

# *Sammenhængen mellem C20-aktieindekset og danske makroøkonomiske variable: En ARDL-Bounds testing approach*

---



5. SEMESTER, OECON

GRUPPE 5

ANDREAS METHLING, KRISTOFFER HERRIG THORNDAL,  
MIKKEL BAK LYGØ OG SIMON FLØJ THOMSEN

AALBORG UNIVERSITET

4. JANUAR 2021



**BUSINESS SCHOOL**  
AALBORG UNIVERSITY

**Titel:**

Sammenhængen mellem C20-aktieindekset og danske makroøkonomiske variable

**Tema:**

Empirisk projekt

**Projektgruppe:**

5

**Deltager(e):**

Andreas Methling

Kristoffer Herrig Thorndal

Mikkel Bak Lyngø

Simon Fløj Thomsen

**Vejleder(e):**

Jørgen Stamhus

**Sidetall: 58**

**Antal tegn:**

89928

**Afleveringsdato:**

4. januar 2021

# Indholdsfortegnelse

<b>1</b>	<b>Indledning</b>	<b>5</b>
<b>2</b>	<b>Forforståelse</b>	<b>7</b>
2.1	Problemformulering . . . . .	10
<b>3</b>	<b>Metode og Data</b>	<b>11</b>
3.1	Udvidet problembestemmelse/afgrænsning . . . . .	11
3.2	Økonomisk metodologi . . . . .	12
3.3	Økonomisk projektmetode . . . . .	13
3.3.1	Dickey-Fuller . . . . .	14
3.3.2	Engle-Granger . . . . .	16
3.3.3	ARDL-Bounds Test . . . . .	17
3.3.4	Diagnostics . . . . .	19
3.3.5	Fremgangsmåde . . . . .	22
3.4	Data . . . . .	26
3.5	Opsummering . . . . .	27
<b>4</b>	<b>Hvilke teoretiske såvel som empiriske sammenhænge eksisterer mellem et lands aktieindeks og de udvalgte makroøkonomiske faktorer?</b>	<b>28</b>
4.1	BNP . . . . .	28
4.2	Inflation . . . . .	29
4.3	Boligpriser . . . . .	30
4.4	Arbejdsløshed . . . . .	32
4.5	Renten . . . . .	33
4.6	Opsparing . . . . .	34
4.7	Opsummering . . . . .	34
<b>5</b>	<b>Resultater</b>	<b>36</b>
5.1	Engle-Granger . . . . .	36
5.2	ARDL Bounds test . . . . .	37
5.3	Forskellige resultater . . . . .	40

5.4	Opsummering . . . . .	41
<b>6</b>	<b>Hvorledes stemmer de teoretiske overvejelser og de tidligere empiriske fund overens med resultaterne fra hhv. Engle-Granger testen og ARDL-Bounds testen?</b>	<b>42</b>
6.1	BNP . . . . .	42
6.2	Den lange rente . . . . .	43
6.3	Opsummering . . . . .	43
<b>7</b>	<b>Konklusion</b>	<b>44</b>
<b>8</b>	<b>Perspektivering</b>	<b>45</b>
<b>9</b>	<b>Bilag</b>	<b>47</b>
<b>10</b>	<b>Litteratur</b>	<b>52</b>

# 1 Indledning

Den tidligere anerkendte økonom John Kenneth Galbraith beskrev aktiemarkederne og disses forhold til makroøkonomien i sin bog fra 1955, kaldet ”The Great Crash 1929”, som behandlede eftervirkningerne af den berygtede finansielle nedsmeltning i USA, 1929. I denne publikation kan Galbraith citeres for følgende: *“The stock market is but a mirror, which provides an image of the underlying or fundamental economic situation”* (Galbraith, 2009, p. 88). Her indikeres, at der skulle eksistere en sammenhæng mellem aktiemarkedet og makroøkonomiske forhold for en given økonomi.

Teoretisk såvel som empirisk litteratur præsenterer generelt forskellige synspunkter på forholdet mellem makroøkonomiske variable og et givent aktiemarkeds udvikling, hvor der i disse undersøgelser ikke er udført særlig henvisning til det danske aktiemarked. Relationen mellem aktiemarkedets udvikling og makroøkonomiske variable er en størrelse, som empirien endnu ikke fuldkomment har kortlagt. Det er alment anerkendt, at den finansielle udvikling, navnlig aktiemarkedet, spiller en væsentlig rolle i den økonomiske vækst, som det argumenteres af (Raza og Jawaaid, 2014). Årsagen hertil findes i den omfangsrige mængde litteratur, som konkretiserer, at en stigning i aktiepriser giver en stigning i individers formuebeholdning, hvilket medfører øget forbrug og opsparing. Den kontinuerlige udvikling og stabilitet på aktiemarkedet er derfor meget vigtig for økonomisk vækst og kan ikke ignoreres i nogen økonomi. Omvendt er empirien ikke i samme grad enig i sin forklaring af aktiemarkedet, da der endnu ikke forefindes en enstemmig erklæring for, hvilke makroøkonomiske faktorer der influerer udviklingen på aktiemarkedet – mere konkret C20-indekset i tilfældet for Danmark. Af denne årsag opstår en naturlig nysgerrighed for videre undersøgelse af disse forhold.

Empiriske studier foreskriver, at BNP, opsparing, inflation, boligpriser, arbejdsløshed og renten er de primære instrumentelle variable, som kan påvirke aktiemarkedet. Gennem testanalyse bestræber dette projekt sig på at skabe yderligere klarhed over korrelationernes specifikke natur mellem væksten i C20-indekset og disse udvalgte variable. På denne vis vil det i nogen grad være muligt at undersøge makrovariablenes respektive betydning for væksten i det danske C20-indeks.

Betragtes dagens økonomi, anno 2020, observeres ekstrem volatilitet på aktiemarkedet grundet coronakrisen. Denne volatilitet bevirker, at antallet af aktiehandler siden coronakrisens start, tilbage i marts 2020, er rekordhøjt (Mortensen, 2020a); i marts 2020 blev der foretaget 391.220 aktiehandler i DK, mens gennemsnittet af de 3 måneder forud for den omtalte periode lå på ca. 199.000 handler. I perioden under coronakrisen, hvor Danmarks BNP har taget et styrtedyk, er værdien af danske aktieindehaveres aktier samtidig rekordhøje. Krisetider er ofte karakteriseret ved et fald i aktiekurserne grundet nervøsitet i samfundet (Mortensen, 2020b). Ligeledes erfares det, at en krise altid efterfølges af et opsving (Sydinvest, 2020), hvorfor forventninger til slutningen af krisen kan spille en stor rolle i aktiekurserne. Det kunne dermed tyde på, at der skal skelnes mellem de makroøkonomiske variables effekt på aktieindekset i en krise og udenfor en krise, da aktieindekset afspejler forventninger til fremtiden.

Desuden kan der sættes spørgsmålstegn ved, hvorvidt det egentligt er de relativt små makroøkonomiske variable i en lille økonomi som Danmarks, der dikterer udviklingen i det internationaliserede aktieindeks. Publikationen Investor (2020) argumenterer, at de store danske virksomheder i C25-indekset, der er en udvidet udgave af C20-indekset, er internationaliseret, hvilket gør dem påvirkelige af internationale faktorer fremfor blot de danske makroøkonomiske variable. Det kan her argumenteres, at en økonomi af USA's størrelse har stor indvirkning på aktieindekser - dette understøttes eksempelvis af det amerikanske valg i 2020, hvor C25-indekset oplevede uro op til valget, og herefter en 2.7% stigning i aktieindekset efter valgets afslutning. (Investor, 2020)

Dette projekt forsøger på denne baggrund at berige eksisterende litteratur ved at undersøge, om der eksisterer nogen påviselig langsigtet årsagssammenhæng mellem udvalgte makrovariable samt det danske C20-indeks.

De resterende dele af projektet er struktureret som følger: Sektion 2 - giver en gennemgang af litteraturen. Sektion 3 - beskriver metode og data anvendt i projektet. Sektion 4 - belyser de teoretiske og empiriske resultater. Sektion 5 - kortlægger resultaterne af egen undersøgelse. Sektion 6 - diskuterer årsagssammenhæng i resultaterne. Sektion 7 - opsummerer konkluderende elementer for projektet samt perspektiverer undersøgelsen.

## 2 Forforståelse

Den følgende sektion giver en kort gennemgang af litteraturen, hvori tidligere fundne sammenhænge mellem opstillede makroøkonomiske faktorer og et givent lands aktieindeks belyses - hertil tilføjes hvilken metode, som benyttes samt hvilke lande undersøgelserne er foretaget på. Nogle af disse artikler benytter sig af tests og modeller, der ikke anvendes i dette projekt - for en forklaring herpå henvises til sektion 3.1. Først fremhæves litteraturen for udviklingslande for derefter at komme ind på litteraturen for udviklede lande. Denne gengivelse af litteraturen benyttes her som en forforståelse, der efterfølgende leder ud i en problemformulering.

Aktiemarkedet er for mange et uforudsigeligt og uforståeligt system. Dette har foranlediget en stor del research til at undersøge sammenhængen mellem forskellige makroøkonomiske variable og volatiliteten på aktiepriserne i et givent indeks. Meget af denne research har koncentreret sig om undersøgelsen af, hvorvidt en række opstillede makroøkonomiske variable og aktieindekser kointegrerer, og dertil hvilket langsigtet forhold de enkelte variable har til udviklingen i aktiepriserne. Først var en stor del af denne research koncentreret omkring USA og europæiske lande - se Gan et al. (2006), Gjerde og Sættem (1999) og Tursoy (2019), mens den nylige research især koncentrerer sig omkring forholdet i udviklingslande, se (Sohail og Hussain, 2009), (Joshi og Giri, 2015) og (Tripathi og Kumar, 2016). Dette fokusskift fra undersøgelse af udviklede lande til undersøgelse af udviklingslande kan måske skyldes den stigende globalisering og dermed internationalisering af aktiemarkedene. Således kan et udviklet lands makroøkonomiske variable ikke forklare udviklingen i aktieindekset på egen hånd - andre lande kan også have indflydelse herpå. I udviklingslande er de indenlandske makroøkonomiske variable mere signifikante for det pågældende land og dets aktieindeksudvikling.

Joshi og Giri (2015) samt Sohail og Hussain (2009) finder begge, for hhv. Indien og Pakistan, at IIP (Index of Industrial Production – her brugt som en proxy for landets produktion og dermed BNP) og valutakursen begge har et positivt langsigtet forhold til aktieindekset, mens de er uenige i fortegnet til den langsigtede korrelation mellem inflation og aktiepriserne. Hvor Joshi og Giri (2015) anvender ARDL-Bounds testen til at

teste for langsigtet ligevægt, anvender Sohail og Hussain (2009) både Johansen-Juselius Cointegration testen samt Engle-Granger testen til at teste for kointegration.

Tripathi og Kumar (2016) har vha. Johansen Cointegration testen, Long Run Granger Causality testen og opstilling af en Vector Error Correction Model (VECM) undersøgt sammenhængen mellem makroøkonomiske variable og aktiemarkedet i BRICS-udviklingslandene: Brasilien, Rusland, Indien, Kina og Sydafrika. Hertil anvender de kvartalsvis data fra 1995 til 2014, hvor dataet opdeles i to dele: Før finanskrisen og efter finanskrisen. De to perioder går således fra første kvartal 1995 til andet kvartal 2007 og fra tredje kvartal i 2007 til fjerde kvartal i 2014. Tripathi og Kumar (2016) finder gennem kointegrationsanalysen, et langsigtet ligevægtsforhold mellem aktiepriserne i BRICS-landene og BNP, rentesatsen, valutakursen samt pengeudbuddet. De finder dog intet langsigtet ligevægtsforhold for hverken inflation eller internationale oliepriser. Ligeledes konkluderes en unidirectional Long Run Granger Causality fra aktiepriser til BNP, inflation og rentesatsen. En bidirectional Long Run Granger Causality findes mellem aktiepriserne og pengeudbud og oliepriser. Opstillingen af to dataperioder viser for Tripathi og Kumar (2016), at forskellen i Long Run Granger Causality i de to perioder er signifikant for alle de undersøgte variable. Kointegrationen mellem variablene er dertil ikke forskellig fra den ene periode til den anden.

I forhold til undersøgelsen af bestemmende makroøkonomiske indikatorer for aktiepriserne i de udviklede lande har Gan et al. (2006) undersøgt sammenhængen mellem New Zealands aktieindeks og syv forskellige makroøkonomiske variable: Inflationsraten, valutakursen, BNP, pengeudbuddet, den langsigtede rente, den kortsigtede rente og hjemlige oliepriser. Dette gøres vha. månedlige data fra januar 1990 til januar 2003. Hertil anvender Gan et al. (2006) Johansen Multivariate Cointegration testen og Granger Causality testen. De finder et langsigtet forhold mellem de syv makroøkonomiske variable og New Zealands aktieindeks. Rapporten viser ligeledes, at New Zealands aktieindeks ikke er en ledende indikator for de undersøgte variable. Med en ledende indikator menes en variabel, der kan agere som et varsel for bestemte faktorer i økonomien (Marr, 2020). Dermed finder rapporten, at et fald i aktieindekset ikke kan være bestemmende for, at de makroøkonomiske variable falder i fremtiden – dermed kan aktieindekset ikke fungere som



en indikator for de undersøgte variable.

Også Gjerde og Sættem (1999) beskriver årsagssammenhæng mellem aktieafkast og makroøkonomiske variable i et udviklet land. Her undersøges disse forhold for en lille åben økonomi i form af Norge gennem en Multivariate Vector Autoregressive (VAR-model) tilgang. Til denne benyttes månedlige dataobservationer over 20 år fra 1974 til 1994 for aktieafkast, renter og inflation. Undersøgelsen er ikke på egen hånd i stand til at identificere en årsagssammenhæng mellem aktieafkast og inflation. Derimod foreskrives det, at renten kan have en betydning for udviklingen i inflationen, hvor rentechok kan udløse en negativ inflationsrespons. Dermed udgør renten størstedelen af korrelationen mellem aktieafkast og inflation. Disse ændringer i renten viser derfor en signifikant negativt relation med aktiemarkedet.

En alternativ relation mellem aktiemarkedet og ikke-makroøkonomiske variable behandles af (Akgül et al., 2015, p. 413-414), som undersøger årsagssammenhængen mellem guldpriser og aktiemarkedet i USA. Denne undersøgelse opstiller tre regimer udledt fra den anvendte analyseperiode, hvortil der foretages en variation af VAR-analysen (MS-BVAR) for disse tre perioder. Undersøgelsen finder, at chok til guldpriserne i både et vækstregime og et kriseregime har en negativ effekt på det amerikanske aktieindeks S&P-500. Omvendt er denne respons positiv i præ-kriseregimet. S&P-500-indekset giver forskellige specifikke reaktioner på guldprischok i alle regimer, og dermed har resultaterne vist, at investorer samt politiske beslutningstagere bør tage hensyn til forskellig adfærd i de pågældende regimer, mens de træffer beslutninger.

Slutteligt har Tursoy (2019) undersøgt sammenhængen mellem aktiepriser og rentesatsen i Tyrkiet - et land på grænsen mellem at være et udviklingsland og et udviklet land (Investopedia, 2019). Hertil anvendes ARDL-Bounds testen, Johansen Cointegration testen og VAR modellen. Datasættet går fra første kvartal i 2001 til fjerde kvartal i 2017 og opgøres således kvartalsvist. I undersøgelsen finder Tursoy (2019) et signifikant og langsigtet forhold mellem renten og aktiepriser i Tyrkiet. Hertil uddybes det, at renten har en negativ effekt på aktiepriser, mens aktiepriser ligeledes har en negativ effekt på renten. Derefter forklares det, at en ændring i renten således kan øge antallet af investeringer på det finansielle marked.

Fra litteraturen findes det, at sammenhængen mellem de makroøkonomiske variable og aktiemarkedet især er blevet undersøgt i Europa og de udviklede lande før år 2000, mens det herefter især er Asien og udviklingslandene, der er blevet undersøgt efter år 2000. En stor del af litteraturen har i årene efter årtusindskiftet anvendt ARDL-Bounds test fremgangsmetoden til at teste sammenhængen. I denne periode er det dog sparsomt med litteratur, hvori de udviklede lande anvender ARDL-Bounds test fremgangsmetoden. Dette kan skyldes, at denne tilgang først blev anvendt efter 2001 (Pesaran et al., 2001). Dette ligger op til en undren om, hvorledes en ARDL-Bounds test fremgangsmetode vil forklare årsagssammenhængen mellem makroøkonomiske variable og et indeks fra et udviklet land.

I litteraturen observeres en overvægt af undersøgelser henvendt til udviklingslandene, hvorfor det vurderes interessant at opstille undersøgelsen for et udviklet land som Danmark. Dette leder ud i følgende problemstilling:

## 2.1 Problemformulering

*Hvilke langsigtede relationer eksisterer mellem udvalgte danske makroøkonomiske faktorer og væksten i det danske C20-aktieindeks?*

- Hvilke teoretiske såvel som empiriske sammenhænge eksisterer mellem et lands aktieindeks og de udvalgte makroøkonomiske faktorer?
- Hvilken sammenhæng opstiller resultaterne fra Engle-Granger testen og ARDL-Bounds testen mellem de udvalgte makroøkonomiske variable og væksten i det danske C20-aktieindeks?
- Hvorledes stemmer de teoretiske overvejelser og de tidligere empiriske fund overens med resultaterne fra hhv. Engle-Granger testen og ARDL-Bounds testen?

## 3 Metode og Data

### 3.1 Udvidet problembestemmelse/afgrænsning

Projektet afgrænses ved udelukkende at tage afsæt i de økonomiske anliggender og er følgelig ikke koncentreret om politiske aspekter – såsom politikernes øje for genvalg. Politiske forhold kan nemlig have indflydelse på økonomiske beslutninger, der påvirker de inkluderede variable. Geografisk vil det primære fokus være centreret omkring det danske C20-aktieindeks, og de udvalgte danske makroøkonomiske variable. Projektet anskuer en tidshorisont fra første kvartal i 1997 til og med fjerde kvartal i 2019. Dermed indrammes en konkret tidsperiode for undersøgelsen.

Valg af danske makroøkonomiske variable sker ud fra empiriske såvel som teoretiske overvejelser, og det er udelukkende disse udvalgte variable som vil blive analyseret i projektet. Øvrige økonomiske variable og disses potentielle effekter vil derfor ikke blive behandlet. En af disse alternative variable med potentiel sammenhæng med aktiemarkedet foreskrives i litteraturen at være guldpriser. I projektet anvendes en variabel som guldpriser ikke til videre undersøgelse, da fjernelse af denne fra test og modeller ikke medfører omitted-variable bias. Dette betyder, at guldpriserne ikke har signifikant betydning for udviklingen i C20-indekset - ej heller de uafhængige variable i projektet. En sådan følgeslutning om en variabels manglende signifikans for test og modeller kan derimod ikke garanteres at være tilfældet for alle alternative variable.

Videre afgrænsning sker i form af metoder til udregning af projektets resultater. Der findes i litteraturen et stort antal tests og modeller, som hver har sine styrker og svagheder. I dette projekt har vi anvendt Engle-Granger Cointegration testen, ARDL-Bounds testen og Error-Correction modellen. Dette har været det oplagte valg givet de faglige rammer, som semesterets undervisning har opstillet.

Forforståelsen har vist, at tidligere litteratur, udover de førnævnte tests og modeller, også har anvendt Johansen-Juselius Cointegration testen, Granger Causality testen og Vector Error-Correction modellen (VECM) samt udgaver af Vector Autoregressive modellen (VAR). Der afgrænses fra disse i projektet grundet det manglende vidensfundament hertil. Johansen-Juselius Cointegration testen kan ses som et alternativ til Engle-Granger testen (eller et supplement). Fordelen ved at have benyttet Johansen-Juselius Cointegra-

tion testen er, udover bekræftelsen i at anvende to forskellige test til at teste for kointegration, at den anses som en forbedret udgave af Engle-Granger testen idet, at det ikke er nødvendigt at specificere en afhængig variabel (Glen, 2020). Granger Causality testen benyttes til at bedømme, hvorvidt en tidsserie Granger-causer en anden tidsserie. Hermed menes, hvorvidt den ene tidsserie bevæger sig før (leder) den anden tidsserie (Glen, 2016). Viden om Granger Causality kan være interessant i en udvidelse af problemstillingen, således at man udover at vurdere om der er et forhold mellem de givne variable også bestemmer om C20-indekset er en ledende variabel for en række variable og derved Granger-causer disse variable. Vector Autoregressive modeller konstrueres således, at hver variabel er en lineær funktion bestående af dets egen tidligere lags samt tidligere lags af de andre anvendte variable. Dette afgrænses der dog fra i dette projekt. Error-Correction Model i vektorform er heller ikke blevet anvendt i dette projekt grundet semestrets fagammer, hvorfor den almindelige Error-Correction Model er blevet anvendt. Anvendelsen af de tilgængelige teoretiske tests og modeller er tiltænkt en essentiel rolle for projektets opbygning, da disse værktøjer tillader teoretiske følgeslutninger.

Yderligere afgrænsning sker som følge af den manglende information omkring funktionspakker i R-studio. Disse funktionspakker indeholder funktioner og metoder, som benyttes til udarbejdelse af de anvendte tests og modeller. Grundet denne manglende information vil disse aspekter ikke videre beskrives i dette projekt. Tilmed afgrænses der fra uddybelse af de ligninger, som ikke praktisk bliver udledt i løbet af projektet.

### 3.2 Økonomisk metodologi

Da økonomisk metodologi er en filosofisk videnskab, så forefindes der ofte ikke et utvetydigt svar på de spørgsmål der rejser sig i denne sociale videnskab, og det er derfor essentielt at have en forståelse for de antagelser der gør sig gældende i forskellige økonomiske konklusioner og adfærdsforklaringer jf. (Boumans og Davis, 2016). Der skelnes mellem økonomisk metodologi og økonomisk metode, hvor metodologi undersøger økonomi som en videnskab og benyttes til at forklare "hvorfor" spørgsmål, som beskriver diverse årsagssammenhænge. Økonomisk metode benyttes til at forklare "hvordan" spørgsmål, som omfatter teknikker og redskaber til at forklare økonomiske fænomener, hvortil "antagelser" benyttes som et af disse redskaber i projektet.

Keynes argumenterede, at data ændrer sig over tid og derfor ikke er homogen. Samtidig påvirkes relationerne mellem de økonomiske variable af den økonomiske politik i givne perioder. Dertil er det ofte ikke muligt at inkludere alle signifikante variable i praksis, da der forekommer korrelation mellem variable, som ikke kan konkretiseres i modellen. Samtidig skal samfundsvidenskabelige lovmæssigheder findes udenfor eksperimentelle omgivelser eller laboratorier, hvilket gør det vanskeligt at kontrollere resultaterne i projektet for kausale sammenhænge mellem de endogene og eksogene økonomiske variable.

Friedman mente, at graden af en teoris signifikans afhang af, hvor urealistiske de underliggende antagelser blev beskrevet. En anvendt teori er aldrig "realistisk" beskrevet, da denne ikke kan tage højde for alle relevante forhold for en given undersøgelse. Popper mente dertil, at et udsagn med høj sandsynlighed for at være sandfærdigt vil være videnskabelig uinteressant, da dette udsagn vil have meget lav forklaringssevne. Socialvidenskaben er generelt for kompleks til kunstig isolation af de faktorer, som påvirker et givent fænomen. Dette skyldes, at der er for mange faktorer og at disse ikke kan isoleres i et laboratorium, som det er tilfældet i naturvidenskaben. Af samme årsag benyttes i dette projekt en tilgang, der i nogen grad er understøttet af empiriske beviser fremfor en ad hoc (til dette formål) tilpasning, for at gøre en teori sandfærdig.

Forskningsstrategien for dette projekt knytter sig til den deduktive metode, som udelukkende benyttes i begrundelseskontekst, og ikke i opdagelseskontekst. Relationen mellem de udvalgte makroøkonomiske variable og udviklingen i C20-indekset beskrives derfor ud fra en deduktiv ræsonment-kæde til bestemmelse af retningen for årsagssammenhænge.

### 3.3 Økonomisk projektmetode

Hvor økonomisk metodologi undersøger økonomi som en videnskab, og benyttes til at forklare "hvorfor" spørgsmål, så benyttes den økonomisk metode derimod til at forklare "hvordan" spørgsmål, som tidligere nævnt omfatter teknikker og redskaber til at forklare økonomiske fænomener. Her vil nu blive redegjort for de tests, der er benyttet i projektet. Først vil Dickey-Fuller testen forklares for at give et indblik i, hvordan ordren af integration bestemmes for tidsrækkerne i dette projekt. Dernæst gives en teoretisk gennemgang af Engle-Granger testen og dens antagelser, der i projektet giver en indikation om, hvorledes

de anvendte makroøkonomiske variable har et kointegreret eller spuriøst forhold til væksten i C20-indekset. Herefter gives en teoretisk gennemgang af ARDL-Bounds testen og dens antagelser for at vise, hvordan Error-Correction modellen fremkommer. Dertil også bestemmelse af om der findes et langsigtet forhold mellem alle de inkluderede variable, kun nogle af de inkluderede variable, eller ingen af de inkluderede variable.

Herefter vil der gives en forklaring af de diagnostikker, som er benyttet til at vurdere om antagelserne i de inkluderede tests i projektet er overholdt. Disse benyttes for at give BLUE-estimer i modellerne, hvor der hertil også vil inkluderes nogle biases, som muligvis kan påvirke estimer i modellen. Efterfølgende gives en gennemgang af fremgangsmåden for projektet. Her vil det blive beskrevet, hvordan resultaterne i ARDL-Bounds testen samt Engle-Granger testen er opnået, og hvor godt modellerne klarer sig i diagnostikkerne. Afslutningsvis præsenteres det anvendte data og behandlingen heraf.

### 3.3.1 Dickey-Fuller

Analysen af det langsigtede forhold mellem udviklingen i C20-indekset og udvalgte makroøkonomiske variable vil gennemføres ved hjælp af ARDL-Bounds testen, samt Engle-Granger testen. Derfor er det nødvendigt at undersøge, hvilken orden de udvalgte makroøkonomiske variable er integreret af. Dertil bruges en bestemt udgave af Dickey-Fuller testen kaldt The Augmented Dickey-Fuller test. Begge modeller forklares i nedenstående sektion, som tager udgangspunkt i Enders (2017) kapitel 4.5.

I 1979 fremlagde Dickey og Fuller tre forskellige regressioner, der bruges til at teste for unit root. Den første er en "Pure random walk model" ( $y_t = \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ ). I den næste tilføjes et drift term ( $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ ), og i den tredje model inkluderes både drift termet samt en lineær trend ( $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 t + \varepsilon_t$ ). Heri subtraheres  $y_{t-1}$  på begge sider og opstiller følgende tre modeller:

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi y_{t-1} + \beta_2 t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Den interessante parameter i ovenstående funktion er  $\pi$ : Hvis  $\pi = 0$ , vil ovenstående funktioner indeholde unit root. Dette skyldes, at  $\pi = (\beta_1 - 1)$  og hvis dette skal være lig med 0, kræves det, at  $\beta_1 = 1$ , hvilket resulterer i, at modellen indeholder unit root. Hvis der findes unit root i en model vil det betyde, at variablen ikke er svagt stationær. Svag stationaritet betyder, at variablenes gennemsnit samt varians-kovarians matrix er konstant over tid. Dette kan rettes ved at tage den første difference af variablen, hvorpå testen igen kan afgøre om denne indeholder unit root. Denne proces fortsættes indtil unit root er fjernet fra variablen. Derved viser Dickey-Fuller testen, hvor mange gange differencen minimum skal tages af en variabel før denne er stationær.

Da ovenstående ikke tager seriekorrelation i betragtning, vil en Augmented Dickey-Fuller test i stedet blive benyttet. Her er der blot tilføjet laggede værdier for første difference af testvariablen, se ligning 4. Dette tager sammenhænge imellem  $\Delta y_t$  og signifikante lags af denne  $\Delta y_{t-i}$  i betragtning, som ellers ville påvirke fejleddet i modellen og muligvis forårsage autocorrelation.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi y_{t-1} + \beta_2 t + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Hypotesen vil i begge tilfælde være følgende:  $H_0 : \pi = 0$  og  $H_1 : \pi < 0$ . Hvis modellen fejler i at afvise  $H_0$ , vil dette betyde, at variablen lider af unit root. Dette skal afhjælpes gennem den førnævnte proces, hvor den første difference tages indtil den alternative  $H_1$ -hypotese kan accepteres. Hvis  $H_1$  accepteres, uden denne proces, foreskriver dette, at variablen ikke er integreret og er dermed karakteriseret som værende  $I(0)$ . Hvis  $H_1$  accepteres, efter at variablen er integreret af første orden, vil det siges, at variablen er  $I(1)$ .

Udførelsen af testen vil ske ved at sammenligne den estimerede t-værdi for  $\pi$  med Dickey-Fuller kritiske værdier. Disse vil være forskellige alt efter, hvilken af ovenstående tre funktioner 1, 2 og 3, der benyttes. Årsagen til, at Dickey-Fuller kritiske værdier skal benyttes er, at fordelingen under  $H_0$ -hypotesen ikke følger en normal t-fordeling, men derimod følger en Dickey-Fuller fordeling.

### 3.3.2 Engle-Granger

Til analysen af langsigtede sammenhænge mellem C20-indekset og udvalgte makroøkonomiske variable benyttes Engle-Granger testen. Denne viser, om den estimerede værdi af variablene i log-level form er valid som en langsigtet sammenhæng. Betegnelsen af log-level henviser til, at den afhængige variabel i modellen fremtræder i log form, og dertil optræder de beskrivende variable i deres naturlige level form. Hvis der ikke kan konkluderes at være en stationær lineær sammenhæng, vil der være tale om en spuriøs sammenhæng mellem variablene. Her kan den estimerede værdi i regressionen i log-level form ikke betros. I følgende sektion tages der udgangspunkt i (Enders, 2017) kapitel 6.4 til at give en kort gennemgang af fremgangsmetoden i Engle-Granger testen.

I 1987 fremlagde Engle og Granger en metode til at teste, om der eksisterer en lineær sammenhæng mellem variable, der er integreret af samme orden. Derfor skal dette først og fremmest afklares. Det kan blandt andet gøres ved den før beskrevne Augmented Dickey-Fuller test, som også benyttes i dette projekt. Hvis det findes, at variablene ikke er integreret af samme orden, vil konklusionen være, at der ikke er kointegration.

Såfremt alle variable er integreret af samme orden, skal det langsigtede forhold efterfølgende vises gennem en regression på de valgte variable i log-level form. I ligning 5 ses denne log-level model for to uafhængige variable ( $x$  og  $z$ ).

$$\log(y_t) = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 z_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Estimerer fra den ovenstående log-level model vil ikke være valide, hvis variablene ikke er integreret af samme orden, og kan dermed ikke beskrive det langsigtede forhold. Dette skyldes, at OLS-estimerer for denne model vil konvergere hurtigere, hvis variablene ikke er stationære. (kan også skyldes, at de følger den samme trend). For at afgøre om variablene er kointegreret benyttes fejlleddet fra den estimerede model. Dette viser de estimerede værdiers afvigelse fra den langsigtede sammenhæng. Hvis det påvises, at fejlleddet er  $I(0)$  og dermed stationær, vil dette betyde, at variablene er kointegreret. Dette kan afgøres ved at udføre en Dickey-Fuller test på det estimerede fejllid for at afgøre, om disse er stationære uden integration. I dette projekt vil en Augmented Engle-Granger test blive foretaget. Her tilføjes lags af første differencen af fejlleddet, hvilket gøres for at overholde



antagelsen om ingen seriekorrelation. Der opstilles derfor følgende Augmented Dickey-Fuller model uden intercept, da den forventede værdi af fejlleddet antages at være lig med 0, som ses af ligning 6 nedenfor:

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Hvis modellen fejler i at afvise  $H_0 : a_1 = 0$ , kan det ikke afvises, at variablene ikke er kointegreret. Hvis  $H_0 : a_1 = 0$  omvendt afvises, og  $H_1 : a_1 < 0$  accepteres, kan det konkluderes, at variablene er kointegreret. Til dette skal t-værdien for  $a_1$  sammenlignes med de kritiske værdier for Engle-Granger test, som fremgår af MacKinnon (2010a).

### 3.3.3 ARDL-Bounds Test

Pesaran et al. (2001) udviklede i 2001 en ny metode for at teste for en lineær sammenhæng mellem en afhængig variabel og tilhørende uafhængige variable. Testen bygger på en standard F- og t-statistik, som benyttes til at teste for signifikans af niveauparametrene af variablene. Testen kan benyttes på variable, der er integreret af orden 0 eller 1, også kaldt  $I(0)$  og  $I(1)$  variable, eller som Pesaran et al. (2001, p. 289-290) beskriver det: *"This paper proposes a new approach to testing for the existence of a relationship between variables in levels which is applicable irrespective of whether the underlying regressors are purely  $I(0)$ , purely  $I(1)$  or mutually cointegrated"*. Dertil tilføjes dog, at variablene stadig ikke må være integreret af anden orden, også kaldet  $I(2)$ .

Der gives nu et indblik i den fremgangsmåde, som er benyttet ved udførelsen af ARDL-Bounds testen. Først ønskes det at undersøge, hvilken orden de udvalgte makroøkonomiske variable er integreret af, hvor testen, som tidligere nævnt, udelukkende kan gennemføres, hvis de udvalgte variable er integreret af følgende orden:  $I(0)$  eller  $I(1)$ . Til dette benyttes den førnævnte Augmented Dickey-Fuller test og andre lignende tests som PP-test (Phillips-Perron). Disse vil blive benyttet, hvis ADF-testen giver en værdi, der ligger tæt på grænsen i at bestemme ordenen af integration. Herefter opstilles en Error-Correction Model, der udledes af en ARDL (Autoregressive Distributed Lag) model på de valgte variable, hvori der tilføjes lags på hhv. den afhængige variabel og de uafhængige

variable. Her gives et eksempel på en simpel ARDL (1,1) model:

$$y_t = \mu + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Denne ARDL(1,1) model vil nu blive omskrevet til en Error-Correction Model, hvor denne udledning fremgår af bilag 3. Herigennem udledes nedenstående ligning 8.

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t - \theta_1 y_{t-1} + \mu + \phi_1 x_{t-1} \quad (8)$$

Hertil kan tilføjes laggede værdier af første difference for både y og x variablene. Dette gøres i tilfælde af en problemstilling ved opfyldelse af antagelsen for seriekorrelation.

$$\Delta y_t = \alpha_i \Delta y_{t-i} + \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t - \theta_1 Y_{t-1} + \mu + \phi_1 x_{t-1} \quad (9)$$

Ovenstående funktion skal reduceres for ikke-signifikante lags i modellen. Til dette vil F- og t-test benyttes, og der vil undervejs blive testet for, om fejlleddet er normal fordelt, da F- og t-testen kun er gyldig under denne antagelse.

Når ikke-signifikante lags er fjernet fra modellen, vil der blive udført et F-test på niveauparametrene, hvilket med udgangspunkt i ligning 9 vil fremstille følgende ( $H_0 : \theta_1 = \phi_1 = 0$ ).  $H_0$ -hypotesen som vil være, at niveauparametrene ikke er signifikant forskellige fra 0. Ved denne F-test vil den estimerede F-værdi blive sammenlignet med et upper og lower bound. Hvis F-værdien er under lower bound vil modellen fejle i at afvise  $H_0$ . Dermed er der ikke et langsigtet forhold mellem variablene. Ligger F-værdien derimod mellem lower og upper bound, vil én eller flere af de uafhængige variable have et langsigtet forhold med den afhængige variabel. En F-værdi over upper bound, vil betyde, at  $H_0$  afvises og dermed accepteres  $H_1 : \theta_1 \neq \phi_1 \neq 0$ . Dermed forefindes et langsigtet forhold mellem den afhængige variabel og de uafhængige variable. Hvis  $H_1$  accepteres kan det langsigtede estimat findes ved følgende formel  $\frac{\phi_1}{\theta_1}$ . For herefter at finde de kortsigtede sammenhænge, skal en restricted Error-Correction Model opstilles. Her vil niveauparametrene blive erstattet af de laggede residualer fra den langsigtede regression, som i tilfældet af ligning 9 vil være  $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$ .

Den restricted Error-Correction Model vil dermed skrives:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \theta_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Her kan de kortsigtede sammenhænge nu aflæses af estimater fra lags af første difference. Samtidig kan Speed of Adjustment aflæses fra  $\theta_1$ . Disse værdier vil blive nærmere forklaret i sektion 5.5.

### 3.3.4 Diagnostics

Her vil diagnostikker nu blive gennemgået. Disse benyttes for at sikre, at estimater fra ARDL-Bounds testen er unbiased og consistent, hvilket gøres gennem tests af OLS-antagelser. Da modellen er baseret på 92 observationer kan det argumenteres, at den udviser asymptotiske egenskaber. Her antages det at fordelingen, når antallet af observationer går mod uendelig, vil gå mod den givne fordeling, der i dette tilfælde er en student-t fordeling eller en F-fordeling. Dermed skal TS.1' til og med TS.5' være opfyldt, for at opnå normalfordelte estimater. I dette tilfælde vil både F- og t-test være valid. Denne sektion tager udgangspunkt i kapitel 11 i Wooldridge (2018).

Først antages det om modellen, at den er **Linear in parameters (TS.1')**, hvilket undersøger, om modellen viser et lineært forhold. De estimerede parametre må derfor ikke være opløftet i anden, tredje osv. Hertil tilføjes det, at variablene skal være svagt stationære. Som tidligere nævnt vil dette foreskrive, at variablene har konstant gennemsnit samt varians-kovarians matrix over tid. Ved hjælp af ADF-testen findes om variablene er  $I(0)$  eller højere. Hvis det findes, at en variabel ikke er  $I(0)$  og dermed ikke svagt stationær, vil den første difference blive taget af variabelen. Denne proces vil fortsætte ind til variabelen er svagt stationær.

Betydningen af TS.1' i forhold til modellen benyttet i dette projekt vil være, at estimatet for BNP som et eksempel på en uafhængig variabel i modellen, ikke kan være opløftet i anden eller tredje, dermed findes kun den lineære sammenhæng.

Hernæst vil der blive testet for **Multicollinearity (TS.2')**, hvilket foreskriver, at der ikke må være nogen kraftig korrelation mellem de uafhængige variable. I projektet vil dette eksempelvis betyde, at de to estimater for BNP og arbejdsløshed ikke må være kraftigt

korreleret. For at teste dette laves en tabel, der viser cyklisk korrelation i mellem de uafhængige variable, som findes ved at fjerne seasonality (se tabel 3 i bilag for resultater af Seasonality test) samt trenden fra variablene for at kunne "isolere" den cykliske udvikling, se bilag 4.

Efterfølgende testes for **Zero conditional mean (TS.3')**. Dette betyder, at for hver periode,  $t$ , skal den forventede værdi af fejleddet,  $u_t$ , givet de uafhængige variable, være lig med 0, hvilket fremgår af ligning 11:

$$E(u_t|\mathbf{X}) = 0, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (11)$$

Dette foreskriver, at når fejleddet er uafhængigt af de forklarende variable samtidig med, at den forventede værdi af fejleddet er lig med 0:  $E(u_t) = 0$ , er antagelsen automatisk overholdt. Dermed siges de uafhængige variable at være **Strictly exogenous**. I projektets model vil dette betyde, at det forventede fejleddet i Error-Correction modellen skal være lig med 0. Samtidig må fejleddet ikke være korreleret med nogle af de uafhængige variable i modellen over alle perioder. En årsag til at denne antagelse ikke er overholdt, kan skyldes misspecifikation i modellen igennem omitted-variable bias, hvor en manglende variabel i modellen kan skabe upward/downward bias i modellens estimer.

Dette sker da ekskludering af en variabel, som har en effekt på den afhængige variabel, vil påvirke estimer i modellen i tilfælde af, at der findes korrelation mellem den ekskluderede uafhængige variabel og en af de anvendte uafhængige variable, der er inkluderet i modellen. Andelen af den ekskluderede variabel, der ikke er korreleret med de uafhængige variable, kan skabe korrelation mellem fejleddet og denne uafhængige variabel i modellen, da denne ekskluderede andel der er korreleret med den afhængige variabel vil blive observeret i fejleddet. Hvis en anvendt uafhængig variabel er korreleret med fejleddet kaldes dette også en endogen variabel. Estimer i modellen vil nu være upward/downward biased, alt efter retningen af korrelationen mellem den ekskluderede variabel og en given anvendt uafhængig variabel.

Dernæst antages modellen at være **Homoskedastic (TS.4')**, hvilket betyder, at variansen af fejleddet ikke afhænger af tid og skal være uafhængig af de forklarende variable. Dette kan også skrives som:  $Var(u_t|X)$ , der viser, at fejleddet ikke må afhænge af de

forklarende variable.  $Var(u_t) = \sigma^2$  viser her, at fejlleddet ikke må afhænge af tid. For at denne antagelse er overholdt i projektets model, vil det betyde, at variansen af fejlleddet i Error-Correction Model ikke må ændres, når eksempelvis BNP stiger. Dette vil betyde, at væksten i C20-indeksets afvigelse fra den estimerede værdi (fejlleddet) vil blive større/mindre når BNP ændres. Samme forklaring gælder over tid. Det antages, at fejlleddet har en forventet værdi på 0. Dermed vil variansen af fejlleddet være  $u_t^2$ , hvorfor der kan laves en regression med  $u_t^2$  som den afhængige variabel, for at teste for sammenhænge.

Herefter testes for **Autocorrelation (TS.5')**, hvilket undersøger om fejlleddet er korreleret over tid, som det foreskrives af ligning 12:

$$Corr(u_t, u_s) = 0, \text{ For all } t \neq s \quad (12)$$

Hvis der findes at være autocorrelation i modellen, er dette en afvigelse fra antagelsen om, at der ingen korrelation må være mellem fejllende i modellen over tid. Hvis denne antagelse er brudt, vil fremgangsmetoden i dette projekt være at tilføje flere differentierede lags for at fjerne den korrelation, der ikke opfanges og ellers vil ende i fejlleddet. For projektets model betyder dette, at fejlleddet for periode 1 ikke må være korreleret med fejlleddet for periode 2 osv. op til periode 92.

Under TS.1' til og med TS.5' vil estimererne i modellen være (BLUE) Best linear unbiased estimates. Dermed vil det ikke være muligt at finde andre lineære unbiased estimerer med en lavere varians. Derudover vil fejlleddet i modellen antages at være  $IID(0, \sigma^2)$  (Identical Independent Distributed, med et gennemsnit på 0 og varians på  $\sigma^2$ ).

Afslutningsvis vil der blive taget hensyn til **Structural Breaks**. Først analyseres det, om parametrene er konstante, hvilket gøres ved hjælp af "Strucchange"pakken i R-studio (Zeileis et al., 2002). Herunder undersøges også for ændringer i gennemsnittet, hvilket gøres ved hjælp af "Breakpoints"funktionen. I projektet undersøges dette i et tilfælde med 5 brud. Hvis ændringerne i gennemsnit er signifikante (dette kan testes gennem en Chow-test, se Enders (2017) kapitel 12), kan dette afhjælpes ved at benytte dummyvariable for perioderne efter bruddet. For at antagelsen om normalfordelte fejllad (Zero conditional mean) er blevet overholdt, i forhold til at det forventede fejllad skal være 0 over tid,

har det været nødvendigt at benytte dummyvariable til at fjerne afvigelser, som har et signifikant anderledes gennemsnit end resten af modellen.

### 3.3.5 Fremgangsmåde

Det vil nu forsøges at klarlægge den fremgangsmåde, som er blevet benyttet for de anvendte tests i projektet. Til at vurdere validiteten af både Engle-Granger testen samt ARDL-Bounds testen er der udført forskellige diagnostikker, som fremgår af sektion 3.3.4. Dette har ført til, at nogle variable løbende er blevet ekskluderet i processen hen imod den endelige model.

I sektion 4 er der redegjort for de makroøkonomiske variable, der teoretisk vil have en sammenhæng med væksten i C20-aktieindekset. Dermed vil disse variable inkluderes i fremgangsmåden. Som nævnt ønskes det at udføre en Engle-Granger test samt ARDL-Bounds test ved hjælp af disse variable for at finde et muligt langsigtet forhold. For at udføre Engle-Granger testen, (se sektion 3.3.2) kræves det, at alle variablene er integreret af samme orden, hvor det i ARDL-Bounds testen (se sektion 3.3.3) kræves at ingen af variablene er integreret af anden orden,  $I(2)$ . Derfor udføres en Augmented Dickey-Fuller test, som er nærmere forklaret under sektion 3.3.1. I første omgang undersøges det, om variablene er  $I(0)$ . Resultaterne fremgår af bilag 5. Hvis testens t-værdi ligger over den kritiske værdi på 5% signifikans niveau, vil den alternative  $H_1$ -hypotese accepteres og variablen er dermed  $I(0)$ . Testen viser at følgende variable er  $I(0)$ : Log af C20, opsparing i procent af BNP og huspriser.

Log af C20 ligger dog tæt på den kritiske værdi, hvorfor der udføres en Phillips-Peron test. Denne har en anden fremgangsmåde for at tage hensyn til seriekorrelation. Testen opstilles som følgende  $H_0 : \theta_1 = 1$ , med den alternative hypotese  $H_1 : \theta_1 < 1$ . Denne fejler i at afkræfte nullhypotesen med en p-værdi på 0.33, og dermed kan alternativ hypotesen, at log af C20 er  $I(0)$ , ikke accepteres. Dermed testes den for værende  $I(1)$ .

Der tages nu første difference af variablene, hvor tabel 6 viser testen's t-værdi samt tilhørende kritiske værdier. Her fremgår det, at alle udførte tests formår at acceptere den alternative hypotese. Dermed er alle variablene i denne test  $I(1)$ . Det skal bemærkes, at der ingen test er ført for den korte rente, hvilket skyldes, at antagelsen om normalfordelte fejlede ikke var opfyldt i ADF-testen. Denne problemstilling var ikke muligt at løse,

hverken ved at inkludere dummyvariable for at kontrollere for strukturelle brud eller ved at tage logaritmen. Dermed vil t- og F-test ikke være gyldig, og det har ikke været muligt at afgøre, hvilken orden denne er integreret af. Andre ADF-tests for variablene havde også vanskeligheder med at opfylde antagelsen om normalitet i fejleddet. Dette var dog muligt efter brug af dummyvariable.

Konklusionen for Augmented Dickey-Fuller test bliver at følgende variable vil blive ekskluderet fra modellerne: Den korte rente, da ordren af integration ikke kan konkluderes. Opsparing i procent af BNP samt huspriser, da disse er  $I(0)$  og derfor ikke opfylder betingelserne for at kunne indgå i Engle-Granger testen. Både opsparring i procent af BNP samt huspriser kunne argumenteres for at tages med i ARDL-Bounds testen, da de ikke bryder med antagelsen om ordenen af integration, da disse er  $I(0)$ .

Disse vil dog ikke blive anvendt, da begge variable er stærkt korreleret med andre uafhængige variable, hvor det samtidig ønskes at benytte de samme variable i både Engle-Granger testen samt ARDL-Bounds testen. Af bilag 4 kan det udledes, at opsparring har en stærk korrelation med BNP på 0.655. Samtidig har huspriser en stærk korrelation med BNP på 0.801 samt en stærk korrelation med arbejdsløshed på -0.712. Derfor vil dette bryde med antagelsen for multicollinearity, se sektion 3.3.4. Disse vil derfor ikke inkluderes i ARDL-Bounds testen. Efter at have ekskluderet de omtalte variable, vil følgende variable blive benyttet i modellerne som uafhængige variable: BNP, den lange rente, inflation, arbejdsløshed.

**Engle-Granger testen** starter med en regression i log-level form (dermed er variablene ikke blevet behandlet af nogen form) - se bilag 4. Fejleddet for denne benyttes i en Dickey-Fuller test. Denne model led dog under seriekorrelation, hvorfor det har været nødvendigt at benytte den Augmented Dickey-Fuller test med ét lag af fejleddet. Af denne årsag kaldes denne test nu i stedet en Augmented Engle-Granger test. Resultater for Engle-Granger fremlægges og kommenteres i sektion 5.

**ARDL Bounds testen** i dette projekt tager udgangspunkt i følgende ARDL (8,8,8,8,8)

model:

$$LC20 = \mu + \alpha_1 LC20_{t-1} + \dots + \alpha_8 LC20_{t-8} + \beta_0 longi_t + \dots + \beta_8 longi_{t-8} + \gamma_0 BNP_t + \dots + \gamma_8 BNP_{t-8} + \lambda_0 inf_t + \dots + \lambda_8 inf_{t-8} + \omega_0 u_t + \dots + \omega_8 u_{t-8} - 8 + \varepsilon_t \quad (13)$$

Denne kan laves om til følgende Error-Correction Model gennem fremgangsmetoden, der er beskrevet i sektion 3.3.3.

$$\begin{aligned} \Delta LC20 = & \alpha_1 \Delta LC20_{t-1} + \dots + \alpha_8 \Delta LC20_{t-8} + \beta_0 \Delta longi_t + \dots + \beta_8 \Delta longi_{t-8} + \\ & \gamma_0 \Delta BNP_t + \dots + \gamma_8 \Delta BNP_{t-8} + \lambda_0 \Delta inf_t + \dots + \lambda_8 \Delta inf_{t-8} + \omega_0 \Delta u_t + \dots + \omega_8 \Delta u_{t-8} + \varepsilon_t + \\ & \theta_1 LC20_{t-1} + \mu + \phi_1 longi_{t-1} + \phi_2 BNP_{t-1} + \phi_3 inf_{t-1} + \phi_4 u_{t-1} \end{aligned} \quad (14)$$

Først fjernes alle ikke-signifikante lags fra ovenstående Error-Correction Model, ved hjælp af en F-test, hvor antagelsen om normalfordeling i fejlleddet dog ikke er opfyldt. Derfor har det været nødvendigt at anvende dummyvariable for tredje kvartal i 2002, første kvartal i 2003, tredje kvartal i 2008, fjerde kvartal i 2008, tredje kvartal i 2011 og første kvartal i 2015. Her er det vigtigt at pointere, at dummyvariablene for tredje og fjerde kvartal i 2008 vil forbedre de ikke-normalfordelte fejlede markant, hvis disse var lavet som én sammenhængende dummyvariable. Dette er ikke gjort, da det vil påvirke et par af OLS-antagelserne i form af outliers samt antagelsen om homoskedasticitet i negativ retning. Herefter er antagelsen om normalfordeling af fejlleddet opfyldt. Det er dog en vigtig målsætning ikke at skulle benytte "for mange" dummyvariable, da tilføjelse af yderligere dummyvariable vil sænke frihedsgraden i modellen.

Efter normalitetskravet er overholdt kan F-testen benyttes til at fjerne ikke-signifikante lags fra modellen. Det er her essentielt, at det kun er "differenslags" der fjernes, da testen i sig selv går ud på at teste niveauparametrene. Dette leder til følgende model:

$$\begin{aligned} \Delta LC20 = & \alpha_1 \Delta LC20_{t-1} + \beta_4 longi_{t-4} + \varepsilon_t + \theta_1 LC20_{t-1} + \mu + \phi_1 longi_{t-1} + \\ & \phi_2 BNP_{t-1} + \phi_3 inf_{t-1} + \phi_4 u_{t-1} \end{aligned} \quad (15)$$

Før denne model kan benyttes er diagnostikkerne i sektion 3.3.4 udført på modellen for at sikre, at estimerne er BLUE (Best linear unbiased estimates). Her kan det konkluderes, at modellen overholder disse antagelser, hvorfor de i dette tilfælde er BLUE. Det skal her



bemærkes, at der muligvis kan forekomme en problemstilling i form af omitted-variable bias samt measurement error. Førstnævnte antages ikke at være en problemstilling i modellen, da antagelsen for Zero Conditional Mean er overholdt. Det skal dog nævnes, at blandt de ekskluderede variable er der korrelation mellem både den korte rente, huspriser og opsparing i procent af BNP og de anvendte uafhængige variable. Derfor er det muligt, at der er et upward/downward bias på de anvendte variable, da effekten af de udeladte variable her vil blive opfanget i de anvendte variable, som er korreleret med de udeladte variable. Dette gælder: BNP og arbejdsløshed. Det vil samtidig betyde, at den udeladte andel, som ikke er korreleret med de anvendte uafhængige variable, vil blive opfanget i fejlleddet, og vil følgelig skabe en problemstilling givet antagelsen om "zero conditional mean" fra sektion 3.3.4. Denne antagelse er som nævnt opfyldt i den anvendte model, hvilket derfor ikke ændrer på, at estimerne er BLUE.

Målefejl kan forekomme, da variablen log af C20 selv er blevet fremstillet, se sektion 3.4. Da denne er den afhængige variabel i modellen, vil det ingen effekt have for estimerne i modellen, da det antages, at målefejlen ikke vil være korreleret med hverken de uafhængige variable eller fejlleddet. Dermed vil den forventede værdi af målefejlen være 0, hvor målefejl dog vil påvirke variansen af fejlleddet i modellen, som nu kan skrives som  $Var(u_t + e_0) = \sigma_u^2 + \sigma_{e_0}^2$  (hvor  $e_0$  indikerer målefejlen). Dette er dog ikke muligt at rette i modellen. Herefter udføres en F-test på niveauparametrene i modellen. Dermed opstilles den begrænsede model således:

$$\Delta LC20 = \alpha_1 \Delta LC20_{t-1} + \beta_4 longi_{t-4} + \varepsilon_t + \mu \quad (16)$$

Det testes nu, om  $\theta_1 = \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = \phi_4 = 0$ , hvor resultaterne for denne F-test fremgår i sektion 5. Der kan nu udledes langsigtede forhold i mellem væksten i C20 og de uafhængige makroøkonomiske variable. Dette gøres ved hjælp af funktionen  $\frac{\phi_p}{\theta_1}$ , hvor  $p$  indikerer, hvilken af de makroøkonomiske variable det udledes for. Hernæst vil det blive testet om disse langsigtede forhold er statistisk signifikante. Hertil benyttes faktummet, at hvis standardfejlen for en variabel divideres med standardfejlen for en anden variabel, vil dette give et resultat, der er statistisk forskelligt fra nul, hvis disse er statistisk afhængige. Resultatet herfor fremgår i sektion 5.

### 3.4 Data

**C20-aktieindekset:** Da der ikke findes kvartalsvis data for C20-aktieindekset, er der blevet udregnet et gennemsnit af lukkekursen for hvert kvartal i den omfattede periode. Dataet er blevet tilpasset, så det starter fra første kvartal i 1997 til og med fjerde kvartal i 2019. Dermed indeholder dataet i alt 5755 datapunkter/åbningsdage. Da det ikke er muligt at dividere med 92, som er det antal kvartaler der arbejdes med, er yderligere 51 observationer blevet fjernet. Dette har gjort det muligt at regne et gennemsnit for lukkekurserne i hvert kvartal. For at manipulere mindst muligt med dataet og dermed resultater af de senere tests og modeller, er der blevet fjernet den første observation i hvert kvartal i de første 51 kvartaler. På den måde sikres det at minimere målefejl mest muligt i modellerne. I det første kvartal betyder det eksempelvis, at lukkekursen oprindeligt var 150.70, og ved at fjerne den første observation ændrer det sig til 150.65 - en minimal ændring på 0.03%. Efter denne omstrukturering af det oprindelige data er der blevet taget den naturlige logaritme for at arbejde med væksten af indekset. (Nasdaq, 2020)

Årsagen til at kvartaler ikke kan behandles på normal vis er, at aktiemarkedet ikke har åbent i weekenden og eksempelvis i 2020 heller ikke på 12 helligdage (Nordnet, 2020). Disse helligdage har varieret over tid, ligesom der hvert fjerde år er skudår.

**Bruttonationalproduktet:** Bruttonationalproduktet er taget fra Danmarks Statistik og er kvartalsvis allerede ved import af dataet. Der bliver anvendt kædede værdier med år 2010 som basisår for at få den reelle vækst i BNP for perioden uden indvirkning fra inflation. (Danmarks-statistik, 2020)

**Den korte rente:** Den korte rente er renten på statspapirer med kort løbetid, hvilket er den rente der handles med på markedet. Den korte rente på kvartalsbasis er regnet ud fra et gennemsnit af daglige observationer og er målt i procent. (OECD.data, 2020c)

**Den lange rente:** Den lange rente henviser til renten på statsobligationer med løbetid på 10 år. Den lange rente på kvartalsbasis er regnet ud fra et gennemsnit af daglige observationer, ligesom det er tilfældet for den korte rente, og er ligeledes målt i procent.

**Huspriser:** Huspriser er opgjort i nominelle huspriser som et indeks med basisår i 2015 (Residential Property Prices Indices (RPPIs)). Indekset måler ændringer over tid i prisen

på fast ejendom såsom huse, lejligheder, rækkehuse osv. Både nye og eksisterende boliger er indbefattet, hvis de er tilgængelige, uafhængigt af deres egentlige brug og deres tidligere ejere. Kun markedspriser tages i betragtning, hvortil den offentlige grundværdi inkluderes i denne pris. (OECD.data, 2020a) (OECD, 2020)

**Inflation:** Inflation målt ved Consumer Price Index (CPI) er defineret som ændringen i pris for en kurv af goder og services, der typisk bliver købt af en specifik gruppe af husholdninger. Inflation måler med andre ord eroderingen af levestandarder. (OECD.data, 2020b)

**Opsparing i procent af BNP:** Opsparing i procent af BNP er konstrueret ved at tage bruttoopsparing, der ifølge Danmarks Statistik svarer til den disponible bruttonationalindkomst i markedspriser med fradrag af privat og kollektivt forbrug og dividere dette med dataet for BNP. BNP er her ligesom tidligere anvendt i kædede værdier med 2010 som basisår. (Danmarks-statistik, 2014, p. 490) (Danmarksstatistik, 2020)

**Arbejdsløshed:** Arbejdsløshed er den del af arbejdsstyrken, der står uden arbejde i analyseperioden, men er til rådighed for arbejdsmarkedet og samtidig søger arbejde. (OECD.data, 2020d)

### 3.5 Opsummering

I denne sektion er der først blevet foretaget en afgrænsning, som nærmere konkretiserer projektets problemfelt. Herefter er der tilføjet et socialvidenskabeligt perspektiv for at tilgodese de videnskabelige overvejelser, der implicit danner rammen for projektets gestalt. Dernæst er de økonometriske tests og modeller, der i dette projekt anvendes til udarbejdelse af følgeslutninger om årsagssammenhængen mellem de udvalgte makroøkonomiske variable og udviklingen i C20-indekset, blevet belyst. Derefter er der blevet udarbejdet en fremgangsmetode, der har til formål at vise, hvordan tests og modeller er blevet anvendt til at udlede netop disse følgeslutninger. Slutteligt er de forskellige makroøkonomiske variable og hvordan disse er opgjort i dette projekt blevet kommenteret.

I næste sektion gives et bud på en mulig teoretisk sammenhæng mellem et lands aktieindeks og de udvalgte makroøkonomiske variable. Dertil hvorledes empiriske fund observerer disse sammenhænge.

## 4 Hvilke teoretiske såvel som empiriske sammenhænge eksisterer mellem et lands aktieindeks og de udvalgte makroøkonomiske faktorer?

Relationen mellem aktiemarkedets udvikling og makroøkonomiske variable er emnefelt for en lang række empiriske undersøgelser. Det fremgår af Ho (2017), at teorier om makroøkonomiske variables sammenhæng med aktiemarkedet stadig er langt fra at nå et konkluderende stadie. Et stadigt stigende antal undersøgelser behandler derfor identificeringen af disse variable. Makroøkonomiske variable evner at påvirke et aktieindeks, da et aktieindeks er et mål for udviklingen i værdien af virksomhederne indeholdt i dette indeks, som er koncentreret i et givent land. Et sådant indeks kunne eksempelvis være C20, som bliver anvendt i dette projekt. Det omtalte C20-indeks indbefatter de 20 største virksomheder i Danmark - herunder Novo Nordisk, Ørsted og Mærsk. Udviklingen i indekset er en indikator for aktiehandlen, som beskriver stigninger og fald i den samlede værdi af aktierne for de implicerede virksomheder (Azoulay, 2020). Foruden det danske C20-indeks kan nævnes det svenske OMX S30-indeks, det tyske DAX30-indeks og det amerikanske S&P500-indeks, som paralleliserer egenskaberne ved det danske C20-indeks.

Empiriske studier foreskriver, at BNP, opsparing, inflation, boligpriser, arbejdsløshed og renten er nogle af de hyppigst fremtrædende makroøkonomiske variable, som kan påvirke aktiemarkedet, se sektion 2.

### 4.1 BNP

Der forekommer en naturlig sammenhæng mellem BNP og aktiemarkedet grundet forhold omkring forventningsdannelse. Den teoretiske relation mellem aktiemarkedet og BNP behandles af (Hall, 2020b), som foreskriver, at når BNP stiger, øges det private forbrug som følge af stigende produktion. Dette giver større indtjening for virksomhederne, der skaber positive forventninger til virksomhedernes fremtidige præstation, hvilket gør udviklingen "bullish" (stigende) for aktier. Det omvendte opstår, når BNP falder, hvilket driver markederne nedad.

Relationen mellem BNP og aktiemarkedet behandles af (Pradhan et al., 2014), som un-

dersøger nogle af determinanterne for økonomisk vækst. Her undersøges samtidig arten af forholdet mellem økonomisk vækst og aktiemarkedsudvikling gennem en panelvektor auto-regressiv model for at detektere retningen af kausalitet mellem variablene. Undersøgelsen benytter årlige tidsseriedata i perioden fra 1960 til og med 2012. Her betragtes lande omfattet i et sample kaldet ARF-26, som indeholder lande som Singapore, Thailand, Australien, Canada, Kina, Indien, Japan, New Zealand, Den Koreanske Republik, Den Russiske Føderation og USA. De variable der blev benyttet i undersøgelsen er banksektorudvikling (BSD), aktiemarkedsudvikling (SMD), økonomisk vækst pr. indbygger (BNP) og et sæt af fire andre makroøkonomiske variable. Undersøgelsen anvender fire almindeligt anvendte målinger af aktiemarkedets udvikling, nemlig markedsværdi (MAC), handlede aktier (TRA), omsætningsforhold (TUR) og antallet af børsnoterede virksomheder (NLC).

Undersøgelsen fandt ensartede og robuste resultater for det langsigtede ligevægtsforhold mellem økonomisk vækst og aktiemarkedets udvikling, når økonomisk vækst tjente som den afhængige variabel. Dette indikerer, at der udelukkende forefindes en envejskorrelation fra aktiemarkedet til den økonomiske vækst for de involverede lande. Resultatet af denne undersøgelse stemmer dog ikke overens med de anvendte henvisninger for undersøgelsen, som foreskriver at der eksisterer en bilateral korrelation mellem aktiemarkedets udvikling og den økonomiske vækst. Givet disse henvisninger vil der dermed eksistere en korrelation mellem de to variable, når aktiemarkedets udvikling fungerer som den afhængige variabel.

## 4.2 Inflation

Aktiemarkedet skulle i teorien være inflationsneutral. Dette skyldes, at en højere inflation ligeledes vil påvirke profitten for virksomheden, og dermed burde forventningerne til virksomhedernes profit ikke blive påvirket. Dette vil resultere i en proportionel stigning i aktiepriserne med stigningen i inflationen.

Megen litteratur viser dog, at inflation vil have en negativ effekt på aktiepriser. Årsagen hertil skal findes i, at en stigning i inflation leder til både lavere forventet indkomst fremover samt kræver større realafkast. Den lavere forventede indkomst kommer af en stigning i inflationen, der vil rykke økonomien væk fra inflationsmålsætningen, hvilket vil

resultere i, at renten skal hæves som et kontraktivt stød til økonomien. Dette vil sænke lønninger og medføre et fald i inflationen tilbage til målsætningen. Imens denne tilpasning sker, vil økonomien ligge under det naturlige output-niveau og dermed resultere i forringet efterspørgsel, hvilket vil lede til lavere forventninger. Dette vil videre have en negativ effekt på C20-indekset. En anden negativ effekt foreskriver, at der kræves et større realafkast for at udligne stigningen i inflation og dermed opnå den samme mængde afkast som uden inflation.

Relationen mellem inflation og aktiemarkedet behandles af (Boyd et al., 2001, p. 230-231), som antyder et negativt forhold mellem inflation og aktiemarkedsudvikling, der samtidig er ikke-lineært estimeret ud fra tre regressionstyper. I denne undersøgelse benyttes data for aktiemarkedet og inflation i 49 økonomier fra 1975 til anden kvartal 1990. Her findes en stærk negativ sammenhæng mellem aktiemarkedet og inflationen for lande med lav til moderat inflation. Denne undersøgelse foreskriver, at den ikke-lineære sammenhæng forårsager, at efterhånden som inflationen stiger, sker der en hastig aftagning af den marginale virkning af yderligere inflation på aktiemarkedets udvikling.

### 4.3 Boligpriser

Investeringer i fast ejendom udgør et populært alternativ til aktieinvesteringer. Årsagen skal måske findes i den mindre volatilitet i boligpriser kontra aktiepriser, som på kortere sigt vil være mere risikobetonede. Under de rette omstændigheder kan fast ejendom derfor være et alternativ til aktier, der tilbyder lavere risiko, potentielt større afkast og giver mulighed for mere diversificering. Afkast på ejendomsinvesteringer sker gennem opkrævning af husleje, hvilket former en stabil passiv indtægtsstrøm. Dertil skabes afkast tilmed gennem potentielle stigninger i ejendomsværdien. Grundlæggende er investering i enten fast ejendom eller aktier et personligt valg, der afhænger af en lang række faktorer, som inkluderer individets økonomiske situation samt risikotolerance. Fordelene ved aktieinvesteringer er den kortere tidshorisont for potentielle gevinster samt de lavere kapitalkrav relativt til køb af fast ejendom. Dette skyldes, at investeringer i fast ejendom kræver en tilstrækkelig opsparing og indebærer tilsidesættelse af en betydelig mængde kapital. Omvendt er investering i fast ejendom tiltalende, da dette er et materielt aktiv, som til-

med giver diversificering. Selvom fast ejendom ikke er nær så likvid eller letomsættelig som aktier, udgør dette til stadighed en essentiel alternativ investeringsmulighed. Dette indikerer, at en potentiel negativ sammenhæng mellem disse investeringsalternativer forefindes.

Relationen mellem boligpriser og aktiemarkedet behandles af (Lin og Lin, 2011, p. 579-580), som gennem Johansen-Cointegration testen finder, at der er kointegration mellem aktiemarkedet og ejendomsmarkedet. Dertil eksisterer et negativt langsigtet forhold mellem disse markeder i Japan. Andre økonomier, såsom Kina, Hongkong, Sydkorea, Singapore og Taiwan, udviser ikke kointegration. Dette indikerer, at aktiemarkedet er segmenteret fra ejendomsmarkedet i disse økonomier, og de derfor ingen sammenhæng har. I denne undersøgelse benyttes data for aktiemarkedene og ejendomsmarkederne i disse økonomier fra første kvartal i 1995 til og med anden kvartal i 2010. På den ene side vil et integreret forhold mellem markederne for disse to aktiver betyde, at de er substituerbare eller udskiftelige. På den anden side kan aktiemarkedet også reagere uafhængigt af ejendomsmarkedet grundet forskellige markedsforhold eller statslig intervention, herunder fordrejninger i udbud eller efterspørgsel, beskatning, udbuds- eller prisstyring, datakvalitet eller diverse transaktionsomkostninger.

Når forholdet mellem boligpriser og aktiepriser skal redegøres, omhandler det portefølje "management", hvilket betyder, at investorer stræber efter at maksimere sin profit ved at allokere sine investeringer mest optimalt. Heriblandt hvor stor en del bolig- og aktieinvestering skal fylde i porteføljen, hvilket i sidste ende påvirker prisen på disse. Aktier er den mest bekvemme form for investering for mange. Det tilbyder relativt høj likviditet og gennemsigtighed i transaktionsoplysninger sammenlignet med andre investeringsmidler. For de fleste husstande er imidlertid fast ejendom sandsynligvis det vigtigste og dyreste aktiv at erhverve.

Der vil være integration i mellem bolig- og aktiemarkedene, hvis risiko for tab er relativt ens på begge markeder. Dermed vil en lav risiko være forbundet med en lav profit, imens en høj risiko vil være forbundet med en høj profit. Der er hermed ingen ekstra "præmie" at hente på det ene af markederne, og det risiko-korrigerede potentielle overskud er dermed det samme. Markederne er segmenteret, hvis risikoen på de to markeder

er usammenlignelige, altså at risikoen på boligmarkedet kun kan måles relativt på selve boligmarkedet. Dermed vil risikoen ved investering i en specifikt bolig blive sammenlignet med risikoen ved en andet specifikt bolig, og ikke risikoen ved aktier. Derfor kan markederne ikke sammenlignes, og der er her ingen årsagssammenhæng at finde.

Ved integration er der tale om tre effekter, som påvirker forholdet mellem de to markeder. Disse er substitutions-effekten, "flight to quality", og "wealth effect". Substitutionseffekten forekommer, hvis prisen på et af investeringsaktiverne er for høj til at lave profit. I dette tilfælde vil investorer derfor søge til alternative investeringsmuligheder grundet større tiltro til, at det alternative aktiv potentielt vil skabe en større profit. En anden effekt er "flight to quality", som kan opstå, hvis investorer føler sig usikre, eller har svært ved at forholde sig til risikoen i forhold til profit for et givent investeringsaktiv. Hvis dette er tilfældet, vil der være et skifte over til et mere sikkert aktiv, hvilket kan forekomme grundet risiko aversion. En tredje effekt er "wealth effect", der viser en positiv korrelation mellem aktiemarkedet og boligmarkedet ved eksogene ændringer i rigdom. Når investorer oplever en stigning i indkomsten, kan investeringer på både aktiemarkedet og boligmarkedet stige simultant. Det er fundet, at korrelationen mellem aktiemarkedet og boligmarkedet vil stige, hvis der er en højkonjunktur, som leder til større profitter for virksomheden samt højere lejeindtægter for boligejere. Den positive korrelation kan ligeledes opstå, hvis forventningerne til virksomhedernes profit samt lejeindtægt følges ad.

## 4.4 Arbejdsløshed

En stigende arbejdsløshedsrate burde per intuition medføre et fald i aktiepriserne. Ræsonneringen hertil er, at en stigende arbejdsløshedsrate skaber et fald i den samlede produktion og dermed den samlede indkomst. Således vil forbrugere have færre penge at bruge, hvorfor efterspørgslen efter virksomhedernes varer falder. En faldende efterspørgsel vil få virksomhederne til at sælge og producere mindre. Dette vil i sidste ende skabe lavere forventninger til virksomheden, og da aktiepriser blandt andet er bygget på forventninger, vil aktieprisen ligeledes falde.

Relationen mellem arbejdsløshed og aktiemarkedet behandles af (Pan, 2018, p. 42), som



undersøger om aktiemarkedet er årsag til arbejdsløshed, hvor årsagsforholdet synes at variere efter landeklassifikation med hensyn til økonomisk udvikling. Resultaterne i undersøgelsen viser årsagssammenhæng fra aktiekurser til ledighed i avancerede lande, hvor flere af disse relationer er bilaterale frem for ensidige. I de 11 udviklingslande, som er indeholdt i undersøgelsen observeres imidlertid en stærk envejs Granger Causality fra arbejdsløshed til aktiekurser, hvilket antyder, at ledigheden i nogen grad kan benyttes til at forudsige aktiekurser og ikke vice versa. Flere teorier skildrer en sammenhæng mellem aktiemarkedsaktivitet og arbejdsløshed, hvad enten den er direkte eller indirekte. Her kan makroøkonomiske nyheder være gode eller dårlige for aktiver afhængigt af økonomiens tilstand. Her kan konjunkturforhold have en mere indirekte påvirkning, især ved krisesituationer, hvor kreditbegrænsninger skærpes. Dette får virksomhederne til at mindske investeringerne og skære ned på arbejdstagerne, som derved skaber ledighed, hvilket er en dårlig nyhed for aktiver.

## 4.5 Renten

Teoretisk fra et makroøkonomisk perspektiv må det siges, at renten forventes at have en negativ korrelation med et aktieindeks, da den så og sige afspejler bytteforholdet mellem sikre og risikable investeringer. Hvis en stigning i den lange rente på statsobligationer skulle indtræffe, ville det betyde, at flere vil reallokere deres investering i disse, da staten har lille (for ikke at sige ingen) risiko for insolvens, grundet muligheden for at printe flere penge samt medvirkningen i låneprogrammer, som det var tilfældet med Grækenland (Europaudvalget, 2015).

Relationen mellem renter og aktiemarkedet, behandles af (Vazakidis og Adamopoulos, 2009), som undersøger årsagssammenhængen mellem aktiemarkedets udvikling og den økonomiske vækst i Frankrig for perioden 1965 til og med 2007, ved hjælp af en Vector Error-Correction Model (VECM). Her undersøges, hvorvidt aktiemarkedets udvikling forårsager økonomisk vækst – under hensyntagen til den negative effekt af renten. Ifølge den anvendte Granger Causality test er der en ensrettet kausal sammenhæng mellem økonomisk vækst og aktiemarkedsudvikling med retning fra økonomisk vækst til aktiemarkedsudvikling. Dertil også en bilateral kausalitet mellem rente og aktiemarkedsudvikling,

hvor en stigning i renten førte til et fald i aktiemarkedsindekset i Frankrig. Derfor kan det udledes, at renten har en negativ effekt på aktiemarkedets udvikling i Frankrig. Den teoretiske relation mellem aktiemarkedet og renter behandles af (Hall, 2020a), som foreskriver, at selvom forholdet mellem renter og aktiemarkedet er middelbart, har de to tendens til at bevæge sig i modsatte retninger - som en generel tommelfingerregel, når Federal Reserve sænker renten, får dette aktiemarkedet til at stige; når Federal Reserve hæver renten, får det aktiemarkedet til at falde. Men der er ingen garanti for, hvordan markedet reagerer på en given renteændring.

## 4.6 Opsparing

Definitionen af begrebet opsparing spiller en central rolle i relationens natur mellem opsparing og aktiemarkedet. Den intuitive relation bør være negativt karakteriseret grundet aktiemarkedets funktion som en investeringsplatform. Her må opsparing i et finansielt institut anses for værende et direkte modsatrettet alternativ for aktivplacering uden at være forbundet med likvid besiddelse af sine aktiver.

Relationen mellem opsparing i procent af BNP og aktiemarkedet behandles af (Cherif og Gazdar, 2010), som undersøger indflydelsen af det makroøkonomiske miljø på aktiemarkedets udvikling gennem data fra 14 MENA-lande i perioden 1990 til og med 2007. Dataet inkluderer lande som Israel, Jordan og Qatar. Her findes, at opsparingen fra foregående periode (det foregående år) har en positiv og signifikant effekt på aktiemarkedets udvikling, hvor opsparingsgraden beregnes som forholdet mellem bruttoopsparingen og BNP. Aktiemarkederne influerer opsparingsgraden, da disse etablerer et marked, hvor investorer føler sig trygge ved at opgive kontrollen med deres opsparing. Undersøgelsen finder, at når sidste års opsparingsgrad stiger, så stiger værdien i aktiemarkedet i den aktuelle periode.

## 4.7 Opsummering

I denne sektion er der blevet præsenteret teori omkring sammenhængen mellem et lands aktieindeks og de udvalgte makroøkonomiske faktorer, hvorefter empiriske fund vedrørende disse sammenhæng er blevet belyst.

I næste sektion vil de omtalte teoretiske og empiriske sammenhænge blive undersøgt gennem resultaterne af de udarbejdede modeller, som blev opstillet tidligere under sektion 3.3.

## 5 Resultater

I følgende sektion vil resultaterne af de udarbejdede modeller og tests fremvises og forklares. Først vil der blive set nærmere på resultaterne af Engle-Granger testen og ARDL-Bounds testen for at give en ide om betydningen samt gyldigheden af resultaterne. Resultaterne i disse vil herefter blive sammenlignet med den teori, der findes i sektion 4. Til sidst vil der gives et bud på, hvorfor de to modeller giver forskellige resultater.

### 5.1 Engle-Granger

Fremgangsmåden for udarbejdelsen af Engle-Granger testen er beskrevet i sektion 3.3.5, hvorfor resultaterne nu vil blive kommenteret. Den anvendte ligning er som følger:

$$LC20 = inf + bnp + longi + u \quad (17)$$

De anvendte afhængige variable er inflation, BNP, den lange rente og arbejdsløsheden. Det er for disse variable, som modellen forsøger at identificere en langsigtet relation til væksten i C20-indekset.

Resultatet af log-level modellen kan ses i figur 4, som fremgår af bilag. Resultater af den Augmented Dickey-Fuller test på fejlleddet af modellen kan ses på figur 1 nedenfor.

---

```
"lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)"

"Residuals:"
"      Min       1Q   Median       3Q      Max  "
"-0.35723 -0.05122  0.00685  0.06576  0.17232  "

"Coefficients:"
"              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)      "
"(Intercept) -0.0003477  0.0094486  -0.037 0.970728    "
"z.lag.1      -0.2296713  0.0588577  -3.902 0.000187 ***"
"z.diff.lag   0.3634609  0.1013066   3.588 0.000551 ***"

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

---

**Figur 1:** ADF test af det første lag af fejllad af log-level modellen

Det vigtigste punkt i figur 1 er teststatistikken for det første lag af fejlleddet på -3.902. Dette skal sammenlignes med de kritiske værdier for kointegration af MacKinnon (1990). Det skyldes, at Engle-Granger har en anderledes fordeling sammenlignet med DF og ADF test, da denne afhænger af antal forklarende variable, som modellen testes på (MacKinnon, 2010b). I dette tilfælde er den kritiske værdi for et 5% signifikansniveau lig med -4.4185, da antallet af observationer er omkring 100, og der anvendes 5 variable i testen. Når de to værdier sammenlignes kan det ses, at den kritiske værdi er mindre end teststatistikken, som modellen præsenterer, hvilket resulterer i, at nulhypotesen ikke kan afvises. Dermed er fejlleddet af modellen ikke stationær, hvilket vil sige, at regression er spuriøs, og den fundne sammenhæng er tilfældig frem for integreret.

## 5.2 ARDL Bounds test

Udarbejdelsen af ARDL-Bounds testen er tidligere forklaret i sektion 3.3.5. Nu vil resultaterne blive fremvist med udgangspunkt i ligning 15, der er den unrestricted model og ligning 16, som er den restricted model.

---

"Analysis of Variance Table"

```
"Model 1: LC20_diff ~ L(LC20_diff, 1) + L(long_i_diff, c(4)) + "
"   dummies_LC20_diff"
"Model 2: LC20_diff ~ L(LC20_diff, 1) + L(long_i_diff, 4) + L(LC20, 1) + "
"   L(long_i, 1) + L(inf, 1) + L(bnp, 1) + L(u, 1) + dummies_LC20_diff"
" Res.Df      RSS Df Sum of Sq      F      Pr(>F)      "
"1      78 0.27400      "
"2      73 0.17968   5   0.094324 7.6642 0.000007777 ***"
```

"Signif. codes: 0 ,\*\*\*, 0.001 \*\*, 0.01 ,\*, 0.05 ., 0.1 , , 1"

---

**Figur 2:** F-test af niveauparametrene fra Error-Correction modellen

Ovenstående figur 2 viser outputtet fra den udførte F-test udfra de to førnævnte ligninger og tester følgende hypotese:  $\theta_1 = \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = \phi_4 = 0$ .

Testen viser en F-værdi på 7.664, der skal sammenlignes med en lower bound kritisk værdi på 2.86 og en upper bound kritisk værdi på 3.79, da der i modellen bliver anvendt fire

forklarende variable og et signifikansniveau på 5% (Pesaran et al., 2001). Nulhypotesen kan altså afvises, hvilket vil sige, at der findes en langsigtet sammenhæng mellem BNP, inflation, den lange rente og arbejdsløshed på væksten i det danske C20-indeks.

Da der nu er påvist en langsigtet sammenhæng mellem variablene og væksten i det danske C20-indeks, kan et long-run estimat udregnes ud fra koefficienterne i Error-Correction modellen som tidligere beskrevet i sektion 3.3.5. Ligeledes kan short-run estimaterne aflæses af den anvendte Error-Correction Model, se figur 5 i bilag. De beregnede long-run estimater samt short-run estimater er præsenteret i tabel 1.

Long-run og short-run estimater og speed of adjust	
Variable	Long-run estimat
BNP	0.006
Den lange rente	-0.142
Inflation	-0.008
Arbejdsløshed	0.041
Variable	short-run estimater
1. lag af log C20	0.3137
4. lag af den lange rente	0.0647

**Tabel 1:** Beregnede long-run og short-run estimater af Error-Correction modellen

Da vores Error-Correction Model er en log-level model skal disse estimater ganges med 100 for at tolke ændringen i procent. Det betyder, at det beregnede long-run estimat for BNP på 0.006 skal tolkes således, at en stigning på en milliard kroner i BNP vil forårsage en vækst i aktiemarkedet på 0.6%. Ligeledes vil en stigning i den lange rente på ét procentpoint forårsage et fald i C20-indekset på 14%. De sidste to long-run estimater på henholdsvis -0.008 og 0.041 vil betyde, at en stigning på ét procentpoint i henholdsvis inflation og arbejdsløshed vil betyde et fald i C20-indekset på 0.8% og en stigning på 4.1%.

I sammenhæng med long-run estimater er det relevant at nævne modellens "Speed of Adjustment", der beskriver, hvor hurtigt modellen når sin langsigtede ligevægt. For den anvendte Error-Correction Model er "Speed of Adjustment"  $-0.178$ , som samtidig er koefficienten på niveauvariablen for log af C20-indekset - dette kan ses af figur 5. Hvis

relationen mellem log af C20-indekset og de uafhængige variable blev forstyrret af et eksogent chok, ville dette betyde, at modellen tilbagejusterer sig selv med næsten 18% i det næste kvartal, da der anvendes kvartalsvis data. Dermed er kun 18% af chokket væk i næste kvartal, så det kan siges, at "Speed of Adjustment" for den anvendte model er relativt lav.

Estimaterne for short-run betyder henholdsvis, at udviklingen i C20-indekset bliver påvirket af sig selv et kvartal tilbage i tiden med 31.37%, og af den lange rente 4 kvartaler tilbage i tiden med 6.47%. Den første effekt giver et forventeligt resultat, da retningen af indekset er styret af forventninger. Hvis indekset var nedadgående i forrige periode så kunne man være tilbøjelig til at tro, at trenden forsætter, og den derfor afhænger af sig selv én periode tilbage i en vis grad. Derimod observeres det, at den lange rente for fire kvartaler siden har et signifikant positivt forhold til nuværende vækst på C20-indekset. Dette går imod den fundne teori, se sektion 4.5. En mulig årsag hertil kunne være, at en stigning i den lange rente vil forekomme som en stabiliseringseffekt ved højkonjunktur. Samtidig med dette vil en højkonjunktur fremme virksomheders indkomst og dermed også forventningerne hertil, hvilket medfører en positiv effekt i udviklingen af C20-indekset.

Afgørende for om de ovenfor præsenterede long-run estimater kan anvendes er dog, at de er statistisk signifikante. Resultaterne for de kørte tests findes i tabellen nedenfor, der lister de forklarende variable med den tilhørende p-værdi.

Signifikanstest	
Variable	p-værdi
BNP	0.011
Den lange rente	-0.014
Inflation	0.877
Arbejdsløshed	0.302

**Tabel 2:** Signifikanstest af long-run estimater

Ud fra tabel 2 kan det konkluderes, at kun to af de analyserede variable, navnlig BNP og den lange rente, har et signifikant langsigtet forhold med væksten i det danske C20-indeks. Testen på inflation og arbejdsløshed kunne derimod ikke afvise nulhypotesen,

hvilket betyder, at det ikke kan konkluderes, hvorvidt der forefindes et langsigtet forhold eller ej.

De fundne estimater for BNP og den lange rente i den udarbejdede Error-Correction Model kan dermed benyttes til at beskrive udviklingen i mellem de to variable og C20-indekset. Estimerne, der kan ses i tabel 1, foreskriver, at BNP og C20-indekset har en positiv langsigtet sammenhæng, hvorimod den lange rente og C20-indekset har en negativ langsigtet sammenhæng.

### 5.3 Forskellige resultater

De to ovenstående metoder til analyse af de langsigtede forhold mellem væksten i C20-indekset og de anvendte makroøkonomiske variable udviste forskellige resultater. Derfor vil denne uoverensstemmelse nu blive behandlet, hvortil argumenter for, hvorfor denne tvetydighed observeres imellem de to modeller, vil blive præsenteret.

Engle-Granger testen finder, at der ikke er et langsigtet forhold mellem den anvendte afhængige variabel og de anvendte uafhængige variable, og derimod en spuriøs sammenhæng. Ligeledes observeres det, at ARDL-bounds-testen viser det modsatte, hvor der findes et langsigtet forhold, dog er det kun BNP og den lange rente, der er signifikante.

Det væsentligste argument, der kan fremvises for forskelligheden i resultaterne er, at ADF-testen af log C20 som den afhængige variabel viste, at den var  $I(0)$ , altså stationær uden at tage første differencen af dataet. Dette er en problemstilling, da de andre anvendte variable i Engle-Granger testen havde unit root og derfor først var stationære efter at have taget første difference. Dermed er variablene nu  $I(1)$ . Problemstillingen opstår, da anvendelsen af Engle-Granger testen afhænger af, at alle variable er integreret af samme orden - ellers vil der ingen kointegration være imellem variablene. Testen blev dog alligevel anvendt, da PP-testen som nævnt i sektion 3.3.5 viser, at logaritmen af C20 er  $I(1)$  og ikke  $I(0)$ .

Generelt kan de tvetydige resultater også tilskrives den store mængde af uafhængige variable, der er blevet anvendt i forhold til den relativt lille mængde af observationer, som har været tilgængelig til udarbejdelse af modellerne. De få frihedsgrader kan betyde, at modellerne har svært ved at fange udsving og sammenhænge, da disse muligvis er



forekommet for få gange i den relativt korte tidsperiode til at kunne beskrive et langsigtet forhold.

## 5.4 Opsummering

I den foregående sektion er Engle-Granger og ARDL-Bounds testenes resultater blevet fremlagt og forklaret.

I næste sektion forenes de forudgående teoretiske overvejelser og de fundne resultater med henblik på at kunne be- eller afkræfte både de forudgående antagelser om sammenhængen mellem udviklingen i C20-indekset og de udvalgte makroøkonomiske variable samt de empiriske resultater relateret hertil.

## 6 Hvorledes stemmer de teoretiske overvejelser og de tidligere empiriske fund overens med resultaterne fra hhv. Engle-Granger testen og ARDL-Bounds testen?

I den følgende sektion sammenstilles teoriens og empiriens resultater med de følgeslutninger projektet finder givet de opstillede tests. Der er, jf. sektion 3.3.5, nogle variable, som er blevet udeladt for at kunne opstille de bedst mulige modeller, hvorfor der i denne sektion ikke tages højde for den korte rente, huspriser og opsparing. Årsagen til dette er variablenes manglende signifikans i de opstillede modeller og deres negative effekt på den samlede models forklaringskraft.

Tilbage er long-run estimaterne for BNP, den lange rente, inflation og arbejdsløshed. Engle-Granger modellen viser et spuriøst forhold for disse variable, dermed vil mindst en af de uafhængige variable ikke have et langsigtet forhold med væksten i C20-indekset. I ARDL-modellen er det kun BNP og den lange rente, som udviser signifikante estimater. Dette betyder følgelig, at de estimater som modellens resultater viser for både inflation og arbejdsløshed ikke kan drages logiske konklusioner ud fra, hvorfor disse udelades. Således beskrives i følgende sektion long-run estimaterne for BNP og den lange rente, hvorefter disse sammenholdes med forventningerne til variablene, som tidligere blev præsenteret i sektion 4. Af denne sammenligning udledes således en konklusion på projektet.

### 6.1 BNP

Teorien foreskriver en positiv korrelation mellem udviklingen i C20-indekset og BNP kanaliseret gennem stigningen i BNP, der øger det samlede forbrug og dermed produktionen. Dette skaber positive forventninger om fremtiden for virksomheders resultater og dermed stigning i aktiekurserne. Samtidig fandt (Pradhan et al., 2014), at der eksisterer et signifikant langsigtet forhold mellem BNP og aktiemarkedet.

I ARDL-Bounds testen findes der en lignende positiv sammenhæng ved, at long-run estimatet for BNP ligger på 0.006, hvilket som tidligere beskrevet giver en 0.6% stigning i C20-indekset ved en stigning på en milliard kr. i BNP. Selvom Engle-Granger modellen viser et spuriøst forhold, opfanger den stadig en lignende positive korrelation i estimatet for BNP på 0.007, som fremgår af figur 4 i bilag. De to modeller finder stort set ens esti-

mater, og er samtidig i overensstemmelse med de forventninger, som teorien og empirien foreskriver.

## 6.2 Den lange rente

I henhold til den lange rente foreskriver teorien en negativ sammenhæng mellem de to variable. Dette sker i form af, at en stigning i den lange rente vil medføre et højere afkast i investeringer af statsobligationer med lang løbetid. En sådan investering er ligeledes anset for at være mindre risikobetonet end aktieinvesteringer, og derfor vil investorer reallokere deres aktiver, så en større andel af deres portefølje vil blive udgjort af statsobligationer med lang løbetid (Bank Nordik, 2011). Samtidig finder Hall (2020a), at der eksisterer en negativ korrelation mellem den lange rente og udviklingen i et aktieindeks.

Den opstillede ARDL-Bounds test opfanger ligeså denne sammenhæng mellem den lange rente og udviklingen i C20-indekset, idet det beregnede long-run estimat for den lange rente er -0.142 jf. tabel 1. Dette betyder, at en stigning på ét procentpoint i den lange rente vil medføre et fald i C20-indekset på 14.2%, hvilket i første omgang kan lyde af meget. Det kræver dog en ændring med et helt procentpoint i den lange rente på statsobligationer for, at indekset vil opleve et sådant fald. Engle-Granger modellen finder tilmed en lignende negativ korrelation i estimatet for den lange rente på -0.011, som det fremgår af figur 4 i bilag. De to modeller finder igen stort set ens estimater og er samtidig i overensstemmelse med de forventninger, som teorien og empirien foreskriver.

## 6.3 Opsummering

I denne sektion er den fundne teori og empiri for den langsigtede sammenhæng mellem væksten i C20-indekset og BNP samt den lange rente blevet sammenlignet med de estimerede resultater af både ARDL-Bounds testen og Engle-Granger testen.

Disse resultater leder således ud i en konklusion på projektet, hvorefter en perspektivering af det samlede projekt vil blive udarbejdet.

## 7 Konklusion

Den manglende forskning efter årtusindskiftet af sammenhængen mellem et udviklet lands aktieindeks og dets makroøkonomiske variable gav inspiration til at undersøge netop dette for Danmark. Dette ledte frem til følgende undren: *"Hvilke langsigtede relationer eksisterer mellem udvalgte danske makroøkonomiske faktorer og væksten i det danske C20-aktieindeks?"*. I besvarelsen heraf anvendtes Engle-Granger testen, ARDL-Bounds testen og herunder Error-Correction modellen.

Teori blev opstillet til at belyse den intuitive sammenhæng mellem de makroøkonomiske variable og væksten i Danmarks C20-indeks. Empiriske studier blev derefter præsenteret for at danne et overblik over, hvilken sammenhæng tidligere forskning har fundet mellem disse. I opstilling af Engle-Granger og ARDL-Bounds testene blev nogle variable udeladt i forsøget på at forbedre forklaringskraften af resultaterne herfra i form af at opnå estimerer der er BLUE. Engle-Granger testen fandt ingen kointegration mellem væksten i C20-indekset og de udvalgte variable. Nærmere bestemt fandt testen, at fejlleddet i modellen ikke var stationært. Ifølge Engle-Granger vil dette betyde, at testen viser en spuriøs sammenhæng mellem væksten i C20 og de makroøkonomiske variable - BNP, den lange rente, arbejdsløshed og inflation.

Herefter opstilledes ARDL-Bounds testen som, i modsætning til Engle-Granger testen, fandt et langsigtet forhold mellem de valgte variable og væksten i C20-indekset. ARDL-Bounds testen kunne konkludere, at kun estimerne for BNP og den lange rente viste signifikante resultater. Således kan den langsigtede relation mellem væksten i C20-indekset og de makroøkonomiske variable kun kvantificeres for disse variable. For BNP blev det observeret, at en stigning på én milliard kroner i BNP vil forårsage en vækst i aktiemarkedet på 0.6%. Yderligere vil C20-indekset stige med 14%, når den lange rente falder med ét procentpoint. Disse resultater stemmer overens med de teoretiske såvel som empiriske antagelser om, at BNP er positivt korreleret med væksten i C20-indekset, mens den lange rente er negativt korreleret med væksten i C20-indekset. Konklusionen for dette projekt kan således udledes fra resultaterne om, at de førømtalte makroøkonomiske faktorer har en effekt på væksten i C20-indekset.

## 8 Perspektivering

Under indledningen blev de første problematikker fremsat vedrørende bestemmelse af en sammenhæng mellem makroøkonomiske variable og væksten i C20-indekset. Dette indeks indeholder virksomheder, der kan karakteriseres som internationale fremfor mere nationale virksomheder. Dermed kan der stilles spørgsmålstegn ved, om disse vil have en egentlig sammenhæng med nationale makroøkonomiske variable for en lille økonomi som Danmarks. Dertil indeholder C20-indekset meget få brancher samt en overvægt af medicinalvirksomheder, hvilket betyder, at det i nogen grad bliver sammenhængen mellem disse få dominerende brancher og makroøkonomiske variable, der undersøges. Derfor kunne det potentielt være interessant at undersøge forholdet mellem et mindre dansk aktieindeks som SMALL CAP-indekset, der indeholder flere nationalt betonedede virksomheder. Samtidig er der inkluderet flere brancher i dette alternative indeks.

Det fremgår af anvendt litteratur, at der findes forskellige målinger af aktiemarkedets udvikling, hvor dette projekt benytter markedsværdi (MAC) som determinant for udvikling i aktiemarkedet. Alternativt benytter andre undersøgelser determinanter som antal handlede aktier (TRA), omsætningsforhold (TUR) samt antallet af børsnoterede virksomheder (NLC). Det vedkendes derfor, at den potentielle anvendelse af disse alternative målinger kunne give andre resultater i de anvendte test og modeller i projektet. Ligeledes har fremgangsmåden ved udledelsen af data for C20-indekset været, at der samlet er fratrasket 51 observationer fra de første 51 kvartaler. Årsagen hertil findes i sektion 3.4. Dette kan have haft den effekt, at nogle observationer er blevet rykket over i en anden periode, således at gennemsnittet af visse kvartaler i aktieindekset er blevet forvrænget.

Af litteraturen observeres en lang række forklarende variable til beskrivelse af aktiemarkedets udvikling. En fremtrædende variabel er valutakursen, som i dette projekt er udeladt. Årsagen skal findes i, at det danske valutakurssystem, er karakteriseret som et fastkurssystem. Derfor er den danske valutakurs ikke følsom overfor økonomiske ændringer grundet pengepolitikken og derigennem rentens stabiliserende rolle. Renteudviklingen er dertil en indeholdt variabel i undersøgelsen, som i nogen grad afspejler den potentielle effekt af valutakursens årsagssammenhæng med C20-indekset.

Der er tilmed flere ikke-makroøkonomiske variable som kunne være blevet inklude-

ret i modellen - eksempelvis det nyere pengepolitiske opkøbsprogram kaldet Quantitative Easing. Dette indebærer opkøb af obligationer og andre finansielle aktiver, hvilket tilføjer flere penge til økonomien, og samtidig sænker renten ved at byde prisen op på obligationer. (Investopedia staff, 2020)

I en videreførelse af dette projekt burde disse ikke-makroøkonomiske variable være indgået i tests og modeller for ikke at skabe et upward/downward-bias for estimaterne af de makroøkonomiske variable.

Yderligere kunne der være blevet anvendt proxy variable eller instrumental variable for de variable, som løbende fjernes fra tests og modeller, grundet manglende overholdelse af disses antagelser. Dette vil gøres for potentielt at modvirke en del af den upward/downward-bias, der er opstået ved at ekskludere disse fra modellerne.

Projektet undersøger perioden fra første kvartal i 1997 til og med fjerde kvartal i 2019. Havde denne periode været forlænget med de nyeste data fra 2020, kunne resultaterne have set anderledes ud. Dette skyldes, at sammenhængen mellem makroøkonomiske variable og aktiemarkedet ser ud til at have ændret sig under corona-krisen, hvilket har påvirket flere makroøkonomiske variable negativt verden over. Samtidigt er aktiemarkeder steget kraftigt - med blandt andet all time high for både S&P500 og C20 (Nasdaq, 2020) (Euroinvestor, 2020). Det kan være vanskeligt at begrunde denne ændring i relationerne, hvor en årsag hertil kunne være baggrund for en fremtidig undersøgelse.

## 9 Bilag

---

Først fratrækkes  $y_{t-1}$  på begge sider.

$$y_t - y_{t-1} = \mu + \alpha_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$y_t - y_{t-1}$  kan skrives som  $\Delta y_t$ . Samtidig bliver  $y_{t-1}$  substitueret ud.

$$\Delta y_t = \mu - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Nu fratrækkes  $\beta_0 x_{t-1}$  begge sider.

$$\Delta y_t - \beta_0 x_{t-1} = \mu - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + \beta_0 x_t - \beta_0 x_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\beta_0$  sættes udenfor parentes, og  $x_t - x_{t-1}$  skrives som  $\Delta x_t$ .

$$\Delta y_t - \beta_0 x_{t-1} = \mu - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\beta_0 x_{t-1}$  bliver nu tillagt på begge sider.

$$\Delta y_t = \mu - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + \beta_0 x_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Nu sættes  $x_{t-1}$  udenfor parentes.

$$\Delta y_t = \mu - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1) x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Der bliver ændret på opstilling af led.

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + \mu + (\beta_0 + \beta_1) x_{t-1}$$

Her kan  $(1 - \alpha_1)$  skrives som  $\theta_1$  samtidig vil  $(\beta_0 + \beta_1)$  skrives som  $\phi_1$ .

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t - \theta_1 y_{t-1} + \mu + \phi_1 x_{t-1}$$

---

**Figur 3:** Udledning af ECM model for en ARDL (1,1) model

Seasonality test	
Variable	p-værdi (F-test)
log af C20	0.9948
BNP	0.9729
Den lange rente	0.9853
Den korte rente	1
Inflation	0.9964
Huspriser	0.9846
Guldpriser	0.9971
Opsparing	0.9832
Arbejdsløshed	0.9999

**Tabel 3:** Seasonality test for alle variable

Cross correlation table				
Variable	BNP	Den lange rente	Den korte rente	Opsparing
BNP	1			
Den lange rente	0.202	1		
Den korte rente	0.505	0.431	1	
Opsparing	0.655	0.077	0.403	1
Inflation	0.407	0.172	0.324	0.305
Arbejdsløshed	-0.671	-0.280	-0.810	-0.513
Huspriser	0.801	0.132	0.432	0.505
Guldpriser	0.136	-0.204	-0.119	-0.019
Variable	Inflation	Arbejdsløshed	Huspriser	Guldpriser
BNP				
Den lange rente				
Den korte rente				
Opsparing				
Inflation	1			
Arbejdsløshed	-0.253	1		
Huspriser	0.177	-0.712	1	
Guldpriser	0.407	0.251	-0.123	1

**Tabel 4:** Cross correlation test foretaget på alle uafhængige variable



ADF-test for variable I(0)		
Variable	Test-stat	$\tau$ -værdi (5%)
log af C20	-3.642	-3.45
BNP	-1.641	-3.45
Den lange rente	-3.429	-3.45
Den korte rente	N/A	N/A
Inflation	-1.681	-3.45
Huspriser	-4.874	-3.45
Guldpriser	-2.246	-3.45
Opsparing	-4.038	-3.45
Arbejdsløshed	-1.937	-3.45

**Tabel 5:** ADF-test for om variable er I(0) med tilhørende test- og kritiske værdier

ADF-test for variable I(1)		
Variable	Test-stat	$\tau$ -værdi (5%)
log af C20	-9.539	-2.89
BNP	-4.763	-2.89
Den lange rente	-6.781	-2.89
Den korte rente	N/A	N/A
Inflation	-7.361	-2.89
Huspriser	N/A	-N/A
Guldpriser	-7.296	-2.89
Opsparing	N/A	N/A
Arbejdsløshed	-4.571	-2.89

**Tabel 6:** ADF-test for om variable er I(1) med tilhørende test- og kritiske værdier

---

```

"lm(formula = LC20 ~ inf + bnp + long_i + u)"

"Residuals:"
"      Min       1Q   Median       3Q      Max  "
"-0.45046 -0.12534  0.00369  0.11631  0.34748  "

"Coefficients:"
"              Estimate Std. Error t value    Pr(>|t|)      "
"(Intercept)  3.072877   0.795000   3.865    0.000213 ***"
"inf          -0.061926   0.028758  -2.153    0.034060 *  "
"bnp           0.007659   0.001362   5.625 0.000000222 ***"
"long_i        -0.110971   0.034314  -3.234    0.001726 **  "
"u             -0.012687   0.022003  -0.577    0.565692     "

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

"Residual standard error: 0.1728 on 87 degrees of freedom"
"Multiple R-squared:  0.9082, Adjusted R-squared:  0.9039  "
"F-statistic: 215.1 on 4 and 87 DF,  p-value: < 0.00000000000000022"

```

---

**Figur 4:** Engle-Granger test af modellens variable

---

```

"lm(formula = LC20_d ~ LC20_d1 + long_i_d4 + LC20_1 + long_i_1 + "
"   inf_1 + bnp_1 + u_1 + dummy_LC20_diff_2008Q3 + dummy_LC20_diff_2008Q4 + "
"   dummy_LC20_diff_2015 + dummy_LC20_diff_2002Q3 + dummy_LC20_diff_2011Q3 + "
"   dummy_LC20_diff_2003Q1)"

"Residuals:"
"      Min          1Q      Median          3Q      Max  "
"-0.103298 -0.027071  0.001718  0.028772  0.120779  "

"Coefficients:"
"              Estimate Std. Error t value    Pr(>|t|)      "
"(Intercept)      0.6489148  0.2737462   2.370    0.020407 *  "
"LC20_d1           0.3136766  0.0721621   4.347 0.000043986 ***"
"long_i_d4         0.0647013  0.0197272   3.280    0.001594 **  "
"LC20_1           -0.1780332  0.0336884  -5.285 0.000001255 ***"
"long_i_1         -0.0253787  0.0112880  -2.248    0.027577 *  "
"inf_1            -0.0014806  0.0096309  -0.154    0.878246    "
"bnp_1            0.0010812  0.0004862   2.224    0.029262 *  "
"u_1              0.0074219  0.0068371   1.086    0.281257    "
"dummy_LC20_diff_2008Q3 -0.1399927  0.0536476  -2.609    0.010995 *  "
"dummy_LC20_diff_2008Q4 -0.3056379  0.0557376  -5.484 0.000000569 ***"
"dummy_LC20_diff_2015   0.1525339  0.0510645   2.987    0.003833 **  "
"dummy_LC20_diff_2002Q3 -0.1637867  0.0508980  -3.218    0.001927 **  "
"dummy_LC20_diff_2011Q3 -0.1943903  0.0545483  -3.564    0.000649 ***"
"dummy_LC20_diff_2003Q1 -0.1743013  0.0519990  -3.352    0.001274 **  "

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

"Residual standard error: 0.04961 on 73 degrees of freedom"
" (5 observations deleted due to missingness)"
"Multiple R-squared:  0.7047, Adjusted R-squared:  0.6521  "
"F-statistic: 13.4 on 13 and 73 DF,  p-value: 0.00000000000001557"

```

---

**Figur 5:** Et summary af den anvendte ECM model

## 10 Litteratur

- Akgül et al., 2015.** Işıl Akgül, Melike Bildirici og Selin Özdemir. *Evaluating the Nonlinear Linkage between Gold Prices and Stock Market Index Using Markov-Switching Bayesian VAR Models*. Procedia - Social and Behavioral Sciences, 210, 408–415, 2015. ISSN 1877-0428. doi: <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.11.388>. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1877042815057353>.
- Azoulay, 2020.** Nina Azoulay. *Hvad er et aktieindeks?*, 2020. URL <https://nordeainvestmagasinet.dk/artikler/hvad-er-et-aktieindeks>.
- Bank Nordik, 2011.** Bank Nordik. *Fakta om Obligationer*, 2011. URL <https://www.banknordik.dk/-/media/BankNordik/Files/Investering/Faktaark/Obligationer.pdf>.
- Boumans og Davis, 2016.** Marcel Boumans og John B. Davis. *Economic*. Red globe press, 2nd edition, 2016. ISBN 978-1-137-54555-8.
- Boyd et al., 2001.** John H Boyd, Ross Levine og Bruce D Smith. *The impact of inflation on financial sector performance*. Journal of Monetary Economics, 47(2), 221–248, 2001. ISSN 0304-3932. doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00049-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00049-6). URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393201000496>.
- Cherif og Gazdar, 2010.** Mondher Cherif og Kaouthar Gazdar. *Institutional and Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Mena Region: New Results From a Panel Data Analysis*. International Journal of Banking and Finance, 7(1), 139–159, 2010. ISSN 1675-722X. doi: 10.32890/ijbf2010.7.1.8403. URL [http://e-journal.uum.edu.my/index.php/ijbf/article/view/8403?fbclid=IwAR1MovpoN43iI0GZwXyu7\\_8X61qQE\\_l6LI6BBVKqWj7Nxo5X5hYBeSpQnR8](http://e-journal.uum.edu.my/index.php/ijbf/article/view/8403?fbclid=IwAR1MovpoN43iI0GZwXyu7_8X61qQE_l6LI6BBVKqWj7Nxo5X5hYBeSpQnR8).
- Danmarks-statistik, 2020.** Danmarks-statistik. *BNP data*, 2020. URL <https://www.statistikbanken.dk/statbank5a/selectvarval/define.asp?PLanguage=0&subword=tabsel&MainTable=NKN1&PXSID=182294&tablestyle=&ST=SD&buttons=0>.

**Danmarks-statistik, 2014.** Danmarks-statistik. *Definitioner og ordforklaringer*, 2014.

URL [https:](https://www.dst.dk/Site/Dst/Udgivelser/GetPubFile.aspx?id=17958&sid=def)

[//www.dst.dk/Site/Dst/Udgivelser/GetPubFile.aspx?id=17958&sid=def](https://www.dst.dk/Site/Dst/Udgivelser/GetPubFile.aspx?id=17958&sid=def).

**Danmarksstatistik, 2020.** Danmarksstatistik. *Bruttoopsparing, NAHO3: 2.1.2-3.1*,

2020. URL <https://www.statistikbanken.dk/NKH03>.

**Enders, 2017.** Walter Enders. *APPLIED ECONOMETRIC TIME SERIES*, volume

110. Walter Enders, Alabama, fourth edition, 2017. ISBN 9788578110796.

**Euroinvestor, 2020.** Euroinvestor. *S&P500 graf*, 2020. URL

<https://www.euroinvestor.dk/markeder/aktier/usa/sandp-500/12>.

**Europaudvalget, 2015.** Europaudvalget. *Den nye lånepakke til Grækenland*, 2015.

URL

<https://www.ft.dk/samling/20142/almdel/euu/eu-note/3/1538349/index.htm>.

**Galbraith, 2009.** James K. Galbraith, John Kenneth Galbraith. *The Great Crash*

*1929*. Mariner Books, 2009. ISBN 9780141038254. URL [https://www.penguin.co.](https://www.penguin.co.uk/books/13545/the-great-crash-1929/9780141038254.html)

[uk/books/13545/the-great-crash-1929/9780141038254.html](https://www.penguin.co.uk/books/13545/the-great-crash-1929/9780141038254.html).

**Gan et al., 2006.** Christopher Gan, Minsoo Lee, Hua Hwa Au Yong og Jun Zhang.

*Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence.*

Investment Management and Financial Innovations, 3(4), 89–101, 2006. ISSN

18129358. URL

[https://www.researchgate.net/publication/260752958\\_Macroeconomic\\_](https://www.researchgate.net/publication/260752958_Macroeconomic_Variables_and_Stock_Market_Interactions_New_Zealand_Evidence)

[Variables\\_and\\_Stock\\_Market\\_Interactions\\_New\\_Zealand\\_Evidence](https://www.researchgate.net/publication/260752958_Macroeconomic_Variables_and_Stock_Market_Interactions_New_Zealand_Evidence).

**Gjerde og Sættem, 1999.** Øystein Gjerde og Frode Sættem. *Causal relations among*

*stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy.* Journal of

International Financial Markets, Institutions and Money, 9(1), 61–74, 1999. ISSN

1042-4431. doi: [https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(98\)00036-5](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(98)00036-5). URL

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042443198000365>.

**Glen, 2016.** Stephanie Glen. *Granger Causality: Definition, Running the Test*, 2016.

URL <https://www.statisticshowto.com/granger-causality/>.

- Glen, 3 2020.** Stephanie Glen. *Johansen's Test: Simple Definition*, 2020. URL <https://www.statisticshowto.com/johansens-test/>.
- Hall, 2020a.** Mary Hall. *How Do Interest Rates Affect the Stock Market?*, 2020a. URL <https://www.investopedia.com/investing/how-interest-rates-affect-stock-market/>.
- Hall, 2020b.** Mary Hall. *How the Stock Market Affects GDP*, 2020b. URL <https://www.investopedia.com/ask/answers/033015/how-does-stock-market-affect-gross-domestic-product-gdp.asp>.
- Ho, 2017.** Sin-Yu Ho. *The Macroeconomic Determinants of Stock Market Development: Evidence from South Africa*. Munich Personal RePEc Archive, pages 1–26, 2017. URL [https://mpira.ub.uni-muenchen.de/76493/1/MPRA\\_paper\\_76493.pdf](https://mpira.ub.uni-muenchen.de/76493/1/MPRA_paper_76493.pdf).
- Investopedia, 2019.** Investopedia. *Top 25 Developed and Developing Countries*, 2019. URL <https://www.investopedia.com/updates/top-developing-countries/>.
- Investopedia staff, 2020.** Investopedia staff. *Quantitative Easing (QE)*, 2020. URL <https://www.investopedia.com/terms/q/quantitative-easing.asp>.
- Investor, 11 2020.** Investor. *Førende danske aktier stiger 2,7 procent efter valg i USA*, 2020. URL <https://finans.dk/investor/ECE9389286/saadan-bliver-du-med-naesten-garanti-millionaer-paa-aktiemarkedet/>.
- Joshi og Giri, 2015.** Pooja Joshi og A K Giri. *Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and Indian Stock Price: An Application of ARDL Bounds Testing Approach*. Asian Economic and Financial Review, 5(10), 1119–1133, 2015. ISSN 23052147. doi: 10.18488/journal.aefr/2015.5.10/102.10.1119.1133. URL <https://search-proquest-com.zorac.aub.aau.dk/econlit/docview/1777457831/120B0E29EE054C4APQ/8?accountid=8144>.
- Lin og Lin, 2011.** Tsoyu Calvin Lin og Zong-Han Lin. *Are stock and real estate markets integrated? An empirical study of six Asian economies*. Pacific-Basin Finance Journal, 19(5), 571–585, 2011. ISSN 0927-538X. doi:

<https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2011.05.001>. URL

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927538X11000229>.

*J MacKinnon, 1990*. J MacKinnon. Critical Values for Cointegration Tests. In *Critical Values for Cointegration Tests*, 1990. URL <https://www.semanticscholar.org/paper/Critical-Values-for-Cointegration-Tests-MacKinnon/be384fd36956e432c7d62bbb0971d6d84c1f7dd2>.

**MacKinnon, 2010a**. James MacKinnon. *Critical Values for Cointegration Tests*. Working Paper, pages 4–6, 2010a. doi: 10.22004/ag.econ.273723.

**MacKinnon, 2010b**. James MacKinnon. *Critical Values For Cointegration Tests*, Economics Department, Queen’s University, 2010b. URL <https://econpapers.repec.org/RePEc:qed:wpaper:1227>.

**Marr, 2020**. Bernard Marr. *What Is A Leading Indicator? What Are The Best Examples?*, 2020. URL <https://bernardmarr.com/default.asp?contentID=2045>.

**Mortensen, 12 2020a**. Mikkel Walentin Mortensen. *Danskerne er gået aktieamok under coronakrisen – men det er torskedumt, mener professor*, 2020a. URL <https://nyheder.tv2.dk/penge/2020-12-07-danskerne-er-gaaet-aktieamok-under-coronakrisen-men-det-er-torskedumt-m>

**Mortensen, 5 2020b**. Mikkel Walentin Mortensen. *Midt i krisen er aktiemarkedet på vej tilbage – hvad foregår der?*, 2020b. URL <https://nyheder.tv2.dk/business/2020-05-12-midt-i-krisen-er-aktiemarkedet-paa-vej-tilbage-hvad-foregaar-der>.

**Nasdaq, 2020**. Nasdaq. *OMXC20, OMX COPENHAGEN 20*, 2020. URL [http://www.nasdaqomxnordic.com/visitolur/soguleg\\_gogn?languageId=5&Instrument=DK0016268840](http://www.nasdaqomxnordic.com/visitolur/soguleg_gogn?languageId=5&Instrument=DK0016268840).

**Nordnet, 2020**. Nordnet. *Børsens åbningstider.*, 2020. URL <https://www.nordnet.dk/dk/marked/handelskalender>.

**OECD, 2020**. OECD. *Residential Property Price Indices (RPPIs) and related housing indicators - Frequently Asked Questions*, 2020. URL

ResidentialPropertyPriceIndices(RPPIs)  
andrelatedhousingindicators-FrequentlyAskedQuestions.

**OECD.data, 2020a.** OECD.data. *Housing prices*, 2020a. URL  
<https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>.

**OECD.data, 2020b.** OECD.data. *Inflation (CPI)*, 2020b. URL  
<https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm#indicator-chart>.

**OECD.data, 2020c.** OECD.data. *Short-term interest rates*, 2020c. URL <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm#indicator-chart>.

**OECD.data, 2020d.** OECD.data. *Unemployment*, 2020d. URL  
<https://data.oecd.org/unemp/unemployment-rate.htm>.

**Pan, 2018.** Wei-Fong Pan. *Does the stock market really cause unemployment? A cross-country analysis*. The North American Journal of Economics and Finance, 44, 34–43, 2018. ISSN 1062-9408. doi: <https://doi.org/10.1016/j.najef.2017.11.002>. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1062940817302309>.

**Pesaran et al., 2001.** M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin og Richard J. Smith. *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships*. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289–326, 2001. ISSN 08837252. doi: 10.1002/jae.616. URL [https://search-proquest-com.zorac.aub.aau.dk/docview/218733673?rfr\\_id=info%3Axri%2Fsid%3Aprimo](https://search-proquest-com.zorac.aub.aau.dk/docview/218733673?rfr_id=info%3Axri%2Fsid%3Aprimo).

**Pradhan et al., 2014.** Rudra P Pradhan, Mak B Arvin, John H Hall og Sahar Bahmani. *Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development, and other macroeconomic variables: The case of ASEAN countries*. Review of Financial Economics, 23(4), 155–173, 2014. ISSN 1058-3300. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rfe.2014.07.002>. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1058330014000238>.

**Raza og Jawaid, 2014.** Syed Ali Raza og Syed Tehseen Jawaid. *Foreign capital inflows, economic growth and stock market capitalization in Asian countries: An*



- ARDL bound testing approach*. Quality and Quantity, 48(1), 375–385, 2014. ISSN 00335177. doi: 10.1007/s11135-012-9774-4. URL <https://link-springer-com.zorac.aub.aau.dk/article/10.1007/s11135-012-9774-4>.
- Sohail og Hussain, 2009**. Nadeem Sohail og Zakir Hussain. *Long-Run and Short-Run Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Prices in Pakistan The Case of Lahore Stock Exchange*. Pakistan Economic and Social Review, 47(2), 183–198, 2009. ISSN 1011-002X. URL <https://www.semanticscholar.org/paper/LONG-RUN-AND-SHORT-RUN-RELATIONSHIP-BETWEEN-AND-IN-Sohail-Hussain/483889ff95ce93572a0e519ecb2260a4abd6088d>.
- Sydinvest, 2020**. Sydinvest. *Økonomiske kriser kommer og går*, 2020. URL <https://www.sydinvest.dk/investeringshaandbogen/oekonomiske-kriser-kommer-og-gaar>.
- Tripathi og Kumar, 2016**. Vanita Tripathi og Arnav Kumar. *Long Run Relationship between Aggregate Stock Prices and Macroeconomic Factors in BRICS Stock Markets*. SSRN, pages 1–28, 2016. URL [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2757550](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2757550).
- Tursoy, 2019**. Turgut Tursoy. *The interaction between stock prices and interest rates in Turkey: empirical evidence from ARDL bounds test cointegration*. Financial Innovation, 5(1), 2019. ISSN 21994730. doi: 10.1186/s40854-019-0124-6. URL <https://jfin-swufe.springeropen.com/articles/10.1186/s40854-019-0124-6>.
- Vazakidis og Adamopoulos, 2009**. Athanasios Vazakidis og Antonios Adamopoulos. *Stock market development and economic growth*. American Journal of Applied Sciences, 6(11), 1933–1941, 2009. ISSN 15543641. doi: 10.3844/ajassp.2009.1932.1940. URL <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.997.6064&rep=rep1&type=pdf>.
- Wooldridge, 2018**. Jeffrey M. Wooldridge. *Introductory Econometric*. Cengage Learning, 6th edition, 2018. ISBN 978-1-305-27010-7.

**Zeileis et al., 2002.** Achim Zeileis, Friedrich Leisch, Kurt Hornik og Christian Kleiber.  
*Strucchange: An R package for testing for structural change in linear regression models.* Journal of Statistical Software, 7, 1–38, 2002. ISSN 15487660. doi:  
10.18637/jss.v007.i02.