio. Jeigu kumuliatyvinė gamybos spraga pernelyg ilgai užsilaiko ir tarkim padidėja ilgu laikotarpiu 1 procentiniu punktu, tai reiškia ekonomika ilgam išlieka aukščiau savo potencialo, o kainų lygis išaugtų ilgu laikotarpiu 7,2 procento. Jeigu nedarbas ilgu laikotarpiu padidėja 1 procentiniu punktu, tai kainos visumoje ilgu laikotarpiu linkę sumažėti 2,7 procento. Apibendrinant, tai yra ilgalaikiai gamybos spragos ir nedarbo efektai.

Taip pat apžvelkime impulso - atsako funkcijas. Pradėkime nuo kainų augimo tempo ir jo poveikio kumuliatyvinei gamybos spragai bei nedarbo lygiui.



16 paveikslas. Kainų augimo tempo poveikis nedarbo lygiui ir kumuliatyvinei gamybos spragai
Šaltinis: sudaryta autorės

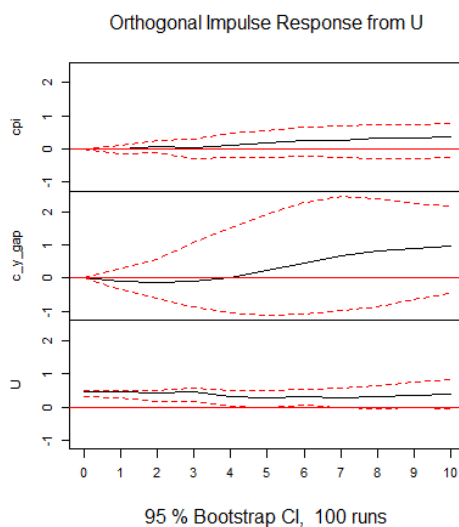
Kainų lygis neskatina gamybos spragos, galimai dėl to, jog infliacija yra nuosaiki. Atitinkamai, nedarbo lygiui reikšmingo poveikio nėra.



17 paveikslas. Kumuliatyvinės gamybos spragos poveikis kainų augimo tempui ir nedarbo lygiui

Šaltinis: sudaryta autorės

Analizuojant sukauptos gamybos spragos poveikį, pastebime teigiamą efektą kainų lygiui. Jeigu ekonomika yra aukščiau savo potencialo, tai turime reikšmingą poveikį ir ilgai užsistovėjusią gamybinę spragą. Nedarbo lygiui trumpu laikotarpiu poveikio nėra.



18 paveikslas. Nedarbo lygio poveikis kainų augimo tempui ir kumuliatyvinei gamybos spragai

Tęsiant, nedarbo lygis visumoje gamybinės spragos nepaveikia, kainų lygio taip pat neakseleruoja, tad VECM'as, nors ir pasižymi geresnėmis savybėmis nei VAR'as taip pat nenurodo tiesioginio poveikio kainoms, tačiau kaip ir VAR'as, taip ir VECM'as nurodo netiesioginį poveikį kainoms – per gamybos spragą, kuri kainas linkusi padidinti.

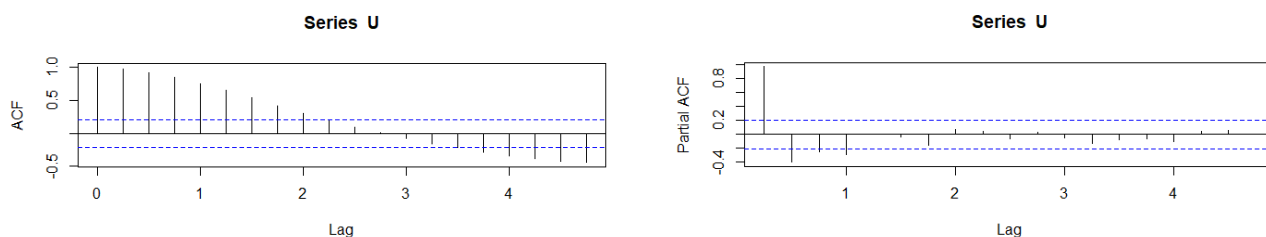
Sudarius VECM galima gauti analizei reikšmingas impulso – atsako funkcijas, rodančias, kaip kintamieji laikui bėgant reaguos į įvykusį vieno pasirinkto kintamojo vienetinį šoką.

Apibendrinant, sudarytas VECM nestacionariems kintamiesiems pagrindžia ilgojo laikotarpio pusiausvyros (kointegravimo) sąryšius ir poveikį vienas kitam.

3.2. Netiesinių modelių sudarymas

Netiesinių modelių sudarymas remiasi paklaidų kvadratų autokoreliacijos funkcijomis ir McLeod – Li bei Enders – Granger testais.

GAR modelio sudarymas prasideda nuo paklaidų diagnostikos, kuomet vizualiai įvertinami korelogramų įtraukti reikšmingi vėlavimai.



19 paveikslas. Nedarbo lygio autokorelograma ir dalinė autokorelograma

Šaltinis: sudaryta autorės

Dalinė autokorelograma parodo, jog 1, 2, 3 ir 4 eilės vėlavimai yra statistiškai reikšmingi ir juos reikėti įtraukiami į modelį. Jo suvestinė būtų:

10 lentelė

Startinio, nedarbo lygio, modelio suvestinė

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
U.11	1,3522	0,1049	12,889	<2e-16	***
U.12	-0,2494	0,1785	-1,397	1,66E-01	
U.13	0,1346	0,1778	0,757	4,51E-01	
U.14	-0,2913	0,1048	-2,780	6,80E-03	**

Šaltinis: sudaryta autorės

Iš suvestinės matyti, jog įtrauktas antras ir trečias vėlavimas tampa statistiškai nereikšmingi.

11 lentelė

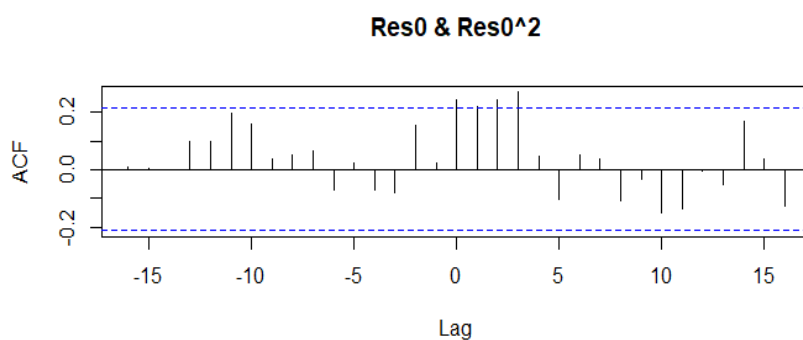
Nedarbo lygio modelio suvestinė, pašalinus nereikšmingus vėlavimus

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
U.11	1,22746	0,03204	38,311	<2E-16	***
U.14	-0,28405	0,03268	-8,693	3,22E-13	***

Šaltinis: sudaryta autorės

Autoregresinių koeficientų suma yra mažesnė už 1, o tai indikuoja apie nestacionarų procesą, kuriam būdingas spartus augimas ir lėta redukcija. Taip pat nedarbo lygis ilgu laikotarpiu linkęs grįžti prie savo atraktoriaus.

Tačiau patyrinėjus modelio paklaidas, paaiškėja, jog pagal Enders'o kryžminės korelogramos testą galimai 2 ir 3 vėlavimas nėra visiškai nereikšmingi ir juos galima įtraukti į tolimesnį tyrimą.



20 paveikslas. GAR modelio kryžminė korelograma

Šaltinis: sudaryta autorės

Sekantis žingsnis – pasitelkus startinio modelio reikšmingais vėlavimais - sukurti jų kvadratinės išraiškas ir tarpusavio kryžmines sandaugas. Suvestinės pagalba identifikuojami mažiau reikšmingi dėmenys ir pašalinami iš modelio:

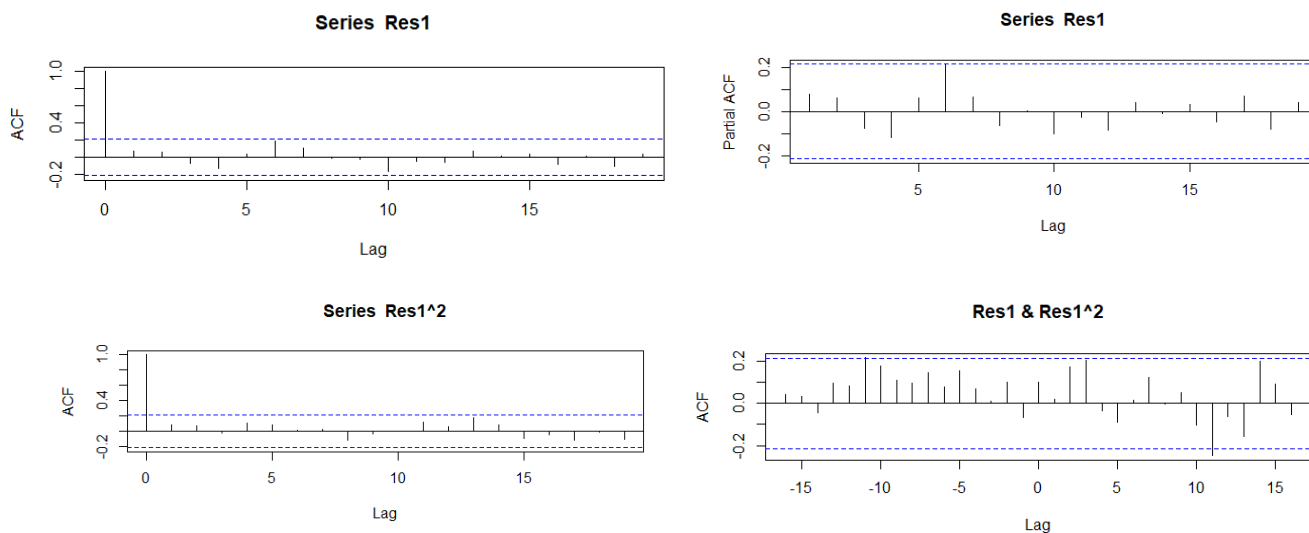
12 lentelė

Nedarbo lygio modelio suvestinė, įtraukus vėlavimų kryžmines sandaugas

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
U.11	1,59589	0,10787	14,794	<2E-16	***
U.14	-0,63311	0,11098	-5,705	2,13E-07	***
U.12.2	-0,12806	0,06115	-2,094	3,96E-02	*
U.14.2	0,10399	0,05713	1,82	7,27E-02	.
U.11.13	-0,02782	0,01150	-2,419	1,80E-02	*
U.12.13	0,23782	0,11895	1,999	4,92E-02	*
U.13.14	-0,18715	0,11214	-1,669	9,93E-02	.

Šaltinis: sudaryta autorės

Pašalinus nereikšmingas vėlavimų sandaugas, toliau atliekama paklaidų diagnostika. Tikrinama autokorelograma, dalinė autokorelograma bei kryžminė autokorelograma, bei jų kvadratai.



21 paveikslas. GAR modelio paklaidų diagnostika, pašalinus nereikšmingus vėlavimus

Šaltinis: sudaryta autorės

Taigi, autokorelograma, kvadratų autokorelograma ir dalinė autokorelograma nerodo reikšmingų lag'ų, o Enders'o testas (kryžminė autokorelograma) aiškina, jog egzistuoja koreliacija tarp t periodo ir $t-2$ periodo paklaidos kvadrato.

Modelio lygtis atrodo:

$$\begin{aligned}
 U_t = & \delta + \alpha_1 U_{t-1} + \alpha_4 U_{t-4} + \alpha_{22} U_{t-2}^2 \\
 & + \alpha_{44} U_{t-4}^2 + \alpha_{13} U_{t-1} U_{t-3} + \alpha_{23} U_{t-2} U_{t-3} \\
 & + \alpha_{34} U_{t-3} U_{t-4} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{59}$$

Pertvarkoma ir gaunama sekanti išraiška :

$$\begin{aligned}
 U_t = & \delta + (\alpha_1 + \alpha_{13} U_{t-3}) U_{t-1} \\
 & + (\alpha_{22} U_{t-2} + \alpha_{23} U_{t-3}) U_{t-2} \\
 & + (\alpha_4 + \alpha_{34} U_{t-3} + \alpha_{44} U_{t-4}) U_{t-4} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{60}$$

Apskaičiuotų koeficientų skaitinės reikšmės:

U.11	U.12.2	U.14
1.289172	1.210137	-1.550052

Apibendrinant, koeficientų suma yra 0,91, lyginant su startinio modelio koeficientų suma – 0,94, tai reiškia, kad nedarbas vis dėlto matematiškai yra nestacionarus, o ekonominiu turiniu – stacionarus.

Tikslinga taip pat įvertinti GAR-X ir BL-X modelių pritaikymus Phillips'o kreivės išmatavimui.

Analizė pradėta nuo autokorelogramų tikrinimo ir reikšmingų vėlavimų įtraukimo į modelį:

13 lentelė

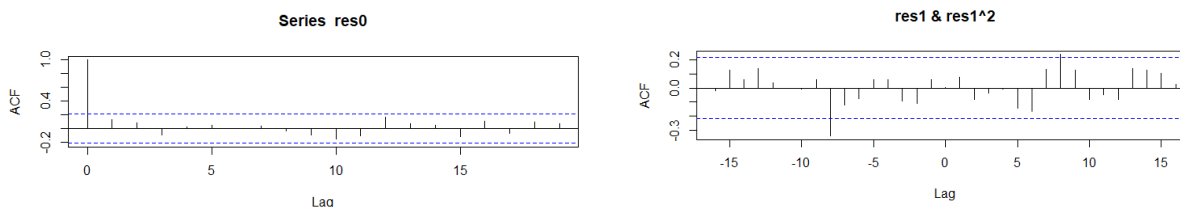
GAR – X startinis modelis

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
Lag (U, 1)	-0,691136	0,111309	-6,209	2,60E-08	***
Lag (U ² , 1)	0,028592	0,004925	5,806	1,40E-07	***
Lag (INFL, 4)	0,402054	0,082700	4,862	6,13E-06	***
Lag (INFL, 7)	-0,249432	0,080732	-3,090	2,80E-03	**

Šaltinis: sudaryta autorės

Į startinį GAR-X modelį įtraukti nedarbo lygio 1 vėlavimas ir jo kvadratas, taip pat infliacijos 4 ir 7 vėlavimas.

Paklaidų diagnostika rodo:



22 paveikslas. GAR-X modelio paklaidų diagnostika

Šaltinis: sudaryta autorės

kad paklaidos yra autokoreliuotos ir kitų reikšmingų vėlavimų nerasta.

Tuomet į esamą modelį įtraukiamas nominalaus BVP augimo tempas.

14 lentelė

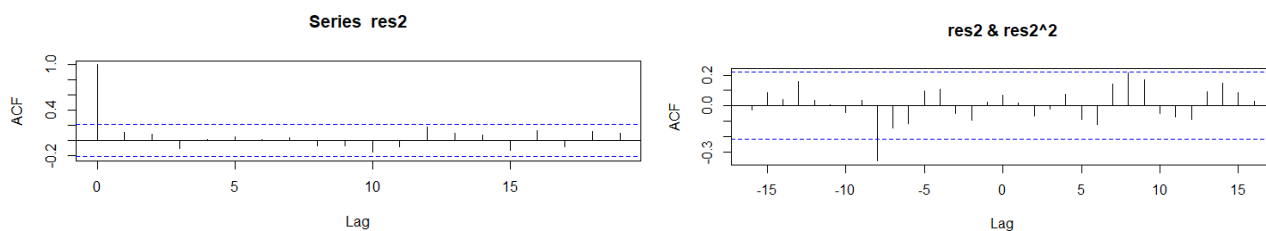
GAR – X modelio suvestinė su įtrauktu nominaliu BVP

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
Lag (U, 1)	-0,633185	0,11927	-5,309	1,08E-06	***
Lag (U ² , 1)	0,025988	0,00528	4,914	5,10E-06	***
Lag (INFL, 4)	0,440942	0,08748	5,040	3,13E-06	***
Lag (INFL, 7)	-0,222372	0,82960	-2,680	9,03E-03	***
dm	0,041114	0,03134	1,311	1,94E-01	

Šaltinis: sudaryta autorės

Pasirodo, jog nominalaus BVP augimo tempas yra nereikšmingas, tačiau jo įtraukimas nepablogino situacijos ir vis dar stebima koreliacija tarp infliacijos ir nedarbo lygio.

Autokorelograma ir kryžminė autokorelograma neparodė naujų statistiškai reikšmingų vėlavimų.



23 paveikslas. GAR – X modelio paklaidų diagnostika su nominalaus BVP įtraukimu

Šaltinis: sudaryta autorės

Išsitraukus skaitines reikšmes, gaunamas nedarbo lygio poveikis infliacijai:

```
[1] -0.425280541 -0.373304420 -0.321328298 -0.269352177 -0.217376056 -0.165399935 -0.113423814 -0.061447693
[9] -0.009471571 0.042504550 0.094480671 0.146456792 0.198432913 0.250409034 0.302385156
```

Jeigu nedarbo lygis užauga 1 proc. punktu (nuo 4 iki 5 proc.), tai sekantį ketvirtį infliacijos tempas sumažėja 0,43 proc. punkto. Toliau, jeigu nuo 5 iki 6 proc. išauga nedarbo lygis, tai sekantį ketvirtį infliacijos lygis sumažės 0,37 ir tas mažėjimas tęsis maždaug iki 11 – 12 proc.

Į trečią GAR-X modelį įtraukiama gamybos spraga:

15 lentelė

GAR – X modelio suvestinė su įtraukta gamybos spraga

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
Lag (U, 1)	-0,6946203	0,1094523	-6,346	1,52E-08	***
Lag (U ² , 1)	0,0284031	0,0048430	5,865	1,13E-07	***
Lag (INFL, 4)	0,4119837	0,0814763	5,056	2,94E-06	***
Lag (INFL, 7)	-0,1970227	0,0840165	-2,345	2,17E-02	*
Lag (y_gap, 3)	-0,0018854	0,0009907	-1,903	6,09E-02	.

Šaltinis: sudaryta autorės

Suvestė rodo, jog visi kintamieji yra statistiškai reikšmingi. Šio modelio paklaidų diagnostika neparodo sistemingų autokoreliacijų ir pasirinkti modelyje nepriklausomi kintamieji iš tiesų yra reikšmingi.

Paskutinio aptarto modelio skaitinės reikšmės, kurios parodo nedarbo poveikį infliacijai, nežymiai skiriasi nuo ankstesnio – su nominalaus BVP augimo tempu:

```
[1] -0.46307385 -0.40646403 -0.34985420 -0.29324438 -0.23663456 -0.18002474 -0.12341491 -0.06680509 -0.01019527
[10] 0.04641455 0.10302438 0.15963420 0.21624402 0.27285385 0.32946367
```

Tačiau jeigu nedarbo lygis išauga nuo 4 iki 5 proc., tai sekantį ketvirtį infliacijos lygis sumažės 0,46 proc. punkto. Analogiškai – mažėjimas tęsis kol nedarbas išauga iki 12

proc., vėliau kurį laiką priklausomybė išnyksta ir tuomet pasiekia lygį, kuomet infliacijos lygis pradeda augti. Kitaip tariant, pasireiškia tiesioginė priklausomybė tarp infliacijos ir nedarbo lygio.

Kitas įvertintas modelis yra BL – X, kuris remiasi egzogeninio faktoriaus ir slankiųjų vidurkių komponento sąveikomis. Tikslinga būtų užrašyti jo lygtį:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_{t-1} \varepsilon_{t-1} + \alpha_{11} U_{t-1} \varepsilon_{t-1} + \alpha_4 \pi_{t-4} + \alpha_7 \pi_{t-7} + \gamma_1 \Delta M_{t-1} + \gamma_{11} \Delta M_{t-1} \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (61)$$

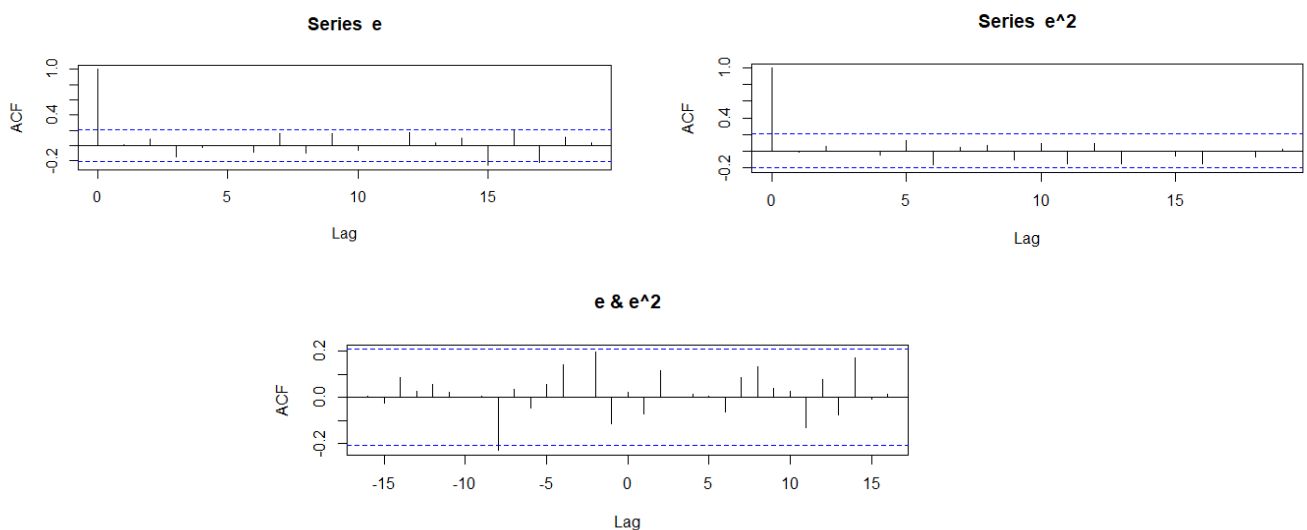
kur $\gamma_1 \Delta M_{t-1}$ visuminės paklausos šoko sąveika.

Kita reikalinga modelio išmatavimui dalis yra modifikuota tikėtimumo funkcija.

Jos lygtis atrodo sekančiai:

$$l^* = -T * \ln(\sigma^2) - \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}{\sigma^2} \quad (62)$$

Tuomet R programos pagalba rankiniu būdu suvedamos modelio išvedimo lygtys ir priešpaskutinis žingsnis yra atkurti epselon'ų vektorių. Tęsiant, pasitikriname autokorelogramas bei kryžminę autokorelogramą:

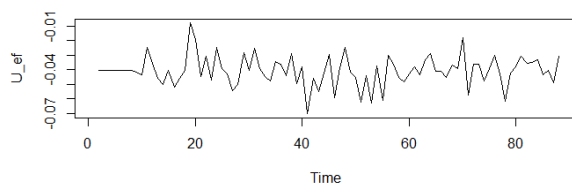


24 paveikslas. BL – X modelio paklaidų diagnostika

Šaltinis: sudaryta autorės

epselon'ų ir jų kvadrato autokorelograma neįtraukia kitų reikšmingų reikšmingų vėlavimų.

Kryžminė autokorelograma teigia, jog jokių netiesiškumų nėra.

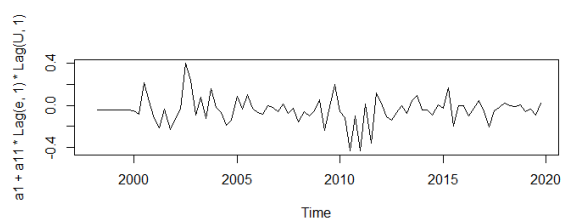


25 paveikslas. Nedarbo lygio ir infliacijos dinamika 1998 – 2020 laikotarpiu

Šaltinis: sudaryta autorės

Tolimesnė analizė parodo, kad išaugus nedarbo lygiui kažkokiu konkrečiu laikotarpiu - infliacija lėtėja.

Sudauginę $\alpha_1 + \alpha_{11}\varepsilon_{t-1}$ koeficientus su U_{t-1} - gauname faktinių nedarbo lygio pasikeitimų paskatintus infliacijos sulėtėjimus arba paspartėjimus:

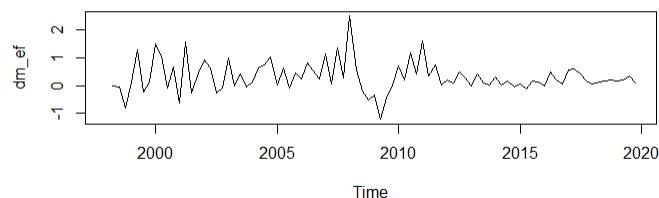


26 paveikslas. Faktinė nedarbo lygio ir infliacijos dinamika 1998 – 2020 laikotarpiu

Šaltinis: sudaryta autorės

iki finansinės krizės nedarbo lygio pokyčiai nulėmė infliacijos spartėjimą. Kada prasidėjo finansinė krizė ir stipriai išaugo nedarbas, tai infliacijos tempas tuo metu redukovosi. Pagerėjus padėčiai darbo rinkoje – nedarbo lygis mažėja, o infliacijos tempas pakankamai greitai atsistato ir vėliau jo tempas akivaizdžiai sulėtėja.

Įterpus nominalaus BVP dėmenis $((\gamma_1 + \gamma_M \varepsilon_{t-1})\Delta M_t)$:



27 paveikslas. Visuminės paklausos ir kainų augimo tempų dinamika 1998 – 2020 laikotarpiu

Šaltinis: sudaryta autorės

iki finansinės krizės visuminės paklausos įnešti efektai į infliaciją buvo reikšmingi. Po finansinės krizės – visuminės paklausos efektai ir poveikis kainų augimo tempui jau tapo nuosaikūs.

Gautos BL-X modelio skaitinės reikšmės:

16 lentelė

BL – X modelio skaitinės reikšmės

	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika
a0	0,43541	0,20976	2,07574
a1	-0,04055	0,01572	-2,57845
a11	-0,01635	0,00782	-2,09101
ar2	0,23236	0,04866	4,77434
ar4	0,46995	0,05719	8,20977
ar7	-0,22554	0,05613	-4,01756
g1	0,14808	0,02374	6,23594
g11	0,18016	0,02852	6,31514

Šaltinis: sudaryta autorės

Jeigu nedarbo lygis išauga 1 proc. punktu, tai kainų augimo tempas visumoje linkęs sumažėti 0,041 proc. punkto. O jeigu visuminė paklausa išauga 1 proc. punktu, tai kainų augimo tempas linkęs padidėti 0,148 proc. punkto. Taip pat svarbu paminėti, jog poveikis, tiek nedarbo lygio, tiek visuminės paklausos priklauso nuo infliacijos šokų dinamikos netolimoje praeityje.

Modelio pasirinkimas paremtas, modelio pasižymincio aukščiausiomis paaiškinimo galimybėmis pasirinkimu, o tokį nurodo modelis, kurio $\log(\sigma^2)$ yra pats mažiausias:

17 lentelė

Modelių palyginimas (GAR ir BL)

Paprasto Phillips'o kreivės GAR – X	-0,8082
GAR – X su nominaliu BVP	-0,8308
GAR – X su gamybos spraga	-0,8554
BL – X	-0,9410

Šaltinis: sudaryta autorės

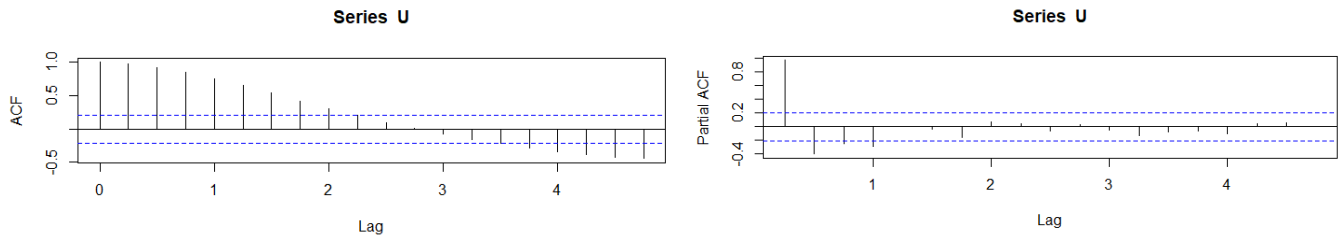
Apibendrinant gautus rezultatus, paprasto Phillips'o kreivės GAR – X modelio dėmens reikšmė yra -0,80, sekančio modelio su nominalaus BVP augimo tempu reikšmė yra -0,83 ir paskutinio GAR – X modelio su gamybos spraga yra -0,85. BL – X įvertinta $\log(\sigma^2)$ skaitinė reikšmė yra neigiamiausia (-0,94), o tai reiškia, jog būtent šis modelis pripažintas geriausiu iš visų sudarytų.

Pereinant prie sekančių netiesinių modelių – TAR, svarbu prisiminti, jog netiesinis mechanizmas yra gaunamas, kuomet kiekvienu laikotarpiu t priklausomas kintamasis U_t yra sugeneruojamas vienu iš dviejų tiesinių modelių:

$$U_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \alpha_{11}U_{t-1} + \varepsilon_{1t} & U_{t-1} > 0 \\ \alpha_{20} + \alpha_{21}U_{t-1} + \varepsilon_{2t} & U_{t-1} \leq 0 \end{cases} \quad (63)$$

kur U_{t-1} yra slenkstis, o režimo kaita priklauso nuo šokių ε_{1t} ir ε_{2t} abejose lygtyse.

Kaip įprastai, paprasto TAR modelio analizė prasideda nuo autokorelogramos ir dalinės autokorelogramos vizualizavimo ir reikšmingų vėlavimų parinkimo:



28 paveikslas. Nedarbo lygio autokorelograma ir dalinė autokorelograma, taikant TAR modelį
Šaltinis: sudaryta autorės

Dalinė autokorelograma parodo 1, 2, 3 ir 4 reikšmingus lag'us, kurie įtraukiami į modelio viršutinį bei apatinį režimą. Suvestinės pagalba eliminuojami mažiau reikšmingi vėlavimai iš esamo modelio ir pakartojama procedūra.

18 lentelė

Startinio TAR modelio suvestinė

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
const. L	0,619357	0,276096	2,243	2,77E-02	*
phi L.1	1,455505	0,171316	8,496	1,03E-12	***
phi L.2	-0,072963	0,295802	-0,247	8,06E-01	
phi L.3	-0,171853	0,284606	-0,604	5,48E-01	
phi L.4	-0,266562	0,197407	-1,350	1,81E-01	
const. H	3,447336	0,851367	4,049	1,20E-04	***
phi H.1	0,978315	0,132845	7,364	1,59E-10	***
phi H.2	-0,129154	0,190479	-0,678	5,00E-01	
phi H.3	0,370739	0,187956	1,973	5,21E-02	.
phi H.4	-0,456700	0,109971	-4,153	8,32E-05	***

Šaltinis: sudaryta autorės

Sekančiame etape bus pašalinti 2, 3 bei 4 vėlavimas iš apatinio režimo ir 2, 3 vėlavimas – viršutinio.

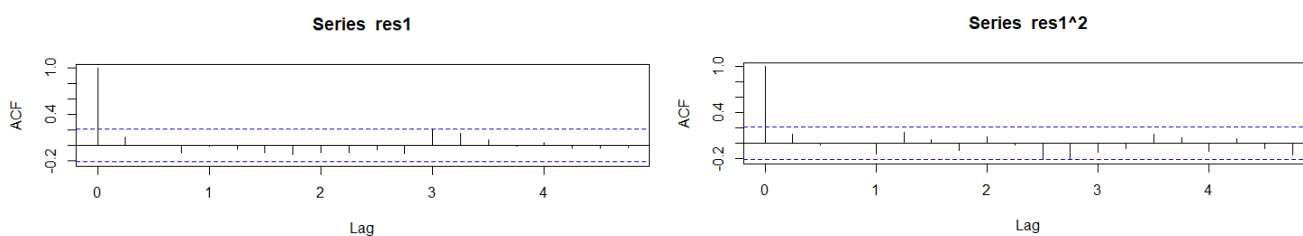
19 lentelė

TAR modelio suvestinė, pašalinus nereikšmingus vėlavimus

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
const. L	1,146886	1,065568	1,076	2,85E-01	
phi L.1	0,784613	0,206013	3,809	2,67E-04	***
const. H	0,656866	0,265899	2,470	1,55E-02	*
phi H.1	1,220415	0,033831	36,074	<2,2E-16	***
phi H.4	-0,279764	0,033218	-8,422	9,36E-13	***

Šaltinis: sudaryta autorės

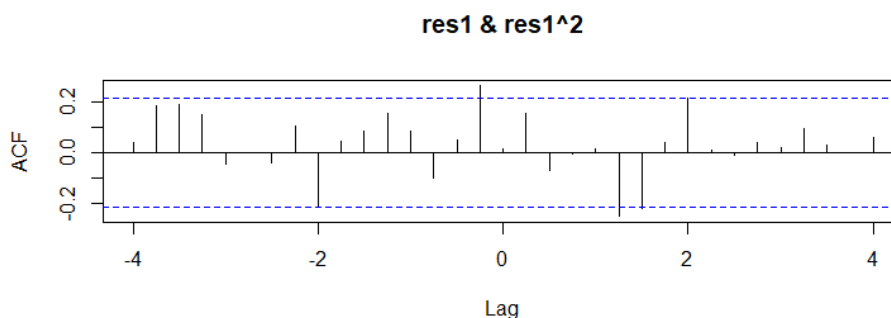
Liko atlikti paklaidų diagnostiką, įskaitant Enders'o testą ir įsitikinti ar įtraukti vėlavimai yra tinkami nedarbo lygio slenkstiniui modeliui.



29 paveikslas. TAR modelio paklaidų diagnostika

Šaltinis: sudaryta autorės

Autokorelograma ir paklaidų kvadrato autokorelograma neįtraukia reikšmingų vėlavimų. Enders'o testas nerodo žymių nukrypimų.



30 paveikslas. Kryžminė autokorelograma, taikant TAR modelį

Šaltinis: sudaryta autorės

Taigi, modelio slenksčio reikšmė yra 6,03. Jeigu praėjusį laikotarpį nedarbo lygis buvo didesnis už slenkstinę reikšmę, tai nedarbo lygis generuojamas viršutinio režimo (pirmo ir kervirto lag'o), ir atvirkščiai, jeigu nedarbo lygis buvo mažesnis už 6,03 proc. – apatinio režimo, tai yra su pirmu vėlavimu. Taip pat iš suvestinės matyti, jog apatiniame režime yra 15,48 % stebėjimų, o viršutiniame – 84,52%.

Vėliau buvo sumodeliuotas impulso TAR'as (M – TAR'as). Kadangi netiesiškumo prigimtis tiksliai nėra nežinoma, tuomet prielaida būtų tokia, jog susireguliuavimas gali priklausyti ne nuo U_{t-1} , o nuo ΔU_{t-1} . Skirtumas nuo anksčiau sudaryto modelio būtų toks, kad M – TAR'e $I_t = 1$, jeigu $\Delta U_{t-1} > 0$ ir $I_t = 0$, jeigu $U_{t-1} \leq 0$. Jeigu kintamasis $t - 1$ laikotarpiu išauga, tai randamasi augimo režime, jei sumažėjo – smukimo.

Įtraukiami pirmas ir ketvirtas vėlavimas kiek viršutiniame, tiek apatiniame režime.

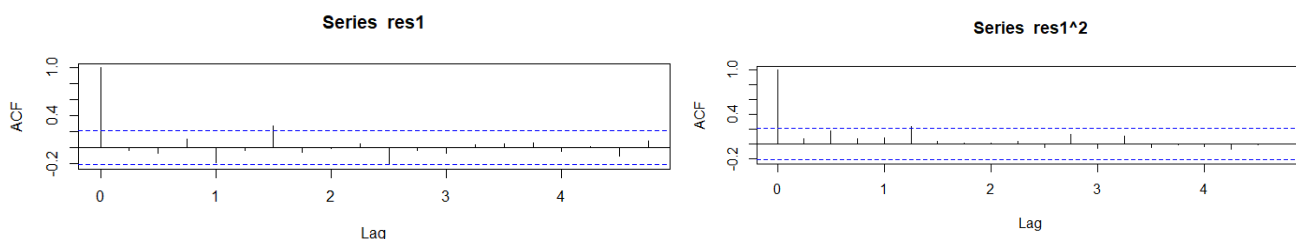
20 lentelė

M – TAR modelio suvestinė

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
const. L	0,131616	0,207404	0,635	5,27E-01	
phi L.1	1,124431	0,062507	17,989	<2,2E-16	***
phi L.4	-0,152599	0,061896	-2,465	1,58E-02	*
const. H	2,206715	0,423828	5,207	1,39E-06	***
phi H.1	1,118776	0,053958	20,734	<2,2E-16	***
phi H.4	-0,280792	0,047152	-5,955	6,21E-08	***

Šaltinis: sudaryta autorės

Paklaidų diagnostika atskleidžia:



31 paveikslas. M - TAR modelio paklaidų diagnostika

Šaltinis: sudaryta autorės

jog reikšmingų vėlavimų iš pirmų keturių neaptikta.

Slenksčio reikšmė, šiuo atveju, yra 0,1. Jeigu nedarbo lygis padidėja daugiau nei 0,1, tai susiduriama su viršutiniu režimu, ir atvirkščiai, jeigu nedarbo lygio tempas mažesnis už slenksčio reikšmę – apatiniu režimu. Stebėjimų pasiskirstymas yra 75% apatiniame ir 25% viršutiniame.

Trečias modelis – TAR su egzogeniniu slenksčiu ir trimis režimais:

21 lentelė

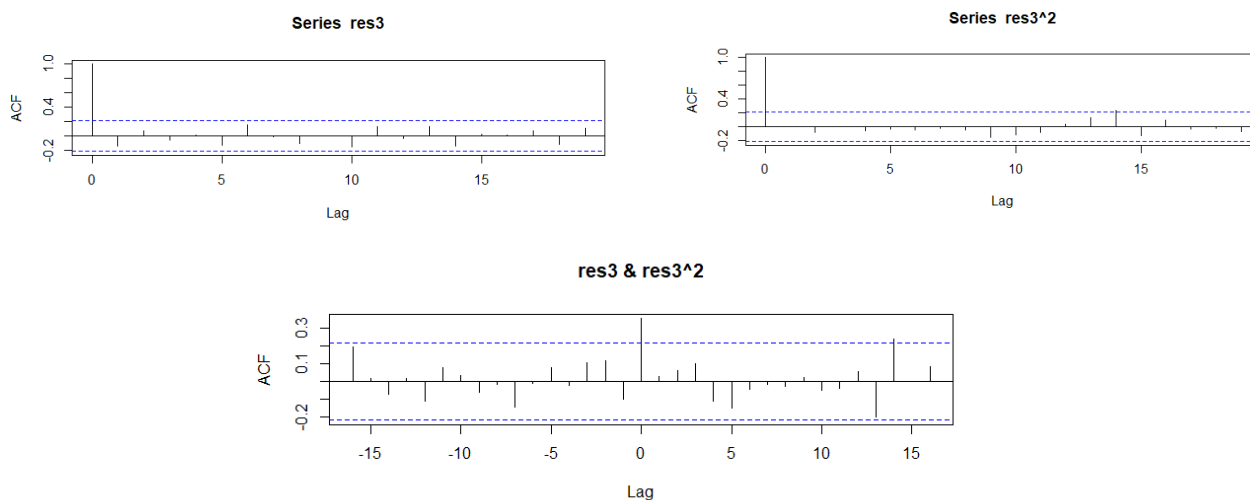
TAR modelio su egzogeniniu slenksčiu ir trimis režimais suvestinė

Kintamasis	Koeficientas	Std. paklaida	t statistika	p reikšmė	Reikšmingumas
const. L	-0,367516	0,299265	-1,2281	2,23E-01	
phi L.1	1,198767	0,075710	15,8338	<2,2E-16	***
phi L.4	-0,63857	0,174829	-3,6525	4,82E-04	***
phi L.5	0,445965	0,126853	3,5156	7,53E-04	***
const. M	0,753757	0,250837	3,0050	3,62E-03	**
phi M.1	1,291614	0,181030	7,1348	5,51E-10	***
phi M.2	-0,515958	0,221907	-2,3251	2,28E-02	*
phi M.3	0,486424	0,217457	2,2369	2,83E-02	*
phi M.5	-0,338142	0,099219	-3,4080	1,06E-03	**
const. H	0,961155	0,373467	2,5736	1,27E-02	*
phi H.1	1,381389	0,063062	21,9052	<2,2E-16	***
phi H.4	-1,08767	0,219181	-4,9624	4,32E-06	***
phi H.5	0,608389	0,176608	3,4448	9,45E-04	***

Šaltinis: sudaryta autorės

Taigi, paaiškėjo jog statistiškai reikšmingi vėlavimai buvo 1, 4 ir 5 apatiniame režime, 1, 4, 5 – viršutiniame, o viduriniame režime aptikti 1, 2, 3 ir 5 reikšmingi lag'ai.

Paklaidų diagnostika yra sklandi:



32 paveikslas. Paklaidų diagnostika TAR modelio su trimis režimais

Šaltinis: sudaryta autorės

Paklaidų ir paklaidų kvadrato autokorelogramos yra autokoreliuotos ir neišskiria atskirų vėlavimų.

Modelio lygtys:

$$U_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_4\pi_{t-4} + \alpha_5\pi_{t-5} + \varepsilon_{1t} & \pi_{t-1} > 1,429 \\ \alpha_{20} + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\pi_{t-3} + \alpha_5\pi_{t-5} + \varepsilon_{2t} & 0,471 - 1,429 \\ \alpha_{30} + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_4\pi_{t-4} + \alpha_5\pi_{t-5} + \varepsilon_{3t} & \pi_{t-1} < 0,471 \end{cases} \quad (64)$$

Stebėjimų pasiskirstymas yra sekantis: apatiniame režime 48,78%, viduriniame 35,37% ir viršutiniame 15,85%.

Šis modelis reprezentuoja, jog viršutinis režimas egzistuoja tada, kai infliacija yra didesnė už 1,429 procento, o apatinis, kai infliacija yra mažesnė už 0,471 proc. Vidurinis režimas aptinkamas, kuomet infliacija yra nuo 0,471 proc. iki 1,429 proc.

Taigi, aptarus ir išmatavus visus TAR'us, pravartu apskaičiuoti Akaičę kriterijų, kuris indikuoja apie tinkamiausią modelį.

22 lentelė

TAR'ų apskaičiuotas informacinis kriterijus

	AIC
pirmas modelis (paprastas TAR)	-80
antras modelis (M-TAR)	-102
trečias modelis (TAR su egzogeniniu slenksčiu ir trimis režimais)	-114

Šaltinis: sudaryta autorės

Palyginus TAR'us, paaiškėjo, jog geriausiai apskaičiuotas modelis yra paskutinis – TAR su egzogeniniu slenksčiu ir trimis režimais, kadangi jo apskaičiuotas informacinis kriterijus yra neigiamiausias.

Taigi, paprastas GAR modelis parodė, jog nedarbas pasižymi neapibrėžtumu ir tolimesnėje analizėje pasirinkta alternatyva - GAR – X. GAR – X modelis su įtrauktu nominaliu BVP arba gamybos spraga atskleidžia, kad maždaug iki 12 proc. stebima atvirkštinė priklausomybė tarp nedarbo lygio ir infliacijos, vėliau kurį laiką priklausomybė išnyksta ir tuomet pasiekia lygį, kuomet infliacijos lygis pradeda augti. BL – X modelis, palyginus su GAR – X, pripažintas geriausiu iš visų sudarytų, jis implikuoja, kad nedarbo lygiui išaugus 1 proc. punktu, tai kainų augimo tempas visumoje linkęs sumažėti 0,041 proc. punkto. O jeigu visuminė paklausa išauga 1 proc. punktu, tai kainų augimo tempas linkęs padidėti 0,148 proc. punkto. Taip pat svarbu paminėti, jog poveikis, tiek nedarbo lygio, tiek visuminės paklausos priklauso nuo infliacijos šokų dinamikos netolimoje praeityje. Paskutinio netiesinio modelio –

TAR su egzogeniniu slenksčiu ir trimis režimais, parinktas kaip tinkamiausias sudarytas modelis, kuris reprezentuoja, jog viršutinis režimas egzistuoja tada, kai infliacija yra didesnė už 1,429 procento, o apatinis, kai infliacija yra mažesnė už 0,471 proc. Vidurinis režimas aptinkamas, kuomet infliacija yra nuo 0,471 proc. iki 1,429 proc.

Apibendrinus netiesinius modelius, TAR ir GAR bei BL modeliai tarpusavyje skiriasi. GAR ir BL modeliai skirti naudoti tada, kuomet funkcinė forma nėra žinoma. Priešingai nei GAR ar BL modeliai, TAR'ai turi savyje korekcijos mechanizmą, kuris yra būdingas ekonomikos sistemai.

IŠVADOS

Moksliniuose natūralaus nedarbo lygio tyrimuose naudojami trijų rūšių metodai šiam lygiui įvertinti: statistiniai, struktūriniai ir redukuotos formos (pusiau-struktūriniai) formos metodai. Struktūriniuose metoduose dažniausiai yra pasitelkiama lygčių sistema, aprašanti kainų ir atlyginimų nustatymą. Kaip ir struktūriniuose, redukuotos formos metoduose pasitelkiama ekonominė teorija, šiuo atveju papildyta Phillips'o kreivė pritaikant statistinius filtrus. Statistiniai natūralaus nedarbo lygio matavimo metodai naudoja vien tik nedarbo lygį kaip pagrindinį ir vienintelį kintamąjį, išskirdami iš jo tendą, o tai yra natūralų nedarbo lygį. Įvertinus struktūrinių, statistinių ir redukuotos formos natūralaus nedarbo lygio vertinimo metodų privalumus ir trūkumus, tinkamiausiu metodu Lietuvos atvejui, geriausiai pasirinkti redukuotos formos metodą, grįstą lūkesčiais papildyta Phillips'o kreivė pridedant reikalingus papildomus kintamuosius, įvertinančius įvairius šokus ir išskiriant natūralaus nedarbo lygio dalį.

Tai, kad iki 10 proc. nedarbo lygio egzistuoja įprastinė atvirkštinė aiškiai išreikšta Phillips'o kreivės priklausomybė yra nuoroda, kad natūralus nedarbo lygis, žiūrint į jį per infliaciją neakseleruojančio nedarbo prizmę bus dydis mažesnis už 10 proc., tačiau artimas 10 proc., nes nedarbui esant netoli 10 proc., jo pasikeitimai infliacijos tempo stipriai neįtakoja.

Tęsiant, nedarbo lygis visumoje gamybinės spragos nepaveikia, kainų lygio taip pat neakseleruoja, tad VECM'as, nors ir pasižymi geresnėmis savybėmis nei VAR'as taip pat nenurodo tiesioginio poveikio kainoms, tačiau kaip ir VAR'as, taip ir VECM'as nurodo netiesioginį poveikį kainoms – per gamybos spragą, kuri kainas linkusi padidinti.

Taigi, paprastas GAR modelis parodė, jog nedarbas pasižymi neapibrėžtumu ir tolimesnėje analizėje pasirinkta alternatyva - GAR – X. GAR – X modelis su įtrauktu nominaliu BVP arba gamybos spraga atskleidžia, kad maždaug iki 12 proc. stebima atvirkštinė priklausomybė tarp nedarbo lygio ir infliacijos, vėliau kurį laiką priklausomybė išnyksta ir tuomet pasiekia lygį, kuomet infliacijos lygis pradeda augti. BL – X modelis, palyginus su GAR – X, pripažintas geriausiu iš visų sudarytų, jis implikuoja, kad nedarbo lygiui išaugus 1 proc. punktu, tai kainų augimo tempas visumoje linkęs sumažėti 0,041 proc. punkto. O jeigu visuminė paklausa išauga 1 proc. punktu, tai kainų augimo tempas linkęs padidėti 0,148 proc. punkto. Taip pat svarbu paminėti, jog poveikis, tiek nedarbo lygio, tiek visuminės paklausos priklauso nuo infliacijos šokų dinamikos netolimoje praeityje. Paskutinio netiesinio modelio – TAR su egzogeniniu slenksčiu ir trimis režimais, parinktas kaip tinkamiausias sudarytas modelis, kuris reprezentuoja, jog viršutinis režimas egzistuoja tada, kai infliacija yra didesnė

už 1,429 procento, o apatinis, kai infliacija yra mažesnė už 0,471 proc. Vidurinis režimas aptinkamas, kuomet infliacija yra nuo 0,471 proc. iki 1,429 proc.

Apibendrinus netiesinius modelius, TAR ir GAR bei BL modeliai tarpusavyje skiriasi. GAR ir BL modeliai skirti naudoti tada, kuomet funkcinė forma nėra žinoma. Priešingai nei GAR ar BL modeliai, TAR'ai turi savyje korekcijos mechanizmą, kuris yra būdingas ekonomikos sistemai.

LITERATŪROS SĄRAŠAS

1. Bade, R., Parkin M. (2007). *Foundations of economics* (4th ed) – USA: Pearson Education Inc. ISBN 0-321-36505-4. Žiūrėta 2019 – 11 – 01.
2. Ball, L. ir Mankiw, N. G. (2002). *The NAIRU in Theory and Practice* // Journal of Economic Perspectives, Fall, Volume 16, Number 4. Žiūrėta 2019 – 11 – 01.
3. Bartkus A. *Laiko eilutės I, II*. Paskaitų konspektai, 2019 – 2020. Žiūrėta 2020 – 04 – 15, 2020 – 10 – 20, 2020 – 12 – 01.
4. Baumol, J. W., Blinder S. A. (2005). *Economics: principles and policy* (9th ed) - Mason (Ohio): Thomson/ South-Western - 772 p. ISBN 0-324-20163-X. Žiūrėta 2019 – 10 – 20.
5. Begg, D., Fischer, S., Dornbusch, R.. (2000). *Economics* (6th ed.) – London: The McGraw-Hill Companies – 634 p. ISBN 0-07-709615-0. Žiūrėta 2019 – 10 – 18.
6. Blanchard O. (2007). Makroekonomika. Vilnius. Žiūrėta 2020 – 10 – 01.
7. Blanchard, O. (2006). *Macroeconomics* (4th ed.) – New Jersey: Person Educatio Inc. – 669 p. ISBN 0131860267. Žiūrėta 2019 – 10 – 19.
8. Blanchard, O. J. (1985). *The Wage Price Spiral*. National Bureau of Economic Research. Paper nr. 1771. Žiūrėta 2019 – 10 – 18. Prieiga per internetą: <http://www.nber.org/papers/w1771.pdf>
9. Blanchard, O. J., Summers L.H. (1987). *Hysteresis and European Unemployment Problem*. National Bureau of Economic Research. Paper nr 1950. Žiūrėta 2019 – 11 – 10. Prieiga per internetą: <http://www.nber.org/papers/w1950.pdf>
10. Enders W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc. Žiūrėta 2020 – 04 – 02.
11. Enders W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (4th ed.). John Wiley & Sons Inc.
12. Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series* (3rd edition). New York: John Wiley & Sons, Inc. Žiūrėta 2019 – 10 – 02.
13. Estrella, A., Mishkin, F.S. (1999). *Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Formulation and Uncertainty*, in John Taylor (ed.): *Monetary Policy Rules*. The University of Chicago Press: Chicago, IL. Žiūrėta 2019 – 11 – 10.
14. Fabiani, S., Mestre, R. (2000). *Alternative Measures of the NAIRU in the Euro Area: Estimates and Assesment*. Working paper. Frankfurt am Main: European Central Bank. Žiūrėta 2019 – 11 – 18.

15. Hall E. R., Lieberman M. (2006). *Economics: principles and applications* (3rd ed.) – Natorp Boulevard Mason: Thompson south – western – 611 - 612 p. Žiūrėta 2019 – 10 – 18.
16. Huh, H.S. (2005). *Nonlinear Phillips curve, NAIRU and monetary policy rules* //Yonsei University Research Papers. Žiūrėta 2019 – 10 – 20.
17. Kvedaras. V. (2005) *Taikomoji laiko eilučių ekonometrija*. Žiūrėta 2020 – 12 – 01. Prieiga per internetą: <http://web.vu.lt/mif/v.kvedaras>
18. Layard, R., Nickell, S., Jackman, R. (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford: Oxford University Press. Žiūrėta 2019 – 11 – 03.
19. Lapinskas R. (2008). *Ekonometrija su kompiuteriu II. Laikinės sekos*. Žiūrėta 2020 – 03 – 10. Prieiga per internetą: <http://uosis.mif.vu.lt/~rlapinskas>
20. Leipus R. (2010). *Finansinės laiko eilutės*. Žiūrėta 2020 – 03 – 10. Prieiga per internetą: <http://mif.vu.lt/~remis>
21. Mankiw, N.G., Reis, R. (2001) *Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps*. Paper prepared for a conference in honor of Ned Phelps. Žiūrėta 2019 – 11 – 10.
22. Paliulytė, R. (2005). *Makroekonomika*. Vilnius. Žiūrėta 2019 – 10 – 02.
23. Pfaff B. (2010). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R* (2nd ed.). Springer – Verlag. Žiūrėta 2020 – 11 – 10.
24. Phelps, E. (1995). *The Structuralist Theory of Employment*. Department of Economics, Columbia University. Žiūrėta 2019 – 10 – 02.
25. Richardson, P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae, and D. Turner (2000). *The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU Across 21 OECD Countries*. Papers no. 250, OECD. Žiūrėta 2019 – 11 – 10.
26. Romer, D. (2012). *Advanced macroeconomics*. New York: McGrawHill Irwin. Žiūrėta 2019 – 11 – 03.
27. Skominas, V. (2006). *Makroekonomika*. – Vilnius: Vilniaus universiteto leidykla – 278 p. – ISBN 9986-19-949-2. Žiūrėta 2019 – 10 – 20.
28. Snieška, V. et al. (2005). *Makroekonomika*. Technologija. Žiūrėta 2019 – 11 – 14.
29. Staiger, Stock, Watson (1997). *How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment? Reducing inflation: Motivation and Strategy*. The National Bureau of

Economic Research. Žiūrėta 2019 – 11 – 04. Prieiga per internetą:
<http://www.nber.org/chapters/c8885>

30. Staiger, Stock, Watson (2001). *Prices, Wages and the U.S. NAIRU*. National Bureau of Economic Research: Paper Prepared for the Conference on the Sustainable Employment. Žiūrėta 2019 – 10 – 24.
31. Szeto, K. L., Guy, M. (2004). *Estimating the New Zealand NAIRU*. Working paper Series, No. 04/10, New Zealand Treasury. Žiūrėta 2019 – 11 – 03.
32. Šeputienė J. (2012). *Makroekonomikos teorija*. Šiauliai. Žiūrėta 2019 – 11 – 10.
33. Tsay R. S. (2001). *Analysis of Financial Time Series*. Wiley Inter – Science. Žiūrėta 2020 – 03 – 14.
34. Tsay R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series* (2nd ed.). Wiley Inter – Science. Žiūrėta 2020 – 03 – 14.
35. Tsay R. S. (2010). *Analysis of Financial Time Series* (3rd ed.). John Wiley & Sons Inc. Žiūrėta 2020 – 11 – 08.

NATŪRALAUS NEDARBO LYGIO SAMPRATA IR IŠMATAVIMAS

Julija DMITRIJEVA

Magistro baigiamasis darbas

Vilniaus universitetas, Ekonomikos ir verslo administravimo fakultetas

Darbo vadovas – Doc. dr. Algirdas Bartkus

Vilnius, 2021

SANTRAUKA

61 puslapis, 32 paveikslai, 22 lentelės, 35 šaltiniai

Daugelis skirtingų šalių ekonomistų ir politikos veikėjų stengiasi išspręsti problemą, kuri yra susijusi su infliacinių procesų svyravimu ir natūralaus nedarbo lygio stabilumu. Reikėtų išsiaiškinti, kas būtent sukelia neigiamus padarinius ir koks yra ryšys tarp šių dviejų makroekonominių dydžių, kurios turi tiesioginį poveikį šalies ekonomikai. Prie minėtų prielaidų taip pat prisideda skirtingos ekonominės struktūros, susiklosčiusios dėl istorinių aplinkybių, geografinės padėties ir socialinių veiksnių.

Baigiamąjį darbą sudaro 3 pagrindinės dalys: mokslinės literatūros analizė, tyrimas ir rezultai bei išvados.

Mokslinės literatūros analizė parodė, kad nedarbo lygio koncepcijas aptaria tiek Lietuvos, tiek užsienio autoriai, kurie savo ruožtu pateikia įvairias nedarbo sampratas, bando klasifikuoti pagal veiksnius ir nustato problemos priežastingumą. Moksliniuose šaltiniuose plačiai nagrinėjamas natūralus nedarbo lygis ir jo sąryšis su infliacija ir nedarbu. Tuo pat metu atsirado Phillips'o kreivės pagrindimas dėl atvirkštinės nedarbo ir infliacijos priklausomybės.

Po mokslinė literatūros analizės darbo autorius įvertino ir išmatavo Lietuvos natūralų nedarbo lygį, naudojant skirtingus ekonometrinius modelius. Buvo pasirinkti tokie tiesiniai modeliai (VAR ir VECM) ir netiesiniai (GAR, BL ir TAR).

Išvada tokia, jog nedarbo lygis visumoje gamybinės spragos nepaveikia ir kainų lygio neakseleruoja. Vektorinės paklaidų korekcijos modelis nors ir pasižymi geresnėmis savybėmis nei vektorinė autoregresija, taip pat nenurodo tiesioginio poveikio kainoms, tačiau kaip VAR'as, taip ir VECM'as nurodo netiesioginį poveikį kainoms – per gamybos spragą, kuri kainas linkusi padidinti. Apibendrinus netiesinę regresiją, slenkstinis autoregresinis modelis, bilinearus modelis ir apibendrinta autoregresija tarpusavyje skiriasi. GAR ir BL modeliai skirti

naudoti tada, kuomet funkcinė forma nėra žinoma. Priešingai nei GAR ar BL modeliai, TAR'ai turi savyje korekcijos mechanizmą, kuris yra būdingas ekonomikos sistemai.

THE CONCEPT AND THE ESTIMATION OF THE NATURAL RATE OF UNEMPLOYMENT

Julija DMITRIJEVA

Paper for the Master's degree

Vilnius University, Faculty of Economics and Business Administration

Supervisor – Assoc. Prof. Algirdas Bartkus

Vilnius, 2021

SUMMARY

61 pages, 32 pictures, 22 tables, 35 references

Many economists and politicians in different countries are trying to solve a problem - volatile inflation process and the stability of natural unemployment. First, would need to find out what causes and making negative effects between two macroeconomic sizes, which makes a negative effect on the country's economy. As different economic structure due to historical circumstances, geographical location and social factor also contribute to these assumptions.

The work consists of three main parts; the analysis of literature, the research and its results, conclusion.

Literature analysis reviews that unemployment rate concepts are discussed by Lithuanian and foreign authors. They are presenting various concepts of unemployment: trying to classify by factors and identify problems. Natural sources of unemployment and its relations to inflation and unemployment are widely studied in scientific sources. At the same time, Philips curve emerged about the justification for the inverse relationship between unemployment and inflation.

After the literature analysis the author has estimated Lithuania's natural unemployment rate using different econometric models. Linear models (VAR and VECM) and nonlinear (GAR, BL and TAR) were chosen.

The conclusions summarize that the overall unemployment rate does not affect the Gross Domestic Product gaps and does not raise the price level. Although Vector Error Correction model has better abilities than Vector autoregression model also does not indicate direct effects on prices, but like VECM as same as VAR indicates an indirect effect on prices -

through a GDP gap which tends to increase prices. Nonlinear models - GAR, BL and TAR differ from each other. The GAR and BL models are intended for use when the functional form is not known. Unlike GAR or BL models, TARs have a correction mechanism that is inherent in the economic system.