

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Madis Peterson

**MAKROÖKONOOMILISTE TEGURITE MÕJU
AKTSIAINDEKSITELE MAJANDUSKRIISI PERIOODIDEL
(USA NÄITEL)**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Avo Org

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud bakalaureusetöö 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 7321 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Madis Peterson

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 179231TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: petersonmadis@gmail.com

Juhendaja: Avo Org:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. MAJANDUSKRIISIDE TEOREETILINE KÄSITLUS	7
1.1. Majandus- ja börsitsükliid ning kriiside dateerimine.....	7
1.2. Analüüsitavate majanduskriiside olemus.....	9
1.3. Majanduskriiside sarnasused ja erinevused	11
1.4. Makroökonomiliste näitajate mõju	12
2. STATISTILISE ANDMEANALÜÜSI MEETODID JA ANDMED	17
2.1. Töös kasutatavad makroökonomilised andmed.....	17
2.2. Töös kasutatavad aktsiaindeksid	20
2.3. Uurimismeetodite valik	22
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS	24
3.1. Majanduskriiside kirjeldav statistika	24
3.2. OLS mudel makroökonomiliste näitajate ja aktsiaindeksite vahel.....	25
3.3. Saadud tulemuste rakendamine viimastele andmetele	31
KOKKUVÕTE	33
SUMMARY	35
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	37
LISAD	41
Lisa 8. S&P 500 (1978-2019): OLS mudel nr. 3.....	41
Lisa 15. DJIA (1978-2019): OLS mudel nr. 4.....	42
Lisa 21. S&P 500 (1990-2019): OLS mudel nr. 2.....	43
Lisa 26. DJIA (1990-2019): OLS mudel nr. 2.....	44
Lisa 35. S&P 500 (1978-1990): OLS mudel nr. 2.....	45
Lisa 41. DJIA (1978-1990): OLS mudel nr. 2.....	46
Lisa 46. Ülejäänud lisade dokument.....	47
Lisa 47. Gretl mudelis kasutatud algandmete tabel.....	48
Lisa 48. Lihtlitsents	49

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesolevas töös uuritakse võimalikke seoseid makroökonomiliste näitajate ja aktsiaindeksite hindade vahel USA näitel. Makroökonomiliste näitajate hulka kuuluvad intressimäär, töötuse määr ja tarbijakindluse indeks. Aktsiaindeksid on S&P 500 ja DJIA tulenevalt nende laiaulatuslikust kasutusest.

Esimeses osas antakse ülevaade viimasest viiest aset leidnud majanduskriisist, nende tekkepõhjused, dünaamika ja võrreldakse neid omavahel. Analüüsitakse varasemat kirjandust, et leida juba võimalikke tuvastatud seoseid mainitud näitajate ja indekse vahel. Töös kasutatakse võimalike seoste tuvastamiseks kuiseid andmeid ning statistiline analüüs viiakse läbi OLS regressioonimudeli koostamisega. Mudelid kontrollitakse vajalike testidega ning nende põhjal antakse võimalusel ka hinnang 2021. esimesesse kvartali lõpu aktsiaindeksite hindadele.

Töö kolmandas osas tuvastasid autorid sarnased seosed varasemalt tuvastatud seostega. Töötuse määral on negatiivne mõju aktsiaindeksitele ülejäärgmisel perioodil suurusega -2,28% kuni -2,41%. Tarbijakindluse indeksil on sama perioodi hinnale positiivne seos suurusega 0,26% kuni 0,33%. Intressimäära positiivne mõju avaldub neli kuud hiljem tõstes hindasid ligikaudu 1,83% kuni 1,92%. Mudelite seletusvõimega esines teatud perioodidel probleeme seega ei ole koostatud mudelid asjakohased hetkeolukorra hindamiseks. Töö lõpus pakub autor välja võimalikke lahendusi probleemi eemaldamiseks.

Võtmesõnad: USA majanduskriisid, makroökonomiliste näitajate mõju aktsiaindeksitele, intressimäär, tarbijakindluse indeks, töötuse määr

SISSEJUHATUS

Töö teemavalik tuleneb suuresti asjaolust, et USA makroökonomilised indikaatorid viitavad 2020. aasta teisest kvartalist alates sellele, et riigis peaks aset leidma börsikriis, kuid sellest hoolimata on jätkanud aktsiate hinnad tõusmist. SKP järsk langus 2020. aasta esimeses ja teises kvartalis, mis viimases oli ligikaudu -33% (FRED, graafik GDP), töötuse määr aprillikuu seisuga 14,7% (FRED, graafik UNRATE), mis on oktoobrikuu andmetega langenud 6,9%-le ja Michigani ülikooli tarbijakindluse indeks tasemel 80,4 (FRED, graafik UMCSNT) viitavad kõik olukorrale, et peaks leidma nii majanduskriisi kui ka börsikriisi. Kolmanda kvartali lõpuga oli S&P 500 (FRED, graafik SP500) hind läbi aegade kõrgeimast punktist vaid ligikaudu 7% madalamal.

Teise Maailmasõja järgsel perioodil, kui USA-s ühiskonna majanduslik kindlustunne kasvas hoogsalt tulenevalt SKP kasvust tänu uute töökohtade loomisele, tehnoloogia arengule ja tarbimise kasvamisele, tõusis oluliselt ka aktsiate nõudlus (Eckstein, Sinai 1986). S&P 500 indeks kasvas 50ndate algusest 80ndate alguseni kokku ligikaudu 450%, määrates keskmise aastase hinnakasvu 15% lähedale. (Yahoo Finance, tabel SPX) Sarnaselt mainitud sõjajärgsele perioodile on ka tänapäeva ühiskonnas kasvav huvi investeerimise ja raha n-ö targa paigutamise vastu (Google Trends, graafik *investing*). Vastutustundliku ja jätkusuutliku investori üks olulisi omadusi on olukorrast ja otsuste tegemisest võimalikult hästi teadlik olemine. Majanduskriisi kui võimaluse mitte elimineerimine võimalikest stsenaariumitest ja selle tagajärgede mõistmine aitavad kaasa portfelli riski hajutamisele ja tootlikkuse jätkusuutlikuse tagamisele. Koostatud töö olulisus ja aktuaalsus seisneb asjaolus, et majanduskriisi tõenäosus, tulenevalt makroökonomilistest teguritest, on viimase kahe aastaga autori hinnangul oluliselt kasvanud ning suur osa investoreid ei ole täna teadlikud võimalikest ohtudest. Varasemalt on uuritud teemat nii USA kui ka teiste riikide näitel, mida töö esimese osas ka käsitletakse.

Käesoleva uurimistöö objektiks on Ameerika Ühendriikides toimunud majanduskriisid ja makroökonomiline keskkond. Uuritakse kuidas ja kui palju on mõjutanud valitud makroökonomilised tegurid USA börsiindeksite hinnatasemeid. Töö raames vaadeldakse täpsemalt tegurite mõju USA börsil noteeritud suure turukapitulatsiooniga ettevõtetele – kasutatakse aktsiaindekseid S&P 500 ja DJIA. Töös valitud makroökonomiliste tegurite hulka kuuluvad intressimäär, tarbijakindluse indeks ja töötuse määr.

Uurimistöö eesmärgiks on kaardistada viimase viie majanduskriisi kulgu, olemust ja seda, milline oli nendel perioodidel valitud makroökonomiliste tegurite mõju aktsiaindeksitele. Koostatud kvantitatiivse analüüsi läbi luuakse mudel, kirjeldamaks mainitud tegurite rolli aktsiaindeksitele. Tulemuste abil püütakse anda selgitus praegusele majanduslikule olukorrale. Püstitatud on kolm uurimisküsimust, mis on järgnevad:

1. Milline on viimase viie majanduskriisi olemus ning millised on nende ühised ja erinevad jooned?
2. Kas ja kui suur on analüüsitavate makroökonomiliste näitajate mõju aktsiaindeksite hindade muutustele majanduskriisi perioodidel?
3. Eelnevate uurimisküsimuste vastuste tulemusel: kas hetke majanduslikus olukorras on võimalik saadud tulemusi rakendada?

Töö esimeses osas esitatakse majanduskriiside karakteristikud, ühised ja erinevad jooned ning tehakse ülevaade varasemalt koostatud uurimistöödest. Leitakse varasemalt koostatud uurimistöödest selgitusi ja tulemusi kirjeldamaks makroökonomiliste tegurite mõju majanduskriisides. Varasemate uurimuste alusel proovitakse leida sarnaseid ja erinevaid jooni nii tulemustes kui ka uurimismeetodites eesmärgiga rakendada neid töö empiirilises osas.

Teises peatükis käsitletakse kasutatavaid uurimismeetodeid ja andmeid. Selgitatakse mille põhjal tehti valik nii makroökonomiliste näitajate kui ka aktsiaindeksite osas. Tuuakse välja milliseid andmeid kasutatakse empiirilises osas ning kust need andmed pärinevad.

Empiirilises osas viiakse läbi kvantitatiivne analüüs eesmärgiga koostamiseks mudel, mille abil on võimalik kirjeldada juba läbitud majanduskriise ja anda selgitus hetkeolukorrale USA majanduses. Tõlgendatakse saadud tulemusi ning leitakse vastused püstitatud uurimisküsimustele.

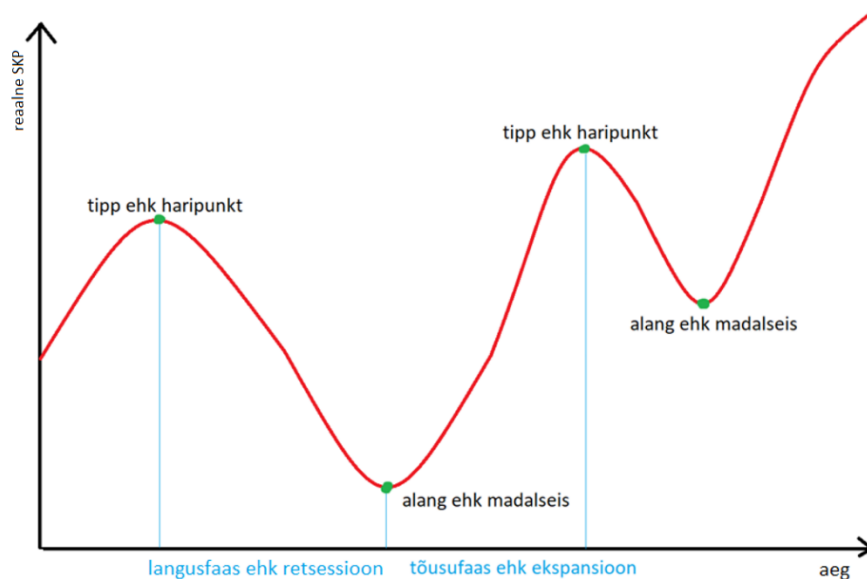
Töö autor avaldab tänu Tartu Ülikooli Johan Skytte poliitikauuringute instituudi analüütikule Andres Võrgule.

1. MAJANDUSKRIISIDE TEOREETILINE KÄSITLUS

Töö esimeses osas käsitletakse analüüsitavaid majanduskriise: dateeritakse kriisid, tuuakse välja peamised tunnusjooned ja kirjeldatakse sündmuste kronoloogilist käiku. Tuuakse välja kriiside erinevused ja sarnasused. Peatüki teises pooles uuritakse, milline on varasemates uuringutes iseloomustatud analüüsitavate makroökonomiliste tegurite mõju aktsiaindeksite hindadele. Peatükk on vajalik mõistmaks töös kaasatud majanduskriiside dünaamikat, et hinnata töö kolmandas osas kvantitatiivsete mudelite loogikat.

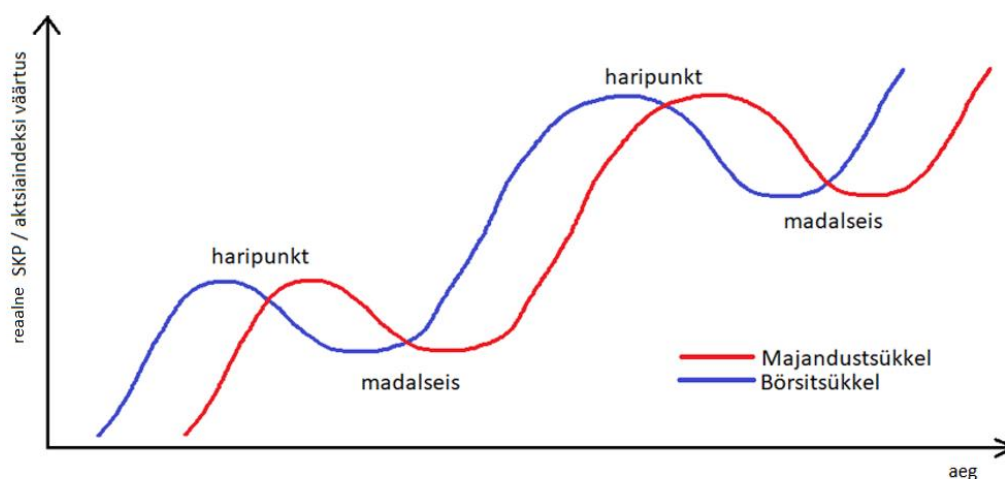
1.1. Majandus- ja börsitsüklid ning kriiside dateerimine

Käesolevas töös analüüsitakse viite Ameerika Ühendriikides aset leidnud majanduskriisi. Nendeks on kronoloogilises järjekorras: 1980. ja 1981. aasta, 1990. aasta, 2001. aasta ja 2007. aasta majanduskriisid. (NBER, tabel *US business cycle...*) Kriisid on esitatud nende algusaastate järgi, enamuse kriise kestsid rohkem kui ühe aasta. Töös esitatud majanduskriisid on dateeritud NBER majandustsüklite dateerimise põhjal. Majandustsükli faaside dateerimiseks kasutab NBER mitmeid otsustusparameetreid ning kogu protsess on tagasivaatav. Täheleb, et otsus, millal majandustsükli mingi faas algab või lõpeb, tehakse alles siis, kui on olemas kõik vajalikud andmed. Otsustusparameetrite hulka loetakse näiteks SKP kasvumäära (arvutatud nii tootmis- kui sissetuleku meetodil) ja töötuse määra. Seoses SKP kasvu kvartaalse arvutamisega ja NBER igakuise hindamisega kasutab komitee (*Business Cycle Dating Committee*) hari- ja madalpunktide hindamiseks igakuiselt arvutatavaid näitajaid nagu sissetulek ja töötuse määr. Kasutatakse ka muid makroökonomilisi näitajaid, samas pole kindlaid reegleid kui palju mõni indeks otsuse tegemises rolli omab, iga kriis on suhteline ning komitee teeb otsuse olles võimalikult paindlik. (NBER 2021)



Joonis 1. Majandustsükkel
Allikas: Autori koostatud

Majandustsüklid koosnevad lihtsas pildis kahest vaheldumisi korduvast faasist: majanduse kasvuperiood ja langusperiood. Majanduskasvu perioodile järgneb tsükli haripunkt, millele järgneb vastavalt langusperiood ja tsükli madalpunkt. Järgneb kasvuperiood ja tsükkel algab nii uuesti. Langusperioodid on varasemalt varieerunud 6 kuust kuni 65 kuuni ja kasvuperioodid 10 kuust kuni 128 kuuni. Selgelt on näha, et kasvuperioodid kestavad kauem kui langusperioodid. (NBER, tabel US *business cycle*...)



Joonis 2. Majandus- ja börsitsükkel
Allikas: Autori koostatud

Börsitsüklid aga ei käi samas rütmis majandustsüklitega, vaid üldjuhul reageerivad turumuutustele kiiremini, olles nii justkui juhtivad indikaatorid majandustsükli muutusele. Seda on väitnud M. Chauvet 2001. aastal koostatud uuringus (Chauvet 2001). A. Estrella ja F. S. Mishkin uurisid 1998. aastal aktsiate hindade ja majandustsüklite vahelisi seoseid. Autorid väidavad, et tõepoolest aktsiaindeksid on juhtivad indikaatorid makroökonoomiliste näitajate prognoosimiseks. Täheldati ka, et teatud perioodidel seost küll ei esinenud, näiteks Lahesõja perioodil, kui S&P 500 langes ligikaudu -20%. (Estrella, Mishkin 1998)

1.2. Analüüsitava majanduskriisi olemus

Majanduskriisi on defineeritud varasemalt koostatud uuringutes erinevalt. Töö autori hinnangul, samal seisukohal on näiteks ka Gecchetti ja Kohler (Gecchetti *et al.* 2009), kõige asjakohasema definitsiooni on andnud Laever ja Valencia (Laeven, Valencia 2013): „Märkimisväärsed kahjumid ja likviidsusprobleemid pangandussektoris ning laiaulatuslikud regulatsioonide muudatused eelnevalt mainitu elimineerimiseks. Kiire tõus laenude tagasimaksevõimetuses, järsud intressimäärade tõusud ning erinevate varaklasside hinnalangused.“ Vaadeldud majanduskriisidel on võrdlemisi palju ühiseid tunnuseid nagu näiteks töötuse tavapärasest suurem kasv, kuid igas kriisis on oma katalüsaator, kestus ja järelmõjude ulatus (*Ibid.*). Majanduskriisi on defineerinud F. S. Mishkin kui tõrget finantsturgudel, mille tulemusena tekib tugev moraalirisk ning tootlike investeerimisplaanidega osapooled ei saa oma kapitali suunata valitud projektidesse (Mishkin 1992)

1980. ja 1981. aasta USA majanduskriisid said alguse 1980. jaanuaris. Algas majanduskriis, mis järgnes ligikaudu kuus aastast kestnud tõusuperioodile. Kriisi pikkuseks loetakse kõigest kuute kuud, kuid juba järgmise aasta juulis algas uus kriis, mis kestis 16 kuud. (NBER, tabel US *business cycle...*) Kriisi katalüsaatoriks loetakse USA keskpanga inflatsioonivastast rahapoliitikat: intressimäärade tõus võitlemaks 1973. aastal alanud, naftakriisist tingitud, inflatsiooni kasvuga (Issawi 1978 ,13). Intressimäärad tõusid 1973. aasta algusest 5,9% tasemelt kuni 17,6% tasemeni kriisi haripunktini 1981. aasta aprillis. Järgnes langus 9% peale kriisi lõpuks, kuid 1981. aasta alguseks oli intressimäär tagasi 19% juures. (FRED, graafik FEDFUNDS) Lisaks intressimäära kiirele kasvule mõjutas kriisi välja kujunemist ja süvenemist ka ametis olnud presidendi Ronald Reagani otsus vähendada maksukoormust ja valitsuse kulutusi. Reagani arvates oli uueks suureks

probleemiks kujunenud hoopiski riigivõla kasv, mille elimineerimiseks ei pea mitte suurendama maksutulud, vaid vähendama kulutusi. (Romer, Romer 2007)

1990. aasta majanduskriis kestis 8 kuud (NBER, tabel *US business cycle...*) ning sel perioodil tõusis töötuse määr 5,4 protsendilt 6,8 protsendile. Kriisi lõppedes jätkus aga töötuse määra tõus kuni 1992. aasta juunini kerkides 7,8 protsendini (FRED, graafik UNRATE). Kriisile eelneval perioodil tõusis SKP keskmiselt aastas 3,3% (FRED, graafik GDP). Võrreldes kahe eelmise 1980. aastate alguse kriisiga, ei ole selle kriisi tekkepõhjus niivõrd tihedalt seostatav inflatsiooniga. Carl E. Walsh toob välja oma 1993. aasta uurimuses, et võtmerolli mängisid tarbijate ebakindlus, 1980. aastate võlakooormuse suurenemine, naftahinna tõus ja Lähis-Ida konflikt. Väidetakse ka, et keskpanga poolt kasutatavad meetmed inflatsiooniga võitlemisel võisid olla vähemalt osaliselt süüdi kriisi tekkes. Autor kirjeldab töös majanduskriisi järgnevalt: „Kriisi alguses aeglustus majanduskasv, võrreldes varasema kasvuperioodiga ning kriis algas kitsendava rahapoliitika tõttu. Kogutarbimine vähenes oluliselt 1990. aasta keskpaigas ning oli järgnenud kriisiperioodil peamine SKP vähenemise põhjus.“ (Walsh 1993)

Tarbijakindluse indeks langes kriisi alguse 88,2 punkti tasemelt 63,9 punkti tasemele olles seeläbi ka madalaim 1990. aasta oktoobris (FRED, graafik UMCSSENT),. Seda võib järeltada ka Walsh poolt välja toodud faktist (Walsh 1993), et tarbijate ebakindlus mängis kriisi tekkel olulist rolli ning SKP langus oli peamiselt tingitud just vähenenud tarbimisest. Järgnevas peatükis käsitletakse ka tarbijakindluse indeksi ja tarbimiskulutuste omavahelist seost.

2001. aasta majanduskriisi dateeritakse 2001. aasta märtsist kuni 2001. aasta novembrini ehk kaheksa kuud (NBER, tabel *US business cycle...*). Sellele eelnes 120 kuu pikkune kasvuperiood. Aastal 1996 oli infotehnoloogia ettevõtete börsi esmapakkumiste esimese päeva keskmine tootlus 17%, 1999. aastal 73% ja 2000. aastal 58%. Perioodil 1999-2000 oli nende ettevõtete keskmine aastane tootlus 89%. Uute IPO-de osakaalus moodustasid 1999. aastal ligikaudu 57% infotehnoloogiasektori ettevõtted, võrreldes eelnenud aasta 15%. (Ljungqvist, Wilhelm 2003) Kriis on laialdaselt tuntud ka kui *dot com* kriis, viidates uue ajastu, informatsiooniastu, ühele tähelepanuväärseimale sündmusele majanduses. Suurem osa IPOsid korraldanud ettevõtteid olid nõrkade finantsnäitajatega, oluliseks peeti vaid väheseid näitajaid ning esmapakkumiste populaarsus sai hoogu suuremas osas kasvuootustelt ja investorite eufooriast. (Wheale, Amin 2003)

Autorid P. R. Wheale ja L. H. Amin mainivad oma töös, et 2001. aasta kiire aktsiahindade kasv ei saanud tuleneda makroökonomilistest teguritest, sest kriisile eelnenud kasvu- ja alanud kriisiperioodil makroökonomilised indikaatorid ei muutunud võrdlemisi palju. Autorid eeldavad, et ainuke asi, mis muutus, oli investorite meelestatus infotehnoloogia ettevõtete hinnangutes. Investorid ei käitu alati ratsionaalselt. Esineb erisusi lähtumisel üleüldistest makroökonomiliste keskkonna signaalide tõlgendustest ning taolised kõrvalekalded võivad kesta pikki perioode. (Wheale, Amin 2003)

2007. aasta majanduskriisi väljakujunemise üheks põhjuseks loetakse 2000. aastate alguses toimunud kriisijärgsel perioodil kodulaenude väljaandmise lihtsustamist ja sellest tulenevat kinnisvarabuumi. Selle otsuse tulemusel hakkas ühel hetkel kiiresti kasvama laenuvõtjate tagasimaksevõimetus, sest pangalaen võimaldas soetada leibkondadel kinnisvara, kellel varasemal perioodil seda ei olnud võimalik soetada. (Jickling 2010) Kriisi alguses 2008. aasta esimeses kvartalis oli ühe leibkonna kodulaenu delinkventi määr 3,7%, kriisi lõppedes 9,46% ja haripunkti saavutas näitaja 2010. aasta esimeses kvartalis olles ligikaudu 11,6%. Perioodil 1991-2007 ei ületanud see määr kordagi 3,3% taset. (FRED, graafik DRSFRMACBS).

2008. aasta kriisi niivõrd suureks paisumisele aitas märkimisväärselt kaasa laenude väljaandmise mahu kasv, just kõrge riskiga laenu osakaalu kasv. Kõrge riskitasemega laenu pakkujate osakaalu ettevõtete osakaalus tõusis 6% aastal 2001 kuni 15% aastal 2006. Just neid laenusid anti leibkondadele, kes muud poleks pangalt tavapäraselt laenu saanud. „NINJA“ laenu ehk *no income, no job and no assets* laenu olid võimalikud tulenevalt pankade kõrgetest tootluse sihtidest ja reitinguagentuuride ükskõiksusest. Oma uurimuses väidab J. Ackermann, et reitinguagentuuride käitumine kriisile eelnenud perioodil oli osati probleemi vältiv ning hinnatud varade riskianalüüs liialt pealiskaudne. (Ackermann 2008)

1.3. Majanduskriiside sarnasused ja erinevused

Käsitatud majanduskriisidel on erisusi rohkem kui sarnaseid jooni. S. G. Ceccheti ja M. Kohler väidavad, et keskmiselt leiab aset kolm kuni neli panganduskriisi aastas. Nende poolt koostatud uurimuses analüüsiti 40 kriisi ning selle tulemusel väideti, et veerand kriisidest kulmineeruvad 25% toodangu langusega ning kolmandik langusperioode kestab üle kolme aasta. Kriisi ulatust ja kestust mõjutavad paljud tegurid: kaasnevate kriiside olemasolu, nagu näiteks valuutakriisid,

riigivõla suurus ja eelnenud kasvufaasi suurus. Kaasnevad kriisid suurendavad kriisi mõju ja kui eelnenud kasvufaas on väiksem kui tavaliselt, siis kriisid kalduvad olema laiaulatuslikumad ja kestuselt pikemad. (Gecchetti *et al.* 2009) Majanduskriisid ei esine peaaegu, et mitte kunagi ainult ühes riigis, vaid liiguvad n-ö lainetena ka teistesse riikidesse. (Ackermann 2008)

Vaadeldavatest kriisidest on võimalik eristada kõige selgemalt 2001. aasta majanduskriis, mille tekkepõhjuseks võib lugeda investorite kasvuootuste ülehindamisest tulenenud aktsiate tempokat kasvu ja sellele järgnenud majanduse jahtumist. Ülejäänud vaadeldavad kriisid on selgemalt seostatavad makroökonomiliste näitajatega. Kõige ühetüübilisemad kriisid on 1980. ja sellele järgnenud aasta kriis, olles niivõrd väikese vahepealse taastumisperioodiga. 1980. aasta ja 1981. aasta kriisid on seotud inflatsiooni ja selle tõrjumisega ning 1991. aasta kriis seotud ebakindla tarbijaga. 2007. aasta kriisi perioodile eelnes samuti intressimäära tõus, kuid iseloomulik joon, mida teistel kriisidel polnud, oli väga leebe laenu taotlemise protsess, millest tulenevalt oli laenude delinkventi määr kõikide vaadeldavate kriiside kõrgeimas punktis.

Tabel 1. Majanduskriiside dünaamika

Kriisi algusaasta	Eelnenud kasvuperioodi kestus	Languperioodi kestus	Intressimäära muutus	Tarbijakindluse indeksi muutus	Töötuse määra muutus
1980	58	6	8,3%	-22,2	1,5%
1981	12	16	10,0%	-14,2	3,6%
1990	92	8	-1,1%	-31,9	1,3%
2001	120	8	-0,8%	-28,9	1,2%
2007	73	18	2,2%	-41,6	4,5%

Allikas: NBER, FRED (2021), autori arvutused

Koostatud tabel (vt tabel 1) aitab võrrelda eelnevalt kirjeldatud kriiside olemust selgemalt. Välja on toodud kriiside algusaastad, eelnenud kasvuperioodi ja järgnenud langusperioodi kestused ning analüüsitava makroökonomiliste näitajate muutused.

1.4. Makroökonomiliste näitajate mõju

Läbivaks tunnusjooneks kriisile järgneval perioodil nii meedias kui ka uurimistöodes on USA keskpanga nõ süüdistamine – seda on maininud ka Marco Annunziata (Annunziata 2011). Rahapoliitika meetmete kasutamine ühe probleemi leevendamiseks on tekitanud hoopis teise probleemi. Näiteks võib tuua keskpanga meetme: kasvava inflatsiooniga võitlemiseks tõstetakse

intressimäära, mis omakorda nõrgestab tarbija kindlustunnet ja seeläbi ka tarbimist. See omakorda vähendab maksutulu ning lõpptulemusena väheneb sisemajanduse koguprodukt. Eelnevas peatükis kirjeldati analoogset olukorda 1990. aasta majanduskriisis.

Suur osa varasemalt koostatud uurimistöödest on struktuurilt ja lähenemiselt sarnased käesolevale tööle: korraga on vaadeldud mitmeid aktsiaindekseid ja makroökonomilisi tegureid ning nendevahelisi seoseid. Sellest tulenevalt järgnevas kolmes alapeatükis korduvad osaliselt samade autorite uuringud.

Varasemalt on uurinud võimalikke seoseid pikaajalise **intressimäära** ja S&P 500 ning DJIA indeksite vahel F. Jareno (Jareno 2016). Koostatud uurimuse, tulemusel väidab autor, et esineb negatiivne seos vaadeldavate näitajate vahel suurusega ligikaudu -0,5. Töös mainitakse, et varasemas kirjanduses on tuvastatud sarnaseid leide ning aktsiaindekseid võib pidada juhtivateks näitajateks makroökonomilise keskkonna puhul. (*Ibid.*)

2007. aastal A. Ang poolt koostatud uurimuse (Ang, Bekaert 2006) tulemusel selgitati, et dividenditootluse kasvul on juhtivindikaatori tunnused. Tuvastati seos lühiajalises vaates dividendimäära tõstmise ning intressimäärade kasvu vahel. Vaadeldud periood on 1952-2001, mis osaliselt kattub ka käesolevas uurimistöös vaadeldud ajaperioodiga. Lisaks toob autor välja, et eri perioodidel on seose tugevus tugevalt varieerunud: kuni 1990. aastateni on seos tugevam kui järgnenud dekaadil. (*Ibid.*) Koostatud uurimuses kasutati ühe muutujaga regressioonanalüüsi, kus sõltumatuks muutujaks on dividendimäär ning kasutati ühe perioodilist viiteaega nagu F. Jareno uurimuses (Jareno 2016). Sõltuvalt perioodidest on tulemused järgnevad: 1952-2001 langes, intressimäära ühe protsendilisel kasvul, dividendimäär ligikaudu -2,2% (Ang, Bekaert 2006). Aktsia hind teoorias kajastab tulevikus makstavate dividendide hinda ning empiirilisel on positiivse seose tuvastanud ka K. I. Khan. (Khan *et al.* 2011)

Statistiliselt olulise seose on tuvastanud ka D. E. Rapach 2005. aastal koostatud uurimistöös (Rapach *et al.* 2005). Vaadeldud makroökonomilistest teguritest, mis hõlmasid inflatsioonimäära, töötusemäära, võlakirjade tootlusi ja kogutoodangut, on intressimäärad parima seletusvõimega kõikide vaadeldud riikide puhul. USA andmeid vaadeldi perioodil 1991 kuni 2002 kuiste intervallidena ning analüüsimeetodina kasutati OLS regressioonanalüüsi. (*Ibid.*)

Sarnaselt eelpool viidatud uurimustele on S. Y. Kandir 2008. aasta uurimistöös (Kandir 2008) kirjutanud, et makroökonomilistest indikaatoritest nagu nafta hind, tööstustoodangu indeks, rahapakkumine ja inflatsioon, on intressimäär suurima mõjuga aktsiaindeksitele. Vaatlusperioodil 1997 kuni 2005 on intressimääral samuti negatiivne mõju. Mitme muutujaga OLS regressioonmudelil on intressimäär ainuke 1% tasemel statistiliselt oluline muutuja ning omab koefitsienti ligikaudu -0,5. (*Ibid.*)

D. Bremmer väidab 2008. aastal koostatud uurimuses (Bremmer 2008), et vaid **tarbijakindluse indeksi** ootamatud muutused omavad reaalselt mõju aktsiaindeksite hinnatasemetele. Töö käigus võrreldi üheksat aktsiaindeksit Michigani ülikooli tarbijakindluse indeksiga. Tulemus kinnitas töös käsitletud varasemaid seisukohti, et pikaajalisi seoseid tarbijakindluse indeksi ja aktsiahindade vahel ei eksisteeri. Lühemaajalises perspektiivis mõjutavad aktsiaindeksite hinnatasemed tarbijakindluse indeksit, kuid mitte vastupidi. Autor väidab, et aktsiaindeksite hinnalangus juba ettevaatavalt kajastab tarbija kindlustunde nõrgenemist. Küll aga eristati selgelt oodatud ja ootamatu muutuse mõju aktsiaindeksite hindadele. Järsk ja ootamatu indeksi langus langetas vastavalt ka aktsiaindeksite hindasid. (*Ibid.*)

Autorid K. L. Fisher ja M. Statman uurisid 2002. aastal (Fisher, Statman 2002) seost valitud aktsiaindeksite ja Michigani ülikooli tarbijakindluse indeksi vahel ning jõudsid sarnasele tulemusele D. Bremmeri tulemustega (Bremmer 2008). Tuvastati statistiliselt oluline negatiivne seos Nasdaq Composite indeksi ja tarbijakindluse indeksi vahel. Kui tarbijakindluse indeks langes, siis järgmisel vaatlusperioodil aktsiaindeksite hinnad langesid. Leiti ka vastupidine seos, kus kindlustunde kasvule järgnes aktsiaindeksite hindade kasv. (Fisher, Statman 2002) Seost põhjendati 2004. aastal C. Ludvigsoni (Ludvigson 2004) poolt uuritud tarbijakindluse indeksi ja tarbimiskulutuste suhtega. Kui tarbija sissetulek kasvab, siis iga ühe dollari pealt kulutatakse 70 senti lähitulevikus ära. Sellest sissetuleku kasvust kasvab ka tarbijakindluse indeksi tase ning aktsiahinnad kasvavad sissetuleku tõusu tõttu (*Ibid.*)

Tarbijakindluse indeksi ja aktsiahindade vahel eri turusituatsioonides ning kas nende mõju on sümmeetriline, uuris 2011. aastal S.-S. Chen (Chen 2011). Erinevalt eelnevalt käesolevas töös käsitletud kirjandusest vaatleb see uurimus ka 2008. aasta majanduskriisi ning keskendub rohkem pikemaajalisele seosele kui kriisiperioodidele. Vaadeldi perioodi 1978-2009 ning leiti, et kriisiperioodidel on tarbija kindlusel suurem mõju kui kasvuperioodidel. Lisaks väidab autor ka, et mida madalamal on tarbijakindluse indeks, seda suurem on tõenäosus, et aktsiaindeksite kasv

asendub langusega ning mida negatiivsemalt on tarbija meelestatud, seda kauem turg püsib langustrendis. (*Ibid.*)

Varasemalt on uurinud **töötuse määra** ja erinevate aktsiaindeksite vahelist seost nii mõningateski teadustöodes. Üheks neist on F. Jareno poolt koostatud uurimus (Jareno 2016). Töö raames viidi läbi lihtne Pearsoni korrelatsioonanalüüs ja saadi negatiivne tulemus väärtusega ligikaudu -0,47. Töötuse määra kasvul on seitsme aasta pikkusel perioodil: 2008 kuni 2014 lõpp aktsiaindeksite hinda langetav mõju. Töötuse määra loeb autor juhtivaks indikaatoriks aktsiaindeksite hinna suhtes. (*Ibid.*)

Võrreldes intressimääraga ei ole töötuse määral niivõrd suur seletusvõime aktsiaindeksite hindadele – seda on järeldanud D. E. Rapach 2005 (Rapach *et al.* 2005). aastal koostatud uurimistöös. Rapach peab teisi vaadeldud makroökonomilisi näitajaid paremateks juhtivateks indikaatoriteks. (*Ibid.*) Taiwani näitel jõudis T. Singh tulemusele, et töötuse määral ei ole samuti mõju aktsiaindeksite tootlusele (Singh *et al.* 2010). Erinevalt D. E. Rapachi 2005. aasta ja T. Singhi 2010. aasta tulemustele on J. H. Boydi tulemused (Boyd *et al.* 2005) statistiliselt olulised ning autor väidab kindlat seost töötuse määra ja aktsiaindeksite hindade vahel. Väidetakse, et töötuse määra muutuse mõju on suurem kriisiperioodidel kui kasvuperioodidel. Seda põhjendas autor sellega, et majanduskriisi perioodidel on töötuse määr loomulikult kõrgemal tasemel ja sellest tulenvalt on ka muutused volatiilsemad: languse perioodidel kasvas töötuse määr keskmiselt kuus 0,22% ja tõusuperioodidel langes töötuse määr ligikaudu 0,04%. Seoseid vaadeldi perioodil 1957 kuni 2000. (Boyd *et al.* 2005)

Tugeva korrelatsiooni on tuvastanud R. Farmer (Farmer 2012) teise maailmasõjajärgsel perioodil, sarnaselt varasemalt mainitud autoritele, kes on leidnud seoseid töötuse määra ja aktsiaindeksite vahel kriisiperioodidel, kuid mitte pikas perspektiivis. Kuid kasutades S&P 500 reaalhinda (reaalpalga andmete abil korrigeeritud) logaritmitud kujul ja töötuse määra tuvastas autor ka seose perioodil 1953 kuni 2011. See tulemus vihjab sellele, et ka pikas perspektiivis on olemas seos töötuse määra ja aktsiate hindade vahel. (*Ibid.*)

Varasemas kirjanduses analüüsitud makroökonomilistest indikaatoritest kõige tugevama seletusvõimega börsiindeksite hinnatasemete prognoosimisel on kindlasti intressimäär. Tuvastatud seos on kõikides uuringutes negatiivne: intressimäära kasvades on börsiindeksite hindadel kaldumus langeda. F. Jareno (Jareno 2016) tuvastas korrelatsioonanalüüsiga seose suurusega -0,5

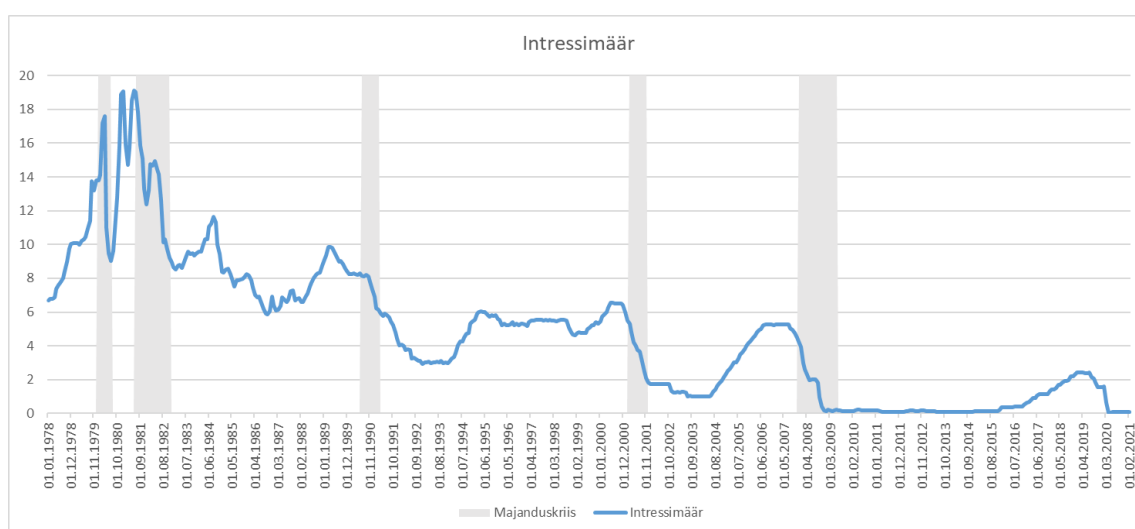
ja ühe protsendilise intressimäära kasvu puhul on oodata -2,2 % suurust dividendimäära langust. Y. Kandiri (Kandir 2008) analüüsis tulemusel väidab autor, et mitme muutujaga regressioonmudel on intressimäär ainukene indikaator, mille statistiline olulisus on alla ühe protsendi. Samasuunaline seos on tuvastatud varasema kirjanduse põhjal tarbijakindluse indeksi ja aktsiate hindade vahel nii mõnigi autor. D. Bremmer (Bremmer 2008) väidab, et ootamatud muutused tarbijate kindluses omavad mõju börsiindeksite hindadele. Sama väidavad ka K. L. Fisher ja M. Statman (Fisher, Statman 2002), kes põhjendavad tulemust 1998. aastal C. Ludvigsoni poolt koostatud uurimusega (Ludvigson 2004). Igast ühe dollari suurusest sissetuleku kasvust ligikaudu 70 senti kulutas tarbija koheselt ära, suurendades seeläbi ka tarbija kindlustunnet. Kulutuste tõttu kasvavad nii otseselt kui ka kaudselt aktsiate hinnad. Lisaks kahele eelnevale indikaatorile avaldab ka töötuse määr börsiindeksite hindadele mõju. Indikaatoril on märgatav mõju mitte ainult USA vaid näiteks ka Taiwani näitel ning seos esineb nii lühemas kui ka pikemas perspektiivis.

2. STATISTILISE ANDMEANALÜÜSI MEETODID JA ANDMED

Järgnevas peatükis selgitab autor töö empiirilist osa. Selgitatakse valitud makroökonomilisi näitajaid ja valitud aktsiaindekseid, nende olulisust ning põhjendatakse tehtud valikut. Samuti kirjeldatakse potentsiaalsete seoste analüüsimisel kasutatud uurimismeetodeid ja võrreldakse neid töö esimese osas kirjeldatud varasemate uurimuste analüüsimeetodite valikuga. Peatüki eesmärgiks on anda selgitusi töö kolmandale peatükile. Kõik arvutatud regressioonmudelid ja läbi viidud testid on tehtud Gretl tarkvaraga.

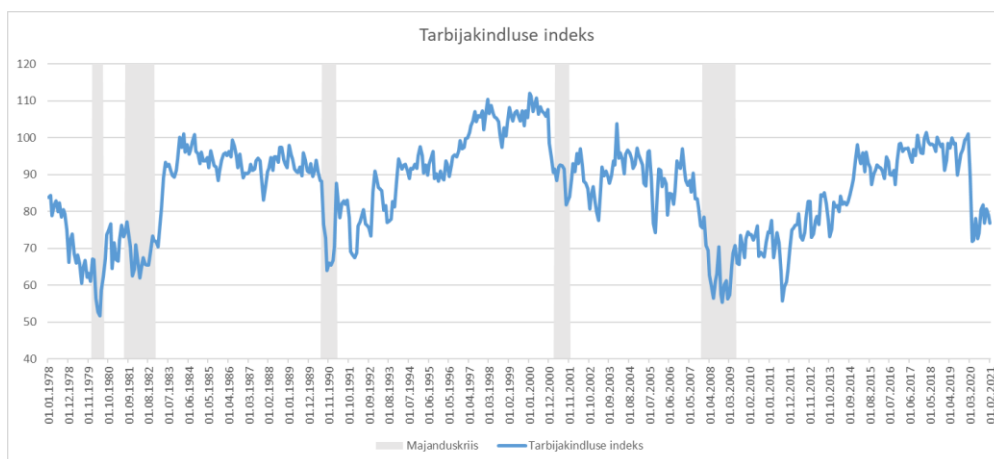
2.1. Töös kasutatavad makroökonomilised andmed

Töös kasutatakse algandmetena makroökonomiliste näitajate aegridasid, milleks on intressi määr, tarbijakindluse indeks ja töötuse määr. Kasutatavate näitajate algandmed kogus autor Ameerika Ühendriikide keskpanga andmepangast. Kõik kogutud andmed on kuiste intervallidega. Varasemates uurimistöodes on analüüsitud nii kuiseid kui ka kvartaalseid andmeid. Töö autor kasutab kuiseid andmeid, sest nii on valimi maht suurem ning on võimalik täpsemalt määrata viitaega vaadeldavate aegridade vahel.



Joonis 3. Föderaalreservi intressimäär
Allikas: FRED (2021), autori koostatud

Töös kasutatakse intressimäära andmetena **USA föderaalreservi poolt määratud intressimäära** ehk inglise keeles *effective federal funds rate*. Valitud intressimäär on aluseks pankadele ja teistele finantsinstitutsioonidele erinevate laenude hinnastamiseks. Pangad kellel on bilansis ülejääk laenavad kapitali teistele finantsinstitutsioonidele, kellel on bilansis puudujääk. Intressimääras, millega tehing sooritatakse, lepivad kokku pangad, kes taolise ülekande on otsustanud teha. Kaalutud keskmine intressimäär nendelt tehingutel määrab töös kasutatava intressimäära suuruse. Lisaks eelnevale mõjutab intressimäära suurust ka USA keskpanga tegevus. Avaturuoperatsioone kasutades on föderaalreservil võimalus soovitud intressimäära suurust määrata. Föderaalne Avaturu Komitee tuleb kokku aastas kaheksal korral, et määrata soovitud intressimäära tase ning vastavalt plaanile viiakse täide avaturuoperatsioone nagu näiteks riigi võlakirjade ostmine ja müümine. Näiteks kui soovitakse intressimäära langetada, siis föderaalreserv otsustab osta riigi võlakirju. Seeläbi vähendatakse pankade kasutuses olevat kapitali, et teha omavahelisi tehinguid. Rahapakkumise langedes raha hind ehk intressimäär tõuseb. Avaturuoperatsioonid annavad USA keskpangale väga hea võimaluse mõjutada majanduse aktiivsust vastavalt selle hetkeolukorrale. Keskpanga intressimäära kasv viitab majanduse liiga hoogsale kasvule, mida föderaalreserv üritab justkui pidurdada ning liigse languse korral majanduse elavdamiseks intressimäära langetatakse. (FRED 2021) Autori hinnangul on intressimäär üheks peamiseks majanduse seisukorda hindavaks näitajaks. See hõlmab mitmeid turuosapooli nagu keskpanga meeletatust ja pankade kasutuses oleva raha hinda ja kogust.



Joonis 4. Tarbijakindluse indeks

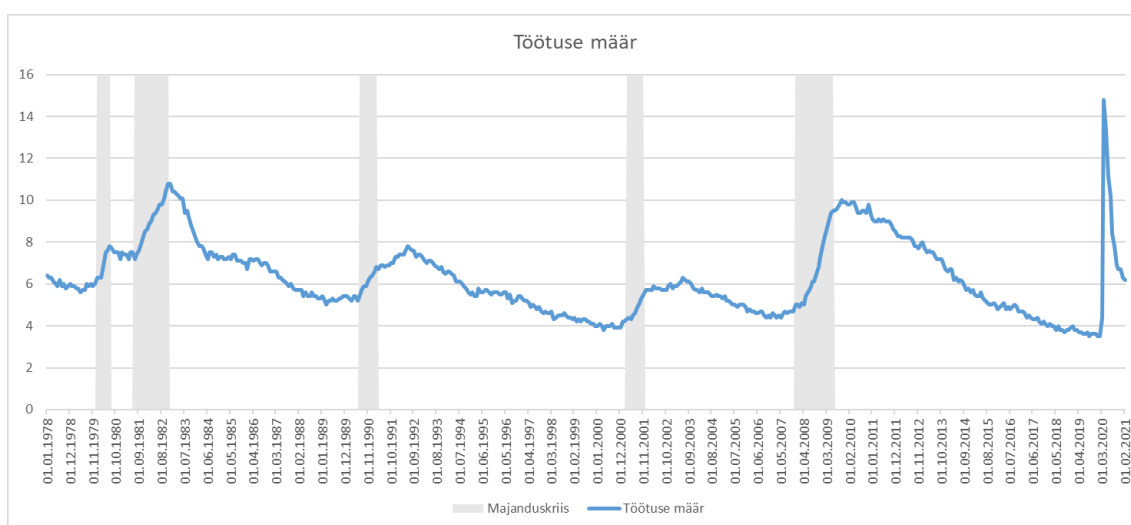
Allikas: FRED (2021), autori koostatud

Töös valitud **tarbijakindluse indeksi** koostab Michigani Ülikool. Indeks kajastab küsitletud valimi sätetestatust majanduse ja ettevõtluskeskkonna üldisest seisukorrast. Indeksi on arvatud

aastast 1966 ning indeksi arvutamine on suures pildis püsinud samasugune. Valimi käest küsitakse telefonivestluse teel järgnevad viis küsimust (Michigani Ülikool 2021):

1. Kas Te ütleksite, et võrreldes aasta taguse ajaga Teie ja Teie perekond on finantsiliselt paremas, halvemas või samasuguses olukorras?
2. Kas Te arvate, et aasta pärast võrreldes tänaseks on Teie ja Teie perekond finantsiliselt paremas, halvemas või samasuguses olukorras?
3. Kas ettevõtluskeskkond terves riigis 12 kuu pärast on paremas, halvemas või samas olukorras?
4. Kas Teie arvates on rohkem tõenäoline, et järgneva viie aasta jooksul on riigis finantsiliselt hea olukord või esineb perioode, mil on laiaulatuslik töötus ja depressioon?
5. Kas Te arvate, et praegu on hea või halb aeg teha suuri kulutusi nagu näiteks majapidamismasinat (televiisroid, külmkapid, mööbel) ost?

Saadud küsimuste vastustest arvutatakse indeks võrreldes 1966 aasta baasväärtusega skaalal 1-100. Indeksi avalikustatakse korra kuus. Indeksi eesmärgiks on saada aru, milline on riigi elanike arvamus hetkeolukorrast majanduses ning kuidas leibkonnad tulenevalt oma hinnangust finantsotsuseid teevad. Tarbija kindlustunne on primaarne näitaja, mis mõjutab tarbija kulutuste tegemist. (*Ibid.*) Tarbimine moodustab hinnanguliselt 67-68 protsenti USA sisemajandusekoguproduktist (FRED, graafik DPCERE1Q156NBEA) ning mõjutab seetõttu kaudselts ettevõtete edukust ja aktsiahindasid. Seos on täpsemalt lahti seletatud töö esimeses peatükis.



Joonis 5. Töötuse määr

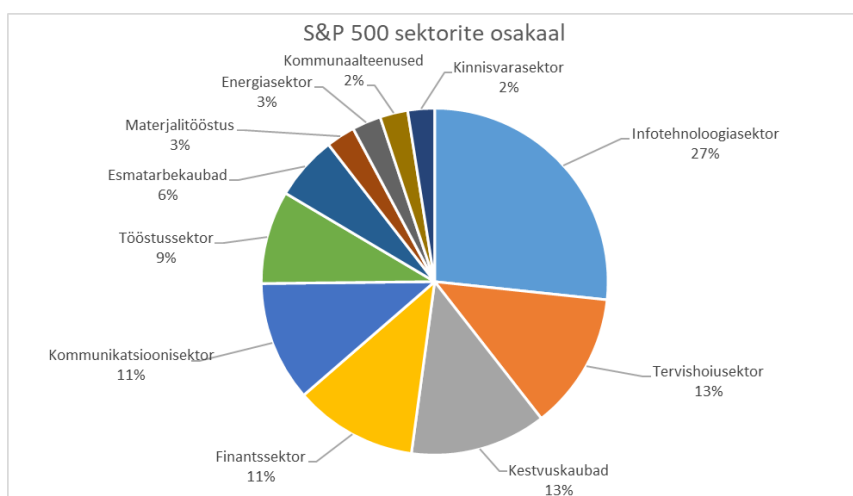
Allikas: FRED (2021), autori koosatud

Töötuse määra iseloomustab töötute isikute osakaalu töövõimeliste isikute suhtes. Töövõimelised inimesed on vähemalt 16-aastased, kelle alaline elukoht on Ameerika Ühendriigid ning kes ei ole tervislikel põhjustel töövõimetud ega kuulu tegevvaelaste hulka. (FRED, graafik UNRATE) Töötuse määra arvutab igakuiselt Ameerika Ühendriikides tööjõustatistika büroo.

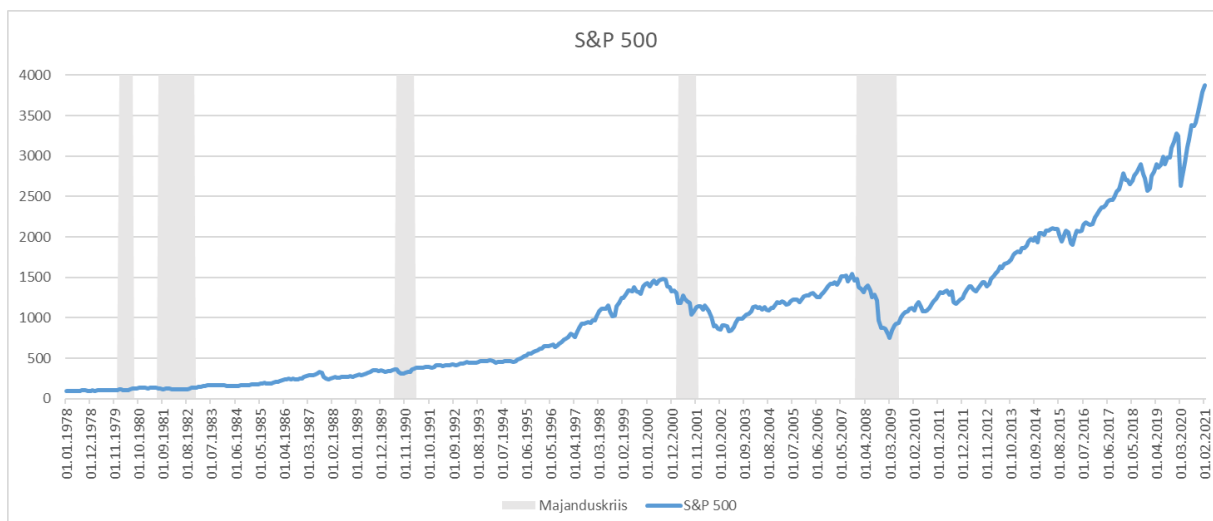
2.2. Töös kasutatavad aktsiaindeksid

Töös analüüsitakse valitud makroökonomiliste näitajate ja kahe aktsiaindeksi vahelist seost majanduskriisi perioodidel. Valitud aktsiaindeksid on Standard & Poor's 500 ja Dow Jonesi tööstuskeskmine. Peamine põhjus, miks analüüsitakse just neid kahte indeksi on see, et need on üle maailma kõige levinumad aktsiaindeksid, mis iseloomustavad USA börsituru käiku. Järgnevalt on toodud välja kummagi indeksi omadused ning selgitatakse nende erinevust. Indeksi ajaloolised andmed on pärit Yahoo Finance ja Seeking Alpha andmebaasidest. Andmed on päritud kauplemispäeva intervallidega ning kasutades kaalutud keskmise meetodit on arvatud indeksile kuised keskmised hinnad.

Valitud on suure kapitalisatsiooniga ettevõtete indekseid ning kõrvale on jäetud väiksema turuväärtusega ettevõtted. Seda põhjusel, et autori poolt analüüsitud varasemad uurimistööd on koostatud just suure turuväärtusega ettevõtete indekseid kasutades. Tulenevalt piiratud töö mahust ja erinevast teoreetilisest põhjast on otsustanud autor mitte analüüsida väikese turukapitalisatsiooniga ettevõtteid ja nende sõltuvust makroökonomilistest näitajatest.

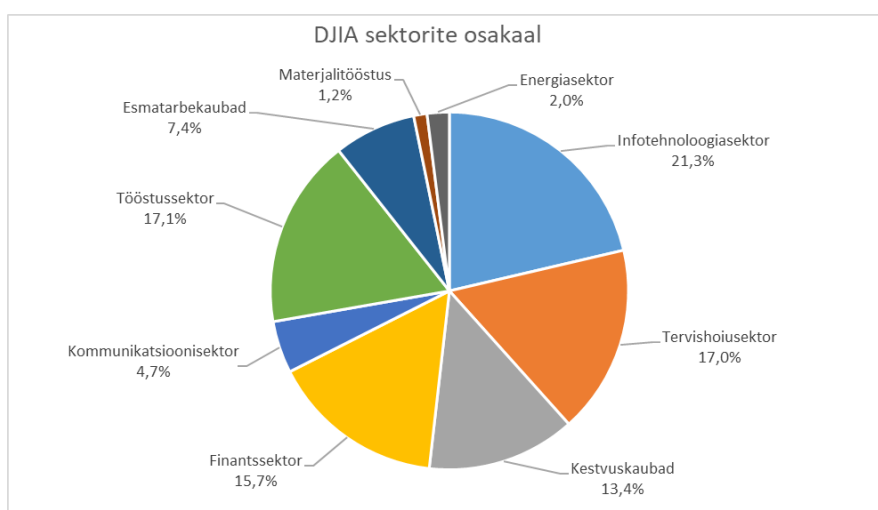


Joonis 6. S&P 500 sektorite osakaal
Allikas: S&P Global (2021), autori koostatud

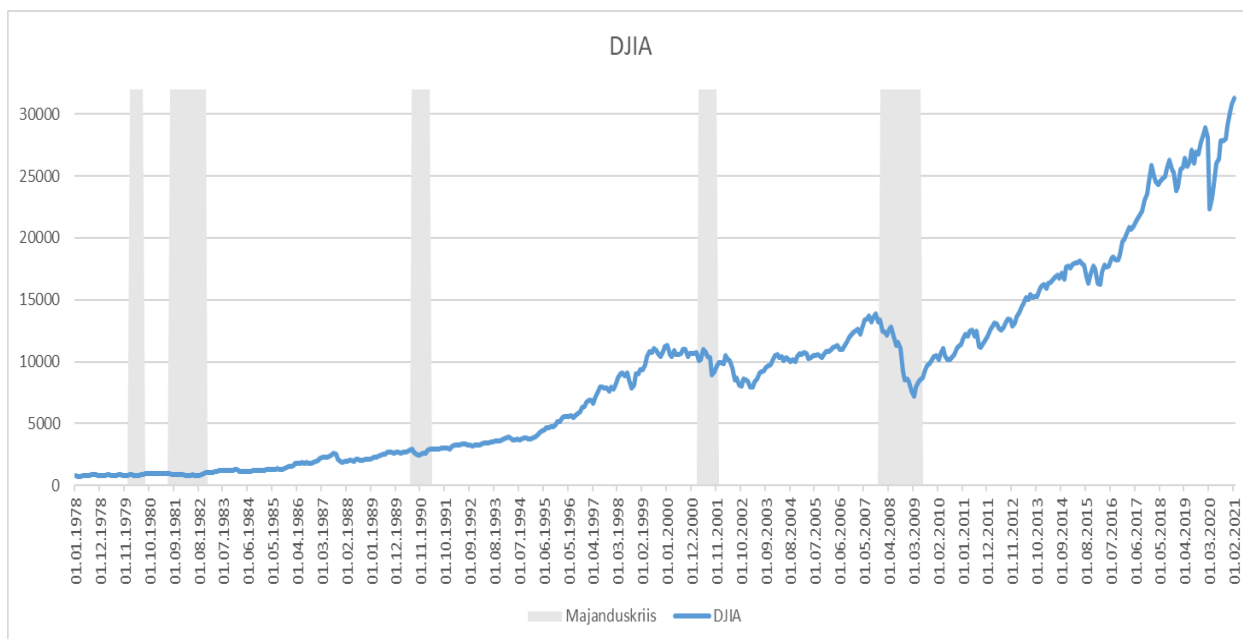


Joonis 7. S&P 500 ajaloolised kuised volüümiga kaalutud keskmised hinnad
Allikas: S&P Global (2021), autori koostatud

Standard & Poor's 500 indeks loodi 1957. aastal ning oli esimene, mis kasutas turuväärtusega kaalutud keskmise arvutamise meetodit. Indeks koosneb 500 suurimast ettevõttest USA-s. Indeksi moodustavate ettevõtete valimine viiakse läbi kvartaalselt ning indeksi arvutatakse turu lahtiolekuaegadel reaajas. Indeksi keskmine ettevõtte turukapitalisatsioon on ligikaudu 73 miljardit USD ning mediaan 30 miljardit USD. Ligi kaudu 27% indeksi koguväärtusest tuleb suurima 10 ettevõtte arvelt. Indeksi suurim sektor on 2021. aasta aprilli seisuga infotehnoloogia sektor moodustades ligikaudu veerandi. Indeksi põhjal hinnastatakse erinevaid tuletisinstrumente nagu optsioonid, futuurid ja erinevad ETF-id. (S&P Global 2021)



Joonis 8. DJIA sektorite osakaal
Allikas: S&P Dow Jones Indices (2021), autori koostatud



Joonis 9. DJIA ajaloolised kuised volüümiga kaalutud keskmised hinnad

Allikas: S&P Dow Jones Indices (2021), autori koostatud

Sarnaselt S&P 500-le on ka **Dow Jonesi tööstuskeskmine** turukapitalisatsiooniga kaalutud keskmise meetodiga arvatud indeks. Indeks koosneb kõigest 30 ettevõttest, mis on suurimad börsil noteeritud ettevõtet. Muutused indeksi koostavate ettevõtete nimekirjas tehakse vastavalt vajadusele mitte perioodiliselt. Indeks loodi aastal 1896 ning võrreldes S&P 500 indeksiga on siin infotehnoloogia sektoril väiksem osakaal, moodustades ligikaudu viiendiku. (S&P Global 2021)

2.3. Uurimismeetodite valik

Töö raames analüüsitud valimi suurus on 518 kuud. Andmed on algusajaga 1978. jaanuar kuni 2021. veebruar. Algusajaks on võetud kõige varasem periood, mil on saadaval kõigi valitud makroökonomiliste näitajate andmed täies ulatuses. Seoses asjaoluga, et tarbijakindluse indeksi ei ole kuu baasil saadaval varem kui 1978 jaanuar, siis otsustas autor, et vaadeldakse perioode, mis jäävad siia vahemikku. Vaadeldavad kriisid on dateeritud ja peamised omadused välja toodud töö esimeses osas. Töös koostatud mudelid ja testid ei hõlma tervet perioodi ja varieeruvad. Analüüsitakse nii pikemad kui ka lühemaid perioode kogu valimist.

Aegriidade statsionaarsuse testimiseks ja saavutamiseks kasutatakse ühikjuure ADF-testi. Tulenevalt börsitsükli ja majandustsükli nihkest, mida kirjeldati esimeses peatükis, kasutab autor

ka viitaegasid võimalike seoste analüüsimisel. Graafikult on võimalik ka palja silmaga näha, et viitajad eksisteerivad, seega viitaegasid võetakse arvesse.

Statsionaarsete aegridadega viiakse läbi OLS regressioonanalüüs. Analüüsitakse erinevaid variatsioone: vaatlusperiood tervikuna ja perioodi jagatuna kaheks. Koostatakse mitme muutujaga regressioonmudelid ning seda kõikide eelnevalt mainitud vaatlusperioodide peal. Tuvastatud seosed märgitakse üles ning esitatakse töö kolmandas osas. Statistiliselt oluliste regressioonmudelite peal viiakse läbi heteroskedastiivsuse test, Ramsey RESET test mudeli kuju hindamiseks, analüüsitakse autokorrelatsiooni ning testitakse jääkliikmete allumist normaaljaotusele. Probleemide esinemisel proovitakse need eemaldada, nendega arvestada või nende põhjal teha järeldused. Töös jälgitav olulisuse nivoo on 0,05 kuid jälgitakse ka 0,1 taset.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Töö kolmandas peatükis viiakse läbi andmeanalüüs makroökonomiliste näitajate ja aktisaindeksite hindade vahel. Esmalt tuuakse välja kirjeldava statistika peamised näitajad, seejärel koostatakse erinevaid regressioonmudeleid valitud perioodidele ning viiakse läbi vajalikud testid, et veenduda mudelite õigsuses ja statistilises olulisuses. Peatüki viimases osas rakendatakse esimeses pooles saadud tulemusi 2020. aasta alguses alanud majanduskriisile ning proovitakse anda hinnang USA börsihindadele.

3.1. Majanduskriiside kirjeldav statistika

Enne regressioonmudelite koostamist analüüsitakse aegridasid täies ulatuses ning luuakse aimdus, milliste aegridadega on tegemist. Selgitatakse lahti ka regressioonmudelites kasutatavad lühendid.

Järgnevalt selgitab autor mudelites kasutatud lühendeid:

- 1) **d_1_SP500** ehk logaritmitud S&P 500 esimene diferents;
- 2) **d_1_DJIA** ehk logaritmitud DJIA esimene diferents;
- 3) **d_FEDFUNDS** ehk föderaalreservi esimene diferents;
- 4) **d_UMCSENT** ehk Michigani Ülikooli tarbijakindluse indeksi esimene diferents;
- 5) **d_UNRATE** ehk töötuse määra esimene diferents.

Mudelites kasutatakse ka viitaegasid, need on kuvatud mudelites järgnevalt: **d_UMCSENT_5** - Michigani Ülikooli tarbijakindluse indeksi esimese diferentsi viienda järgu viitaeg.

Järgnevas tabelis on autor välja toonud analüüsitavate aegridade kirjeldava statistika. S&P 500 keskmine kuine kasvumäär perioodile 1978-2019 on 6,77% ja DJIA 6,93% (FRED 2021).

Tabel 2. Makroökonomiliste näitajate kirjeldav statistika

Muutuja	Mediaan	Keskmine	Miinum	Maksimum	Standard-hälve	Asümmeetria-kordaja
SP500	895,70	912,64	88,92	2903,40	698,00	0,73
DJIA	7982,30	7931,60	756,74	26262,00	6278,40	0,75
UNRATE	5,90	6,20	3,70	10,80	1,62	0,73
FEDFUNDS	5,07	4,96	0,07	19,10	4,14	0,89
UMCSENT	89,60	86,09	51,70	112,00	12,68	-0,45

Allikas: NBER, FRED (2021), autori koostatud

Aegridade puhul esines statsionaarsus ilma diferentsimata teatud perioodidel ainult töötuse määral. Mudelite lihtsama tõlgendamise eesmärgil otsustas autor siiski muutujat diferentseerida. Töötuse määra statsionaarsust on uurinud Euroopa riikide põhjal perioodi 1980-2013 N. Khraief (Khraief *et al.* 2015). Töö tulemusena väitis autor, et ligikaudu 86% valimist on statsionaarne algandmete kujul. Vihjates sellele, et töötuse määr liigub pikaajaliselt oma keskvaartuse ümber (*Ibid.*). Seda on näha ka töötuse määra standardhälbest, mis on võrdlemisi madal, püsides 1,62 juures. Töötuse määr pole valitud perioodil ületanud 10,8% taset. (vt tabel 2)

3.2. OLS mudel makroökonomiliste näitajate ja aktsiaindeksite vahel

Järgnevas peatükis on analüüsitud võimalikke seoseid makroökonomiliste näitajate vahel kolmel perioodil nii S&P 500 kui ka DJIA andmete näitel. Saadud tulemusi võrreldakse peatüki lõpus ning antakse järeldustele loogiline seletus. Lisaks analüüsitakse saadud tulemuste paika pidamist uuemate andmete peal, perioodil 2020. jaanuar kuni 2021. veebruar. Analüüsivad kolm perioodi on 1978-1990, 1990-2019 ja 1978-2019. Tuvastatakse võimalikke seoseid makroökonomiliste näitajate ja aktsiaindeksite vahel perioodil, mil infotehnoloogia sektor veel polnud täielikult välja kujunenud. 1990-2019 hõlmab aga selle välja kujunemist ja 2001. aasta perioodil haripunkti saavutamist (*dot com bubble*) ja jätku kuni 2020. aasta alguses aset leidva majanduskriisini. Lisaks analüüsitakse ka kogu perioodi täies ulatuses, et tuvastada, kas mõni seos on ajas muutunud või püsinud sama. Kõikidele perioodidele koostatakse kaks mudelit: S&P 500 ja DJIA andmete põhjal.

Aktsiaindeks S&P 500 perioodil 1978-2019. Töö autor analüüsis võimalikke seoseid valitud makroökonomiliste näitajate ja aktsiaindeksite vahel perioodil 1978. jaanuar kuni 2019. aasta jaanuar. Valimis suurus on 487 kuud. Valimist on välja jäetud 2020. aasta kriis ja sellele eelnenud aasta pikkune periood põhjusega, et autori hinnangul ei ole makroökonomiliste näitajate muutusi aktsiahindadesse sisse arvestatud.

Statsionaarsuse saavutamiseks S&P 500 puhul indeks esmalt logaritmiti ja seejärel võeti ka esimest järku diferents (vt lisa 1). Sõltuvaks tunnuseks on S&P500 ja sõltumatuteks tunnusteks on föderaalreservi intressimäär, töötuse määr ja tarbijakindluse indeks. Saadud mudelis on ainsaks statistiliselt oluliseks muutujaks tarbijakindluse indeks. (vt lisa 2) Seejärel lisati mudelisse sõltumatutele muutujatele viiendat järku viitajad, eeldusega, et seejärel muutub ka mõni olemasolev mitteoluline muutuja statistiliselt oluliseks. Breusch-Godfrey autokorrelatsiooni testi tulemusel selgus, et esineb esimest järku autokorrelatsioon (vt lisa 3).

Uude mudelisse lisati esimest järku viitajaga S&P 500 sõltumatu muutuja ning mudelist elimineeriti kõik muutujad, mis ei ole olulised 0,1 nivool. Esimest järku autokorrelatsioon eemaldati viitaja muutuja lisamisega. S&P 500 eelmise perioodi 1% tõus mõjutab seda perioodi 0,21% tõusuga. See on justkui aegrea inertis, mis kandub eelmisest perioodist edasi järgmisesse. Autor eeldab, et esimest järku viitaega ja maksimaalselt eelmise aasta sama perioodi ehk 12. järku viitaega tuleb kasutada ka järgnevates mudelites. (vt lisa 4) Otsus tehakse Breusch-Godfrey autokorrelatsiooni testi järgi. RESET testi tulemus viitab probleemile mudeli kujuga (vt lisa 5) . Selle elimineerimiseks prooviti lisada mudelisse sõltumatute muutujate ruutliikmeid, kuid tulemuseta. Probleem eksisteeris endiselt. Koostatud mudeli puhul esinevad liialt keerulised seosed, et neid lineaarse regressioonmudeliga selgitada, seega tuleks antud mudeli puhul pöörata rohkem tähelepanu mudeli põhjal tuvastatud seoste suundadele kui tugevustele. Läbi viidud jääkliikmete normaaljaotuse test kinnitab, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele (vt lisa 6). Heteroskedastiivsuse testi kinnitas, et esineb probleem – selle arvesse võtmiseks kasutab autor robustseid standardvigu HAC (vt lisa 7). White'i testi enam ei tehta. Mudeli seletusvõime on korrigeeritud determinatsioonikordaja põhjal ligikaudu 0,17, kuid antud töö eesmärk ei ole hea seletusvõimega prognoosimudeli loomine vaid võimalike esinevate seoste leidmine. (vt lisa 8)

Saadud mudeli põhjal esineb samasuunaline seos S&P 500 ja tarbijakindluse indeksi vahel. Kui tarbijakindluse indeks tõuseb ühe punkti võrra, siis S&P 500 indeks tõuseb 0,28% võrra. Eelneva perioodi S&P 500 indeksi 1% tõus mõjutab selle perioodi indeksi positiivselt suurusega ligikaudu 0,21%. Töötuse määra 1% tõus eelmisel perioodil tõstaks indeksi hinda sel perioodil 2,02% ja üle-eelmise perioodi 1% tõuse langetaks sel perioodil -2,28%. Seosed on olulised 0,05 taseme nivool. (vt lisa 8)

Aktsiaindeks DJIA perioodil 1978-2019. Samale perioodile tehakse analüüs ka DJIA hindadega. Autori eeldus on, et tulemus on sarnane või samasugune S&P 500 tulemusega: suunad on

samasugused, kuid seoste tugevused võivad erineda. Aegriidade statsionaarsus saavutati täpselt samamoodi nagu S&P 500 puhul (vt lisa 9). Valimi suurus on 487, perioodil 1978. juuli kuni 2019. aasta jaanuar.

Esmalt luuakse mudel, kus on sõltumatuteks muutujateks kõik kolm makroökonomilist näitajat ning nende viis viitaega. (vt lisa 10) Eemaldatakse kõik muutujad alla olulisuse nivoo 10%. Alles jäid tarbijakindluse indeks ja selle viiendat järku viitaeg, intressimäära esimest järku viitaeg ja töötuse määra teist järku viitaeg. Kõik peale tarbijakindluse indeksi viiendat järku viitaja on olulised nivool 5%. (vt lisa 11) Whitei testi (vt lisa 12) põhjal esineb heteroskedastiivsus, seda võetakse arvesse robustsete standardvigadega. Breusch-Godfrey testi põhjal esineb autokorrelatsioon (vt lisa 13), selle eemaldamiseks lisatakse mudelisse DJIA esimest järku viitaeg. (vt lisa 14) Varasemates mudelites esines probleem RESET testiga ja uues mudelis probleem säilis ja ruutliikmete lisamine mudelisse ei muuda tulemust (vt lisa 16). Jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. (vt lisa 17)

Mudeli tulemusel võib väita, et esineb samasuunaline seos tarbijakindluse indeksi vahel suurusega 0,27% samal perioodil. Töötuse määra teist järku viitajaga esineb negatiivne seos, ehk kui töötuse määr tõuseb 1% võrra, siis DJIA langeb ligikaudu -2,54%. Esimest järku autokorrelatsioon viitab sellele, et eelmise perioodi 1% suurune tõus liigub inertsist edasi ka sellesse perioodi tõstes indeksi hinda ligikaudu 0,20%. Intressimäära esimest järku viitaja mõju DJIA indeksile sel perioodil on -0,65%. Saadud tulemuse põhjal väidab autor, et mõjude suund on loogiline ja kattub töö esimeses pooles analüüsitud teoreetilise poolega. Mudeli determinatsioonikordaja on ligikaudu 0,17. (vt lisa 15)

Aktsiaindeks S&P 500 perioodil 1990-2019. Makroökonomiliste muutujate mõju aktsiaindeksitele analüüsis autor ka ainult viimase kolme majanduskriisi perioodidel, mil domineerivamaks sektoriks hakkas kujunema infotehnoloogia. Analüüsiti perioodi 1990. aasta jaanuar kuni 2019. aasta jaanuar. Valimi suurus on 349 kuud.

Aegriidade statsionaarsus saavutati endiselt samamoodi (vt lisa 44). Esialgsesse mudelisse lisati kolm näitajat, millest ainult intressimäär ei ole statistiliselt oluline. (vt lisa 18) Võimalike viitaegade arvestamiseks lisati mudelisse ka kõikidele makroökonomilistele näitajatele kuni viienda perioodini viitajad. Eelnevas mudelis esines heteroskedastiivsus (vt lisa 20), seega arvestati seda kasutades robustseid standardvigasid, Breusch-Godfrey testi (vt lisa 19) tulemusel

lisatakse töösse ka esimese ja kuuenda järgu viitajad S&P 500 indeksile. (vt lisa 21) Eemaldatakse kõik sõltumatud tunnused alla 0,1 olulisuse nivood. Alles jäid töötuse määra teist järku viitaeg, tarbijakindluse indeks ja selle viiendat järku viitaeg, intressimäära neljandat järku viitaeg ning autokorrelatsiooni elimineerimiseks ka S&P 500 esimese ja kuuenda järgu viitajad.

Viidud läbi testid ei tähelda autokorrelatsiooni, heteroskedastiivsusega on arvestatud robustsete standardvigade abil ning jääkliikmed alluvad normaaljaotusele (vt lisa 22). RESET test aga viitab asjaolule, et S&P 500 ja analüüsitud näitajate vahel esineb keerukas seos, mida ei suuda mudel piisavalt seletada (vt lisa 23). Lisades mudelisse sõltumatute muutujate ruutliikmed, ei muutu RESET testi tulemus. Koostatud mudelit tuleb käsitleda kui lihtsustust ning mudeli seoste tugevuse hindamine tuleks teha keerukama mudeli põhjal või lisada mudelisse suurema astmega muutujaid.

Töötuse määra teise järgu viitaja ja DJIA vahel esineb negatiivne seos suurusega ligikaudu -3,33%. Jällegi, pöörata rohkem tähelepanu mudeli seoste suundadele kui suurustele tulenevalt RESET testi järeldusest. Sarnaselt eelnevatele mudelitele on statistiliselt oluline seos tarbijakindluse indeksi ja selle viienda järgu viitaja puhul. Esimese seos 0,26% ja viitaja puhul 0,13%. DJIA esimese järgu viitaeg mõjutab vaadeldavat perioodi ligikaudse suurusega 0,18% ja kuuenda järgu viitaeg suurusega -0,15%. (vt lisa 21)

Aktsiaindeks DJIA perioodil 1990-2019. Aegridade statsionaarsus saavutati samamoodi nagu varasemates mudelites (vt lisa 25). Sarnaselt mudelile 3 koostati samale perioodile regressioonmudel ka DJIA indeksile. (vt lisa 24) Lisatakse viienda järgu viitajad, autokorrelatsiooni (vt lisa 28) eemaldamiseks DJIA viitajad kuni 12. järguni ja heteroskedastiivsuse arvestamiseks lisatakse robustsed standardvead. Eemaldati kõik muutujad, mis pole olulise nivool 0,1 (vt lisa 26). RESET test viitab, et mudeli kujuga on probleeme, seega jällegi pöörata rohkem tähelepanu mudeli suundadele kui suurustele (vt lisa 27). Esineb liiga keerulisi seoseid koostatud lineaarse mudeli jaoks. Jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. (vt lisa 29)

Statistiliselt olulised makroökonomilised perioodil 1990- 2019 on tarbijakindluse indeks ja selle kolmanda ning viienda järgu viitajad. Sama perioodi tarbija kindlustunne mõjutab positiivse suunaga 0,27%, kolmanda ja viienda järgu viitajad aga mõlemad 0,10% lähedal. Esimese ja

kuuenda järgu viitajad DJIA puhul viitavad ka, et aktsiaindeksi hinnastamisel mängivad need perioodid rolli. Esimese puhul suurusega 0,12% ja kaheksanda puhul -0,13%. (vt lisa 26)

Aktsiaindeks S&P 500 perioodil 1978-1990. Infotehnoloogiaajastule eelnenud perioodil analüüsis autor seoseid kolme makoökonomilise näitaja ja mõlema aktsiaindeksi vahel. Eesmärgiga tuvastada potentsiaalseid sarnasusi ja erinevusi eri perioodidel ning kuidas need seosed ajas muutunud on. Analüüsi perioodi 1978. aasta jaanuar kuni 1989. aasta detsember. Valimi suurus on 143 kuud.

Sarnaselt eelnevatele mudelitele koostatakse ka järgnevad kaks mudelit. Statsionaarsus saavutati logaritmitud aegrida diferentseerides, täpselt nagu eelnevalt (vt lisa 30). Ilma viitaegadeta S&P 500 mudelis on statistiliselt oluline seos ainult tarbijakindluse indeks. (vt lisa 31) Esineb esimest järku autokorrelatsioon (vt lisa 32). RESET test on normi piires (vt lisa 33) ja heteroskedastiivsust ei esine (vt lisa 34). Seega esialgu mudeli edasiarenduses ei kasutata robustseid standardvigasid ega ruutliikmeid ning lisatakse S&P 500 esimest järku viitaeg ja sõltumatute muutujate kuni viiendat järku viitajad. Saadud mudelist eemaldatai kõik sõltumatud muutujad, mis ei ole olulised 0,1 nivool (vt lisa 35). Alles jäid tarbijakindluse indeks, töötuse määra esimest järku viitaeg ja S&P 500 esimest järku viitaeg. Kõik sõltumatud muutujad on olulised nivool 0,05. RESET test (vt lisa 36) ega Whitei heteroskedastiivsuse test ei viita probleemile (vt lisa 37). Autokorrelatsiooni ei esine ning jääkliikmed alluvad normaaljaotusele (vt lisa 38).

Mudeli põhjal saab väita, et eelmise perioodi töötuse määra 1% tõusu tulemusel aktsiahinnad justkui kasvavad sel perioodil 3,82%. Tarbijakindluse indeksi 1% kasv tõstab hindasid 0,32% ja eelmise perioodi aktsiaindeksi kasv tõstab sel perioodil indeksi ligikaudu 0,22%. Korrigeeritud determinatsioonikordaja on väärtusega 0,20. Mudel on statistiliselt oluline. (vt lisa 35)

Aktsiaindeks DJIA perioodil 1978-1990. Saavutati aegrida diferentseerides statsionaarsus (vt lisa 45) Samale perioodile koostatakse mudel ka DJIA andmetega. Autor koostas kolme sõltumatu muutujaga mudeli, töötuse määr ei ole ainsana statistiliselt oluline (vt lisa 39). Esineb esimest järku autokorrelatsioon (vt lisa 40), lisatakse vastava viitajaga sõltumatu muutuja järgmisesse mudelisse. Lisatakse viienda järguni viitajad ning eemaldatakse alla 0,1 nivoo muutujad (vt lisa 41). Ükski läbi viidud test ei tuvastanud probleeme mudeliga, seega ei kasutata ei ruutliikmeid ega robustseid standardvigasid. (vt lisad 42 ja 43).

Tulemuseks saadi mudel, mille põhjal võib väita, et statistiliselt olulised on tarbijakindluse indeks, töötuse määra esimest järku viitaeg ja esimest järku DJIA viitaeg. Sarnaselt S&P 500 puhul on positiivne seos töötuse määra ja aktsiahinna vahel, DJIA puhul suurusega lausa 4,0%. Üheks võimalikuks põhjuseks võib olla asjaolu, et makroökonomilised näitajad viitasid suuremale majanduskriisile kui seda viitasid börsihinnad. 1980. aasta kriisiperioodil (NBER poolt dateeritud) tõusis S&P 500 ligikaudu 8,1% ja DJIA 5,6% samal ajal kui töötuse määr tõusis 1,5%. Tarbijakindluse indeksi suund on loogiline ja sarnaneb eelmisel mudelitele, olles suurusega 0,33%. Mudeli determinatsioonikordaja on 0,22. (vt lisa 41)

1978-2019 perioodil analüüsitud aegridade põhjal saab teha võrdlemisi palju järeldusi. Võttes vaatepunkti pika perspektiivi (1978-2019), on näha, et tarbijakindluse indeks mõjutas nii S&P 500 kui ka DJIA puhul aktsiaindeksite hindasid positiivselt. S&P 500 puhul tõstab sama perioodi tarbijakindluse indeksi ühe punktine tõus hinda 0,28% ja DJIA puhul 0,27%. Viiendat järku viitaeg tõstab S&P 500 puhul hinda 0,09% ja DJIA puhul 0,07%. Loogiliselt järeldades on enesekindlam tarbija valmis rohkem oma sissetulekust suunama tarbimisse, mõjutades nii kaudselt aktsiahindade tõusu. Olles kindlam tuleviku osas, on tarbijal ka suurem huvi investeerida kapitali, tõstes nii nõudlust investeerimistoodete vastu. Töötuse määra ühe protsendiline tõus langetab ülejäägmisel perioodil S&P 500 hinda -2,28% ja DJIA puhul -2,41%. Mõlemal indeksil mängib rolli ka eelmise perioodi indeksi muutus. Inertsiaalselt mõjutab eelmine periood järgnevat ligikaudu 0,21% suurusega S&P 500 puhul ja 0,17% DJIA puhul. DJIA hinnale mängib mõju ka eelmise perioodi intressimäära muutus. Negatiivne seos suurusega -0,63% tuvastati, kuid mitte S&P 500 puhul.

Analüüsisid **perioodi 1978-1990**, jõudis autor järelduseni, et töötuse määra muutus mõjus vastupidiselt pikale perioodile ja vahemikule 1990-2019. Antud perioodil tõstis eelmise kuu töötuse määra ühe protsendiline tõus S&P 500 hinda 3,82% ja DJIA 4,0%. Nagu varasemalt mainitud võib põhjuseks, justkui ebaloogilisele tulemusele, tuua asjaolu, et antud perioodil olid aktsiaindeksite langused võrdlemisi väikesed võrreldes töötuse määra tõusuga. Majanduskriis justkui leidis aset, aga börsile see nii tugevalt edasi ei kandunud. Sel perioodil oli ka töötuse määra haripunkt 10,8% (välja arvata 2021. aasta aprill 14,8%). Sarnaselt pikale perioodile mõjutas positiivselt hindasid tarbijakindluse indeksi tõus. S&P 500 puhul suurusega 0,32% ja DJIA 0,33%. Antud mudelitel olid RESET testid probleemideta, seega saab usaldusväärsemalt tõlgendada lisaks suundadele ka suuruseid. Võrreldes nende kahe mudeliga on tarbijakindluse indeksil mõju sama suur nagu teistel perioodidel, seega võib eeldada, et ka teistes mudelites on need suurused

usaldusväärset. Samuti on indeksitel inertsiaalne liikumine järgnevasse perioodi. S&P 500 puhul 0,22% ja DJIA 0,24%. Antud perioodil seoseid intressimääradega ei tuvastatud.

1990-2019 perioodi mudelite puhul, erinevalt eelnevatele mudelitele, täheldas autor, et esines neljandata järku intressimäära viitaja ja indeksite vahel seos. Intressimäära tõus mõjutab neli perioodi hiljem aktsiaindeksite tõusu 1,83% S&P 500 puhul ja DJIA puhul 1,92%. Föderalse Avaturu Komitee tegevuse eesmärk kriisiperioodidel on majanduse stimuleerimine. Selleks viiakse läbi avaturu operatsioone, mille käigus langetatakse intressimäärasid (komitee tegevust on täpsemalt selgitatud teises peatükis). Sellest tulenevalt võib ka empiirilisel täheldada positiivse suunaga seost föderaalpanga intressimäära ja S&P 500 vahel. Tarbijakindluse indeks mõjutab endiselt positiivselt aktsiaindeksite hindasid. Samal perioodil on oodata S&P 500 tõusu 0,26% ja DJIA 0,27%, viis perioodi hiljem 0,13% ja 0,10%. DJIA puhul esines väike seos suurusega 0,06% ka kolmanda järgu viitajaga. Töötuse määra ühe protsendiline tõus avaldus kaks kuud hiljem S&P 500 indeksis -3,32% langusena ja DJIA indeksis -2,47% langusena. Avaldus ka inertsiaalne liikumine eelmisest perioodist S&P 500 puhul 0,18% ja DJIA 0,12% ning kuue kuu tagusest ajast -0,15% ja -0,13%.

3.3. Saadud tulemuste rakendamine viimastele andmetele

Autori hinnangul ei peegelda tänased aktsiaindeksite hinnatasemed adekvaatselt töö raames käsitletud makroökonomiliste tegurite tasemeid. 2021. aasta veebruari seisuga on töötuse määr 6,2% (FRED, graafik UNRATE). See on küll pikaajalisemast vaatepunktist keskmise tasemel, kuid võrreldes 2020. aasta veebruaris alanud majanduskriisi eelse perioodiga on see ligikaudu 2,7 protsendipunkti kõrgem. Tarbijakindluse indeks on langenud -24,2 punkti (FRED, graafik UMCSSENT) ja intressimäärasid on langetatud -1,5 protsendipunkti (FRED, graafik FEDFUNDS). Sama perioodi võrdluses on S&P 500 kasvanud 19,5% (FRED, graafik SP500) ja DJIA 11,5%. (FRED, graafik DJIA) Aktsiaindeksite kiiretempoline taastumine on autori hinnangul ennatlik lähtudes eelnevalt saadud analüüsitulemustest.

Töö tulemusel koostatud mudelite kasutamine tänaste hinnatasemete kirjeldamiseks on kahjuks piiratud tulenevalt mudelite omadustest. Suurel osal mudelitel esines probleeme mudeli kujuga. Aktsiaindeksite hinnatasemeid mõjutavad jõud on liiga keerulised või siis nendega pole arvestatud koostatud mudelites. Et anda hinnang tänastele börsihindadele tuleks koostada mudel, mis

hõlmaks rohkem seletavaid parameetreid või siis parandada muude meetmetega (näiteks ruutliikmete lisamine) olemasolevaid mudelid.

KOKKUVÕTE

Koostatud töö üheks eesmärgiks oli analüüsida võimalikke seoseid makroökonomiliste näitajate ja aktsiahindade vahel. Täpsemalt töötuse määra, intressimäära ja tarbijakindluse indeksi ning S&P 500 ja Dow Jonesi tööstuskeskmise vahel. Lisaks uuriti, kas varasemas kirjanduses on samasid objekte uuritud ning millised on tuvastatud seosed, nende suunad ja tugevused. Töö eesmärk on saadud empiirilisi tulemusi võimalusel rakendada 2021. aasta esimese kvartali lõpu andmetele ning anda hinnang kiiresti kasvanud aktsiaindeksite hindadele. Samuti oli autori eesmärkide hulgas analüüsida varasemaid majanduskriise: leida nende põhjustajad ja võrrelda neid omavahel.

Analüüsitud kirjandusest selgus, et 1980. ja 1981. aasta tihedalt aset leidnud majanduskriisid olid suuresti mõjutatud USA keskpanga inflatsioonivastasest rahapoliitikast. Kasvavad intressimäärad, valitsuse kulutuste vähenemine aitasid kaasa majandusaktiivsuse vähenemisele. Järgnenud kriis aastal 1990 on seostatud aga pigem nõrgenenud tarbija kindlustundega. 2001. aasta kriis ei avaldunud makroökonomilistes näitajates niivõrd selgelt nagu teistes majanduskriisides. Infotehnoloogia sektorist vaimustuses olnud investorid hindasid suure tõenäosusega üle ettevõtete kasvuootusi ning panid niiläbi aluse *dot com* mulli tekkele. 2007. aasta kriis seeläbi on aga rohkem seotud makroökonomiliste näitajatega. Kiiresti kasvanud leibkondade delinkventi määr oli põhjustatud asjaolust, et pangalaenu taotlemine pangast oli võrdlemisi lihtne. Probleemi osaliselt ignoreerinud reitinguagentuurid võimaldasid kinnisvaraturul üle kuumeneda ning panid alguse kriisiperioodile, mis kestis 18 kuud ja mille haripunktis oli töötuse määr lausa 10%.

Analüüsitud kriisiperioodidel on tuvastanud seoseid makroökonomiliste näitajate vahel varasemas kirjanduses nii USA kui ka muu maailma näitel. Läbivaks jooneks on töötuse määra kasvu negatiivne mõju aktsiaindeksitele ja tarbijakindluse indeksi samasuunaline mõju. Käesoleva töö autor tuvastas positiivse seose aktsiaindeksite hindade ja tarbijakindluse indeksi vahel. **Tarbijakindluse indeksi** ühe protsendiline tõus järgnes aktsiaindeksite hindade **0,26% - 0,33%** suuruse kasvuga samal perioodil. Seos tuvastati nii 1978-2019 vahemikus kui ka perioodidel 1978-1990 ja 1990-2019. Seoste suunad olid samad ning suurused varieerusid mainitud vahemikes. Terve perioodi analüüsimisel selgus, et töötuse määra mõju on vastassuunaline ehk töötuse

kasvades on oodata aktsiaindeksite hindade langemist. Seos on autori hinnangul loogiline ning kinnitust on see leidnud ka varasemas kirjanduses. F. Jareno 2016. aasta uurimuses väitis autor, et ühe protsendiline töötuse määra kasv väljendub -2,2% dividendimäära langemisega. Käesolevas töös tuvastati **töötuse määra** ja aktsiaindeksite hindade vahel negatiivne seos perioodi 1978-2019 suurusega **-2,28% kuni -2,41%**. Muutuse mõju avaldub ülejäämisel perioodil. Perioodil 1990-2019 täheldati, et neli kuud hiljem avaldub **intressimäära** muutuse mõju aktsiaindeksite hindadele suurusega **1,83% kuni 1,92%**.

Töö võimalike edasiarenduste hulka kuulub OLS regressioonanalüüsi asemel vektor autoregressiooni kasutamine. OLS mudeli seletusvõime piirdus parimal juhul paratamatult 22% lähedal. Lisaks esines probleeme mudeli kujuga, mis viitab samuti esineb liiga keerukaid seoseid koostatud lineaarsete mudelite jaoks. Samuti on võimalus täiendada mudelit lisanduvate makroökonomiliste näitajatega nagu delinkventi määr, nafta hind, võlakirjade tootlused jne. Autor on arvamisel, et mudeli seletusvõimet on võimalik parandada.

Tulenevalt probleemist mudeli kujuga ja madalast seletusvõimest ei ole võimalik antud mudelite põhjal anda kalkuleeritud seisukohta hetkeolukorrale USA majanduses. Täpsemalt aktsiaindeksite hindades. Küll aga kriisile viitavate makroökonomiliste näitajate põhjal on autor hinnangul, et aktsiahindade tõus on ennatlik ja liialt entusiastlik.

SUMMARY

THE EFFECT OF MACROECONOMIC VARIABLES ON MARKET INDICES IN THE EVENT OF ECONOMIC CRISIS (BASED ON USA)

Madis Peterson

The following paper analyses possible relations between selected US macroeconomic variables and US market indices. Macroeconomic variables include federal funds rate, unemployment rate and consumer confidence index. Indices used are S&P 500 and Dow Jones Industrial Average. The possible relations are then inspected, modelled and used to assess current prices of the indices. The author believes that currently the indices are overpriced based on the fact that the recovery from recent economic crash has not been adequate. GDP sharp decline of -33% in 2020. second quarter, unemployment rate of 14,7% in April 2020 and consumer sentiment of 80,4 do not reflect the wellbeing of economy that market indices at the same time apparently did (FRED 2021). All the evidence suggest to the fact that a stock market crisis should be in progress but in reality the prices are achieving new highs.

The purpose of this paper is to give as accurate answer as possible to the following questions:

1. What have the last five economic crises been like, what are the similarities and in what ways do they differ?
2. Is there a relationship between macroeconomic variables and market indices in the event of economic crisis and if yes then how can they be described?
3. Based on the answers of the last two questions: how can the results be applied to the newest data?

Statistical analysis will be carried out in order to give an answer to the second question, using Gretl software. By using the ordinary least squares method, the author calculates possible models for three periods of time: 1978-1990, 1990-2019 and 1978-2019. Regression models will then be tested with appropriate methods which include, Breusch-Godfrey autocorrelation test, White's heteroskedasticity test, Ramsey RESET test and residuals normality test. Data is gathered from Federal Reserve Economic Database, Yahoo Finance and Seeking Alpha. Data is in monthly

intervals. Volume weighted monthly average prices are calculated for market indices based on daily data. As mentioned before, the analysed time period is from January 1978 to December 2019.

In previous literature several papers have already estimated the relations between selected macroeconomic variables and market indices. F. Jareno in a paper written in 2016 states that interest rates and market indices have a -0,5 relation. Ang and Beakaert in 2006 stated that every 1% interest rate hike results in -2,2% dividend rates. Similar results have been stated by Rapach in 2005. Michigan University Consumer Sentiment Index has a positive effect on market indices as has been proven by Bremmer in 2008 and Fisher and Statman in 2002. Unemployment therefore has a negative impact on market indices. The mentioned result has been reported by Rapach in 2005, Singh in 2010, Kandir in 2008 and Boyd in 2005.

The author has come to the following conclusions based on statistical analysis. In the long term period of **1978-2019** consumer sentiment index has a positive effect of 0,27% to the market indices. A 1% increase in unemployment on the other hand results in -2,28% fall in S&P 500 price and -2,41% fall in DJIA price. Inertial movement dynamics have been also documented. A 1% rise in market index results of 0,2% rise in the next period for the same index. In **1990-2019** a relation for interest rates was found. A 1% rate hike results in 1,83% gain for S&P 500 four months later. For DJIA it is 1,92% four months later as well. Unemployment raise lowers indices -3,32% and -2,47% two months later. Inertial movement of the indices was also found. For the period of **1978-1990** a positive relation between interest rates and market indices was detected. A 1% hike results in 3,82% gain for S&P 500 and 4,0% for DJIA a month later. Therefore, in the event of crisis the rates are lowered when stock prices fall. In these periods it is in the agenda of Federal Reserve to lower interest rates to support the economy.

Not all the models passed the RESET tests so therefore the author believes that is not reasonable to assess current market prices using these models. Despite that, it is best believed that the macroeconomic variables do not reflect the current prices of analysed market indices for the period of 2021 first quarter. In order to use these models for this purpose, further work needs to be done. More variables or squares (or/and cubes) of the current variables need to be added to the model to get correct results with RESET tests. Maybe then the coefficient of determination rises and it is possible to better describe possible relations between macroeconomic variables and market indices.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Ackermann, J. (2008). The subprime crisis and its consequences. *Journal of Financial Stability*, 4, 329-337. Kättesaadav: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1572308908000521>, 11. mai 2021.
- Alphabet Inc. (2021). Investing. Google Trends [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://trends.google.com/trends/explore?date=all&q=investing>, 11. mai 2021.
- Ang, A., Bekaert, G. (2006). Stock Return Predictability: Is it There?. *The Review of Financial Studies*, 20 (3), 651–707. Kättesaadav: <https://academic.oup.com/rfs/article/20/3/651/1563908>, 11. mai 2021.
- Annunziata, M. (2011). *The Economics of the Financial Crisis*. Basingstoke, USA: Palgrave Macmillan
- Boyd, J. H., Hu, J., Jagannathan, R. (2005). The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News Is Usually Good for Stocks. *The Journal of Finance*, 9 (2), 649-672. Kättesaadav: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1540-6261.2005.00742.x>, 11. mai 2021.
- Bremmer, D. (2008). Consumer Confidence and Stock Prices. *72nd Annual Meeting of the Midwest Economics Association Hyatt Regency*, 16 March, Chicago, Illinois. Kättesaadav: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.569.8514&rep=rep1&type=pdf>, 11. mai 2021.
- Chauvet, M. (2001). Stock Market Fluctuations And The Business Cycle. *SSRN Electronic Journal – September 2001*. Kättesaadav: https://www.researchgate.net/profile/Marcelle-Chauvet/publication/228226315_Stock_Market_Fluctuations_And_The_Business_Cycle/links/5df1d1094585159aa47670f3/Stock-Market-Fluctuations-And-The-Business-Cycle.pdf, 11. mai 2021.
- Chen, S.-S. (2011). Lack of consumer confidence and stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 18 (2), 225-236. Kättesaadav: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927539810001015>, 11. mai 2021.
- Ecksteni, O.m Sinai, A. (1986). The Mechanisms of The Business Cycle in the Postwar Era. *NBER Working Paper Series*, 39-122. Kättesaadav: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c10020/c10020.pdf>, 11.mai 2021.
- Estrella, A., Mishkin, F. S. (1998). Systemic Banking Crises Database. *The Review of Economics and Statistics (1998)*, 80 (1), 45–6. Kättesaadav: <https://direct.mit.edu/rest/article/80/1/45/57058/Predicting-U-S-Recessions-Financial-Variables-as>, 11.mai 2021.

- Farmer, R. E. A. (2012). The stock market crash of 2008 caused the Great Recession: Theory and evidence. *The Journal of Economic Dynamics and Control*, 36 (5), 693-707.
Kättesaadav: https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165188912000401?casa_token=go7Nz1X3fl4AAAAA:ToHCoapPb8qL9MM3DDWHb36iFJEpF711APMZDeBZEy9lR3bU19tSz9ID4aWPbVWg6rJU5ZJA5-Y, 11.mai 2021.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2021). GDP: Gross Domestic Product. FRED [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/GDP>, 11. mai 2021.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2021). UNRATE: Unemployment Rate. FRED [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/UNRATE>, 11. mai 2021.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2021). UMCSSENT: University of Michigan: Consumer Sentiment. FRED [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/UMCSSENT>, 11. mai 2021.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2021). SP500: S&P 500. FRED [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/SP500>, 11. mai 2021.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2021). FEDFUNDS: Effective Federal Funds Rate. FRED [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>, 11. mai 2021.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2021). DPCERE1Q156NBEA: Shares of gross domestic product: Personal consumption expenditures. FRED [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/DPCERE1Q156NBEA>, 11. mai 2021.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2021).DJIA: Dow Jones Industrial Average. FRED [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/DJIA>, 11. mai 2021.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (2021). DRSFRMACBS: Delinquency Rate on Single-Family Residential Mortgages, Booked in Domestic Offices, All Commercial Banks. FRED [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://fred.stlouisfed.org/series/DRSFRMACBS>, 11. mai 2021.
- Fisher, K. L., Statman, M. (2002). Consumer confidence and stock returns. *Journal of Portfolio Management*, 30. Kättesaadav: https://www.researchgate.net/profile/Meir-Statman/publication/228876759_Consumer_confidence_and_stock_returns/links/554e06c608ae739bdb8f20fc/Consumer-confidence-and-stock-returns.pdf, 11.mai 2021.
- Gecchetti, S. G., Kohler, M., Upper, C. (2009). Financial Crises and Economic Activity. National Bureau of Economic Research, *NBER Working Paper Series*. Financial Stability and Macroeconomic Policy, Jackson Hole, Wyoming, USA, 20.-22. 2009. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. Kättesaadav: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w15379/w15379.pdf, 11.mai 2021.

- Issawi, C. (1978). The 1973 Oil Crisis and After. *Journal of Post Keynesian Economics Vol. 1*, 3-26. Kättesaadav: https://www.jstor.org/stable/4537467?seq=13#metadata_info_tab_contents, 11.mai 2021.
- Jareno, F., Negrut, L. (2016). US Stock Market And Macroeconomic Factors. *The journal of Applied Business Research*, 32 (1), 325-340. Kättesaadav: <https://www.clutejournals.com/index.php/JABR/article/view/9541/9664>, 11.mai 2021.
- Jickling, M. (2010). Causes of the Financial Crisis. *Congressional Research Service*. Kättesaadav: https://www.files.ethz.ch/isn/116998/2010-04-09_Causes_Financial_Crisis.pdf, 11.mai 2021.
- Kandir, S. Y. (2008). Macroeconomic Variables, Firm Characteristics and Stock Returns: Evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, 16 (16), 35-45. Kättesaadav: https://www.researchgate.net/publication/254023824_Macroeconomic_Variables_Firm_Characteristics_and_Stock_Returns_Evidence_from_Turkey, 11.mai 2021.
- Khan, K. I., Aamir, M., Qayyum, A., Nasir, A., Khan, M. I. (2011). Can Dividend Decisions Affect the Stock Prices: A Case of Dividend Paying Companies of KSE. *International Research Journal of Finance and Economics*, 76, 66-74. Kättesaadav: https://www.researchgate.net/profile/Adeel-Nasir/publication/266290181_Can_Dividend_Decisions_Affect_the_Stock_Prices_A_Case_of_Dividend_Paying_Companies_of_KSE/links/59e448e0a6fdcc7154de1c7a/Can-Dividend-Decisions-Affect-the-Stock-Prices-A-Case-of-Dividend-Paying-Companies-of-KSE.pdf, 11.mai 2021.
- Khraief, N., Shahbaz, M., Heshmati, A., Azam, M. (2015). Are Unemployment Rates in OECD Countries Stationary? Evidence from Univariate and Panel Unit Root Tests. *IZA Discussion Paper No. 9571*. Kättesaadav: <http://ftp.iza.org/dp9571.pdf>, 11.mai 2021.
- Laeven, L., Valencia, F. (2013). Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *IMF Economic Review*, 61, 225-270. Kättesaadav: <https://link.springer.com/article/10.1057/imfer.2013.12>, 11.mai 2021.
- Ljungqvist, A., Wilhelm Jr, W. J. (2003). IPO Pricing in the Dot-com Bubble. *The Journal of Finance*, 58, 723-752. Kättesaadav: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/1540-6261.00543>, 11.mai 2021.
- Ludvigson, S. C. (2004). Consumer Confidence and Consumer Spending. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (2), 29-50. Kättesaadav: <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/0895330041371222>, 11.mai 2021.
- Mishkin, F. S. (1992). Anatomy of a financial crisis. *Journal of Evolutionary Economics*, 2, 115-130. Kättesaadav: <https://link.springer.com/article/10.1007/BF01193536>, 11.mai 2021.
- NBER (2020). Business Cycle Dating. National Bureau of Economic Research Kättesaadav: <https://www.nber.org/research/business-cycle-dating>, 11. mai 2021.

- NBER (2020). US Business Cycle Expansions and Contractions. National Bureau of Economic Research (e-andmebaas). Kättesaadav: <https://www.nber.org/research/data/us-business-cycle-expansions-and-contractions>, 11. mai 2021.
- Rapach, D. E., Wohar, M. E., Rangvid, J. (2005). Macro variables and international stock return predictability. *International Journal of Forecasting*, 21 (1), 137-166. Kättesaadav: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0169207004000512>, 11.mai 2021.
- Romer D. C., Romer, D. H. (2007). Do Tax Cuts Starve The Beast? The Effect of Tax Changes On Government Spending. *NBER Working Paper Series*, 13548. Kättesaadav: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w13548/w13548.pdf, 11.mai 2021.
- Seeking Alpha (2021). DJI: Dow Jones Industrial Average Index. [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://seekingalpha.com/symbol/DJI/historical-price-quotes>, 11. mai 2021.
- Singh, T., Mehta, S., Varsha, M. S. (2010). Macroeconomic factors and stock returns: Evidence from Taiwan. *The Journal of Economics and International Finance*, 2 (4), 217-227. Kättesaadav: <https://academicjournals.org/journal/JEIF/article-full-text-pdf/E04E49F4778.pdf>, 11.mai 2021.
- S&P Global. (2021). *S&P U.S. Indices Methodology*. Kättesaadav: <https://www.spglobal.com/spdji/en/documents/methodologies/methodology-sp-us-indices.pdf>, 11.mai 2021.
- S&P Global. (2021). *Dow Jones Averages Methodology*. Kättesaadav: <https://www.spglobal.com/spdji/en/documents/methodologies/methodology-dj-averages.pdf>, 11.mai 2021.
- University of Michigan. (2021). *Surveys of Consumers*. Kättesaadav: <https://data.sca.isr.umich.edu/survey-info.php>, 11.mai 2021.
- Verizon Media (2021).S&P 500 INDEX (^SPX). Yahoo Finance [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://finance.yahoo.com/quote/%5Espx/>, 11. mai 2021.
- Wheale, P. R., Amin, L. H. (2003). Bursting the dot.com "Bubble": A Case Study in Investor Behaviour. *Technology Analysis & Strategic Management*, 15:1, 117-136. Kättesaadav: <https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/0953732032000046097>, 11.mai 2021.

LISAD

Tulenevalt lõputöös koostatud mudelite ja testide arvukusest on autor otsustanud töö lisades välja tuua lõplikud OLS mudelid ning kõik vahepealsed mudelid ja testid on kogutud kokku eraldiseisvasse dokumenti. Dokument on ligipääsetav lisas 46 esitatud veebiaadressi kaudu.

Lisa 8. S&P 500 (1978-2019): OLS mudel nr. 3

model 1-3:OLS, using observations 1978:07-2019:01 (T = 487)

Dependent variable: d_l_SP50

HAC standard errors, bandwidth 5 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,00522385	0,00165143	3,163	0,0017	***
d_UMCSENT	0,00280841	0,000489353	5,739	<0,0001	***
d_UMCSENT_5	0,000947922	0,000394221	2,405	0,0166	**
d_UNRATE_1	0,0202272	0,00903195	2,240	0,0256	**
d_UNRATE_2	-0,0228320	0,0100121	-2,280	0,0230	**
d_l_SP500_1	0,208535	0,0493218	4,228	<0,0001	***
Mean dependent var	0,006735	S.D. dependent var		0,035763	
Sum squared resid	0,512331	S.E. of regression		0,032636	
R-squared	0,175771	Adjusted R-squared		0,167204	
F(5, 481)	10,40764	P-value(F)		1,70e-09	
Log-likelihood	978,6683	Akaike criterion		-1945,337	
Schwarz criterion	-1920,207	Hannan-Quinn		-1935,465	
rho	0,023314	Durbin's h		NA	

Lisa 15. DJIA (1978-2019): OLS mudel nr. 4

model 2-4 (uus):OLS, using observations 1978:07-2019:01 (T = 487)

Dependent variable: d_1_DJIA

HAC standard errors, bandwidth 5 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,00548035	0,00160012	3,425	0,0007	***
d_UMCSENT	0,00270677	0,000480561	5,633	<0,0001	***
d_UMCSENT_5	0,000695166	0,000365562	1,902	0,0578	*
d_FEDFUNDS_1	-0,00634961	0,00200798	-3,162	0,0017	***
d_UNRATE_2	-0,0241309	0,00958231	-2,518	0,0121	**
d_1_DJIA_1	0,166963	0,0472801	3,531	0,0005	***
Mean dependent var	0,006887	S.D. dependent var	0,035458		
Sum squared resid	0,511046	S.E. of regression	0,032595		
R-squared	0,163648	Adjusted R-squared	0,154954		
F(5, 481)	10,91915	P-value(F)	5,73e-10		
Log-likelihood	979,2797	Akaike criterion	-1946,559		
Schwarz criterion	-1921,430	Hannan-Quinn	-1936,688		
rho	0,025998	Durbin's h	NA		

Lisa 21. S&P 500 (1990-2019): OLS mudel nr. 2

model 3-2 (uus):OLS, using observations 1990:01-2019:01 (T = 349)

Dependent variable: d_1_SP500

HAC standard errors, bandwidth 5 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,00585671	0,00191907	3,052	0,0025	***
d_UNRATE_2	-0,0332429	0,0141036	-2,357	0,0190	**
d_UMCSENT	0,00259441	0,000571324	4,541	<0,0001	***
d_UMCSENT_5	0,00130132	0,000491040	2,650	0,0084	***
d_FEDFUNDS_4	0,0183982	0,00904785	2,033	0,0428	**
d_1_SP500_1	0,178959	0,0564356	3,171	0,0017	***
d_1_SP500_6	-0,149745	0,0770954	-1,942	0,0529	*
Mean dependent var	0,005762	S.D. dependent var	0,035322		
Sum squared resid	0,348547	S.E. of regression	0,031924		
R-squared	0,197227	Adjusted R-squared	0,183143		
F(6, 342)	4,652525	P-value(F)	0,000145		
Log-likelihood	710,4206	Akaike criterion	-1406,841		
Schwarz criterion	-1379,856	Hannan-Quinn	-1396,099		
rho	0,022673	Durbin's h	NA		

Lisa 26. DJIA (1990-2019): OLS mudel nr. 2

model 4-2 (uus):OLS, using observations 1990:01-2019:01 (T = 349)

Dependent variable: d_1_DJIA

HAC standard errors, bandwidth 5 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,00663646	0,00177958	3,729	0,0002	***
d_FEDFUNDS_4	0,0192471	0,0100904	1,907	0,0573	*
d_UMCSENT	0,00268138	0,000574019	4,671	<0,0001	***
d_UMCSENT_3	0,000608341	0,000351076	1,733	0,0840	*
d_UMCSENT_5	0,00102352	0,000433899	2,359	0,0189	**
d_UNRATE_2	-0,0246917	0,0133673	-1,847	0,0656	*
d_1_DJIA_1	0,118851	0,0486923	2,441	0,0152	**
d_1_DJIA_6	-0,133068	0,0658285	-2,021	0,0440	**
Mean dependent var	0,006247	S.D. dependent var		0,034598	
Sum squared resid	0,344574	S.E. of regression		0,031788	
R-squared	0,172808	Adjusted R-squared		0,155828	
F(7, 341)	4,731620	P-value(F)		0,000043	
Log-likelihood	712,4209	Akaike criterion		-1408,842	
Schwarz criterion	-1378,001	Hannan-Quinn		-1396,565	
rho	0,024508	Durbin's h		1,102227	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 339) = 14,2152$

with p-value = $P(F(2, 339) > 14,2152) = 1,17944e-006$

Lisa 35. S&P 500 (1978-1990): OLS mudel nr. 2

model 5-2 (uus):OLS, using observations 1978:07-1989:12 (T = 138)
 Dependent variable: d_1_SP500

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,00716050	0,00288631	2,481	0,0143	**
d_UMCSENT	0,00323398	0,000789382	4,097	<0,0001	***
d_UNRATE_1	0,0382222	0,0139376	2,742	0,0069	***
d_1_SP500_1	0,215905	0,0783884	2,754	0,0067	***
Mean dependent var	0,009195	S.D. dependent var		0,036871	
Sum squared resid	0,144845	S.E. of regression		0,032878	
R-squared	0,222288	Adjusted R-squared		0,204876	
F(3, 134)	12,76674	P-value(F)		2,17e-07	
Log-likelihood	277,4812	Akaike criterion		-546,9624	
Schwarz criterion	-535,2534	Hannan-Quinn		-542,2042	
rho	0,053401	Durbin's h		1,608902	

Lisa 41. DJIA (1978-1990): OLS mudel nr. 2

model 6-2 (uus):OLS, using observations 1978:07-1989:12 (T = 138)
 Dependent variable: d_1_DJIA

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,00645969	0,00289643	2,230	0,0274	**
d_UMCSENT	0,00326932	0,000803636	4,068	<0,0001	***
d_UNRATE_1	0,0396935	0,0140631	2,823	0,0055	***
d_1_DJIA_1	0,237299	0,0782580	3,032	0,0029	***
Mean dependent var	0,008507	S.D. dependent var		0,037628	
Sum squared resid	0,147456	S.E. of regression		0,033173	
R-squared	0,239829	Adjusted R-squared		0,222810	
F(3, 134)	14,09206	P-value(F)		4,88e-08	
Log-likelihood	276,2485	Akaike criterion		-544,4969	
Schwarz criterion	-532,7879	Hannan-Quinn		-539,7387	
rho	0,073881	Durbin's h		2,205601	

Lisa 46. Ülejäänud lisade dokument

Onedrive link: <https://1drv.ms/b/s!AooXMm5Q7X2ngexJLq5XdLJt6CUCgA?e=SszXDb>

Lisa 47. Gretl mudelis kasutatud algandmete tabel

Onedrive link: <https://1drv.ms/x/s!AooXMm5Q7X2ngexKLucUjllDIt-0LQ?e=tAZPEe>

Lisa 48. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Madis Peterson

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Makroökonomiliste tegurite mõju aktsiaindeksitele majanduskriisi perioodidel,

mille juhendaja on Avo Org

1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;

1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tallinna Tehnikaülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas Tallinna Tehnikaülikooli 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.

12.05.2021 (kuupäev)

¹ Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal vastavalt üliõpilase taotlusele lõputööle juurdepääsupiirangu kehtestamiseks, mis on allkirjastatud teaduskonna dekaani poolt, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil. Kui lõputöö on loonud kaks või enam isikut oma ühise loomingulise tegevusega ning lõputöö kaas- või ühisautor(id) ei ole andnud lõputööd kaitsvale üliõpilasele kindlaksmääratud tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. jq 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.