

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL  
Majandusteaduskond  
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Marleen Petermann

**TÖÖTUSE LOOMULIKU MÄÄRA HINDAMINE EUROOPA  
LIIDU RIIKIDES**

Magistritöö

Õppekava Rakenduslik majandusteadus, peeriala Majandusanalüüs

Juhendaja: Peeter Luikmel, MA

Tallinn 2018

Deklareerin, et olen koostanud töö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 11986 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Marleen Petermann .....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 163166TAAM

Üliõpilase e-posti aadress: marleen.petermann@gmail.com

Juhendaja: Peeter Luikmel, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

## SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS.....	6
1. NAIRU MÄÄRA TEOREETILISED KÄSITLUSED.....	8
1.1. Loomuliku tööpuuduse ja NAIRU määra olemus.....	8
1.1.1. NAIRU määra mõjutavad tegurid.....	10
1.2. NAIRU määra modelleerimine.....	12
1.2.1. NAIRU määra hindamine Kalmani filtriga.....	13
1.2.2. NAIRU määra hindamine Hodrick-Prescott'i filtriga.....	14
1.3. Uurimused NAIRU määra hinnangute kohta.....	16
1.3.1. NAIRU määra hinnangud OECD riikides.....	16
1.3.2. NAIRU määra hinnangud euroala riikides.....	19
1.3.3. NAIRU määra hinnangud Ida-Euroopa riikides.....	20
2. ANDMED JA METOODIKA.....	22
2.1. Töötuse määr Euroopa Liidu riikides.....	24
2.2. Tööjõukulud Euroopa Liidu riikides.....	28
3. NAIRU MÄÄRA HINNANGUD EUROOPA LIIDU RIIKIDES.....	30
3.1. NAIRU määra hinnangud Hodrick-Prescott'i filtriga.....	30
3.2. NAIRU määra hinnangud Kalmani filtriga.....	37
3.3. Töötuse lõhe ja tööjõukulude korrelatsioonanalüüs.....	44
3.4. Töötuse lõhe ja nominaalse tööjõu ühikukulu põhjuslikkus.....	46
3.5. Järeldused ja ettepanekud.....	47
KOKKUVÕTE.....	50
SUMMARY.....	52
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU.....	54
LISAD.....	57
Lisa 1. Euroopa Liidu riikide ISO koodid.....	57
Lisa 2. Euroopa Liidu keskmised töötuse määrad ja standardhälbed.....	58
Lisa 3. Euroopa Liidu riikide töötuse määrade kirjeldav statistika.....	60
Lisa 4. Euroopa Liidu riikide tööjõu ühikukulude kirjeldav statistika.....	61
Lisa 5. Euroopa Liidu riikide NAIRU hinnangute kirjeldav statistika.....	62
Lisa 6. Kalmani filtri signaalivõrrandi komponendid.....	63

Lisa 7. Euroopa Liidu riikide NAIRU hinnangute kirjeldav statistika .....	65
Lisa 8. Korrelatsioonanalüüsi tulemused .....	66
Lisa 9. Grangeri testi tulemused tööjõukulude ja töötuse lõhe põhjuslikkusest .....	67

## LÜHIKOKKUVÕTE

Euroopa Liidu riikides on majandus pärast viimast majanduskriisi taastunud kiirelt ja töötuse määrad on paljudes riikides langenud kriisieelsetele tasemetele. Samas ei ole madala töötuse määra ja kiirelt taastunud tööhõive tingimustes tekkinud palgasurveid paljudes Euroopa Liidu riikides. Üks põhjustest, miks palgakasv on madal, võib olla selles, et NAIRU määrad on langenud. NAIRU on inflatsioonisurveid mitteteketav töötuse määr, mis on välja kujunenud loomulikust tööpuudusest ning on hea võrdlusalus hindamaks inflatsioonilisi surveid töajöuturul. Sellest uurimisprobleemist tulenevalt on töö eesmärk välja selgitada, millised on NAIRU määra hinnangud Euroopa Liidu riikides 2000.-2017. aastal ning kas NAIRU määrad on kriisijärgselt muutunud, võrreldes kriisieelse perioodiga.

Töö eesmärgi saavutamiseks esitatakse kaks uurimisküsimust. Esiteks, kuidas on muutunud töötuse määr Euroopa Liidu riikides pärast viimast majanduskriisi, võrreldes kriisieelse perioodiga ja teiseks, mil määral on NAIRU määra hinnangud muutunud enne ja pärast majanduskriisi. NAIRU hinnangute saamiseks kasutatakse Hodrick-Prescottti ja Kalmani filtreid.

Töö peamiste tulemustena saab välja tuua, et enamikus Euroopa Liidu riikides on NAIRU hinnangud olnud erinevad kriisieelselt ja -järgselt. Kuigi paljudes liikmesriikides on keskmine NAIRU tase kõrgemal tasemel kriisijärgsel perioodil, siis mitmes riigis on NAIRU hinnangud olnud viimastel aastatel stabiilses langustrendis sarnaselt tegeliku töötuse määrale. Tulemustest saab järeldada, et NAIRU määra langemine mitmes Euroopa Liidu riigis põhjendab, miks pole madala tööpuuduse kontekstis palgasurveid tekkinud. Lisaks saab järeldada, et töötuse lõhe ja töajöukulude näitajatega kehtib rohkemate riikide kohta Hodrick-Prescottti filtri NAIRU hinnanguid kasutades ning paljude Euroopa Liidu riikide kohta kehtib kausaalsus, et töötuse lõhe aitab prognoosida töajöukulusid.

Võtmesõnad: NAIRU, loomulik tööpuudus, tööpuudus, Hodrick-Prescottti filter, Kalmani filter

## SISSEJUHATUS

Euroopa Liidu riikide majandus on pärast viimast majanduskriisi järjepidevalt taastunud ning tööpuuduse tase on langenud suhteliselt madalale. Euroopa Komisjoni 2017. aasta tööturu ja palkade suundumuste aruande andmetel on jätkunud kiire töajõuturu taastumine Euroopas, kusjuures tööhõive ületas juba 2016. aastal majanduslangusele eelneva perioodi tasemeid ning töötuse määr oli 2017. aastal väga lähedal kriisieelsele tasemele. Kuigi töötuse määr Euroopa Liidu riikides on langenud ning tööhõive taastunud oodatust kiiremini, siis pole nendele tingimustele vastavat palgasurvet paljudes Euroopa Liidu riikides tekkinud ning see võib põhjustada rahapoliitika teostamisel probleeme. Euroopa Keskpank on defineerinud hinnastabiilsusena inflatsiooni alla 2% ja keskpikal perioodil selle lähedal.

Käesoleva töö teema valik on eelkõige põhjendatud uurimisprobleemi aktuaalsusega. Magistritöö uurimisprobleem seisneb selles, et palgasurvet puudumist kiirelt taastuva hõive ning suhteliselt madala tööpuuduse tingimustes on järjest keerulisem selgitada, mistõttu on küllaltki oluline uurida, miks vaatamata majanduse ja tööhõive majanduskriisijärgsele kiirele taastumisele pole tekkinud palgasurveid Euroopa Liidu riikides. Kõige enam on küsimuse all kaks võimalikku põhjendust madalale palgakasvule. Esmalt võib arvata, et majanduskriisist taastumise protsess on sedavõrd aeglane, et tööturu nominaalsete survet taastumine avaldub tavapärasemast pikemate viitaegadega. Teiseks, madala palgakasvu põhjuseks võib olla töötuse loomuliku määra (NAIRU – *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) ehk inflatsioonisurveid mittetekitava töötuse määra langemine Euroopa Liidu riikides, mida antud töö kontekstis uuritaksegi.

Majanduspoliitika üks eesmärkidest on saavutada tööealises elanikkonnas täishõive, mille tulemusel on kõik ressursid täielikult rakendatud ja majanduses esineb loomulik tööpuudus. Selle tase näitab, kui hästi on tööturul sobitunud töötajad ja pakutavad töökohad. NAIRU kontseptsioon on välja kujunenud loomulikust tööpuudusest ning on hea võrdlusalus hindamaks inflatsioonilisi surveid töajõuturul. Selle ootuspärane seos tööpuuduse ja inflatsiooni vahel seisneb selles, kui tegelik töötuse tase langeb allapoole NAIRU määra, siis see näitab, et tööturul on vabu töökohti vähem ning tekivad surved inflatsiooni- ja palgakasvuks. Kui tegelik töötus on üle loomuliku

töötuse määra ehk NAIRU taseme, siis on tööturul rohkem vabu töökohti ning ilmnevad negatiivsed palgakasvu- ja inflatsioonisurved.

Teema aktuaalsusest tulenevalt on püstitatud eesmärk, milleks on välja selgitada, millised on NAIRU määrad Euroopa Liidu riikides 2000.-2017. aastal ning kas NAIRU tasemed on kriisijärgselt muutunud. Töö eesmärgi saavutamiseks on tõstatatud kaks uurimisküsimust:

1. Kuidas on muutunud töötuse määrad Euroopa Liidu riikides pärast viimast majanduskriisi, võrreldes kriisieelse perioodiga?
2. Mil määral on NAIRU määra hinnangud muutunud enne ja pärast majanduskriisi?

Käesoleva magistritöö eesmärgini jõudmiseks ja uurimisküsimustele vastamiseks analüüsitakse olemasoleva kirjanduse peamiseid järeldusi NAIRU määra hinnangute ja nende võimalike muutumiste kohta Euroopa Liidu riikides. Lisaks uuritakse teiste autorite kasutatud hinnangute meetodeid, mis on olnud tõhusad Euroopa riikide NAIRU tasemete hindamisel. Töös antakse ülevaade ka tööpuudusest Euroopa Liidu riikides. Empiirilises osas kasutatakse Eurostati andmeid tööpuuduse, tööjõu ühikukulude, alusinflatsiooni ja reaalse sisemajanduse koguprodukti tasemete kohta. NAIRU määra hindamisel on kasutusel statistilised filtrid nagu Hodrick-Prescotti ja Kalmani filter. Euroopa Liidu riikide NAIRU hinnanguid võrreldakse enne ja pärast kriisi ning analüüsitakse, millised on NAIRU määra erinevused vaadeldaval perioodil. Lisaks selgitatakse välja, kas NAIRU tasemed on kriisijärgselt alanenud, mis omakorda põhjendaks madala tööpuuduse kontekstis palgasurve puudumist.

Magistritöö koosneb kolmest peatükist, millest esimene keskendub teoreetilisele käsitlemisele. Selles peatükis antakse ülevaade loomuliku tööpuuduse ja NAIRU olemusest ning NAIRU määra mõõtmise erinevatest meetoditest. Esimeses osas analüüsitakse varasemaid NAIRU määra hinnanguid ja järeldusi erinevates Euroopa riikides. Magistritöö teises peatükis kirjeldatakse Euroopa Liidu riikide NAIRU määrade hinnangute leidmiseks kasutatavaid andmeid ja meetodikat. Selles peatükis kirjeldatakse ka Euroopa Liidu riikide töötuse määra ja tööjõu ühikukulude muutusi vaadeldaval perioodil. Kolmas peatükk keskendub NAIRU määra hindamisele sobivate meetoditega, tulemuste analüüsimisele ja järelduste tegemisele. Lisaks antakse soovitusi järgnevate uurimuste läbiviimiseks.

Koostöö eest soovin tänada juhendajat Peeter Luikmelit.

# 1. NAIRU MÄÄRA TEOREETILISED KÄSITLUSED

## 1.1. Loomuliku tööpuuduse ja NAIRU määra olemus

Majanduspoliitika üks eesmärkidest on saavutada tööealise elanikkonna hulgas täishõive, mis tähendab, et kõik ressursid on täielikult rakendatud ning majanduses esineb nii-öelda loomulik tööpuudus. Loomuliku tööpuuduse tase näitab, kui hästi on tööturul töötajad ja pakutavad töökohad sobitunud (Ball, Mankiw 2002). Claar (2006) jagab tegeliku töötuse määra kaheks komponendiks. Esimene on tsükliline tööpuuduse tase, mis on seotud muutustega äri-tsükliis. Teine komponent on loomulik tööpuudus, mis hõlmab nii struktuurset kui ka friktsionaalset ehk siirdetööpuudust. Friktsionaalne töötus on lühiajaline töötus, mis on tingitud ajutisest töötaolekust ja uue sobivama töökoha otsimisest (Aysun *et al* 2014). Struktuurne tööpuudus on töötuse selline tase, kus pikas perspektiivis peaks majandus olema, kui ei esineks pakkumisšokke, mis seda taset mõjutavad (Orlandi 2012). Seega struktuurset tööpuudust ei mõjuta lühiajalised muutused majanduses, vaid pigem muud tegurid. Euroopa Komisjoni 2002. aastal avaldatud tööhõive trende ja väljavaateid analüüsiva raporti põhjal sõltub struktuurne tööpuudus pigem institutsionaalsetest teguritest majanduses, turgude struktuurist, demograafiast, seadustest ja regulatsioonidest. Need määravad palga- ja hinnakujundajate suhteid, mõjutavad tööjõunõudluse ja -pakkumise vastasmõju ning tõhustavad töö otsimise ja selle sobitamise protsessi tööturul.

Milton Friedman (1968) pani koos Edmund S. Phelpsiga ligi 50 aastat tagasi aluse loomuliku töötuse määra kontseptsioonile. Friedman kirjeldas, et loomuliku töötuse idee seisneb Walras' tasakaalumudeli mõttes, mis eeldab töötuse määra sellist taset, kus kõik turud on tasakaalus, arvestades tööjõu- ja hüvisteturu tegelike struktuursete karakteristikutega ning silmas pidades turu ebatäiuslikkust, nõudluse ja pakkumise varieeruvust, vabade töökohtade kohta informatsiooni kogumisega seotud kulusid ja tööjõu liikuvuse kulusid. (Blanchard, Katz 1997) Friedmani ja Phelps'i hinnangul tekib tööjõuturule loomuliku tööpuuduse tase tasakaalutingimustes, kus inflatsioonitase on stabiilne (Dritsaki, Dritsaki 2012).



Loomuliku töötuse määrast on välja kujunenud kontseptsioon NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) ehk inflatsioonisurveid mittetekitav töötuse määr (Greenslade *et al* 2003). Majandusanalüütikute seas on domineeriv seisukoht selles, et pikas perspektiivis inflatsiooni ja töötuse vahel seosed puuduvad, kuna pikal perioodil sõltub tööpuudus erinevatest struktuursetest muutujatest. Lühiajalises perspektiivis on aga seos tööpuuduse ja inflatsiooni vahel olemas. Kui tegelik töötuse tase langeb allapoole NAIRU taset, siis inflatsioon tõuseb seni, kuni tegelik töötuse määr jõuab NAIRU tasemeni. Mistahes lühiajaline meede töötuse määra alandamise suhtes, mis väljendub näiteks stimuleerivates poliitikameetmetes, kajastub järk-järgult kõrgemas inflatsioonitasemes. (Turner *et al* 2001)

Kui on teada NAIRU määr, siis on võimalik keskpankadel mõista paremini majanduses tekkivaid inflatsioonisurveid (Greenslade *et al* 2003). Lühiajaline Phillipsi kõver on antud juhul lähtepunkt, mis võimaldab töötuse tasemel ootamatu inflatsiooni kontekstis langeda allapoole loomulikust tasemest. *Ex ante* soovib keskpank saavutada majanduspoliitika tegemisel madalat inflatsiooni hinnastabiilsuse kontekstis. Keskpanga eesmärk on saavutada töötuse tase, mis oleks allpool selle loomulikku määra. Kui inflatsiooniootused on kindlaks määratud ning need on lähedal tõhusale inflatsioonitasemele, siis saavutab keskpank heaolu kasvu. Ratsionaalsete otsustega majandusagendid eeldavad aga kõrgemat inflatsioonimäära *ex ante*, mis viib kasvava inflatsiooni korral heaolu vähenemise sellise tasemeni, mis ületab töötuse alanemisega kaasnevat heaolu kasvu. Sel juhul ei ole inflatsioonitase enam efektiivne. (Cornard, Heinemann 2014) NAIRU kontseptsioon ei piirdu ainult hinnasurvetega, vaid see mõjutab otseselt ka palgasurveid. Kui tööpuudus tõuseb üle NAIRU määra, siis nominaalpalga kasv aeglustub. Kui NAIRU tase on üle tegeliku töötuse taseme, siis tekivad palgasurved.

Turner *et al* (2001) on jaganud NAIRU kolmeks: NAIRU, lühiajaline NAIRU ja pikaajaline tasakaaluline töötuse määr. Kõik kolm kontseptsiooni on seotud sama põhimõttega, mis seob töötuse määra stabiilse inflatsioonitasemega, kuid need erinevad ajaperioodi poolest. Tavaline NAIRU on defineeritud töötuse määrana, mille suhtes tööpuudus konvergeerub lühiajaliste pakkumisšokkide puudumisel, kui inflatsioonitase on lõpuks korrigeerunud. Lühiajaline NAIRU määr on töötuse määr, mis on kooskõlas inflatsiooni hetketaseme stabiliseerimisega järgneval perioodil. See sõltub tavalisest NAIRU-st, kuid on eelnevast volatiilsem, sest seda mõjutavad nii ajutised pakkumise mõjud kui ka inflatsiooniootused. Sellest järeldub, et lühiajalist NAIRU kontseptsiooni mõjutab ka tegelik tööpuuduse tase. Pikaajaline tasakaaluline töötuse tase vastab

pikaajalisele stabiilsele olekule, kus NAIRU on täielikult kohandatud kõigi pakkumise- ja poliitikamõjudega, sealhulgas nendega, millel on pikaajalised mõjud.

### **1.1.1. NAIRU määra mõjutavad tegurid**

Selles alapeatükis antakse ülevaade, millised on peamised tegurid, mis mõjutavad NAIRU määra ja mille abil on võimalik NAIRU määra hinnata. Ball ja Mankiw (2002) kohaselt ei pruugi NAIRU määra mõjutada mitte ainult muutused tööturul, vaid ka üldisemad muutused majanduses ja demograafias. Gianella *et al* (2008) arvates on tööjõu- või kaubaturgu puudutavatel institutsionaalsetel teguritel mõju NAIRU määrale püsivam. Nendel juhtudel inflatsioon kas tõuseb või langeb seni, kuni töötuse määr on kohandunud uue NAIRU määraga.

Võimalike pikaajaliste pakkumisšokkidena ilmnevate teguritena, mis mõjutavad NAIRU määra, saab tuua miinimumpalga taseme, töötushüvitise asendusmäära, maksukoormuse, regulatsioonid kaubaturul, ametiühingute tiheduse, nende liikmelisuse ja läbirääkimisjõu (*Ibid.*). Miinimumpalk võib suurendada NAIRU määra, vähendades nõudlust oskustöölise järele või julgustades potentsiaalseid töötajaid otsima tööd. Kui potentsiaalsete töötajate otsingud tööd leida on ebaefektiivsed, näiteks seetõttu, et nad ei ole piisavalt kvalifitseeritud, asendamaks teisi töötajaid tööturul, siis võib see alandada survet palkadele. Kõrgem tööpuudus seejuures oleks seotud muutumatu inflatsiooniga. Miinimumpalk võib NAIRU määra suurendada ka juhul, kui see põhjustab järkjärgulist nominaalpalga suurenemist teatud töötuse määra tasemel ning kui see palgatõus toob kaasa ka hindade tõusu. (Tulip 2004) Ametiühingute vähenenud võime täita huve ja töötajate läbirääkimisjõu vähenemine alandab struktuurset tööpuudust, sest tugevate ametiühingutega on võimalik saavutada kõrgemaid palku, mis aga tööandjate nõudlust uue tööjõu järele vähendavad (Szabo 2015). Lisaks võib NAIRU määra mõjutada ka töökaitsealased õigusaktid, töötajate oskuste mittevastavuse näitajad ning aktiivse tööturupoliitika ja töökohtade ühitamise protsessi tõhusus (Gianella *et al* 2008).

Irac (2000) seob NAIRU määra muutumise majanduslikult aktiivse elanikkonna vanuselise ja soolise struktuuri muutustega. Kui kõrge tööpuudusega inimeste osakaal aktiivsest elanikkonnast väheneb, näiteks üha rohkem noori inimesi käib ülikoolis, siis alaneb ka struktuurse tööpuuduse määr. Pikaajaline ja struktuurne töötuse määr on omavahel seotud – kui pikaajaline töötus suureneb, siis tõuseb ka struktuurne töötus ehk NAIRU määr. Pikaajaliste töötute hulgas on pigem vanemad inimesed, mistõttu tööandjad soovivad meelsamini palgata töötajaid, kes on alles hiljuti töötuks jäänud ehk nooremaid inimesi. Isegi pärast majanduse elavnemist ja tööhõive taastumist

ei pruugi need inimesed tööd leida, kes on omale töökohta otsinud juba rohkem kui üks aasta ning seetõttu pikaajaline töötus ei alane. (Szabo 2015) Ühtlasi toimib omamoodi stigmaefekt: tööandjate jaoks pikalt töötuna olnud töötajad on pigem ebausaldusväärsemad. Majanduslanguse tingimustes on töötavatel inimestel palgasurvetele suurem mõju kui neil, kes töötuks jäävad. Blanchard ja Summers (1986) on öelnud, et kõrgemad palgad, mis tekivad töötajate ja tööandjate läbirääkimiste tulemusena, takistavad omakorda pikaajalistel töötutel tööturule sisenemist. Mohebi ja Komijani (2017) sõnul positiivsed tootlikkuse šokid põhjustavad NAIRU määra alanemist läbi parema töötajate läbirääkimisjõu ja ettevõtete suurema värbamisega tööturul.

Lisaks mõjutab NAIRU taset muutus kogutootlikkuse (TFP – *Total Factor Productivity*) kasvumääras. Blanchard ja Wolfers (2000) väidavad, et selle kasvutempo aeglustumine suurendab struktuurset tööpuudust, sest palgaootused kohanduvad kogutootlikkuse kasvumäära suhtes aeglasemalt. Sel juhul inflatsiooni ja tööpuuduse vastastikune mõju halveneb ning NAIRU määr kasvab (Ball, Mankiw 2002).

Gianella *et al* (2008) sõnul võivad NAIRU määra muuta ka tegurid, mis mõjutavad ettevõtete kulusid või ettevõtjate käitumist hinnamehhanismide suhtes nagu pikaajaline intressimäär või monopolide osakaal konkreetsetes tööstusharudes. Reaalse intressimäära tõus suurendab NAIRU taset. Mida kõrgem on ettevõtete kapitali hind, seda suuremad on kulutused ning see viib omakorda tööjõu nõudluse vähenemiseni (Blanchard, Wolfers 2000). Claar (2006) väidab, et oluline muutuja NAIRU määra mõõtmisel on ka see osa töötaja palgast, mida peavad tööandjad tasuma sotsiaalkindlustuse ja kogumispensioni maksetena. Rahapoliitikal ja muudel kogunõudlust kujundavatel teguritel on tugev mõju nii lühi- kui pikaajalistele muutustele töötuse määras, seega saab NAIRU määra mõjutava tegurina välja tuua ka selle, kuidas reageerib rahapoliitika majanduslangusele (Ball 1999).

Ajutise loomuga pakkumissokid nagu muutused reaalses impordi- või naftahindades võivad mõjutada küll inflatsiooni, kuid NAIRU tase püsib senikaua muutumatuna, kuni need šokid möödas on. Seda eeldusel, et need pakkumissokid ei mõjuta pikaajalisi ootusi. (Gianella *et al* 2008)

## 1.2. NAIRU määra modelleerimine

Erinevalt tööpuudusest ei ole NAIRU määra võimalik otseselt mõõta. Selles alapeatükis käsitletaksegi, kuidas on võimalik NAIRU määra kaudselt hinnata. Lähemalt tutvustatakse kahte peamist statistilist filtrit, mille abil on võimalik anda hinnanguid NAIRU määrale.

NAIRU hindamiseks on võimalik kasutada erinevaid meetodeid. Näiteks, kasutada saaks tööjõuturu või demograafiliste muutujatega seotud funktsiooni, ajaga seotud funktsiooni või stohhastilist protsessi. NAIRU määra mõõtmisel ja hinnangute andmisel võib esineda aga palju ebamäärasust olenemata kasutatavast meetodist (Greenslade *et al* 2003).

NAIRU määra mõõtmine on vastuoluline põhjusel, et see on loomult mittemõõdetav ning sõltub paljudest institutsionaalsetest ja majanduslikest teguritest. Lisaks, NAIRU määr võib aja vältel varieeruda, mistõttu NAIRU määra mõõtmise meetodites esineb teatav ebamäärasus. Olenemata vastandlikest arvamustest NAIRU kontseptsiooni vajalikkuse osas, analüüsivad ökonomistid sellegipoolest inflatsiooni tulevikutrende, eelarvepositsioonide jätkusuutlikkust ja vajadust võtta kasutusele struktuurireformid töötuse püsivaks vähendamiseks. Selleks aga on vaja võrdlusalust, et tuvastada ja eristada jätkusuutlikke ning jätkusuutmatuid trende nii toodangus kui tööpuuduses. Seega aitavadki NAIRU hinnangud selgitada, mis eeldustel on tehtud poliitikaanalüüsid ja soovitusel, mis omakorda suurendavad poliitiliste soovitude läbipaistvust. (Turner *et al* 2001)

NAIRU hindamiseks kasutatakse erinevaid meetodeid, mistõttu on Turner *et al* (2001) need kategoriseerinud kolme gruppi: struktuursed, statistilised ja taandatud mudelid. Esimene grupp hõlmab agregeeritud palga- ja hinnakujunduse käitumise modelleerimist struktuursel kujul. NAIRU on sel juhul tuletatud hinnangulistest süsteemidest eeldusel, et turud on täielikult või osaliselt tasakaalus. Teine meetodite kategooria proovib hinnata NAIRU määra, kasutades erinevaid statistilisi meetodeid, et tegelikust töötuse määrast võtta välja nii tsükli- kui ka trendikomponendid, millest viimane ongi NAIRU määr. Kolmandas rühmas on kasutatud kahe eelneva meetodi lähenemisviise. Sarnaselt struktuursetele meetoditele saab NAIRU määra hinnata käitumusliku inflatsiooni alusel ehk teisisõnu ootustel põhineva Phillipsi kõvera abil. Samas toetuvad kolmandasse gruppi kuuluvad meetodid ka statistilistel meetoditel, mis kehtestavad teatud kitsenduse hinnangulisele NAIRU määrale ning NAIRU määra ja tegeliku töötuse määra lõhele.

### 1.2.1. NAIRU määra hindamine Kalmani filtriga

Parim teoreetiline raamistik, mis NAIRU kontseptsiooni selgelt kirjeldab, on ootustele suunatud Phillipsi kõver, mida kasutatakse tihti NAIRU näitajate hindamise vahendina (Turner *et al* 2001). Phillipsi kõver näitab mis tahes seost hinna- või palgataseme nominaalväärtuse muutuse ja töötuse määra vahel, millest Gordon (1997) tegi oma tõlgenduse – inflatsiooni “kolmnurga”-mudel (*The “Triangle” Model of Inflation*). See mudel näitab inflatsioonimäära sõltuvust kolmest muutujast: inflatsiooni viitaeg, nõudlus ja pakkumine, mis on kirja pandud järgmise funktsioonina (1):

$$\pi_t = a(L)\pi_{t-1} + b(L)D_t + c(L)z_t + e_t \quad (1)$$

kus

$\pi_t$  – inflatsioonimäär

$\pi_{t-1}$  – inflatsiooni viitaeg

$D_t$  – nõudluse ülejääk

$z_t$  – pakkumisšokk

$e_t$  – vealiige

NAIRU määra mõõtmisel kasutatakse ülaltoodud inflatsioonivõrrandit (1) kombineerituna töötuse lõhega  $U_t - U_t^N$ , andes stohhastilise ajas muutuva regressioonimudeli (2):

$$\pi_t = a(L)\pi_{t-1} + b(L)(U_t - U_t^N) + c(L)z_t + e_t \quad (2)$$

kus

$U_t$  – tegelik töötuse tase

$U_t^N$  – NAIRU tase

Tulenevalt võrrandist (2) saab loomuliku töötuse taseme  $U_t^N$  välja kirjutada võrrandi (3) abil:

$$U_t^N = U_{t-1}^N + \epsilon_t \quad (3)$$

kus

$U_{t-1}^N$  – NAIRU tase eelneval perioodil

$\epsilon_t$  – vealiige

Phillipsi kõvera mudelit (2) kasutades on mõistlik NAIRU hindamisel kasutada Kalmani (1960) filtrit, mis sobib ajas muutuva NAIRU hindamiseks (Greenslade *et al* 2003). Kalmani filter on tänu selle lihtsusele laialdaselt kasutatav meetod, mis on mõeldud mõõtmata näitajate hindamiseks tingimusel, et need esinevad mudelis selgitavate muutujatena ning seega saab mudelit kasutada ruumiökonomeetriselise mudelina (*State-Space Model*). See mudel koosneb signaali- või mõõtevõrrandist (*Signal Equation, Measurement Equation*) ja oleku- või üleminekuvõrrandist

(*State Equation, Transition Equation*). Esimene neist väljendab funktsiooni signaalimuutuja ja olekumuutuja vahel ning teine ehk olekuvõrrand toob välja mõõtmatud muutujad. (Boone 2000)

Põhiidee Kalmani filtri kasutamisel seisneb töötuse määra jagamises kaheks komponendiks: töötuse lõheks ja NAIRU määraks. Kuigi mõlema komponendi puhul on tegu mõõtmatud näitajatega, siis eelduste kohaselt mõjutab töötuse lõhe inflatsiooni märgatavalt. NAIRU määr aga näitab, kui palju majandus peaks tõusma, et vältida nii inflatsioonilisi kui deflatsioonilisi tendentse. Kalmani filter kasutab seda majanduslikku seost ära Phillipsi kõveras ning arvestab ka mõlema komponendi eeldatavate statistiliste omadustega, et andmetest välja võtta mõlemad mõõtmatud muutujad. (Logeay, Tober 2003)

Kalmani filtri kasutamisel on kaks etappi: filtreerimine ja silumine. Filtreerimisprotsess koostab prognoosi, mille kaudu ilmneb uus informatsioon signaalimuutujate kohta tuleb välja. Silumisprotsess võimaldab hinnangut siluda, võttes aluseks terves vaatluses sisalduva informatsiooni. (Boone 2000) See mudel võimaldab igal perioodil kindlaks teha, mis on põhjustanud muutuse inflatsioonis. Kui eeldatakse, et vealiikmed alluvad normaaljaotusele, siis saab Kalmani filtriga arvutada mudelist logaritmitud tõepära funktsiooni, mis võimaldab parameetreid hinnata maksimaalse tõepära meetodeid kasutades. Mõõtmiste tulemused hõlmavad nii NAIRU määra kui ka Phillipsi kõvera hinnangut. (Greenslade *et al* 2003)

### **1.2.2. NAIRU määra hindamine Hodrick-Prescott'i filtriga**

Teine meetod, millega NAIRU määra mõõta saab, on Hodrick-Prescott'i (1980, 1997) filter. Selle abil on võimalik jagada aegread kaheks komponendiks: silutud trendikomponendiks ja tsükliliseks komponendiks. Kui muidu on tegeliku töötuse määrast keeruline eraldada tsükliline ja mittetsükliline komponent, siis Hodrick-Prescott'i filtri abil neid komponente eraldades annabki mittetsükliline osa tegelikust töötuse määrast hinnangu loomulikule tööpuudusele. (Claar 2006)

Hodrick-Prescott'i filtrit on laialdaselt kasutatud poliitikakujundamisel, et hinnata potentsiaalset kogutoodangut või NAIRU taset. See filter on eelkõige tuntud oma lihtsuse poolest, mis suudab suhteliselt edukalt hinnata inflatsiooni ajaloolist varieerumist, kui Phillipsi kõveras on kasutatud kas hinnangulist töötuse või kogutoodangu lõhet. (Benes, N'Diaye 2004) Samas Hodrick-Prescott'i filtri puhul ei kasutata informatsiooni majanduslike või struktuursete muutujate kohta (Brouwer 1998). Minimeerimisfunktsiooni (4) kasutades saab Hodrick-Prescott'i filtriga hinnata mõõtmatud tunnust (Boone 2000):

$$\sum (y_t - y_t^*)^2 + \lambda_1 (\Delta \Delta y_t^*)^2 \quad (4)$$

kus

$y_t$  – mõõdetav muutuja

$y_t^*$  – mõõtmatu muutuja

$\Delta \Delta y_t^*$  – trendi kasvumäära muutus

Kuna Hodrick-Prescott filter on eelkõige mõeldud muutuja pikaajalise komponendi ja selle lühiajaliste tsükliliste kõikumiste eristamiseks, siis  $y_t^*$  tähistab muutuja  $y_t$  trendi ning  $(y_t - y_t^*)$  tähistab tsüklilisi kõikumisi. Hodrick-Prescott filterit kasutatud aegrea puhul on tegu aegrea libiseva keskmisega, kus  $\lambda_1$  tähistab silutud trendi ja tsükliliste kõikumiste suuruse vahelist tasakaalu. (Boone 2000) Tasandusparameetri  $\lambda$  standardväärtustena kasutatakse aastaste andmete puhul 100, pooleaastaste andmete puhul 400 ning kvartaalsete andmete korral 1600. (Hodrick, Prescott 1981, 1997)

Laxton ja Tetlow (1992) töötasid välja mitmemõõtmelise Hodrick-Prescott filteri (HPMV – *Hodrick-Prescott Multivariate*) standardsele Hodrick-Prescott filterile asjakohase majandusliku informatsiooni lisamisega. HPMV filter on alternatiivne meetod mõõtmata näitajate hindamiseks, mida kasutades minimeeritakse mõõtmata muutujate jääkliikmeid. See aitab luua hinnangu mõõtmatale muutujale, mis maksimeerib hinnanguliste majanduslike seoste sobivust, seejuures toetudes Hodrick-Prescott filteri standardomadustele.

Kalmani filteri eeliseid Hodrick-Prescott filteri kasutamise ees on mitu. Esiteks, see kasutab rohkem informatsiooni ega tugine ainult töötuse määra ühemõõtmeliste omadustele (Greenslade *et al* 2003). Teiseks, hindamise protsess on Kalmani filteri puhul konkreetsem, sest majanduslikku seost ja mõõtmata muutujat saab hinnata samaaegselt, kasutades maksimaalse tõepära funktsiooni. Kalmani filteri kolmanda eelisena saab välja tuua, et maksimaalse tõepärasuse meetodit kasutades leitakse mõõtmatale näitajatele standardvead, mida kaheetapilist HPMV filterit kasutades leida pole võimalik. Samas HPMV filter on keerulisem, kuna see nõuab vähemalt kahesammulist protsessi. Esmalt mõõdetakse majanduslikku seost vähimruutude meetodiga, kasutades lähendeid mõõtmatale muutujate jaoks. Seejärel lisatakse regressiooni jääkliikmed minimeerimisfunktsiooni, mis annab uue hinnangu mõõtmatale muutujale  $y^*$ . Uus hinnang pannakse majandusliku seose funktsiooni ning hinnatakse vähimruutude meetodiga, et leida uued jääkliikmed, mis järjekordselt pannakse minimeerimisfunktsiooni. Selline protsess jätkub, kuni konvergens on saavutatud. (Boone 2000)

### **1.3. Uurimused NAIRU määra hinnangute kohta**

Alljärgnevalt tuuakse välja erinevate autorite NAIRU määra hindamisel kasutatud meetodid ning peamised tulemused ning nende põhjal tehtud järeldused. Esmalt on välja toodud kaks uuringut OECD riikide kohta, millest ühe puhul on keskendutud ainult Euroopa riikidele. Seejärel on antud ülevaade euroala riikide ning Ida-Euroopa riikide kohta.

#### **1.3.1. NAIRU määra hinnangud OECD riikides**

Turner, Boone, Giorno, Meacci, Rae ja Richardson (2001) on hinnanud NAIRU määra 21 OECD riigis 1980.-1999. aastal. Autorid on NAIRU määra hindamisel kasutanud Phillipsi kõverat ja Kalmani filtrit, et kajastada kaudselt kõigi pikaajaliste šokkide koondmõju.

Enamiku riikide puhul kasutati Kalmani filtrit ja Phillipsi kõverat kasutades, kuid vaadeldavast 21st riigist viie puhul ei õnnestunud saada usaldusväärseid tulemusi. Nende riikide puhul kasutati alternatiivset protsessi sarnaselt Fabiani ja Mestre (2001) uuringule, kus Phillipsi kõvera koefitsiendid määrati alguses HPMV filtri esmaste hinnangute põhjal ning seejärel hinnati esialgset NAIRU määra Kalmani filtrit kasutades. Saadud NAIRU hinnangud asendati Phillipsi kõvera võrrandisse ning seejärel hinnati parameetreid uuesti, kasutades vähimruutude meetodit. Seda protsessi korrati seni, kuni NAIRU aegrida konvergeerus. (Turner *et al* 2001)

Turner *et al* (2001) NAIRU analüüsi tulemustest selgus, et riikides, kus reformid toimusid 1980. aastate lõpus ja 1990. aastate keskel nagu näiteks Madalmaades, Uus-Meremaal, Hispaanias ja Ühendkuningriigis, oli NAIRU määr märkimisväärselt alanenud, kuid samas reformide mõju oli jäänud pigem aeglaseks. Prantsusmaa puhul näitasid esialgsed hinnangud, et NAIRU määr oli 1990. aastatel üldiselt stabiilne, ulatudes natuke üle 10%. Samas hinnangu ebastabiilsust peegeldav standardviga oli Prantsusmaa puhul teistest riikidest kõige suurem. See profiil ei olnud autorite arvates kooskõlas 1995. aastatel rakendatud struktuurireformidega, mil kärbiti suures osas sotsiaalkindlustusmaksid. Lisaks oli tõendeid, et töajuturg Prantsusmaal oli muutunud paindlikumaks ajutise ja osalise tööajaga töötajate osakaalu suurenemise tulemusel. Seetõttu korrigeeriti järk-järgult NAIRU määra alates 1995. aastast allapoole, olles 1999. aastaks alanenud 9,5%-ni. Vastavalt Šveitsis 1996.-1997. aastal rakendatud töötuskindlustussüsteemi puudutavale reformile, mil karmistati töötushüvitiste saamise kriteeriume, ja 1998. aastal aktiivsema tööturupoliitika kasutamisele kohandati NAIRU hinnanguid alates 1997. aastast 0,75%-lise langusega, mille tulemusena anti Šveitsis 1999. aasta NAIRU hinnanguks 2,5%.



Kahe riigi– Soome ja Iirimaa – puhul ei olnud konkreetne hinnangu raamistik piisav sündmuste selgitamiseks 1980.-1999. aastal. Soomet mõjutasid 1990. aastate alguses erinevad šokid: varade hinnamullide lõhkemine, kaubanduse järsk langus ning kaubandussidemete katkemine endise Nõukogude Liiduga. Nende šokkide mõju kajastamiseks kohandati NAIRU hinnangut, andmaks ülevaade 1990. aastate esimesel poolel NAIRU määra tõusust ning 1990. aastate teisel poolel määra langemisest tänu maksumäärade, asendusmäärade ning töökaitsealaste õigusaktide parendamisele. 1999. aastal oli Soomes NAIRU määr 9%. Iirimaa puhul eeldati, et teiste riikidega võrreldes oli NAIRU määr volatiilsem suure osatähtsuse tõttu sisserändevoos ning seega pidanuks NAIRU määr järgima ka tegelikku töötuse määra, kuid hinnanguprotsess sellist tulemust ei andnud. Selle asemel korrigeeriti ökonomeetrilist hinnangut järk-järgult alates 1995. aastast, et NAIRU määr oleks rohkem kooskõlas tööpuuduse järsu langusega. 1999. aastaks oli NAIRU määr langenud 7%-ni, samas hinnanguline määr oli 9%. (Turner *et al* 2001)

Korrigeeritud hinnangud näitasid, et enamikus OECD riikides oli tegelik tööpuudus olnud 1990. aastatel palju suurem kui NAIRU määr, mis on kooskõlas kogu piirkonna inflatsiooni olulise vähenemisega. See kehtib eelkõige euroala kohta, kus tööpuuduse ja NAIRU määra lõhe püsis alates 1993. aastast kuni 1999. aastani 1,75 protsendipunkti lähedal. Kokkuvõtlikult saab Turner *et al* (2001) hinnangute tulemuste põhjal öelda, et NAIRU määra ulatus ja suund oli OECD riikides 1990. aastatel erinev, samas 1980. aastatel tõusis NAIRU määr peaaegu kõigis riikides, väljaarvatud Ameerika Ühendriikides ja Portugalis. Riigid, kus NAIRU määr oli 1990. aastatel tõusnud ligikaudu kahe protsendipunkti võrra, olid Soome, Saksamaa, Jaapan ja Rootsi. Itaalias ja Kreekas kasvas NAIRU määr sel perioodil veidi üle ühe protsendipunkti. Kanadas, Madalmaades, Uus-Meremaal, Ühendkuningriigis, Hispaanias, Portugalis, Iirimaa ja Norras oli NAIRU määr langenud üks protsendipunkt või rohkem. Need on riigid, kus tööstusreformid olid kõige ulatuslikumad ning see näitab, et isegi pärast põhjalikke reforme võib NAIRU üksnes järk-järgult langeda.

Heimberger, Kapeller ja Schütz (2017) andsid hinnanguid NAIRU määrale 14 Euroopa OECD riigis 1985.-2012. aastal. Esiteks analüüsiti pikaajalist baasmudelit, mis põhines andmetel vahemikus 1985-2011, hõlmates 11 OECD riiki Euroopas. Teiseks pakkusid autorid alternatiivset baasmudelit, mis keskendus 2001.-2012. aastatele. Lühike valim võimaldas kaasata 14 riiki ja kaks täiendavat indikaatorit tööturul. Teine mudel oli tingitud konkreetsest ajalisest piirangust, mis

võimaldas pöörata rohkem tähelepanu nii-öelda euroajastule (*Euro-Era*) ja finantskriisi tekkimisele ning selle tagajärgedele.

NAIRU mõõtmisel kasutati Euroopa Komisjoni poolt välja töötatud ametlikku NAIRU hinnangu mudelit (5) (Heimberger *et al* 2017):

$$NAIRU_{i,t} = \beta LMI_{i,t} + \gamma C_{i,t} + \delta_1 FE_i + \delta_2 FE_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

kus

$LMI_{i,t}$  – struktuursed tööturu indikaatorid

$\gamma$  – regressioonkoefitsientide kogum

$C_{i,t}$  – selgitavad tegurid

$FE_i$  – riigipõhised fikseeritud efektid

$FE_t$  – perioodipõhised fikseeritud efektid

$\varepsilon_{i,t}$  – jääkliige

Riigipõhised fikseeritud efektid  $FE_i$  võeti kasutusele, et arvestada mõõtmatute ning ajaliselt muutuvate spetsiifiliste omadustega, mis võivad mõjutada NAIRU määra. Perioodipõhised fikseeritud efektid  $FE_t$  kaasati selleks, et arvesse võtta ka ajas muutuvaid šokke, mis mõjutavad kõiki riike. (*Ibid.*)

Heimberger *et al* (2017) peamine järeldus tulemuste põhjal oli, et NAIRU ei ole hea lähend struktuurse tööpuuduse jaoks. Enamik tööturumehhanisme puudutavad indikaatorid nagu töökaitsealased õigusaktid, ametiühingute tihedus, maksukoormus ja miinimumpalk ei selgitanud palju – märk oli kas vastuolus teooriaga, näitajad olid statistiliselt ebaolulised või nende olulisus oli mudeli spetsifikatsiooni suhtes tundlik. Ainult aktiivsed tööturupoliitika ja töötushüvitiste asendamise määrad olid ootuspärased. Lisaks, NAIRU hindamisel olid olulised ka tsüklilised näitajad nagu kapitali akumulatsioon ja muutused eluasemeturgudel. See näitab, et NAIRU empiirika on vastuolus Euroopa Komisjoni teoreetilise raamistikuga, kus NAIRU määra kirjeldatakse kui töötuse määra struktuurset komponenti, sõltumata kõigist tsüklilistest faktoritest. Heimberger *et al* (2017) ökonomeetrilised hinnangud ning järeldused on Euroopa Liidu poliitika kujundamisel väga olulised. Esiteks, viitavad nad sellele, et NAIRU suurenemist ei saa omistada institutsionaalsele jäikusele, mis on seotud vastavate üleskutsetega tööturu reguleerimise vähendamiseks, alandamaks struktuurset tööpuudust. Samas NAIRU määra languse põhjused konkreetses riigis ei pruugi olla alati seotud edukate tööturureformidega, sest NAIRU määra alanemine võib olla tingitud ka tsüklilistest teguritest. Teiseks näitasid autorite tulemused, et kohati hüplikud NAIRU hinnangud võivad eksitada Euroopa Liidu riikide fiskaalpoliitikat. Põhjus

on selles, et NAIRU määra kasutatakse struktuurse tööpuuduse lähendina toodangu lõhede arvutamisel äri tsüklites ning see on mõõdik, mille abil hinnatakse, kui suur osa eelarve puudujäägist võib tuleneda struktuursetest ja tsüklilistest teguritest. Kui NAIRU määrale on antud valed hinnangud struktuurse tööpuuduse kontekstis, siis see võib põhjustada vale hinnangu struktuursele eelarvedefitsiidile, mistõttu võidakse kasutada sobimatut fiskaalpoliitikat.

### 1.3.2. NAIRU määra hinnangud euroala riikides

Logeay ja Toberi uuringus käsitleti NAIRU määra hindamist euroalal NAIRU määrale 1973.-2002. aastal. Vaatluse alla võeti 12 euroala riiki: Saksamaa, Prantsusmaa, Itaalia, Hispaania, Madalmaad, Austria, Portugal, Soome, Iirimaa, Belgia, Luksemburg, Kreeka.

Analüüsis kasutati NAIRU hindamisel Kalmani filtrit ja Phillipsi kõverat. Järgnevalt tuuakse välja funktsioonid, mida autorid on kasutanud (6), (7), (8), (9), (10), (11):

$$(u - u^*)_t = ar_1(u - u^*)_{t-1} + ar_2(u - u^*)_{t-2} + \varepsilon_t^{u_{\text{lõhe}}} \quad (6)$$

$$NAIRU_t^{kaudne} = NAIRU_{t-1}^{kaudne} + trend_t + \varepsilon_t^{NAIRU} \quad (7)$$

$$trend_t = trend_{t-1} + \varepsilon_t^{trend} \quad (8)$$

$$u_t^* = NAIRU_t = NAIRU_t^{kaudne} + \delta u_{t-1} \quad (9)$$

$$u_t = (u - u^*)_t + u_t^* \quad (10)$$

$$\pi_t = \beta(u - u^*)_t + \gamma X_t^{Phillips} + \varepsilon_t^\pi \quad (11)$$

Funktsioonid (6), (7), (8) ja (9) on olekuvõrrandid. Funktsioon (10) defineerib töötuse määra kui töötuse lõhe ja NAIRU summat ning funktsioon (11) on Phillipsi kõver, mis kirjeldab vastastikust seost töötuse lõhe ja inflatsioonimäära vahel. (Logeay, Tober 2006)

Lisaks NAIRU hindamisele kasutasid autorid ka ruumiökonomeetrilist mudelit, et kindlaks teha need tegurid, mis NAIRU taseme määravad. Mõjutegur antud kontekstis oli viitajaga töötuse määr. Näitaja  $X_t^{Phillips}$  funktsioonist (11) sisaldab eksogeenseid muutujaid, mis kirjeldavad inflatsiooni muutusi nagu viitajaga inflatsioon, muutus nafta hinnas ja tööjõu produktiivsuse kasvus. (*Ibid.*) Logeay ja Tober (2006) tulemustest selgus, et alates 1970. aastast oli euroalal NAIRU määr märkimisväärselt muutunud. 1970. aastate keskel oli NAIRU pisut alla 3%, 1980. aastate keskpaigaks oli see tõusnud juba 9% peale ning 1990ndate esimesel poolel oli näitaja üle 10%. Samas 2002. aastaks oli NAIRU määr langenud 8,6% lähedale. Analüüsi tulemused näitasid, et

tööpuudus ja NAIRU määrad on üksteisest sõltuvad. Teataval määral on tööpuuduse struktuur muutunud, mistõttu tööpuuduse lõhe sulgub samaaegselt NAIRU määra tõusu või langusega.

Kuigi tootlikkuse kasvu aeglustumine, nafta hindade šokid ja rahvusvaheliste reaalintressimäärade tõus mõjutasid kõiki riike – küll erineval määral –, siis üksikute riikide keskpankade rahapoliitikas võis täheldada märkimisväärset erinevust. Föderaalreserv alandas 2000. aasta majanduslanguse alguses kiiresti intressimäärasid, mis sisaldasid eeloleva kriisi tugevust ja kestust, mille tulemusena tekkinud tööpuuduse tõus Ühendriikides oli pigem ajutine nähtus. Seevastu euroala riikide puhul püsis kitsendav rahapoliitiline kurss. Majanduslangus oli tugevam ning järgnevate aastate nõrk majanduskasv ei kompenseerinud kriisiaastatel tekkinud langust. Selle tulemusena oli Euroopa majanduskasv madalam, kui oleks Euroopa riikide tootmisvõimalused seda lubanud. (*Ibid.*)

### 1.3.3. NAIRU määra hinnangud Ida-Euroopa riikides

Pošta (2015) võttis NAIRU taseme hindamiseks vaatluse alla seitse Ida-Euroopa riiki perioodil 1997-2013. Ida-Euroopa riigid, mida analüüsiti, olid järgmised: Tšehhi, Eesti, Ungari, Läti, Leedu, Poola ja Slovakkia.

NAIRU hindamisel kasutati küll inflatsiooni “kolmnurga”-mudeli ideed, kuid signaalifunktsioonina on kaasatud hoopis uuskeinsistlik Phillipsi kõver (NKPC – *New Keynesian Phillips Curve*), mis võtab arvesse varasemaid hinnanguid. NKPC mudeli hinnangutega on loodud ka ruumiökonomeetiline mudel. Analüüsi laiendatud versioonis lisati mudelisse eksogeensete muutujatena ka pikaajaline töötuse määr ja tööjõukulud. Uuskeinsistliku Phillipsi kõvera baasil tehtud ruumiökonomeetrilise mudeli signaali- ja olekufunktsioonid on vastavalt järgmised:

$$\pi_t = \delta_1 E_t[\pi_{t+1}] + \delta_2 \pi_{t-1} + \lambda(u_t - NAIRU_t) - \beta \gamma E_t[tot_{t+1}] + \gamma tot_t + \vartheta_t \quad (12)$$

kus

$\lambda$  – inflatsiooni tundlikkus töötuse lõhe suhtes

$u_t$  – töötuse määr

$\vartheta_t$  – vealiige

$$\delta_1 = \frac{\beta \theta}{\theta + \omega [1 - \theta(1 - \beta)]}$$

$$\delta_2 = \frac{\omega}{\theta + \omega [1 - \theta(1 - \beta)]}$$

Olekuvõrrand vealiikmega  $\eta_t$  on väljendatud järgmiselt (13):

$$NAIRU_t = \alpha NAIRU_{t-1} + \eta_t \quad (13)$$

Ruumiökonomeetrilise mudeli kasutamine selliselt, et saada hinnanguid struktuurse tööpuuduse kohta, oli võimalik kõigi vaadeldud riikide puhul, väljaarvatud Poola. Tulemused näitasid, et tööpuuduse lõhe on statistiliselt oluline enamikul juhtudest, kuid selle mõju on suhteliselt tagasihoidlik ning töötuse lõhe käsitlemine lähendina ei osutunud otsustavaks inflatsiooniteguriks. Samas ette- ja tagasiulatava inflatsiooni dünaamika ning inflatsioonivälised muutujad olid olulised. (Pošta 2015)

Tulemused näitasid, et pikaajaline töötuse määr ja reaalsed tööjõukulud selgitavad vaid mingi osa struktuurse tööpuuduse varieerumisest ning suur osa varieerumisest jääb selgitamata. Arvestades riikide majanduste erisusi ja seda, kuidas majanduskriis riike mõjutas, kõiguvad struktuurse tööpuuduse tasemed üsna olulisel määral. (*Ibid.*)

Pošta (2015) NAIRU hinnangutest selgus, et struktuurne tööpuudus suurenes 2008.-2009. aasta majanduslanguse alguses ning seda eriti Balti riikides. Eestis, Lätis ja Leedus oli kõrge struktuurse tööpuuduse tase koos Slovakkiauga kogu vaadeldaval perioodil. Pärast kriisiperioodi oli Balti riikide tööturgudel teatav paindlikkus, mil esines vähene struktuurse tööpuuduse alanemine. Mudeli laiendatud versioon näitas, et pikaajaline tööpuudus oli üldiselt märkimisväärne näitaja NAIRU hindamiseks, samas kui tööjõukulud olid statistiliselt olulised vaid kahel juhul. Pošta (2015) järeldas enda uuringust, et tööturgude toimimise parandamiseks suunatud poliitika pole olnud edukas, kuid pikaajalise töötuse vähendamine võib nende riikide tööturgudel mõnevõrra paraneda. Teisest küljest ei tohiks seda probleemi üle tähtsustada, sest suur osa pikaajalisest töötusest on tekkinud 1990. aastatest, millel on seos struktuurimuutustega riikide majanduses. Seetõttu on kaheldav, et majanduspoliitikaga oleks võimalik parandada pikaajaliste töötute tööhõivevõimalusi pärast nii pikka perioodi.

## 2. ANDMED JA METOODIKA

Selles peatükis antakse ülevaade, milliseid andmeid kasutatakse Euroopa Liidu riikide NAIRU hinnangute saamiseks ja tulemuste analüüsimiseks. Lisaks kirjeldatakse, millist metoodikat kasutatakse NAIRU määra hinnangute leidmisel Euroopa Liidu riikides. Töö eesmärgi saavutamiseks esitatakse kaks uurimisküsimust, millele analüüsi tegemisel ja tulemuste tõlgendamisel soovitakse vastused saada:

1. Kuidas on muutunud töötuse määr Euroopa Liidu riikides pärast viimast majanduskriisi, võrreldes kriisieelse perioodiga?
2. Mil määral on NAIRU määra hinnangud muutunud enne ja pärast majanduskriisi?

Selles töös kasutatakse analüüsimiseks kõigi 28 Euroopa Liidu riikide kvartaalseid tööjõu-uuringu põhiseid töötuse määrasid alates 2000. aasta esimesest kvartalist kuni 2017. aasta kolmanda kvartalini, mis on võetud Eurostati andmebaasist. Andmed valiti selliselt, et saaks kaasata kõik Euroopa Liidu liikmesriigid võimalikult pika perioodi kohta. See andmestik kvartaalsete töötuse määrade kohta on peamine sisend NAIRU määra hinnangute leidmisel. Aegrea pikkus iga riigi puhul on 71 kvartalit. Lisaks töötuse määrale kasutatakse Eurostati andmebaasist võetud kvartaalset nominaalset tööjõu ühikukulu, mis näitab tööjõukulude suhet tööjõu tootlikkuse ning on esitatud protsentuaalse muutusena eelneva aasta sama kvartaliga võrreldes. Andmed on võetud sarnaselt töötuse määrale 2000. aasta esimesest kvartalist kuni 2017. aasta kolmanda kvartalini, kusjuures andmete puudumise tõttu algavad Horvaatia ja Malta vaatlusperioodid 2001. aasta esimesest kvartalist ning Poolas 2003. aasta esimesest kvartalist. Töötuse määra ja nominaalsest tööjõu ühikukulust on täpsem ülevaade esitatud käesoleva peatüki alapeatükkides. Lisaks on kasutusel Eurostati poolt avaldatav harmoniseeritud tarbijahinnaindeks (HICP – *Harmonised Index of Consumer Prices*) ilma toidu- ja energiahinnaindeksita ehk alusinflatsioon. Kuna tarbijahinnaindeks oli andmebaasis esitatud kuiste andmetena ning näitasid aastaseid kasve eelneva aasta sama kuuga võrreldes, siis käesoleva töö raamistikus konverteeriti kuised andmed kvartaalseteks, võttes kolme kuu keskvaartused. Lisaks kasutatakse kvartaalseid reaalse sisemajanduse koguprodukti (SKP) tasemeid.

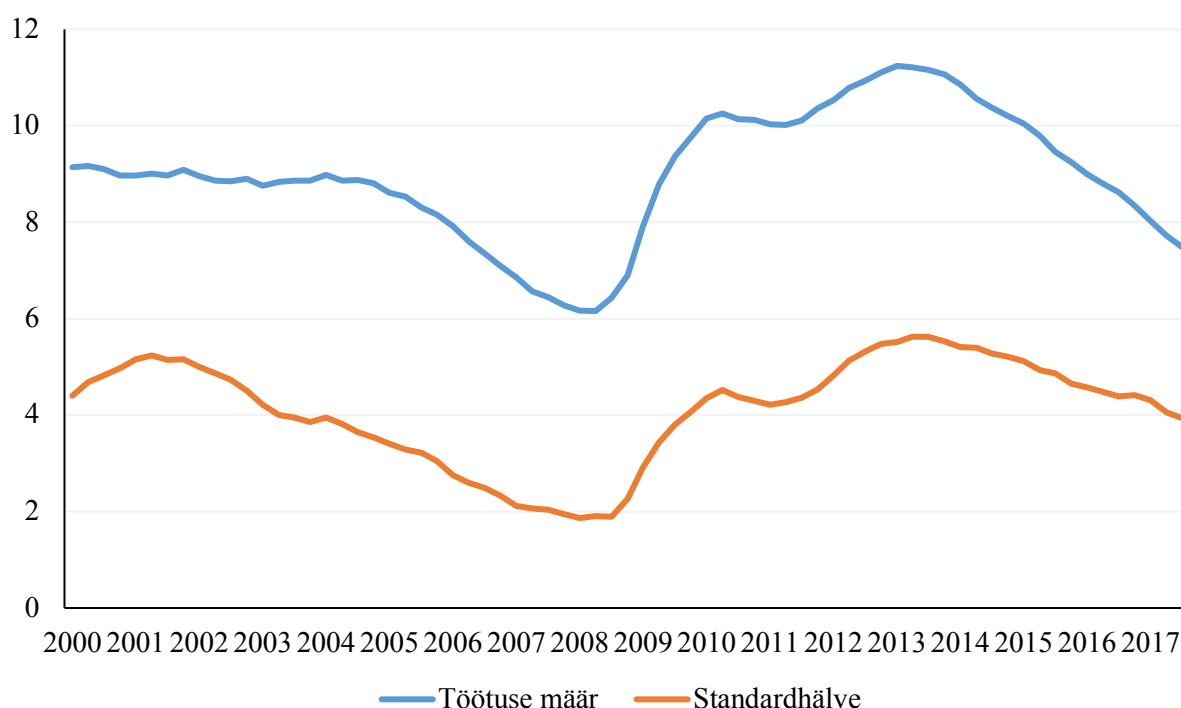
Euroopa Liidu riikide NAIRU määrasid hinnatakse kahe erineva statistilise filtriga, mida kasutatakse programmis EViews 10. Esmalt hinnatakse Euroopa Liidu riikide NAIRU määrasid Hodrick-Prescotti filtriga, milleks kasutatakse kvartaalset tööpuuduse määra kõigi Euroopa Liidu riikide kohta alates 2000. aasta esimesest kvartalist kuni 2017. aasta kolmanda kvartalini. Kuna kasutusel on kvartaalsed andmed, siis vastavalt filtri autorite soovitudele võetakse tasandusparameetri  $\lambda$  väärtuseks 1600. Nagu esimeses peatükis kirjeldati, siis Hodrick-Prescotti filtri kasutamisel eraldatakse tegelikust töötuse määrast tsükliline ja mittetsükliline komponent, millest viimane ongi hinnang loomulikule tööpuudusele ehk NAIRU määrale. Lisaks NAIRU määra hinnangute saamisele üle kogu vaadeldava perioodi, võrreldakse saadud hinnanguid kriisieelselt ja -järgselt. Kriisieelse perioodina käsitletakse 2000. aasta esimest kvartalit kuni 2009. aasta neljanda kvartalini, kusjuures see hõlmab endas veel kriisiaastaid, ning kriisjärgse perioodina 2010. aasta esimest kvartalit kuni 2017. aasta kolmandat kvartalit. Kriisijärgse perioodina vaadeldakse perioodi alates 2010. aasta algusest seetõttu, et sel ajal hakkasid paljud Euroopa Liidu riigid tasapisi majanduskriisist taastuma. Kriisieelsel perioodil on riigi kohta kokku 40 vaatlust ning kriisijärgsel perioodil 31 vaatlust.

Teise filtrina kasutatakse Kalmani filtrit, millega on võimalik hinnata samaaegselt nii majanduslikku seost töötuse lõhe ja inflatsiooni vahel kui ka NAIRU määra. Nagu esimeses peatükis ka käsitleti, siis Kalmani filtri puhul on oluline fikseerida ära nii signaali- kui ka olekuvõrrand. Käesolevas töös kirjeldab signaalivõrrand Phillipsi kõvera tüüpi seost, kus töötuse määr on seotud inflatsiooninäitaja, mittetsüklilise ja tsüklilise komponendiga. Inflatsioonina kasutatakse alusinflatsiooni ehk harmoniseeritud tarbijahinnaindeksit ilma toidu- ja energiahindadeta või nominaalset tööjõu ühikukulu olenevalt sellest, kumb näitaja osutub konkreetse riigi puhul olulisemaks. Mittetsükliline komponent on teisisõnu NAIRU tase, mis leitakse olekuvõrrandiga, ning tsükliline komponent on lõhe reaalsest SKP tasemest. Olekuvõrrandiga fikseeritakse ära see, et NAIRU tase sõltub oma eelmisest väärtusest ning vealiikmest.

Lisaks filtrite kasutamisele on käesoleva töö kontekstis oluline testida saadud tulemusi erinevate statistiliste testidega, selgitamaks välja, kas hinnangutes on erinevusi kriisieelselt ja -järgselt. Ühtlasi võrreldakse Hodrick-Prescotti ja Kalmani filtriga saadud hinnanguid ning testitakse, kumma filtriga saadud NAIRU tasemed on tugevamas korrelatsioonis tööjõukuludega. Analüüsi tulemused ja peamised järeldused tuuakse välja kolmandas peatükis. Järgnevalt antakse ülevaade töötuse määrast ning tööjõukuludest Euroopa Liidu riikides vaadeldaval perioodil.

## 2.1. Töötuse määr Euroopa Liidu riikides

Selles alapeatükis antakse ülevaade Euroopa Liidu riikide töötuse määradest alates 2000. aasta esimesest kvartalist kuni 2017. aasta kolmanda kvartalini. Lisaks võrreldakse keskmisi tööpuuduse määrasid nii kriisieelsel kui -järgsel perioodil, et näha, kas töötuse tase on oluliselt erinev kahel vaadeldaval perioodil. Euroopa Liidu keskmised töötuse määrad ja standardhälbed alates 2000. aasta esimesest kvartalist kuni 2017. aasta kolmanda kvartalini on välja toodud Joonisel 1. Standardhälve näitab, kui palju erinevad Euroopa Liidu liikmesriikide töötuse määrad keskväärtusest.



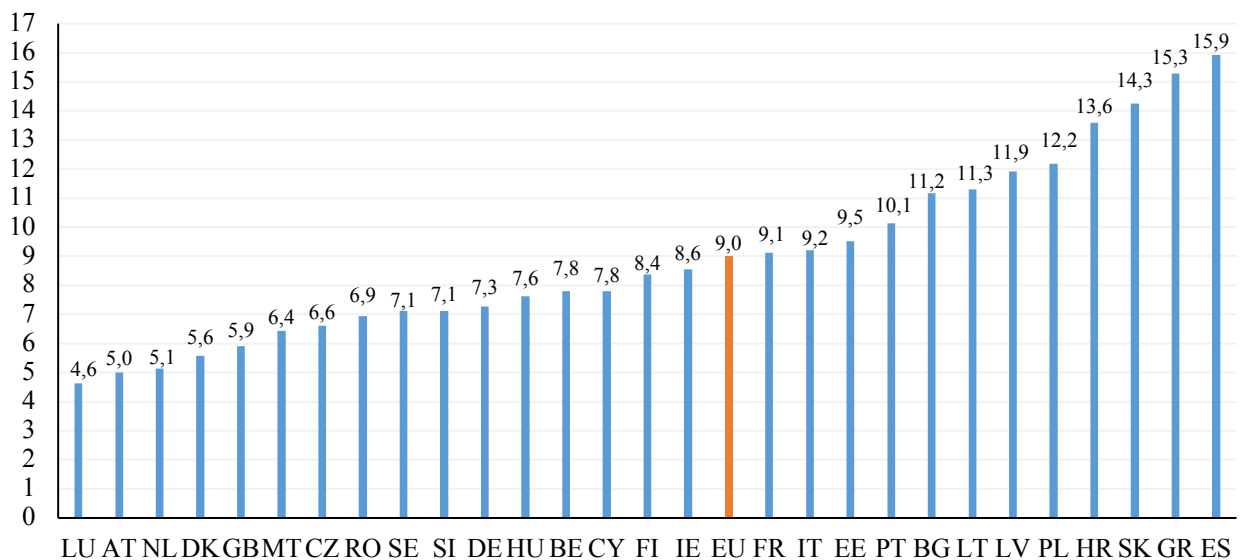
Joonis 1. Euroopa Liidu keskmine töötuse määr ja standardhälve 2000.-2017. aastal (%)  
Allikas: autori koostatud Lisas 2 toodud andmete alusel

Nagu Jooniselt 1 ilmneb, siis 2000. aasta alguses oli töötuse määr Euroopa Liidus keskmiselt 9,1% tööjõust. Kuni 2004. aasta viimase kvartalini püsis tööpuuduse tase Euroopa Liidu riikides suhteliselt stabiilselt 9% ümber. Alates 2005. aasta algusest hakkas töötus Euroopa Liidus järkjärgult langema, ulatudes 2008. aasta teisel kvartalil minimaalse tasemeni 6,2%. Majanduslanguse tingimustes hakkas töötuse tase järsult tõusma. Juba 2009. aasta lõpuks tõusis töötuse määr üle 3,6 protsendipunkti. Jooniselt 1 on näha, et 2010. aasta teine kvartal oli üks haripunktidest, kus töötus ulatus 10,3%-ni, mis oli ühtlasi ka sel hetkel kõrgeim töötuse tase. Pärast seda töötus vähesel määral langes, andes märku majanduskriisi negatiivsete mõjude lõppemisest ja tööturu tingimuste



paranemisest. Langus kestis vaid mõned kvartalid kuni 2011. aasta teise pooleni, mil töötuse määr hakkas uuesti tõusma. Euroopa Liidu liikmesriikide keskmine töötuse tase oli 2013. aasta esimesel kvartalil jõudnud 11,2%-ni, mis oli ühtlasi ka kõrgeim tase vaadeldaval perioodil. Alates 2013. aastast on töötuse määr Euroopa Liidus olnud suhteliselt kiires langustrendis. 2017. aasta kolmanda kvartali seisuga oli keskmine töötuse määr Euroopa Liidu riikides 7,5%, mis on väga lähedal kriisieelsele tasemele. Kuna tööpuuduse puhul on tegu nii-öelda viitajalise näitajaga, mis erinevatele muutustele majanduses kohe ei reageeri, siis majanduskriisi tingimustes hakkab töötuse määr tõusma alles mõned kuud hiljem. Sama kehtib ka töötuse määra languse kohta, kui majandus on kriisist taastumas – läheb veel mitu kuud aega, kuni töötuse määr taas alanema hakkab. Seetõttu on näha ka töötuse määra statistika puhul, et töötus on reageerinud majanduse langusele ja sellest taastumisele aeglasemalt.

Joonisel 2 on näha 28 liikmesriigi keskmisi töötuse määrasid 2000.-2017. aastal. Euroopa Liidu keskmine töötuse määr oli vaadeldaval perioodil ligikaudu 9%. Euroopa Liidu keskmisest madalamad töötuse määrad on 16 riigis (Luksemburg, Austria, Madalmaad, Taani, Ühendkuningriik, Malta, Tšehhi, Rumeenia, Rootsi, Sloveenia, Taani, Ungari, Belgia, Küpros, Soome, Iirimaa) ning kõrgemad 12 riigis (Prantsusmaa, Itaalia, Eesti, Portugal, Bulgaaria, Leedu, Läti, Poola, Horvaatia, Slovakkia, Kreeka, Hispaania).



Joonis 2. Euroopa Liidu riikide keskmised töötuse määrad 2000.-2017. aastal (%)

Allikas: autori koostatud Lisas 3 toodud andmete alusel

Jooniselt 2 on näha, et kõige kõrgemad keskmised töötuse määrad on Hispaanias ja Kreekas, vastavalt 15,9% ja 15,3%, mis on Euroopa Liidu keskmisest töötuse määrast ligikaudu kaks korda

kõrgemad. Kõige madalam töötuse määr on Luksemburgis (4,6%), mis on kaks korda madalam liikmesriikide keskmisest. Liikmesriikide töötuse määrasid kirjeldav statistika on täies mahus välja toodud Lisas 3.

Euroopa Liidu liikmesriikide töötuse määrade võrdlemiseks kriisieelselt ja -järgselt on tehtud iga riigi kohta eraldi dispersioonanalüüs ehk ANOVA, mis arvestab erinevustega valimite keskmiste vahel ning valimisisese varieerumisega. Tabelis 1 on välja toodud riikide keskmised töötuse määrad kriisieelselt ja -järgselt, analüüsi tulemusena saadud F-statistiku väärtused, p-statistikud ehk olulisuse tõenäosused. Kriitiline F-väärtus on 3,98.

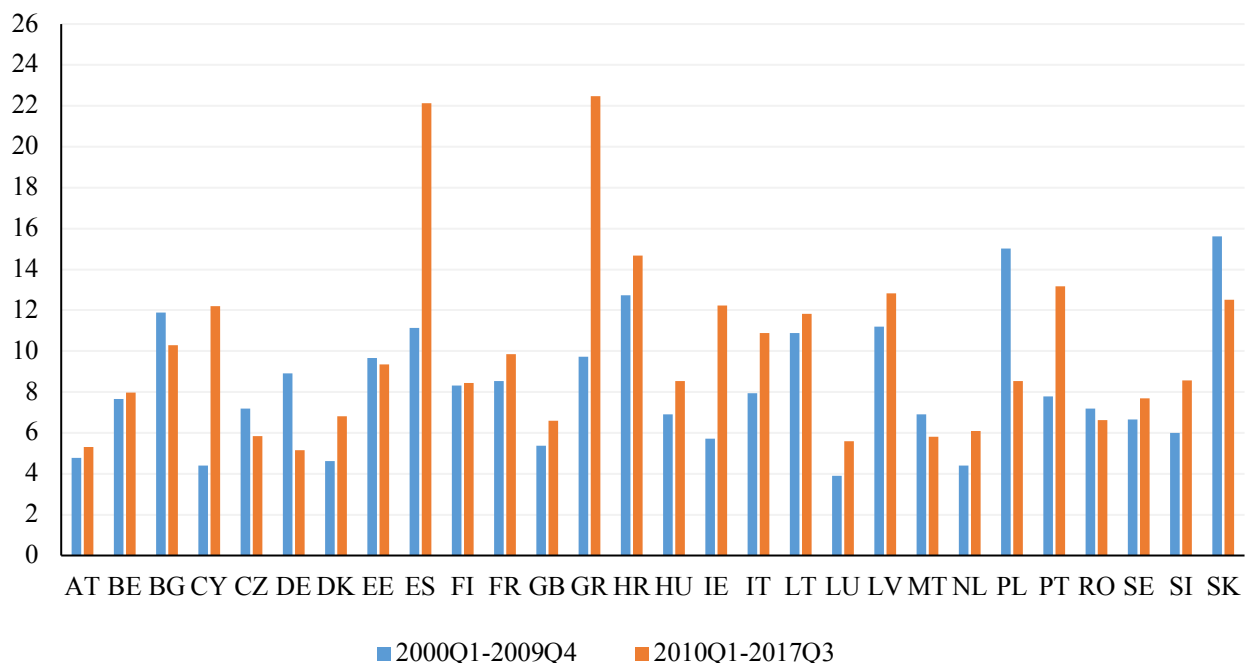
Tabel 1. Töötuse määrade dispersioonanalüüs Euroopa Liidu riikides

Riik	Töötuse määr		Töötuse määr	
	2009Q1-2009Q4	2010Q1-2017Q3	2000Q1-2009Q4 vs 2010Q1-2017Q3	
			F-statistik	p-väärtus
AT	4,77	5,32	14,69	0,0002
BE	7,66	7,97	<b>3,65</b>	0,0601
BG	11,88	10,27	<b>2,90</b>	0,0929
CY	4,39	12,21	181,05	0,0000
CZ	7,18	5,85	15,54	0,0002
DE	8,91	5,16	194,02	0,0000
DK	4,63	6,82	136,32	0,0000
EE	9,67	9,35	<b>0,14</b>	0,7096
ES	11,14	22,12	280,77	0,0000
FI	8,33	8,44	<b>0,32</b>	0,5739
FR	8,55	9,86	110,85	0,0000
GB	5,38	6,58	20,31	0,0000
GR	9,73	22,46	256,94	0,0000
HR	12,74	14,67	10,51	0,0018
HU	6,91	8,54	11,51	0,0012
IE	5,70	12,23	95,58	0,0000
IT	7,94	10,87	78,27	0,0000
LT	10,89	11,82	<b>0,89</b>	0,3490
LU	3,89	5,60	51,14	0,0000
LV	11,21	12,84	<b>3,53</b>	0,0645
MT	6,92	5,80	40,28	0,0000
NL	4,41	6,08	51,95	0,0000
PL	15,01	8,54	49,49	0,0000
PT	7,78	13,16	125,89	0,0000
RO	7,18	6,62	8,88	0,0040
SE	6,66	7,69	30,25	0,0000
SI	5,60	8,57	125,03	0,0000
SK	15,61	12,51	18,17	0,0000

Allikas: autori arvutused

Kui F-statistik on suurem kui kriitiline väärtus, võetakse vastu sisukas hüpotees, mis tähendab, et võrreldavate valimite keskvaartused on erinevad. Vastupidi F-statistiku väiksem väärtus kriitilisest tähendab, et jääb kehtima nullhüpotees, mis ütleb, et keskvaartused on valimites ühesugused. Nullhüpoteesi kehtimise või ümberlükkamise osas saab otsuse teha ka olulisuse nivood ning p-väärtust arvestades – kui olulise tõenäosuse väärtus on suurem kui 0,05, jääb kehtima nullhüpotees ja vastupidi. Rasvases kirjas on Tabelis 1 märgitud nende riikide F-statistiku väärtused, mis ületasid statistiku kriitilist väärtust ehk mille puhul jääb kehtima nullhüpotees. Nagu Tabelist 1 on näha, siis töötuse määra keskvaartused dispersioonanalüüsi tulemustel kriisieelsel ja -järgsel perioodil ei erine kuues riigis: Belgias, Bulgaarias, Eestis, Soomes, Leedus ja Lätis. Ülejäänud riikide kohta saab öelda, et keskmised töötuse määrad on kahel vaadeldaval perioodil erinevad.

Joonisel 3 on välja toodud Euroopa Liidu riikide keskmised töötuse määrad nii enne majanduskriisi alates 2001. aasta esimesest kvartalist kuni 2009. aasta 4. kvartalini kui ka pärast kriisi alates 2010. aasta esimesest kvartalist kuni 2017. aasta 3. kvartalini. Nagu Tabelis 1 välja toodud dispersioonanalüüsi tulemuste põhjal sai öelda, siis on ka visuaalselt näha Jooniselt 3, et majandussurutisele eelneva ja järgneva perioodi keskmised töötuse määrad Belgias, Bulgaarias, Eestis, Lätis, Leedus ja Soomes ei ole erinevad.



Joonis 3. Euroopa Liidu riikide keskmised töötuse määrad aastatel 2000-2009 ja 2010-2017 (%)  
Allikas: autori koostatud Lisas 3 toodud andmete alusel

Lisaks näeb, et kriisieelsel perioodil oli töötuse määr kõrgem Tšehhis, Saksamaal, Maltal, Poolas, Rumeenias ja Slovakkias. Vastupidiselt on Austrias, Küprosel, Taanis, Hispaanias, Prantsusmaal, Ühendkuningriigis, Kreekas, Horvaatias, Ungaris, Irimaal, Itaalias, Luksemburgis, Madalmaades, Portugalis, Rootsis ja Sloveenias keskmine töötuse määr pärast kriisi kõrgemal tasemel. Jooniselt 3 on näha, et eriti suur erinevus kahe keskmise töötuse määra vahel eri perioodidel on Lõuna-Euroopa riikides nagu Kreeka, Hispaania, Portugal ja Küpros, kus majanduskriisi tulemusel töötuse määr tõusis järsult ning seetõttu on ka kriisijärgne keskmine töötuse tase kõrgemal tasemel.

Kokkuvõtlikult saab öelda, et Euroopa Liidu riikide töötuse määrad on olnud langustrendis alates 2013. aastast. Samas nähtus, et enamikus Euroopa Liidu riikides on keskmine töötuse määr kriisijärgsel perioodil olnud ikkagi kõrgemal tasemel kui kriisieelselt. Kogu vaatlusperioodi keskmised töötuse määrad on Euroopa Liidu keskmisest tasemest kõrgemal pigem Lõuna-Euroopa ja Ida-Euroopa riikides. Kõige madalamad keskmised töötuse määrad vaadeldaval perioodil on pigem Lääne-Euroopa riikides.

## **2.2. Tööjõukulud Euroopa Liidu riikides**

Selles alapeatükis antakse ülevaade ja analüüsitakse, millised on olnud tööjõukulud Euroopa Liidu riikides 2000.-2017. aastal. Kui nominaalne tööjõu ühikukulu langeb, siis see tähendab, et inflatsioonisurve, mis on tingitud palkade kasvust, on negatiivne. Vastupidiselt näitab nominaalse tööjõu ühikukulu kasv positiivseid palgakasvust tingitud inflatsioonisurveid. Nagu eelnevalt mainiti, siis Horvaatia ja Malta puhul vaatluse all periood alates 2001. aasta esimesest kvartalist ning Poola puhul alates 2003. aasta esimesest kvartalist kuni 2017. aasta kolmanda kvartalini.

Kui riigis kasvavad tööjõukulud kiiremini kui tootlikkus, siis toob see kaasa tööjõu ühikukulu alanemise. Majanduskriisi järel on üldiselt nominaalse tööjõu ühikukulu kasv aeglasem, kuna tööjõukulud kasvavad tootlikkusest aeglasemalt. Lisas 4 on välja toodud ülevaatliku tabelina nominaalse tööjõu ühikukulu kirjeldav statistika, kus on näha nii kogu vaadeldava perioodi keskmisi, mediaane, standardhälbeid ning minimaalseid ja maksimaalseid väärtusi kui ka kriisieelset ja -järgset tööjõu ühikukulu keskväärtusi ning standardhälbeid.

Kõigis Euroopa Liidu riikides peale Austria on keskmine nominaalse tööjõu ühikukulu kasv olnud kriisijärgsel perioodil madalama kasvuga kui kriisieelsel perioodil. Kriisieelsel perioodil oli kõigis

liikmesriikides nominaalse tööjõu ühikukulu kasv positiivne, samas kriisijärgse perioodi tööjõu ühikukulu keskmine kasv oli Küprose, Hispaania, Kreeka, Horvaatia, Iirimaa ja Portugali puhul negatiivne. Kõige vähem on kogu vaatlusperioodi vältel kõikunud Prantsusmaa, Itaalia, Austria ja Ühendkuningriigi nominaalse tööjõu ühikukulu näitaja, seevastu kõige rohkem on kõikunud Rumeenia tööjõukulud. Ühtlasi on näha, et nominaalse tööjõu ühikukulu näitajad on kriisijärgsel perioodil kõikunud kriisieelse perioodiga võrreldes vähem peaaegu kõigis Euroopa Liidu riikides, mis viitab kriisijärgsetele stabiilsematele tööjõu ühikukulude kasvudele enamikus liikmesriikides. 15 Euroopa Liidu riigi puhul jääb kogu vaatlusperioodi keskmine tööjõu ühikukulu kasv alla 2%.

Järgmises peatükis antakse analüüsi tulemustena ülevaade NAIRU hinnangutest Euroopa Liidu riikides ning esitatakse erinevate testide tulemused. Lisaks tuuakse välja peamised järeldused ning soovitusel järgnevateks uuringuteks.

### **3. NAIRU MÄÄRA HINNANGUD EUROOPA LIIDU RIIKIDES**

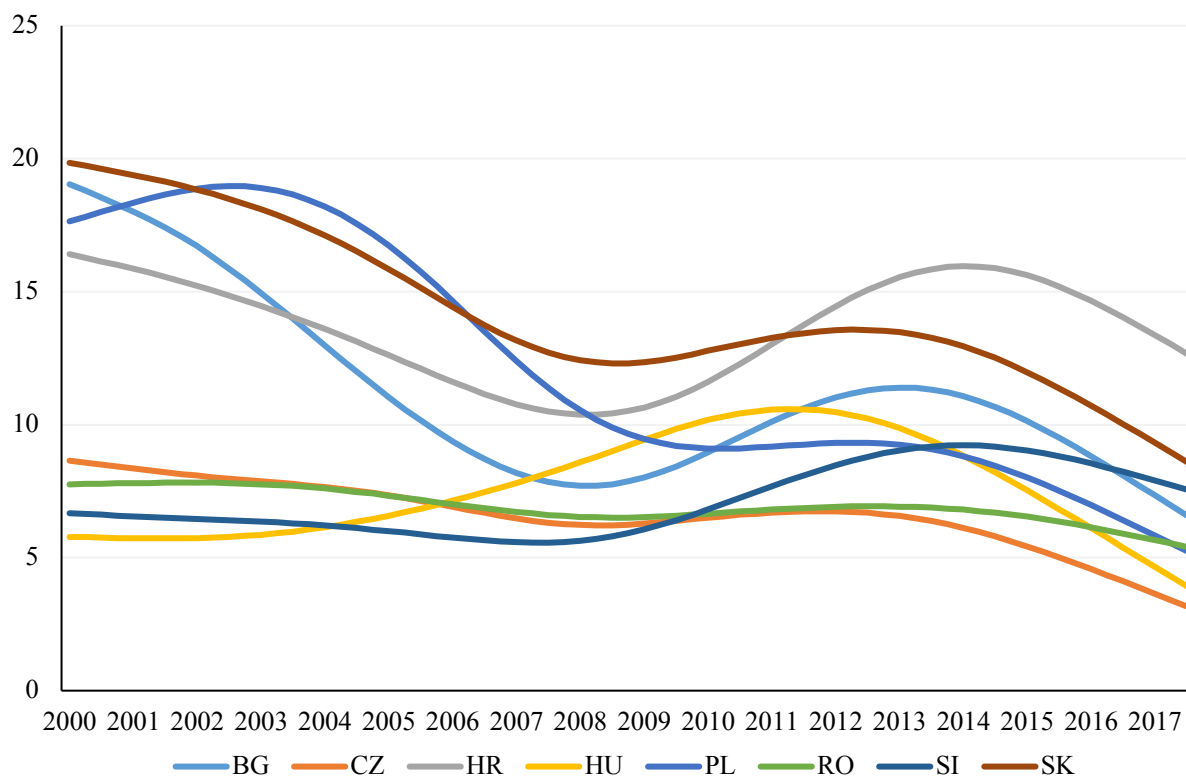
Selles peatükis esitatakse eelmises peatükis kirjeldatud meetodika põhjal saadud NAIRU määra hinnangud ning analüüsitakse tulemusi, kasutades erinevaid statistilisi teste. Euroopa Liidu riikide NAIRU määrade hindamiseks kasutati Hodrick-Prescottti ja Kalmani filtrit. Tulemuste analüüsi põhjal tuuakse selles peatükis välja ka peamised järeldused, vastatakse eelmises peatükis esitatud uurimisküsimustele ning antakse soovitusi ja ettepanekuid, millele peaks tähelepanu pöörama edasistes uuringutes.

#### **3.1. NAIRU määra hinnangud Hodrick-Prescottti filtriga**

Esmalt hinnati 28 Euroopa Liidu riikide NAIRU määrasid Hodrick-Prescottti filtrit kasutades. Tulemuste esitamise lihtsustamiseks on Euroopa Liidu riigid jaotatud regioonidesse: Ida-Euroopa, Põhja-Euroopa, Lääne-Euroopa, Lõuna-Euroopa. Ida-Euroopa alla kuuluvad Bulgaaria, Tšehhi, Horvaatia, Ungari, Poola, Rumeenia, Sloveenia ja Slovakkia. Põhja-Euroopa riikidena käsitletakse Taanit, Eestit, Soomet, Lätit, Leedut ja Rootsit. Lääne-Euroopa riikideks on Austria, Belgia, Prantsusmaa, Saksamaa, Iirimaa, Luksemburg, Madalmaad ja Ühendkuningriik. Lõuna-Europasse kuuluvad Küpros, Kreeka, Itaalia, Malta, Portugal ja Hispaania. Lisas 5 on välja toodud Hodrick-Prescottti filtriga arvatud NAIRU määra kirjeldav statistika, kus on näha riigiti kogu vaadeldava perioodi keskmisi, mediaane, minimaalseid ja maksimaalseid väärtusi ning standardhälbed. Lisaks on välja toodud kriisieelse ehk 2000. aasta esimese kvartali kuni 2009. aasta neljanda kvartali ning kriisijärgse ehk 2010. aasta esimese kvartali kuni 2017. aasta kolmanda kvartali NAIRU määrade keskväärtused ja standardhälbed.

Joonisel 4 on näha Ida-Euroopa riikide NAIRU määrad vaadeldaval perioodil. Jooniselt on näha, et Bulgaaria, Slovakkia, Poola ja Horvaatia NAIRU tasemed on vaadeldaval perioodil kõikunud suhteliselt sarnaselt. Perioodi algusest alates on NAIRU määrad olnud langustrendis, misjärel on on näha kasvutrendi ning seejärel uuesti langust. Bulgaarias oli NAIRU keskmine tase vaadeldaval perioodil 9,6%. Minimaalne tase oli 2017. aasta kolmandas kvartalis – 6,6%. Slovakkia keskmine

NAIRU määr 2000.-2017. aastal oli 14,3%. 2008. aasta teisel poolel jõudis Slovakkias NAIRU määr selle hetke madalaimale tasemele (12,3%), kuid pärast seda vähesel määral kasvades ning seejärel uuesti langeses saavutas NAIRU minimaalse taseme 2017. aasta 3. kvartalil (8,6%).

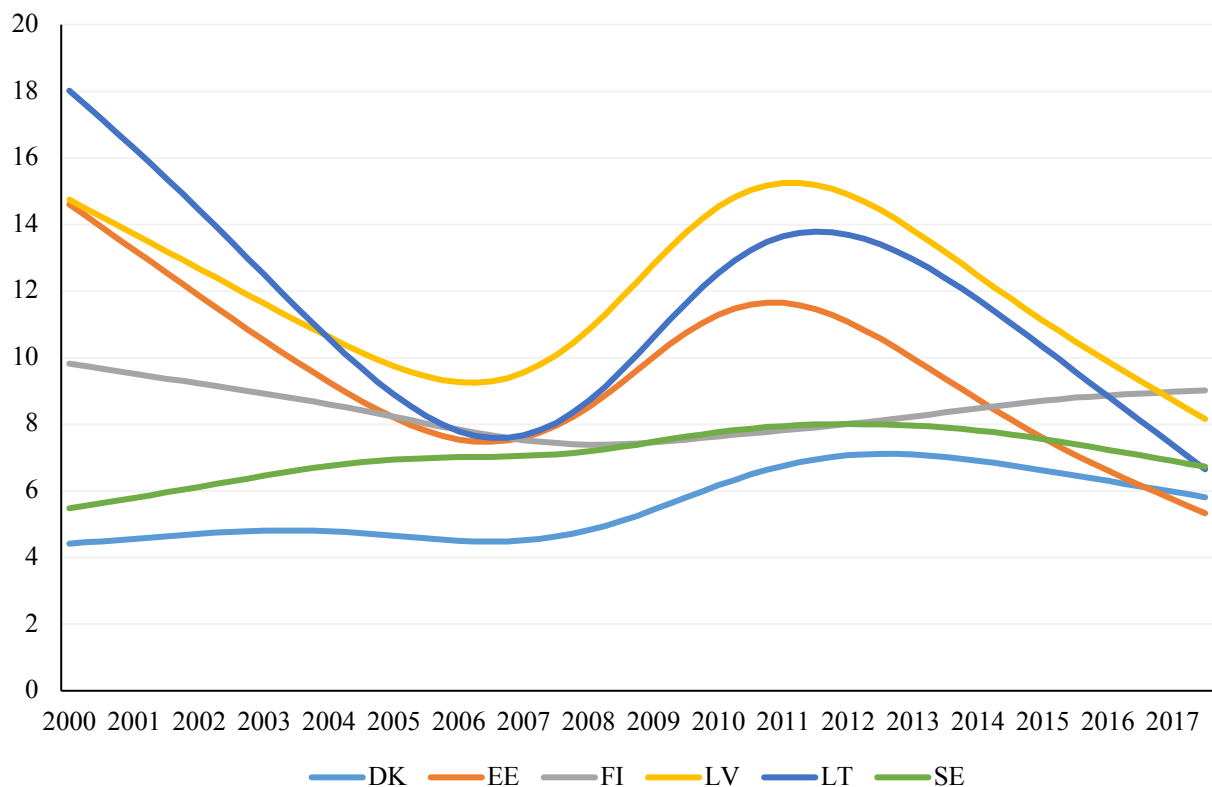


Joonis 4. NAIRU määrad Ida-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal (%)  
Allikas: autori arvutused Hodrick-Prescott'i filtriga

Poolas oli keskmine NAIRU määr 12,3%, saavutades aga vaadeldava perioodi maksimaalse taseme 2002. aasta 3. kvartalil, mil näitaja oli 19%. Pärast seda on NAIRU määr suhteliselt kiirelt ja stabiilselt langenud kuni 2017. aasta kolmanda kvartalini, mil vaadeldava perioodi minimaalne NAIRU tase oli 5,3%. Horvaatias oli NAIRU määra keskmine tase 2000.-2017. aastal 14,4%. Selles riigis on NAIRU määr vaadeldaval perioodil kõikunud pigem kõrgemal tasemel. Maksimaalne tase jäi sarnaselt Bulgaaria ja Tšehhiga samuti 2000. aasta esimesse kvartalis, mil näitaja oli 16,4%. Pärast seda hakkas NAIRU määra suhteliselt jõudsalt langema, jõudes kogu perioodi madalaimale tasemele 10,4% juurde 2008. aasta teisel kvartalil. Pärast seda vähesel määral NAIRU tõusis, kuid 2017. aastaks langes NAIRU 12,7%-ni. Tšehhis ja Rumeenias on keskmised NAIRU määrad olnud vaadeldaval perioodil Ida-Euroopa riikide madalaimad, vastavalt 6,6% ja 6,9%. Tšehhis oli NAIRU määra kõrgeim tase vaadeldava perioodi alguses, kui see ulatus 8,7%-ni. Pärast seda NAIRU langes kuni 2008. aasta keskpäigani, mil see uuesti vähesel määral tõusma hakkas. 2017. aasta 3. kvartaliks langes NAIRU rekordmadalale 3,2%-ni.

Rumeenia NAIRU määr on muutunud vaadeldaval perioodil suhteliselt stabiilselt, kõikudes 5,4% (2017. aasta 3. kvartal) ja 7,8% (2002. aasta 1. kvartal) vahel. Ungari keskmine NAIRU määr oli 7,6%. NAIRU tase jõudis maksimaalse väärtuseni 2011. aasta 2. kvartalil, ulatudes 10,6%-ni. Sarnaselt teistele riikidele oli NAIRU madalaim väärtus (3,9%) 2017. aasta 3. kvartalil. Sloveenias püsis NAIRU suhteliselt stabiilne kuni 2008. aasta lõpuni, mil see kiiremal tõusma hakkas ning saavutas maksimaalse taseme 9,2% juures 2014. aasta alguses. Vaadeldava perioodi keskmine NAIRU oli 7,1%.

Joonisel 5 on välja toodud NAIRU määrad Põhja-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal. Jooniselt on näha, et Eesti, Läti ja Leedu puhul on NAIRU määrad vaadeldaval perioodil muutunud suhteliselt sarnaselt. Seevastu Taanis, Soomes ja Rootsis on NAIRU tasemete muutused olnud pigem väikesed ning määr püsinud stabiilsemana, millele annab kinnitust ka Lisas 5 välja toodud standardhälvete väiksemad väärtused Taani, Rootsi ja Soome puhul.



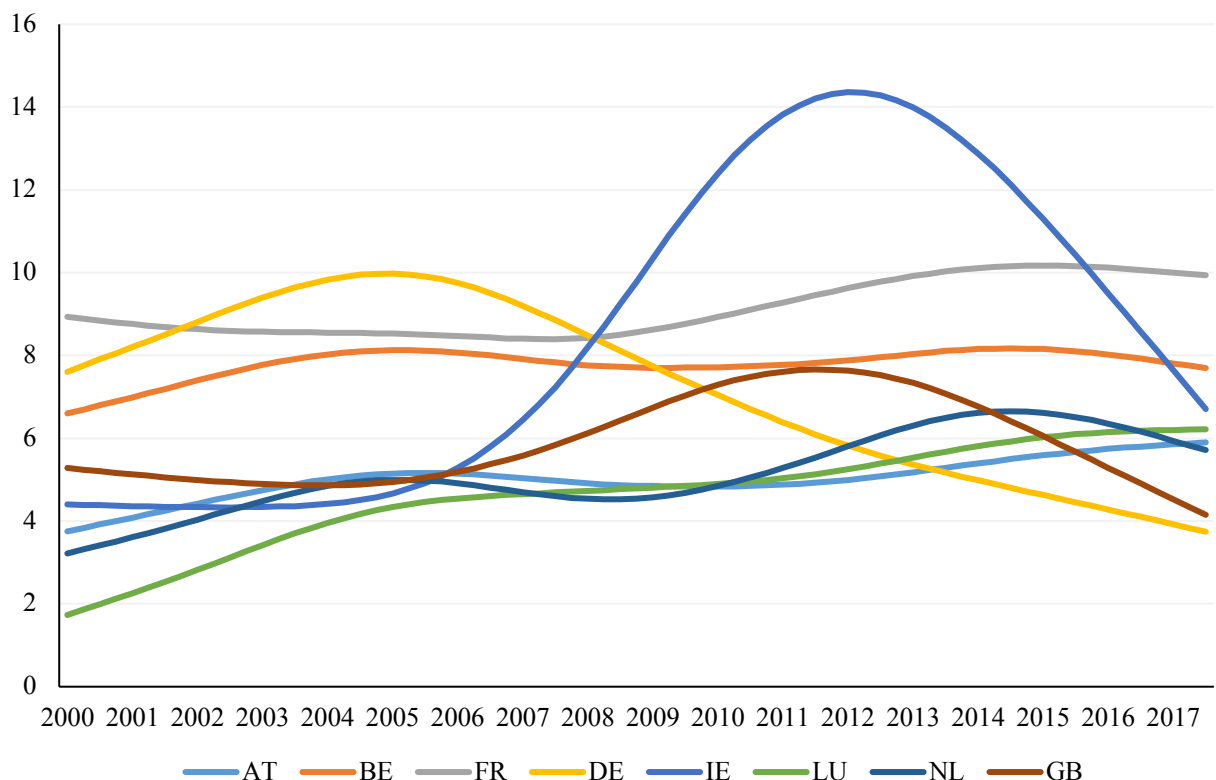
Joonis 5. NAIRU määrad Põhja-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal (%)  
Allikas: autori arvutused Hodrick-Prescott'i filtriga

Taani keskmine NAIRU väärtus oli vaadeldaval perioodil 6,6%. Minimaalne tase 4,4% oli 2000. aasta alguses. Alates 2009. aastast hakkas NAIRU määr Taanis kiiremini kasvama, jõudes maksimaalse tasemeni (7,1%) 2012. aasta kolmandal kvartalil. Rootsi keskmine NAIRU oli 7,1%.



Alates 2000. aasta algusest, mil NAIRU oli minimaalse taseme juures (5,5%), hakkas NAIRU kasvama, jõudes maksimaalse tasemeni 2012. aasta alguses (8%). Soome keskmine NAIRU oli vaadeldaval perioodil 8,4%, kusjuures kõrgeim tase oli perioodi alguses (9,8%) ning madalaim 2008. aasta teisel kvartalil (7,4%). Eestis oli keskmine NAIRU määr 2000.-2017. aastal 9,5%. Eestis oli NAIRU tase kõige kõrgem 2000. aasta 1. kvartalil, mil see ulatus 14,6%-ni. Kogu perioodi keskmine oli 9,5%. 2017. aastaks on NAIRU tase langenud madalaimale tasemele (5,3%). Läti keskmine NAIRU oli 11,9%, kusjuures kõrgeim tase saavutati 2011. aasta poole peal (15,3%). Minimaalne tase jääb sarnaselt teiste riikidega nii Lätis kui Leedus 2017. aasta 3. kvartalis, vastavalt 8,2% ja 11,3%. Kogu perioodi keskmine oli Leedus 11,3%.

Joonisel 6 on välja toodud NAIRU määrad Lääne-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal. Jooniselt on näha, et Lääne-Euroopas on NAIRU määrad vaadeldaval perioodil suhteliselt erinevad. Sarnaselt on 2000.-2017. aastal muutunud Austria, Madalamaade ja Luksemburgi NAIRU määrad. Suhteliselt sarnasteks saab pidada ka Belgiat ja Prantsusmaad. Kõige rohkem on kõikunud Iirimaa NAIRU tase.



Joonis 6. NAIRU määrad Lääne-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal (%)  
Allikas: autori arvutused Hodrick-Prescotti filtriga

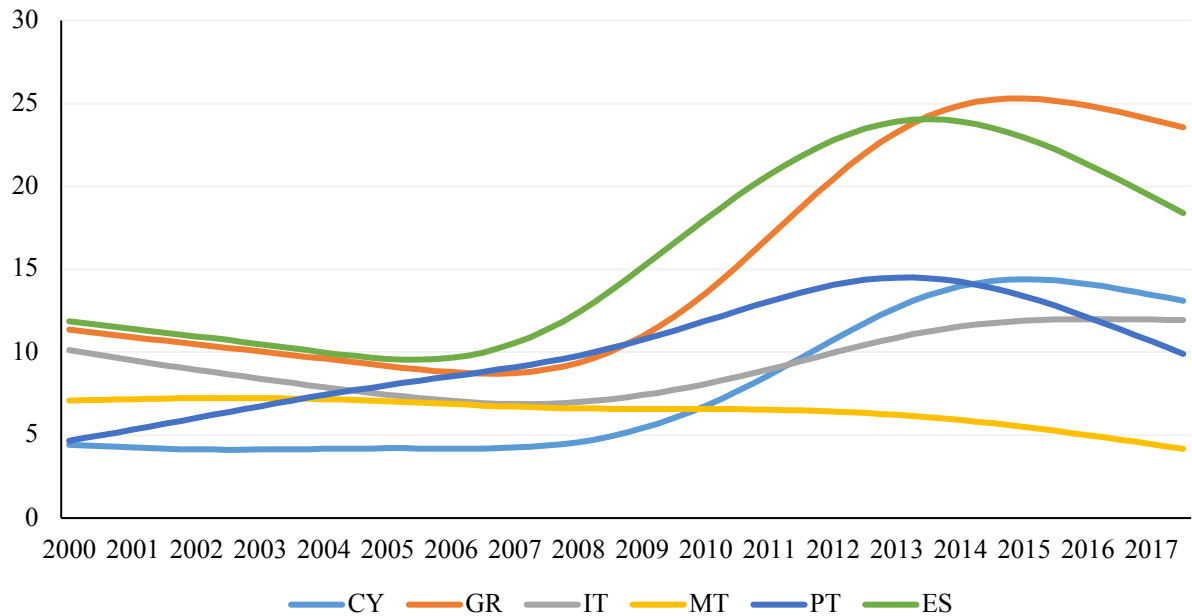
Austrias oli NAIRU määra keskmine väärtus 2000.-2017. aastal 5%, kusjuures madalaim (3,8%) tase oli 2000. aasta esimesel kvartalil. NAIRU kõrgeim tase saavutati 2017. aasta 3. kvartalil (5,9%). Madalmaade keskmine NAIRU tase oli 5% ning madalaim NAIRU määr (3,2%) oli 2000. aasta alguses. Alates 2010. aasta teisest poolest hakkas NAIRU kiirelt tõusma, jõudes 2014. aasta kolmandal kvartalil maksimaalse tasemeni (6,7%). Luksemburgi keskmine NAIRU tase oli vaadeldaval perioodil 4,6%, kusjuures madalaim määr 1,7% oli 2000. aasta esimesel kvartalil. Maksimaalne NAIRU määr Luksemburgis oli 2017. aasta kolmandal kvartalil 6,2%. Iirimaal oli keskmine NAIRU 8,6%. Madalaim tase (4,3%) oli 2002. aasta keskel, misjärel hakkas NAIRU määr kiirelt tõusma, saavutades maksimaalse taseme 14,4% 2012. aasta alguses. Ühendkuningriigi keskmine NAIRU tase oli 5,9%. Maksimaalne tase 7,7% juures saavutati 2011. aasta teisel poolel. NAIRU madalaim määr oli 4,2% 2017. aasta 3. kvartalil.

Belgia keskmine tase oli 7,8%, kusjuures minimaalne NAIRU (6,6%) jäi vaatlusperioodi algusesse ning maksimaalne 8,2% saavutati 2014. aasta teises pooles. Prantsusmaa madalaim NAIRU oli 2007. aasta teisel kvartalil (8,4%), misjärel hakkas NAIRU kasvama, jõudes maksimaalse 10,2%-ni 2015. aasta alguses. Perioodi keskmine oli 9,1%. Saksamaa puhul on näha, et kiirelt kasvav NAIRU tase oli 2005. aasta alguses perioodi suurima väärtuse juures (10%), kuid pideva languse tulemusena oli 2017. aasta kolmandaks kvartaliks Saksamaa NAIRU tase vaid 3,8%. Kogu vaatlusperioodi keskmine NAIRU tase oli 7,3%.

Joonisel 7 on näha NAIRU määrad Lõuna-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal. Jooniselt nähtub, et suhteliselt sarnaselt on käitunud Kreeka ja Hispaania NAIRU määrad. Sarnasteks saab pidada ka Küprose ning Portugali määrasid. Malta NAIRU tase on terve perioodi vältel püsinud suhteliselt stabiilne. Küprosel oli keskmine NAIRU tase 7,8% ning madalaim (4,1%) saavutati 2002. aasta viimasel kvartalil. Maksimaalne tase 14,4% oli 2015. aasta esimesel kvartalil. Portugali keskmine NAIRU oli 10,1%, kusjuures madalaim (4,7%) oli vaatlusperioodi alguses. Kõrgeim NAIRU küündis 14,5%-ni 2013. aastal. Kreeka keskmine NAIRU oli 15,3%. Languse tulemusel jõudis NAIRU madalaimale tasemele 2006. aasta teisel poolel (8,7%). Pärast seda kasv kiirenes ning maksimaalne NAIRU määr 25,3% saavutati 2015. aasta esimesel kvartalil.

Hispaania keskmine NAIRU tase oli 15,9%. Minimaalne NAIRU (9,6%) oli 2005. aasta lõpus. 2013. aasta teisel poolel jõudis NAIRU maksimaalse tasemeni (24,1%). Itaalia NAIRU tase hakkas sarnaselt Kreekale ka alates 2000. aastast langema, jõudes 2007. aasta teisel kvartalil madalaima tasemeni (6,9%). Maksimaalne tase 12% saavutati 2016. aasta alguses. Keskmine tase vaadeldaval

perioodil oli Itaalias 9,1%. Malta keskmine NAIRU määr oli 6,6%, mis on ühtlasi ka Lõuna-Euroopa riikide madalaim keskmine NAIRU tase. Madalaim NAIRU tase 4,2% saavutati 2017. aasta kolmandal kvartalil, kuid maksimaalne NAIRU oli 7,2% 2002. aasta lõpus.



Joonis 7. NAIRU määrad Lõuna-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal (%)  
Allikas: autori arvutused Hodrick-Prescott'i filtriga

Selleks, et saaks teada, kas Hodrick-Prescott'i filtriga hinnatud Euroopa Liidu riikide NAIRU määrad on kriisieelse ja -järgse perioodiga võrreldes erinevad, tehakse dispersioonanalüüs ka NAIRU määra hinnangutele analoogselt eelmises peatükis läbi viidud analüüsile. Tabelis 2 on välja toodud analüüsi tulemused, kus on riigiti kirjas nii olulisuse tõenäosused ehk p-väärtused, keskmised NAIRU määrad nii kriisieelsel kui -järgsel perioodil kui ka F-statistiku väärtused. Kriitiline F-väärtus on 3,98.

Tabelist 2 on näha rasvase kirjaga, et F-statistiku väärtus jäi alla kriitilise väärtuse kolme riigi puhul – Soomes, Lätis ja Leedus. See tähendab, et kehtima jäi nullhüpotees, et nende riikide NAIRU määrade keskväärtused nii enne kui pärast kriisi on statistiliselt sarnased. Seega saab öelda, et ülejäänud 25 liikmesriigi NAIRU määra hinnangud erinevad statistiliselt oma keskväärtustelt enne ja pärast majanduskriisi.

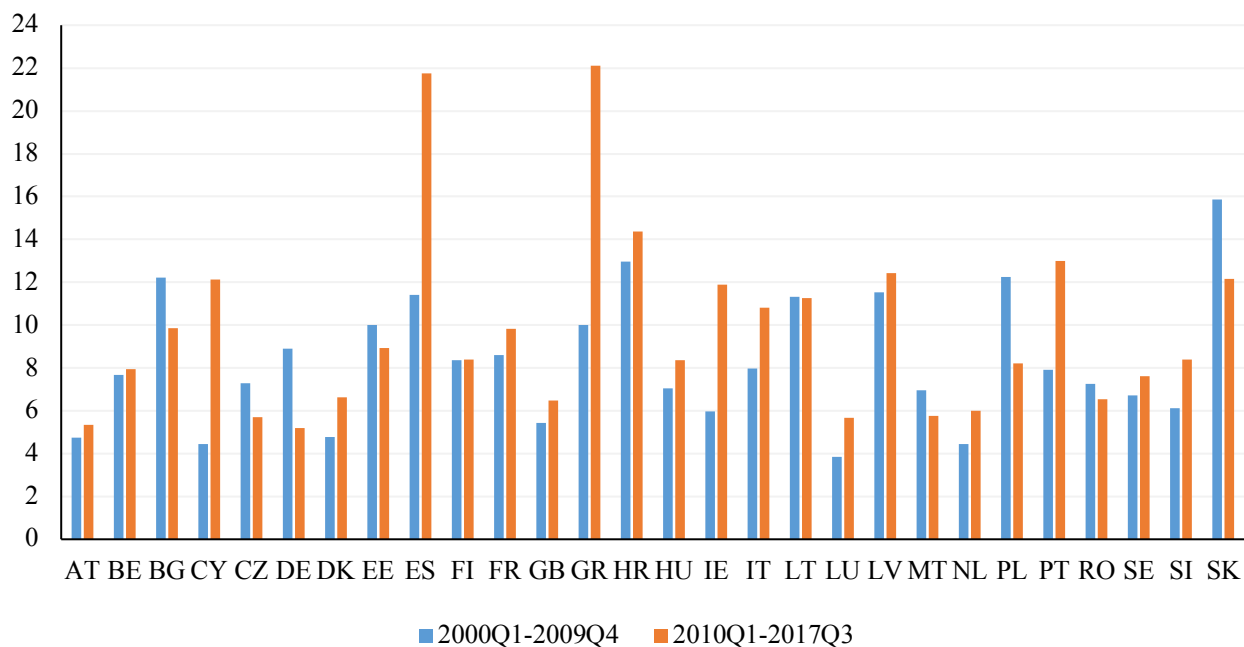
Tabel 2. NAIRU määrade dispersioonanalüüs Euroopa Liidu riikides

Riik	NAIRU määr		NAIRU määr	
	2000Q1-2009Q4	2010Q1-2017Q3	2000Q1-2009Q4 vs 2010Q1-2017Q3	
			F-statistik	p-väärtus
AT	4,75	5,34	38,92	0,0000
BE	7,68	7,95	11,01	0,0014
BG	12,20	9,85	9,67	0,0027
CY	4,45	12,13	368,978	0,0000
CZ	7,30	5,70	46,49	0,0000
DE	8,89	5,19	294,40	0,0000
DK	4,78	6,62	406,27	0,0000
EE	9,99	8,92	4,29	0,0422
ES	11,41	21,77	490,99	0,0000
FI	8,37	8,39	<b>0,02</b>	0,8985
FR	8,59	9,81	346,17	0,0000
GB	5,45	6,49	22,26	0,0000
GR	10,00	22,11	395,66	0,0000
HR	12,96	14,38	10,81	0,0016
HU	7,04	8,37	9,54	0,0029
IE	5,96	11,89	110,55	0,0000
IT	7,98	10,82	106,52	0,0000
LT	11,32	11,27	<b>0,01</b>	0,9399
LU	3,85	5,66	85,60	0,0000
LV	11,53	12,43	<b>3,29</b>	0,0740
MT	6,95	5,76	84,45	0,0000
NL	4,45	6,02	152,26	0,0000
PL	15,26	8,22	105,25	0,0000
PT	7,90	13,00	155,76	0,0000
RO	7,24	6,53	35,83	0,0000
SE	6,71	7,63	52,54	0,0000
SI	6,13	8,40	305,89	0,0000
SK	15,87	12,16	44,70	0,0000

Allikas: autori arvutused

Lisaks saab Tabelis 2 välja toodud tulemuste põhjal väita, et enne majanduskriisi oli NAIRU määra tasemed madalamad 17 Euroopa Liidu riigis ning seega kõrgemad kaheksas riigis. NAIRU määra keskmised tasemed kriisieelselt- ja järgselt on välja toodud ka Joonisel 8. Sealt on näha, et vastavalt dispersioonanalüüsi tulemustele on Soome, Läti ja Leedu NAIRU määra hinnangud tõepoolest sarnased mõlemal perioodil. NAIRU tasemed oli kriisieelselt kõrgemad pigem Ida-Euroopa riikides nagu Bulgaaria, Tšehhi, Poola, Slovakkia ja Rumeenia. Lisaks nendele oli keskmine NAIRU kõrgem enne kriisi ka Saksamaal, Eestis ja Maltal. Kriisijärgselt kõrgemad NAIRU tasemed olid kriisieelse perioodiga võrreldes tunduvalt kõrgemad Lõuna-Euroopa riikides

nagu Portugal, Kreeka, Hispaania ja Küpros. Märkatavalt kõrgem keskmine NAIRU tase oli kriisijärgsel ka Irimaal. Kriisijärgne kõrgem NAIRU määr oli lisaks veel Austrias, Belgias, Taanis, Prantsusmaal, Ühendkuningriigis, Horvaatias, Ungaris, Itaalias, Luksemburgis, Madalmaades, Rootsis ja Sloveenias.



Joonis 8. Euroopa Liidu riikide keskmised NAIRU määrad aastatel 2000-2009 ja 2010-2017 (%)  
Allikas: autori koostatud Lisas 5 toodud andmete alusel

### 3.2. NAIRU määra hinnangud Kalmani filtriga

Selles alapeatükis tuuakse välja NAIRU määra hinnangud Euroopa Liidu riikide kohta, mis on mõõdetud Kalmani filtrit kasutades. Ruumiökonomeetriselises mudelis esitati iga riigi kohta eraldi signaali- ehk mõõtevõrrand järgmisel kujul (14):

$$\text{töötuse määr} = a(\text{inflatsiooninäitaja}_{t-n}) + \text{NAIRU} + b(\text{tsükliline komponent}_{t-n}) \quad (14)$$

Selleks, et saada kätte NAIRU hinnangud Euroopa Liidu riikide kohta, siis lisaks signaalivõrrandile esitati ka olekuvõrrand (15), kus selgitavaks muutujaks on mõõtmatu näitaja ehk NAIRU tase:

$$\text{NAIRU} = c(\text{NAIRU}_{t-1}) + e_t \quad (15)$$

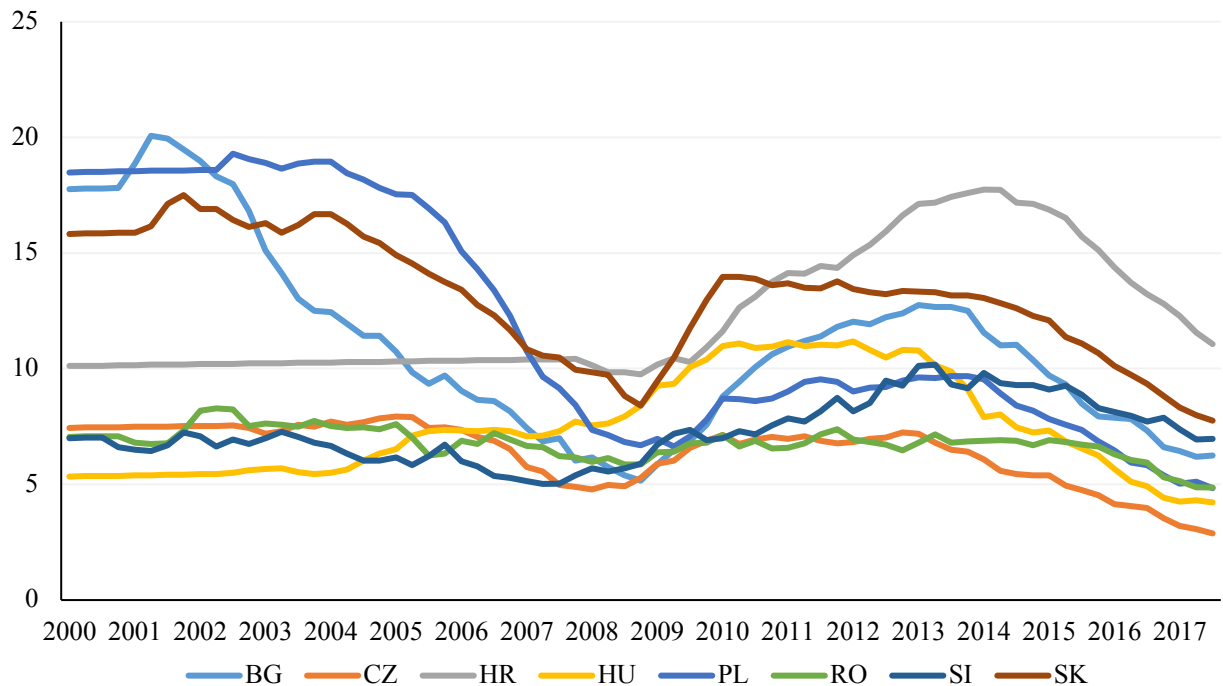
Signaalivõrrand (14) näitab ära Phillipsi kõvera tüüpi seosega, et töötuse määr sõltub nii inflatsiooninäitajast, NAIRU tasemest ja tsüklilisest komponendist. Käesoleva töö kontekstis on töötuse määrana käsitletud tegelikku kvartaalset töötuse määrat, inflatsiooninäitajana kas alusinflatsiooni ehk harmoniseeritud tarbijahinnaindeksit ilma toidu- ja energiahindadeta või nominaalset tööjõu ühikukulu. NAIRU tase igas riigis on vastavalt olekuvõrrandile (15) selgitatav enda eelmise väärtuse ja vealiikmega.

Tsüklilise komponendina käsitletakse SKP lõhet, mis on saadud eelnevalt logaritmitud reaalse SKP tasemeid Hodrick-Prescotti filtriga hinnates, kasutades kvartaalsete andmete puhul tasandusparameetrit väärtusega 1600. Inflatsiooninäitaja ja tsüklilise komponendi puhul kasutatud viitajad on riigiti erinevad olenevalt sellest, kui mitme viitajaga näitaja osutus kõige rohkem statistiliselt oluliseks. Lisas 6 on välja toodud tabel, kus on kirjas, millist inflatsiooninäitajat ja mitme viitajaga kasutati ning mitme viitajaga SKP lõhe näitajat kasutati. Kuna Slovakkia puhul puudusid sesoonselt ja kalendaarselt tasandatud reaalse SKP tasemed, siis seetõttu jäi töötuse määrat mõjutavate teguritena signaalivõrrandisse ainult inflatsiooninäitaja ja NAIRU tase.

Lisas 6 on välja toodud ka signaalivõrrandites kirjeldatud muutujate ees olevate koefitsientide väärtused ning nende olulisuse tõenäosused. Nagu tabelist on näha, siis kaheksa riigi puhul jäid signaalivõrrandisse kas inflatsiooninäitaja või tsükliline komponent statistiliselt ebaolulisena. Kuna käesoleva töö eesmärk on saada Euroopa Liidu riikide NAIRU määrat hinnanguid ühtse meetodikaga ning saadud tulemusi võrrelda kriisieelse ja -järgse perioodiga, siis antud kontekstis nende riikide puhul signaalivõrrandis olevate muutujate statistilist ebaolulisust suure probleemina ei käsitleta. Samas on oluline mainida, et olekuvõrrandiga kirjeldatud NAIRU määrat olulisuse p-statistik oli iga riigi puhul alla 0,01 ning seega statistiliselt olulised, mis tähendab, et Kalmani filtri tulemusel saadud NAIRU hinnangute põhjal on võimalik järeldusi teha. Lisas 7 on kirjeldava statistika tabel, kus on näha Kalmani filtriga hinnatud NAIRU määrade keskväärtused, mediaanid, minimaalsed ja maksimaalsed väärtused ning standardhälbed. Kriisieelse ja -järgse perioodi kohta on toodud välja NAIRU määrade keskväärtused ja standardhälbed. Järgnevalt esitatakse joonistena Kalmani filtriga saadud NAIRU hinnangud Euroopa Liidu riikides.

Joonisel 9 on välja toodud Kalmani filtriga saadud NAIRU hinnangud Ida-Euroopa riikides. Jooniselt on selgelt näha, kuidas mitmes riigis on 2008.-2009 aastal NAIRU määrat langenud ning seejärel hakanud kiiremalt kasvama. Samas on näha, et kõigi Ida-Euroopa riikide NAIRU tasemed on alates 2013. aastast olnud langustrendis. Bulgaaria puhul on näha, et perioodi alguses oli

NAIRU tase väga kõrgel, kuid paari aasta möödudes hakkas see kiirelt langema kuni 2009. aastani, mil NAIRU saavutas minimaalse taseme (5,2%). Pärast seda kasvas NAIRU kuni 2013. aasta lõpuni, kuid alates sellest ajast on NAIRU olnud püsivas langustrendis. Sarnaselt on NAIRU tase vaadeldaval perioodil muutunud ka Slovakkias ja Poolas.



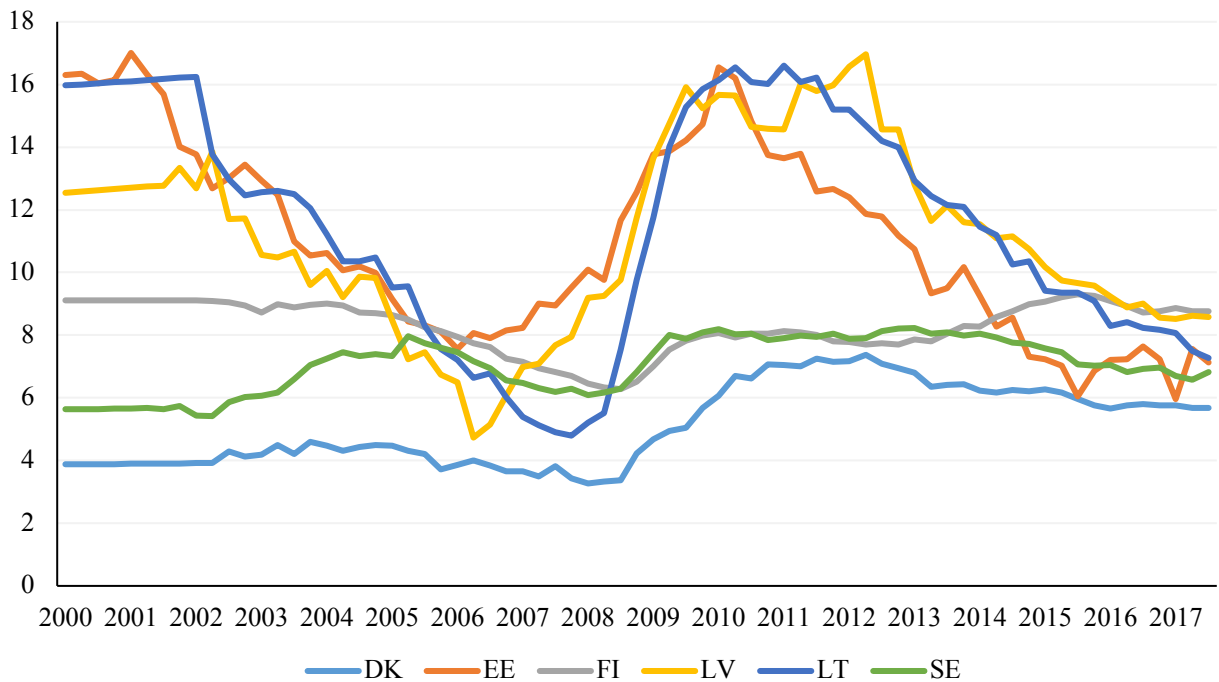
Joonis 9. NAIRU määrad Ida-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal (%)

Allikas: autori arvutused Kalmani filtriga

Tšehhi, Rumeenia ja Sloveenia NAIRU tasemed on suhteliselt stabiilselt püsinud 6-7% juures kuni 2009. aastani. Pärast seda hakkas NAIRU tase kiiremini kasvama Sloveenias, kuid Tšehhi ja Rumeenia määrad kasvasid vähesel määral, püsid mõned aastad kriisieelsel tasemel. Ühtlasi saab öelda, et Tšehhis on NAIRU tase Ida-Euroopa riikidest langenud kõige madalamale tasemele 2017. aasta kolmandaks kvartaliks (2,9%). Horvaatias püsis NAIRU tase vaadeldava perioodi algusest kuni 2009. aastani väga stabiilselt 10% juures, kuid alates 2009. aasta lõpust hakkas see kiirelt kasvama, jõudes 2013. aasta lõpuks maksimaalse tasemeni (17,7%). Ungaris püsis stabiilne 5%-line NAIRU määr 2000.-2004. aastani. Seejärel hakkas NAIRU kiiremas tempos kasvama, püsid alates 2011. aastast 11% juures ligikaudu kaks aastat. 2017. aasta kolmandaks kvartaliks on Ungaris NAIRU tase langenud 4,2%-ni.

Joonisel 10 on toodud välja Kalmani filtri NAIRU tulemused Põhja-Euroopa riikides. Nii nagu Hodrick-Prescott'i filtri tulemuste puhul on ka siin näha, et Balti riikides on NAIRU tasemete muutused olnud suhteliselt sarnased ja sama saab öelda ka Soome, Taani ja Rootsi kohta. Eesti,

Läti ja Leedu puhul on suuri kõikumisi. Alates perioodi algusest oli NAIRU kiires langustrendis Lätis ja Eestis kuni 2006. aasta lõpuni ning Leedus kuni 2008. aasta alguseni. Seejärel hakkasid NAIRU tasemed kiirelt kasvama, saavutades ligikaudu 17%-lised NAIRU tasemed 2010. aasta lõpul. Eestis hakkas NAIRU tase väga kiirelt langema, kuid Lätis ja Leedus püsis kõrge NAIRU tase veel paar aastat. 2017. aasta kolmandal kvartalil on NAIRU tasemed Eestis, Lätis ja Leedus vastavalt 7,1%, 8,6% ja 7,3%.



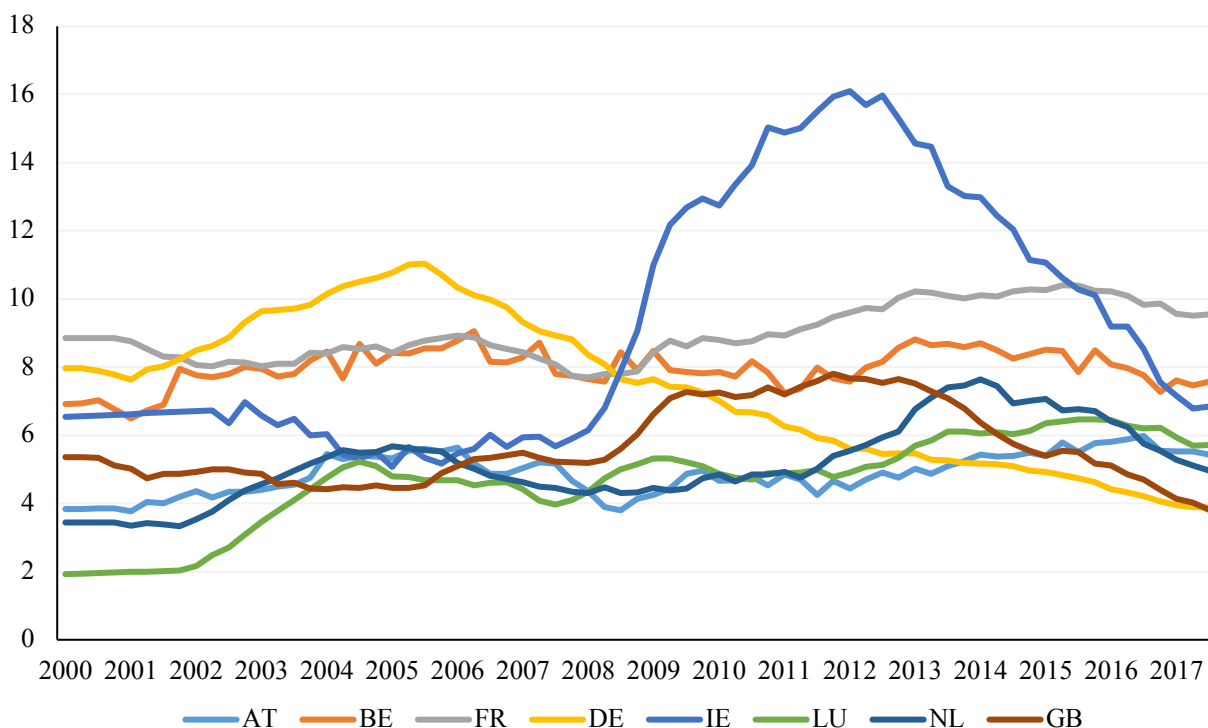
Joonis 10. NAIRU määrad Põhja-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal (%)  
Allikas: autori arvutused Kalmani filtriga

Taanis, Rootsis ja Soomes püsisid NAIRU tasemed suhteliselt stabiilselt kuni 2008. aastani, misjärel määrad kõigis riikides kasvasid paari protsendipunkti võrra. Alates 2010. aastast on Taanis ja Rootsis püsinud NAIRU suhteliselt stabiilne, samas Soomes NAIRU tase tõusis 2013. aasta lõpust ning on sel tasemel püsinud stabiilselt kuni vaadeldava perioodi lõpuni.

Joonisel 11 on näha NAIRU määrade dünaamika Lääne-Euroopa riikides. Kogu vaadeldava perioodi vältel pole väga palju kõikunud Prantsusmaa, Belgia ja Austria NAIRU tasemed. Seda kinnitab ka fakt, et kõigi kolme riigi standardhälbed vaadeldaval perioodil on alla 1%. Saksamaa puhul on näha, et vaadeldava perioodi alguses hakkas NAIRU kasvama kuni 11% lähedusse 2005. aastal, kuid pärast seda on olnud stabiilses languses, jõudes 2017. aastal rekordmadalale tasemele (3,9%). Iirimaa puhul on näha, et kuni 2008. aastani NAIRU tase eriti ei muutunud, kuid alates sellest ajast kasv kiirenes ning juba 2012. aastaks oli NAIRU määr maksimaalse 16% juures. Pärast



seada hakkas NAIRU kiirelt langema ning 2017. aasta kolmandaks kvartaliks saavutati see tase, mis oli enne kiiret kasvutrendi.



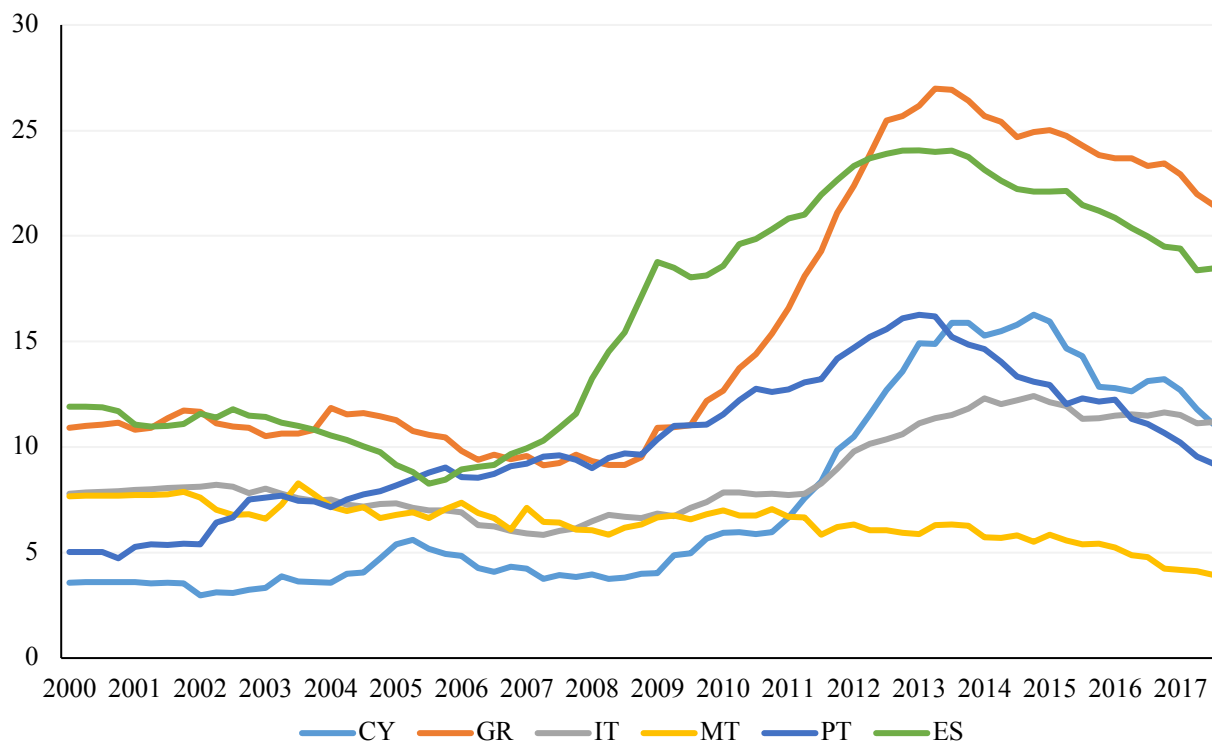
Joonis 11. NAIRU määrad Lääne-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal (%)

Allikas: autori arvutused Kalmani filtriga

Luksemburgi puhul on näha, et vaatlusperioodi alguses püsis NAIRU paar aastat stabiilne, kuid seejärel toimus paari protsendipunktiline kasv, saavutades 2004. aastal taseme, mille ümber on NAIRU terve ülejäänud vaatlusperioodi vältel vähesel määral kõikunud. Madalmaade NAIRU taseme muutuse juures on näha sarnast trendi Luksemburgi NAIRU määraga, kuid tase on püsinud kõrgemal tasemel kui Luksemburgis. Suurbritannias oli NAIRU tase suhteliselt stabiilne kuni 2008. aasta lõpuni. Seejärel hakkas NAIRU kasvama, püsidis paar aastat veidi alla 8%, kuid alates 2013. aastast on NAIRU olnud langustrendis.

Joonisel 12 on esitatud Lõuna-Euroopa NAIRU tasemed 2000.-2017. aastal. Jooniselt on näha, et Kreeka, Hispaania, Itaalia ja Küprose trendid on vaadeldaval perioodil väga sarnased. Kreekas püsis NAIRU tase stabiilsel tasemel kuni 2009. aastani, misjärel toimus kiire kasv, saavutades 2013. aasta teiseks kvartaliks ligikaudu 27%-lise NAIRU taseme. Pärast seda on NAIRU olnud küll langustrendis, kuid langus on olnud pigem aeglane. Sarnaselt hakkas Hispaanias NAIRU kiirelt kasvama alates 2006. aastast, saavutades maksimaalse taseme (24%) ka 2013. aastal. 2017. aastaks langes NAIRU tase Hispaanias 18%-ni. Itaalias püsis NAIRU stabiilselt kuni 2011. aastani.

Seejärel hakkas NAIRU tase kasvama ning alates 2014. aastast on see olnud 11% juures. Küprosel hakkas NAIRU tase kasvama 2009. aastal ning seda suhteliselt kiiresti, saavutades juba 2013. aastal NAIRU taseme, mis oli üle 15%. Ligikaudu üks aasta püsis NAIRU sel tasemel, kuid alates 2014. aasta lõpust see hakkas vähesel määral langema.



Joonis 12. NAIRU määrad Lõuna-Euroopa riikides 2000.-2017. aastal (%)  
Allikas: autori arvutused Kalmani filtriga

Portugalis on NAIRU alates vaatlusperioodi algusest olnud stabiilselt kasvutrendis, kusjuures maksimaalne NAIRU tase saavutati 2013. aastal. Sarnaselt teistele Lõuna-Euroopa riikidele hakkas ka Portugali NAIRU määr alates sellest hetkest langema. Malta puhul on näha, et see on ainus Lõuna-Euroopa riik, kus NAIRU on püsinud praktiliselt terve vaatlusperioodi vältel väga stabiilselt küllaltki muutumatul tasemel, kuid on näha, et alates 2013. aastast on NAIRU olnud aeglases langustrendis.

Järgnevalt esitatakse Tabelis 3 välja dispersioonanalüüsi tulemused, et välja selgitada, kas Kalmani filtriga saadud NAIRU hinnangud on Euroopa Liidu riikides kriisieelselt ja -järgselt erinevad või mitte. Tulemustest selgub, et Kalmani filtriga hinnatud NAIRU keskväärtused on kriisieelsel ja -järgsel perioodil võrdsed rohkemates riikides kui Hodrick-Prescott'i filtriga arvatud NAIRU määrade puhul. Belgia, Bulgaaria, Soome ja Leedu NAIRU tasemete puhul ei olnud statistilist

erinevust enne kriisi ja pärast kriisi. Nende riikide F-statistiku väärtused on Tabelis 3 välja toodud rasvase kirjaga, näitamaks, et F-statistik jäi alla F-kriitilise väärtuse. Kriitiline F-väärtus on 3,98.

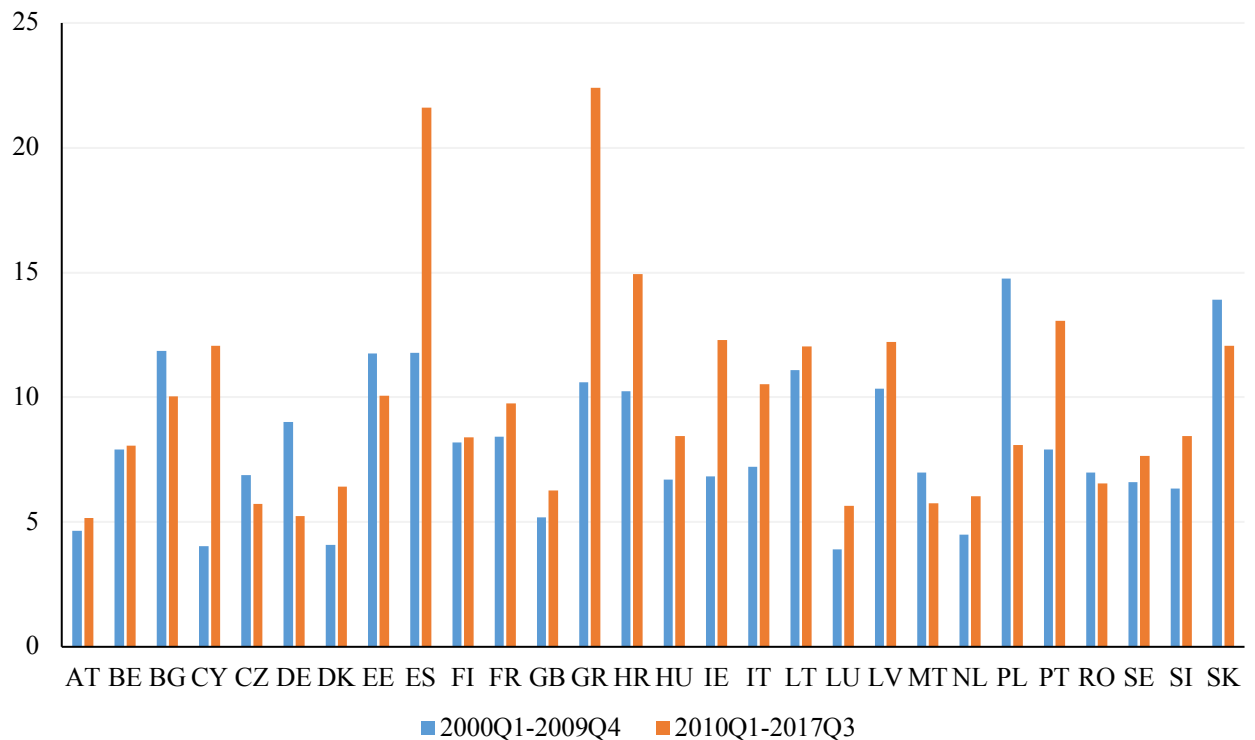
Tabel 3. NAIRU määrade dispersioonanalüüs Euroopa Liidu riikides

Riik	NAIRU määr		NAIRU määr	
	2000Q1-2009Q4	2010Q1-2017Q3	2000Q1-2009Q4 vs 2010Q1-2017Q3	
			F-statistik	p-väärtus
AT	4,64	5,16	15,58	0,0002
BE	7,90	8,06	<b>1,50</b>	0,2248
BG	11,86	10,05	<b>3,54</b>	0,0639
CY	4,03	12,07	208,55	0,0000
CZ	6,89	5,73	16,24	0,0001
DE	9,01	5,25	222,59	0,0000
DK	4,09	6,41	349,23	0,0000
EE	11,77	10,05	5,67	0,0200
ES	11,77	21,60	282,25	0,0000
FI	8,19	8,40	<b>1,15</b>	0,2873
FR	8,41	9,75	159,61	0,0000
GB	5,20	6,28	19,80	0,0000
GR	10,60	22,39	318,58	0,0000
HR	10,25	14,95	210,06	0,0000
HU	6,71	8,45	13,09	0,0006
IE	6,84	12,28	85,58	0,0000
IT	7,21	10,53	132,07	0,0000
LT	11,08	12,03	<b>1,17</b>	0,2834
LU	3,91	5,66	52,80	0,0000
LV	10,34	12,22	7,48	0,0079
MT	6,99	5,76	51,17	0,0000
NL	4,50	6,03	56,61	0,0000
PL	14,76	8,10	53,73	0,0000
PT	7,91	13,07	132,59	0,0000
RO	6,98	6,54	8,35	0,0051
SE	6,60	7,64	36,77	0,0000
SI	6,35	8,45	113,98	0,0000
SK	13,91	12,07	9,68	0,0027

Allikas: autori arvutused

Dispersioonanalüüsi tulemustest selgus, et kriisieelselt olid NAIRU tasemed madalamal tasemel 17 riigis ning seega kriisijärgselt madalamal tasemel kuues riigis. Kriisieelselt olid NAIRU tasemed suuremad Tšehhis, Saksamaal, Eestis, Poolas, Slovakkias, Maltal ja Rumeenias, kusjuures esimese nelja riigi puhul olid samad tulemused ka Hodrick-Prescotti filtriga arvatud NAIRU määrade analüüsil. Kriisijärgsed kõrgemad NAIRU tasemed olid Austrias, Küprosel, Taanis, Hispaanias, Prantsusmaal, Ühendkuningriigis, Kreekas, Horvaatias, Ungaris, Irimaal,

Itaalias, Luksemburgis, Lätis, Madalmaades, Portugalis, Rootsis ja Sloveenias. Saab öelda, et erinevad tulemused Hodrick-Prescottti ja Kalmani filtritega hinnatud NAIRU määrade dispersioonanalüüsides ilmnesid Lätis, Belgias ja Bulgaarias. Joonisel 13 on näha Kalmani filtriga hinnatud NAIRU keskväärtusi kriisieelselt ja -järgselt.



Joonis 13. Euroopa Liidu riikide keskmised NAIRU määrad aastatel 2000-2009 ja 2010-2017 (%)

Allikas: autori koostatud Lisas 7 toodud andmete alusel

### 3.3. Töötuse lõhe ja tööjõukulude korrelatsioonanalüüs

Selles alapeatükis analüüsitakse töötuse lõhe ja tööjõukulude korrelatsioonanalüüsi tulemusi, mis on tabelina välja toodud Lisas 8. Korrelatsioonanalüüsi eesmärk on selgitada, kumma filtriga saadud NAIRU hinnangutel põhinev töötuse lõhe on tugevamas korrelatsioonis tööjõukuludega. Oodatav tulemus on, et korrelatsioon töötuse lõhe ja inflatsiooninäitaja vahel on negatiivne ehk kui töötuse lõhe suureneb, siis inflatsiooninäitaja alaneb.

Esmalt tehti korrelatsioonanalüüs töötuse lõhe ja nominaalse tööjõu ühikukulu näitaja vahel, kus töötuse lõhe oli leitud tegeliku töötuse määra ja Hodrick-Prescottti filtriga leitud NAIRU hinnangute vahena. Teisel juhul kasutati töötuse lõhe arvutamise Kalmani filtriga hinnatud NAIRU

määrasid. Analüüsimisel ja võrdlemisel võeti arvesse ainult nende riikide korrelatsioonanalüüsi tulemusi, kus leitud korrelatsioonikordaja oli ka statistiliselt oluline kas nivool 0,01, 0,05 või 0,1. Korrelatsioonikordaja absoluutväärtust arvestades on korrelatsioon väga nõrk vahemikus 0-0,19; nõrk vahemikus 0,2-0,39; keskmine vahemikus 0,4-0,59; tugev vahemikus 0,6-0,79; väga tugev vahemikus 0,8-1. Tulemustest selgus, et Hodrick-Prescottti filtri NAIRU hinnanguid kasutades ei olnud töötuse lõhe ja töjõukulude vahel statistiliselt olulist korrelatsiooni kaheksa riigi puhul ning Kalmani filtrit kasutades 12 riigi puhul, kusjuures Küprose, Ühendkuningriigi, Itaalia, Luksemburgi, Malta ja Portugali puhul ei esinenud statistiliselt olulisi korrelatsioone töötuse lõhe ja töjõukulude vahel kummagi filtriga hinnatud NAIRU määrasid kasutades.

Austria puhul puudus Hodrick-Presscotti filtriga hinnatud NAIRU määrasid kasutades korrelatsioon töötuse lõhe ja töjõukulude vahel, aga Kalmani filtri hinnanguid kasutades ilmnes keskmine positiivne korrelatsioon. Belgia puhul selgus, et Kalmani filtri hinnangud annavad tugevama negatiivse korrelatsiooni kui Hodrick-Prescottti filtri NAIRU hinnangud. Bulgaarias oli korrelatsioon ainult Kalmani filtri hinnanguid kasutades, kusjuures seegi negatiivne korrelatsioon oli pigem nõrk. Tšehhis Kalmani filter küll statistiliselt olulist tulemust ei andnud, kuid Hodrick-Prescottti filtri hinnanguid kasutades ilmnes keskmise tugevusega negatiivne korrelatsioon. Saksamaa puhul oli mõlema filtriga leitud korrelatsioonid küll statistiliselt olulised, kuid tulemus oli mõlemal juhul nõrk negatiivne seos. Samas oli Hodrick-Prescottti filtri NAIRU hinnanguid kasutades tulemus natuke tugevam Kalmani filtri omast. Taanis oli keskmise tugevusega negatiivne korrelatsioon Hodrick-Prescottti filtri tulemusi kasutades, aga nõrgalt negatiivne Kalmani filtrit kasutades.

Eesti, Hispaania ja Leedu puhul olid korrelatsioonikordajad mõlema filtri puhul negatiivsed ja keskmise tugevusega, kuid natuke tugevamad oli kõigi kolme riigi puhul korrelatsioonikordajad Hodrick-Prescottti filtri hinnanguid kasutades. Soome, Prantsusmaa, Horvaatia, Ungari ja Poola puhul statistiliselt olulisi korrelatsioonikordajaid Kalmani filtri tulemusi kasutades ei saanud, aga samas olid Hodrick-Prescottti filtriga leitud negatiivsed korrelatsioonikordajad nõrga korrelatsiooniga. Kreekas oli küll mõlema filtriga leitud töötuse lõhe korrelatsioon töjõukuludega statistiliselt oluline, aga esimesel juhul oli see seos negatiivne ja nõrk, aga Kalmani filtri tulemusi kasutades oli tegu keskmise tugevusega negatiivse korrelatsiooniga. Suhteliselt suur erinevus oli ka Iirimaa ja Sloveenia puhul, kus Hodrick-Prescottti filtriga leitud töötuse lõhet kasutades olid korrelatsioonikordajad nõrgad ja negatiivsed, aga Kalmani filtriga tulid korrelatsioonid mõlema riigi puhul tugevad ja negatiivse seosega. Slovakkias tuli korrelatsioonikordaja esimesel juhul

negatiivne ja seos oli nõrk, kuid Kalmani filtrit kasutades oli seos keskmise tugevusega. Samas Luksemburgis oli Hodrick-Prescottti filtri tulemuste abil leitud korrelatsioon negatiivne ja keskmine, aga Kalmani filtri tulemus oli negatiivne ja nõrk. Rootsi korrelatsioonanalüüsi tulemusena olid seosed mõlema filtri hinnanguid kasutades negatiivsed ja nõrgad, aga suurem korrelatsioon ilmnes ikkagi Hodrick-Prescottti NAIRU hinnanguid kasutades. Rumeenias andsid Hodrick-Prescottti filtri hinnangud töötuse lõhe ja töajõukulude korrelatsiooni kohta keskmise tugevusega negatiivse seose, kuid Kalmani filtri NAIRU hinnanguid kasutades tuli positiivne, aga nõrk seos. Kuigi Madalmaades oli mõlema filtriga leitud NAIRU hinnanguid kasutades korrelatsioon keskmise tugevusega, siis oli tugevam seos ikkagi Kalmani filtri hinnanguid kasutades.

### **3.4. Töötuse lõhe ja nominaalse töajõu ühikukulu põhjuslikkus**

Järgnevalt analüüsitakse ja testitakse töajõukulude ning tööpuuduse lõhe põhjuslikkust Euroopa Liidu riikides. Kuigi tulemused, mis on esitatud Lisas 9, näitavad saadud hinnanguid kõigi Euroopa Liidu riikide kohta, siis tulemuste kirjeldamisel arvestatakse ainult nende riikide näitajaid, mille puhul korrelatsioonianalüüsi tulemusena leitud korrelatsioonikordajad osutusid statistiliselt oluliseks. Töötuse lõhena kasutatakse sarnaselt korrelatsioonanalüüsile tegeliku töötuse ja NAIRU määra vahet, mis ühel juhul on leitud Hodrick-Prescottti filtrit kasutades ja teisel juhul Kalmani filtrit kasutades. Põhjuslikkust testitakse Grangeri testiga, kus on kasutatud nelja viitaega.

Grangeri testiga kontrollitakse kahte hüpoteesi. Esiteks, töajõukulud ei aita vähendada töötuse lõhe aegrea prognoosimise viga (tabelis Nullhüpotees 1) ning teiseks, NAIRU määraga seotud töötuse lõhe ei aita prognoosida nominaalse töajõu ühikukulu aegrida (tabelis Nullhüpotees 2). Selle testiga saab näha, kas muutused NAIRU määras, mis põhjustavad omakorda muutuse töötuse lõhes, aitab prognoosida Euroopa Liidu riikides nominaalset töajõu ühikukulu.

Tulemustest selgus, et nendest 20st riigist, kus korrelatsioonikordaja oli statistiliselt oluline Hodrick-Prescottti filtri NAIRU hinnanguid kasutades, sai 15 riigi puhul nullhüpoteesid ümber lükata ning vastu võtta sisukad hüpoteesid kausaalsuse kehtimise kohta. Belgia, Taani, Ungari, Leedu, Läti, Madalmaade, Poola, Rootsi, Sloveenia ja Slovakkia puhul võeti vastu sisukas hüpotees selle kohta, et töötuse lõhe aitab prognoosida töajõukulude näitajat. Samas Soome ja

Horvaatia puhul see seos ei kehtinud, vaid selgus, et kausaalsus on hoopis vastupidi – tööjõukulude näitaja aitab vähendada töötuse lõhe prognoosimise viga. Mõlemasuunaline kausaalsus kehtis vaid Saksamaa ja Eesti puhul. Tšehhi, Hispaania, Kreeka, Iirimaa ja Rumeenia puhul jäid kehtima nullhüpoteesid, et tööjõukulude näitaja ei aita prognoosida töötuse lõhe prognoosimise viga ning vastupidi.

Kalmani filtriga hinnatud NAIRU määrasid kasutades andis Grangeri kausaalsuse test sellised tulemused, et 16st eelnevalt korrelatsioonanalüüsiga hinnatud statistiliselt oluliste korrelatsioonidega riikidest 13 puhul lükati Grangeri testis nullhüpotees ümber ning võeti vastu emb-kumb sisukas hüpotees. Taani ja Eesti puhul lükati ümber teine nullhüpotees ning võeti vastu sisukas hüpotees, et töötuse lõhe aitab prognoosida tööjõukulude näitajat. Samas Leedu ja Rumeenia puhul lükati ümber esimene nullhüpotees ning kehtima jäi sisukas hüpotees selle kohta, et tööjõukulud aitavad prognoosida töötuse lõhe aegrida. Austria, Belgia, Bulgaaria, Saksamaa, Kreeka, Madalmaade, Rootsi, Sloveenia ja Slovakkia puhul kehtis kahepoolne kausaalsus, seega lükati mõlemad nullhüpoteesid ümber ning võeti vastu sisukad hüpoteesid. Hispaania, Läti ja Iirimaa puhul jäid mõlemad nullhüpoteesid kehtima.

### **3.5. Järeldused ja ettepanekud**

Selles alapeatükis tuuakse välja vastavalt eelnevalt analüüsitud tulemustele peamised järeldused ning vastatakse ka eelmises peatükis esitatud kahele uurimisküsimusele. Lisaks antakse soovitusi ja ettepanekuid järgnevate uurimuste läbiviimiseks.

Eelnevatest analüüsi tulemustest saab järeldada, et enamikus Euroopa Liidu riikides olid keskmised töötuse määrad kriisieelsel perioodil madalamad. Kriisijärgselt oli keskmine töötuse määr madalam ainult kuues Euroopa Liidu riigis. Belgias, Bulgaarias, Eestis, Soomes, Leedus ja Lätis olid keskmised töötuse määrad nii kriisieelselt kui -järgselt samad. Vastates esimesele uurimisküsimusele, siis saab öelda, et keskmine töötuse tase oli Euroopa Liidu riikides pigem kriisieelsel perioodil madalam kui kriisijärgselt. Kriisieelse perioodi keskmine töötuse määr Euroopa Liidus oli 8,3% ja kriisijärgne 9,9%. Töötuse määra kriisieelne madalam tase on selgitatav sellega, et vahetult enne majanduslangust oli tööhõive kõrge ning seega töötus püsis väga madalal. Kriisijärgne kõrge töötuse tase on aga põhjendatav sellega, et majanduskriis mõjutas tööpuudust negatiivselt ning kuna töötus ei reageeri majanduse langusele kohe, vaid teatava

viitajaga, siis seetõttu hakkas töötuse määr kasvama hiljem. Eriti tugevalt mõjutas majandussurutis töötuse taset Lõuna-Euroopa riikides ning Iirimaa, kus kriisieelsed ja -järgsed keskmised töötuse määrad vahed kuni 10-protsendipunktilise erinevusega. Nende riikide kõrge kriisijärgse töötuse taseme tõttu tõusis suuresti ka Euroopa Liidu keskmine töötuse määr. Kuigi tulemustest selgus, et enamikus Euroopa Liidu riikides oli keskmine töötuse määr kõrgem kriisijärgselt, siis oli näha, et tegelikult on kõigis Euroopa Liidu riikides töötuse määrad olnud alates 2012.-2013. aastast langustrendis. Ühtlasi on väga mitmes riigis tööhõive kiirelt taastunud ning on saavutatud kriisieelsed töötuse määra tasemed.

Eelnevalt analüüsitud tulemustest saab järeldada ja vastata teisele uurimisküsimusele, et olenemata sellest, kas NAIRU määrade hindamisel kasutati Hodrick-Prescottti või Kalmani filtrit, oli enamikus Euroopa Liidu riikides NAIRU hinnangud kriisieelselt ja -järgselt erinevad. Ühtlasi selgus, et sarnaselt töötuse määra analüüsi tulemustele olid ka NAIRU määra hinnangud Euroopa Liidu riikides madalamal tasemel pigem kriisieelselt ning seda mõlema filtriga hinnatud tulemuste põhjal. Sarnane tulemus töötuse määra analüüsimisele viitab ühtlasi ka asjaolule, et NAIRU määra hinnangud sõltuvad oluliselt töötuse määrast ning muutuvad ka vastavalt töötuse määra muutumisele tihti samas suunas. Nii Kalmani kui Hodrick-Prescottti filtriga saadud hinnangute tulemusel olid kriisieelsed madalamad tasemed 17 riigis ning pigem oli tegu Lõuna- ja Lääne-Euroopa riikidega. Nagu analüüsisiosas välja toodud joonistelt oli näha, siis paljudes riikides on NAIRU määrad sarnaselt töötuse määrale olnud viimastel aastatel stabiilses langustrendis. Seda oli eriti näha Ida-Euroopa riikide, Baltimaade, Saksamaa, Iirimaa ja Lõuna-Euroopa riikide puhul. Teiste riikide puhul oli näha, et märgatavat langustrendi viimaste aastate vältel pole ilmnenud, vaid pigem on NAIRU hinnangud püsivad stabiilselt ühel tasemel. Sellest saab järeldada, et NAIRU hinnangud on tõepoolest langenud, mis ühtlasi ka selgitab, miks pole madala tööpuuduse kontekstis palgasurveid tekkinud.

NAIRU määra seotust töötuse määraga kinnitas ka tulemus, et kõik riigid, kus kriisieelselt oli töötuse määr madalamal tasemel kriisijärgse perioodiga võrreldes, oli ka samades riikides kriisieelne NAIRU määr madalamal kriisijärgse perioodi hinnangust. Samasuunaline seos NAIRU määra ja töötuse määra vahel kehtis ka riikide kohta, kus töötuse määr oli enne kriisi kõrgemal tasemel kui pärast kriisiperioodi. Lisaks saab järeldada, et Hodrick-Prescottti filtriga leitud NAIRU hinnangute abil arvatud töötuse lõhe korrelatsioon tööjõukulude näitajatega kehtib rohkemate riikide kohta kui Kalmani filtriga hinnatud NAIRU määrade kasutamisel töötuse lõhe komponendina. Töötuse lõhe ja tööjõukulude Grangeri testi tulemustest saab järeldada, et



näitajatevahelised kausaalsuse tulemused erinevad olenevalt sellest, kumma filtriga saadud NAIRU hinnangut on kasutatud töötuse lõhes. Hodrick-Prescotti filtriga saadud NAIRU hinnangu kasutamine andis enamiku riikide kohta teooriale vastava tulemuse, et kehtib ainult hüpotees, et töötuse lõhe aitab prognoosida tööjõukulude näitajat. Samas Kalmani filtri NAIRU hinnangut kasutades saab põhjuslikkuse testist järeldada, et enamiku riikide kohta kehtib mõlemasuunaline kausaalsus, seega aitab tööjõulude näitaja prognoosida töötuse lõhet ja vastupidi. Seega saab öelda, et enamiku vaatluse all olnud riikide puhul Grangeri testi tulemuste põhjal kehtivad seosed, et üks näitaja aitab prognoosida teist näitajat. Hodrick-Prescotti filtri NAIRU hinnanguid kasutades olid põhjuslikkuse testi tulemused pigem teooriale rohkem vastavad kui Kalmani filtri NAIRU hinnanguid kasutades, kuna viimase puhul esines kahepoolset seost rohkemate riikide puhul.

Käesoleva töö möödapääsmatuks puuduseks saab pidada tõsiasja, et kuna NAIRU määra käsitletakse kui mõõtmatu näitajat, siis paratamatult võib NAIRU hinnangutes ilmned ebamäärasust. Hinnangud võivad olla mõjutatud sellest, kui pikki andmeridu ja millist mudelispetsifikatsiooni on kasutatud ning milliseid näitajaid on kaasatud NAIRU määra selgitamiseks. Võiks uurida, kuidas erinevad institutsionaalsed ja struktuursed tegurid võiksid mõjutada NAIRU määra. Ühtlasi oleks hea järgmistes uuringutes signaalivõrrandis töötuse määra selgitamisel lisada rohkem indikaatoreid või kasutada töötusena hoopis pikaajalist töötuse määra. Kalmani filtrit ja ruumiökonomeetrilist mudelit kasutades võiks lisaks töötuse määrale proovida esitada ka signaalivõrrandit mitmel erineval kujul, selgitamaks välja, millise majandusliku seose kirjeldamise kaudu tulevad kõige usaldusväärsemad NAIRU hinnangud riikides. Kuna selles töös kasutati andmetena kvartaalseid näitajaid, siis võiks teistes uuringutes proovida NAIRU hinnanguid leida ka kuiseid andmeid kasutades, võttes SKP tsüklilise komponendi lähendina näiteks tööstustoodangu mahuindeksi tsüklilise komponendi. Lisaks võiks kaaluda NAIRU hinnangute leidmist ja võrdlemist selliselt, et majanduskriisi aastad jääksid vaatlusperioodist välja, mis aga võib kriisijärgse perioodi kohta hinnanguid leides tuua kaasa probleemi, et vaatlusperiood jääb kriisieelse perioodiga võrreldes liiga lühikeseks. Kuigi eelnevalt sai tulemuste põhjal väita, et tööjõukulude muutus ja töös hinnatud NAIRU tasemetega arvatud töötuse lõhe vahel on seos olemas, siis võiks täiendavalt analüüsida seda, mis tegurid toovad kaasa muutused inflatsioonis. Kui rohkem ära kirjeldada, mis mõjutavad inflatsiooninäitajat, siis saab ka anda usaldusväärsemaid hinnanguid töötuse lõhe ja inflatsiooni vahelisele seosele.

## KOKKUVÕTE

Euroopa Liidu liikmesriikide majandused on näidanud kiireid taastumismärke viimasest majanduskriisist ning ühtlasi on Euroopa Liidus töötuse tasemed jõudnud väga madalale tasemele. Kuigi tööhõive on liikmesriikides taastunud ning tööpuudus on langustrendis, ei ole siiski nendes tingimustes tekkinud vastavat palgasurvet. Tulenevalt magistritöö uurimisprobleemist, et palgasurve puudumist kiirelt taastuva hõive ning madala tööpuuduse kontekstis on keeruline selgitada, oli töö eesmärk välja selgitada, millised olid 2000.-2017. aastal NAIRU määrad Euroopa Liidu riikides ning kas NAIRU määrad on kriisijärgselt muutunud, võrreldes kriisieelse perioodiga.

Euroopa Liidu riikide NAIRU hinnangute saamisel kasutati kahte statistilist filtrit. Esmalt hinnati NAIRU määrasid jätkuvalt kõige enam rakendatud Hodrick-Prescotti filtriga, mille puhul kasutati tegeliku töötuse määra andmeid. Selle filtri puhul dekomponeeriti töötuse määr tsükli- ja trendikomponendiks, millest viimane oligi NAIRU määr. Teisel juhul kasutati Kalmani filtrit, mille olemus seisneb ruumiökonomeetrilise mudeli kasutamises signaali- ja olekuvõrranditega. Signaalivõrrandina kasutati tegeliku töötuse määra seost inflatsiooninäitaja, NAIRU taseme ja tsüklilise komponendi ehk SKP lõhega. Olekuvõrrandiga fikseeriti selgitava näitajana NAIRU määr, mis sõltus enda eelmisest tasemest ja vealiikmest.

Analüüsi tulemustest selgus, et olenemata sellest, kumba filtrit NAIRU hinnangute saamiseks kasutati, oli enamikus Euroopa Liidu riikides NAIRU hinnangud kriisieelselt ja -järgselt erinevad. NAIRU hinnangud olid liikmesriikides madalamal tasemel pigem kriisieelselt ning seda just Lõuna- ja Lääne-Euroopa riikides. Samas selgus, et viimastel aastatel on NAIRU hinnangud paljudes Euroopa Liidu riikides olnud sarnaselt tegelikule töötuse määrale langustrendis. Ühtlasi selgus, et need riigid, kus tegelik töötuse määr oli kriisieelselt madalamal tasemel kui kriisijärgselt, oli ka kriisieelne NAIRU määr madalam kriisijärgsest. Samasugune seos NAIRU ja töötuse vahel oli ka nendes riikides, kus kriisieelne töötuse määr oli kõrgemal tasemel.

Tulemuste põhjal sai järeldada, et kuigi keskmine töötuse tase oli kriisieelselt madalamal kui kriisijärgsel perioodil, siis viimastel aastatel on töötus ikkagi liikmesriikides langenud. Kuna ka NAIRU määrad on paljudes Euroopa Liidu riikides langenud, siis see selgitab, miks pole madala tööpuuduse kontekstis tekkinud palgasurveid. Lisaks sai järeldada, et korrelatsioon töötuse lõhe ja tööjõukulude näitajatega kehtib rohkemate riikide kohta Hodrick-Prescotti filtri NAIRU hinnanguid kasutades.

Ühtlasi sai tulemustest järeldada, et paljude riikide puhul kehtib teooriale vastav seos, et töötuse lõhe aitab prognoosida tööjõukulusid. Kuigi see seos kehtis mitme riigi kohta nii Hodrick-Prescotti kui Kalmani filtriga hinnatud NAIRU määrasid kasutades, siis usaldusväärsemaks sai pidada Hodrick-Prescotti filtriga hinnatud kausaalsuse testi tulemusi, kuna Kalmani filtri kasutamise puhul ilmnes kahepoolset kausaalsust rohkemate liikmesriikide korral.

Järgnevates uuringutes võiks käsitleda, kuidas erinevad majanduslikud tegurid võiksid mõjutada NAIRU määra hinnanguid. Lisaks võiks Kalmani filtrit ja ruumiökonomeetrist mudelit kasutades lisada signaalivõrrandisse töötuse määra selgitamisel rohkem indikaatoreid või võtta töötusena vaatluse alla hoopis pikaajaline töötuse määr. Signaalivõrrandit võiks proovida esitada ka mitmel erineval kujul, et erinevate majanduslike seoste kirjeldamise kaudu selgitada välja kõige usaldusväärsemad NAIRU hinnangud. Kvartaalsete andmete asemel võiks proovida kuiseid andmeid, võttes SKP tsüklilise komponendi lähendina näiteks tööstustoodangu mahuindeksi tsüklilise komponendi. Üks variant on vaatlusperioodina arvestada kriisieelset ja -järgset perioodi selliselt, et kriisiaastad välja võtta. Viimase soovitusena töötuse lõhe ja inflatsiooni vahelise seose paremale selgitamisele võiks eelnevalt uurida, mis tegurid toovad kaasa muutused inflatsioonis.

## **SUMMARY**

### **ESTIMATING THE NATURAL RATE OF UNEMPLOYMENT IN THE EUROPEAN UNION COUNTRIES**

Marleen Petermann

The economies in the European Union countries have been recovered very quickly after the last economic crisis that affected Europe already almost ten years ago. European Commission has stated that the employment has also recovered faster than expected. In 2016 the employment was higher than the rate before the crisis and in 2017 the unemployment in the European Union countries has fallen almost to the same level as it was before the crisis. Even though the unemployment has fallen quickly and the employment has recovered there are no such inflationary pressures for wage growth as there should be in the context of low unemployment.

The main related puzzle is that it is very hard to explain and understand why there are no inflationary effects even though the employment is recovering very quickly and the unemployment is low. This is the reason why it is really important to examine the cause of that. One explanation may be that low wage inflation is caused by the longer lags of recovering from labour market's nominal pressures. The other typical explanation is that NAIRU may have fallen in the European Union countries. NAIRU is the non-accelerating inflation rate of unemployment.

One of the economic policy's aims is to have full employment in the working age population which leads to the situation in the economy where all the resources are used and the so-called natural rate of unemployment exists. The natural rate of unemployment is also known as NAIRU. This is good conception in order to estimate the inflationary pressures at the labour market. When the actual unemployment rate falls below NAIRU then it means that there are less vacancies on the market which leads to inflationary pressures. When the actual unemployment is higher than NAIRU then vacancy of jobs is higher, hence negative inflationary pressures exist.

The aim of this thesis which is related to the research problem is to estimate what are the NAIRU estimates in the European Union countries from 2000 to 2017 and if the estimates of NAIRU in the union countries have been decreased after the crisis period. In this thesis the author has also put up two research questions. The first one is how the unemployment rate has been changed in the European Union countries before and after the last economic crisis. The second research question is how the NAIRU have been changed before and after the economic crisis.

In order to answer the research questions and achieve the aim of this thesis an analysis is carried out. The data which is needed for the analysis is the actual rate of unemployment, nominal unit labour cost, harmonised index of consumer prices excluding food and energy prices and gross domestic product levels at market prices. All the analysis is based on the quarterly data which is taken from the Eurostat database. NAIRU rates for the European Union countries are being estimated with two different statistical filters. Hodrick-Prescott filter decomposes actual unemployment rate into two components – cyclical and non-cyclical component. The last one is the NAIRU. The second is Kalman filter approach which consists of state-space model. Using Kalman filter it is needed to set up the signal and state equations. In the signal equation it is stated that the unemployment has the connection with inflation via the Phillips curve type of relationship, NAIRU and cyclical component. State equation estimates the NAIRU as it is dependent on the first lag of NAIRU and error term.

The results showed that no matter which statistical filter was used NAIRU estimates were different before and after the crisis in most of the European Union countries. NAIRU estimates before crisis were lower than after the crisis in most of the union countries but mainly in South- and West-Europe countries. Also, NAIRU estimates have been in declining trend during the past few years similarly to the actual unemployment trend. Those countries where actual unemployment was at lower level before the crisis had also lower NAIRU levels before the crisis. The same results were in the countries where the actual unemployment rate higher before the crisis.

According to the results, it can be concluded that NAIRU estimates have been declined in most of the European Union countries which helps to explain why in the context of low unemployment there are still no significant inflationary wage pressures. Also, Hodrick-Prescott filter estimates for NAIRU is better than Kalman filter estimates in the way that the correlation between the unemployment gap and labour cost were stronger using Hodrick-Prescott filter NAIRU estimates for calculating the unemployment gap.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Aysun, U., Bouvet, F., Hofler, R. (2014). An Alternative Measure of Structural Unemployment. – *Economic Modelling*, Vol. 38, 592-603.
- Ball, L. (1999). Aggregate Demand and Long-Run Unemployment. – *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 189-251.
- Ball, L., Mankiw, N. G. (2002). The NAIRU in Theory and Practice. – *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 4, 115-136.
- Benes, J., N'Diaye, P. (2004). A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to the Czech Republic. – *IMF Working Papers*, International Monetary Fund.
- Blanchard, O., Katz, L. F. (1997). What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment. – *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, 51-72.
- Blanchard, O. J., Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European Unemployment Problem. – *NBER Working Paper Series*, No. 1950, National Bureau of Economic Research.
- Blanchard, O., Wolfers, J. (2000). The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence. – *The Economic Journal*, Vol. 110, 1-33.
- Boone, L. (2000). Comparing Semi-Structural Methods to Estimate Unobserved Variables: The HPMV and Kalman Filters Approaches. – *OECD Economics Department Working Papers*, No. 240.
- Brouwer, G. (1998). Estimating Output Gaps. – *Research Discussion Paper*, No. 9809, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia.
- Claar, V. V. (2006). Is the NAIRU More Useful in Forecasting Inflation than the Natural Rate of Unemployment? – *Applied Economics*, Vol. 38, No. 18, 2179-2189.
- Cornard, C., Heinemann, F. (2014). Experiments on Monetary Policy and Central Banking. – *Experiments in Macroeconomics*, Vol. 17, 167-227.
- Country Codes – ISO 3166. International Organization for Standardization.  
<https://www.iso.org/iso-3166-country-codes.html> (29.03.2018)
- Dritsaki, C., Dritsaki, M. (2012). Inflation, Unemployment and the NAIRU in Greece. – *Procedia Economics and Finance*, Vol. 1, 118-127.

- Fabiani, S., Mestre, R. (2001). A System Approach for Measuring the Euro Area Nairu. – *Working Paper Series*, No. 65, European Central Bank.
- GDP and Main Components (Output, Expenditure and Income). Eurostat.  
[http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=nama\\_10\\_gdp&lang=en](http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=nama_10_gdp&lang=en)  
 (23.04.2018)
- Gianella, C., Koske, I., Rusticelli, E., Chatal, O. (2008). What Drives the NAIRU? Evidence from a Panel of OECD Countries. – *OECD Economics Department Working Papers*, No. 649.
- Gordon, R. J. (1997). The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. – *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, 11-32.
- Greenslade, J. V., Pierse, R. G., Saleheen, J. (2003). A Kalman Filter Approach to Estimating the UK NAIRU. – *Bank of England Working Papers*, No. 179.
- Heimberger, P., Kapeller, J., Schütz, B. (2017). The NAIRU Determinants: What’s Structural about Unemployment in Europe? – *Journal of Policy Modeling*, Vol. 39, 883-908.
- HICP – Monthly Data (Annual Rate of Change). Eurostat  
[http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc\\_hicp\\_manr&lang=en](http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc_hicp_manr&lang=en)  
 (15.04.2018)
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C. (1980). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. – *Discussion paper 451*, Carnegie Mellon University
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. – *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, 1-16.
- Irac, D. (2000). Estimation of a Time Varying NAIRU for France. – *Notes d’Études et de Reserche*, No. 75, Banque de France.
- Kalman, R. E. (1960). A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. – *Journal of Basic Engineering*, Vol. 82, No. 1, 35-45.
- Labour Market and Wage Developments in Europe 2017. (2017). Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Labour Market Policies by Type of Action. Eurostat.  
[http://ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=imp\\_expsumm](http://ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=imp_expsumm) (15.04.2018)
- Laxton, D., Tetlow, R. (1992). A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output. – *Technical Report*, No. 59, Bank of Canada.
- Logeay, C., Tober, S. (2006). Hysteresis and the NAIRU in the Euro Area. – *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 53, No. 4, 409-429.
- Mohebi, M., Komijani, A. (2017). NAIRU and Productivity Shocks: Evidence from Three Gigantic Economies. – *Applied Economic Letters*, Vol. 25, No. 12, 847-852.

- Nominal Unit Labour Cost. Eurostat.  
<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&language=en&pcode=tipslm20> (03.04.2018)
- Orlandi, F. (2012). European Economy. Structural Unemployment and its Determinants in the EU Countries. – *Economic Papers 455*, European Commission.
- Pošta, V. (2015). Time-Varying NAIRU and Some of its Determinants – A Semi-Structural Approach: Evidence from Eastern European Economies. – *Journal Eastern European Economies*, Vol. 53, 149-165.
- Szabo, L. T. (2015). Estimates of the Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU) for Hungary. – *MNB Working Papers 5*, Magyar Nemzeti Bank.
- Tulip, P. (2004). Do Minimum Wages Raise the NAIRU? – *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 4, No. 1, 1-36.
- Turner, D., Boone, L., Giorno, C., Meacci, M., Rae, D., Richardson, P. (2001). Estimating the Structural Rate of Unemployment for the OECD Countries. – *OECD Journal: Economic Studies*, No. 33, 171-216.
- Unemployment Rate – Quarterly Data, Seasonally Adjusted. Eurostat.  
<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&language=en&pcode=tipsun30> (26.03.2018)



# LISAD

## Lisa 1. Euroopa Liidu riikide ISO koodid

Riik	Kood
Austria	AT
Belgia	BE
Bulgaaria	BG
Küpros	CY
Tšehhi	CZ
Saksamaa	DE
Taani	DK
Eesti	EE
Hispaania	ES
Soome	FI
Prantsusmaa	FR
Ühendkuningriik	GB
Kreeka	GR
Horvaatia	HR
Ungari	HU
Iirimaa	IE
Itaalia	IT
Leedu	LT
Luksemburg	LU
Läti	LV
Malta	MT
Madalmaad	NL
Poola	PL
Portugal	PT
Rumeenia	RO
Rootsi	SE
Sloveenia	SI
Slovakkia	SK

Allikas: (Country Codes...2018)

## Lisa 2. Euroopa Liidu keskmised töötuse määrad ja standardhälbed

Aasta	Töötuse määr (%)	Standardhälve (%)
2000Q1	9,14	4,41
2000Q2	9,17	4,68
2000Q3	9,10	4,83
2000Q4	8,97	4,97
2001Q1	8,97	5,16
2001Q2	9,00	5,24
2001Q3	8,97	5,15
2001Q4	9,09	5,15
2002Q1	8,96	5,01
2002Q2	8,86	4,86
2002Q3	8,85	4,73
2002Q4	8,90	4,50
2003Q1	8,76	4,21
2003Q2	8,84	4,00
2003Q3	8,87	3,95
2003Q4	8,86	3,85
2004Q1	8,98	3,95
2004Q2	8,86	3,82
2004Q3	8,88	3,65
2004Q4	8,81	3,54
2005Q1	8,61	3,40
2005Q2	8,53	3,28
2005Q3	8,30	3,22
2005Q4	8,16	3,05
2006Q1	7,91	2,76
2006Q2	7,60	2,60
2006Q3	7,35	2,49
2006Q4	7,10	2,34
2007Q1	6,86	2,12
2007Q2	6,57	2,06
2007Q3	6,45	2,04
2007Q4	6,27	1,95
2008Q1	6,17	1,87
2008Q2	6,16	1,90
2008Q3	6,43	1,89
2008Q4	6,90	2,26
2009Q1	7,92	2,91
2009Q2	8,79	3,44
2009Q3	9,37	3,80
2009Q4	9,76	4,07
2010Q1	10,15	4,35
2010Q2	10,26	4,52
2010Q3	10,14	4,37
2010Q4	10,12	4,29

## Lisa 2 järg

2011Q1	10,03	4,22
2011Q2	10,02	4,27
2011Q3	10,11	4,37
2011Q4	10,37	4,54
2012Q1	10,54	4,82
2012Q2	10,79	5,13
2012Q3	10,93	5,31
2012Q4	11,10	5,47
2013Q1	11,24	5,51
2013Q2	11,22	5,63
2013Q3	11,16	5,62
2013Q4	11,06	5,54
2014Q1	10,85	5,42
2014Q2	10,56	5,39
2014Q3	10,38	5,27
2014Q4	10,20	5,21
2015Q1	10,04	5,12
2015Q2	9,79	4,93
2015Q3	9,46	4,86
2015Q4	9,24	4,65
2016Q1	9,00	4,57
2016Q2	8,79	4,48
2016Q3	8,63	4,39
2016Q4	8,35	4,42
2017Q1	8,03	4,30
2017Q2	7,72	4,06
2017Q3	7,48	3,94

Allikas: autori arvutused Eurostati andmebaasi põhjal

### Lisa 3. Euroopa Liidu riikide töötuse määrade kirjeldav statistika

Riik	Keskmine			Mediaan	Maksimum	Miinumum	Standardhälve
	2000Q1- 2017Q3	2000Q1- 2009Q4	2010Q1- 2017Q3	2000Q1- 2017Q3	2000Q1- 2017Q3	2000Q1- 2017Q3	2000Q1- 2017Q3
AT	5,011	4,773	5,319	5,000	6,200	3,700	0,652
BE	7,799	7,663	7,974	7,900	8,900	6,100	0,694
BG	11,176	11,875	10,274	11,200	20,100	5,200	3,979
CY	7,801	4,388	12,206	5,300	16,500	3,100	4,590
CZ	6,601	7,183	5,852	7,000	9,200	2,700	1,55
DE	7,273	8,908	5,165	7,600	11,200	3,700	2,177
DK	5,587	4,633	6,819	5,600	7,800	3,200	1,341
EE	9,527	9,665	9,348	9,400	18,300	4,100	3,516
ES	15,931	11,138	22,116	13,800	26,200	8,00	6,121
FI	8,376	8,325	8,442	8,699	10,200	6,300	0,861
FR	9,123	8,550	9,861	9,100	10,500	7,300	0,843
GB	5,901	5,375	6,581	5,300	8,400	4,300	1,263
GR	15,289	9,733	22,458	10,900	27,900	7,500	7,160
HR	13,583	12,740	14,671	14,000	17,500	8,300	2,653
HU	7,618	6,905	8,539	7,400	11,400	4,200	2,159
IE	8,551	5,703	12,226	6,700	15,900	4,000	4,276
IT	9,127	7,935	10,871	8,500	12,800	6,000	2,012
LT	11,294	10,885	11,823	11,400	18,200	4,100	4,152
LU	4,638	3,890	5,603	4,800	6,500	1,900	1,312
LV	11,923	11,213	12,839	11,500	20,400	5,500	3,682
MT	6,431	6,920	5,800	6,600	8,400	3,900	0,921
NL	5,138	4,408	6,081	5,00	7,800	3,100	1,275
PL	12,183	15,008	8,539	10,000	20,400	4,800	5,000
PT	10,127	7,775	13,161	9,200	17,300	4,800	3,347
RO	6,932	7,178	6,616	6,900	8,700	4,900	0,830
SE	7,113	6,663	7,694	7,300	8,900	5,100	0,933
SI	7,121	5,998	8,571	6,700	10,700	4,300	1,601
SK	14,253	15,605	12,510	13,900	19,500	8,000	3,386
EU	8,983	8,251	9,927	8,968	11,243	6,157	1,335

Allikas: autori arvutused Eurostati andmete põhjal (%)

## Lisa 4. Euroopa Liidu riikide tööjõu ühikukulude kirjeldav statistika

Riik	Keskmine			Mediaan	Maksimum	Miinum	Standardhälve		
	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2009Q4	2010Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2009Q4	2010Q1-2017Q3
AT	1,53	1,49	1,58	1,40	7,60	-1,90	1,65	1,89	1,30
BE	1,57	1,99	1,03	1,40	7,80	-2,00	2,05	2,25	1,63
BG	4,89	5,43	4,20	4,00	16,90	-2,40	4,40	5,10	3,26
CY	1,70	3,85	-1,07	1,40	11,70	-7,80	3,94	3,23	2,94
CZ	2,20	2,87	1,34	2,10	7,40	-1,70	2,23	2,22	1,96
DE	1,06	0,76	1,44	1,00	8,80	-3,40	2,15	2,52	1,52
DK	1,88	2,97	0,48	1,20	8,90	-2,80	2,43	2,54	1,33
EE	5,03	6,95	2,56	4,40	24,40	-7,10	5,49	6,02	3,48
ES	1,55	3,29	-0,70	2,30	6,70	-5,00	2,36	1,15	1,43
FI	1,68	2,29	0,90	1,10	10,90	-3,80	2,80	2,94	2,43
FR	1,63	2,12	1,00	1,60	4,60	-0,40	1,06	0,98	0,80
GB	2,28	3,07	1,26	2,10	7,10	-2,10	1,96	1,98	1,54
GR	1,70	4,15	-1,45	1,00	12,30	-9,10	4,89	4,44	3,46
HR	1,03	3,26	-1,56	0,10	12,50	-4,70	3,93	4,02	1,52
HU	4,10	5,86	1,82	3,90	13,30	-3,10	3,94	3,82	2,78
IE	-0,12	3,16	-4,36	1,30	11,70	-18,70	6,23	4,00	6,06
IT	1,92	2,96	0,57	1,40	6,40	-0,90	1,92	1,91	0,74
LT	2,46	2,70	2,16	4,00	15,20	-10,00	5,70	6,69	4,18
LU	2,94	4,00	1,56	2,80	13,00	-6,90	3,49	3,61	2,85
LV	5,37	7,76	2,28	4,40	31,00	-24,00	10,13	11,97	5,99
MT	2,14	3,01	1,15	1,90	9,10	-2,70	2,78	2,88	2,32
NL	1,51	2,43	0,32	1,40	7,50	-2,70	2,21	2,15	1,68
PL	1,00	1,09	0,93	1,20	12,00	-5,30	3,06	4,02	1,90
PT	1,31	2,60	-0,36	1,60	5,80	-6,00	2,56	1,87	2,38
RO	11,93	19,12	2,66	6,30	70,00	-8,90	19,16	22,22	7,53
SE	2,01	2,61	1,23	1,60	8,10	-3,10	2,58	2,71	2,21
SI	2,99	5,09	0,28	1,90	12,80	-2,00	3,50	3,26	1,15
SK	2,60	3,95	0,86	2,20	16,30	-4,50	3,12	3,37	1,56
EU	1,55	1,74	1,30	1,15	7,05	-1,20	1,63	1,89	1,21

Allikas: autori arvutused Eurostati andmebaasi põhjal (%)

## Lisa 5. Euroopa Liidu riikide NAIRU hinnangute kirjeldav statistika

Riik	Keskmine			Mediaan	Maksimum	Miinimum	Standardhälve		
	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2009Q4	2010Q1-2017Q3				2000Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3
AT	5,011	4,7545	5,343	5,001	5,902	3,752	0,489	0,409	0,374
BE	7,799	7,682	7,950	7,868	8,171	6,602	0,361	0,425	0,163
BG	11,176	12,204	9,849	10,419	19,039	6,586	3,356	4,025	1,411
CY	7,801	4,450	12,126	5,154	14,398	4,122	4,177	0,545	2,455
CZ	6,601	7,300	5,700	6,630	8,647	3,166	1,259	0,819	1,157
DE	7,273	8,890	5,187	7,744	9,978	3,745	2,055	0,854	0,960
DK	5,587	4,784	6,624	5,259	7,112	4,416	0,994	0,363	0,404
EE	9,527	9,995	8,923	9,362	14,602	5,330	2,214	2,140	2,194
ES	15,931	11,409	21,766	14,373	24,047	9,555	5,525	1,982	1,916
FI	8,376	8,367	8,388	8,356	9,822	7,388	0,687	0,829	0,456
FR	9,123	8,586	9,815	8,801	10,170	8,397	0,672	0,144	0,385
GB	5,901	5,446	6,489	5,480	7,663	4,152	1,055	0,687	1,163
GR	15,289	9,999	22,115	11,243	25,295	8,714	6,558	1,031	3,677
HR	13,583	12,963	14,383	13,819	16,411	10,376	1,927	2,100	1,325
HU	7,618	7,040	8,365	7,295	10,583	3,929	1,899	1,393	2,207
IE	8,551	5,963	11,890	8,116	14,362	4,333	3,773	2,309	2,416
IT	9,127	7,977	10,816	8,935	11,992	6,873	1,820	1,003	1,316
LT	11,294	11,317	11,265	11,135	18,016	6,649	2,860	3,233	2,343
LU	4,638	3,848	5,658	4,790	6,218	1,731	1,215	1,006	0,469
LV	11,923	11,531	12,428	11,780	15,247	8,161	2,101	1,752	2,417
MT	6,431	6,952	5,758	6,591	7,236	4,176	0,804	0,254	0,771
NL	5,138	4,454	6,012	4,941	6,650	3,218	0,944	0,511	0,556
PL	12,183	12,258	8,215	9,645	18,970	5,248	4,527	3,641	1,304
PT	10,127	7,904	12,994	10,231	14,512	4,663	3,054	1,936	1,345
RO	6,932	7,244	6,531	6,857	7,822	5,404	0,609	0,526	0,459
SE	7,113	6,712	7,629	7,103	8,008	5,479	0,697	0,607	0,405
SI	7,121	6,127	8,403	6,584	9,226	5,567	1,258	0,366	0,711
SK	14,253	15,874	12,162	13,385	19,843	8,597	2,957	2,770	1,552
EU	8,983	8,394	9,743	8,928	10,544	7,614	0,921	0,499	0,726

Allikas: autori arvutused Hodrick-Prescotti filtriga (%)

## Lisa 6. Kalmani filtri signaalivõrrandi komponendid

Riik	Inflatsiooninäitaja	Viitajad	Koefitsient ja olulisuse tõenäosus	Tsükliline komponent	Viitajad	Koefitsient ja olulisuse tõenäosus
AT	töõjõu ühikukulu	1	0,0895 (0,0012)***	jah	0	-7,7118 (0,0503)**
BE	töõjõu ühikukulu	1	-0,1105 (0,0115)**	jah	1	-24,0239 (0,0004)***
BG	töõjõu ühikukulu	3	0,0386 (0,0324)**	jah	2	-6,0945 (0,1150)
CY	tarbijahinnaindeks	4	0,2020 (0,0293)**	jah	1	-13,5255 (0,0097)***
CZ	tarbijahinnaindeks	6	0,1004 (0,0142)**	jah	1	-7,6300 (0,0000)***
DE	tarbijahinnaindeks	0	-0,0917 (0,1524)	jah	1	-13,0908 (0,0000)***
DK	tarbijahinnaindeks	5	0,3162 (0,0006)***	jah	1	-15,1307 (0,0000)***
EE	tarbijahinnaindeks	1	-0,5624 (0,0002)***	jah	1	-12,5947 (0,0119)**
ES	töõjõu ühikukulu	0	-0,1050 (0,0912)*	jah	1	-73,4750 (0,0000)***
FI	töõjõu ühikukulu	2	0,0334 (0,0089)***	jah	8	5,3956 (0,0153)**
FR	töõjõu ühikukulu	3	0,0655 (0,0597)*	jah	1	-13,4565 (0,0000)***
GB	tarbijahinnaindeks	1	0,1528 (0,0980)*	jah	1	-2,8044 (0,0001)***
GR	tarbijahinnaindeks	3	-0,3087 (0,0104)**	jah	2	-16,9643 (0,0105)**
HR	tarbijahinnaindeks	7	-0,2980 (0,0761)*	jah	2	-6,9488 (0,3312)
HU	tarbijahinnaindeks	1	0,0348 (0,6188)	jah	1	-2,5407 (0,0499)*
IE	tarbijahinnaindeks	0	-0,3781 (0,0112)**	jah	9	-0,4791 (0,8392)
IT	tarbijahinnaindeks	4	0,2363 (0,0669)*	jah	1	-12,1871 (0,0446)**
LT	tarbijahinnaindeks	2	-0,2350 (0,0273)**	jah	8	10,0286 (0,0127)**
LU	töõjõu ühikukulu	7	-0,0158 (0,0471)**	jah	2	2,1362 (0,1965)
LV	tarbijahinnaindeks	6	0,2641 (0,0220)**	jah	1	-17,0109 (0,0000)***
MT	töõjõu ühikukulu	2	0,0213 (0,3001)	jah	1	-7,1673 (0,0307)**

## Lisa 6 järg

NL	tööjõu ühikukulu	1	-0,0257 (0,1833)	jah	2	-16,5398 (0,0034)***
PL	tarbijahinnaindeks	3	0,3666 (0,0122)**	jah	1	-4,0782 (0,0653)*
PT	tööjõu ühikukulu	1	-0,0419 (0,0323)**	jah	2	-23,2059 (0,0003)***
RO	tööjõu ühikukulu	3	0,0102 (0,0070)***	jah	3	-2,8064 (0,0386)**
SE	tööjõu ühikukulu	5	0,0260 (0,1521)	jah	2	-4,0047 (0,0000)***
SI	tööjõu ühikukulu	2	-0,0550 (0,0659)*	jah	2	-17,2401 (0,0016)***
SK	tarbijahinnaindeks	4	0,3322 (0,0000)***	ei	-	-

Allikas: autori arvutused Kalmani filtriga

Märkus: \*, \*\*, \*\*\* tähistavad vastavalt olulisust nivoodel 0,1, 0,05 ja 0,01



## Lisa 7. Euroopa Liidu riikide NAIRU hinnangute kirjeldav statistika

Riik	Keskmine			Mediaan	Maksimum	Miinumum	Standardhälve		
	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2009Q4	2010Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2017Q3	2000Q1-2009Q4	2010Q1-2017Q3
AT	4,869	4,642	5,162	4,862	5,981	3,769	0,605	0,601	0,477
BE	7,965	7,894	8,057	7,959	9,055	6,495	0,557	0,616	0,466
BG	11,067	11,859	10,047	10,731	20,071	5,161	4,093	5,009	2,136
CY	7,539	4,030	12,067	4,961	16,270	2,970	4,631	0,686	3,439
CZ	6,381	6,888	5,728	6,895	7,933	2,882	1,327	0,992	1,431
DE	7,368	9,011	5,249	7,632	11,035	3,886	2,151	1,178	0,867
DK	5,101	4,089	6,406	4,591	7,373	3,269	1,267	0,489	0,554
EE	11,016	11,766	10,050	10,534	17,006	5,962	3,111	2,938	3,105
ES	16,060	11,768	21,597	17,125	24,056	8,262	5,477	2,833	1,822
FI	8,282	8,191	8,400	8,495	9,303	6,280	0,812	0,974	0,531
FR	8,994	8,411	9,747	8,844	10,400	7,696	0,798	0,365	0,525
GB	5,668	5,198	6,276	5,331	7,808	3,811	1,400	0,731	1,289
GR	15,747	10,596	22,394	11,616	26,982	9,133	6,500	0,868	4,070
HR	12,303	10,252	14,949	10,403	17,743	9,756	2,704	0,186	2,043
HU	7,466	6,706	8,446	7,291	11,181	4,221	2,177	1,403	2,595
IE	9,214	6,837	12,281	6,967	16,098	5,073	3,655	1,967	2,980
IT	8,660	7,210	10,530	7,850	12,417	5,836	2,046	0,714	1,640
LT	11,493	11,076	12,032	11,751	16,601	4,795	3,696	4,011	3,231
LU	4,672	3,906	5,660	4,884	6,467	1,925	1,331	1,223	0,629
LV	11,162	10,342	12,221	11,094	16,964	4,732	3,002	2,871	2,873
MT	6,449	6,986	5,757	6,621	8,278	3,941	0,941	0,597	0,850
NL	5,166	4,496	6,031	4,970	7,640	3,332	1,141	0,748	0,971
PL	11,851	14,761	8,096	9,547	19,296	4,838	5,032	4,856	1,600
PT	10,161	7,905	13,071	9,594	16,265	4,728	3,182	1,845	1,913
RO	6,790	6,984	6,538	6,815	8,286	4,873	0,677	0,635	0,657
SE	7,058	6,604	7,644	7,170	8,229	5,418	0,881	0,833	0,528
SI	7,269	6,352	8,451	7,019	10,175	5,021	1,328	0,689	0,968
SK	13,109	13,910	12,074	13,337	17,507	7,756	2,615	2,789	1,968
EU	8,889	8,1668	9,820	8,721	11,057	6,888	1,165	0,699	0,970

Allikas: autori arvutused Kalmani filtriga (%)

## Lisa 8. Korrelatsioonanalüüsi tulemused

Riik	Hodrick-Prescotti filter		Kalmani filter	
	Spearmani korrelatsioonikordaja	Olulisuse tõenäosus	Spearmani korrelatsioonikordaja	Olulisuse tõenäosus
AT	-0,0525	0,6637	0,4433	0,0001***
BE	-0,5059	0,0000***	-0,7725	0,0000***
BG	-0,1193	0,3216	-0,2125	0,0753*
CY	-0,1386	0,2490	0,0047	0,9689
CZ	-0,5184	0,0000***	-0,1870	0,1184
DE	-0,2774	0,0192**	-0,209	0,0799*
DK	-0,4866	0,0000***	-0,2107	0,0777*
EE	-0,5276	0,0000***	-0,5147	0,0000***
ES	-0,4798	0,0000***	-0,4603	0,0001***
FI	-0,2141	0,0729*	0,0971	0,4203
FR	-0,2451	0,0394**	-0,1100	0,3616
GB	0,0089	0,9412	-0,0961	0,4249
GR	-0,2921	0,0134**	-0,4488	0,0001***
HR	-0,3277	0,0068***	-0,0501	0,6874
HU	-0,2237	0,0608*	0,1331	0,2685
IE	-0,3225	0,0061***	-0,6192	0,0000***
IT	-0,023	0,8488	0,1795	0,1342
LT	-0,5519	0,0000***	-0,5512	0,0000***
LU	0,0617	0,6091	0,1461	0,2240
LV	-0,588	0,0000***	-0,3184	0,0068***
MT	-0,0674	0,5875	0,0214	0,8633
NL	-0,5168	0,0000***	-0,5831	0,0000***
PL	-0,379	0,0031***	-0,1219	0,3579
PT	-0,0141	0,9070	-0,1628	0,1749
RO	-0,4392	0,0001***	0,2126	0,0750*
SE	-0,3786	0,0011***	-0,3181	0,0069***
SI	-0,3842	0,0009***	-0,7000	0,0000***
SK	-0,2767	0,0195**	0,4087	0,0004***

Allikas: autori arvutused

Märkus: \*, \*\*, \*\*\* tähistavad vastavalt olulisust nivoodel 0,1, 0,05 ja 0,01

## Lisa 9. Grangeri testi tulemused tööjõukulude ja töötuse lõhe põhjuslikkusest

Riik	Hodrick-Prescotti filter		Kalmani filter	
	Nullhüpotees 1	Nullhüpotees 2	Nullhüpotees 1	Nullhüpotees 2
	p-väärtus	p-väärtus	p-väärtus	p-väärtus
AT	0,0677*	0,0403**	0,0000***	0,0068***
BE	0,1937	0,0001***	0,0028***	0,0000***
BG	0,0630*	0,0390**	0,0000***	0,0187**
CY	0,9394	0,1697	0,6893	0,4213
CZ	0,5554	0,2773	0,4222	0,4299
DE	0,0693*	0,0013***	0,0012***	0,0002***
DK	0,6974	0,0003***	0,1528	0,0043***
EE	0,0024***	0,0721*	0,1831	0,0009***
ES	0,8770	0,3389	0,5074	0,2932
FI	0,0753*	0,1116	0,0000***	0,6923
FR	0,2355	0,0145**	0,0091***	0,0656*
GB	0,3489	0,0307**	0,8734	0,3048
GR	0,4866	0,4343	0,0584*	0,0350**
HR	0,0186**	0,4084	0,6193	0,1313
HU	0,2953	0,0979*	0,8405	0,1765
IE	0,9059	0,8980	0,8672	0,1045
IT	0,9074	0,6805	0,0802*	0,4810
LT	0,1345	0,0000***	0,0054***	0,1353
LU	0,4777	0,6506	0,0133**	0,0685*
LV	0,3983	0,0512*	0,1478	0,3490
MT	0,7934	0,3359	0,0000***	0,0000***
NL	0,4874	0,0056***	0,0746*	0,0000***
PL	0,9984	0,0219**	0,6443	0,3887
PT	0,2777	0,7105	0,0014***	0,5772
RO	0,2882	0,1525	0,0001***	0,3687
SE	0,9633	0,0003***	0,0000***	0,0889*
SI	0,8971	0,0094***	0,0981*	0,0002***
SK	0,1371	0,0149**	0,0216**	0,0445**

Allikas: autori koostatud

Märkus: \*, \*\*, \*\*\* tähistavad vastavalt olulisust nivoodel 0,1, 0,05 ja 0,01