

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Johannes Nermann

Jaapani rahapoliitika efektiivsus läbi rahanõudluse funktsiooni

1994 - 2019

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus

Juhendaja: Ako Sauga, PhD

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö 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 6663 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Johannes Nermann

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 185369 TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: johannes.nermann@gmail.com

Juhendaja: Ako Sauga, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. JAAPANI MAJANDUS JA RAHANÕUDLUS	6
1.1. Jaapani majandus ja rahapoliitika	6
1.2. Teoreetiline taust	8
1.2. Rahanõudluse uuringud	12
2. METOODIKA JA ANDMED	16
2.1. Andmete valik ja päritolu	16
2.2. Andmete dünaamika	17
2.3. Metoodika	20
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS	22
3.1. Rahanõudluse testimine kolme muutujaga	22
3.2. Rahanõudluse testimine nelja muutujaga	25
3.3. Arutelu	28
KOKKUVÕTE	29
SUMMARY	30
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	31
LISAD	33
Lisa 1. Engel-Granger test, Jaapani rahanõudluse elastsused 1994:1 - 2006:1	33
Lisa 2. Engel-Granger test, Jaapani rahanõudluse elastsused 2009:3 - 2019:4	35
Lisa 3. 1994:1- 2006:1 kointegratsiooni kinnitav test, sõltuv muutuja $\ln(\text{EXC})$	37
Lisa 4. 2009:3- 2019:4 kointegratsiooni kinnitav test, sõltuv muutuja $\ln(\text{rGDP})$	38
Lisa 5. Lihtlitsents	39

LÜHIKOKKUVÕTE

Antud töös modelleeritakse Jaapani rahanõudlus funktsiooni Engel-Granger kointegratsioonitehnikaga perioodil 1994:1 - 2019:4. Lisaks on terviklik vaatlusaeg jagatud kaheks, millest varajasem hõlmab 1994:1 - 2006:1 ja hilisem 2009:3 - 2019:4. Kolme muutujaga raha nõudluse modelleerimine ei leidnud stabiilset funktsiooni terviklikul ega varajasemal perioodil. Kui lisada funktsiooni efektiivne vahetuskurss, siis leiti tõestust rahanõudluse stabiilsuse olemasolust varasemal ja hilisemal perioodil, kuid mitte terviklikul, vihjates, et vahemikus 2006:2 - 2009:2 on rahanõudlus ebastabiilne. Varasema ja hilisema perioodi rahanõudluse elastsuseid võrreldes võib järeldada, et rahapoliitika on pärast Miyao (2000) märgitud struktuurset murdu jätkanud efektiivsuse kaotamist. Selle põhjendus võib olla suurenenud raha varanõudluses. Jaapanlased tarvitavad lisanduvast rahast ainult marginaalse osa majandusväljundite ostmiseks ja eelistavad sellest olulise osa varuda ja majanduses mitte kasutada.

Võtmesõnad: Jaapan, rahanõudlus, rahapoliitika

SISSEJUHATUS

20. sajandi teises pooles kasvas Jaapani majandus hea hooga ning arvati, et nõndaviisi jätkates on sellest saams maailma juhtiv majandus. 90endatel sai tempokas majanduslaidnemine punkti. Rohke krediidi ja kõrgete varahindade kombinatsioonist tingitult, langeb Jaapan tõsisesse deflatsioonssesse ring-langusesse. 1995. aastal langetab Jaapani keskpang selle peatamiseks intressimäärad nulli lähedale, kuid ilma erilise efektita. Miyao (2000) ja paljud teised märgivad, et samal ajal toimus rahapoliitikas struktuurne murrang, mis vähendab selle efektiivsust mõjutada kogutoodanut. Traditsioonilistele meetmetele lisaks võtab 2001. aastal Jaapani keskpang majanduse elavamiseks kasutusele uue rahapoliitika vahendi (kvantitatiivne lõdvandmine), mille kaudu ostab keskpang avatud turult väärtpapereid. Sama poliitikat jätkas Jaapani keskpang veel suuremalt pärast 2008 aasta globaalset finantskriisi. Vaatamata raha koguse suurenemisele, ei ole Jaapani majandus varasemat tõusu enam näinud.

Antud töö eesmärk on välja uurida, kasutades rahanõudlus funktsiooni, kas Jaapani rahapoliitika on jätkuvalt kaotamas efektiivsust pärast 1995. aasta struktuurset murdu. Selle jaoks viiakse läbi Engel ja Granger (1987) kointegratsioonitest, millega kinnitatakse stabiilne rahanõudlus funktsioon ning tuuakse välja rahanõudluse elastsused kogutoodangule ja intressile. Lisaks terviklikule uurimisajale (1994:1 - 2019:4) on lisanduvalt vaatlusaeg jagatud globaalse majanduskriisi pealt kaheks. Rahapoliitika efektiivsust saab hinnata, kui võrrelda rahanõudluse elastsuseid kahel ajal.

Paljud ökonomistid ütlevad, et Jaapan on teistest arenenud majandustest nõ. ajast ees. Võrreldes näiteks Ameerika Ühendriikidega, langesid intressid Jaapanis nulli juurde 1995. aastal, kui Ameerikas juhtus see 2001 aastal. Sama käib ka keskpanga varaostuprogrammide kohta, mille võttis Jaapan esimesena kasutusele 2001. aastal, kui Ameerika keskpang alustas sellega 2008 finantskriisi ajal. Paraleele võib antud töö tulemustest leida ka teiste arenenud majandustega.

1. JAAPANI MAJANDUS JA RAHANÕUDLUS

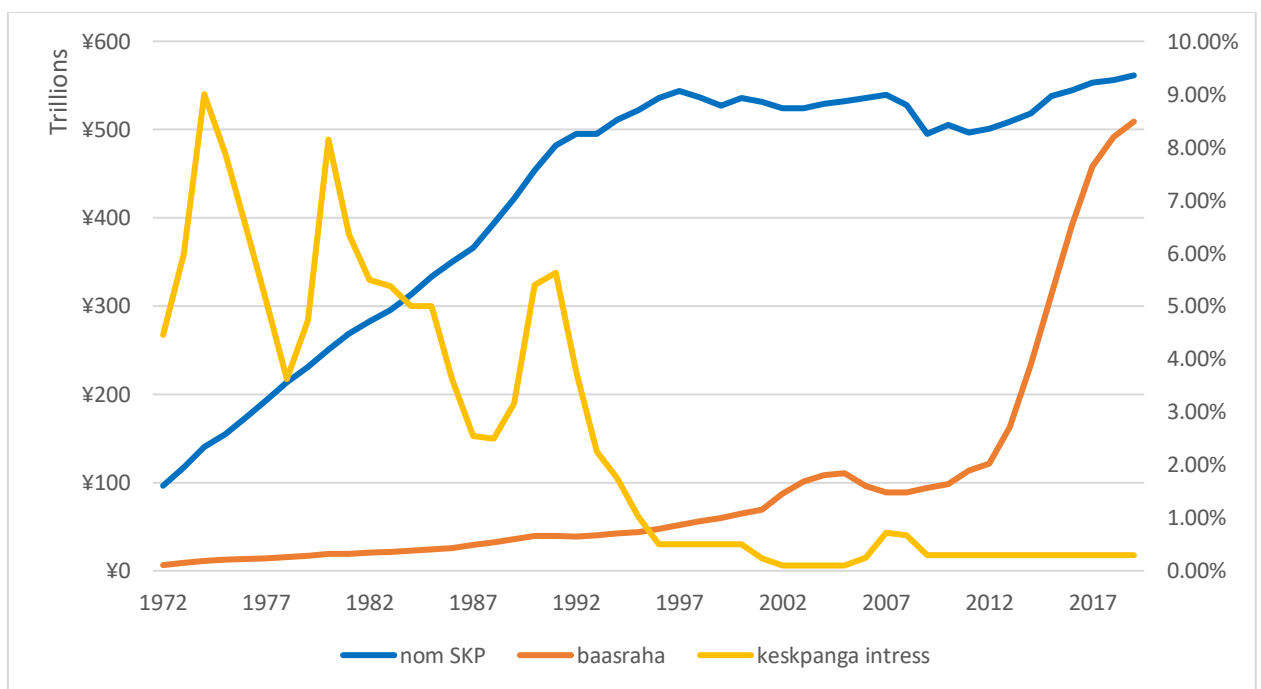
Esimeses töö peatükis on esmaslt kirjeldatud Jaapani majandust, 90nendatel toimunud „kadunud kümnendi“ majandusseisakut ja rahapoliitika võtteid, millega keskpank on proovinud kasvu taaskäivitada. Teises osas on kirjeldatud raha nõudluse teooriat, kus on välja toodud nii klassikaline kui keynesianlik vaatevinkel. Viimases peatüki osas on välja toodud varasemate raha nõudluse uuringud ja nende tulemused.

1.1. Jaapani majandus ja rahapoliitika

20. sajandi teises pooles kasvas Jaapanis majandus ennenägematult kiires hoos. Alates aastast 1961 kasvas järgneval 29 aastal majandus keskmiselt 11,3% nominaalses mõistes ning arvati, et selles tempos jätkates on Jaapanist saamas maailma suurim majandus. Üheks tugeva kasvu nurgakiviks võib märkida suurt kaubandusülejäaki tänu arenenud tehnoloogiale, mis elavdas tööstussektorit ja ülejäänud majandust. Sel ajal kasutas Jaapan rahapoliitikas mõnevõrra tavatut lähenemist (*window guidance*). Keskpank andis pankadele soovitusel, kui palju krediiti igale majandusharule laiendada. Jaapanile omapäraselt järgisid pangad rahapoliitika soovitusi üsna täpselt ehk teisisõnu oli raha pakkumise kasv otsese keskpanga kontrolli all. (Rhodes ja Yushino, 1999) Joonis 1. on näha, kuidas keskpanga seatud poliitika intressid olid majanduskasvu ajal suhteliselt kõrged. Jaapani majandusbuumi lõpp algas 1985. aastal toimunud *Blaza Accord* leppega, mis nägi ette, teiste seas Jaapanil, ameerika dollari reservi müümises. Tagajärjel langes dollari - jeeni kurssi 3 aastaga poole võrra, händikäppides paljuski Ameerikasse eksportiva Jaapani tööstuse. Kallinevale jeenile vastukaaluks langetas Jaapani keskpank intresse, samas, kui jaapanlaste ostujõud tänu tugevamale valuutale tõusis. R. Miyao (2000) näitab, et nii kõrgemal valuutal ja madalamal intressil mõlemal on positiivne mõju majandusproduktile. „Odava“ ja „tugeva“ raha keskkond andis jõudu buumile ja ennekõike varahindade tõusule. Jaapani aktsiaindeks Nikkei 225 tõusis viie aastaga rohkem kui kolm korda. Keskpank proovis majandusmulli 89ndal aastal intresside tõstmisega maha jahutada, kuid ebaedukalt.

Suurele buumile järgnes 1990nendatel võlast tingitud deflatsioone majandusstagnatsioon (kadunud kümnendid), millest taastumine osutus oodatust keerulisemaks – Jaapani ei ole tänaseni oma varasemat hoogu üles saanud. Ootuses, et varahinnad tõusevad, eksisteeris majanduses palju võlga. Varahindade langedes ei katnud enam tagatise müümine finantskohustuste suurust, mille

tagajärjel jäeti võlg maksmata ja vähendati tarbimist, mis omakorda vähendab inflatsiooni ja sissetulekut (kogutoodangut). Kui hinnatase tõuseb oodatust vähem, siis suureneb suhteline laenu tagasimakse kogus, sest raha kaotab oodatust vähem väärtust. Deflatsioonse ring-languse peatamiseks lagnetas keskpank intressimäärad 1995. aastaks nulli lähedale, kuid selle tõhusus majanduse taaskäivitamisel marginaalseks. Soodsamad laenuitingimused ei andnud majandusele erilist tõuget, sest deflatsioones majanduslanguses keskenduvad inimesed laenukohustuste vähendamisele, mitte uute võtmisele. P. Krugman *et al.* (1999) kahtlustavad, et Jaapan oli kukkunud likviidsuslõksu, mistõttu ei olnud traditsioonilistest rahapoliitika tööriistadest (intresside reguleerimine) enam kasu. Kui intressid on juba minimaalseks madaldatud, aga see ei pidurda palga- ja hinnaalandust, siis tõusevad läbi raha kallinemise reaalsed intressid, vähendades edasist tarbimist ja sissetulekut. 90endate keskpaigast jäid keskpanga poliitikaintressid nulliringi, kus need suures plaanis kuni tänapäevani on jäänud. (Kilian ja Manganelli, 2005)



Joonis 1. Jaapani rahapoliitika ja majandusväljund 1972 - 2019

Allikas: Maailmapank (2022), Jaapani keskpank (2022), autori koostatud

Kui keskpanga intressid juba nullilähedale langetatud ei saanud nendega enam majandust edasi stimuleerida, mistõttu muutus keskpanga põhiline rahapoliitika vahend. Esmakordselt võeti kasutusele 2001. aastal keskpanga varaostu programm (kvantitatiivne lõdvendamine), mille kaudu ostab Jaapani keskpank pankade käest väärtpabereid, esialgu põhiliselt vähese riskiga valitsuse võlakirjasid. Lisanduva keskpanga nõudluse tõttu väheneb väärtpaberite pakkumine aktiivselt turult, mis avaldab intressile langetavat survet. (Wei Cui ja Vincet Sterk, 2021) Efektiivselt sisestab

keskpank oma ostudega majandusse lisa-likviidsust, mida kajastab Joonis 1 baasraha näitaja. Esimese QE perioodi ajal ostis keskpank 5 aastaga 270 miljardi jeeni eest peamiselt valitsuse lühiajalisi võlakirju, mille tagajärjel suurenes baasraha 39%. Vaatamata suurest raha kasvust, ei tõusnud hinnatase, reaalne kogutoodang (kokkuvõtlikult nom. SKP).

2008 toimunud globaalne maailmakriis andis tunda ka Jaapanis. Kuigi majandussurutis sai alguse Ameerika Ühendriikidest, langes Jaapani majandus rohkem, mis just sinna kõige rohkem eksportis. Langusest välja stimuleerimiseks alustab 2013 aprillis keskpank baasraha laienedamisega uuesti ning veelgi suuremalt, kutsudes seda kvalitatiivseks ja kvantitatiivseks lõdvendusprogrammiks. See kujutab veel suuremat keskpanga panust väärtpaberite ostmisele, millega tõusis baasraha hulk majanduses 6 aastaga 312% (Joonis 1). Varaklasside hulk, mida keskpank ostis, laienes teise varaostu programmiga. Lisaks valitsuse lühiajaliste võlakirjadele, osteti veel valitsuse pikaajalisi võlakirju, ettevõtete võlakirju ja lisaks veel aktsiaid ja kinnisvara väärtpabereid. Suurtest keskpanga pingutustest vaatamata jäi varaostu efekt kogutoodangule marginaalseks. 2014. aastal langesid 1-aasta Jaapani valitsuse võlakirja tootlikused rahaturu nõudlus - pakkumine tasakaalutuse tõttu nullist allapoole, mis tähendab, et laenu andja saab vähem raha tagasi kui esialgselt laenati. (Yoshino, 2017)

1.2. Teoreetiline taust

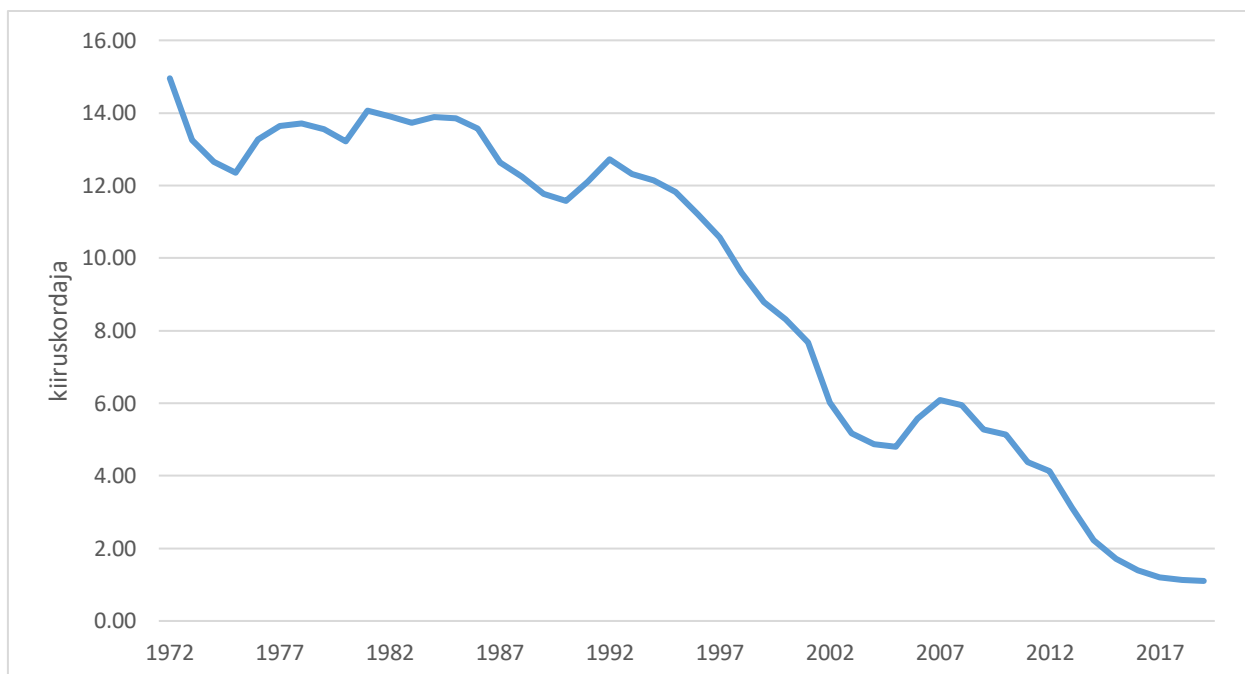
I. Fisher (1911) avaldas majandust kirjeldava vahetusvõrrandi (Valem 1). Võrrandi vasak pool kujutab kogunõudlus ja parem pool kogupakkumist. Mõlemad võrrandipooled võrduvad nominaalse majandusväljundiga. Ainuke eksogeenne muutuja, mille kujunemisele saab keskpank läbi rahapoliitika mõju avaldada, on rahapakkumine. Teiste tegurite moodustumine toimub läbi üldise majandusmasina. Märkida tuleb veel, et raha kiirus ei ole realselt mõõdetav näitaja, vaid see avaldatakse nom. kogutoodangu ja rahapakkumise jagatisest.

$$MV = PY \tag{1}$$

kus M – rahapakkumine, V – raha ringluskiirus (ehk kui palju keskmiselt iga rahatähte aasta jooksul kasutatakse), P – hinnatase ja Y – reaalne majandusväljund.

Laias laastus on majandusteoorial kaks vaadet – klassikaline ja keynesianlik. Kuigi keynesianid nõustuvad vahetusvõrrandi olemusega, erineb kahe teooria-vaheline arusaam, kuidas raha pakkumine vahetusvõrrandis teisi tegureid mõjutab. Põhiline teoreetiline erinevus jõuab küsimuseni, kas raha ringluskiirus on stabiilne (kontantne või kontantse kasvuga) või mitte. Klassikalise teooria kohaselt on rahapakkumine kõige tähtsam näitaja, mis mõjutab reaalsel kogutoodangut ja hinnataset, ilma, et see avaldaks mõju stabiilsele raha ringluskiirusele. Kui rahapakkumine suureneb, siis ajab see raha - nom. SKP suhte tasakaalust välja. Kuna majandusagendid ei eelista nii palju raha hoida, kulutavad nad selle koheselt ära, mis tõlgendub hinnataseme, reaalse kogutoodangu või üldiselt nom. kogutoodangu tõususe. Klassikud arvavad selle põhjal, et majanduse likviidsustaseme (raha nõudluse) määrab nom. kogutoodang. Alternatiivselt arvavad keynesianid, et raha kiirus võib olla paljuski muutuv ja ettearvamatu, mistõttu lükkab see klassikalise teooria ümber. Selle põhjendamiseks tulevad nad meelde, et raha hoitakse kahel eesmärgil. Klassikalise teooriaga nõustudes väidavad nad, et publik hoiab peamiselt raha selleks, et kasutada seda mugava vahetusvahendina majandusväljundite ostmisel. Rahanõudlust, mida kasutatakse tehingute tegemiseks nimetatakse raha tehingunõudluseks – võib öelda, et see on „aktiivne“ raha. Mida suurem on SKP, seda rohkem vajab rahvas raha, et selles koguses asju osta. Lisaks toovad keynesianid välja, et on veel teine põhjus, miks raha hoitakse. Rikkust võib hoida paljudes erinevates varaklassides – nt. väärtpaberid, kinnisvara või lihtsalt rahas. Raha on likviidne ja väärtust säilitav vara, mida hoitakse tagavarana mitmetel erinevatel põhjustel. Valuuta, mida hoitakse sel eesmärgil nimetatakse raha varanõudluseks. Raha varanõudlust mõjutab vastassuunaliselt raha hoidmise alternatiivkulu, mida üldiselt mõõdetakse rahaturu intressimääraga. Sellist „passiivset“ raha ei kasutata majanduses ostude tegemiseks. Keynesianid väidavad, et ekstreemsel juhul, kui majandus on täielikus likviidsuslõksus, võib rahvas rahapakkumise suurenedes lisanduva raha lihtsalt tagavaraks säästa ja seda lisanduvate tehingute tegemiseks üldse mitte kasutada, mille tulemusena eksiteerib majanduses rohkem passiivset null kiirusega raha ja üldine raha ringluskiirus väheneb. Põhjenduseks, miks raha hulga suurenemisel on ringluskiirusele negatiivne mõju, toovad keynesianid välja järgmise loogika: rahapakkumise suurenemisel langeb intressimäär, väiksem intressimäär vähendab raha hoidmise alternatiivkulu, mille tõttu hoiab publik rohkem oma varandusest valuutas ehk raha varanõudlus suureneb. Kui nüüd on majanduses rohkem 0 kiirusega raha, siis langeb ka üldine raha ringluskiirus. (McConell ja Brue, 1990)

Joonis 2 on välja toodud Jaapani baasraha ringluskiirus, mille visuaalsel vaatamisel võib näha, et ringluskiirus ei ole 90nendatel stabiilne. Seda märgivad ka R. Miyao (2000), T. C. Tang ja C. Fuun (2007), J. Nagayasu (2003) rahanõudlust käsitlevad tööd.



Joonis 2. Jaapani baasraha ringluskiirus 1972 - 2019

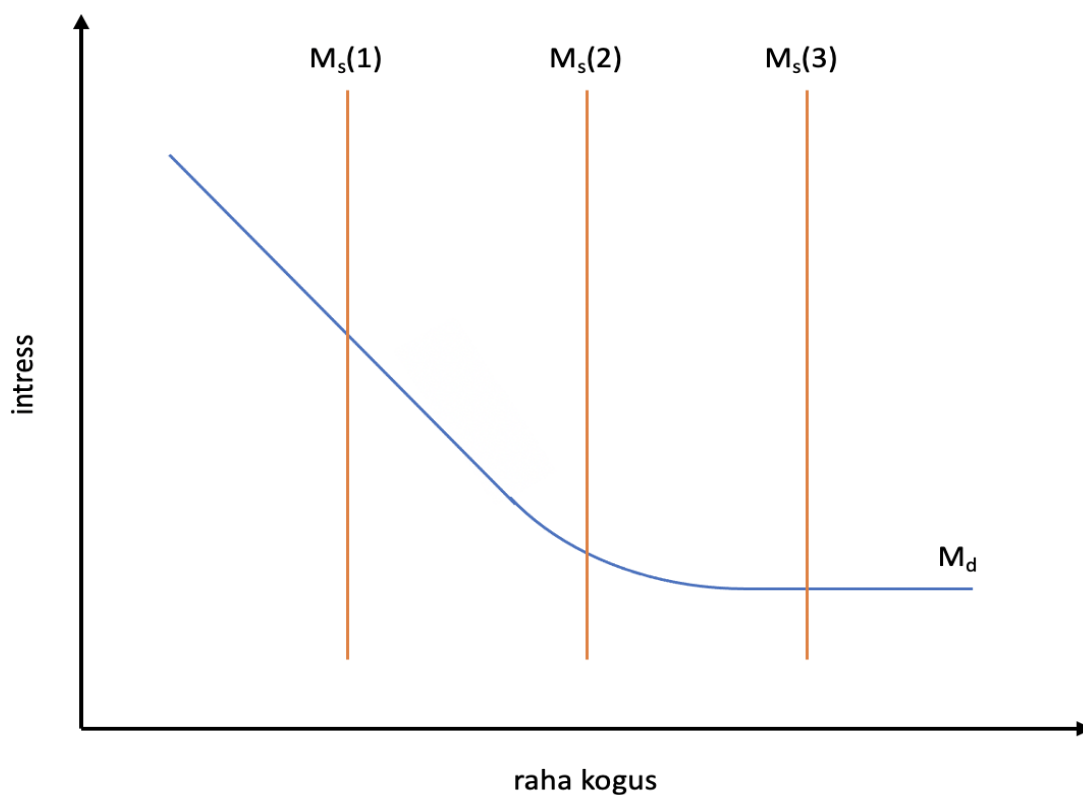
Allikas: World Bank (2022), Jaapani keskpank (2022), autori arvutatud

Keynesianite teooria kohaselt on välja toodud (Valem 2) raha nõudluse funktsiooni, mis näitab, millised tegurid mõjutavad inimesi raha hoidma. Raha väärtustatakse tema ostujõu mitte koguse pärast, seega on valemis hinnatasemega deflateeritud reaalaraha. Likviidsustaset mõjutab kogutoodang positiivselt (raha tehingunõudlust) ja intressimäär negatiivselt (raha varanõudlust) (K. Kerem). Bahmani-Oskooee ja Shabsigh (1996) ja Miyao (2000) uuringutes on likviidsusfunktsiooni lisatud veel efektiivne (kaubandusega kaalutud) vahetuskurs. Selle teooriaga tuli originaalselt välja F. Mundell (1963), kes pakkus, et lisaks reaalsele kogutoodangule ja intressile võib reaalaraha avatud majanduses mõjutada veel rahakurs. Arango ja Nadiri (1981) jätkasid seda teooriat väites, et kui kohaliku valuuta väärtus langeb välisvaluuta suhtes, siis suureneb inimeste välismaal olevate varade väärtus kohalikus valuutas, põhjustades majandustegelastes jõukus-efekti, mis võib läbi suurema tarbimise (kogutoodangu) tõsta raha nõudlust.

$$(M/P)_d = L(Y; i) \quad (2)$$

kus $(M/P)_d$ – reaalraha nõudlus, M – raha pakkumine, P – hinnatase ja $L(Y; i)$ – likviidsuseelsitus, mida mõjutab: reaalne kogutoodang – Y ja nominaalne intressimäär – i .

Nõudlusfunktsiooni puhul on esmaoluline selle stabiilsus. Kui funktsioon on ebastabiilne siis ei avaldada raha pakkumine enam statistilist mõju majandusväljunidile ja inflatsioonile. Võib öelda, et majandus on siis rahapoliitika kontrolli alt väljas. Stabiilsuseks peab reaalraha nõudluse ja likviidsusfunktsiooni (Valem 2) vahel eksisteerima kointegratsioonsuhe. Kui rahanõudlus funktsioon on stabiilne, on ka raha kiirus stabiilne, mille korral kehtivad analüüsist leitud raha nõudluse elastsused funktsiooni tegurite suhtes. Rahanõudluse funktsiooni või kiiruse ebastabiilsust põhjustavad ebamäärased muutused hinnatasemes või majandusväljundis. Kui ebastabiilsus eksisteerib, siis ei avalda rahapakkumine vahetusvõrrandis (Valem 1) enam varasemaga võrreldes samaväärset mõju hinnatasemele ja reaalsele kogutoodangule, vaid siis tõlgendub rahapakkumise kasv varasemalt rohkem raha kiiruse muutumises.



Joonis 3. Likviidsuslõksu kujutlev illustratsioon, kus M_s – rahapakkumine ja M_d – rahanõudlus
Allikas: Autori koostatud

Kui intressid on nullilähedased, võib rahanõudluse ebastabiilsuse põhjustaja olla nähtus nimega likviidsuslõks. Keynes (1937) tõi oma teoorias välja, et kui intressid on langenud piisavalt madalale, võib majanduse likviidsuseelistus muutuda absoluutseks selles mõttes, et kõik eelistavad madalate intresside tõttu hoida oma vara sularahas. Sellises olukorras võib keskpank soodustada rahapakkumise kasvu eesmärgiga suurendada kogutoodangut, kuid majandusse lisanduva raha katab täielikult ära suurenev raha varanõudlust. Ehk teisisõnu on lisanduva raha piirkasutatavus null. Joonisel 3 on näha, kuidas $M_s(1)$ rahapakkumise juures langevad intressid järgneva raha ühiku lisanudes sama hooga. $M_s(2)$ juures on lisanduval rahal võrreldes varasemaga väiksem mõjuvõim intresse langetada. Kui majandus on täielikus likviidsuslõksus $M_s(3)$, siis ei langeta lisanduv rahal intresse enam madalamale. P. Krugman (1999) defineerib likviidsuslõksu olukorrana, kus raha ja võlakirjad on madalate nominaal-intresside tõttu täiuslikuks asendajaks (eristamatuks) saanud. Majandustegelased ei näe põhjust nii väikese tootlikusega väärtpaberisse investeerida, sest risk, et võlakirja hind (mis on vastasuunaline intressiga) langeb, on suurem kui selle tootlikus või tõusupotentsiaal. Ükskõik kui palju raha kasvab, eelistatakse lisanduv raha varuda ja seda majanduses aktiivselt mitte kasutada. Kui majandus on jõudnud likviidsuslõksu, siis lakkab rahanõudluse funktsioon kointegreerumast ning muutub ebastabiilseks. Kui majandus on suundumas likviidsuslõksu, siis läheneb rahanõudluse elastsus intresside suhtes nulli poole, mis märgib, et traditsioonilisel rahapoliitikal, on väiksem mõju majandusmahu suurendamisele. Kui likviidsuslõks eksisteerib siis võib majandus langenud kogunõudluse ja ärilise investeerimise tõttu kukkuda deflatsioonisse ring-langusesse.

1.2. Rahanõudluse uuringud

Jaapani rahanõudlust on uuritud ulatuslikult, kuid erisuguse lähenemise ja meetodika tõttu ei ole leitud tulemustes ühist arusaama. Põhiliseks segadust tekitavaks küsimuseks on, kas rahanõudlus on stabiilsne või mitte, eriti 21. sajandil. Bahmani-Oskooee ja Shabsigh (1996) jõudsid järeldusele, et rahanõudlus on stabiilne, kasutades Johansen kointegratsiooni testi funktsiooni uurimisel aastatel 1973 - 1990. Kui kaasata nõudlusmudelisse lisaks veel vahetuskurss, leiti funktsiooni stabiilsus, kuid vastasel juhul mitte. Vahetuskurssi kaasates kointegreerub reaalne $M2$ SKP-ga peaaegu ühikelastsusel (1,02), toetades kvantitatiivse rahateooria toimimist, et reaalaraha pakkumine kasvab proportsionaalselt samal kiirusel reaalse majandusväljundiga. Rahanõudluse elastsus intressi ja valuutakursi suhtes leiti vastavalt - 0,42 ja 0,33. Hoffman (1994) tõi Johansen kointegratsiooni testi abiga 1974 - 1990 aastate kaupa välja elastsused kogutoodangule ja

intressile. Raha nõudluse elastsus oli võrdlemisi stabiilne olles terve perioodi vältel vahemikus 1,226 - 1,194. Rahanõudluse elastsus intressi suhtes jäi mõne erandliku aastaga üldiselt - 0,05 ümber. Bahmani-Oskooee (2001) uuringus analüüsiti nõudlusfunktsiooni 1964 - 1996 aastatel ADRL mudeliga ning leiti kinnitust, et rahanõudluse ja likviidsusfunktsiooni vaheline kointegratsioonsuhe on stabiilne. Rahanõudluse elastsus majandusväljundile leiti 1,072 ning intressile - 0,036. 90nendate kadunud kümnendile eelneval ajal paistab majandus varasemate uuringute põhjal toimivat küllaltki palju klassikalise teooria järgi, mille kohaselt on raha pakkumise suurenemisel samaväärne protsentuaalne tõus nominaalsel kogutoodangul. Rahanõudluse elastsus intressile on ootuspäraselt negatiivse märgiga ja absoluutses mõttes võrdlemisi suur, mis näitab traditsioonilise rahapoliitika (intresside langetamise) efektiivsust majandusväljundi tõstmisel.

Enamus tööd, mis katavad Jaapani rahanõudlust 90-nendatel leiavad sellel ajal funktsioonis ebastabiilsust. Majanduse halvenemisest tingitult tekkis rahapakkumise ja kogutoodangu aegridadesse ebamäärased muutused, mistõttu kadus uuritavate näitajate vahel kointegratsioon. (Nagayasu, 2003). Miyao (2000) stabiilsusanalüüs leidis, et rahapoliitikasse on kriisi ajal tekkinud struktuurne murrang, tõenäoliselt aastal 1995, mis langetas raha pakkumise efektiivsust mõjutada kogutoodangut ja intresse. Ebaefektiivsus kajastub töödes, mis hõlmavad kriisijärgset aega. Nendes leitud rahanõudluse elastsused majandusväljundile ja intressile on 90-nendatele eelneva ajaga võrreldes suuremad, millest intressi koefitsient võib sootuks statistiliselt ebaoluliseks osutuda, mis annab alust arvata, et majandus on likviidsuslõksus. Tang (2007) töö uuris rahanõudlust funktsiooni vahemikus 1960 - 2007, kasutades analüüsiks kahte erinevat meetodi. Esiteks näitab CUSUM test, et funktsioon kointegreerub rahanõudlusega terve uuritava perioodi vältel. Saadud tulemuse hinnanguline rahanõudluse elastsus SKP-le on 1,786 ja rahanõudluse elastsus intressile on statistiliselt ebaoluline (- 0,014). Teiseks kasutati funktsiooni uurimiseks ARDL libisev kointegratsioon-meetodi, mis töö tegija sõnul on ebastabiilsuse tuvastamiseks asjakohasem. Teine test annab tulemuse, et rahanõudluse stabiilsus kadus hetkeks aastal 1975, mida põhjustas ujuva valuutakursi kasutuselevõttust tingitud muutused majandus keskkonnas ja pikemalt 1988 - 1998, mil Jaapani majandus oli auku kukkumas. Nagayasu (2003) uurides rahanõudlust aastatel 20. sajandi teises pooles leidis, et FM-OLS mudelit võib stabiilseks lugeda vahemikus 1966 - 1990. Miyao (2000) uuris baasraha, reaalse SKP, intresside ja jeeni vahetuskursi kointegratsioonsuhet VAR ühik-ruut kointegratsioon mudeliga, jagades valim kaheks, millest esimene kattis perioodi 1975 - 1993 ja teine 1990 - 1998. Kogu uuritavas ajas ja varasemas ajavahemikus tuvastati funktsiooni kointegreerumine, kuid hilisemal perioodil seost enam ei

eksisteerinud. 1975 - 1998 leiti rahanõudluse elastsus kogutoodanule 1,41; intressile - 0,57; vahetuskursile 0,51. Nakashima ja Saito (2012) märgivad, et rahanõudlusesse on 1995. aastal toimunud suur struktuurne nihe, mille tagajärjel on raha elastsus intressile drastiliselt langenud. Nihe on põhjendatud rahaturu intresside langemisega alla 0,5% ilma, et see kogutoodangut varasema tõhususega tõstnud oleks. Sellest ajast kuni globaalse finantskriisini on elastsus intressile püsinud suhteliselt stabiilsena. Hondroyiannis (2000) näitab, et Jaapan oli langenud likviidsuslõksu ning tõi tõestust, et intressid olid kaotanud varasema omaduse 1995 - 1997 majandusele mõju avaldada. Rahapoliitika efektiivsuse struktuurset murdumist võisid põhjustada kolm järgnevat majandussündmust Miyao (2000):

1. Jaapani vahetuskurs suurima kaubanduspartneriga saavutas rekordtaseme - 80 jeen/dollar. Säärased suured kursikõikumised panevad väliskaubandusega tegelvad ettevõteted kõrgema valuutariski keskkonda, mistõttu peavad nad riski hajutamiseks rohkem raha varuma.
2. Septembris 1995 langetas Jaapani keskpang intressid nullilähedale, mis viis traditsioonilise rahapoliitika ekspansiivsuse piirini. Madalad intressid ei elavdanud majandust nagu sooviti, sest nii laenu andjate kui laenu võtjate finantsseis oli raske. Edasine rahapoliitika efektiivsus intresside langetamisega majandust stimuleerida on lahja, sest intresside langetamisele tuleb nullipiir ette.
3. Pärast varamulli lõhkemist levis Jaapanis üle finantssektori halbade laenude probleem, mis seisneb jätkuvalt suurtes laenukohustustes, kui sissetulekud ja tagatiste väärtused langesid. Paljud krediidasutused pidid äri kinni panema, mis omakorda kitsendas finantstingimusi. Laienevast majanduspoliitikast hoolimata vähenesid pangast väljuvad laenud, sest sellest oluline osa läks kaotuste katmiseks.

Alates 2001. aastast muutus Jaapani keskpanga rahapoliitika põhiline tööriist intresside reguleerimiselt baasraha suurendamisele läbi varaostu programmide. Raha varanõudlus suureneb, kui majandusse tekib oht, et likviidsust ei ole piisavalt. Vastandlikult, buumi ajal, kui oht on väike, väheneb raha varanõudlus. Sellist ohtu kirjeldab Tankani finants-ärevuse indeks, millel on statistiliselt negatiivne mõju raha varanõudlusele (Tankan tõuseb kui finants-ärevus langeb). Raha varanõudluse - tehingunõudluse suhe hakkas rutakalt suurenema 90nendate alguses ning uuesti 2001. aastal, mil keskpang varaostu programmiga alustas. Täpsemalt tõusis esimese kvantitatiivse lõdvendusprogrammi alguses raha varanõudlus kiirelt, kuid jäi alates 2002. aastast enamasti samale tasemele, mida tõenäoliselt põhjustas finants-ärevuse langemine samal ajal. Kokku tõusis raha varanõudlus 2001 - 2006 jooksul 12%; raha tehingunõudlus kasvas stabiilses hoos kokku

10,7%. Selle põhjal on järeldatud, et Jaapan ei olnud likviidsuslõksus, sest baasraha suurendamine keskpanga poolt annab positiivse mõju raha tehinunõudlusele, mis on tugevalt majandusväljundiga kointegreeruv. (Morita ja Miyagawa, 2015)

Kurihara (2016) lekitab, et kui uurida M2 rahanõudlust 1990-2015 aastatel OLS mudeliga, on see ebakindlast majandusest hoolimata püsinud stabiilsena. Aegread jagati kaheks osaks, millest esimene hõlmas 1990 - 2001 ja teine 2002 - 2015 ning leiti neile rahanõudluse elastsus kogutoodangule vastavalt 1,123 ja 1,500. Rahanõudluse elastsus intressile on esimeses perioodil - 0,028, kuid teises ajavahemikus on 0,0006 ning statistiliselt ebaoluline. Y. Kurihara (2015) OLS ja GMM meetod, leidis, et 2002 - 2014 aastatel on see olnud stabiilne. Funktsiooni ei ole kaasatud intresse, vaid hinnatase ja valuutakurs. Rahanõudluse elastsus majandusväljundile on 2,108 ning hinnatasemele 0,440. Raha elastsus vahetuskursile on - 0,015. Tang (2013) kasutas libisevat ARDL mudelit ja leidis paljude teiste autorite poolt märgitud kointegratsiooni kadumist 90nendatel ning samuti stabiilsuse kadumise globaalse finantskriisi ajal 2007 – 2010, mis on vastuolus Kurihara (2016) tulemusega. Watanabe ja Yabu (2019) võrdlesid ADF kointegratsiooni meetodil saadud rahanõudluse elastsuseid enne ja pärast aastat 2005, mis on suurenenud. Elastsus kogutoodangule ja intressile on 1987 - 2005 vastavalt on 0,786 ja - 0,157 ning perioodil 2006 - 2017 vastavalt 1,584 ja - 0,056. Apergis (2015) toob empiirilist tõestust, et raha suhe mõjutada kogutoodangut ja intresse on langenud drastiliselt 90nendate algusest ning jätkanud pidevat langemist. Jaapanlaste raha kogumine ja selle mitte aktiivne kasutamine on jätkuvalt põhiline probleem, miks rahapoliitika on efektiivsuse kaotanud. Sarnasele järeldusele on jõudnud Watanabe ja Yabu (2019) ja teised uuringud, mis käsitlevad Jaapani majandust 21. sajandil. Märgata on, et võrreldes kandunud kümnendi eelsele ajale on rahanõudluse elastsused majandusväljundile ja intressile on suurenenud. T. Watanabe (2021) näitab, kuidas 1980 - 1995 on raha - kogutoodangu suhe suhteliselt stabiilne vahemikus 0,3 - 0,35. Kui intressid 1995. aastal nulli lähedale langesid, hakkas raha - kogutoodangu suhe kasvama, mis sai lisanduvat hoogu keskpanga varaostuprogrammist. 2003 aastal on mainitud suhe 0,83. Edasi kasvas see võrdlemisi kontantse hooga kuni 2016 aastani saavutades taseme 1,18. Sellel ajal langes raha hoidmise alternatiivkulu negatiivseks, mis omakorda veel raha - kogutoodangu suhte kasvu kiirendas, tõstes selle aastal 2020 1,75 kõrgusele. Kokkuvõtlikult on alates 1995. raha kasvanud 25 aastaga 5 korda rohkem kui kogutoodang, samas kui Bahmani-Oskooee (2001), ja Hoffman (1994) tööd märgivad, et raha kasvas ennem 90nendaid kogutoodanguga samal kiirusel.

2. METOODIKA JA ANDMED

Antud peatüki eesmärk on anda ülevaade kointegratsioonanalüüsi meetodist ja selles kasutatavate andmete kohta. Esimeses peatükis on välja toodud mitmeid varasemaid raha nõudluse uuringuid, mille järgi valiti funktsiooni tegurid. Andmete juures põhjendatakse nende valikut, kirjeldatakse päritolu ning dünaamikat. Peab märkima, et alternatiivkulu andmete kättesaamine on probleeme. Tang (2007) ja Nagayasu (2003) kasutavad *International Financial Statistics* andmebaasi andmeid, mis ulatuvad 20. sajandi keskpaika, kuid antud töö tegemise ajal on kõige hilisemad andmed aastast 1985, mistõttu peab töö olemust oluliselt muutma. Andmete töötlemisel on kasutatatud tabelitöötlustarkvara Microsoft Excel.

2.1. Andmete valik ja päritolu

Uuringu empiiriliseks analüüsiks on andmed hangitud mitmest erinevast allikast. Antud töö käsitleb rahanõudluse tegureid, kasutades kvartaalseid andmeid 1994:1 - 2019:4. Terviklikule uurimisajale lisaks on aegread jagatud veel kaheks. Nendest esimene periood hõlmab 1994:1 - 2006:1 ning teine 2009:3 - 2019:4, välistades 2008. aasta globaalsest majanduskriisist tingitud erakorralised hüpped ja langused. Raha nõudluse valemi formuleerimiseks kasutatakse kokku viite aegrida:

1. M2 rahapakkumise (M) andmed pärinevad *International Monetary Fond*-i andmebaasist *International Financial Statistics* (IFS). Andmed on hooajaliselt korrigeeritud ja antud jeenides. M2 raha pakkumise hulka kuuluvad järgnevad rahavormid: ringluses olev sularaha, nõudedeposiit, ajaline deposiit, hoiusedeposiit, välisvaluuta deposiit ja deposiitide sertifikaatidid. M2 on suhteliselt likviidne rahaagregaat, mis on kõige populaarsem valik varasemate autorite rahanõudluse analüüsis. Selle kujunemisele saab otsest mõju avaldada Jaapani keskpank, suurenadaes baasraha ning valitud kommertspangad, lainedades krediiti. Töö empiirilises osas kasutatakse raha pakkumise ja hinnataseme jagatist (M/P), millele viidatakse lühendiga rM2.

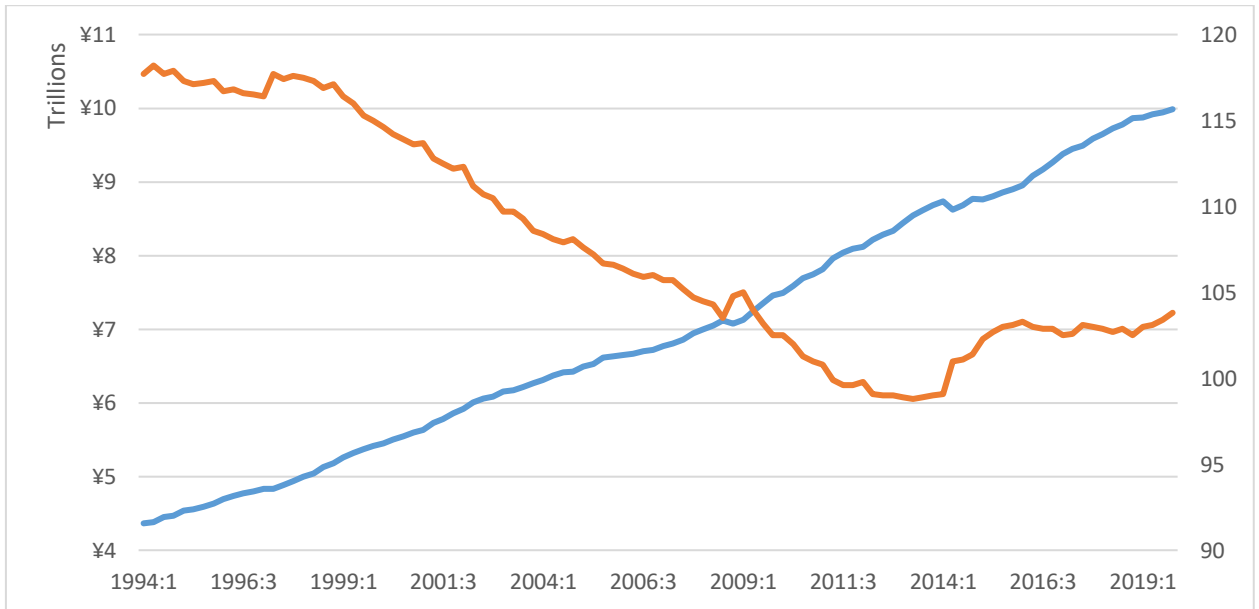
2. Hinnatset (P) sümboliseerib SKP deflaator, mille andmed pärinevad Jaapani Majandusliku ja Sotsiaalsete Uuringute Instituudi (*Cabinet Office*) andmebaasist. SKP deflaatori andmed on hooajaliselt kohandatud ning indekseeritud baasaastal 2011, mil see 100 võrdub.
3. Reaalse SKP (rGDP) andmed pärinevad samuti Jaapani Majandusliku ja Sotsiaalsete Uuringute Instituudi (*Cabinet Office*) andmebaasist. Reaalse SKP andmete ühik on jeen ning need on hooajaliselt kohandatud. SKP on arvutatud kulumeetodil ning selle baasaasta on 2011.
4. Alternatiivkulu (R) on mõõtmiseks on valitud 1-kuune rahaturu aastane intressimäär protsentides, mis pärineb Jaapani keskpanga ametlikust aegridade andmebaasist. Andmete kvartaalne väärtus on leitud perioodi keskmise intressimäära arvutamisel.
5. Kaubandusega kaalutud nominaalne vahetuskurss (EXC) pärineb Jaapani keskpanga ametlikust andmebaasist. Vahetuskurss võtab arvesse kaubanduspartnerite valuutakurssi ning selle mõju vastavalt kaubandussuhte suurusele. Andmete kvartaalne väärtus on leitud perioodi keskmiste vahetuskursside arvutamisel.

2.2. Andmete dünaamika

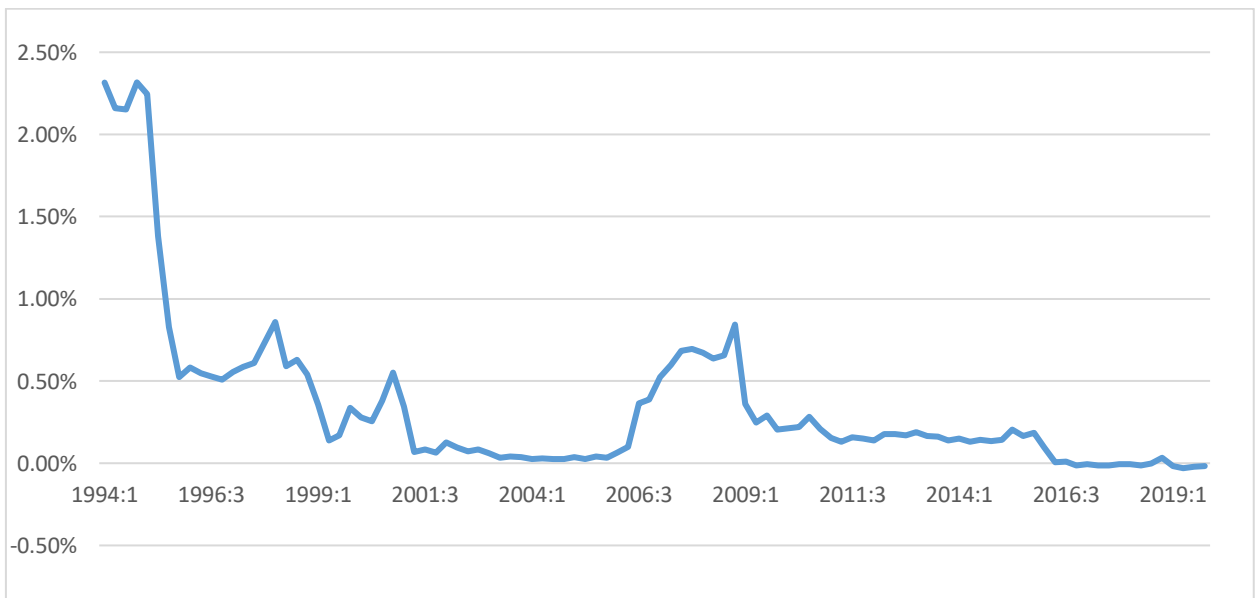
Rahanõudluse analüüsimiseks kasutatakse nelja erinevat aegrida: reaalaraha (rM2), reaalse kogutoodang (rGDP), rahaturu intressimäär (R) ja vahetuskurss (EXC). Järgnevalt on kirjeldatud nende andmete graafilist pilti, pidades silmas esimest ja teist keskpanga varaostuprogrammi.

Esimene aegrida on reaalaraha (rM2), mille leidmiseks jagatakse raha pakkumine (M) hinnatasemega (P), mis näitab majanduse reaalselt likviiduseelistust. Joonis 4 on välja toodud reaalse M2 graafiline pilt koos seda vastassuunaliselt mõjutava SKP deflaatoriga. On näha, kuidas rM2 uurimisaja algul 4,4 trillioni jeeni pealt kasvama hakkab, kuniks 1997. aastani, mil selle kasvu korraks aeglustas. Esimese keskpanga varaostu programmi mõju on reaalaraha muutumises näha. 2001 aprillis alustas keskpank baasraha laiendamisega, mida on sama aasta esimeses kvartalis näha reaalaraha kasvu järsust kiirenemisest. 2006. aastal lõppes esimene varaostu programm ja sama aasta esimeses kvartalis langes reaalaraha kasv peaaegu nulli. 2008 aasta viimases kvartalis on näha reaalaraha kerget langust, mida põhjendab lühiajaline hinnataseme tõus. Kuid edasi langes SKP

deflaator ning tõusis reaalaraha varasemast kiiremas tempos. 2014 aasta teises kvartalis tegi SKP deflaator kahe aastaga 4% hüppe, mida võib selgitada keskpanga teise ja suurema varaostu programmi algus. Matemaatilistel põhjustel pidurdus ka reaalaraha kasv samal ajal. Hinnataseme stabiliseerudes jätkas rM2 tõusutrendis kuni uuringuperioodi lõpuni.



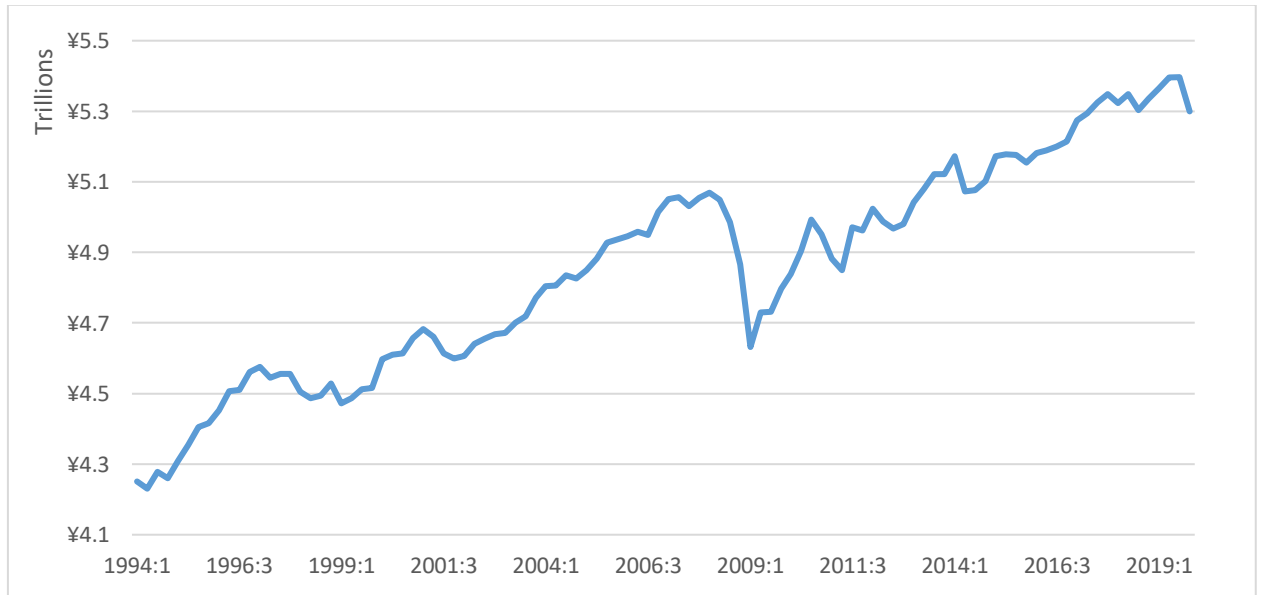
Joonis 4. Reaalne M2 rahapakkumine ja SKP deflaator 1994:1-2019:4
Allikas: IMF ja Jaapani Majandusliku ja Sotsiaalsete Uuringute Instituut (2022)



Joonis 5. 1-kuune rahaturu intressimäär aastabaasil 1994:1-2019:4
Allikas: Jaapani keskpank (2022)

Joonis 5 näitab raha hoidmise alternatiivkulu, mida esindab 1-kuuse rahaturu aastane intressimäär. Uuringuperioodile eelneval ajal olid intressid palju kõrgemal. Nt. 1991. aasta esimeses kvartalis oli sama näitaja 8,15%. 1-kuuse rahaturu intressid liiguvad suhteliselt tugevas korrelatsioonis keskpanga poolt seatud intressidega (Joonis 1). Vaatlusperioodi alguses on intressid lagevas suunas kuniks see 0,5% tasemeni jõuab. Keskpanga esimene varaostu programmi ajal 2001-2006 langevad need nullilähedale, kuniks 2006 kolmandas kvartalis need keskpanga varamulli ennetava rahapoliitika tõttu tõusevad. Pärast 2008 kriisi langevad intressid 200 baasipunktini, kust need mõningase volatiilsusega suures pildis samale tasemele jäävad. 2016, mil keskpank teist varaostu programmi läbi viis ja inflatsioon maha jahtunud oli, langesid intressid allapoole nulli, kus need uuringuaja lõpuni viibivad.

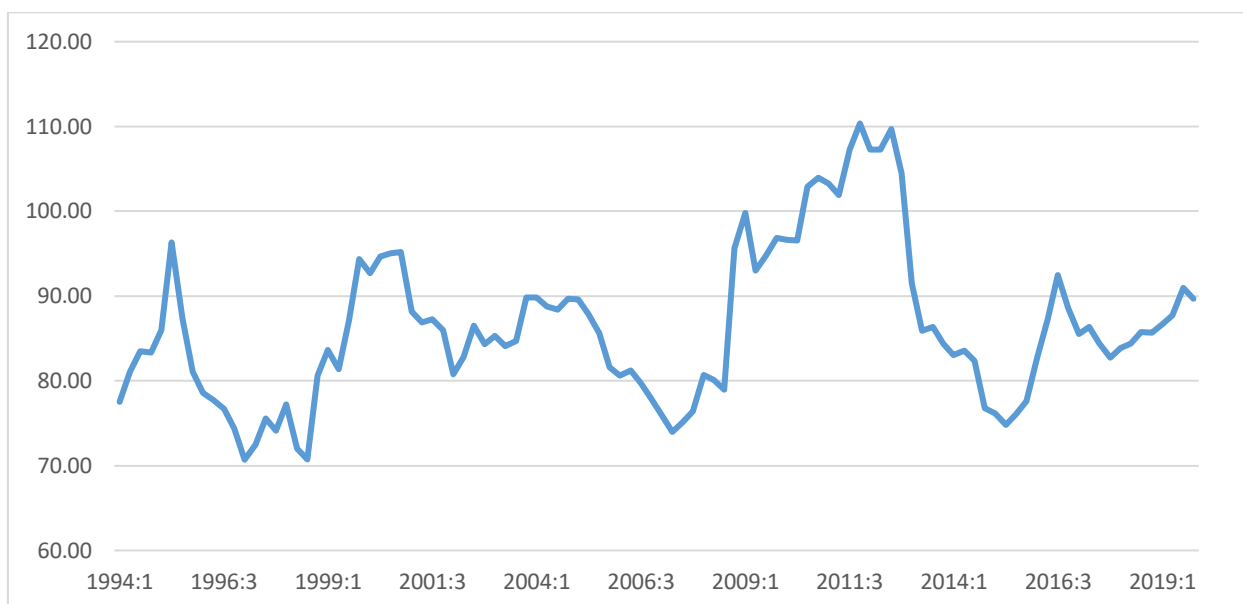
Joonis 6 on reaalne Jaapani kogutoodang. Perioodi alguses hakkab reaalne SKP mõningase tsüklilisusega ülestrendis tõusma. 1994-2008 tõusis reaalne majandusväljund 19,2%. Ülemaailmne majanduskriis langetas Jaapani kogutoodangut realses mõistes 8,6%, millele järgnes 14,4% tõus ajal 2009-2019. Visuaalsel vaatlusel vähenes kogutoodangu volatiilsus sellele eelneval ajaga võrreldes, kui keskpank nii esimest kui teist varaostu programmi läbi viis.



Joonis 6. Reaalne Jaapani kogutoodang 1994:1-2019:4

Allikas: Jaapani Majandusliku ja Sotsiaalsete Uuringute Instituut (2022)

Joonis 7 näitab graafilist pilti jeeni efektiivsest vahetuskursist. Konkreetset pikaajalist trendi ei ole näha. Uuringuperioodi jooksul on see üpris suure tsüklilisusega liikunud 71 ja 111 vahel, millele avaldab mõju nii Jaapani kui kaubanduspartnerite majandusseis ja -uudised.



Joonis 7. Kaubandusega kaalutud nominaalne jeeni vahetuskurss 1994:1-2019:4
Allikas: Jaapani keskpank (2022)

2.3. Metoodika

Esimeses peatükis selgus, et rahanõudlus funktsiooni juures on esmatähtis selle stabiilsus, mille kontrollimiseks viiakse läbi kointegratsioon analüüs. Kui reaalaraha ja likviidsuseelistuse vahel eksisteerib kointegratsioonsuhe, on rahanõudlus stabiilne. Varasemates uuringutes, mis raha nõudlust uurisid, on stabiilsuse otsimiseks kasutatud nii Johanseni kui Engel-Grangeri kointegratsioonmeetode. Olles Engel-Granger testiga paremini tutvunud, kasutab autor käesoleva töö empiirilises osas just seda tehnikat. Selle puuduseks on, et test valib ühe kindla teguri sõltuvaks muutujaks ning ülejäänud sõltumatuteks muutujateks, millest olenevalt võib kointegratsiooni test vale vastuse anda. Seda probleemi saab lahendada, kui proovida kõiki muutujaid ükshaaval sõltuvaks. Kui test annab mistahes sõltuva muutujaga positiivse vastuse, võib lugeda, et raha nõudlus on stabiilne. Järgnevalt on (Valem 3) välja toodud raha nõudluse funktsioon, mida rakendatakse ökonomeetria tarkvarasse Gretl. Antud uuring käsitleb esmalt Keynes (1937) traditsioonilist raha nõudluse funktsiooni, milles on kaks sõltumatut muutujat – kogutoodangul positiivne ja intresil on negatiivne mõju reaalaraha kogusele. Kõikidest muutujatest on võetud naturaall logaritmi, et need paremini modelleeriks.

$$\ln(rM2) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_t) + \beta_2 \ln(R_t) + \varepsilon \quad (3)$$

Empiirilise uuringu teises osas kaasatakse mudelisse klassikalistele teguritele lisaks veel Arango ja Nadiri (1981) soovitatud vahetuskurss, mida võib näha Valemis 4.

$$\ln(rM2) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_t) + \beta_2 \ln(R_t) + \beta_3 \ln(EXC_t) + \varepsilon \quad (4)$$

kus $\ln(\)$ – naturaalne logaritm, $rM2$ – reaalne M2 raha pakkumine, β_0 – vabaliige, β – teguri koefitsent, Y – reaalne SKP, R – 1-kuune rahaturu intress aastabaasil, EXC – vahetuskurss ja ε – jääktermin.

Kointegratsioon tähendab, kui kaks või rohkem aeg-rida liiguvad samas suunas, ilma, et nende kasv üksteisest liiga palju erineks. Üldjuhul eksisteerib kointegratsioon kahe muutuja vahel, kui neil on ühine stohhastiline trend. Engle ja Granger (1987) avaldasid kointegratsioon tehnikat, mis seisneb statsionaarsuse testimises esmalt eraldi kõikide aegridade juures ning teisalt regressiooni jääkliikmete juures. Kui kaks või rohkem aegrida on mitte-statsionaarsed, kuid nendevaheline lineaarne kombinatsioon on statsionaarne, siis eksisteerib nende aegridade vahel kointegratsioon (Sauga, 2017). Statsionaarsuse testimiseks kasutatakse lisavõimalustega *Dickey-Fuller* testi, mis on aegridade ühik-juure test, millega võetakse vastu null või sisukas hüpotees 0,05 olulisuse nivool. Esmalt püstitatakse eraldiseisvate aegridade jaoks – H_0 : vastava muutuja aegreal eksisteerib ühik-juur ehk aegrida ei ole statsionaarne; H_1 : vastava muutuja aegreal ei eksisteeri ühik-juur ehk aegrida on statsionaarne. Eeldusel, et kointegratsioon on olemas, peab ühik-juure test vastu võtma kõikidele aegridadele H_0 mitte-statsionaarsuse. Järgnevalt viiakse läbi vähim ruutude meetodil (OLS) põhinev kointegratsioon regressioonanalüüs, mille kaudu leitakse sõltumatute muutujate koefitsendid sõltuvalle muutujale ning veel teised kointegratsioon suhet kirjeldavad näitajad. Viimaks viiakse läbi ühik-juure test regressiooni jääkliikmete lineaarse kombinatsiooni statsionaarsuse kontrollimiseks. Lisavõimalustega *Dickey-Fuller* test võtab vastu null või sisukas hüpoteesi 0,05 olulisuse nivool – H_0 : jääkliikmete lineaarses kombinatsioonis eksisteerib ühik-juur ehk see ei ole statsionaarne; H_1 : jääkliikmete lineaarses kombinatsioonis ei eksisteeri ühik-juur ehk see on statsionaarne. Kui ühik-juure test võtab vastu tulemuse H_1 , et jääkliikmete vaheline lineaarne kombinatsioon on statsionaarne, siis kehitb uuritud aegridade vahel kointegratsioonisuhe. Kui kointegratsioonisuhe on olemas, siis kehtivad vähim ruutude regressioonanalüüsist leitud rahanõudluse elastsused intressile ja majandusväljundile. Elastsus annab mõista, mitu % peab sõltuv muutuja muutuma, et samal ajal muutuks sõltuv muutuja 1%. Kointegratsioonanalüüs ei määra mõju suunda ühelt tegurilt teisele, vaid näitab kahe-vahelist suhet.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Miyao (2000), Nagayasu (2003) ja teised töid oma töödes välja, kuidas Jaapani rahapoliitika 90nendate kadunud kümnendite ajal oma varasema efektiivsuse kaotas. Majanduse stimuleerimiseks on keskpank laiendanud rahapoliitilisi tööriistu, kuid ilma selge majanduse elavdumiseta. Selle töö empiiriline eesmärk on leida tõestust, kas ja kuidas on muutunud Jaapani rahapoliitika efektiivsus pärast kadunud kümnendite majanduskriisi. Selle uurimiseks käsitletakse raha nõudluse funktsiooni, mille analüüs viiakse läbi Gretl ökonomeetria tarkvaras. Engel-Granger kointegratsioonitest modelleerib kvartaalseid andmeid ajal 1994:1 - 2019:4. Lisaks on terviklik periood jagatud kaheks, milles esimene hõlmab globaalsele majanduskriisile eelnevat aega 1994:1 - 2006:2 ning teine kriisijärgset aega 2009:3 - 2019:4. Rahapoliitika efektiivsust saab hinnata, kui võrrelda analüüsist selguvate rahanõudluse elastsuseid kogutoodangule ja intressile. Kuid enne peab eksisteerima stabiilne nõudlusfunktsioon, et OLS analüüsist saadud elastsustel oleks tähendus. Etteruttavalt mainides, ei leidnud traditsiooniline (kolme muutujaga) funktsioon stabiilset rahanõudlust varasemal uurimisajal. Seetõttu viidi läbi uus analüüs, kuhu kaasati lisaks Arango ja Nadiri (1981) vihjele jeeni vahetuskurss.

3.1. Rahanõudluse testimine kolme muutujaga

Esimeses empiirilise analüüsi osas viiakse läbi Engel-Granger kointegratsioon test, kasutades traditsioonilist rahanõudluse funktsioon, mis sisaldab reaalaraha ($rM2$), reaalsel kogutoodangut ($rGDP$) ja intressimäära (R). Kõikidest muutujatest on võetud naturaalloogarithm. Vastasel juhul on eraldiseisvad aegread statsionaarsed või annab test umbmääraseid vastuseid. Testi tulemused on antud korraga kõigile kolmele vaatlusajale: 1994:1 - 2006:18 8 (varasem), 2009:3-2019:4 (hilisem) ja 1994:1 - 2019:4 (terviklik). Esimese sammuna kontrollidakse lisavõimalustega *Dickey-Fuller* testiga (edaspidi ühik-juure test), et kõikide muutujate aegread oleksid mittestatsionaarsed. Selleks peab ühik-juure test võtma vastu H_0 olulisuse nivool 0,05 (ehk p -väärtus $> 0,05$).

H₀: vastava muutuja aegreal eksisteerib ühik-juur ehk aegrida ei ole statsionaarne.

H₁: vastava muutuja aegreal ei eksisteeri ühik-juur ehk aegrida on statsionaarne.

Tabel 1. Argridade ühik-juure test kolmel perioodil

	ln(rM2)	ln(rGDP)	ln(R)
1994:1 - 2006:1	0,7197	0,8385	0,4623
2009:3-2019:4	0,8804	0,9312	0,7843
1994:1 - 2019:4	0,7578	0,2968	0,6507

Tabel 1. näitab, et kõik muutujad võtsid vastu H_0 : aegrida ei ole statsionaarne, andes positiivse eelduse kointegratsiooni olemasoluks. Kurihara (2016) ja Tang (2007) ei ole oma töös intressimäärast naturaallogaritmide võtnud, kuid antul juhul on aegrea väärtused sedavõrd väikesed, et ilma logaritmitud intressita näitab ühik-juure test R aegrea statsionaarsusut. Järgnevalt tehakse kogu uuringuperioodile vähim ruutude meetodil (OLS) regressioonanalüüs, võttes reaalaraha (rM2) sõltuvaks muutujaks. Tabelist 2 selgub, millised on kogutoodangu (rGDP) ja intresside (R) individuaalne mõju reaalarahale (rM2-le).

Tabel 2. OLS rahanõudluse regressioonanalüüs kolmel perioodil, sõltuv muutuja ln(rM2)

	1994:1 - 2006:1	2009:3-2019:4	1994:1 - 2019:4
Vabaliige	11,0646*** (3,64516)	0,604742 (2,10784)	-17,4346*** (2,20895)
ln(rGDP)	1,39436*** (0,280412)	2,21843*** (0,160952)	3,58738*** (0,169372)
ln(R)	-0,0533451*** (0,0076988)	-0,0111013** (0,00514058)	-0,0112 (0,00767145)

Tabelist 2. toodud rahanõudluse elastsused on märgi poolest kooskõlas teooriaga: kogutoodangul on positiivne mõju ja intressil negatiivne mõju rahanõudlusele. Tervikliku perioodi (1994:1 - 2019:4) tulemused paistavad teiste tulemuste ning varasemate rahanõudluse uuringutega võrreldes olevat ebamäärased. Nii varasemal (1994:1 - 2006:1) kui hilisemal (2009:3-2019:4) perioodil on mõlemad sõltumatud tegurid olulised reaalaraha kujunemisele. Varasema ajaga võrreldes on rahanõudluse elastsused kogutoodangule ja intressile tõusnud, mis võib anda tõestust, et rahapoliitika, täpsemalt raha pakkumine M2, ei ole enam nii efektiivne majanduse suurendamisel. Et OLS analüüsist saadud tulemused kehtiksid, peab rahanõudlus olema stabiilne. Selle kontrollimiseks viiakse läbi analüüsi viimane samm, et kinnitada, kas muutujate vahel eksisteerib kointegratsioonsuhe. Selleks peab ühik-juure test vastu võtma jääkliikmete lineaarse kombinatsiooni sisuka hüpoteesi.

H0: jääkliikmete lineaarses kombinatsioonis eksisteerib ühik-juur ehk see ei ole statsionaarne.

H1: jääkliikmete lineaarses kombinatsioonis ei eksisteeri ühik-juur ehk see on statsionaarne.

Engel-Granger meetodi puuduseks võtab test ühe kindla muutuja sõltuvaks, mistõttu võib see anda mitte-tõese vastuse. Selle vältimiseks on testitud jääkliikmete p-väärtus kõigi võimaliku sõltuva muutuja korral ja need välja toodud tabelis 3. Kui üks perioodi p-väärtus on väiksem kui 0,05, siis võetakse sellele ajale vastu H1 ehk kointegratsioon toimub.

Tabel 3. Jääkliikmete ühik-juure testi tulemused olenevalt sõltuvast muutujast, kolmel perioodil

	ln(rM2)	ln(rGDP)	ln(R)
1994:1 - 2006:1	0,5396	0,4064	0,1735
2009:3-2019:4	0,03592	0,0004773	0,6001
1994:1 - 2019:4	0,5213	0,2234	0,5958

Ühik-juure testist (Tabel 3.) selgub, et tervikliku perioodi (1994:1 - 2019:4) ei rahulda ükski p-väärtus H1, mis tähendab, et antud testi alusel on rahanõudlus sellel ajal ebatabiilne. Võimalik, et rahanõudluse ebastabiilsuse põhjustaja on globaalse majanduskriisi tagajärjel tekkinud ebataavalised muutused intresside (R), kogitoodangu (rGDP) ja reaalaraha (rM2) näitajates. Varasema vaatlusaja (1994:1 - 2006:1) kointegratsioonitulemus saadi samuti negatiivne, mistõttu peab OLS analüüsist leitud tulemused kehtetuks lugema. Ükski p-väärtus ei olnud piisavalt madal, et võtta vastu H1 0,05 olulisuse nivool. Kõige väiksem p-väärtus 0,1735 saadi, kui ln(R) võeti sõltuvaks muutujaks. Tõestust leiti, et kointegratsioon eksisteerib hilisemal ajal 2009:3-2019:4. Kui suurendada võimalikku viiteaega (*lag*) kaheksale ning aktiveerida AIC, mis valib muutujale optimaalse viiteaja, siis tulevad ln(rM2) ja ln(rGDP) jääkliikme ühik-ruut testist tulemused H1: jääkliikmete lineaarses kombinatsioonis ei eksisteeri ühik-juur ehk see on statsionaarne. Võib järeldada, et vahemikus 2009:3 - 2019:4 on rahanõudlus funktsioon olnud stabiilne, kinnitades OLS analüüsist saadud tulemuste ajakohasust. Rahanõudluse elastsused kogutoodangule on 2009:3 - 2019:4 traditsioonilises funktsioonis 2,22 ja intressile - 0,011.

3.2. Rahanõudluse testimine nelja muutujaga

Kointegratsioonanalüüs traditsioonilise rahanõudlus funktsiooniga (3 muutujat) ei anna vastust töö empiirilisele küsimusele, sest ei leitud kinnitust, et raha nõudlus on stabiilne aastatel 1994:1 - 2006:1, mistõttu leitud elastsused ei sobi. Selleks proovitakse kointegratsiooni mudelisse lisada Arango ja Nadiri (1981) soovitud veel neljas tegur – vahetuskurs. Viiakse läbi Engel-Grangeri kointegratsiooni analüüs, kus käsitletakse reaalaraha (rM2), kogutoodangu (rGDP), intressi (R) ja vahetuskursi (EXC) muutujaid, esmalt terviklikul perioodil ning teisalt juba varasemalt selgitatud kahel väiksemal perioodil, mis jagab tervikliku aegrea ülemaailmset finantskriisi välistades pooleks. Kõikidest muutujatest on võetud naturaallogaritm. Kointegratsiooni eksisteerimiseks peab ühik-juur test võtma vastu kõikidele aegridadele eraldi null hüpoteesi 0,05 olulisusel.

H0: vastava muutuja aegreal eksisteerib ühik-juur ehk aegrida ei ole statsionaarne.

H1: vastava muutuja aegreal ei eksisteeri ühik-juur ehk aegrida on statsionaarne

Tabel 4. Aegridade ühik-juure test, kolmel perioodil

	ln(rM2)	ln(rGDP)	ln(R)	ln(EXC)
1994:1 - 2006:1	0,7197	0,8385	0,4623	0,1369
2009:3 - 2019:4	0,8805	0,9312	0,7803	0,3364
1994:1 - 2019:4	0,7587	0,6507	0,2969	0,03385

Tabel 4 näitab, et varasemal (1994:1 - 2006:1) ja hilisemal (2009:3 - 2019:4) perioodil võtab ühik-juure test kõikide muutujate juures vastu H0 mitte-statsionaarsuse. Terviklikul ajal (1994:1 - 2019:4) osutub ln(EXC) p-väärtus väiksemaks kui 0,05, mistõttu ei saa sel perioodil kointegratsiooni toimuda. See annab kinnitust juba kolme muutujaga testitud tulemusele, et Jaapani rahanõudlus ei ole terviklikul ajal (1994:1 - 2019:4) stabiilne. Edasine analüüs ei kaasa ajavahemikku 1994:1 - 2019:4, vaid järgnevalt vaadeldakse nelja muutujaga rahanõudluse funktsiooni ajal 1994:1 - 2006:1 ja seda 2009:3 - 2019:4. Mõlemad perioodid on kriisist väljuvad majandustõusud ning hõlmavad enda sees keskpanga varaostuprogramme.

Tabel 5 näitab, et 1994:1 - 2006:1 on kõik kolm sõltumatut tegurit on statistiliselt olulised reaalaraha (rM2) muutumises. Elastsus kogutoodangule (rGDP) on 1,49, intressile (R) on -0,047 ja

vahetuskursile (EXC) on 0,19 (Lisa 1). Hilisema ajal (2009:3 - 2019:4) on reaalraha (rM2) muutumises samuti statistiliselt olulised kogutoodang (rGDP) ja intress (R), kuid vahetuskurs (EXC) enam mitte (Lisa 2). Elastsused 2008 kriisile järgneval ajal kogutoodangule (rGDP) on 2,06 ja intressile (R) on -0,013. Varasema ajaga võrreldes on vahetuskursi (EXC) roll muutunud, viidates, et valuuta hind ei ole majanduse likviidsuseelise määramisel enam oluline.

Tabel 5. OLS rahanõudluse regressioonanalüüs kahel perioodil, sõltuv muutuja $\ln(rM2)$

	1994:1 - 2006:1	2009:3-2019:4
Vabaliige	-15,0421* (7,56943)	-30,3124*** (6,62789)
$\ln(rGDP)$	1,49019*** (0,258709)	2,05962*** (0,222224)
$\ln(R)$	-0,0472261*** (0,00731874)	-0,0128934** (0,00541989)
$\ln(EXC)$	0,191556*** (0,061165)	-0,0439547 (0,0427018)

Põhilist empiirilist avastust võib näha, võrreldes kahe perioodi raha elastsuseid SKP-le (Tabel 5.). 1,49 pealt esimesel perioodil, tõusis see 2,06-ni teisel perioodil. Sisuliselt tähendab, et 2009:3 - 2019:4 peab raha kogus kasvama 2,06%, et sellega paraleelselt tõuseks kogutoodang 1% jagu. Võrreldes seda 1994:1 - 2006:1 on raha elastsus hilisemal aja võrreldes tõusnud 38%, mis märgib rahapoliitika efektiivsuse langemist. Eesmärgiga suurendada kogutoodangut, soodustab keskpang otseselt (läbi varaostu programmi) või kaudselt (läbi intresside langetamise) raha koguse kasvu, kuid antud tulemuste põhjal on sellel aina väiksem efektiivsus majanduväljundi suurendamisel. Kui juurde-tulevat raha ei kasutata ostude tegemiseks, siis kasutatakse seda rahaturul investeerimiseks? – Ei. Teine oluline avastus kahte perioodi võrreldes (Tabel 5) on, et $\ln(R)$ koefitsent on absoluutses mõistes langenud - 0,047 pealt 1994:1 - 2006:1 aastatel kuni - 0,013-ni 2009:3-2019:4. Kuigi intressil (R) on veel statistiline suhe reaalrahaga (rM2), jääb see aina väiksemaks, mis tähendab, et Jaapan on liikumas likviidsuslõksu poole. Olemuselt kujutab see väiksemat nõudlust rahaturule investeerimise vastu ja suuremat raha varanõudlust. Kui esimesel perioodil langesid intressid 0,047% kui raha kogus suurenes 1% võrra, siis hilisemal ajal oli see suhtarv 0,013%. Ehk, kui lisa-likviidsuse tagajärjel vähenesid hilisemal ajal intressid vähem, võib järeldada, et ka nõudlus intressi kandva investeerimistoote vastu on väiksem. Kõrgemad elastsused intressile ja kogutoodangule annavad tõe põhja empiirilisele hüpoteesile, et rahapoliitika on muutumas ebaefektiivsemaks. Selle põhjenduseks väidab autor, tuginedes T. Watanabe (2021)

tööle, et raha - kogutoodangu suhe on tasakaalust väljas. Kuna raha on suhteliselt rohkem kui majandusväljundeid, siis suureneb lisanduva raha arvelt raha tehingunõudlus (kogutoodang) aina vähem ja raha varanõudlus üha rohkem, mille tagajärjel eksisteerib majanduses suurem hulk 0 kiirusega raha. See järeldus on samal arvamusel Apergis (2015) näidatud tulemusega, et rahapoliitika on jätkuvalt Jaapani majanduse stimuleerimisel efektiivsust kaotamas.

OLS regrssioonanalüüsist saadud tulemuste kehtimiseks, peab olema täidetud tingimus, et rahanõudlus on stabiilne. Selleks peab mõlemal perioodil võtma jääkliikmete ühik-juure test võtma vastu ühe või mitme sõltuva muutuja korral sisuka hüpoteesi 0,05 olulisusemääral.

H0: jääkliikmete lineaarses kombinatsioonis eksisteerib ühik-juur ehk see ei ole statsionaarne.

H1: jääkliikmete lineaarses kombinatsioonis ei eksisteeri ühik-juur ehk see on statsionaarne.

Tabel 6. Jääkliikmete ühik-juure testi tulemused olenevalt sõltuvast muutujast, kahel perioodil

	ln(rM2)	ln(rGDP)	ln(R)	ln(EXC)
1994:1 - 2006:1	0,6237	0,4738	0,341	0,0237
2009:3 - 2019:4	0,5771	0,0001	0,9855	0,09978

Mõlema perioodi juures õnnestus leida rahanõudluse stabiilsus. Esiteks 1994:1 - 2006:1 andmetega, pannes vahetuskursi (EXC) sõltuvaks muutujaks, suurendes viiteaega 8-ni, ning aktiveerides *AIC*-i, saab jääkliikmete ühik-juure testi *p*-väärtuseks 0,0237 (Lisa 3.), mis võtab vastu *H1* jääkliikmete kombinatsiooni statsionaarsuse. Teiseks, kui valida sõltuvaks muutujaks reaalne kogutoodang (rGDP) ja tõsta viiteaeg 8-ni ning aktiveerida *AIC*, saab jääkliikmete ühik-juure testi *p*-väärtuse 0,0001 (Lisa 4.). Need tulemused tõestavad, et mõlemal perioodil (1994:1 - 2006:1 ja 2009:3-2019:4) eksisteerib nelja muutujaga kointegratsioonsuhe ehk rahanõudlus on stabiilne, mis annab tõepõhja tabelis 5 saadud tulemustele.

Kogu perioodil stabiilsust ei leitud, kuid leiti see nii enne kui pärast globaalset majanduskriisi, mis annab põhjust arvata, et vahemikus 2006:2 - 2009:2 on rahanõudlus ebastabiilne. Eeldavalt on ebastabiilsuse põhjus majanduskriisist tingitud aegridade erakorralised tõusud ja langused.

3.3. Arutelu

Tulles tagasi teooria juurde (Valem 1), väidab klassikaline teooria, et raha kasv tõlgenudub samaväärses SKP kasvus. M. Bahmani-Oskooee ja G. Shabsigh (1996), Hoffman (1994) ja Bahmani-Oskooee (2001) näitasid oma uuringutes, et eelnevalt Jaapani kandunud kümnendile pidas see teooria suuresti paika, samal ajal, kui majanduse intressimäärad palju kõrgemal olid. Rahanõudluse ühikelastsus kogutoodangule tähendab, et raha ringluskiirus on kontantne. Joonis 2 on visuaalselt näha, kuidas raha ringluskiirus enam-vähem stabiilsena püsib kuni 1995. aastani. Samal ajal langesid keskpang poliitikaintressid nullilähedale (Joonis 1), ning viies sinna ka rahaturu intressid (Joonis 5). Pärast mitmete autorite poolt märgitud struktuurset murdu muutub asjakohaseks keynesianide teooria, mis tuletab meelde, et intresside langedes säästab majandus rohkem oma rikkust passiivses (null kiirusega) rahas, mõjutades raha ringluskiirust negatiivselt. Raha ringluskiiruse langedes ei anna enam raha koguse kasvamine samaväärset kasvu kogutoodangule, ehk raha (nõudluse) elastsus kogutoodangule tõuseb. Seda tähendab ka antud töö tulemus, mis märgib, et 21. sajandil jätkub raha elastsuse edasine suurenenemine kogutoodangule. Olgu tegu traditsioonilise või ebahariliku rahapoliitikaga jõuab, selle mõju välja rahapakkumiseni (mis paistab ainult kasvama), kuid aina väiksem osa sellest rahast leiab majanduses kasutust, mis seab küsimuse alla Jaapani puhul varaostuprogrammide (lisa-likviidsuse lisamise) eesmärgi. Suured ektsses rahareservid toovad majanduse intressid madalamale ning soodustavad laenamist, kuid samas tõstab see ka varahinnad kõrgemale. Kuigi maailma majanduskeskkond ei ole sama, on Jaapani majandus 20. sajandi teise poole ja tänapäevaga võrreldes mitmest küljest vastandlik. Seda võib nähe, kui võrrelda erinevusi nom. SKP kasvus (Joonis 1), raha ringluskiiruses (Joonis 2) ning nii keskpanga (Joonis 1) kui rahaturu intrssides.

Autor seab küsimuse alla, kas seda-sorti ekspansiivse rahapoliitika rakendamine Jaapanis, on pikemas perspektiivis kiiret majandustõusu toetav tegevus. Esialgse vaatluse järgi paistab, et ei. Madalale langenud intressid langetasid paralleelselt raha kiirust, mis on jätkanud allakäiku alates 1995. aastast. Raha kiirus (V) näitab raha nom. SKP - raha koguse suhet. Eeldavasti, kui Jaapan taastaks oma varasema majandustõusu, peaks ka raha kiirus praegusest madalseisust tõusma – keynesianid väidavad, et intressid ja raha kiirus liiguvad samasuunaliselt – mistõttu nõuaks see kõrgemaid keskpanga -ja rahaturu intresse. Selle küsimuse kontrollimiseks oleks kasulik uurida, kuidas keynesianide teooria, intresside ja raha kiiruse kohta, tänapäeval paika peab. Teine potentsiaalne teema edasiarendus tuleks, kui leida, kas ja milline on raha ringluskiiruse ja majanduskasvu kiiruse vaheline suhe.

KOKKUVÕTE

Antud töös on ülevaade Jaapani rahapoliitikast ja majandusolust 20. sajandi lõpust kuni tänapäevani, käsitletud rahanõudluse ja raha ringluskiiruse teooriat ning uuritud varasemalt tehtud rahanõudluse töid. Bahmani-Oskooee (2001), Bahmani-Oskooee ja Shabsigh (1996) ja Hoffman (1994) uurimuste alusel võib arvata, et 90nendatele eelnevalt, toimis Jaapani majandus paljuski klassikalise teooria järgi, mis täpsemalt tähendab, et majandusväljund tõusis võrdväärselt rahapakkumisega. Kadunud kümnendite ajal viis Jaapani keskpank traditsioonilise rahapoliitika ekspansiivsuse piirini, mis jätkuvalt stagnatsioonse majanduse tõttu põhjustas struktuurset murdumist rahapoliitika efektiivsuses (Miyao, 2000). 2001 - 2006 aastatel tõi keskpank esmakordselt oma arsenalis uue tööriista - kvantitatiivne lõdvendamine. Esimene varaostuprogramm tõstis baasraha 39%. Pärast globaaset finantskriisi alustas keskpank 2013. aastal uuesti ja suuremalt varaostu programmiga, tõstes baasraha 6 aastaga 312%. Töö empiirilises osas viidi läbi Engel ja Granger (1987) kointegratsioonitehnikal tuginev analüüs terviklikul perioodil (1994:1 - 2019:4), kusjuures valim oli jagatud veel kaheks – varasem (1994:1 - 2006:1) ja hilisem (2009:3 - 2019:4). Esmalt kasutati analüüsis Keyens (1937) teoorial põhinevat kolme muutujat: reaalaraha ($rM2$), reaalse kogutoodangu ($rGDP$) ja intress (R). Kolme muutujaga analüüs ei tuvastanud rahanõudluse stabiilsust terviklikul ega varasemal perioodil. Teiseks viidi läbi uus kointegratsioonanalüüs, kus kasutati enne mainitud kolmele muutujale lisaks efektiivset vahetuskurssi (EXC). Leiti stabiilse rahanõudluse funktsiooni varasemal ja hilisemal ajal, kuid mitte terviklikul uurimisperioodil, viidates, et rahanõudlus kaotas stabiilsuse finantskriisi ajal 2006:2 - 2009:2. Perioodile 1994:1 - 2006:1 leiti töö empiirilises analüüsis, et rahanõudluse elastsus kogutoodangule on 1,39 ja intressile - 0,047, ning vaatlusajale 2009:3 - 2019:4 leiti, et rahanõudluse elastsus kogutoodangule on tõusnud kuni 2,06 ja elastsus intressile on tõusnud kuni - 0,013. Empiirilised tulemused annavad vastuse töö uurimisküsimusele, et rahapoliitika on majanduse stimuleerimisel jätkuvalt efektiivsust kaotamas.

SUMMARY

Evaluating monetary policy through money demand function in Japan 1994-2019

Johannes Nermann

This research paper is analysing the demand for money in Japan 1994:1 - 2019:4 using Engle-Granger co-integration model. Additionally, the full sample has divided into two sub-samples: earlier (1994:1 - 2006:1) and later (2009:3 - 2019:4). No evidence of co-integration is found for the full sample nor the earlier period if money demand function included 3 variables. If one includes effective exchange rate to the model then there is evidence for stable money demand in earlier and later periods, but not for the full sample suggesting there is instability during the global financial crises. Comparing money demand elasticities between two periods implies that monetary policy efficiency has continued to degrade after Miyao (2000) noted structural brake in 1995. The reason behind inefficacy may be an increased asset demand for money due to low interest rates. Japanese people to save significant amount of any further increases in money supply rather than use it actively in the economy.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Apergis, N. (2015). Money Demand Sensitivity to Interest Rates: The Case of Japan's Zero-Interest Rate Policy. *Asian Economic and Financial Review*, 5 (9), 1043-1049.
- Arango, S. Nadiri, M. I. (1981) Demand for money in open economies. *Journal of Monetary Economics*, 7, 69-83.
- Bahmani-Oskooee, M., Shabsigh, G. (1996). The demand for money in Japan: Evidence from cointegration analysis. *Japan and the World Economy*, 8, 1-10.
- Bahmani-Oskooee, M. (2001). How stable is M2 money demand function in Japan? *Japan and the World Economy*, 13 (4), 455-461.
- Cui, W., Sterk, V. (2021). Quantitative Easing with Heterogeneous Agents. *Journal of Monetary Economics*, 123, 68-90.
- Engle, R. F., Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Fisher, I. (1911). The Equation of Exchange. *The American Economic Review*, 1 (2), 296-305.
- Hoffman, D. L., Rasche, R. H., Tieslau, M. A. (1995). The stability of long-run money demand in five industrial countries. *Journal of Monetary Economics*, 35, 317-339.
- Hondroyannis, G., Swamy, P.A.V.B, Tavlas, G. S. (2000). Is the Japanese economy in a liquidity trap? *Economics Letters*, 66 (2000), 17-23.
- Kerem, K., Listra, E., Luiker, L., Pöder, K. (1998). *Makroökonomika teooria ja mudelid: õpik*. Tallinn.
- Keynes, J. M. (1937). The General Theory of Employment. *The Quarterly Journal of Economics*, 51 (2), 209-223.
- Kilian, L., Manganelli, S. (2005). Quantifying the Risk of Deflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (2-3), 560-590.
- Krugman, P. R., Dominquez, K. M., Rogoff, K. (1999). It's Back: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998 (2), 137-205.
- Kurihara, Y. (2015). The Demand for Money: Recent Japanese Case. *Economy [E] ISSN : 2313-8181 - [P] ISSN : 2518-0118*, 2 (1), 10-15.

- Kurihara, Y. (2016). Demand for money under low interest rates in Japan. *Journal of Economic & Financial Studies*, 4 (4), 12-19.
- McConnell, C. R., Brue, S. L. (1990). *Economics* (11th ed). McDonald Publishing Company.
- Miyao, R. (2000). The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s? *Journal of the Japanese and International Economies*, 14 (1), 366-384.
- Morita, Y., Miyagawa, S. (2015). Efficiency of Quantitative Easing in Japan during (2001,2006) through Estimation of Precautionary Money Demand-II. *International Symposium on Stochastic Systems Theory and its Applications*, 47, 164-170.
- Mundell, A. R., (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 475-485.
- Nagayasu, J. (2003). A re-examination of the Japanese money demand function and structural shifts. *Journal of Policy Modeling*, 25, 359-375.
- Nakashima, K., Saito, M. (2012). On the comparison of alternative specifications for money demand: The case of extremely low interest rate regimes in Japan. *Journal of The Japanese and International Economies*, 26 (2012), 454-471.
- Rhodes, J. R., Yushino, N. (1999). Window Guidance by the Bank of Japan: Was Lending Controlled? *Contemporary Economic Policy*, 17 (2), 166-176.
- Sauga, A. (2017). *Statistika: Statistika õpik majanduseriala üliõpilasele*. TTÜ Kirjastus.
- Tang, T. C., Fuun, C. (2007). The stability of money demand function in Japan: Evidence from rolling cointegration approach. *Munich Personal RePEc Archive*, No. 19807.
- Tang, C. F. (2013). Evidence on Structural Instability in the Japanese Money Demand Function. *The Journal of Applied Economic Research*, 7 (3), 255-272.
- Watanabe, T., Yabu, T. (2019) How Large is the Demand for Money at the ZLB. Evidence from Japan. *JSPS Grant-in-Aid for Scientific Research Working Papers*, No. 013.
- Watanabe, T. (2021). The Welfare Implications of Massive Money Injection: The Japanese Experience from 2013 to 2020. *Asian Economic Policy Review*, 9999, 1-19.
- Yoshino, N., Taghizadeh - Hezary, F., Miyamoto, H. (2017). The Effectiveness of the Negative Interest Rate Policy in Japan. *Credit and Capital Markets*, 50 (2), 189-212.

LISAD

Lisa 1. Engel-Granger test, Jaapani rahanõudluse elastsused 1994:1 - 2006:1

Step 1: testing for a unit root in l_rM2

Augmented Dickey-Fuller test for l_rM2
including 4 lags of (1-L)l_rM2
sample size 44
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.00549286
test statistic: $\tau_c(1) = -1.09624$
asymptotic p-value 0.7197
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.017
lagged differences: $F(4, 38) = 1.139 [0.3529]$

Step 2: testing for a unit root in l_rGDP

Augmented Dickey-Fuller test for l_rGDP
including 4 lags of (1-L)l_rGDP
sample size 44
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.0223892
test statistic: $\tau_c(1) = -0.725842$
asymptotic p-value 0.8385
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.016
lagged differences: $F(4, 38) = 0.761 [0.5572]$

Step 3: testing for a unit root in l_R

Augmented Dickey-Fuller test for l_R
including 4 lags of (1-L)l_R
sample size 44
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.082475
test statistic: $\tau_c(1) = -1.63939$
asymptotic p-value 0.4623
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.012

Lisa 1 järg

lagged differences: $F(4, 38) = 0.384$ [0.8187]

Step 4: testing for a unit root in l_EXC

Augmented Dickey-Fuller test for l_EXC
including 4 lags of $(1-L)l_EXC$
sample size 44
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.22861
test statistic: $\tau_c(1) = -2.41722$
asymptotic p-value 0.1369
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.054
lagged differences: $F(4, 38) = 2.133$ [0.0956]

Step 5: cointegrating regression

Cointegrating regression -
OLS, using observations 1994:1-2006:1 (T = 49)
Dependent variable: l_rM2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	,à115.0421	7.56943	,à11.987	0.0530	*
l_rGDP	1.49019	0.258709	5.760	7.08e-07	***
l_R	,à10.0472261	0.00731874	,à16.453	6.63e-08	***
l_EXC	0.191556	0.0611650	3.132	0.0031	***

Mean dependent var	29.32384	S.D. dependent var	0.132727
Sum squared resid	0.045095	S.E. of regression	0.031656
R-squared	0.946670	Adjusted R-squared	0.943115
Log-likelihood	101.7466	Akaike criterion	,à195.4931
Schwarz criterion	,à1187.9258	Hannan-Quinn	,à192.6221
rho	0.751613	Durbin-Watson	0.504470

Step 6: testing for a unit root in $uhat$

Augmented Dickey-Fuller test for $uhat$
including 4 lags of $(1-L)uhat$
sample size 44
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.364425
test statistic: $\tau_c(4) = -2.60086$
asymptotic p-value 0.6237
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.031
lagged differences: $F(4, 39) = 0.429$ [0.7865]

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- the unit-root hypothesis is rejected for the residuals ($uhat$) from the cointegrating regression.

Lisa 2. Engel-Granger test, Jaapani rahanõudluse elastsused 2009:3 - 2019:4

Step 1: testing for a unit root in l_rM2

Augmented Dickey-Fuller test for l_rM2
including 4 lags of (1-L)l_rM2
sample size 33
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.00772588
test statistic: $\tau_c(1) = -0.542811$
asymptotic p-value 0.8805
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.005
lagged differences: $F(4, 27) = 0.705 [0.5952]$

Step 2: testing for a unit root in l_rGDP

Augmented Dickey-Fuller test for l_rGDP
including 4 lags of (1-L)l_rGDP
sample size 33
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.0114408
test statistic: $\tau_c(1) = -0.238645$
asymptotic p-value 0.9312
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.083
lagged differences: $F(4, 27) = 4.565 [0.0060]$

Step 3: testing for a unit root in l_R

Augmented Dickey-Fuller test for l_R
including 4 lags of (1-L)l_R
sample size 24
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.711957
test statistic: $\tau_c(1) = -0.926981$
asymptotic p-value 0.7803
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.007
lagged differences: $F(4, 18) = 1.680 [0.1984]$

Step 4: testing for a unit root in l_EXC

Augmented Dickey-Fuller test for l_EXC
including 4 lags of (1-L)l_EXC
sample size 33
unit-root null hypothesis: $a = 1$

Lisa 2 järg

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.110266
test statistic: tau_c(1) = -1.89209
asymptotic p-value 0.3364
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.046
lagged differences: F(4, 27) = 2.787 [0.0465]
```

Step 5: cointegrating regression

```
Cointegrating regression -
OLS, using observations 2009:3-2019:4 (T = 30)
Missing or incomplete observations dropped: 12
Dependent variable: l_rM2
```

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	,àí30.3124	6.62789	,àí4.573	0.0001	***
l_rGDP	2.05962	0.222224	9.268	1.01e-09	***
l_R	,àí0.0128934	0.00541989	,àí2.379	0.0250	**
l_EXC	,àí0.0439547	0.0427018	,àí1.029	0.3128	

Mean dependent var	29.75559	S.D. dependent var	0.070364
Sum squared resid	0.011026	S.E. of regression	0.020593
R-squared	0.923207	Adjusted R-squared	0.914347
Log-likelihood	76.06213	Akaike criterion	,àí144.1243
Schwarz criterion	,àí138.5195	Hannan-Quinn	,àí142.3312

Step 6: testing for a unit root in uhat

```
Augmented Dickey-Fuller test for uhat
including 4 lags of (1-L)uhat
sample size 24
unit-root null hypothesis: a = 1
```

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.703401
test statistic: tau_c(4) = -2.69051
asymptotic p-value 0.5771
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.144
lagged differences: F(4, 19) = 1.885 [0.1546]
```

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Lisa 3. 1994:1- 2006:1 kointegratsiooni kinnitav test, sõltuv muutuja ln(EXC)

Step 1: cointegrating regression

Cointegrating regression -
 OLS, using observations 1994:1-2006:1 (T = 49)
 Dependent variable: l_EXC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	29.6208	16.8658	1.756	0.0858	*
l_rGDP	,à11.80286	0.703459	,à2.563	0.0138	**
l_R	0.0178917	0.0222672	0.8035	0.4259	
l_rM2	0.934212	0.298299	3.132	0.0031	***
Mean dependent var	4.426178	S.D. dependent var	0.080383		
Sum squared resid	0.219928	S.E. of regression	0.069909		
R-squared	0.290890	Adjusted R-squared	0.243616		
Log-likelihood	62.92574	Akaike criterion	,à117.8515		
Schwarz criterion	,à110.2842	Hannan-Quinn	,à114.9805		
rho	0.771998	Durbin-Watson	0.455701		

Step 2: testing for a unit root in uhat

Augmented Dickey-Fuller test for uhat
 testing down from 8 lags, criterion AIC
 sample size 42
 unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
 including 6 lags of (1-L)uhat
 model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 estimated value of (a - 1): -0.60224
 test statistic: $\tau_c(4) = -4.36634$
 asymptotic p-value 0.0237
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002
 lagged differences: $F(6, 35) = 3.246 [0.0121]$

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Lisa 4. 2009:3- 2019:4 kointegratsiooni kinnitav test, sõltuv muutuja ln(rGDP)

Step 1: cointegrating regression

Cointegrating regression -

OLS, using observations 2009:3-2019:4 (T = 30)

Missing or incomplete observations dropped: 12

Dependent variable: l_rGDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	18.2262	1.25220	14.56	5.20e-14 ***
l_R	0.00155827	0.00252576	0.6170	0.5426
l_EXC	,à0.0144220	0.0183145	,à0.7875	0.4381
l_rM2	0.372714	0.0402141	9.268	1.01e-09 ***

Mean dependent var	29.24817	S.D. dependent var	0.027909
Sum squared resid	0.001995	S.E. of regression	0.008760
R-squared	0.911665	Adjusted R-squared	0.901472
Log-likelihood	101.7041	Akaike criterion	,à195.4082
Schwarz criterion	,à189.8034	Hannan-Quinn	,à193.6152

Step 2: testing for a unit root in uhat

Augmented Dickey-Fuller test for uhat
 testing down from 8 lags, criterion AIC
 sample size 26
 unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
 including 2 lags of (1-L)uhat
 model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: -1.3305
 test statistic: $\tau_c(4) = -5.78132$
 asymptotic p-value 0.0001
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.007
 lagged differences: $F(2, 23) = 7.881 [0.0025]$

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
- (b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Lisa 5. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina

Johannes Nermann

1. annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Jaapani rahapoliitika efektiivsus läbi rahanõudluse funktsiooni 1994 – 2019“, mille juhendaja on Ako Sauga,
 - 1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh TalTechi raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
 - 1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks TalTechi veebikeskkonna kaudu, sealhulgas TalTechi raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.

¹*Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil.*