



Aksjemarkedsinformasjon som grunnlag for prognoser for økonomisk vekst

*Empirisk analyse av Norge, USA, Tyskland, Storbritannia, «Europa» og
Japan*

Thea Gogstad Dolven og Thea Kristine Weel

Veileder: Jan Tore Klovland

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Forord

Denne masterutredningen er skrevet som en del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole, med finansiell økonomi som hovedprofil. Dette er siste skritt før vi kan kalle oss selv for siviløkonomer.

Interessen for finansiell økonomi og makroøkonomi ledet til valgt tema for utredningen. Aksjemarkedet og konjunktorene er hyppig omtalt i media. Dette ga oss inspirasjon til å undersøke om ulik aksjemarkedsinformasjon kan predikere økonomisk vekst for å forbedre dagens prognosemodeller. Det har vært utfordrende, lærerikt og ikke minst gøy å skrive denne masterutredningen.

Vi vil takke vår veileder, Jan Tore Klovland, for raske og gode tilbakemeldinger. I tillegg vil vi takke familie og medstudenter for god støtte og motivasjon under skrivingen.

Norges Handelshøyskole

Bergen, mai 2019

Thea Gogstad Dolven

Thea Kristine Weel

Sammendrag

Formålet med denne oppgaven er todelt. Først undersøkes det hvorvidt selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi), momentum og likviditet har gitt systematisk forskjell i avkastningen til selskaper i det norske aksjemarkedet. Deretter undersøkes sammenhengen mellom avkastningen til disse selskapskarakteristikkene, gjennom Fama-French-faktorene SMB og HML, og Carharts momentumfaktor, og den fremtidige vekstraten til BNP i Norge, USA, Tyskland, Storbritannia, «Europa» og Japan.

For hver selskapskarakteristikk blir aksjemarkedet sortert inn i ti porteføljer. Deretter testes det om portefølje 1 og 10 gir ulik avkastning. Små selskaper og lite likvide selskaper har gitt en høyere avkastning og risikjustert avkastning enn store selskaper fra 1981 til 2017. Dette kan forklares ved at selskapene er mer risikable. Selskapskarakteristikkene bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og momentum har ikke gitt systematisk forskjell i avkastningen i perioden.

Sammenhengen mellom markedets risikopremie, SMB, HML og momentum og den fremtidige vekstraten til BNP er undersøkt ved bruk av minste kvadraters metode (OLS). I samtlige land med unntak av Japan, har markedets risikopremie og vekstraten til BNP historisk sett vist seg å ha en betydelig sammenheng. SMB og HML har begge vist en sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP i 3 av 5 land. En mulig forklaring kan være at investorer tilpasser sine porteføljer etter hvor i konjunkturen de tror økonomien befinner seg. Sammenhengen er landsspesifikk, og varierer i styrke og etter faktorenes antall ledende kvartal. Momentum viser en svak sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP. SMB og HML gir mer informasjon om fremtidig vekstrate til BNP enn markedets risikopremie alene. Det kan derfor være aktuelt å ta faktorene inn i prognosemodeller for økonomisk vekst.

Innhold

1	Innledning	1
1.1	Bakgrunn	1
1.2	Problemstilling	1
1.3	Oppgavens struktur	2
2	Litteratur	3
3	Teori	5
3.1	Konjunkturer	5
3.1.1	Klassiske sykler og vekstsykler	6
3.1.2	Deterministisk eller stokastisk trend	7
3.1.3	Identifisere og datere konjunkturer	8
3.1.4	Makroøkonomiske indikatorer	9
3.2	Aksjemarkedet	11
3.2.1	Markedseffisienshypotesen	11
3.2.2	Prising av aksjer	12
3.2.2.1	Kapitalverdimodellen	13
3.2.2.2	Arbitrasjeprisingsmodellen	16
3.2.2.3	Fama-French-trefaktormodell	17
3.2.2.4	Dividendemodellen	19
3.2.3	Aksjemarkedet som makroøkonomisk indikator	19
4	Data	21
4.1	Porteføljer sortert etter selskapskarakteristikker	21
4.1.1	Utregning av porteføljer sortert etter selskapskarakteristikker	21
4.2	Risikofaktorene SMB, HML og momentum	22
4.2.1	Utregning av SMB, HML og momentum	23
4.3	Likviditet	26
4.4	Markedets avkastning og risikofri rente	26
4.5	Bruttonasjonalprodukt	28
4.6	Deskriptiv statistikk	29
5	Metode	36
5.1	Regresjonsanalyse	36
5.1.1	Minste kvadraters metode (OLS)	36
5.1.2	Forklaringskraft	37
5.1.3	Forutsetninger for OLS	38
5.1.4	Tester for heteroskedastisitet og autokorrelasjon	39
5.1.4.1	Breusch-Pagan test og White test	39
5.1.4.2	Breusch-Godfrey test	40
5.1.5	Stasjonaritet	40
5.1.5.1	Dickey-Fuller og augmented Dickey-Fuller test	41
5.1.6	Newey-West estimator	42
5.2	Hodrick Prescott-filter	44
6	Analyse	45

6.1	Porteføljer sortert etter selskapskarakteristikker	45
6.1.1	Selskapsstørrelse	46
6.1.2	Bokført verdi relativt til markedsverdi	48
6.1.3	Momentum	50
6.1.4	Likviditet	52
6.1.5	Oppsummering del 1	54
6.2	Markedets risikopremie, SMB, HML, momentum og økonomisk vekst . .	55
6.2.1	Presentasjon av regresjonsmodellene	56
6.2.2	Tidsserienes egenskaper	58
6.2.3	Resultater av regresjonene	59
6.2.3.1	Norge	59
6.2.3.2	USA	61
6.2.3.3	Tyskland	62
6.2.3.4	Storbritannia	64
6.2.3.5	«Europa»	65
6.2.3.6	Japan	67
6.2.4	Likviditet	68
6.2.5	Optimale modeller og deres prediksjonsevne	69
6.2.5.1	Norge	70
6.2.5.2	USA	72
6.2.5.3	Tyskland	74
6.2.5.4	Storbritannia	76
6.2.6	Oppsummering del 2	78
7	Diskusjon	79
7.1	Diskusjon av resultatene	79
7.2	Avsluttende kommentar	83
8	Konklusjon	84
	Referanser	86
	Appendiks	89
A1	Appendiks	89

Figurliste

3.1	Klassiske syklar og vekstsyklar	5
3.2	Kapitalmarkedslinjen	14
3.3	Verdipapirmarkedslinjen	15
4.1	Faktoravkastning og glattet BNP i Norge.	30
4.3	Faktoravkastning og glattet BNP i USA.	31
4.5	Faktoravkastning og glattet BNP i Tyskland.	32
4.7	Faktoravkastning og glattet BNP i Storbritannia.	33
4.9	Faktoravkastning og glattet BNP i «Europa».	34
4.11	Faktoravkastning og glattet BNP i Japan.	35
6.1	Akkumulert avkastning til små og store selskaper.	48
6.2	Akkumulert avkastning til selskaper med høy og lav B/M-verdi.	50
6.3	Akkumulert avkastning til selskaper med tidligere høy og lav avkastning.	52
6.4	Akkumulert avkastning til illikvide og likvide selskaper.	54
6.5	Prediksjonsevne for Norge.	71
6.6	Prediksjonsevne for Norge etter 2015.	71
6.7	Prediksjonsevne for USA.	73
6.8	Prediksjonsevne for USA etter 2005.	73
6.9	Prediksjonsevne for Tyskland	75
6.10	Prediksjonsevne for Tyskland etter 2015.	75
6.11	Prediksjonsevne for Storbritannia.	77
6.12	Prediksjonsevne for Storbritannia etter 2005.	77

Tabelliste

4.1	Dobbelt sortering av selskapsstørrelse og B/M-verdi	24
4.2	Dobbelt sortering av selskapsstørrelse og tidligere avkastning	25
4.3	Deskriptiv statistikk for Norge.	30
4.4	Deskriptiv statistikk for USA.	31
4.5	Deskriptiv statistikk for Tyskland.	32
4.6	Deskriptiv statistikk for Storbritannia.	33
4.7	Deskriptiv statistikk for «Europa».	34
4.8	Deskriptiv statistikk for Japan.	35
6.1	Avkastning til porteføljer sortert etter selskapsstørrelse.	47
6.2	Avkastning til portefølje 1 og 10 sortert etter selskapsstørrelse for ulike tidsperioder.	47
6.3	Avkastning til portefølje 1 og markedsporteføljen.	47
6.4	Avkastning til porteføljer sortert etter selskapers B/M-verdi.	49
6.5	Avkastning til portefølje 1 og 10 sortert etter B/M-verdi for ulike tidsperioder.	49
6.6	Avkastning til porteføljer sortert etter momentum.	51
6.7	Avkastning til portefølje 1 og 10 sortert etter momentum for ulike tidsperioder.	51
6.8	Avkastning til porteføljer sortert etter likviditet.	53
6.9	Avkastning til portefølje 1 og 10 sortert etter likviditet for ulike tidsperioder.	53
6.10	En-faktor modell for Norge	60
6.11	To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for Norge	60
6.12	En-faktormodell for USA	61
6.13	To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for USA	62
6.14	En-faktormodell for Tyskland	63
6.15	To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for Tyskland	63
6.16	En-faktormodell for Storbritannia	64
6.17	To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for Storbritannia	65
6.18	En-faktormodell for «Europa»	66
6.19	To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for «Europa»	66
6.20	En-faktormodell for Japan	67
6.21	To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for Japan	68
6.22	Regresjon med likviditet	69
6.23	Optimal modell for Norge	70
6.24	Optimal modell for USA	72
6.25	Optimal modell for Tyskland	74
6.26	Optimal modell for Storbritannia	76
A1.1	Resultater Breuch-Pagan test, White test og Breuch-Godfrey test (en-faktormodell)	89
A1.2	Resultater Breuch-Pagan test, White test og Breuch-Godfrey test (fire-faktormodell)	90
A1.3	Resultater Augmented Dickey-Fuller test	91

1 Innledning

1.1 Bakgrunn

Økonomer over hele verden prøver daglig å analysere den økonomiske utviklingen. Banker publiserer nøkkeltall, og eksperter kommer med anbefalinger og råd om hva en bør gjøre med hensyn til fremtidig økonomisk utvikling. Ofte slår prognosene feil.

Aksjekurser er fremtidsrettet og inneholder informasjon om selskapers forventede fremtidige inntjening, og dermed også økonomiske vekst. Aksjemarkedet er basert på kunnskapen og forventningene til et bredt spekter av investorer, og inneholder derfor mye informasjon. Markedet er hele tiden i endring og vil gi dynamisk informasjon. Ofte brukes hovedindekser som indikator, men aksjemarkedet inneholder trolig mer informasjon enn det vi kan se av markedsavkastningen.

Fama og French foreslår at ulike selskapskarakteristikker kan fange opp underliggende faktorer som er sensitive for makroøkonomien. Derfor vil vi undersøke om spredningen i avkastningen til ulike selskapskarakteristikker inneholder mer informasjon om fremtidig vekst enn markedets risikopremie alene. Er dette tilfelle kan dagens prognosemodeller for økonomisk vekst bedres ved å inkludere faktorer som fanger opp disse effektene.

1.2 Problemstilling

Denne oppgaven er todelt. Den første delen undersøker hvorvidt selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi), momentum og likviditet har gitt systematisk forskjell i avkastningen til selskaper i det norske aksjemarkedet fra 1980 til 2017.

Videre undersøkes det om faktorene SMB, HML og momentum har vist seg å ha sammenheng med økonomisk vekst i Norge, USA, Tyskland, Storbritannia, «Europa» og Japan. SMB, HML og momentum er porteføljer konstruert for å fange opp spredningen i avkastningen til selskaper som følge av henholdsvis selskapsstørrelse, B/M-verdi og momentum.

1.3 Oppgavens struktur

Oppgaven starter med å presentere litteratur og tidligere forskning i kapittel 2. I kapittel 3 presenteres relevant teori om konjunkturer og aksjemarkedet. Kapittel 4 og 5 beskriver tidsseriene og metoden vi bruker i analysen. I kapittel 6 presenterer vi resultatene av analysen, før vi i kapittel 7 diskuterer resultatene. I kapittel 8 kommer vi med en konklusjon.

2 Litteratur

Sammenhengen mellom aksjemarkedet og realøkonomien er dokumentert i flere empiriske studier. Fama (1981, 1990) og Schwert (1990) finner bevis for en sammenheng mellom aksjemarkedet og fremtidig vekstrate til bruttonasjonalinntekt i USA. Aylward og Glen (2000) finner internasjonal dokumentasjon på at aggregert markedsavkastning kan brukes som en ledende indikator for økonomisk vekst i perioden 1951 til 1993. Binswanger (2000, 2004) viser at en betydelig del av fluktuasjonene i makroøkonomisk vekst har hatt en sammenheng med lagged aggregert aksjeavkastning i industriland.

En annen retning av studier har undersøkt hva som påvirker aksjekursen. De tre faktorene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og selskapers tidligere prestasjon ble oppdaget i det amerikanske aksjemarkedet i 1980-årene. Selskapskarakteristikkene viste seg å ha systematisk påvirkning på aksjekursen uten at de kunne forklares av kapitalverdimodellen.

Banz (1981) dokumenterte at små selskaper i det amerikanske aksjemarkedet ga en høyere meravkastning justert for markedsrisiko enn store selskaper fra 1936 til 1975. Dimson og Marsh (1999) studerte 17 andre land og finner den samme effekten. Likevel har størrelseseffekten vist seg å være sensitiv for valg av periode, og i de fleste land var det ingen effekt fra 1980 til 2000.

Fama og French (1992) fant at selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) har gitt en høyere meravkastning justert for markedsrisiko enn selskaper med lav B/M-verdi. Lakonishok et al. (1994) finner også i sine studier at selskaper med høy B/M-verdi har utkonkurrert selskaper med lav B/M-verdi i perioden 1968 til 1990.

Momentumeffekten ble oppdaget av Jegadeesh og Titman (1993). De fant at aksjer med henholdsvis høy og lav avkastning ofte fortsatte dette avkastningsmønsteret flere perioder frem i tid. En strategi som går ut på å kjøpe vinneraksjer over de 3-12 siste månedene og selge taperaksjer i samme periode vil gi en risikojustert meravkastning (Jegadeesh og Titman, 2001). Andre studier finner også en momentumeffekt utenfor USA. Rouwenhorst (1998) undersøker momentumeffekten i tolv europeiske aksjemarkeder og finner at strategien gir en risikojustert meravkastning på mer enn én prosent per måned i

perioden 1980 til 1995.

I litteraturen er det diskutert om likviditet er en annen selskapskarakteristikk som kan knyttes til avvik fra kapitalverdimodellen. Flere studier, blant annet Acharya og Pedersen (2005) og Liu (2006), foreslår selskapets variasjon og nivå av likviditet som en mulig forklaring til størrelseseffekten.

Næs et al. (2009) undersøkte de tre selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi og selskapers tidligere prestasjon for Oslo Børs i perioden 1980 til 2006. De finner støtte for en størrelseseffekt i perioden 1980 til 2000. Størrelseseffekten faller over tid og i perioden 2000 til 2006 ser de ikke lenger denne effekten. De finner også støtte for at selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) har gitt en høyere avkastning enn selskaper med lav B/M-verdi i perioden 1980 til 1999. Etter 1999 finner de ingen forskjell i avkastningen mellom selskaper med høy og lav B/M-verdi.

Fama og French (1993) utarbeidet en tre-faktormodell som forklarer aksjeavkastningen ut i fra selskapers eksponering mot faktorene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi og markedsavkastningen. Denne modellen er beskrevet i kapittel 3. I modellen bruker Fama og French faktorene SMB og HML. SMB er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i små selskaper og kort posisjon i store selskaper. HML er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og en kort posisjon i selskaper med lav B/M-verdi. Modellen er utvidet til en fire-faktormodell som inkluderer momentum. Momentumfaktoren er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskaper med tidligere høy avkastning, og kort posisjon i selskaper med tidligere lav avkastning.

Næs et al. (2011) ser på sammenhengen mellom likviditet i aksjemarkedet og konjunktorene i USA og Norge i perioden 1980 til 2007. De finner at aksjemarkedet blir mindre likvid før en resesjon. Likviditeten i aksjemarkedet faller systematisk i ett år før resesjonene i USA. Lignende resultater finner de for Norge. De finner også at illikviditet forbundet med små selskaper inneholder mer informasjon om fremtidig BNP enn store selskaper.

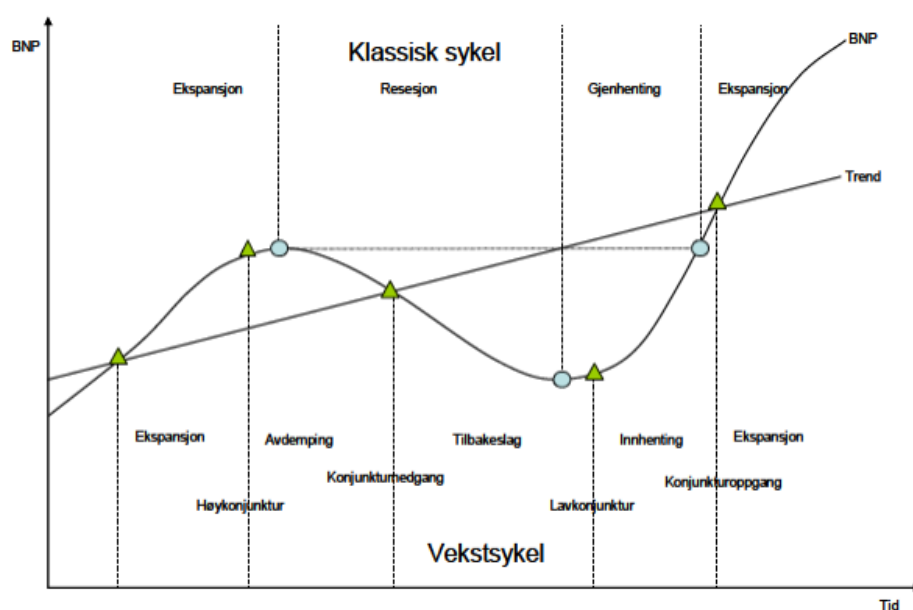
3 Teori

3.1 Konjunkturer

Den økonomiske utviklingen i et land er ikke konstant over tid, men vil i perioder bevege seg over eller under en underliggende trend. Slike svingninger omtales som konjunkturer.

Burns og Mitchells «Measuring Business Cycles» fra 1946 er et viktig arbeid innenfor empirisk konjunkturforskning og deres definisjon av konjunkturer har blitt en klassisk definisjon:

«Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: A cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; They are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own.»



Figur 3.1: Klassiske sykler og vekstsykler

Kilde: Mjelde (2011)

Som det fremkommer av definisjonen er konjunkturerne et resultat av endringer i aktivitetsnivået i flere økonomiske variabler som til sammen utgjør det totale aktivitetsnivået. Selv om definisjonen refererer til bruk av flere variabler er det vanlig å benytte bruttonasjonalprodukt, BNP, som mål på den økonomiske aktiviteten i et land. Statistisk sentralbyrå (2018) definerer BNP som «summen av alle varer og tjenester som produseres i et land i løpet av et år, minus de varene og tjenestene som blir brukt under produksjonen».

Trenden til BNP blir kalt for potensiell produksjon. Trenden er bestemt av den underliggende veksten i økonomien (Grytten og Hunnes, 2016). Befinner økonomien seg på trenden vil innsatsfaktorene bli fullt utnyttet. Trenden og faktisk BNP er vist i figur 3.1. Faktisk BNP har fluktuasjoner fra trenden, dette er avvik fra potensiell produksjon og kalles for produksjonsgapet (Benedictow og Johansen, 2005). Er avviket positivt produseres det mer enn potensiell produksjon og økonomien vil være i en høykonjunktur. Er avviket negativt produseres det mindre enn potensiell produksjon og økonomien befinner seg i en lavkonjunktur. Perioden fra en konjunkturbunn til en konjunkturtopp kalles for en konjunkturoppgang og perioden fra en konjunkturtopp til en konjunkturbunn kalles for en konjunkturedgang.

3.1.1 Klassiske sykler og vekstsykler

En tidsserie kan bestå av følgende komponenter:

$$y_t = \tau + c_t + SES + U, \quad (3.1)$$

hvor y_t er den makroøkonomiske variabelen, for eksempel bruttonasjonalproduktet. τ viser trenden og beskriver den langsiktige veksten, c_t er den sykliske komponenten, SES er en sesongkomponent og U er en tilfeldig komponent. Renses tidsserien for sesongvariasjon og den tilfeldige komponenten, sitter vi igjen med den trendsykliske kurven som består av en trendkomponent og en syklisk komponent (Balke, 1991).

I konjunkturanalyse skiller vi mellom to typer sykler, klassiske sykler og vekstsykler. Tradisjonelt har klassiske sykler vært standard for amerikansk forskning og vekstsykler vært standard for europeisk forskning (Benedictow og Johansen, 2005). Klassiske sykler har

topp- og bunnpunkt der stigningstallet til den trendsykliske kurven er null, $dy/dt = 0$, altså kurvens lokale maks- og minimumspunkt. Vekstsykler måles relativt til den underliggende trenden og har topp- og bunnpunkt der stigningstallet til den trendsykliske kurven er lik stigningstallet til trenden, $dy/dt = a$. I en klassisk sykel vil et toppunkt komme senere og et bunnpunkt tidligere enn i en vekstsykel. Dette medfører at ekspansjonsfasen er lenger og tilbakeslaget kortere i en klassisk sykel, dette er vist i figur 3.1.

3.1.2 Deterministisk eller stokastisk trend

Tradisjonelt har det vært en deterministisk tilnærming til trenden. En deterministisk trend vokser med en fast vekstrate og det meste av volatiliteten i tidsserien vil oppstå på grunn av fluktuasjoner i den sykliske komponenten (Balke, 1991). Nelson og Plosser (1982) utfordret denne tilnærmingen og argumenterte for at det også eksisterte fluktuasjoner i trenden til flere makroøkonomiske variabler. Dersom alle fluktuasjoner i en tidsserie skyldes fluktuasjoner i trenden er trenden stokastisk. En moderne tilnærming til trenden er at den er delvis stokastisk. En deterministisk trend er gitt ved en lineær tidstrend:

$$\tau_t = \tau_0 + \mu t. \quad (3.2)$$

Endringer i trenden ($\tau_{t+1} - \tau_t$), vekstraten per periode, vil tilsvare en konstant μ :

$$\tau_{t+1} - \tau_t = \tau_0 + \mu(t+1) - (\tau_0 + \mu t) = \mu. \quad (3.3)$$

Ved en deterministisk trend er det mulig å skille trenden fra sykkelen fordi y_t er kjent, og τ_0 og μ kan estimeres slik at residualen, c_t , vil være den sykliske komponenten. Dette kan vises:

$$c_t = y_t - \tau_t = y_t - \tau_0 - \mu t. \quad (3.4)$$

En stokastisk trend er gitt ved:

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \epsilon_t. \quad (3.5)$$

Der μ er den gjennomsnittlige trendveksten over tid og ϵ_t er en stokastisk variabel med

forventning lik null og konstant varians. Trendkomponenten blir da:

$$\tau_t = \tau_0 + \mu t + \sum_{i=1}^t \epsilon_i. \quad (3.6)$$

Slik at:

$$y_t = \tau + c_t = \tau_0 + \mu t + \sum_{i=1}^t \epsilon_i + c_t. \quad (3.7)$$

Trendkomponenten til en stokastisk variabel vil være avhengig av den gjennomsnittlige vekstraten, μ , og alle tidligere verdier av ϵ_t . Fordi verdien til trenden består av en fast vekstrate per periode og et stokastisk element, kan ikke trend og sykel skilles fra hverandre. Alle sjokk vil ha en permanent effekt på trenden og trenden vil ikke vende tilbake til sitt utgangspunkt. En deterministisk trend er stasjonær fordi gjennomsnittet og variansen er konstant over tid. En stokastisk trend er ikke-stasjonær fordi gjennomsnitt og variansen ikke er konstant.

Om en tidsserie er stokastisk eller deterministisk vil ha implikasjoner for analyse og prediksjon. En stokastisk tilnærming til trenden gjør at dekomponering og datering av konjunkturer blir mer utfordrende. Det vil også påvirke evnen til å gjøre statistisk inferens for parameterene i en regresjon (Balke, 1991). Hypotesetesting til parameterene i en regresjon vil være avhengig av stasjonariteten til en tidsserie.

3.1.3 Identifisere og datere konjunkturer

Litteraturen foreslår flere metoder for å identifisere og datere konjunkturer. Ikke alle fluktuasjoner fra trenden skal regnes om en konjunktur. Ifølge Mitchell er det tre fundamentale krav som må være oppfylt. Det må være en minimum varighet mellom vendepunktene, en minimum differanse mellom topp og bunn, og fluktuasjonene må gjelde for flere sentrale økonomiske tidsserier (Burns og Mitchell, 1946). National Bureau of Economic Research's Business (NBER) daterer konjunkturerne i USA.

NBER skiller mellom resesjon, som er fra en konjunkturtopp til en konjunkturbunn, og ekspansjon som er fra en konjunkturbunn til en konjunkturtopp (NBER, 2019). Under en resesjon vil den økonomiske aktiviteten i store deler av økonomien gå ned. En resesjon kan vare fra få måneder til flere år og ha korte perioder med ekspansjon før nedgangen i

økonomien fortsetter. Motsatt vil det være en betydelig økning i økonomisk aktivitet i store deler av økonomien ved ekspansjon. En ekspansjon kan vare i flere år og inneholde korte perioder med tilbakeslag før den økonomiske oppgangen fortsetter.

NBER har ingen klare regler for hva som kun er korte tilbakeslag i en ekspansjon eller korte perioder med ekspansjon i en resesjon. For å bestemme datering av konjunkturtopper og konjunkturbunner vektlegger NBER målinger som er relevante for store deler av den økonomiske aktiviteten (Hall, 2003). BNP blir sett på som det beste målet for den aggregerte økonomiske aktiviteten. For å undersøke om en resesjon har inntruffet og for å finne dens topp- og bunnpunkter blir estimater av BNP vektlagt. Estimatenes kommer kun kvartalsvis. For å kunne datere topp- og bunnpunkt etter riktig måned blir månedlige indikatorer brukt.

Månedlige målinger NBER legger vekt på er reell inntekt utenom utbetalinger fra myndighetene og sysselsetting (Hall, 2003). I tillegg ser NBER på to indikatorer som primært dekker produksjon og varer, nærmere bestemt industriell produksjon og salgsvolumet i produksjon og grossist- og detaljhandelen, justert for prisendringer. Månedlige estimater for BNP blir også vurdert. Det er ingen faste regler for hvilke andre indikatorer som skal inkluderes og hvordan disse skal vektlegges.

3.1.4 Makroøkonomiske indikatorer

Makroøkonomiske indikatorer er økonomiske variabler som kan gi informasjon om den økonomiske tilstanden i en økonomi. Eksempler på makroøkonomiske indikatorer er BNP, arbeidsledighet, konsum og aksjepriser. Ved å undersøke volatiliteten, korrelasjonen og persistensen til ulike makroøkonomiske indikatorer vil en kunne få nyttig informasjon som kan anvendes til analyse og prediksjon.

Volatilitet

Volatilitet er en parameter for størrelsen på fluktuationene i en tidsserie (Rakkestad, 2002). Volatiliteten til en tidsserie kan regnes ved hjelp av standardavviket til den estimerte sykliske komponenten (Sørensen og Whitta-Jacobsen, 2005). Det empiriske standardavviket, s_x , for en serie av observasjoner til variabel x_t over tidsrommet $t=1,2,\dots,T$

er gitt ved:

$$S_x = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}, \quad \bar{x} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t, \quad (3.8)$$

hvor \bar{x} er den estimerte gjennomsnittsverdien til de ulike verdiene for x_t . s_x er det empiriske gjennomsnittsavviket fra \bar{x} over perioden med observasjoner.

Korrelasjon, ledende og etterslepene indikatorer

Korrelasjon er et statistisk mål på hvordan to variabler samvarierer (Sørensen og Whitta-Jacobsen, 2005). Hvordan den sykliske komponenten til en variabel beveger seg i forhold til den sykliske komponenten til en annen variabel, for eksempel BNP, kan beregnes ved hjelp av den empiriske kovariansen:

$$S_{xc} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(c_t - \bar{c}), \quad \bar{c} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T c_t, \quad (3.9)$$

hvor x_t er den sykliske komponenten til en gitt variabel og c_t er den sykliske komponenten til BNP. \bar{c} er den estimerte gjennomsnittsverdien til alle c_t . Kovariansen måler i hvilken grad x og c beveger seg i forhold til hverandre. Resultatet vil være avhengig av hvilke størrelser x og c er målt i. Det kan være hensiktsmessig å finne en indikator som er uavhengig av måleenheten. Dette kan gjøres ved å normalisere observasjonene $x_t - \bar{x}$ og $c_t - \bar{c}$ med de tilhørende standardavvikene s_x og s_c . Dermed kan en studere kovariansen til de normaliserte avvikene, $(x_t - \bar{x})/s_x$ og $(c_t - \bar{c})/s_c$. Ved å bruke formelen til korrelasjonskoeffisienten, se ligning 3.10, kan vi studere denne sammenhengen.

$$\rho(x_t, c_t) = \frac{s_{xc}}{s_x s_c} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(c_t - \bar{c})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T (c_t - \bar{c})^2}}. \quad (3.10)$$

Korrelasjonskoeffisienten vil ligge innenfor intervallet -1 og +1. Er korrelasjonskoeffisienten null vil det ikke være en lineær sammenheng mellom variablene. Ved en korrelasjonskoeffisient lik +1 vil det være en perfekt positiv korrelasjon mellom variablene, og ved en korrelasjonskoeffisient lik -1 vil det være en perfekt negativ korrelasjon.

Den sykliske variabelen til x_t kan være medsyklisk eller motsyklisk til den sykliske komponenten til BNP, c_t . Variabelen x_t vil være medsyklisk når $\rho(x_t, c_t) > 0$ og variablene vil bevege seg i samme retning. Variabelen x_t vil være motsyklisk når $\rho(x_t, c_t) < 0$, da

beveger variablene seg i motsatt retning.

Noen økonomiske variabler reagerer raskere eller tregere på endringer i økonomien enn BNP. En indikator vil være ledende når $\rho(x_{t-n}, c_t)$ er signifikant forskjellig fra null og numerisk større enn $\rho(x_t, c_t)$. Har det skjedd en endring i c_t vil det ha skjedd en endring hos x_t i n perioder tidligere. Dermed vil variabel x_t nå toppunktet og bunnpunktet før den sykliske komponenten til BNP. En indikator vil være etterslepene når $\rho(x_{t+n}, c_t)$ er signifikant forskjellig fra null og numerisk større enn $\rho(x_t, c_t)$.

Persistens

En variabel er persistent når den observerte verdien av x ved tidspunkt t ikke er uavhengig av tidligere verdier av x (Sørensen og Whitta-Jacobsen, 2005). Altså vil variabel x i tid t være avhengig av x_{t-n} , hvor $n \geq 1$. Det medfører at en variabel som i tidligere perioder har hatt en høy (lav) verdi vil ha en høy (lav) verdi på nåværende tidspunkt. Persistens kan måles ved å finne korrelasjonskoeffisienten mellom en variabel og variabelens tidligere verdier, $\rho(x_t, x_{t-n})$ for $n = 1, 2, \dots$. Denne omtales som autokorrelasjonskoeffisienten. En variabel vil ha høy grad av persistens dersom autokorrelasjonskoeffisienten er signifikant forskjellig fra null for flere verdier av n . Høy persistens medfører at dersom variabelen får en verdi over eller under et gjennomsnitt vil variabelen fortsette å være over eller under dette gjennomsnittet.

3.2 Aksjemarkedet

3.2.1 Markedseffisienshypotesen

Markedseffisienshypotesen sier at all tilgjengelig informasjon er priset inn i markedet og kun ny informasjon vil påvirke aksjeprisene (Bodie et al., 2018). Markedseffisienshypotesen bygger på Kendall sine funn i en studie fra 1953 hvor han oppdaget at det ikke var mulig å identifisere forutsigbare mønstre i aksjeprisene, men at prisene endret seg vilkårlig. Ny informasjon er uforutsigbar, derfor er også aksjeprisene uforutsigbare og følger en *random walk*¹. At aksjeprisene er tilfeldig og ikke predikerbare betyr ikke at markedet

¹Det er verdt å nevne at begrepet *random walk* i denne sammenhengen brukes i en videre forstand, til å beskrive utviklingen i aksjeprisen, og at aksjeprisen nødvendigvis ikke oppfyller de formelle kravene til en *random walk* (Bodie et al., 2018).

er irrasjonelt. Tvert i mot. Aksjepriser som bare påvirkes av ny informasjon tyder på intelligente investorer. *Random walk* er et naturlig resultat av at all tilgjengelig informasjon er priset inn.

Det er vanlig å dele markedseffisienshypotesen i tre grader, svak, halvsterk og sterk effisiens. De tre formene skiller seg ved hva som defineres som «all tilgjengelig informasjon» (Malkiel og Fama, 1970). Svak markedseffisiens innebærer at all historisk informasjon er priset inn i aksjeprisen. Trendanalyser vil ikke gi meravkastning da denne informasjonen allerede er priset inn.

Halvsterk markedseffisiens innebærer at prisen på en aksje reflekterer historiske data i tillegg til offentlig informasjon. Dette er for eksempel børsmeldinger, kvartalsrapporter, regnskapsmetoder, patenter og ledelseskvalitet. Halvsterk effisiens tilsier at dersom det kommer ny offentlig informasjon skal aksjeprisen endres umiddelbart. Fundamentale analyser skal ikke gi meravkastning da dette allerede er priset inn.

Sterk markedseffisiens er den sterkeste formen for effisiens. Denne formen for effisiens tilsier at aksjeprisen reflekterer historisk informasjon, offentlig informasjon og privat-/innsideinformasjon. Da all informasjon er tilgjengelig for alle, vil ingen kunne slå markedet over tid.

En moderne oppfattelse av markedseffisiens er at markedet er «nært effisient». Grossman og Stiglitz (1980) argumenterer for at informasjon er kostbart og at prisene derfor ikke kan reflektere all tilgjengelig informasjon. De som bruker ressurser på å innhente informasjon vil gjøre det så lenge de får kompensasjon. Dette skaper et marked som er nært effisient. Dersom alle fullt ut er overbevist om markedseffisienshypotesen vil ingen være villig til å bruke ressurser på å analysere prisene. Prisene vil da inneholde mindre informasjon og det vil igjen være lønnsomt å innhente informasjon. Dette omtales som effisiensparadokset.

3.2.2 Prising av aksjer

For å forstå hva som påvirker aksjeprisen og bedre se sammenhengen mellom aksjepriser og realøkonomien vil vi se på ulike teorier for prising av aksjer. Vi vil ta for oss kapitalverdimodellen, arbitrasjepisingsmodellen, Fama-French-trefaktormodell, Carharts fire-faktormodell og dividendemodellen.

3.2.2.1 Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen (CAPM²) er en av de mest brukte modellene for prising av risikable aktiva. Den beskriver forholdet mellom en aksjes avkastning og risiko. Modellen er utviklet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966) og bygger på Markowitz (1959) prinsipper om porteføljeteori.

CAPM tilbyr et enkelt rammeverk som kan benyttes til å predikere forventet avkastning. Det gjør modellen populær selv om den antar en rekke strenge forutsetninger. Modellen antar at alle investorer er nyttemaksimerende etter Markowitz «forventning-varians»-prinsipp, har det samme tidsperspektivet og den samme informasjonen. Markedet er velfungerende og investorer påvirker ikke prisene.

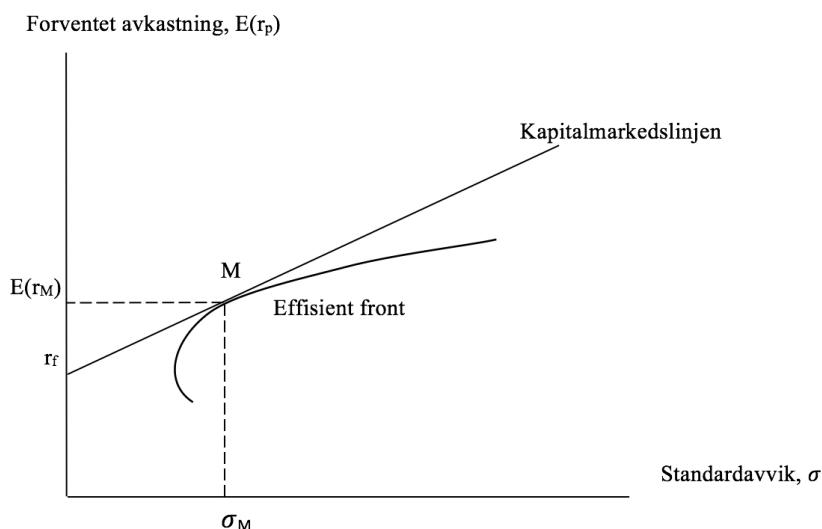
Fundamentet for kapitalverdimodellen er kapitalmarkedslinjen sammen med markedsporteføljen M og aktivum i . Markedsporteføljen inneholder alle aktivum i investeringsuniverset representert med sin relative markedsandel og alle investorer søker å holde denne porteføljen.

Den effisiente fronten, se figur 3.2, viser optimale porteføljesammensetninger. Det er porteføljer som gir høyest avkastning for en gitt risikoeksponering. Kapitalmarkedslinjen beskriver sammenhengen mellom avkastning og risiko for effisiente porteføljer som består av en andel av markedsporteføljen og en andel i risikofritt aktivum r_f . Fordi det er mulig å låne og låne ut ubegrenset til en risikofri rente kan investorene plassere seg alle steder på kapitalmarkedslinjen. Porteføljens forventede avkastning blir da:

$$E(r_p) = r_f + \frac{[E(r_M) - r_f]}{\sigma_M} \sigma_p, \quad (3.11)$$

hvor r_f er risikofri rente, $E(r_M)$ er forventet markedsavkastning, $[E(r_M) - r_f]$ er forventet risikopremie, σ_p er standardavviket til porteføljen og σ_M er standardavviket til markedet. Den effisiente fronten og kapitalmarkedslinjen tangerer hverandre i markedsporteføljen, M . Dette er vist i figur 3.2.

²Capital Asset Pricing Model



Figur 3.2: Kapitalmarkedslinjen

Alle investorer vil holde en portefølje som befinner seg på kapitalmarkedslinjen. En risikotolerant investor vil finne seg til høyre for M på kapitalmarkedslinjen, mens en risikoavers investor vil finne seg til venstre for M . Helningen på kapitalmarkedslinjen beskriver prisen på risiko, også kjent som Sharpe ratio. Dette forholdet er vist i ligning 3.12. En brattere kapitalmarkedslinje indikerer at investorene vil få større kompensasjon per ekstra risikoenhet målt ved standardavvik.

$$SR = \frac{[E(r_M) - r_f]}{\sigma_p}. \quad (3.12)$$

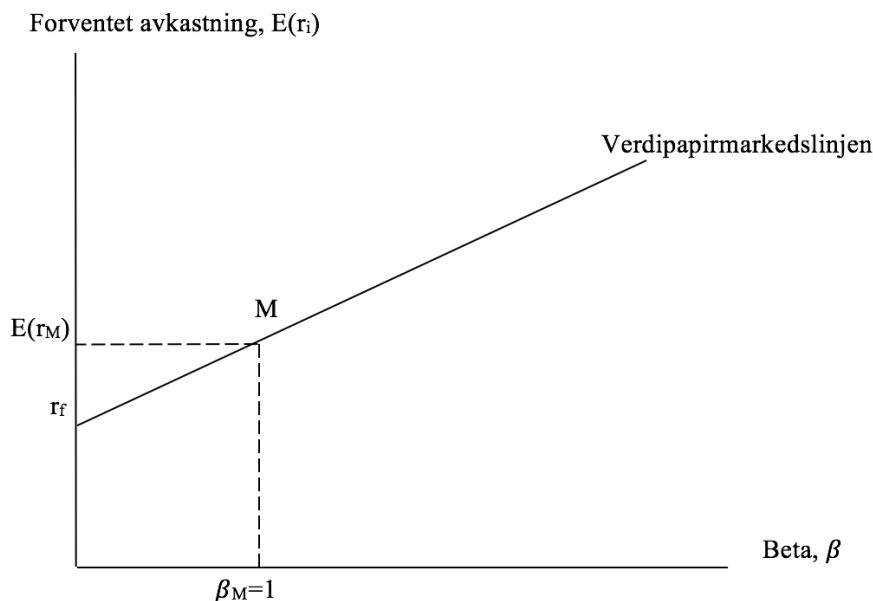
Kapitalverdimodellen viser forventet avkastning for risikable aktiva, i , som et resultat av risikofri rente pluss et risikotillegg. Risikotillegget kan defineres som markedets risikopremie multiplisert med grad av markedsrisiko. Graden av markedsrisiko omtales som β og uttrykkes matematisk:

$$\beta = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}, \quad (3.13)$$

der σ_{iM} er kovariansen mellom aksje i og markedet og σ_M^2 er markedets risiko uttrykt ved varians. Risikofri rente har β lik 0 og markedet har β lik 1. Et aktiva som beveger seg likt i forhold til markedet, og dermed har samme risiko som markedet, har β lik 1. Aktiva med lavere volatilitet og mindre risiko enn markedet har $\beta < 1$ og aktiva med større volatilitet og høyere risiko enn markedet har $\beta > 1$. Aktiva med $\beta > 1$ har høyere forventet avkastning enn markedet som kompensasjon for større risiko. Motsatt for aktiva med $\beta < 1$. Verdipapirmarkedslinjen sier at det er et lineært forhold mellom forventet

avkastning og β til et risikabelt aktiva. Dette forholdet er vist i ligning 3.14 og figur 3.3.

$$E(r_i) = r_f + [(E(r_M) - r_f)]\beta_i. \quad (3.14)$$



Figur 3.3: Verdipapirmarkedslinjen

Som nevnt tidligere bygger modellen på en rekke forutsetninger som i realiteten er urealistiske og som svekker modellens relevans i den virkelige verden (Bodie et al., 2018). Modellen forutsetter at det eksisterer et risikofritt aktivum. Selv om statskasseveksler regnes som tilnærmet risikofrie er det en viss sannsynlighet for mislighold. I virkeligheten eksisterer det også en spread mellom inn- og utlånsrente som bryter med modellens forutsetninger. Videre er et problem i modellen å definere markedsporteføljen. En forutsetning er også at økonomien varer i en periode, noe som i realiteten ikke er tilfellet. Den kanskje svakeste forutsetningen er forutsetningen om investorenes homogene forventninger til risiko og avkastning, da dette er langt fra det som observeres i virkeligheten. Modellen forutsetter også at β er konstant. Empiriske studier viser at dette ikke er tilfellet og at selskapers eksponering mot ulike faktorer i realiteten endres over tid og β øker i dårlige tider (Ang, 2014). Dette kan i seg selv være en kilde til risiko. I tillegg er det transaksjonskostnader i det offentlige markedet og beskatning av aksjegevinster. Modellen er likevel svært populær fordi den er enkel i bruk og gir nyttig informasjon.

3.2.2.2 Arbitrasjeprisingsmodellen

Arbitrasjeprisingsmodellen ble utviklet av Stephen Ross i 1976. I likhet med CAPM estimerer arbitrasjemodellen en kapitalmarkedslinje som knytter sammen aksjeavkastning og risiko. Modellen bestemmer avkastningen til en aksje ut i fra et antall makroøkonomiske variabler som fange opp systematisk risiko.

Arbitrasjeprisingsmodellen bygger på tre antagelser (Bodie et al., 2018). For det første antar modellen at aksjeavkastningen kan beskrives ut i fra en faktormodell. For det andre at det er mange nok aksjer til å diversifisere bort usystematisk risiko. Usystematisk risiko er risiko forbundet med det spesifikke selskapet. Det er ikke mulig å diversifisere bort systematisk risiko som er risiko forbundet med makroøkonomiske faktorer. Fordi det er mulig å diversifisere bort usystematisk risiko kompenseres det bare for den systematiske risikoen. For det tredje er ikke arbitrasje mulig. En arbitrasjemulighet oppstår når en investor tjener en risikofri profitt. Arbitrasje er ikke mulig fordi modellen antar at loven om en pris holder. Loven om en pris sier at dersom to eiendeler har de samme egenskapene skal de ha samme pris. Dette gjelder også aksjer. To aksjer med identisk risikoeksponering vil dermed ha samme avkastning. Forventet avkastning er:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \dots + \beta_{ix}F_x + e_i, \quad (3.15)$$

hvor r_f er risikofri rente, F_x er den forventede risikopremien til faktorene x der $x = 1, 2, 3, \dots, X$. β_{ix} er aksje i sin eksponering mot faktor x og definert som:

$$\beta = \frac{\sigma_{ix}}{\sigma_x^2}, \quad (3.16)$$

der σ_{ix} er kovariansen mellom aksje i og faktor x og σ_x^2 er risikoen til faktor x uttrykt i varians.

Det blir bare kompensert for systematisk risiko. Derfor vil alle investorer ønske å holde en veldiversifisert portefølje. En veldiversifisert portefølje gir det høyeste forholdet mellom avkastning og risiko. Dersom loven om en pris brytes vil investorer se en arbitrasjemulighet og kjøpe aksjer som er relativt for lavt priset og selge aksjer som er relativt for høyt priset. Denne prosessen pågår til det ikke lenger eksisterer en arbitrasjemulighet. Risikopremien er

forskjellen mellom risikofri avkastning og forventet avkastning til porteføljen. Risikopremien er proporsjonal med porteføljens beta.

Det er gjort empiriske tester av arbitrasjemodellen. Chen, Roll og Ross (1986) finner flere signifikante makroøkonomiske variabler som forklarer aksjeavkastningen og trekker frem de viktigste: industriproduksjon, endring i risikopremie, endringer i yieldkurven og endringer i uventet og forventet inflasjon. Arbitrasjemodellen er kritisert fordi den baserer seg på empiriske data og ikke økonomisk teori (Black, 1995).

Arbitrasjeverdimodellen har mye til felles med kapitalverdimodellen. Begge fungerer som en benchmark for avkastning og skiller mellom diversifiserbar og ikke-diversifiserbar risiko. De to modellene skiller seg ved at ATP ser på flere risikofaktorer enn markedet. En svakhet ved ATP-modellen er at investorer selv må analysere seg frem til relevante faktorer for ulike aksjer.

3.2.2.3 Fama-French-trefaktormodell

Fama-French-trefaktormodell 1993 er en fler-faktormodell som forklarer aksjeavkastningen ut i fra aksjens eksponering mot markedet sammen med de to faktorene selskapsstørrelse (SMB) og selskapets bokførte verdi relativt til markedsverdi (HML).

Fama og French sin tre-faktormodell er som følger:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{MKT}E(r_M - r_f) + \beta_{i,SMB}E(SMB) + \beta_{i,HML}E(HML), \quad (3.17)$$

hvor $E(r_i)$ er forventet avkastning til aksje i , r_f er risikofri rente og $E(r_M - r_f)$ er markedets forventede risikopremie. β_{MKT} er aksjens eksponering mot markedsrisiko, $E(SMB)$ og $E(HML)$ er forventet avkastning til faktorene SMB og HML. $\beta_{i,SMB}$ og $\beta_{i,HML}$ er aksje i sin eksponering for risikofaktorene SMB og HML. $\beta_{i,SMB}$ og $\beta_{i,HML}$ beveger seg rundt null. Markedet er nøytralt for faktoren SMB og HML, så et gjennomsnittlig selskap vil ikke være eksponert mot SMB og HML, og følgelig ha $\beta_{i,SMB}$ og $\beta_{i,HML}$ lik 0.

SMB står for små minus store (smal minus big) og er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i små selskaper og kort posisjon i store selskaper. Selskapenes størrelse er bestemt av markedsverdien, som er aksjeprisen multiplisert med antall utestående aksjer.

SMB er konstruert for å fange opp effekten av at små selskaper er mer risikable og dermed skal gi høyere avkastning enn store selskaper.

HML står for høy minus lav (high minus low) og er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskaper med en høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og kort posisjon i selskaper med lav B/M-verdi. Faktoren er konstruert for å fange opp effekten av at selskaper med høy B/M-verdi er mer risikable og dermed skal gi høyere avkastning enn selskaper med lav B/M-verdi. Porteføljene er nullinvesteringsporteføljer. Nullinvesteringsporteføljer er en samling av investeringer som har en nettoverdi lik null. Dette gjør porteføljene selvfinansierende.

Fama og French (1996) argumenter for disse faktorene på et empirisk grunnlag. Faktorene er ikke i seg selv risikofaktorer, men proxy-variabler for mer fundamentale faktorer som hittil er ukjente. SMB og HML er porteføljer som forsøker å replikere underliggende uobservert risiko. De peker likevel på at selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi i større grad er utsatt for økonomiske kriser og at små selskaper kan være mer sensitive for konjunktorene. Investorer vil da kreve en risikopremie for å holde små aksjer og aksjer med høy B/M-verdi. Derfor kan disse variablene fange opp sensitiviteten til risikofaktorer i makroøkonomien.

Carharts fire-faktormodell

Senere er Fama og French sin tre-faktormodell utvidet til flere faktorer. Blant annet momentumeffekten, som ble lagt til i modellen av Carhart (1997) for å evaluere fonds avkastning. Studie viste at mye av det som ble tilskrevet som meravkastning utover markedsavkastning kunne forklares av en momentumeffekt. Dette er i tråd med Jegadeesh og Titman (1993) som fant at aksjer som i dag har god (dårlig) avkastning har en tendens til også å ha god (dårlig) avkastning flere måneder frem i tid. Carhart regnet ut momentumeffekten (WML) ved å ta selskaper med tidligere høy avkastning (winners) minus selskaper med tidligere lav avkastning (losers). Fire-faktormodellen er gitt ved:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{MKT}E(r_M - r_f) + \beta_{i,SMB}E(SMB) + \beta_{i,HML}E(HML) + \beta_{i,WML}E(WML), \quad (3.18)$$

hvor $E(WML)$ er forventet avkastning til faktoren WML og $\beta_{i,WML}$ er aksje i sin eksponering mot WML. De andre variablene er som i ligning 3.17.

Momentumfaktoren skiller seg fra de andre faktorene ved at den i stedet for å være en risikofaktor skyldes systematisk irrasjonell adferd i markedet (Døskeland, 2014).

Den tekniske utregningen av faktorene vil vi presentere mer nøyaktig i kapittel 4, data.

3.2.2.4 Dividendemodellen

Dividendemodellen er en metode for å verdsette en aksje basert på teori om at en aksjes verdi er summen av alle neddiskonterte dividendeutbetalinger. Med andre ord vil aksjeprisen være lik nåverdien av alle fremtidige dividendeutbetalinger:

$$p_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E(d_t)}{(1+k)_t}, \quad (3.19)$$

hvor p_0 er aksjeprisen ved tidspunkt 0, $E(d_t)$ er forventet dividende ved tidspunkt t og k er avkastningskravet. Aksjens fremtidige salgsverdi er ikke med som et eget ledd i ligningen fordi nåverdien av salgsprisen vil gå mot null når tiden går mot uendelig.

Ligningen viser at aksjeprisen er følsom for endringer i forventet fremtidig dividende og avkastningskrav. Økt dividende eller lavere avkastningskrav vil føre til at beregnet aksjepris faller. Motsatt vil lavere dividendeutbetaling eller økt avkastningskrav føre til økt aksjepris.

3.2.3 Aksjemarkedet som makroøkonomisk indikator

Aksjemarkedet betraktes som en ledende makroøkonomisk indikator. Som vi har sett tidligere påvirkes aksjepriser av forventningene til bedriftens inntjening og fremtidige renter, som igjen avhenger av forventninger til realøkonomien. Dette kan også gå motsatt vei, at aksjeprisene påvirker den økonomiske utviklingen. I følge Gerdrup et al. (2006) skjer dette gjennom flere kanaler.

Formueskanalen

Aksjepris har betydning for husholdningers formue. Derfor kan økte aksjepriser motivere til økt forbruk, og lavere aksjepriser kan motivere til lavere forbruk. Husholdningers forbruk har betydning for bruttonasjonalproduktet (BNP).

Investeringskanalen

Aksjeprisen påvirker verdien til bedriftens realkapital. Økt eller redusert pris kan dermed gi bedriftseiere signaler om å øke eller redusere realinvesteringene. Stiger prisen og dermed markedsverdien av realkapitalen til bedriften, vil denne markedsverdien være større enn kostnaden ved å anskaffe ny realkapital. En kan tolke dette som at realkapitalen i bedriften er verdt mer enn det det koster for eieren og dermed vil bedriften ønske å investere i mer realkapital. Dette forholdet mellom å anskaffe brukt mot ny realkapital omtales som «Tobins Q». I tilfellet hvor eieren vil ønske å investerte i mer realkapital er «Tobins Q» større enn 1.

Kredittkanalen

Aksjeprisen kan påvirke bedriftens mulighet til lånefinansiering, og størrelsen på lånekostnaden. Dette skyldes asymmetrisk informasjon mellom långiver og låntaker. Det er spesielt to typer asymmetrisk informasjon som gjør at aksjeprisen påvirker realøkonomien, «ugunstig seleksjon/utvalg» og «moralsk risiko». «Ugunstig seleksjon/utvalg» innebærer at det er vanskelig for långiver å skille kvaliteten på låntakere i vurdering av om de skal få lån eller ikke. Dette fører til at kvalifiserte låntakere ikke får lån eller må betale en høy rente. «Moralsk risiko» innebærer at låntaker og långiver har insentiv til å handle med ulike mål. Långiver kan risikere å tape penger fordi låntaker investerer i mer risikable prosjekter enn forutsatt.

Forventningskanalen

Aksjeprisene kan i seg selv påvirke forventningene om fremtiden, og dermed også forbruk og realinvesteringer. Når forventningene påvirker konsum og realinvesteringer kan forventningene bli selvoppfyllende. Forventninger om gode (dårlige) tider kan øke (redusere) konsum og realinvesteringer og dermed gi økt (redusert) økonomisk aktivitet og økt (redusert) BNP.

4 Data

Som tidligere nevnt er formålet med denne oppgaven todelt. I den første delen benytter vi tidsserier for avkastningen til porteføljer sortert etter selskapskarakteristikkene, selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi), momentum og likviditet i Norge. I den andre delen bruker vi tidsserier for markedets risikopremie, SMB, HML, momentum og bruttonasjonalprodukt (BNP) i Norge, USA, Tyskland, Storbritannia, «Europa» og Japan. «Europa» består av Østerrike, Belgia, Sveits, Tyskland, Danmark, Spania, Finland, Frankrike, Storbritannia, Hellas Irland, Italia, Nederland, Norge, Portugal og Sverige.

For Norge er det også hentet tall for likviditet. I dette kapittelet vil vi ta for oss hvordan faktorene er konstruert og hvor de ulike tidsseriene er hentet.

4.1 Porteføljer sortert etter selskapskarakteristikker

Avkastning til porteføljer sortert etter selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og momentum er hentet fra hjemmesiden til Handelshøyskolen BI og beregnet av Bernt Arne Ødegaard (Ødegaard, 2019a). Han har hentet rådata fra Oslo Børs dataservice. Porteføljene består av selskaper notert på Oslo Børs. Selskaper som er notert under 20 dager, har en markedsverdi under 10 NOK per aksje eller en samlet utestående verdi under en million NOK er ikke tatt med i utvalget (Ødegaard, 2019b). Dette er en vanlig filtrering i litteraturen, se for eksempel Fama og French (1992). Tidsseriene viser porteføljenes månedlige avkastning fra 1981 til 2017.

4.1.1 Utregning av porteføljer sortert etter selskapskarakteristikker

For å undersøke størrelseseffekten er selskapene sortert etter markedsverdien i slutten av året og delt inn i ti verdivektete porteføljer. Markedsverdien er aksjeprisen multiplisert med antall utestående aksjer. Portefølje 1 inneholder de 10% største selskapene og portefølje 10 inneholder de 10% minste selskapene.

For å undersøke effekten av bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) er selskapene sortert etter B/M-verdi i slutten av året og delt inn i ti verdivektede porteføljer. Portefølje 1 inneholder selskapene med de 10% laveste B/M-verdiene og portefølje 10 inneholder selskapene med de 10% høyeste B/M-verdiene.

For å undersøke momentumeffekten er selskapene delt inn i ti verdivektede porteføljer etter deres tidligere avkastning. Portefølje 1 består av selskaper med den 10% laveste avkastningen de 11 siste månedene og portefølje 10 består av selskaper med den 10% høyeste avkastningen de 11 siste månedene.

Likviditet i denne sammenhengen handler om hvor lett omsettelig selskapet er på børsen. For en investor vil et selskap være likvid dersom et stort kvantum kan selges og kjøpes raskt med lav kostnad og lav prispåvirkning (Ødegaard, 2019b). Det finnes flere mål på likviditete, som mål på likviditet bruker vi relativ spread. Relativ spread er forholdet mellom kjøp/salgs-spread og midtkursen (Næs et al., 2009). Kjøp/salgs-spread er forskjellen mellom den høyeste kjøpskursen og den laveste salgskursen til en aksje. Kursen mellom den høyeste kjøpskursen og den laveste salgskursen omtales som midtkursen og brukes ofte som mål på den sanne verdien av en aksje.

Selskaper med lav relativ spread er likvide og selskaper høy relativ spread er lite likvide (illikvide). For å undersøke likviditetseffekten er selskapene delt inn i ti porteføljer etter relativ spread. Portefølje 1 består av de 10% mest likvide selskapene og portefølje 10 består av de 10% minst likvide selskapene.

Avkastningen til alle porteføljene er månedlig avkastning og porteføljene er rebalansert i slutten av hvert år. Det er verdt å merke seg at denne metoden ikke justerer for risiko og det er ikke tatt hensyn til transaksjonskostnader. I del to av analysen vil vi bruke verdivektede porteføljer da dette sier mer om markedet som helhet enn likevektede porteføljer. Derfor vil vi også bruke verdivektede porteføljer til å undersøke om selskapskarakteristikkene er tilstede i det norske aksjemarkedet.

4.2 Risikofaktorene SMB, HML og momentum

Avkastningen til faktorene SMB, HML og momentum for Norge er hentet fra hjemmesiden til Handelshøyskolen BI og konstruert av Bernt Arne Ødegaard (Ødegaard, 2019a).

Faktoravkastningen for USA, «Europa» og Japan er hentet fra hjemmesiden til Kenneth R. French (French, 2019). «Europa» er gjennomsnittlig avkastning for Østerrike, Belgia, Sveits, Tyskland, Danmark, Spania, Finland, Frankrike, Storbritannia, Hellas Irland, Italia, Nederland, Norge, Portugal og Sverige. Tall for Tyskland og Storbritannia er hentet fra henholdsvis hjemmesiden til Humboldt-universitetet i Berlin og UK Data service (Humboldt-Universitetet, 2019) (Tharyan, 2019).

Faktoravkastningen er månedlig oppgitt for alle land. For å kunne sammenligne med firekvartalsvekst i BNP har vi brukt et geometrisk gjennomsnitt for å finne firekvartalsavkastning for alle land og «Europa». Faktorenes avkastning er hentet for følgende tidsperioder:

- Norge: 2. kvartal 1982 til 4. kvartal 2018.
- USA: 4. kvartal 1981 til 4. kvartal 2018.
- Tyskland: 4. kvartal 1981 til 2. kvartal 2016.
- Storbritannia: 4. kvartal 1981 til 2. kvartal 2016.
- «Europa»: 4. kvartal 1991 til 2. kvartal 2016.
- Japan: 4. kvartal 1991 til 4. kvartal 2018.

4.2.1 Utrekning av SMB, HML og momentum

Faktorene er konstruert som nullinvesteringsporteføljer³ som gjør porteføljene selvfinansierende. SMB er en portefølje med lang posisjon i små selskaper og kort posisjon i store selskaper. HML er en portefølje med lang posisjon i selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi), og kort posisjon i selskaper med lav B/M-verdi. Momentum er en portefølje med lang posisjon i selskaper med tidligere høy avkastning og kort posisjon i selskaper med tidligere lav avkastning.

Utrekningen av faktorene SMB og HML følger Fama og French (1992, 1993). Selskapene er først sortert etter størrelse og deretter B/M-verdi. Dette er gjort for å sikre at HML fanger opp forskjellen i selskapers B/M-verdi og ikke selskapsstørrelse. Størrelse måles i selskapenes markedsverdi, som er aksjeprisen multiplisert med antall utestående aksjer. Selskapene deles inn i to grupper etter størrelse, de store i gruppe B og de små i gruppe S.

³En samling av investeringer som har en nettoverdi lik null.

Deretter blir de to gruppene sortert etter B/M-verdi. De 30% med høyest B/M-verdi i gruppe H, de 40% i midten tilhører gruppe M og de 30% laveste i gruppe L. Vi sitter da igjen med seks porteføljer. Dette er skissert i tabell 4.1.

		B/M-verdi		
		<i>Lav</i>	<i>Middels</i>	<i>Høy</i>
Størrelse	<i>Små</i>	S/L	S/M	S/H
	<i>Store</i>	B/L	B/M	B/H

Tabell 4.1: Dobbelt sortering av selskapsstørrelse og B/M-verdi

Avkastningen til porteføljene med henholdsvis små og store selskaper er vist i ligning 4.1.

$$\begin{aligned} R_S &= \frac{1}{3}(R_{S/L} + R_{S/M} + R_{S/H}) \\ R_B &= \frac{1}{3}(R_{B/L} + R_{B/M} + R_{B/H}) \end{aligned} \quad (4.1)$$

$$\begin{aligned} R_H &= \frac{1}{2}(R_{S/H} + R_{B/H}) \\ R_L &= \frac{1}{2}(R_{S/L} + R_{B/L}) \end{aligned} \quad (4.2)$$

Avkastningen til nullinvesteringsporteføljene SMB og HML blir som vist i ligning 4.3.

$$\begin{aligned} R_{SMB} &= R_S - R_B \\ R_{HML} &= R_H - R_L \end{aligned} \quad (4.3)$$

I litteraturen brukes to mål på momentumeffekten, Carhart (1997) sin PR1YR faktor og Fama og French (1993) sin UMD (up minus down), omtales også som WML (winners minus losers).

PR1YR er konstruert ved å sortere selskaper inn i tre porteføljer etter deres avkastning de siste elleve månedene. De 30% med høyest avkastning i en portefølje, de 40% i midten i en og de 30% med lavest avkastning i en portefølje. PR1YR er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskapene med tidligere høy avkastning og kort posisjon i selskapene med tidligere lav avkastning.

UMD er en annen metode som fanger opp momentumeffekten. Den skiller seg fra PR1YR ved at den også tar hensyn til størrelse ved å fjerne en eventuell størrelseseffekt. På samme måte som HML er UMD dobbelt sortert. Først etter størrelse og deretter tidligere

avkastning. Tidligere avkastning er bestemt av selskapets avkastning de første elleve månedene av de siste tolv månedene. For eksempel, i slutten av mai vil tidligere avkastning være bestemt av avkastningen fra slutten av mai til slutten av april foregående år.

Selskapene deles inn i to grupper etter størrelse, de største i gruppe B og de minste i gruppe S. Deretter blir de to gruppene delt inn etter tidligere avkastning. De 30% med høyest avkastning i gruppe U, de 40% i midten er nøytrale og tilhører gruppe M og de 30% med lavest avkastning i gruppe D. Vi sitter da igjen med seks porteføljer, dette er skissert i tabell 4.2.

		Tidligere avkastning		
		<i>God</i>	<i>Nøytral</i>	<i>Dårlig</i>
Størrelse	<i>Små</i>	S/U	S/M	S/D
	<i>Store</i>	B/U	B/M	B/D

Tabell 4.2: Dobbelt sortering av selskapsstørrelse og tidligere avkastning

Avkastningen til porteføljen med selskaper med henholdsvis tidligere høy og lav avkastning er vist i ligning 4.4.

$$\begin{aligned} R_U &= \frac{1}{2}(R_{S/U} + R_{B/U}) \\ R_D &= \frac{1}{2}(R_{S/D} + R_{B/D}) \end{aligned} \quad (4.4)$$

Avkastningen til nullinvesteringsporteføljen UMD blir da som vist i ligning 4.5

$$R_{UMD} = R_U - R_D \quad (4.5)$$

Momentum for Norge og Tyskland er konstruert som Carhart sin PR1YR, momentum for Japan, USA, Storbritannia og «Europa» er konstruert som Fama og French sin UMD faktor. Videre omtales begge ved fellesbenevnelsen momentum. Porteføljene er rebalansert månedlig og det er oppgitt månedlig avkastning.

Til slutt en liten merknad om data for USA. Selskaper notert på NYSE, AMEX og NASDAQ er med i utvalget, men sorteringen tar utgangspunkt i NYSE (New York Stock Exchange). Store selskaper er selskaper med markedsverdi over medianen på NYSE og små selskaper er selskaper med markedsverdi under medianen på NYSE. NYSE setter også standarden for momentum. Selskaper med tidligere høy avkastning er selskaper med avkastning over den 30. persentilen på NYSE og selskaper med tidligere lav avkastning er

selskaper med avkastning under den 70. persentilen på NYSE (French, 2019).

4.3 Likviditet

Faktoren for likviditet, omtales som LIQ, er konstruert ved å sortere selskapene inn i tre porteføljer etter relative spread forrige måned. LIQ er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i de minst likvide selskaper og kort posisjon i de mest likvide selskapene (Næs et al., 2009). Porteføljene holdes konstant og rebalanseres i slutten av måneden.

Avkastningen til LIQ for Norge fra 2. kvartal 1982 til 4. kvartal 2018 er hentet fra hjemmesiden til Handelshøyskolen BI og beregnet av Bernt Arne Ødegaard (Ødegaard, 2019a). Han har hentet rådata fra Oslo Børs dataservice. Porteføljene består av selskaper notert på Oslo Børs. Selskaper som er notert under 20 dager, har en markedsverdi under 10 NOK per aksje eller en samlet utestående verdi under en million NOK er ikke tatt med i utvalget (Ødegaard, 2019b). Det er hentet månedlig avkastning. For å beregne avkastningen over fire kvartal er det brukt et geometrisk gjennomsnitt.

4.4 Markedets avkastning og risikofri rente

Norge

Markedsavkastningen og risikofri rente i Norge er hentet fra hjemmesiden til Handelshøyskolen BI. Markedets risikopremie er funnet ved å trekke risikofri rente fra markedsavkastningen. Markedsavkastningen er avkastningen til en indeks konstruert av Oslo Børs. Indeksen er en verdivektet indeks som består av alle selskaper notert på Oslo Børs. Selskaper med en verdi på under 10 NOK per aksje og en total utestående markedsverdi under en million NOK er ikke tatt med. Aksjen må være notert minst 20 dager for å være en del av markedet. Indeksen inkluderer ikke dividende. Det er brukt nominelle priser for å regne ut avkastningen. Fra 1982 til 1986 er det blitt brukt over natten NIBOR som en proxy for risikofri rente. Etter 1986 er en måneders NIBOR brukt som risikofri rente (Ødegaard, 2019b). Markedsavkastningen for Norge er fra 2. kvartal 1982 til 4. kvartal 2018

USA

Markedets risikopremie i USA er hentet fra hjemmesiden til Kenneth R. French (French, 2019). Fra 2012 er markedsavkastningen en verdivektet portefølje bestående av selskaper notert på NYSE, AMEX eller NASDAQ. Selskapene har CRSP kode 10 eller 11 ⁴ og tilgjengelige data for priser og avkastning i begynnelsen av måneden. Før 2012 ble indeksen CRSP NYSE/AMEX/NASDAQ Value-Weighted Market Index brukt som en proxy for markedsavkastningen. Markedsavkastningen er fratrukket risikofri rente. Risikofri rente er renten til en måneds amerikanske statskasseveksler.

Tyskland

Markedsavkastningen og risikofri rente i Tyskland er hentet fra hjemmesiden til Humboldt-Universitet (Humboldt-Universitetet, 2019). Markedsavkastningen inkluderer alle aksjer notert på Frankfurth Stock Exchange (FSE). Aksjer som ligger i det laveste segmentet hos FSE er ikke inkludert. Aksjene er verdivektet. For å finne markedets risikopremie har vi trukket risikofri rente fra markedsavkastningen. Risikofri rente er en måneds pengemarkedsrente. Før 2012 er en måneds FIBOR ⁵ brukt, etter 2012 er en måneds EURIBOR ⁶ brukt.

Storbritannia

Markedets risikopremie i Storbritannia er hentet fra hjemmesiden til UK Data service (Tharyan, 2019). Markedsavkastningen er den totale avkastningen til FTSE All-Share Index. Risikofri rente er tre måneder statskasseveksler.

«Europa»

Markedets risikopremie i «Europa» er hentet fra hjemmesiden til Kenneth R. French. Det er den verdi-vektede markedsavkastningen til alle selskaper notert på børsen i ulike land for «Europa», fratrukket renten på en måneds amerikanske statskasseveksler som et mål på risikofri rente (French, 2019). Det er en svakhet at en måneds amerikanske statskasseveksler er brukt som risikofri rente.

⁴CRSP står for Center for Research in Security Prices. CRSP kode 10: NYSE common excluding foreign, ADRs, REIT, Closed End Funds. CRSP kode 11: NYSE/NYSE American common excluding foreign, ADRs, REIT, Closed End Funds.

⁵FIBOR, Frankfurt Interbank Offered Rate, er den gjennomsnittlige renten som utvalgte banker i Tyskland tilbyr hverandre å låne til. I dag erstattet av EURIBOR.

⁶EURIBOR, Euro Interbank Offered Rate, er den gjennomsnittlige renten som et stort antall europeiske banker tilbyr hverandre å låne til.

Japan

Markedets risikopremie i Japan er hentet fra hjemmesiden til Kenneth R. French og er den verdi-vektede avkastningen til det japanske aksjemarkedet (French, 2019). Risikopremien til markedet er beregnet ved å trekke fra renten på en måneds amerikanske statskasseveksler. At amerikansk risikofri rente er brukt som risikofri rente for Japan er en svakhet ved analysen.

4.5 Bruttonasjonalprodukt

Bruttonasjonalprodukt (BNP) for alle land og «Europa» er hentet fra hjemmesiden til OECD, Organization for Economic Co-Operation and Development OECD (2019). BNP er reell firekvartalsvekst oppgitt for hvert kvartal. Tallene er sesongjustert. «Europa» består av Østerrike, Belgia, Sveits, Tyskland, Danmark, Spania, Finland, Frankrike, Storbritannia, Hellas, Irland, Italia, Nederland, Norge, Portugal og Sverige. Vi har funnet gjennomsnittlig vekst for alle land.

I Norge er det vanlig å skille mellom total BNP og BNP for Fastlands-Norge på grunn av oljesektorens store betydning. Fastlands-BNP omfatter produksjon fra alle næringer i Norge utenom utvinning av olje og gass, rørtransport og utenriks sjøfart (SSB, 2019a). Det er vanlig å bruke BNP for Fastlands-Norge i analyser av Norge og vi ser ingen grunn til å avvike fra denne normen. Bruttonasjonalproduktet for Fastlands-Norge er hentet fra Statistisk sentralbyrå sin hjemmeside (SSB, 2019b). Vi har hentet tall for kvartalsvis volumendring. For å finne firekvartalsvekst har vi brukt et geometrisk gjennomsnitt. Tallene er sesongjustert og reelle. Bruttonasjonalprodukt er hentet for følgende perioder:

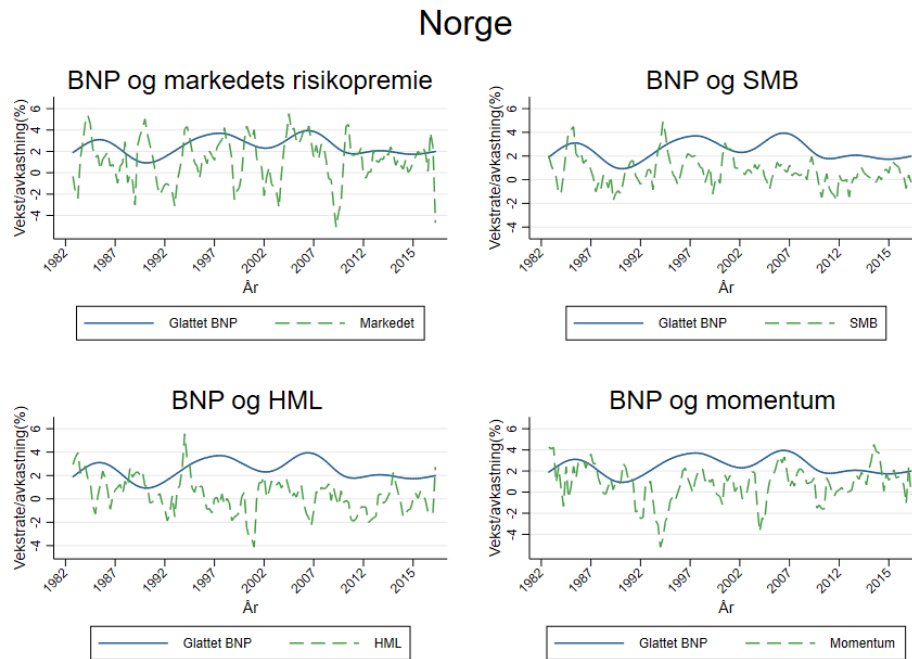
- Norge: 2. kvartal 1982 til 1. kvartal 2019.
- USA: 4. kvartal 1981 til 1. kvartal 2019.
- Tyskland: 4. kvartal 1981 til 4. kvartal 2016.
- Storbritannia: 4. kvartal 1981 til 4. kvartal 2016.
- «Europa»: 4. kvartal 1991 til 2. kvartal 2016.
- Japan: 4. kvartal 1991 til 4. kvartal 2018.

4.6 Deskriptiv statistikk

For hvert land og «Europa» viser vi beskrivende statistikk for BNP, markedets risikopremie, SMB, HML og momentum. Grafisk viser vi den historiske vekstraten til BNP og den historiske avkastningen til risikofaktorene. For å glatte BNP er det brukt HP-filter⁷ med lambda lik 1600.

Alle land og «Europa» har hatt en positiv gjennomsnittlig firekvartalsvekst i BNP. Markedsavkastningen har vært positiv i alle land bortsett fra Japan. SMB har gitt positiv avkastning i Norge, USA og Storbritannia. I Tyskland, «Europa» og Japan har faktoren gitt negativ avkastning. HML og momentum har gitt en gjennomsnittlig positiv avkastning i alle land og «Europa».

⁷Se kapittel 5 for mer informasjon om HP-filteret



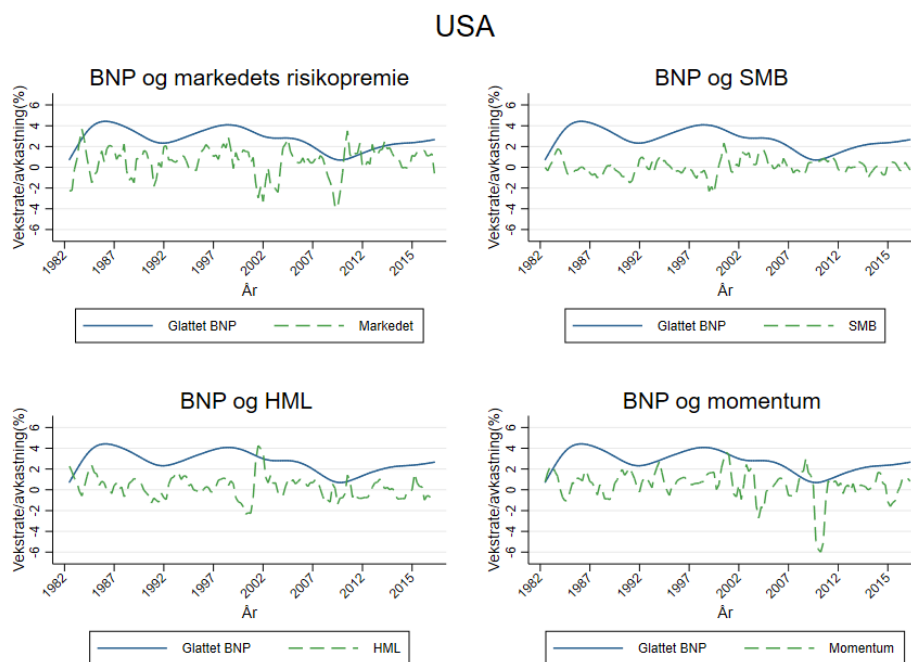
Figur 4.1: Faktoravkastning og glattet BNP i Norge.

Grafen viser avkastningen til faktorene sammen med glattet BNP. BNP er tall for Fastlands-Norge og oppgitt som firekvartalsvekst for hvert kvartal fra 2. kvartal 1982 til 4. kvartal 2017 i Norge.

Tabell 4.3: Deskriptiv statistikk for Norge.

	gjennomsnitt (%)	std.av.	median (%)	min (%)	maks (%)
BNP	2,47	2,66	2,30	-4,60	10,20
MKT	1,73	2,10	1,76	-4,58	6,49
SMB	0,70	1,21	0,56	-1,78	4,91
HML	0,330	1,50	0,27	-4,13	5,57
Mom	0,80	1,73	0,98	-5,21	4,52
<i>N</i>	147				

Tabellen viser statistikk for firekvartalsvekst i BNP og firekvartalsavkastning for markedets risikopremie, SMB, HML og momentum fra 2. kvartal 1982 til 4. kvartal 2017 for Norge.



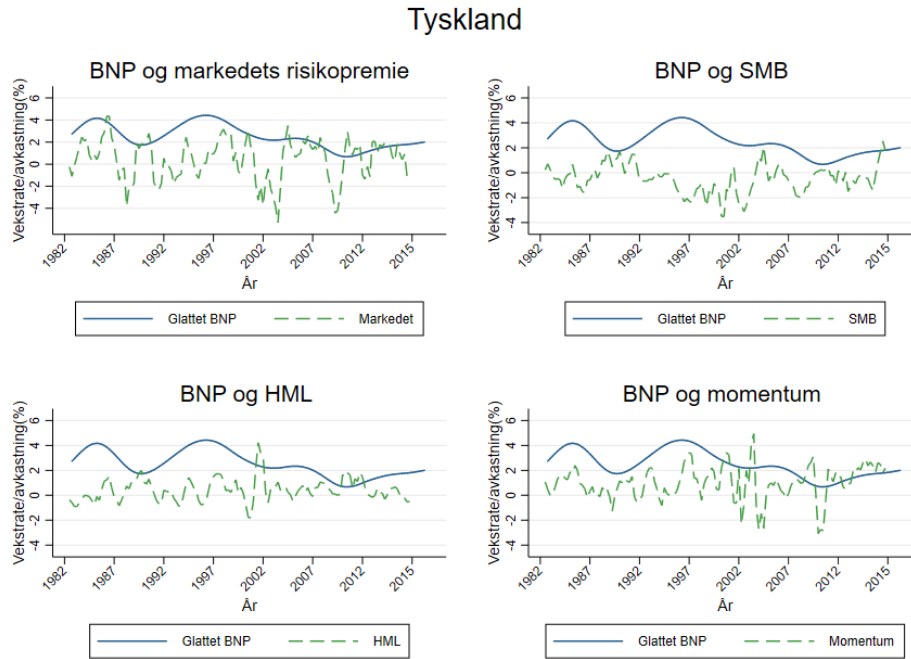
Figur 4.3: Faktoravkastning og glattet BNP i USA.

Grafen viser avkastningen til faktorene sammen med glattet BNP. BNP er tall for USA og oppgitt som firekvarvalsvekst for hvert kvartal fra 4. kvartal 1981 til 4. kvartal 2018.

Tabell 4.4: Deskriptiv statistikk for USA.

	gjennomsnitt (%)	std.av.	median (%)	min (%)	maks (%)
BNP	2,71	1,97	2,81	-3,92	8,58
MKT	0,57	1,41	0,85	-3,88	3,67
SMB	0,04	0,76	0,02	-2,45	2,34
HML	0,25	1,08	0,28	-2,34	4,26
Mom	0,47	1,44	0,63	-5,99	3,63
<i>N</i>	149				

Tabellen viser statistikk for firekvarvalsvekst i BNP og firekvarvalsavkastning for markedets risikopremie, SMB, HML og momentum fra 4. kvartal 1981 til 4. kvartal 2018 i USA.



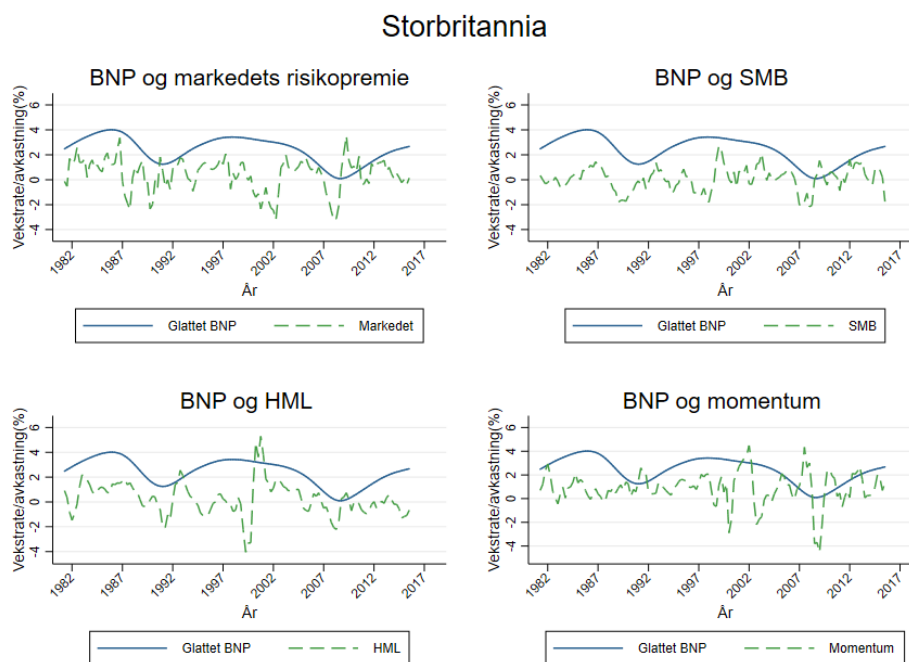
Figur 4.5: Faktoravkastning og glattet BNP i Tyskland.

Grafen viser avkastningen til faktorene sammen med glattet BNP. BNP er tall for Fastlands-Norge og oppgitt som firekvartalsvekst for hvert kvartal fra 2. kvartal 1982 til 4. kvartal 2017.

Tabell 4.5: Deskriptiv statistikk for Tyskland.

	gjennomsnitt (%)	std.av.	median (%)	min (%)	maks (%)
BNP	1,78	2,16	1,90	-6,94	7,44
MKT	0,42	1,89	0,91	-5,30	4,37
SMB	-0,48	1,13	-0,43	-3,51	2,54
HML	0,42	0,90	0,37	-1,79	4,23
Mom	0,99	1,36	1,01	-3,06	4,94
<i>N</i>	139				

Tabellen viser statistikk for firekvartalsvekst i BNP og fire kvartalsavkastning for markedets risikopremie, SMB, HML og momentum fra 2. kvartal 1982 til 4. kvartal 2017 i Tyskland.



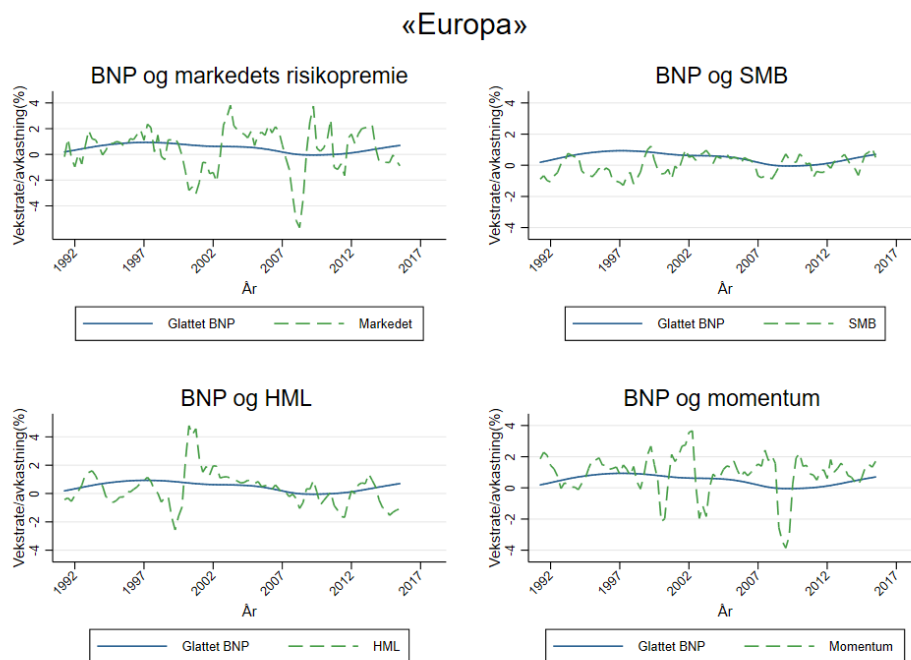
Figur 4.7: Faktoreravkastning og glattet BNP i Storbritannia.

Grafen viser avkastningen til faktorene sammen med glattet BNP. Avkastningen og BNP er oppgitt som firekvartalsvekst for hvert kvartal fra 4. kvartal 1981 til 2. kvartal 2016.

Tabell 4.6: Deskriptiv statistikk for Storbritannia.

	gjennomsnitt (%)	std.av.	median (%)	min (%)	maks (%)
BNP	2,40	1,98	2,51	-6,08	6,97
MKT	0,42	1,30	0,78	-3,27	3,53
SMB	0,08	0,93	0,15	-2,17	2,72
HML	0,25	1,36	0,22	-4,05	5,30
Mom	0,90	1,37	0,90	-4,52	4,49
<i>N</i>	139				

Tabellen viser statistikk for firekvartalsvekst i BNP og firekvartalsavkastning for markedets risikopremie, SMB, HML og momentum fra 4. kvartal 1981 til 2. kvartal 2016 i Storbritannia.



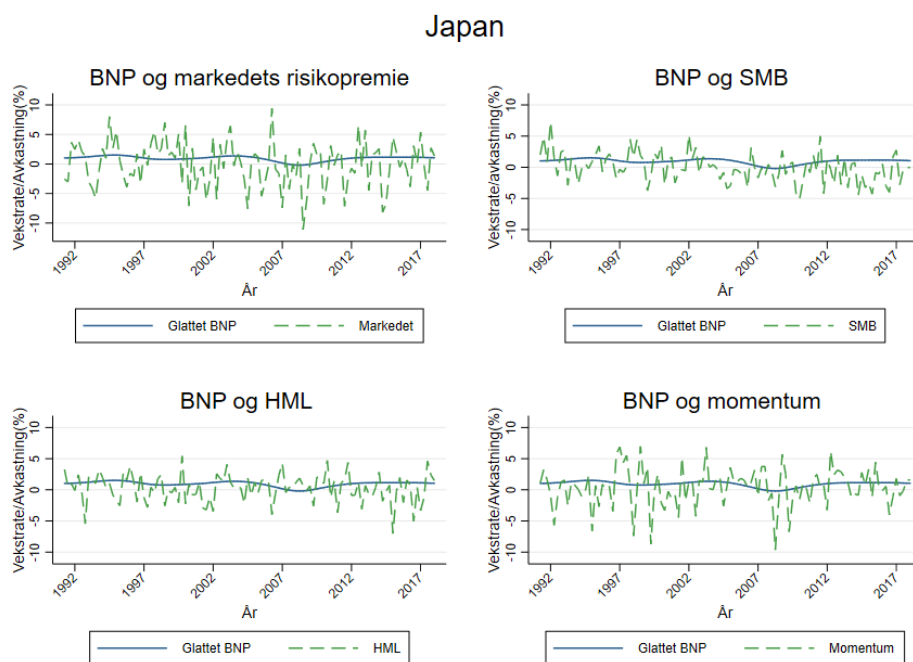
Figur 4.9: Faktoravkastning og glattet BNP i «Europa».

Grafen viser avkastningen til faktorene sammen med glattet BNP. BNP er gjennomsnittlig firekvartalsvekst for Østerrike, Belgia, Sveits, Tyskland, Danmark, Spania, Finland, Frankrike, Storbritannia, Hellas, Irland, Italia, Nederland, Norge, Portugal og Sverige. Faktoravkastningen er gjennomsnittlig firekvartalsavkastning. Data er fra 4. kvartal 1991 til 2. kvartal 2016.

Tabell 4.7: Deskriptiv statistikk for «Europa».

	gjennomsnitt (%)	std.av.	median (%)	min (%)	maks (%)
BNP	0,49	0,62	0,59	-2,54	1,83
MKT	0,41	1,70	0,70	-5,69	3,83
SMB	-0,02	0,62	0,06	-1,28	1,23
HML	0,32	1,21	0,30	-2,57	4,80
Mom	0,89	1,31	1,19	-3,86	3,67
<i>N</i>	99				

Tabellen viser statistikk for firekvartalsvekst i BNP og firekvartalsavkastning for markedets risikopremie, SMB, HML og momentum fra 4. kvartal 1991 til 2. kvartal 2016 i «Europa». Tallene viser et gjennomsnitt av Østerrike, Belgia, Sveits, Tyskland, Danmark, Spania, Finland, Frankrike, Storbritannia, Hellas Irland, Italia, Nederland, Norge, Portugal og Sverige.



Figur 4.11: Faktoravkastning og glattet BNP i Japan.

Grafen viser avkastningen til faktorene sammen med glattet BNP. Avkastningen og BNP er oppgitt som firekvartalsvekst for hvert kvartal fra 4. kvartal 1991 til 4. kvartal 2018.

Tabell 4.8: Deskriptiv statistikk for Japan.

	gjennomsnitt (%)	std.av.	median (%)	min (%)	maks (%)
BNP	0,95	1,99	1,14	-8,68	5,50
MKT	-0,09	3,99	0,07	-11,11	9,44
SMB	-0,03	2,35	-0,10	-5,14	7,27
HML	0,32	2,25	0,52	-7,01	5,43
Mom	0,42	3,06	0,65	-9,63	6,97
<i>N</i>	109				

Tabellen viser statistikk for firekvartalsvekst i BNP og firekvartalsavkastning for markedets risikopremie, SMB, HML og momentum fra 4. kvartal 1991 til 4. kvartal 2018 i Japan.

5 Metode

5.1 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en velegnet og mye brukt metode for å undersøke samvariasjon mellom variabler. Det skiller mellom lineære og ikke-lineære metoder. Den mest brukte lineære metoden, og den vi kommer til å benytte, er minste kvadraters metode (OLS ⁸).

5.1.1 Minste kvadraters metode (OLS)

Minste kvadraters metode (OLS) går ut på å trekke en linje gjennom et sett med observasjoner på en slik måte at vi kan beskrive sammenhengen mellom variablene (Wooldridge, 2015). OLS velger en linje gjennom observasjonene slik at den kvadrerte avstanden mellom linjen og observasjonene blir minst mulig. Ligning 5.1 viser ligningen for en enkel regresjon som beskriver sammenhengen mellom en avhengig og en uavhengig variabel. Ligning 5.2 viser ligningen for en multipel regresjon, en regresjon med mer enn en uavhengig variabel.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t, \quad (5.1)$$

hvor y_t er den avhengige variabelen, β_0 er konstantleddet, β_1 er koeffisienten til forklaringsvariabelen x_t ved tid t og u_t er residualen ved tid t .

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, n, \quad (5.2)$$

hvor y_t er den avhengige variabelen, β_0 er konstantleddet, β_1, \dots, β_k er koeffisienten til forklaringsvariabel k , x_{tk} er forklaringsvariabel k ved tid t og u_t er residualen ved tid t .

Modellen vil predikere en verdi \hat{y}_t . Den predikerte verdien \hat{y}_t vil sammen med residualen \hat{u}_t , utgjøre den virkelige verdien y_t :

$$y_t = \hat{y}_t - \hat{u}_t. \quad (5.3)$$

⁸Ordinary least squares

5.1.2 Forklaringskraft

Den totale variasjonen i den avhengige variabelen y_t kan dekomponeres i forklart og uforklart variasjon (Wooldridge, 2015):

$$SST = SSR + SSE, \quad (5.4)$$

hvor SST (total sum of squares) er den totale variasjonen i y_t , SSR (sum of squares regression) er variasjon i y_t forklart av variasjon i x_{tk} og SSE (sum of squares error) er variasjon i y_t som ikke kan forklares av x_{tk} . Matematisk uttrykkes SST, SSE og SSR:

$$SST = \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y}_t)^2, \quad (5.5)$$

$$SSE = \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y}_t)^2, \quad (5.6)$$

$$SSR = \sum_{t=1}^n u_t^2, \quad (5.7)$$

hvor y_t er den observerte verdien av den avhengige variabelen, \bar{y}_t er gjennomsnittet av alle y_t , \hat{y}_t er den predikerte verdien av y_t og u_t er residualen.

Forklaringskraften R^2 måler styrken på den lineære sammenhengen mellom den avhengige og de uavhengige variablene. R^2 er kvadratet av korrelasjonskoeffisienten mellom faktisk y_t og predikert verdi \hat{y}_t og kan matematisk uttrykkes:

$$R^2 = SSE/SST = 1 - SSR/SST. \quad (5.8)$$

Høy SSR i forhold til SSE gir en høy R^2 som betyr at modellen forklarer en stor del av variasjonen. Jo høyere R^2 jo bedre passer modellen til de observerte verdiene. En vanlig feil er likevel å legge for mye i R^2 ved tolkning av regresjonsmodellen. Flere forklaringsvariabler vil gi en høyere R^2 uten at modellen nødvendigvis er bedre. For modeller med flere uavhengige variabler brukes derfor justert R^2 som tar hensyn til antall inkluderte uavhengige variabler.

5.1.3 Forutsetninger for OLS

Tidsserier må oppfylle en rekke forutsetninger for at regresjonen ikke skal produsere spuriøse resultater (Wooldridge, 2015). Det må eksistere et lineært forhold mellom den avhengige og de uavhengige variablene og ikke et eksakt forhold mellom de uavhengige variablene (multikollinearitet). I tillegg må forutsetningen om endogenitet, homoskedastisitet og ikke autokorrelasjon være oppfylt. Vi vil gå nærmere inn på de siste forutsetningene.

Forutsetningen om homoskedastisitet innebærer at residualene u_t skal være uavhengig av forklaringsvariablene:

$$\text{Var}(u_t \mid x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}) = \sigma^2, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (5.9)$$

Det betyr at variasjonen i residualene ikke kan være avhengig av de uavhengige variablene. Holder ikke denne forutsetningen har vi heteroskedastisitet. Dersom det er heteroskedastisitet i tidsseriene vil t-statistikk ikke lenger være gyldig og minste kvadraters metode vil ikke gi det beste estimatet.

Forutsetningen om ikke autokorrelasjon innebærer at residualene ved to ulike tidsperioder ikke korrelerer:

$$\text{Korr}(u_t, u_s) = 0, \quad \text{for alle } t \neq s. \quad (5.10)$$

La oss anta at hvis $u_{t-1} > 0$ vil residualen i neste periode, u_t , i gjennomsnitt også være positive. Residualene ved to ulike perioder vil da være korrelert, $\text{Korr}(u_t, u_{t-1}) > 0$ og tidsserien inneholder autokorrelasjon. Det vil føre til ugyldig estimer av standardfeilene.

Endogenitet, også kalt zero conditional mean, innebærer at forventningen til residualene u_t , gitt verdien til forklaringsvariabelen for alle tidsperioder, er null:

$$E(u_t \mid x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (5.11)$$

Residualen ved tid t kan ikke være korrelert med forklaringsvariablene for tidsperioder. Antagelsen holder dersom residualene u_t er uavhengig av forklaringsvariablene og har en forventning lik null, $E(u_t) = 0$. Brudd på denne forutsetningen kalles eksogenitet.

En variabel er strengt endogen dersom u_t er uavhengig av alle x_{sk} , til og med når $s \neq t$.

Ofte holder det at en tidsserie ikke er strengt eksogen, men samtidig eksogen. Da er u_t uavhengig av alle x_{sk} når $s = t$.

5.1.4 Tester for heteroskedastisitet og autokorrelasjon

5.1.4.1 Breusch-Pagan test og White test

Breusch-Pagan test og White test tester begge for heteroskedastisitet (Wooldridge, 2015). Breusch-Pagan test gjennomføres ved å utføre en vanlig OLS regresjon og estimere residualene, \hat{u} . Deretter undersøkes sammenhengen mellom den kvadrerte verdien av residualene og de uavhengige variablene:

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + e. \quad (5.12)$$

Testens nullhypoteser (H_0) er at tidsserien ikke inneholder heteroskedastisitet og den alternative hypotesen (H_A) er at det er heteroskedastisitet:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0, \quad (5.13)$$

$$H_A : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \dots \neq \delta_k \neq 0. \quad (5.14)$$

Dersom δ_k er statistikk forskjellig fra null har vi heteroskedastisitet. Nullhypotesen forkastes når testobservatoren (F-test) er over kritisk verdi.

For å teste for heteroskedastisitet der forholdet mellom residualene og variablene ikke er lineært kan en bruke White test. Forskjellen mellom Breusch-Pagan og White test er at sistnevnte inkluderer kvadratrotten og kryssproduktene av alle de uavhengige variablene fra ligning 5.12. Ved tre uavhengige variabler vil vi få følgende ligning:

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_4 x_1^2 + \delta_5 x_2^2 + \delta_6 x_3^2 + \delta_7 x_1 x_2 + \delta_8 x_1 x_3 + \delta_9 x_2 x_3 + e. \quad (5.15)$$

5.1.4.2 Breusch-Godfrey test

Breusch-Godfrey er en test for autokorrelasjon som kan benyttes selv om variablene ikke er strengt eksogene (Wooldridge, 2015). Testen undersøker forholdet mellom residualene, \hat{u}_t , og tidligere verdier av residualen. Generelt kan vi teste for autokorrelasjon i den autoregressive modellen av ordre q :

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_q u_{t-q} + e_t. \quad (5.16)$$

Testens nullhypoteser (H_0) er at tidsserien ikke inneholder autokorrelasjon og den alternative hypotesen (H_A) er at det er autokorrelasjon:

$$H_0 : \rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_q = 0, \quad (5.17)$$

$$H_A : \rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0, \dots, \rho_q \neq 0. \quad (5.18)$$

Testen gjennomføres ved å utføre en vanlig OLS regresjon og estimere residualene, \hat{u}_t . Deretter kjøres følgende regresjon:

$$\hat{u}_t \text{ på } x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, \hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-1}, \dots, \hat{u}_{t-q}, \quad \text{for alle } t = (q + 1), \dots, n. \quad (5.19)$$

Testen bruker Lagrange multiplikator-test (LM):

$$LM = (n - q)R_{\hat{u}_t}^2, \quad (5.20)$$

hvor $R_{\hat{u}_t}^2$ er R^2 fra regresjon 5.19. Under nullhypotesen er LM kji-kvadratfordelt for store utvalg, $LM \overset{a}{\sim} X_q^2$. Nullhypotesen forkastes når testobservatoren er over kritisk verdi.

5.1.5 Stasjonaritet

For at lineære tidsserieregresjoner skal være forventningsrett må variablene være stasjonære (Wooldridge, 2015). I en stasjonær tidsserie vil sjokk være midlertidige. Effekten av sjokket vil dø ut over tid og tidsserien vil bevege seg tilbake til sitt langsiktige gjennomsnitt. Dette er forbundet med egenskapene til en deterministisk trend.

I en ikke-stasjonær tidsserie vil sjokk ikke være midlertidige og tidsserien vil endre karakteristikk over tid. Dette er forbundet med egenskapene til en stokastisk trend. En tidsserie er stasjonær når tidsseriens gjennomsnitt og varians er konstant over tid, og kovariansen mellom to verdier i tidsserien kun er avhengig av tiden som skiller dem og ikke når de er observert.

En tidsserie er kovarians stasjonær (svakt stasjonær) når følgende kriterier er oppfylt:

$$E(x_t) = \mu \quad (\text{konstant gjennomsnitt}), \quad (5.21)$$

$$E(x_t) = \sigma^2 \quad (\text{konstant varians}), \quad (5.22)$$

$$\text{kov}(x_t, x_{t+s}) = \text{kov}(x_t, x_{t-s}) = \gamma_s \quad (\text{kovariansen avhenger av } s, \text{ ikke } t). \quad (5.23)$$

5.1.5.1 Dickey-Fuller og augmented Dickey-Fuller test

For å avdekke tidsseriens stasjonære egenskaper benyttes Dickey-Fuller test for enhetsrot. Testen tar utgangspunkt i en autoregressiv modell (AR), se ligning 5.24 (Wooldridge, 2015). Enhetsrot er tilstede dersom $\rho = 1$. En tidsserie med enhetsrot er ikke-stasjonær.

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t. \quad (5.24)$$

Testen ser på følgende modifiserte ligning:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t, \quad (5.25)$$

hvor $\delta = (\rho - 1)$. Testens nullhypotese er $\delta = 0$, det eksisterer enhetsrot og tidsserien er ikke-stasjonær. Den alternative hypotesen er $\delta < 0$, det eksisterer ikke enhetsrot og tidsserien er stasjonær.

Testen kan også avdekke enhetsrot i andre modeller ved å legge til komponenter for driftstrend og tidstrend, vist i henholdsvis ligning 5.26 og 5.27.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + u_t, \quad (5.26)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + u_t. \quad (5.27)$$

For at testen skal være gyldig kan ikke residualene være autokorrelert. Autokorrelasjon er et vanlig problem i tidsserier og det er derfor utviklet en utvidet versjon av Dickey-Fuller, augmented Dickey-Fuller (ADF), som tar hensyn til autokorrelasjon.

Augmented Dickey-Fuller tar hensyn til autokorrelasjon ved å legge til tidligere verdier av y_t på formen Δy_{t-i} :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \quad (5.28)$$

Testprosedyren er ellers den samme.

Den største svakheten med testen er at en må inkludere riktig antall lag for autokorrelasjon. For mange lag vil redusere antall frihetsgrader, dette fører til at testen taper styrke til å forkaste nullhypotesen. For få inkluderte lag kan føre til skjeve resultater på grunn av autokorrelasjon.

5.1.6 Newey-West estimator

Newey-West estimatoren er en metode for å overkomme problemer med heteroskedastisitet og autokorrelasjon i tidsserier (Wooldridge, 2015). Metoden korrigerer standardfeilene produsert ved OLS-regresjon for heteroskedastisitet og autokorrelasjon slik at de gir gyldig t-statistikk. Regresjonskoeffisientene og forklaringskraften påvirkes ikke og holdes uendret. I motsetning til andre metoder som krever at variablene er strengt eksogene, er ikke dette et krav ved bruk av Newey-West estimatoren.

Ved å følge det generelle rammeverket til Newey og West (1987) viser Wooldridge (2015) hvordan robuste standardfeil kan oppnås. La « $se(\hat{\beta}_1)$ » være vanlig (men feil) OLS standardfeil og $\hat{\sigma}$ være standardfeilen til estimatet til følgende regresjon ved OLS:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (5.29)$$

\hat{r}_t er predikert residual til regresjon 5.30, hvor x_{t1} er en lineær funksjon av de resterende uavhengige variablene og et feilledd i ligning 5.29:

$$x_{t1} = \delta_0 + \delta_1 x_{t1} + \delta_2 x_{t2} \dots + \delta_k x_{tk} + r_t. \quad (5.30)$$

Residualene r_t har et gjennomsnitt lik null og er ukorrelert med $x_{t1} + \dots + x_{tk}$.

For et valgt heltall $g > 0$, defineres:

$$\hat{v} = \sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2 + 2 \sum_{h=1}^g [1 - h/(g+1)] \left(\sum_{t=h+1}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-h} \right), \quad (5.31)$$

hvor \hat{v} er den estimert residualen gitt x_k , $\hat{a}_t = \hat{r}_t \hat{u}_t$, \hat{r}_t og \hat{u}_t er residualene til henholdsvis ligning 5.30 og 5.29. g kontrollerer hvor mye autokorrelasjon som blir tillatt ved beregning av standardfeilen og $t=1,2,\dots,n$.

Autokorrelasjon-robuste standardfeil⁹ som kan brukes til konstruksjon av konfidensintervall og t-statistikk for $\hat{\beta}_1$ er som følger:

$$se(\hat{\beta}_1) = [\ll se(\hat{\beta}_1) \gg / \hat{\sigma}]^2 \sqrt{\hat{v}}. \quad (5.32)$$

Når $g=1$, vil \hat{v} bli:

$$\hat{v} = \sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2 + \sum_{t=2}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-1}. \quad (5.33)$$

Når $g=2$, vil \hat{v} bli:

$$\hat{v} = \sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2 + (4/3) \left(\sum_{t=2}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-1} \right) + (2/3) \left(\sum_{t=3}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-2} \right). \quad (5.34)$$

Jo høyere g , desto flere betingelser vil inkluderes for å korrigere for autokorrelasjon. Det er ikke nødvendig å vite formen på autokorrelasjonen. Det kan derfor være vanskelig å vite hvilken verdi av g en skal velge. Det er flere teorier for hvordan g bør velges. En tommelfingerregel er at $g = n^{1/4}$ dersom formen på autokorrelasjon er ukjent. Eksempelet over tar utgangspunkt i å finne den robuste standardfeilen til $\hat{\beta}_1$. Standardfeilene til de andre forklaringsvariablene produseres ved å endre den avhengige variabelen i ligning 5.30. Newey-West standardfeil kan estimeres i STATA ved å bruke kommandoen «newey» foran regresjonen og oppgi formen til autokorrelasjonen.

⁹Autokorrelasjon-robuste standardfeil er også kalt for heteroskedastisitet og autokorrelasjon konsistent, eller HAC errors. Standardfeilene vil også være seriekorrelasjon-robuste, men seriekorrelasjon og autokorrelasjon vil være det samme for tidsserier.

5.2 Hodrick Prescott-filter

Hodrick Prescott-filteret (HP-filteret) er en metode for å estimere den langsiktige trendkomponenten i en tidsserie, for eksempel bruttonasjonalprodukt, BNP. Hodrick og Prescott (1997) dekomponerer en tidsserie inn i en trendkomponent (g_t) og en syklisk komponent (c_t):

$$y_t = g_t + c_t. \quad (5.35)$$

HP-filteret kalkulerer vekstkomponentene g_1, g_2, \dots, g_T som minimerer uttrykket nedenfor for en gitt verdi av λ :

$$\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2. \quad (5.36)$$

Det første leddet i ligningen viser kvadratet av differansen mellom faktisk produksjon og trenden (Benedictow og Johansen, 2005). Det andre leddet ser på kvadratet av endringen i veksten til trenden. Hvordan de to leddene i ligningen er vektet avhenger av λ som er en verdi mellom null og uendelig. Ved λ lik null vil det andre leddet fallet bort, slik at kun det første leddet minimeres, dette medfører at trenden er lik den faktiske verdien.

Motsatt vil en λ som nærmer seg uendelig kun minimere variasjon i trenden. Dette vil gi konstant vekst i trenden, altså en lineær trend. λ settes skjønnsmessig og bestemmes av frekvensen på tidsserien. For årlige data er det vanlig å benytte $\lambda = 6,25$, for kvartalsvis data $\lambda = 1600$ og for månedlige data $\lambda = 129600$.

Fordelen med HP-filteret er at det er enkelt å anvende. HP-filteret har også svakheter. Filteret benytter seg av verdier bakover og fremover i tid for å estimere potensiell produksjon, dette kan føre til endepunktsfeil. Starten av perioden mangler verdier bakover i tid og slutten av perioden mangler verdier frem i tid. Filteret går dermed gradvis over fra å være tosidig til å bli ensidig. Det gjør at trenden i endene av tidsserien blir mer påvirket av de faktiske verdiene. Jo større λ , desto større problem. En mye brukt metode for å redusere dette problemet er å forlenge tidsserien ved å predikere verdier fremover i tid og starte analysen senere enn tidsseriens startpunkt. At λ settes skjønnsmessig er også en svakhet.

6 Analyse

Analysen har to deler. I den første delen undersøkes det om selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi), momentum og likviditet har gitt systematisk spredning i avkastningen til selskaper i det norske aksjemarkedet.

I den andre delen undersøkes det om spredningen i avkastningen til selskaper sortert etter selskapskarakteristikkene, gjennom Fama og French faktorene SMB, HML og momentum, viser å ha en sammenheng med økonomisk vekst i Norge, USA, Tyskland, Storbritannia, «Europa» og Japan. For Norge blir også likviditetsfaktoren LIQ lagt til i analysen. Først undersøkes sammenhengen mellom faktorenes avkastning og vekstraten til BNP et år etter. Deretter ser vi på sammenhengen også for andre tidsperioder. Basert på dette presenteres en optimal modell for hvert land.

SMB er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i små selskaper og kort posisjon i store selskaper. HML er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og kort posisjon i selskaper med lav B/M-verdi. Momentum er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskaper med tidligere høy avkastning og kort posisjon i selskaper med tidligere lav avkastning. LIQ er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i lite likvide selskaper og kort posisjon i likvide selskaper.

6.1 Porteføljer sortert etter selskapskarakteristikker

Først undersøkes det om porteføljer sortert etter selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi), momentum og likviditet har gitt systematisk spredning i avkastningen i det norske aksjemarkedet i perioden 1981 til 2017. Selskapene er delt inn i ti verdivektede porteføljer for hver selskapskarakteristikk. Næs et al. (2009) har studert sammenhengen ved bruk av likevektede porteføljer frem til 2006. Vi undersøker om resultatene er de samme for verdivektede porteføljer og om selskapskarakteristikkene har gitt systematisk spredning i avkastningen etter 2006. Porteføljene er delt inn i ulike tidsperioder for å undersøke om sammenhengen varierer

over tid. Vi ser også på risikojustert avkastning til porteføljene. Risikojustert avkastning er målt ved Sharpe ratio¹⁰ som viser risikopremien per risikoenhet. Risiko er målt ved porteføljens standardavvik.

6.1.1 Selskapsstørrelse

Selskapene er sortert etter størrelse. Som mål på størrelse brukes selskapenes markedsverdi, markedsverdien er aksjeprisen multiplisert med antall utestående aksjer.

Sortering av selskaper etter størrelse viser at små selskaper i gjennomsnitt har gitt en høyere avkastning enn store selskaper i perioden 1981 til 2017, se tabell 6.2. En portefølje med de minste selskapene har gitt omtrent tre ganger så høy månedlig avkastning som en portefølje med de største selskapene, se tabell 6.1. Etter å ha testet differansen i standardavvikene finner vi en betydelig forskjell mellom små og store selskaper, små selskaper er mer risikable. Risikojustert avkastning målt ved Sharpe ratio viser at den risikojusterte avkastningen også har vært høyere for små selskaper. Små selskaper har i gjennomsnitt gitt dobbelt så høy avkastning per risikoenhet i forhold til store selskaper. Gjennomsnittlig avkastning faller tydelig med selskapets størrelse. Disse funnene er i tråd med funn gjort av Næs et al. (2009).

I perioden 2000 til 2006 er det ingen forskjell i avkastningen til små og store selskaper, se tabell 6.2. Etter 2006 har igjen små selskaper i gjennomsnitt gitt en høyere avkastning enn store selskaper. En portefølje bestående av de minste selskapene har i gjennomsnitt gitt over 2% månedlig høyere avkastning enn en portefølje bestående av de største selskapene i hele perioden. De siste ti årene har små selskaper i gjennomsnitt gitt en 1,5% høyere månedlig avkastning enn store selskaper.

Figur 6.1 viser den akkumulerte avkastningen til porteføljene med de største og minste selskapene sammen med den akkumulerte risikopremien til markedet. Grafen viser at en portefølje med de minste selskapene har gitt nesten dobbelt så høy akkumulert avkastning fra 1981 og frem til i 2017.

¹⁰ $SR = \frac{E(r_p) - r_f}{\sigma_p}$

Tabell 6.1: Avkastning til porteføljer sortert etter selskapsstørrelse.

Portefølje	gjennomsnitt(%)	std.av.	min (%)	maks (%)	Sharpe ratio	observasjoner
Store selskaper(1)	1,36	7,40	-26,30	23,53	0,18	444
2	1,89	7,11	-22,18	54,80	0,26	444
3	2,02	6,87	-24,11	37,19	0,29	444
4	2,59	8,02	-16,61	78,77	0,32	444
5	2,33	7,01	-18,30	34,91	0,33	444
6	2,22	7,29	-22,27	32,94	0,30	444
7	2,35	7,52	-27,36	40,19	0,31	444
8	3,08	7,71	-12,78	36,66	0,40	444
9	3,09	7,72	-12,78	36,66	0,40	444
Små selskaper(10)	3,82	10,47	-28,06	99,79	0,36	444

Gjennomsnittlig månedlig avkastning fratrukket risikofri rente til verdivektede porteføljer sortert etter selskapsstørrelse. Gjennomsnittlig avkastning er for hele perioden 1981-2017. Porteføljene er årlig rebalansert. Avkastningen er oppgitt i prosent, standardavviket i prosentpoeng.

Tabell 6.2: Avkastning til portefølje 1 og 10 sortert etter selskapsstørrelse for ulike tidsperioder.

År	gjennomsnitt P1(%)	gjennomsnitt P10(%)	diff(%)	t-test (diff=0)	observasjoner
1981-2017	1,36	3,82	2,46	4,79	444
1981-1989	1,27	6,80	5,43	3,25	96
1990-1999	0,73	4,02	3,28	3,48	108
2000-2006	2,39	2,10	-0,31	-0,38	72
2007-2017	0,84	2,35	1,52	2,18	120

Gjennomsnittlig månedlig avkastning fratrukket risikofri rente til portefølje 1 og 10 sortert etter selskapsstørrelse for ulike tidsperioder. Portefølje 1 (P1) inneholder de 10% største og portefølje 10 (P10) de 10% minste selskapene. Avkastningen er oppgitt i prosent.

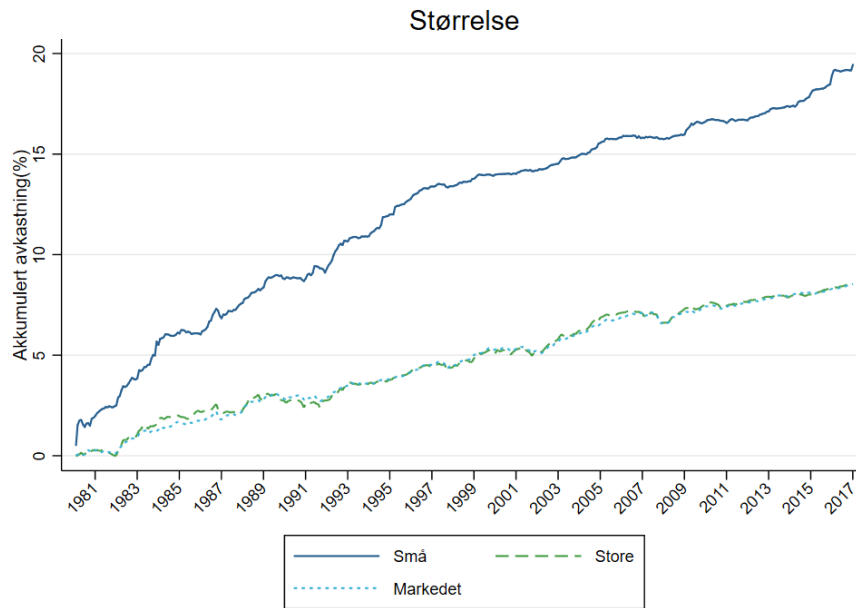
Størrelseseffekten slår markedet

Videre undersøker vi om små selskaper har gitt en gjennomsnittlig høyere avkastning enn markedets risikopremie. For alle periodene hvor små selskaper har gitt en høyere gjennomsnittlig avkastning enn store selskaper har gjennomsnittlig avkastning til små selskaper også vært betydelig høyere enn markedets risikopremie, se tabell 6.3.

Tabell 6.3: Avkastning til portefølje 1 og markedsporteføljen.

År	gjennomsnitt P10(%)	gjennomsnitt markedet(%)	diff(%)	t-test (diff=0)	observasjoner
1981-2017	3,82	1,92	2,46	5,05	444
1981-1989	6,80	2,35	5,56	3,39	96
1990-1999	4,02	1,48	3,17	3,70	108
2000-2006	2,10	2,11	0,37	0,56	72
2007-2017	2,35	1,17	1,39	2,03	120

Gjennomsnittlig månedlig avkastning fratrukket risikofri rente til porteføljen med de 10% minste selskapene og markedets risikopremie. Avkastningen er oppgitt i prosent.



Figur 6.1: Akkumulert avkastning til små og store selskaper.

Akkumulert avkastning til de to porteføljene med de 10% minste og de 10% største selskapene sammen med avkastningen til markedet. Avkastningen er ikke fratrukket risikofri rente eller justert for risiko. Porteføljene er årlig rebalansert og avkastningen er ikke reinvestert.

6.1.2 Bokført verdi relativt til markedsverdi

Gjennomsnittlig avkastning til selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og lav B/M-verdi har ikke vært signifikant forskjellig fra 1981 til 2017, se tabell 6.5. Det har heller ikke vært forskjell i noen av delperiodene. Effekten har ikke kommet tilbake etter 2007 slik som størrelseseffekten. Resultatene skiller seg fra resultatene til Næs et al. (2009) som finner en signifikant forskjell mellom selskaper med høy og lav B/M-verdi fra 1980 til 1989. Dette skyldes at vi bruker verdivektede og ikke likevektede porteføljer.

Heller ikke den risikjusterte avkastningen har vært forskjellig for de to porteføljene, se tabell 6.4. Det er ingen systematisk spredning i avkastningen til selskaper med høy og lav B/M-verdi på Oslo Børs.

Tabell 6.4: Avkastning til porteføljer sortert etter selskapers B/M-verdi.

Portefølje	gjennomsnitt (%)	std.av	min (%)	maks (%)	Sharpe ratio	observasjoner
Lav B/M-verdi(1)	1,14	9,13	-39,72	63,90	0,12	444
2	1,62	8,04	-20,93	46,60	0,20	444
3	1,36	9,51	-38,09	92,38	0,14	444
4	1,44	8,59	-33,61	89,70	0,17	444
5	1,11	7,59	-28,76	32,98	0,15	444
6	1,68	8,52	-32,26	41,46	0,20	444
7	1,99	7,83	-26,86	25,07	0,25	444
8	1,65	9,04	-27,01	49,49	0,18	444
9	1,91	8,79	-28,14	42,46	0,22	444
Høy B/M-verdi (10)	1,55	8,35	-29,37	37,82	0,19	444

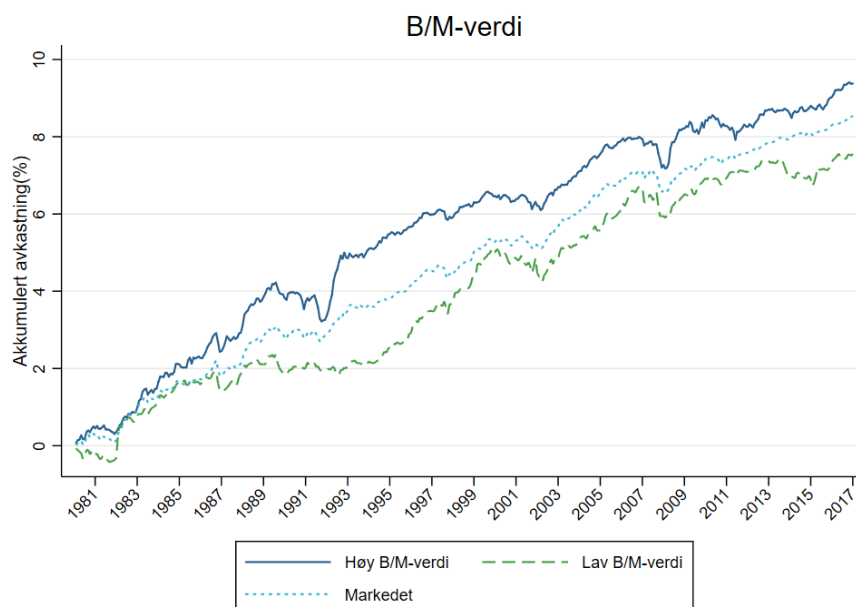
Gjennomsnittlig månedlig avkastning fratrukket risikofri rente til verdivektede porteføljer sortert etter selskapers bokførte verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi). Gjennomsnittlig avkastning er for hele perioden 1981-2017. Porteføljene er årlig rebalansert. Avkastningen er oppgitt i prosent, standardavviket i prosentpoeng.

Tabell 6.5: Avkastning til portefølje 1 og 10 sortert etter B/M-verdi for ulike tidsperioder.

År	gjennomsnitt P1(%)	gjennomsnitt P10(%)	diff(%)	t-test (diff=0)	observasjoner
1981-2017	1,14	1,55	0,41	0,97	444
1981-1989	0,97	2,14	1,17	1,26	96
1990-1999	0,85	1,28	0,43	0,50	108
2000-2006	1,16	1,37	0,18	0,17	72
2007-2017	0,82	0,72	-0,01	-0,11	120

Gjennomsnittlig avkastning fratrukket risikofri rente til portefølje 1 og 10 for ulike tidsperioder. Portefølje 1 (P1) inneholder selskapene med den 10% laveste B/M-verdien og portefølje 10 (P10) inneholder selskaper med den 10% høyeste B/M-verdien. Avkastningen er oppgitt i prosent.

Figur 6.2 viser den akkumulerte avkastningen til porteføljene med høyest og lavest B/M-verdi sammen med avkastningen til markedet. Selskaper med høy B/M-verdi har gitt akkumulert høyere avkastning fra 1981 og frem til 2017. Selskaper med lav B/M-verdi har gitt lavere akkumulert avkastning enn markedet.



Figur 6.2: Akkumulert avkastning til selskaper med høy og lav B/M-verdi.

Akkumulert avkastning til porteføljer bestående av selskaper med den 10% høyeste og 10% lavest B/M-verdi sammen med avkastningen til markedet. Avkastningen er ikke fratrukket risikofri rente eller justert for risiko. Porteføljene er årlig rebalansert og avkastningen er ikke reinvestert.

6.1.3 Momentum

Ser vi på hele perioden under ett finner vi ingen forskjell i gjennomsnittlig avkastning til selskaper med tidligere høy og lav avkastning, se tabell 6.7. Fra 1981 til 1989 var det en signifikant forskjell mellom avkastningen til de to porteføljene, men effekten forsvinner. Dette skiller seg fra funnene til Næs et al. (2009) som ikke finner en momentumeffekt på Oslo Børs ved bruk av likevektede porteføljer. Vi undersøker også momentumeffekten etter 2007 og finner at effekten fortsatt ikke er tilstede.

Selskaper med tidligere høy avkastning har gitt høyere risikjustert avkastning enn selskaper med tidligere lav avkastning, se tabell 6.6. Vi ser likevel ikke et klart mønster mellom selskapenes tidligere avkastning og fremtidig risikjustert avkastning. Det er ingen klar momentumeffekt på Oslo Børs.

Figur 6.3 viser den akkumulerte avkastningen til porteføljer bestående av selskaper med tidligere høy avkastning, tidligere lav avkastning og markedet. En portefølje bestående av selskaper med tidligere høy avkastning har gitt en akkumulert høyere avkastning enn selskaper med tidligere lav avkastning. Etter 2007 har også selskapene med tidligere lav

avkastning gitt akkumulert høyere avkastning enn markedet.

Tabell 6.6: Avkastning til porteføljer sortert etter momentum.

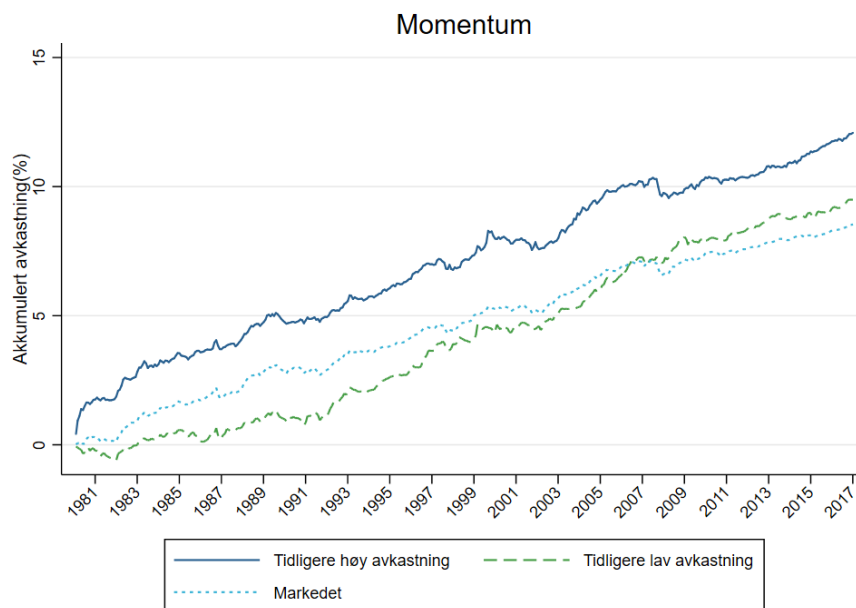
Portefølje	gjennomsnitt (%)	std.av	min (%)	maks (%)	Sharpe ratio	observasjoner
Lav avkastning(1)	1,57	8,50	-29,71	42,21	0,19	444
2	2,30	10,44	-41,77	43,09	0,22	444
3	1,27	7,90	-27,32	26,14	0,16	444
4	0,92	7,49	-28,37	24,74	0,12	444
5	1,28	7,17	-27,47	32,49	0,19	444
6	1,36	6,82	-33,44	24,84	0,20	444
7	1,15	7,00	-25,34	30,15	0,16	444
8	1,25	7,41	-27,67	36,99	0,17	444
9	1,03	8,05	-28,23	59,25	0,13	444
Høy avkastning(10)	2,16	8,77	-31,32	50,43	0,25	444

Gjennomsnittlig månedlig avkastning fratrukket risikofri rente til verdivektede porteføljer sortert etter tidligere prestasjoner. Gjennomsnittlig avkastning er for hele perioden 1981-2017. Porteføljene er årlig rebalansert. Avkastningen er oppgitt i prosent, standardavviket i prosentpoeng.

Tabell 6.7: Avkastning til portefølje 1 og 10 sortert etter momentum for ulike tidsperioder.

År	gjennomsnitt P1(%)	gjennomsnitt P10(%)	diff(%)	t-test(diff)=0	observasjoner
1981-2017	1,57	2,16	0,58	1,32	444
1981-1989	-0,35	3,22	3,57	3,13	96
1990-1999	2,10	1,24	-0,83	-1,32	108
2000-2006	2,25	2,59	0,36	0,26	72
2007-2017	1,95	1,23	-0,71	-0,91	120

Gjennomsnittlig avkastning fratrukket risikofri rente til portefølje 1 og 10 for ulike tidsperioder. Portefølje 1 (P1) inneholder selskapene som har gitt den 10% høyeste avkastningen og portefølje 10 (P10) selskapene som har gitt den 10% laveste avkastningen. Avkastning er oppgitt i prosent.



Figur 6.3: Akkumulert avkastning til selskaper med tidligere høy og lav avkastning.

Akkumulert avkastning til porteføljer bestående av selskaper med den 10% høyeste og 10% lavest avkastningen det siste året sammen med avkastningen til markedet. Avkastningen er ikke fratrukket risikofri rente eller justert for risiko. Porteføljene er årlig rebalansert og avkastningen er ikke reinvestert.

6.1.4 Likviditet

Som mål på likviditet brukes relativ spread. Relativ spread er forholdet mellom kjøp/salgsspread og midtkursen til et selskap. Selskapene er delt inn i ti porteføljer etter relativ spread. Portefølje 1 inneholder selskaper med lavest relativ spread, de mest likvide selskapene. Portefølje 10 inneholder selskaper med høyest relativ spread, de minst likvide selskapene.

Fra 1981 til 2017 har de minst likvide selskapene hatt høyest gjennomsnittlig avkastning og høyeste avkastningen per risikoenhet, se tabell 6.8. Den risikjusterte avkastningen øker med selskapers fallende grad av likviditet. For hele perioden, 1981 til 2017, og de første tre delperiodene, 1981 til 1999, har de minst likvide selskapene hatt en signifikant høyere avkastning enn de mest likvide, se tabell 6.9. Effekten er ikke tilstede etter 2000. Dette er i tråd med funnene til Næs et al. (2009).

Den akkumulerte avkastningen til markedet og de to porteføljene med høyest og lavest likviditet er vist i figur 6.4. De minst likvide selskapene har hatt høyere akkumulert avkastning enn markedet.

Tabell 6.8: Avkastning til porteføljer sortert etter likviditet.

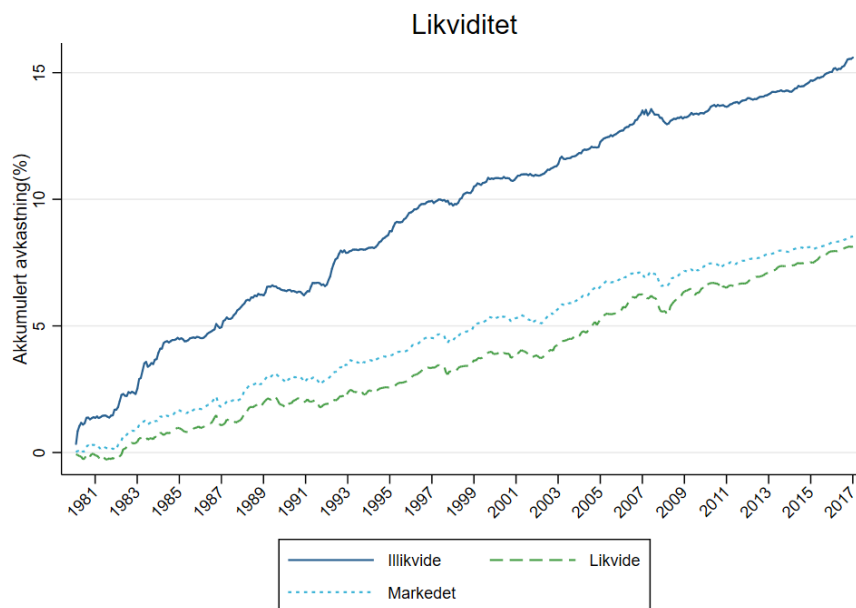
Portefølje	gjennomsnitt (%)	std.av	min (%)	maks (%)	Sharpe ratio	observasjoner
Likvide(1)	1,27	6,72	-27,37	27,43	0,19	444
2	1,16	6,97	-29,60	19,57	0,17	444
3	1,71	7,97	-23,53	39,55	0,22	444
4	1,36	7,46	-23,81	51,91	0,18	444
5	1,72	6,83	-19,96	30,79	0,25	444
6	1,61	6,82	-22,21	30,64	0,24	444
7	1,84	7,94	-21,97	42,48	0,23	444
8	1,69	6,65	-18,57	42,43	0,25	444
9	2,64	9,23	-16,37	87,13	0,29	444
Illikvide(10)	2,95	7,67	-21,07	49,78	0,38	444

Gjennomsnittlig månedlig avkastning fratrukket risikofri rente til verdivektede porteføljer sortert etter graden av likviditet, målt ved relativ spread. Gjennomsnittlig avkastning er for hele perioden 1981-2017. Porteføljene er årlig rebalansert. Avkastningen er oppgitt i prosent, standardavviket i prosentpoeng.

Tabell 6.9: Avkastning til portefølje 1 og 10 sortert etter likviditet for ulike tidsperioder.

År	gjennomsnitt P1(%)	gjennomsnitt P10(%)	diff(%)	t-test (diff=0)	observasjoner
1981-2017	1,27	2,95	1,68	4,27	444
1981-1989	0,35	4,96	4,61	4,06	96
1990-1999	0,49	2,66	2,17	2,86	108
2000-2006	1,83	2,05	0,22	0,29	72
2007-2017	1,73	1,72	-0,01	-0,02	120

Gjennomsnittlig avkastning fratrukket risikofri rente til portefølje 1 og 10 for ulike tidsperioder. Portefølje 1 (P1) inneholder de 10% selskapene med lavest reativ spread og portefølje 10 (P10) de 10% selskapene med høyest relativ spread. Relativ spread er det relative forholdet mellom kjøp/salgs-spred og midtkursen. Avkastning er oppgitt i prosent.



Figur 6.4: Akkumulert avkastning til illikvide og likvide selskaper.

Akkumulert avkastning til porteføljer bestående av de 10% minst og de 10% mest likvide selskapene målt i relative spread sammen med avkastningen til markedet. Avkastningen er ikke fratrukket risikofri rente eller justert for risiko. Porteføljene er årlig rebalansert og avkastningen er ikke reinvestert.

6.1.5 Oppsummering del 1

Vi har undersøkt om selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi), momentum og likviditet har gitt systematisk spredning i avkastningen til selskaper i det norske aksjemarkedet. Små selskaper har gitt en signifikant høyere avkastning og risikjustert avkastning enn store selskaper. Avkastningen faller tydelig med selskapenes størrelse. Det tyder på at selskapsstørrelse har betydning for avkastningen. Effekten er ikke tilstede fra 2000 til 2006, men kommer så tilbake. Fra 2007 til 2017 har avkastningen til de minste selskapene i gjennomsnitt vært 1,5% høyere enn avkastningen til de største selskapene.

Selskapers B/M-verdi ser ikke ut til ha gitt systematisk spredning i avkastningen i det norske aksjemarkedet. Verken avkastningen eller risikjustert avkastning viser å ha en sammenheng med selskapers B/M-verdi. Det har vært en momentumeffekt i Norge fra 1981 til 1989. I de andre periodene og hele perioden sett under ett er det ingen momentumeffekt i det norske markedet. De minst likvide selskapene har gitt høyere avkastning for hele perioden og frem til 2000. Etter 2000 er det ikke forskjell mellom avkastningen til likvide

og illikvide selskaper.

For alle selskapskarakteristikkene har portefølje 10, altså de minste selskapene, selskaper med høyest B/M-verdi, selskaper med tidligere høy avkastning og de minst likvide selskapene, gitt en akkumulert høyere avkastning i perioden enn portefølje 1. Portefølje 10 har også gitt høyere akkumulert avkastning enn markedet.

Selskapene er delt inn i ti porteføljer. Resultatene kunne vært annerledes dersom selskapene var delt i to eller tre porteføljer. Vi vil diskutere resultatene mer i kapittel 7.

6.2 Markedets risikopremie, SMB, HML, momentum og økonomisk vekst

Faktorene SMB, HML og momentum er konstruert for å fange opp spredningen i avkastningen til selskaper sortert etter selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og momentum. Fama og French argumenterer for at faktorene fanger opp underliggende faktorer som er sensitive for makroøkonomien. Det vil være av interesse å undersøke om SMB, HML og momentum viser en sammenheng med realøkonomisk vekst, målt ved BNP.

Vi undersøker om det eksisterer en sammenheng mellom faktorene og økonomisk vekst i Norge, USA, Tyskland, Storbritannia, «Europa» og Japan. Vi undersøker flere land enn Norge, og land i «Europa» samlet, for å avdekke om faktorene er landsspesifikke. SMB er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i små selskaper og kort posisjon i store selskaper. HML er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og kort posisjon i selskaper med lav B/M-verdi. Momentum er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskaper med tidligere høy avkastning og kort posisjon i selskaper med tidligere lav avkastning.

For Norge legger vi også til likviditetsfaktoren LIQ. Flere studier har undersøkt sammenhengen mellom likviditet og konjunktorene. Næs et al. (2011) finner at graden av likviditet for små selskaper sier mer om konjunktorene enn store selskaper. Vi ønsker derfor å undersøke om likviditet kan være en underliggende faktor for størrelseseffekten. LIQ er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i lite likvide selskaper og kort posisjon i

likvide selskaper. Porteføljen er konstruert for å fange opp spredningen i avkastningen etter hvor likvide selskapene er.

For å undersøke faktorenes prediksjonsevne for den fremtidige vekstraten til BNP bruker vi fire ledende kvartal for faktorene før den observerte vekstraten til BNP. Tidligere studier, se Liew og Vassalou (2000) og Hanhardt og Ansotegui Olcoz (2008), har også sett på denne sammenhengen. Liew og Vassalou (2000) fant en sterk sammenheng mellom SMB og HML med fremtidig vekst i BNP. Hanhardt og Ansotegui Olcoz (2008) fant en sammenheng mellom SMB og fremtidig vekst i BNP, men finner ikke en like sterk sammenheng for HML. I begge studiene var resultatene landsspesifikke. Så vidt vi vet er ikke sammenhengen undersøkt etter 2008.

Videre ser vi på sammenhengen mellom BNP og ulike antall ledende kvartal for risikofaktorene og finner en optimal modell for Norge, Storbritannia, USA og Tyskland. Til slutt ser vi på hvor godt modellene predikerer finanskrisen i 2008.

6.2.1 Presentasjon av regresjonsmodellene

I regresjonene er BNP avhengig variabel og MKT, SMB, HML og momentum (Mom) er uavhengige variabler. BNP er firekvartalsvekst i bruttonasjonalproduktet, MKT er risikopremien til markedet, SMB er avkastning til en portefølje med lang posisjon i små selskaper og kort posisjon i store selskaper. HML er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi og kort posisjon i selskaper med lav bokført verdi relativt til markedsverdi. Momentum er avkastning til en portefølje med lang posisjon i selskaper med tidligere høy avkastning og kort posisjon i selskaper med tidligere lav avkastning. Porteføljene til MKT, HML, SMB er årlig rebalansert og momentum er månedlig rebalansert.

En-faktormodell

Den første modellen er en en-faktormodell som ser på sammenhengen mellom avkastningen til faktorene og vekstraten til BNP et år frem i tid. En-faktormodellen er som følgende:

$$\Delta BNP_t = \alpha + \beta \text{FaktorAvk}_{t-4} + \epsilon_t, \quad (6.1)$$

hvor ΔBNP_t er et lands vekst i BNP over fire kvartal ved tidspunkt t , FaktorAvk_{t-4} er

firekvartalsavkastning til faktorene MKT, SMB, HML og Mom ved tidspunkt $t - 4$. β er koeffisienten til faktorene. ϵ_t viser residualen til regresjonen ved tidspunkt t .

To-faktormodell

For å se om faktorene inneholder mer informasjon enn markedets risikopremie, legges faktoren til i regresjonen. To-faktormodellen er som følgende:

$$\Delta BNP_t = \alpha + \beta_1 MKT_{t-4} + \beta_2 FaktorAvk_{t-4} + \epsilon_t, \quad (6.2)$$

hvor ΔBNP_t er et lands vekst i BNP over fire kvartal ved tidspunkt t , MKT_{t-4} er risikopremien til markedet over fire kvartal ved tidspunkt $t - 4$, β_1 er koeffisienten til markedet. $FaktorAvk_{t-4}$ er firekvartalsavkastning til SMB, HML og Mom ved tidspunkt $t - 4$, β_2 er koeffisienten til faktorene. ϵ_t viser residualen til regresjonen ved tidspunkt t .

Tre-faktormodellen

I denne modellen undersøkes sammenhengen mellom BNP og Fama-Frenchs-faktorene, MKT, SMB og HML. Tre-faktormodellen er som følgende:

$$\Delta BNP_t = \alpha + \beta_1 MKT_{t-4} + \beta_2 SMB_{t-4} + \beta_3 HML_{t-4} + \epsilon_t, \quad (6.3)$$

hvor ΔBNP_t er et lands vekst i BNP over fire kvartal ved tidspunkt t , MKT_{t-4} er risikopremien til markedet over fire kvartal ved tidspunkt $t - 4$, β_1 er koeffisienten til markedet, SMB_{t-4} er firekvartalsavkastning til SMB ved tidspunkt $t - 4$, β_2 er koeffisienten til SMB, HML_{t-4} er firekvartalsavkastning til HML ved tidspunkt $t - 4$, β_3 er koeffisienten til HML. ϵ_t viser residualen til regresjonen ved tidspunkt t .

Fire-faktormodell

I denne modellen legger vi momentumeffekten til i Fama-French-trefaktormodell. Fire-faktormodellen er som følgende:

$$\Delta BNP_t = \alpha + \beta_1 MKT_{t-4} + \beta_2 SMB_{t-4} + \beta_3 HML_{t-4} + \beta_4 Mom_{t-4} + \epsilon_t, \quad (6.4)$$

hvor ΔBNP_t er et lands vekst i BNP over fire kvartal ved tidspunkt t , MKT_{t-4} er risikopremien til markedet over fire kvartal ved tidspunkt $t - 4$, β_1 er koeffisienten til markedet, SMB_{t-4} er firekvartalsavkastning til SMB ved tidspunkt $t - 4$, β_2 er koeffisienten

til SMB, HML_{t-4} er firekvartalsavkastning til HML ved tidspunkt $t-4$, β_3 er koeffisienten til HML, Mom_{t-4} er firekvartalsavkastning til momentum ved tidspunkt $t-4$, β_4 er koeffisienten til momentum. ϵ_t viser residualen til regresjonen ved tidspunkt t .

6.2.2 Tidsserienes egenskaper

I kapittel 5 påpeker vi viktigheten av å benytte seg av stasjonære variabler og tidsserier uten autokorrelasjon eller heteroskedastisitet, da dette kan gi spuriøse resultater i en regresjonsanalyse. Kravet om strengt eksogenitet er ikke oppfylt. Ulike antall ledende kvartal for faktorene vil påvirke verdien til BNP. Variabler som ikke er inkludert i modellen skal ikke påvirke den avhengige variabelen på en systematisk måte. Dette er ikke tilfellet da andre lag av faktorene vil påvirke BNP. Forventningen til residualene vil ikke være null. For eksempel vil ikke kun MKT_{t-4} påvirke BNP ved tid t . BNP vil også bli påvirket av MKT_{t-3} , MKT_{t-2} og MKT_{t-1} ved tid t . Modellene oppfyller kravene om samtidig eksogenitet.

Når variablene ikke er strengt eksogene må en bruke metoder og tester som tar hensyn til dette. Tidsseriene er testet for autokorrelasjon ved bruk av grafisk analyse og Breusch-Godfrey test. Både grafisk analyse og Breusch-Godfrey tydet på at residualene er autokorrelert. Residualene ser ut til å korrelere med residualer opp til tre perioder tilbake i tid. Dette virker intuitivt med tanke på at gjennomsnittlig firekvartalsvekst vil ha tre overlappende kvartal med forrige observasjon.

Vi benytter augmented Dickey-Fuller test for enhetsrot og finner at tidsseriene er stasjonære. Videre bruker vi Breusch-Pagan og White-test for å teste om det eksisterer heteroskedastisitet i tidsseriene. Testene tyder på heteroskedastisitet i flere av tidsseriene. Heteroskedastisitet og autokorrelasjon korrigeres for ved å estimere Newey-West standardfeil opptil tre lag. Vi har gjort en robusthetstest ved å også korrigere for opptil to og fire lag. Resultatene er omtrent de samme for ulike valg av lag. Newey-West estimatoren er valgt som metode fordi den ikke krever strengt eksogene forklaringsvariabler. Resultatene av testene ligger vedlagt i Appendiks.

6.2.3 Resultater av regresjonene

6.2.3.1 Norge

Markedets risikopremie og SMB viser en positiv sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP i Norge, se tabell 6.10. Markedets risikopremie forklarer 5% og SMB forklarer 2% av vekstraten til BNP det neste året. Sammenhengen mellom SMB og BNP kan knyttes til størrelseseffekten vi finner på Oslo Børs i del 1 av analysen.

Momentum er signifikant på et 10% signifikansnivå og vi kan derfor ikke utelukke at det også er en sammenheng mellom momentum og vekstraten til BNP. Det er ingen sammenheng mellom HML og vekstraten til BNP et år frem i tid i Norge. Dette er ikke så overraskende da vi heller ikke ser en forskjell i avkastningen til selskaper med høy og lav B/M-verdi på Oslo Børs. Det kan tenkes at selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, B/M-verdi og momentum må gi spredning i avkastningen til selskaper på Oslo Børs for at faktorene SMB, HML og momentum skal kunne ha en sammenheng med BNP.

SMB og markedets risikopremie forklarer sammen mer av vekstraten til BNP enn hver for seg, se regresjon (1) i tabell 6.11. Sammen forklarer avkastningen til SMB og markedets risikopremie 7% av den fremtidige vekstraten til BNP. Dette tyder på at de to faktorene inneholder ulik informasjon og at de sammen viser gir mer informasjon om den fremtidige vekstraten til BNP enn markedets risikopremie alene.

Tabell 6.10: En-faktor modell for Norge

	(1)	(2)	(3)	(4)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.32*** (0.12)			
SMB _{t-4}		0.37** (0.17)		
HML _{t-4}			-0.04 (0.16)	
Mom _{t-4}				-0.18* (0.10)
Konstant	2.15*** (0.29)	2.27*** (0.30)	2.55*** (0.29)	2.67*** (0.30)
Justert R^2	0.05	0.02	-0.01	0.01
Observasjoner	143	143	143	143

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjonene fra 2. kvartal 1983 til og med 4. kvartal 2018. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet i Norge ved tid t oppgitt i prosent. Faktorene MKT, SMB, HML og momentum er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

Tabell 6.11: To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for Norge

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.31** (0.12)	0.32*** (0.12)	0.31** (0.12)	0.31** (0.12)	0.30** (0.12)
SMB _{t-4}	0.35** (0.17)			0.35* (0.18)	0.34* (0.18)
HML _{t-4}		-0.03 (0.16)		-0.04 (0.17)	-0.06 (0.17)
Mom _{t-4}			-0.15 (0.10)		-0.14 (0.10)
Konstant	1.92*** (0.32)	2.16*** (0.29)	2.28*** (0.31)	1.93*** (0.31)	2.07*** (0.32)
Justert R^2	0.07	0.05	0.06	0.07	0.07
Observasjoner	143	143	143	143	143

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 2. kvartal 1983 til og med 4. kvartal 2018. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet i Norge ved tid t oppgitt i prosent. Faktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardavvik justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

6.2.3.2 USA

Vi ser en positiv sammenheng mellom markedets risikopremie og den fremtidig vekstraten til BNP i USA, se tabell 6.12. Risikopremien til markedet forklarer 14% av den fremtidige vekstarten til BNP. SMB, HML og momentum viser alene ingen sammenheng med den fremtidige vekstrate til BNP i USA.

HML blir signifikant på et 10% nivå sammen med markedets risikopremie og en sammenheng med HML og fremtidig vekstrate til BNP kan ikke utelukkes, se regresjon (2) i tabell 6.13. Sammen forklarer HML og markedets risikopremie 18% av vekstraten til BNP, dette er mer enn risikopremien til markedet alene og tyder på at HML gir ytterligere informasjon om fremtidig økonomisk vekst.

Tabell 6.12: En-faktormodell for USA

	(1)	(2)	(3)	(4)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.50*** (0.16)			
SMB _{t-4}		0.27 (0.40)		
HML _{t-4}			0.21 (0.24)	
Mom _{t-4}				-0.10 (0.17)
Konstant	2.53*** (0.29)	2.80*** (0.28)	2.76*** (0.30)	2.86*** (0.24)
Justert R ²	0.14	0.01	0.01	-0.00
Observasjoner	145	145	145	145

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1982 til 4. kvartal 2018. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til USA ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t-4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

Tabell 6.13: To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for USA

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.48*** (0.16)	0.58*** (0.19)	0.49*** (0.16)	0.57*** (0.18)	0.57*** (0.18)
SMB _{t-4}	0.17 (0.34)			0.14 (0.33)	0.14 (0.34)
HML _{t-4}		0.41* (0.22)		0.41* (0.21)	0.41* (0.21)
Mom _{t-4}			-0.07 (0.16)		0.00 (0.15)
Konstant	2.53*** (0.28)	2.37*** (0.32)	2.57*** (0.25)	2.37*** (0.32)	2.37*** (0.30)
Justert R ²	0.13	0.18	0.13	0.18	0.17
Observasjoner	145	145	145	145	145

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1982 til 4. kvartal 2018. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til USA ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t-4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

6.2.3.3 Tyskland

I Tyskland har markedets risikopremie og SMB vist seg å ha en positiv sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP, se tabell 6.14. Markedets risikopremie kan forklare 9% av den fremtidige vekstraten til BNP. SMB har en høyere forklaringskraft enn markedets risikopremie og forklarer 12% av den fremtidige vekstrate. Vi finner ingen sammenheng mellom HML og momentum og den fremtidige vekstraten til BNP i Tyskland.

Markedets risikopremie og SMB forklarer sammen mer enn faktorene hver for seg, se regresjon (1) i tabell 6.15. Sammen forklarer faktorene 25% av vekstraten til BNP det neste året.

Tabell 6.14: En-faktormodell for Tyskland

	(1)	(2)	(3)	(4)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.36** (0.15)			
SMB _{t-4}		0.70*** (0.26)		
HML _{t-4}			0.19 (0.27)	
Mom _{t-4}				-0.26 (0.18)
Konstant	1.68*** (0.33)	2.22*** (0.32)	1.75*** (0.31)	2.09*** (0.36)
Justert R ²	0.09	0.12	-0.00	0.02
Observasjoner	135	135	135	135

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1982 til 2. kvartal 2016. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til Tyskland ved tidspunkt t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

Tabell 6.15: To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for Tyskland

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.42*** (0.15)	0.36** (0.15)	0.34** (0.15)	0.42*** (0.15)	0.43*** (0.14)
SMB _{t-4}	0.81*** (0.28)			0.80*** (0.28)	0.84*** (0.27)
HML _{t-4}		0.18 (0.20)		0.15 (0.16)	0.16 (0.16)
Mom _{t-4}			-0.21 (0.17)		0.08 (0.18)
Konstant	2.09*** (0.31)	1.60*** (0.32)	1.88*** (0.39)	2.02*** (0.31)	1.96*** (0.38)
Justert R ²	0.25	0.09	0.10	0.25	0.24
Observasjoner	135	135	135	135	135

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1982 til 2. kvartal 2016. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til Tyskland ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

6.2.3.4 Storbritannia

Tabell 6.16: En-faktormodell for Storbritannia

	(1)	(2)	(3)	(4)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.50** (0.24)			
SMB _{t-4}		1.03** (0.40)		
HML _{t-4}			0.42** (0.20)	
Mom _{t-4}				-0.15 (0.21)
Konstant	2.20*** (0.35)	2.33*** (0.28)	2.30*** (0.32)	2.55*** (0.27)
Justert R^2	0.10	0.22	0.07	0.00
Observasjoner	135	135	135	135

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1982 til 2. kvartal 2016. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til Storbritannia ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

I Storbritannia har markedets risikopremie, SMB og HML vist seg å ha en positiv sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP, se tabell 6.16. SMB forklarer mer enn markedets risikopremie. Forklaringskraften til SMB er 22%. Markedets risikopremie, SMB og HML viser sammen en positiv sammenheng med fremtidig vekstrate til BNP, se regresjon (4) i tabell 6.17. Faktorene forklarer sammen 30% av vekstraten til BNP et år etter. Dette er betydelig mer enn markedets risikopremie alene, som forklarer 10% av den fremtidige vekstraten til BNP.

Tabell 6.17: To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for Storbritannia

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.27* (0.16)	0.52** (0.21)	0.49** (0.22)	0.31** (0.14)	0.33** (0.13)
SMB _{t-4}	0.89** (0.37)			0.80** (0.33)	0.83** (0.32)
HML _{t-4}		0.44*** (0.16)		0.36*** (0.11)	0.38*** (0.11)
Mom _{t-4}			-0.05 (0.18)		0.11 (0.14)
Konstant	2.22*** (0.28)	2.06*** (0.34)	2.25*** (0.28)	2.11*** (0.27)	2.00*** (0.25)
Justert R ²	0.25	0.19	0.10	0.30	0.30
Observasjoner	135	135	135	135	135

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1982 til 2. kvartal 2016. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til Storbritannia ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

6.2.3.5 «Europa»

Vi undersøker også sammenhengen mellom faktorene og den gjennomsnittlig fremtidige veksten for utvalgte land i «Europa». Det er en svak sammenheng mellom markedets risikopremie og den gjennomsnittlige vekstraten til BNP i «Europa», se tabell 6.18. Effekten forsvinner når vi legger til de andre faktorene, se tabell 6.19. Sammenhengen virker derfor å være så svak at vi ikke legger for mye vekt på dette resultatet. Sammen med markedets risikopremie viser HML en svak sammenheng med vekstraten til BNP. De andre faktorene viser ingen sammenheng med vekstraten til BNP, verken alene eller sammen med markedet. Det tyder på at sammenhengen er landsspesifikk.

Tabell 6.18: En-faktormodell for «Europa»

	(1)	(2)	(3)	(4)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.05*			
	(0.03)			
SMB _{t-4}		0.13		
		(0.16)		
HML _{t-4}			0.09	
			(0.06)	
Mom _{t-4}				-0.01
				(0.04)
Konstant	0.47***	0.50***	0.46***	0.51***
	(0.10)	(0.10)	(0.11)	(0.08)
Justert R ²	0.01	0.01	0.02	-0.01
Observasjoner	95	95	95	95

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1992 til 2. kvartal 2016. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til «Europa» ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

Tabell 6.19: To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for «Europa»

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.04	0.05	0.05	0.04	0.05
	(0.04)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.04)
SMB _{t-4}	0.09			0.07	0.07
	(0.17)			(0.17)	(0.16)
HML _{t-4}		0.09*		0.09*	0.09*
		(0.05)		(0.05)	(0.05)
Mom _{t-4}			-0.00		0.02
			(0.04)		(0.04)
Konstant	0.48***	0.44***	0.47***	0.45***	0.43***
	(0.09)	(0.11)	(0.08)	(0.10)	(0.09)
Justert R ²	0.00	0.03	-0.00	0.02	0.01
Observasjoner	95	95	95	95	95

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1992 til 2. kvartal 2016. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til «Europa» ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

6.2.3.6 Japan

Tabell 6.20: En-faktormodell for Japan

	(1)	(2)	(3)	(4)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.02 (0.05)			
SMB _{t-4}		-0.00 (0.05)		
HML _{t-4}			-0.02 (0.06)	
Mom _{t-4}				-0.06 (0.07)
Konstant	0.93*** (0.32)	0.93*** (0.32)	0.93*** (0.32)	0.95*** (0.31)
Justert R^2	-0.01	-0.01	-0.01	-0.00
Observasjoner	105	105	105	105

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1992 til 4. kvartal 2018. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til Japan ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t-4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

Vi finner ingen sammenheng mellom faktorene og den fremtidig vekstrate til BNP i Japan, se tabell 6.20 og 6.21.

Tabell 6.21: To-faktor-, tre-faktor- og fire-faktormodellen for Japan

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
MKT _{t-4}	0.02 (0.05)	0.01 (0.05)	0.01 (0.05)	0.01 (0.05)	0.01 (0.05)
SMB _{t-4}	-0.00 (0.05)			-0.00 (0.05)	-0.00 (0.05)
HML _{t-4}		-0.01 (0.06)		-0.01 (0.06)	-0.01 (0.06)
Mom _{t-4}			-0.06 (0.06)		-0.06 (0.07)
Konstant	0.93*** (0.32)	0.93*** (0.32)	0.95*** (0.30)	0.93*** (0.32)	0.96*** (0.30)
Justert R ²	-0.02	-0.02	-0.01	-0.03	-0.03
Observasjoner	105	105	105	105	105

Standard feil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1992 til 4. kvartal 2018. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet til Japan ved tid t oppgitt i prosent. Risikofaktorene MKT, SMB, HML og Mom er fire kvartals avkastning ved tid $t-4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

6.2.4 Likviditet

Næs et al. (2011) finner en sammenheng mellom likviditet i aksjemarkedet og konjunktorene. Vi tar derfor inn likviditet (LIQ) som en faktor i analysen og undersøker sammenhengen mellom likviditet og den fremtidige vekstraten til BNP i Norge.

Likviditet viser alene å ha liten sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP, men sammen med markedets risikopremie er likviditet signifikant på et 10% nivå, se tabell 6.22. Sammen kan markedets risikopremie og likviditet forklare 6% av den fremtidige vekstraten til BNP. Likviditet mister signifikans når SMB legges til i modellen. Det kan skyldes at de to variablene forklarer noe av det samme. Dette vil bli diskutert i kapittel 7, diskusjon.

Tabell 6.22: Regresjon med likviditet

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t	BNP _t
LIQ _{t-4}	0.09 (0.17)	0.26* (0.15)	0.35** (0.15)	0.03 (0.21)	0.11 (0.21)	0.06 (0.20)
MKT _{t-4}		0.36*** (0.11)	0.38*** (0.11)	0.30*** (0.11)	0.32*** (0.12)	0.29** (0.12)
HML _{t-4}			-0.21 (0.18)		-0.14 (0.17)	-0.14 (0.18)
SMB _{t-4}				0.47* (0.26)	0.43* (0.25)	0.45* (0.26)
Mom _{t-4}						-0.13 (0.11)
Konstant	2.58*** (0.32)	2.14*** (0.31)	2.18*** (0.30)	1.90*** (0.37)	1.95*** (0.35)	2.06*** (0.35)
Justert R ²	-0.00	0.06	0.07	0.09	0.09	0.09
Observasjoner	139	139	139	139	139	139

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjonene er fra 2. kvartal 1983 til og med 4. kvartal 2018. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet i Norge ved tid t oppgitt i prosent. Faktorene LIQ, MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.

6.2.5 Optimale modeller og deres prediksjonsevne

Hittil har vi sett på faktorenes predikerende egenskaper et år frem i tid. Det er nærliggende å tro at sammenhengen mellom faktorene og vekstraten til BNP vil variere for antall ledende kvartal. Videre testes derfor ulike antall ledende kvartal for faktorene. Antall ledende kvartal varierer fra to til åtte kvartal. På grunn av plassmangel vises ikke alle regresjonene. Vi vil vise de optimale modellene for Norge, USA, Tyskland og Storbritannia. Det er også testet for andre perioder for Japan og «Europa» uten å finne en sterk sammenheng mellom faktorene og den fremtidige vekstraten til BNP. Modellene er ikke ment som fullverdige ledende indikatorer, men gir et bilde av at det eksisterer en sammenheng mellom faktorene og fremtidig økonomisk vekst. Det kan være aktuelt å ta faktorene inn i andre modeller som i dag bruker aksjemarkedet som ledende indikator for økonomisk vekst.

6.2.5.1 Norge

Den sterkeste sammenhengen mellom faktorene og den fremtidige vekstraten til BNP i Norge finner vi når markedets risikopremie og SMB er ledende med et halvt år og momentum ledende med to år, se tabell 6.23. Markedets risikopremie og SMB har en positiv sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP, momentum har en negativ sammenheng. Modellen har en forklaringskraft på 19%. Prediksjonsevnen sammen med finanskrisen og oljeprisfallet i 2014 er vist i figur 6.5. Modellen predikerer finanskrisen, se figur 6.6. Prognosen sier at BNP skal falle når krisen starter. Modellen treffer også godt på tidspunktet for krisens bunnpunkt. Den treffer ikke like godt på oljeprisfallet. Figuren viser også predikert firekvartalsvekst i BNP for 1. og 2. kvartal 2019. Modellen har predikert et fall i firekvartalsvekst i BNP for begge kvartal. Dette stemmer med faktisk firekvartalsvekst i BNP som falt i 1. kvartal 2019.

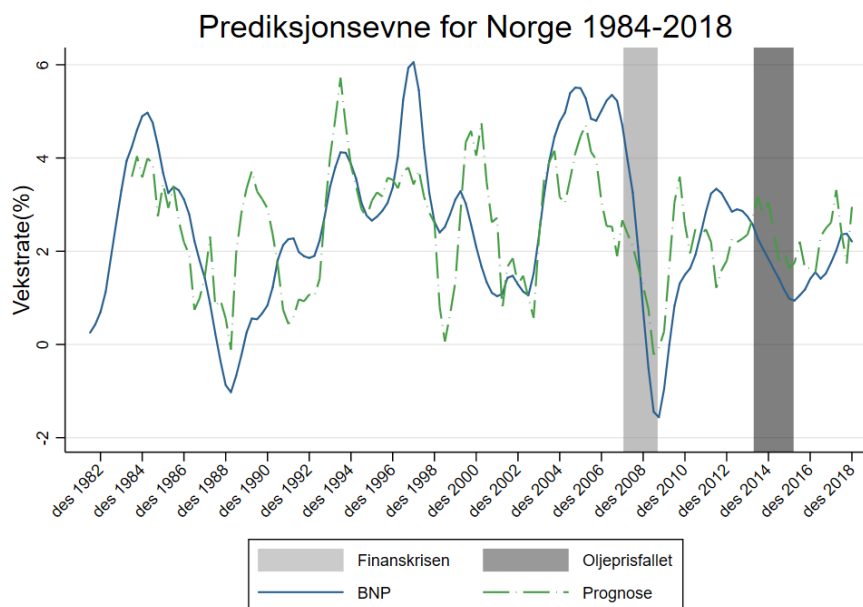
Tabell 6.23: Optimal modell for Norge

	BNP _t
MKT _{t-2}	0.48*** (0.12)
SMB _{t-2}	0.41** (0.18)
Mom _{t-8}	-0.21** (0.11)
Constant	1.78*** (0.28)
Justert R ²	0.19
Observasjoner	139

Standardfeil i parentes

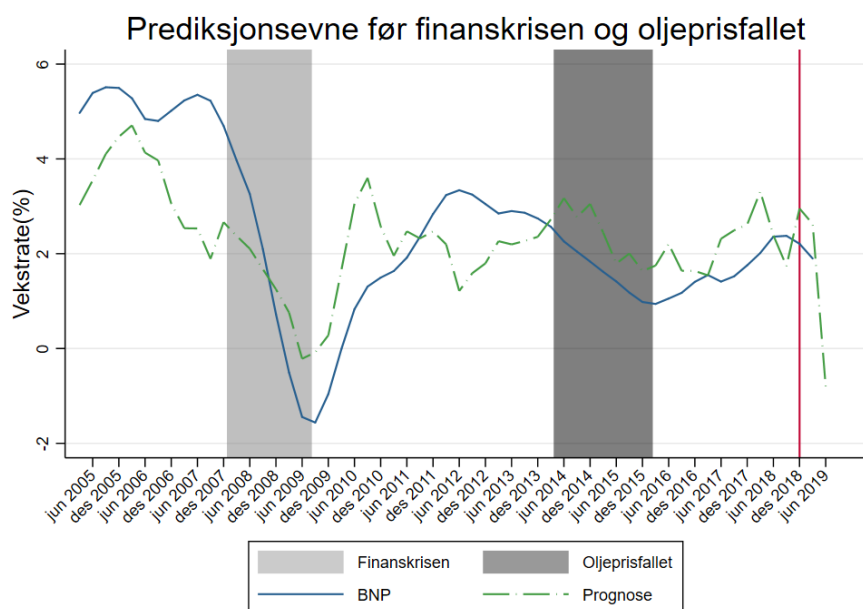
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjon er fra 2. kvartal 1984 til og med 4. kvartal 2018. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet i Norge ved tid t oppgitt i prosent. Faktorene MKT, SMB, HML og Mom er firekvartalsavkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.



Figur 6.5: Prediksjonsevne for Norge.

Prediksjonsevnen til modellen i tabell 6.23 og faktisk firekvartalsvekst i BNP i Norge. Finanskrisen fra 1. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009 er datert av NBER og oljeprisfallet fra 3. kvartal 2014 til 4. kvartal 2015 har vi datert selv. Figuren viser prediksjonsevnen for 2. kvartal 1984 til 4. kvartal 2018 og BNP fra 2. kvartal 1982 til 1. kvartal 2019. For bedre illustrasjon er BNP glattet ved bruk av HP-filteet med $\lambda = 5$.



Figur 6.6: Prediksjonsevne for Norge etter 2015.

Prediksjonsevnen til modellen i tabell 6.23 og faktisk firekvartalsvekst for BNP i Norge. Finanskrisen fra 1. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009 er datert av NBER og oljeprisfallet fra 3. kvartal 2014 til 4. kvartal 2015 har vi datert selv. Figuren viser prediksjonsevnen for 1. kvartal 2005 til 2. kvartal 2019 og BNP fra 1. kvartal 2005 til 1. kvartal 2019. For bedre illustrasjon er BNP glattet ved bruk av HP-filteet med $\lambda = 5$.

6.2.5.2 USA

Tabell 6.24 viser den optimale modellen for USA. Den sterkeste sammenhengen mellom faktorene og den fremtidige veksten i USA finner vi når markedets risikopremie er ledende med et halvt år, HML ledende med ett år og momentum ledende med to år. Modellen har en forklaringskraft på 32%. Modellens prediksjonsevne sammen med finanskrisen er vist i figur 6.7. Modellen treffer godt på når finanskrisen starter og når vekstraten til BNP når sitt bunnpunkt, se figur 6.8. Modellen predikerer økt firekvartalsvekst i BNP for 1. kvartal 2019. Dette stemmer med faktisk firekvartalsvekst i BNP som øker i perioden. Modellen har predikert en nedgang i vekstraten for 2. kvartal 2019.

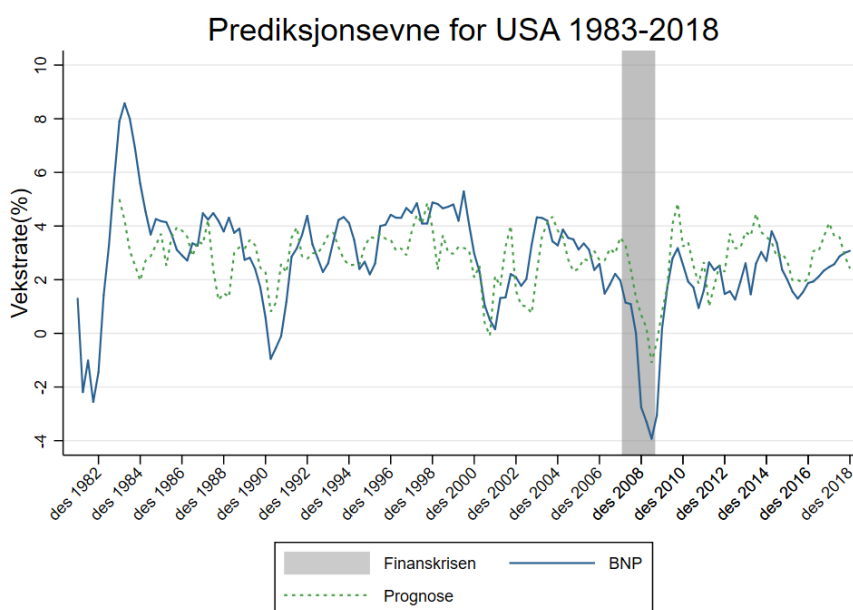
Tabell 6.24: Optimal modell for USA

	BNP _t
MKT _{t-2}	0.73*** (0.19)
HML _{t-4}	0.32* (0.18)
Mom _{t-8}	0.19* (0.11)
Konstant	2.21*** (0.30)
Justert R ²	0.32
Observasjoner	141

Standardfeil i parentes

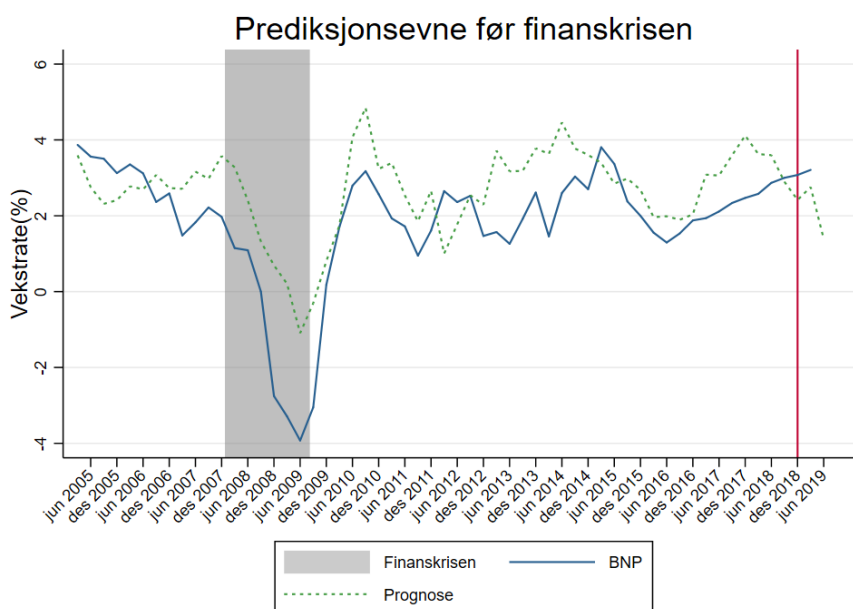
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1983 til 4. kvartal 2018. BNP er fire kvartals vekst for bruttonasjonalproduktet i USA ved tid t oppgitt i prosent. Faktorene MKT, SMB, HML og Mom viser fire kvartals avkastning ved tid $t - 4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.



Figur 6.7: Prediksjonsevne for USA.

Prediksjonsevnen til modellen vist i tabell 6.24 og faktisk firekvartalsvekst BNP i USA. Finanskrisen fra 1. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009 er datert av NBER. Figuren viser prediksjonsevnen for 2. kvartal 1984 til 2. kvartal 2019 og BNP fra 2. kvartal 1982 til 1. kvartal 2019.



Figur 6.8: Prediksjonsevne for USA etter 2005.

Prediksjonsevnen til modellen vist i tabell 6.24 og faktisk firekvartalsvekst i BNP i USA. Finanskrisen fra 1. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009 er datert av NBER. Figuren viser prediksjonsevnen for 1. kvartal 2005 til 2. kvartal 2019 og BNP fra 1. kvartal 2005 til 1. kvartal 2019.

6.2.5.3 Tyskland

Tabell 6.25 viser den optimale modellen for Tyskland. Den sterkeste sammenhengen mellom faktorene og den fremtidige vekstraten til BNP finner vi når markedets risikopremie og HML er ledende med et halvt år og SMB er ledende med ett år. Modellen har en forklaringskraft på 29%. Modellens prediksjonsevne er vist i figur 6.9. Modellen predikerer en nedgang i firekvartalsvekst litt før finanskrisen, se figur 6.10. Modellen predikerer en oppgang ca. 3 måneder etter at faktisk BNP økte. For Tyskland har vi bare tall for faktoravkastningen frem til midten av 2016. Modellen predikerer fall i vekstraten til BNP i 3. kvartal 2016 og i 4. kvartal 2016. Dette stemmer med faktisk BNP, som faller i de to kvartalene.

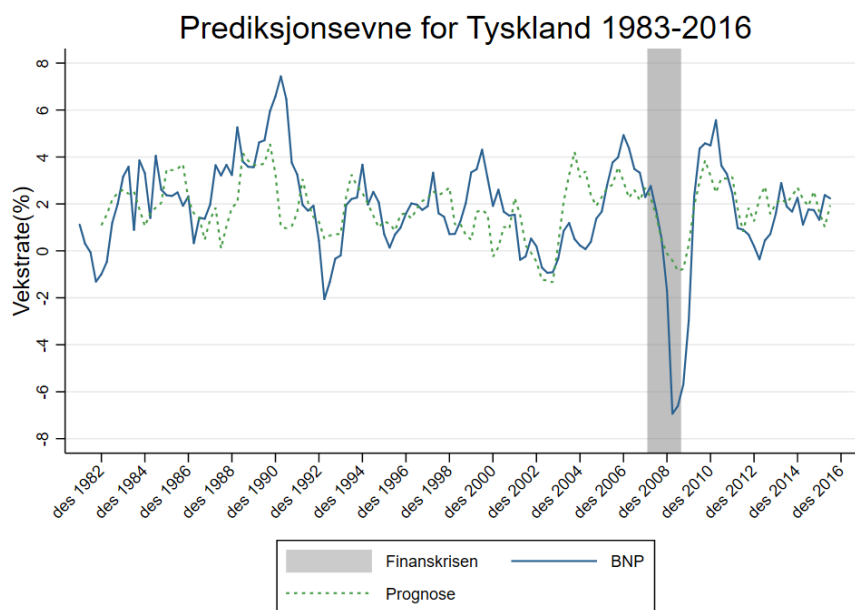
Tabell 6.25: Optimal modell for Tyskland

	BNP _t
MKT _{t-2}	0.45** (0.19)
SMB _{t-4}	0.59** (0.24)
HML _{t-2}	0.37* (0.19)
Konstant	1.79*** (0.42)
Justert R ²	0.29
Observasjoner	135

Standardfeil i parentes

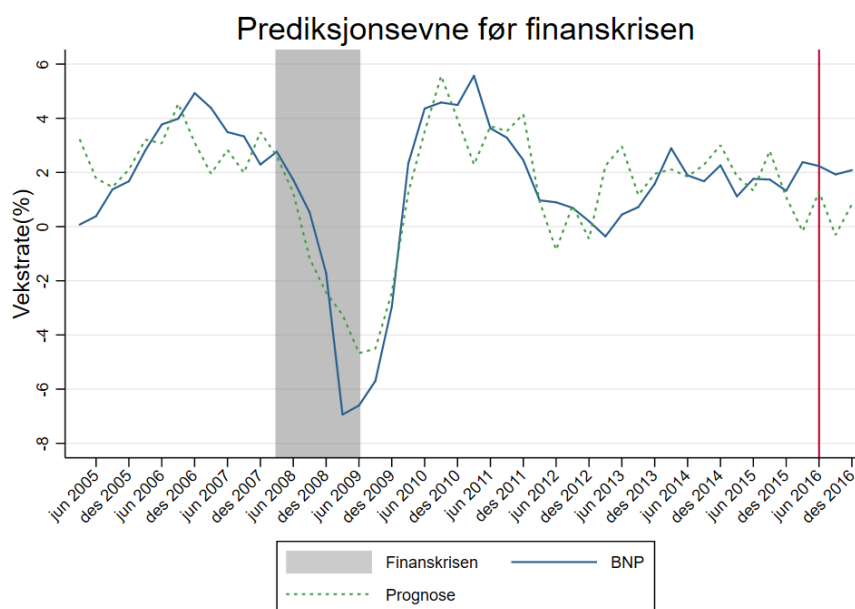
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 4. kvartal 1982 til 2. kvartal 2016. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet i Tyskland ved tid t oppgitt i prosent. Faktorene MKT, SMB, HML og Mom viser firekvartalsavkastning ved tid $t-4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.



Figur 6.9: Prediksjonsevne for Tyskland

Prediksjonsevnen til modellene i tabell 6.25 og faktisk firekvartalsvekst i BNP i Tyskland. Finanskrisen fra 1. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009 er datert av NBER. Figuren viser prediksjonsevnen for 2. kvartal 1983 til 2. kvartal 2016 og BNP fra 4. kvartal 1981 til 2. kvartal 2016.



Figur 6.10: Prediksjonsevne for Tyskland etter 2015.

Prediksjonsevnen til modellene i tabell 6.25 og faktisk firekvartalsvekst i Tyskland. Finanskrisen fra 1. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009 er datert av NBER. Figuren viser prediksjonsevnen for 2. kvartal 1983 til 4. kvartal 2016 og BNP fra 4. kvartal 1981 til 4. kvartal 2016.

6.2.5.4 Storbritannia

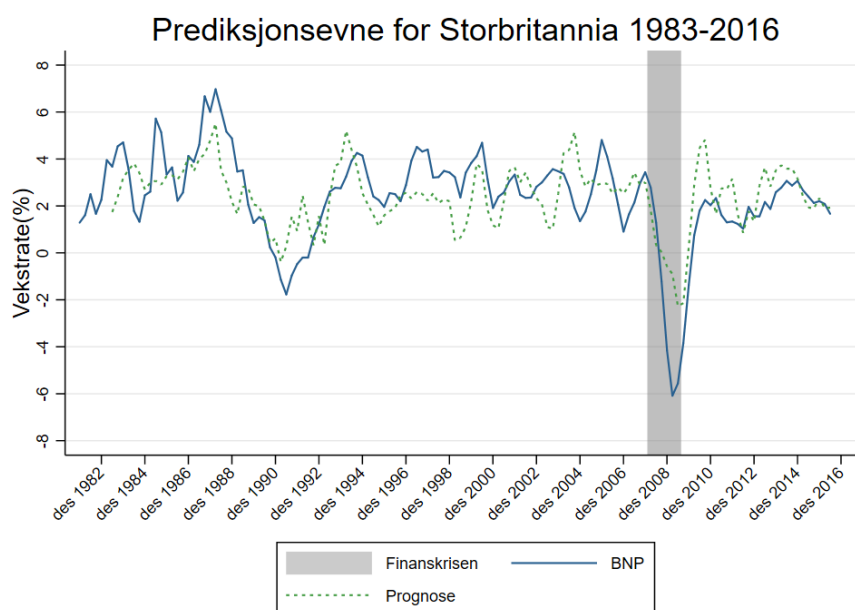
Tabell 6.26 viser den optimale modellen for Storbritannia. Markedets risikopremie, SMB og HML er ledende med et halvt år og signifikante innenfor et 5% signifikansnivå. Denne modellen forklarer 44% av variasjonen i den fremtidige vekstraten til BNP. Modellens prediksjonsevne og faktisk firekvartalsvekst i BNP er vist i figur 6.11. Modellen predikerer nedgangen under finanskrisen, men faktisk vekst i BNP begynner å øke litt før modellens prediksjon. Modellen predikerer en nedgang i veksten for Storbritannia de to siste kvartalene i 2016, da økte veksten i BNP.

Tabell 6.26: Optimal modell for Storbritannia

	BNP _t
MKT _{t-2}	0.53** (0.21)
SMB _{t-2}	0.71*** (0.23)
HML _{t-2}	0.50*** (0.14)
Konstant	1.98*** (0.27)
Justert R ²	0.44
Observasjoner	137

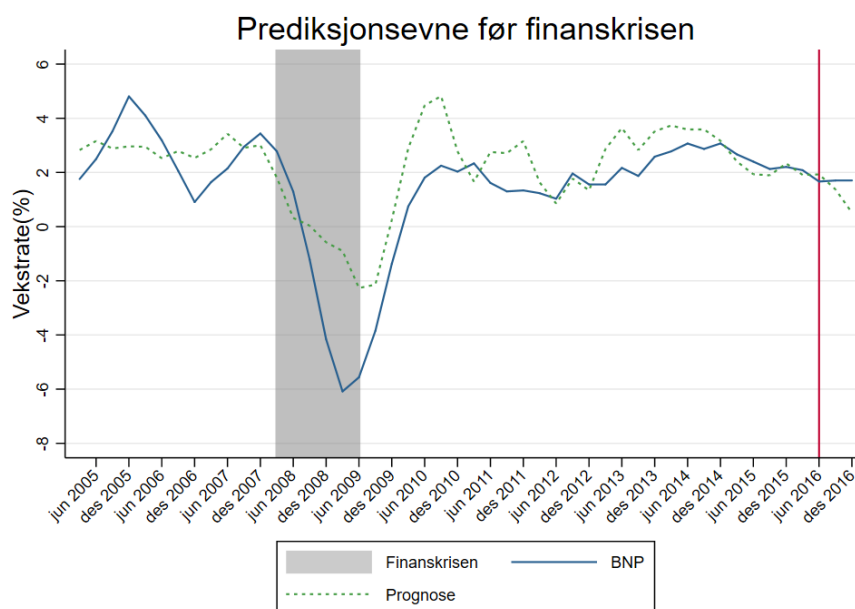
Standardfeil i parentes
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Observasjoner fra 2. kvartal 1982 til 2. kvartal 2016. BNP er firekvartalsvekst for bruttonasjonalproduktet i Storbritannia ved tid t oppgitt i prosent. Faktorene MKT, SMB, HML og Mom viser firekvartalsavkastning ved tid $t-4$ oppgitt i prosent. Newey og West estimator opptil tre lag er brukt for å produsere standardfeil justert for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Justert R^2 er brukt for å korrigere for frihetsgrader.



Figur 6.11: Prediksjonsevne for Storbritannia.

Prediksjonsevnen til modellen i tabell 6.26 og faktisk firekvartalsvekst BNP i Storbritannia. Finanskrisen fra 1. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009 er datert av NBER. Figuren viser prediksjonsevnen for 2. kvartal 1983 til 4. kvartal 2016 og BNP fra 2. kvartal 1981 til 2. kvartal 2016.



Figur 6.12: Prediksjonsevne for Storbritannia etter 2005.

Prediksjonsevnen til modellen i tabell 6.26 og faktisk firekvartalsvekst BNP i Storbritannia. Finanskrisen fra 1. kvartal 2008 til 3. kvartal 2009 er datert av NBER. Figuren viser prediksjonsevnen for 2. kvartal 1983 til 4. kvartal 2016 og BNP fra 4. kvartal 1981 til 4. kvartal 2016.

6.2.6 Oppsummering del 2

Vi har sett på sammenhengen mellom markedets risikopremie, SMB, HML og momentum og den fremtidige vekstraten til BNP et år frem i tid. Markedets risikopremie alene viser sammenheng med vekstraten til BNP i alle land bortsett fra Japan.

SMB er positivt korrelert med den fremtidige vekstraten til BNP i 3 av 5 land. HML er også positivt korrelert med den fremtidige vekstraten til BNP i 3 av 5 land, men denne sammenhengen er svakere enn for SMB. Disse funnene er i tråd med tidligere studier gjort før 2008 (Hanhardt og Ansotegui Olcoz, 2008)(Liew og Vassalou, 2000). Vi har brukt en litt annen sortering enn tidligere studier. Det viser at sammenhengen mellom SMB og HML og den fremtidige vekstraten til BNP er robust. Momentum og fremtidig vekstrate til BNP viser kun en svak sammenheng i den optimale modellen for Norge. LIQ blir lagt til i analysen for Norge. LIQ sammen med markedet viser å ha en sammenheng med vekstraten til BNP. Denne sammenhengen forsvinner når SMB legges til i modellen. Det tyder på at SMB og likviditet inneholder noe av den samme informasjonen.

Sammenhengen mellom SMB og HML og vekstraten til BNP er landsspesifikk. Dette samsvarer med tidligere studier (Liew og Vassalou, 2000)(Hanhardt og Ansotegui Olcoz, 2008). Når vi ser på utvalgte land i Europa samlet, «Europa», er det ingen klar sammenheng mellom faktorene og økonomisk vekst. Hanhardt og Ansotegui Olcoz (2008) finner en sammenheng mellom SMB og den gjennomsnittlige fremtidige vekstraten til BNP i «Europa». Dette kan skyldes at de bruker en annen utregning av faktorene eller at sammenhengen ikke har vært tilstede etter 2008. Vi finner ingen sammenheng mellom faktorene og økonomisk vekst i Japan. Dette samsvarer med resultatene til (Liew og Vassalou, 2000). Etter å ha undersøkt hvilke ledende kvartal for faktorene som gir best prediksjon for vekstraten til BNP finner vi at antall ledende kvartal også er landspesifikk.

De optimale modellene predikerer alle finanskrisen. Modellen er ikke like god til å predikere oppgangen etter finanskrisen.

Vi vil diskutere mulige årsaker til sammenhengen mellom faktorene og fremtidig vekstrate til BNP i kapittel 7, diskusjon.

7 Diskusjon

7.1 Diskusjon av resultatene

Nedenfor vil vi diskutere mulige forklaringer på hvorfor små selskaper og illikvide selskaper gir en risikopremie på Oslo Børs og hvorfor SMB, HML og likviditet (LIQ) viser en positiv sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP. SMB er en portefølje som fanger opp spredningen i avkastning mellom store og små selskaper, HML er en portefølje som fanger opp spredningen i avkastningen mellom selskaper med høy og lav bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi) og LIQ er avkastningen til en portefølje med lang posisjon i lite likvide selskaper og kort posisjon i likvide selskaper.

Fama og French (1993) argumenterer for en økt risikopremie for små selskaper og selskaper med høy bokført verdi på et empirisk grunnlag. De kommer ikke med andre forklaringer enn at risikopremien skyldes underliggende eksponering mot fundamentale risikofaktorer som hittil er ukjent. Sammenhengen mellom faktorene SMB og HML og fremtidig vekstrate til BNP er lite undersøkt utover Liew og Vassalou (2000) og Hanhardt og Ansotegui Olcoz (2008). Næs et al. (2011) undersøker sammenhengen mellom likviditet (LIQ) og konjunktorene.

Selskapsstørrelse

I analysen har vi sett at små selskaper har gitt en betydelig høyere gjennomsnittlig avkastning og risikojustert avkastning på Oslo Børs enn store selskaper. Det har også vært en signifikant sammenhengen mellom SMB og fremtidig vekstrate til BNP i Norge, Tyskland og Storbritannia.

Ifølge Dimson og Marsh (1999) er små selskaper mer risikable enn store selskaper. Dette finner vi også bevis for på Oslo Børs i perioden 1980 til 2017 ved å teste forskjellen i standardavviket til store og små selskaper. Som kompensasjon for å holde risikable selskaper krever investorer en høyere risikopremie. Vi finner også en høyere risikojustert avkastning. Det tyder på at investorer er risikoaverse og krever økt avkastning per risikoenhet.

Investorer kan ønske å investere i store selskaper ved en nedgang i økonomien. Store selskaper oppfattes ofte som mer solide enn små selskaper fordi de har en høyere

likviditetsbeholdning og en lengre historie. I tillegg kan små selskaper få en lavere avkastning som følge av økte lånekostnader og færre investorer i dårlige tider.

En investor som ikke tåler å tape penger i dårlige tider vil flykte til store selskaper, «flykte til kvalitet», når de forventer en fremtidig nedgang i økonomien (Næs et al., 2011). Etterspørselen etter små selskaper vil falle og etterspørselen etter store selskaper vil øke. Avkastningen til små selskaper vil falle relativt mer enn store selskaper og avkastningen til SMB vil reduseres. Dette kan forklare nedgangen i avkastningen til SMB før en nedgang i vekstraten til BNP.

Dersom en resesjon favoriserer store solide selskaper, kan små selskaper være undervurdert. En investor som forventer en oppgang i økonomien kan ønske å investere i små selskaper for å få økt avkastning som følge av underprisede aksjer og ved at små selskaper generelt kan gi en høyere avkastning i oppgangstider. Økt etterspørsel etter små selskaper øker avkastningen til små selskaper relativt mer enn store selskaper. Dermed kan en forvente at avkastningen til SMB vil øke før vekstraten til BNP.

Likviditet

For Norge har illikvide selskaper hatt en høyere gjennomsnittlig avkastning og risikostjustert avkastning enn likvide selskaper fra 1981 til 2017. Dette samsvarer med Næs et al. (2009) som finner en risikopremie for likvide selskaper fra 1980 til 2006. Illikvide selskaper er vanskeligere å omsette og dermed mer risikable å holde (Næs et al., 2011). Investorer krever derfor en risikopremie for å holde disse selskapene. I nedgangstider vil illikvide selskaper ofte bli mer illikvide fordi investorer skifter til mer likvide selskaper. Dette fører til økte lånekostnader som gir lavere avkastning. Illikvide selskaper vil derfor være mer sensitive for konjunktorene. Dette kan være mulige årsaker til risikopremien vi har observert på Oslo Børs.

En portefølje bestående av flere omsettelige aksjer enn lite omsettelige aksjer vil redusere risikoen for mangel på likviditet. Ved en nedgang i økonomien kan risikoaverse investorer derfor ønske å endre sammensetningen av sine porteføljer. En investor kan ønske å «flykte til likviditet» (Næs et al., 2011). Dermed kan etterspørselen etter illikvide selskaper falle og etterspørselen etter likvide selskaper øke. Avkastningen til illikvide selskaper vil falle relativt mer enn likvide selskaper og avkastningen til faktoren LIQ vil reduseres. Investorer er fremtidsrettet og vil endre porteføljen før den faktiske nedgangen i BNP. Ved gode tider

vil flere investorer delta i markedet, etterspørselen vil øke og aksjer blir mer likvide (Næs et al., 2011). Dette kan være en mulig forklaring på den positive sammenhengen mellom likviditet og den fremtidige vekstraten til BNP.

Sammen med markedets risikopremie viser likviditet en sammenheng med fremtidig vekstrate til BNP, denne sammenhengen forsvinner når SMB legges til i regresjonen. Dette kan tyde på at selskapsstørrelse og selskapers likviditet inneholder noe av den samme informasjonen og at selskapsstørrelse inneholder mer informasjon om den fremtidige vekstraten til BNP enn likviditet. Selskapsstørrelse og likviditet er nært knyttet, små selskaper er ofte mindre likvide enn store selskaper (Næs et al., 2011). Ifølge Acharya og Pedersen (2005) og Liu (2006) kan likviditet være en underliggende faktor for størrelseseffekten.

Næs et al. (2011) finner en sammenheng mellom likviditet og fremtidig vekstrate til BNP. Vi finner ikke en like sterk sammenheng. Dette kan skyldes bruk av ulike metoder. Vi har mål på både selskapsstørrelse og likviditet i regresjonen. Næs et al. (2011) sorterer selskapene etter størrelse og måler deretter likviditeten til små og store selskaper. Deres analyse viser at likviditeten til små selskaper inneholder mer informasjon om den fremtidige vekstraten til BNP enn likviditeten til store selskaper. Noe av den forsterkede effekten de får ved å sortere for størrelse kan være et resultat av en størrelseseffekt og ikke kun et resultat av en likviditetseffekt.

Bokført verdi relativt til markedsverdi

Analysen viser en positiv sammenheng mellom HML og den fremtidige vekstraten til BNP i USA, Tyskland, og Storbritannia. Fra den deskriptive statistikken ser vi at HML faktoren har gitt en positiv avkastning. På Oslo Børs har ikke selskaper med høy B/M-verdi gitt en betydelig høyere avkastning enn selskaper med lav B/M-verdi. Ifølge Ang (2014) har selskaper med høy B/M-verdi gitt en høyere avkastning enn selskaper med lav B/M-verdi de siste 50 årene. Det kan tenkes at risikopremien er landsspesifikk, og at det i land hvor HML viser en sammenheng med fremtidig vekst i BNP eksisterer en risikopremie for selskaper med høy B/M-verdi.

En forklaring på at selskaper med høy B/M-verdi gir en høyere risikopremie kan være at de er mer risikable og at investorer krever kompensasjon for å holde disse selskapene. Litteraturen kommer med flere mulige forklaringer på hvorfor selskaper med høy B/M-verdi

er mer risikable enn selskaper med lav B/M-verdi.

Etter å ha kontrollert for eksponering mot markedet, vil selskaper med høy B/M-verdi bevege seg i samme retning og det vil være vanskelig å finne selskaper som går i motsatt retning (Ang, 2014). Noe av risikoen til selskaper med høy B/M-verdi kan diversifiseres bort ved å sette sammen en portefølje av aksjer, men mye av risikoen til selskaper med høy B/M-verdi kan ikke diversifiseres bort. Investorer krever kompensasjon for å holde selskaper med høy B/M-verdi fordi de er mer risikable.

En typisk investor foretrekker å gjøre det bra i dårlige tider fremfor å gjøre det bra i gode tider (Døskeland, 2014). Selskaper med lav B/M-verdi gir ofte en lavere avkastning fordi de ofte gjør det bra i dårlige tider og er mindre risikable (Ang, 2014). De fungerer som en forsikring mot store tap i nedgangstider. Selskaper med høy B/M-verdi har en tendens til å tape penger i dårlige tider og investorer krever derfor en høyere risikopremie for å holde disse aksjene.

En annen mulig forklaring på hvorfor selskaper med høy B/M-verdi er mer risikable enn selskaper med lav B/M-verdi er at det vil være asymmetriske kostnader ved å øke eller redusere kapitalbeholdningen (Zhang, 2005). En større andel av kapitalen til selskaper med lav B/M-verdi består av humankapital fremfor realkapital som ofte er tilfellet for selskaper med høy B/M-verdi. I en resesjon vil selskaper med høy B/M-verdi ha en større andel av overflødig kapital som kan føre til økte kostnader og dermed økt risiko som en investor ønsker å få betalt for.

Har selskaper med høy B/M-verdi en høyere risiko enn selskaper med lav B/M-verdi samt et større potensial for å tape penger i dårlige tider vil den generelle investor som tror på en fremtidig resesjon investere i selskaper med lav B/M-verdi fremfor selskaper med høy B/M-verdi. Spesielt om investoren ikke tåler store tap.

Befinner økonomien seg i en resesjon kan investorer som tror på en oppgang i økonomien ønske å investere i selskaper med høy B/M-verdi for å få med seg en høyere premie, spesielt om aksjene er underpriset og en kan forvente en økning i pris. Dersom flere investorer investerer i selskaper med høy B/M-verdi kan dette føre til økt likviditet som gir lavere lånekostnader. Selskaper med høy B/M-verdi kan få en økning i avkastning relativt til selskaper med lav B/M-verdi som fører til en økning i avkastningen til HML før økt

økonomisk vekst.

En annen forklaring på sammenhengen mellom avkastningen til selskaper med høy og lav B/M-verdi og fremtidig økonomisk vekst kan være at B/M-verdi er sektorspesifikk og at selskaper med høy B/M-verdi er mer utsatt for konjunktursvingninger enn selskaper med lav B/M-verdi.

Ulike egenskaper til selskaper gjør at de presterer forskjellig gjennom konjunktursyklusene, dette kan være en mulig forklaring på sammenhengen mellom faktorene og fremtidig økonomisk vekst. Små selskaper er mer volatile og illikvide enn store selskaper. Selskaper med høy B/M-verdi er mer volatile og presterer ofte dårligere i nedgangstider enn selskaper med lav B/M-verdi. I tillegg vil investorer tilpasse sine investeringer etter hvor de tror økonomien befinner seg i konjunkturen. Dette kan føre til at avkastningen til SMB og HML vil øke i gode tider og avta i dårlige tider.

7.2 Avsluttende kommentar

I den første delen ser vi på risikojustert avkastning ved bruk av Sharpe ratio. Dette sier ikke noe om selskapenes risiko i forhold til markedet. En idé til forbedring og videre analyse vil være å undersøke risikojustert avkastning i forhold til selskapenes beta.

Fama-French-trefaktormodell er utvidet med andre faktorer. To av faktorene er profitabilitetsfaktoren (RMW) og investeringsfaktoren (CMA). Videre vil det være interessant å undersøke om det eksisterer en sammenheng mellom disse faktorene og økonomisk vekst. RMW (robust minus weak) er konstruert for å fange opp spredningen i avkastning til selskaper med sterkt driftsresultat. CMA (conservative minus aggressive) er konstruert for å fange opp spredningen i avkastning mellom selskaper med konservativ og aggressiv investeringspolitikk.

Litteraturen er ikke enig om hvilket mål på likviditet som er best og det kan derfor være interessant å undersøke sammenhengen ved bruk av andre likviditetsmål. Vi foreslår også å bruke andre metoder enn minste kvadraters metode for å undersøke sammenhengen mellom faktorene og fremtidig økonomisk vekst.

8 Konklusjon

Formålet med denne masteroppgaven er todelt. Først undersøker vi hvorvidt selskapskarakteristikkene selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M-verdi), momentum og likviditet har gitt systematisk forskjell i avkastningen til selskaper i det norske aksjemarkedet. For det andre undersøker vi om det eksisterer en sammenheng mellom faktorer i aksjemarkedet og fremtidig økonomisk vekst. Dette er gjort ved å studere sammenhengen mellom markedets risikopremie, SMB, HML og momentum og den fremtidige vekstraten til BNP i Norge, Japan, USA, Tyskland, Storbritannia og «Europa». SMB, HML og momentum er porteføljer konstruert for å fange opp spredningen i avkastningen til selskaper som følge av henholdsvis størrelse, B/M-verdi og momentum. Vi har også undersøkt om likviditet (LIQ) viser en sammenheng med den fremtidige vekstraten til BNP i Norge. LIQ viser avkastningen til en portefølje med lang posisjon i lite likvide selskaper og kort posisjon i likvide selskaper.

For å undersøke om selskapskarakteristikkene har gitt systematisk forskjell i avkastningen til selskaper med ulike karakteristikk, har vi for hver selskapskarakteristikk sortert selskapene på Oslo Børs inn i ti verdivektede porteføljer. Deretter har vi testet forskjellene i avkastningen mellom portefølje 1 og 10.

Små selskaper har gitt en signifikant høyere avkastning og risikojustert avkastning enn store selskaper fra 1981 til 2017 på Oslo Børs. Etter 2006 har de minste selskapene gitt 1,5% høyere gjennomsnittlig månedlig avkastning enn de største selskapene. En forklaring kan være at små selskaper er mer volatile enn store selskaper, og en investor krever kompensasjon i form av høyere risikopremie for å holde disse aksjene. Lite likvide selskaper har også gitt en høyere avkastning og risikojustert avkastning enn likvide selskaper på Oslo Børs fra 1981 til 2017. I perioden etter 2000 er ikke denne effekten tilstede. Selskapers B/M-verdi og momentum har ikke hatt systematisk betydning for avkastningen.

Sammenhengen mellom markedets risikopremie, SMB, HML og momentum og den fremtidige vekstraten til BNP er undersøkt med minste kvadraters metode (OLS). Sammenhengen mellom markedets risikopremie, SMB, HML og momentum og økonomisk vekst er landsspesifikk. Den sterkeste sammenhengen finner vi for markedets risikopremie. Markedets risikopremie viser en betydelig sammenheng med den fremtidige vekstraten til

BNP i Norge, USA, Tyskland og Storbritannia. HML og SMB gir mer informasjon om fremtidig vekstrate til BNP enn markedets risikopremie alene. Sammenhengen mellom likviditet og den fremtidige vekstraten til BNP er også undersøkt for Norge. LIQ sammen med markedets risikopremie har en sammenheng med fremtidig vekstrate til BNP. Denne effekten forsvinner når SMB blir lagt til i regresjonen. Dette tyder på at likviditet kan være en underliggende faktor for størrelseseffekten.

En mulig forklaring på sammenhengen mellom SMB og HML og den fremtidige vekstraten til BNP er at små selskaper og selskaper med høy B/M-verdi er mer volatile enn store selskaper og selskaper med lav B/M-verdi. Dette gir utslag i faktorene før en opp- og nedgang i økonomien. Effekten forsterkes av at fremtidsrettede investorer ønsker å endre sammensetningen av sine porteføljer etter hvor i konjunkturen de tror økonomien befinner seg. Faktorene SMB og HML gir informasjon om den fremtidige vekstraten til BNP utover markedets avkastning. Sammenhengen er landsspesifikk. Ved å følge faktorenes utvikling kan en få informasjon om fremtidig vekst. Det kan være aktuelt å ta faktorene inn i dagens prognosemodeller for økonomisk vekst.

Referanser

- Acharya, V. V. og Pedersen, L. H. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of financial Economics*, 77(2):375–410.
- Ang, A. (2014). *Asset management: A systematic approach to factor investing*. Oxford University Press.
- Aylward, A. og Glen, J. (2000). Some international evidence on stock prices as leading indicators of economic activity. *Applied Financial Economics*, 10(1):1–14.
- Balke, N. S. (1991). Modeling trends in macroeconomic time series. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Dallas*, side 19.
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9(1):3–18.
- Benedictow, A. og Johansen, P. R. (2005). Prognoser for internasjonal økonomi: Står vi foran en amerikansk konjunkturavmatning?
- Binswanger, M. (2000). Stock market booms and real economic activity: Is this time different? *International Review of Economics & Finance*, 9(4):387–415.
- Binswanger, M. (2004). Stock returns and real activity in the G-7 countries: did the relationship change during the 1980s? *The quarterly review of economics and finance*, 44(2):237–252.
- Black, F. (1995). Estimating expected return. *Financial Analysts Journal*, 51(1):168–171.
- Bodie, Z., Kane, A., og Marcus, A. J. (2018). *Investments*. McGraw-Hill Irwin.
- Burns, A. F. og Mitchell, W. C. (1946). Measuring business cycles national bureau of economic research. *New York*.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, 52(1):57–82.
- Dimson, E. og Marsh, P. (1999). Murphy's law and market anomalies. *Journal of Portfolio Management*, 25(2):53–69.
- Døskeland, T. (2014). *Personlig finans: et helhetlig rammeverk for hvordan vi skal forholde oss til finansmarkedet*. Fagbokforlaget.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American economic review*, 71(4):545–565.
- Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *The journal of finance*, 45(4):1089–1108.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2):427–465.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1):3–56.

- French, K. R. (2019). Data library. http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html. Hentet: 11.02.2019.
- Gerdrup, K. R., Hammersland, R., og Naug, B. E. (2006). Finansielle størrelser og utviklingen i realøkonomien.
- Grossman, S. J. og Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American economic review*, 70(3):393–408.
- Grytten, O. H. og Hunnes, A. (2016). Krakk og kriser i historisk perspektiv. *Cappelen Damm AS, Oslo*.
- Hall, R. E. (2003). The nber's business-cycle dating procedure. *NBER Reporter*, side 1.
- Hanhardt, A. og Ansotegui Olcoz, C. (2008). Do the fama and french factors proxy for state variables that predict macroeconomic growth in the eurozone?
- Hodrick, R. J. og Prescott, E. C. (1997). Postwar us business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, sider 1–16.
- Humboldt-Universitetet (2019). Fama/french factors for germany. <https://www.wiwi.hu-berlin.de/de/professuren/bwl/bb/daten/fama-french-factors-germany/fama-french-factors-for-germany>. Hentet: 20.03.2019.
- Jegadeesh, N. og Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1):65–91.
- Jegadeesh, N. og Titman, S. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of finance*, 56(2):699–720.
- Kendall, M. G. og Hill, A. B. (1953). The analysis of economic time-series-part i: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1):11–34.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., og Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The journal of finance*, 49(5):1541–1578.
- Liew, J. og Vassalou, M. (2000). Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth? *Journal of Financial Economics*, 57(2):221–245.
- Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*, 20(4):587–615.
- Liu, W. (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model. *Journal of financial Economics*, 82(3):631–671.
- Malkiel, B. G. og Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2):383–417.
- Markowitz, H. (1959). Portfolio selection. *Investment under Uncertainty*.
- Mjelde, J. (2011). Prisbevegelser og konjunkturer i norge. side 9.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, sider 768–783.
- NBER (2019). The nber's business cycle dating committee. <https://www.nber.org/cycles/recessions.html>. Hentet: 14.05.2019.

- Newey, W. K. og West, K. D. (1987). Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, sider 777–787.
- Næs, R., Skjeltorp, J. A., og Ødegaard, B. A. (2009). What factors affect the oslo stock exchange?
- Næs, R., Skjeltorp, J. A., og Ødegaard, B. A. (2011). Stock market liquidity and the business cycle. *The Journal of Finance*, 66(1):139–176.
- OECD (2019). Quarterly gdp (indicator). <https://data.oecd.org/gdp/quarterly-gdp.htm#indicator-chart>. Hentet: 07.03.2019.
- Rakkestad, K. J. (2002). Estimering av indikatorer for volatilitet.
- Rouwenhorst, K. G. (1998). International momentum strategies. *The journal of finance*, 53(1):267–284.
- Schwert, G. W. (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence. *The Journal of Finance*, 45(4):1237–1257.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3):425–442.
- SSB (2019a). Hva er egentlig bnp? <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/hva-er-egentlig-bnp>. Hentet: 18.04.2019.
- SSB (2019b). Nasjonalregnskap. <https://www.ssb.no/statbank/table/09190/>. Hentet: 11.02.2019.
- Sørensen, P. B. og Whitta-Jacobsen, H. J. (2005). *Introducing advanced macroeconomics: growth and business cycles*. McGraw-Hill Education.
- Tharyan, R. (2019). Fama-french factors and benchmark portfolios for the uk. <http://www-cs-faculty.stanford.edu/~uno/abcde.html>. Hentet: 20.03.2019.
- Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education.
- Zhang, L. (2005). The value premium. *The Journal of Finance*, 60(1):67–103.
- Ødegaard, B. A. (2019a). Asset pricing data at ose. http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html. Hentet: 11.02.2019.
- Ødegaard, B. A. (2019b). Empirics of the oslo stock exchange: Basic, descriptive, results 1980-2018.

Appendiks

A1 Appendiks

Tabell A1.1: Resultater Breuch-Pagan test, White test og Breuch-Godfrey test (enfaktormodell)

	Breuch-Pagan	White	Breusch-Godfrey
$\Delta BNP_t = \alpha + \beta FaktorAvk_{t-4} + \epsilon_t$	BNP_t	BNP_t	BNP_t
Norge			
MKT _{t-4}	0,2	1,13	28,64***
SMB _{t-4}	0,81	3,06	28,57***
HML _{t-4}	1,32	2,08	35,53***
Mom _{t-4}	0,17	2,96	36,23***
USA			
MKT _{t-4}	5,07**	2,89	109,03***
SMB _{t-4}	0,14	2,38	116,06***
HML _{t-4}	3,35*	3,08	115,49***
Mom _{t-4}	23,87***	16,99***	116,77***
Tyskland			
MKT _{t-4}	9,32***	4,15	91,87***
SMB _{t-4}	0,38	0,15	85,86***
HML _{t-4}	2,56	1,82	96,72***
Mom _{t-4}	0,03	0,35	82,57***
Storbritannia			
MKT _{t-4}	16,33***	6,50**	100,36***
SMB _{t-4}	19,95***	28,42***	92,14***
HML _{t-4}	6,16**	2,13	110,27***
Mom _{t-4}	14,91***	7,81**	114,30***
«Europa»			
MKT _{t-4}	0,00	1,33	42,87***
SMB _{t-4}	15,00***	4,14	43,96***
HML _{t-4}	0,93	0,45	42,02***
Mom _{t-4}	5,74***	1,46	43,29***
Japan			
MKT _{t-4}	1,81	0,50	69,25***
SMB _{t-4}	0,33*	1,47	69,03***
HML _{t-4}	0,56	1,02	69,12***
Mom _{t-4}	4,72**	2,09	66,73***

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

ΔBNP_t er et lands vekst i BNP over fire kvartal ved tidspunkt t , $FaktorAvk_{t-4}$ er firekvartalsavkastning til faktorene MKT, SMB, HML og Mom ved tidspunkt $t - 4$. β er koeffisienten til faktorene. ϵ_t viser residualene til regresjonen ved tidspunkt t . Breusch-Pagan test og White test tester for heteroskadsitet, der $H_0 = konstant\ varians$ og $H_a = ikke\ konstant\ varians$. Breusch-Godfrey med tre lag tester for autokorrelasjon der $H_0 = ingen\ seriekorrelasjon$ og $H_a = seriekorrelasjon$. Se kapittel 5 for mer informasjon om de ulike testene.

Tabell A1.2: Resultater Breuch-Pagan test, White test og Breuch-Godfrey test (fire-faktormodell)

	Breuch-Pagan	White	Breusch-Godfrey
$\Delta BNP_t = \alpha + \beta_1 MKT_{t-4} + \beta_2 SMB_{t-4} + \beta_3 HML_{t-4} + \beta_4 Mom_{t-4} + \epsilon_t$	BNP_t	BNP_t	BNP_t
Norge	1,03	12,85	21,59***
USA	9,27***	35,94***	105,39***
Tyskland	2,47	23,95**	82,57***
Storbritannia	25,05***	47,50***	87,55***
«Europa»	3,38*	7,72	43,77***
Japan	6,42**	7,47	66,88***

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

ΔBNP_t er et lands vekst i BNP over fire kvartal ved tidspunkt t , MKT_{t-4} er markedets risikopremie over fire kvartal ved tidspunkt $t - 4$, β_1 er koeffisienten til MKT, SMB_{t-4} er firekvartals avkastning til SMB ved tidspunkt $t - 4$, β_2 er koeffisienten til SMB, HML_{t-4} er firekvartals avkastning til HML ved tidspunkt $t - 4$, β_3 er koeffisienten til HML, Mom_{t-4} er firekvartals avkastning til momentum ved tidspunkt $t - 4$, β_4 er koeffisienten til momentum. ϵ_t viser residualene til regresjonen ved tidspunkt t . Breusch-Pagan test og White test tester for heteroskadisitet, der $H_0 = \text{konstant varians}$ og $H_a = \text{ikke konstant varians}$. Breusch-Godfrey tester for autokorrelasjon der $H_0 = \text{ingen seriekorrelasjon}$, $H_a = \text{seriekorrelasjon}$.

Tabell A1.3: Resultater Agumented Dickey-Fuller test

	ADF (2 lag)	ADF (3 lag)	ADF (4 lag)
Norge			
BNP	-3,42**	-4,33***	-3,39**
MKT	-6,18***	-7,13***	-4,46***
SMB	-5,00***	-6,10***	-3,66***
HML	-5,20***	-5,00***	-3,29**
Mom	-4,81***	-5,15***	-3,43**
USA			
BNP	-5,69***	-5,68***	-3,48***
MKT	-6,06***	-6,66***	-3,85***
SMB	-6,00***	-5,68***	-3,24**
HML	-5,52***	-6,46***	-4,13***
Mom	-6,54***	-7,52***	-4,34***
Tyskland			
BNP	-5,05***	-6,10***	-4,39***
MKT	-5,41***	-6,25***	-3,71***
SMB	-3,87***	-4,04***	-2,43
HML	-7,09***	-6,38***	-4,05***
Mom	-5,56***	-7,21***	-4,34***
Storbritannia			
BNP	-4,44***	-4,30***	-2,54
MKT	-5,16***	-5,92***	-3,44***
SMB	-4,94***	-5,30***	-3,36**
HML	-5,45***	-5,76***	-3,17**
Mom	-7,43***	-8,02***	-4,27***
Eurosonen			
BNP	-3,34**	-3,67***	-3,58***
MKT	-4,47***	-4,64***	-2,80*
SMB	-4,16***	-4,52***	-3,33**
HML	-4,21***	-4,22***	-2,29
Mom	-5,80***	-6,04***	-4,26***
Japan			
BNP	-5,74***	-5,72***	-3,47***
MKT	-6,90***	-5,67***	-4,87***
SMB	-4,54***	-4,28***	-4,32***
HML	-5,77***	-6,66***	-6,08***
Mom	-6,76***	-5,51***	-4,39***

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Agumented Dickey-Fuller test brukes for å avdekke stasjonære egenskaper til en tidsserie. $H_0 =$ ikke stasjonaritet og $H_a =$ stasjonaritet. Se kapittel 5, metode, for mer informasjon om augmented Dickey-Fuller test.