

Oslo Børs og finanskrisen

- En deskriptiv studie

Sammendrag

Denne utredningen kartlegger og prøver og forstå hvordan finanskrisen slo inn og spredde seg mellom markeder. Analysen tar for seg Oslo Børs og ved å studere endring i samvariasjon og i volatilitet mellom aktiva, søker å øke forståelsen vår av hvordan en slik krise påvirker finansmarkedet.

Finanskrisen førte med seg en rask og sterk konvergering av finansmarkedene etter Lehman Brothers falt. Den unormalt høye samvariasjonen mellom Oslo Børs og finansmarkedene har i stor grad vedvart frem til utgangen av 2010. Dette samsvarer med resultatene i studier av tidligere kriser. Selv etter de fundamentale og strukturelle problemene i noen grad har lagt seg vedvarer dette anormale forholdet mellom variablene. Jeg argumenterer i denne utredningen for at hovedgrunnen er sentimental av natur. Studien viser at finanskrisen etablerte samvariasjon mellom risikable aktiva der det før ikke fantes. Jeg finner at forskjell i volatilitet mellom ulike aktiva reduseres, og dermed også at Oslo Børs som et lite perifert marked ikke økte i volatilitet relativt til andre aksjemarkeder.

Bjørnar Hjertvik

Veileder: Jonas Andersson

Masterutredning i finansiell økonomi ved
NORGES HANDELSHØYSKOLE

Innholdsfortegnelse

1. Innledning.....	4
2. Metode.....	6
2.1 Intervalldata og tidsseriedata.....	6
2.2 Lineær regresjon.....	6
2.3 Korrelasjon	7
2.3.1 <i>Finansiell Smitte</i>	8
2.3.2 <i>Historiske estimater</i>	8
2.3.3 <i>Modellering og visualisering</i>	9
2.4 Estimering av lineære regresjonsmodeller	10
2.4.1 <i>Multipel regresjon og multikollinearitet</i>	11
2.4.2 <i>Hvor god er regresjonsmodellen?</i>	12
2.4.3 <i>Inferens</i>	13
2.5 Stasjonaritet	14
2.5.1 <i>Transformering</i>	14
3. Stasjonaritetstester.....	16
4. Variablene	19
4.1 Aksjeindekser	19
<i>Standard & Poor's 500</i>	20
<i>DAX</i>	20
<i>FTSE 100</i>	20
<i>NIKKEI225</i>	20
<i>MSCI Emerging Markets Index</i>	20
<i>OMXCPI og OMXSPI</i>	21
4.2 Råvarer og metaller	21
<i>Brent</i>	21
<i>Naturgass</i>	22
<i>Industrielle metaller: aluminium og kopper</i>	22
<i>Edelmetall: Gull</i>	22
4.3 Jordbruksvarer.....	22
4.4 Obligasjonsindekser	22
4.5 VIX.....	23
4.6 Tørrlast og tank	23
4.7 Valutakursen.....	23

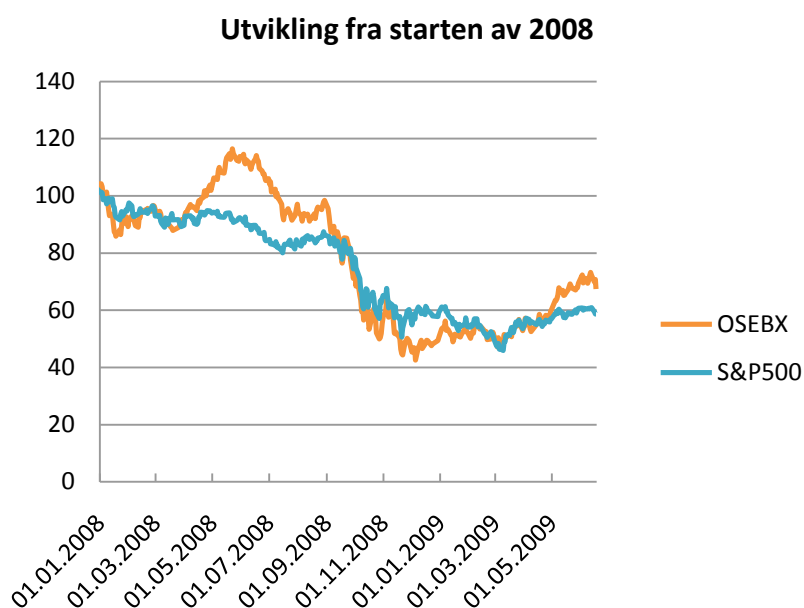
5. Analyse	25
<i>Utskrift av korrelasjoner og tester</i>	26
5.1 Det amerikanske aksjemarkedet.....	27
5.2 Aksjeindekser	31
5.3 Oljeprisen	36
5.4 Frykt og volatilitet.....	39
<i>VIX og det internasjonale aksjemarkedet</i>	40
5.5 Obligasjoner	42
5.6 Metaller og mineraler.....	44
5.7 Tank og tørrbulkrater	45
5.8 Valutakursen.....	46
5.9 Jordbruksvarer.....	48
5.10 Systematisk Risiko og flerfaktor modeller.....	49
6. Konklusjoner og drøftelse	50
Korrelasjoner økte og konvergente	50
Amerikansk innflytelse økte	53
Volatilitet og frykt slo inn uniformt.....	53
Obligasjoner divergente.....	54
Avslutningsvis	55
Videre Studier	56
Referanser	57
Figurliste	60
Appendiks A Stasjonaritetstester	61
Appendiks B Tofaktor modeller	68
Appendiks C Oljeprisen divergente aksjemarkedene?	72
Appendiks D Resultater Beta	73
Appendiks E Oversikt Notasjon	74
Appendiks F Grafer Korrelasjoner Aksjeindekser	75

1. Innledning

Denne utredningen søker med fokus på Oslo Børs å kartlegge hvordan finansmarkedene samvarierer og hvordan denne samvariasjonen endret seg gjennom finanskrisen. Jeg vil studere de variabler som tradisjonelt får størst oppmerksomhet. Dette inkluderer aksjeindekser for de største og mest nærliggende land; de viktigste råvarer og industrimetaller; jordbruksvarer, shippingrater samt volatilitet ved VIX indeksen. Det vil videre rettes oppmerksomhet mot volatilitetens påvirkning på Oslo Børs relativt til andre indekser.

Hvordan påvirket finanskrisen forholdet mellom Oslo Børs og verdens finansmarkeder?

En studie av korrelasjoner og sensitiviteter mellom Oslo Børs og en rekke omsettelige aktiva vil hjelpe oss å forstå og forutse hvordan investorer reagerer og forholder seg gjennom en krise. Jeg vil bruke korrelasjons- og sensitivitetsanalyser til å lage en historie om Oslo Børs og finanskrisen; visualisere og forklare hvordan krisen preget forholdet mellom variabler. Tidligere studier av kriser som Longini og Solnik (1995) og Bertero og Mayer (1990) har vist hvordan et krasj smitter over og skaper en integrasjon av markeder. Jeg vil undersøke om funnene som er gjort tidligere også viser seg for finanskrisen og Oslo Børs.



Figur 1-1 Utvikling i indeksene OSEBX og S&P500 fra 01.01.08

Utviklingen i indeksene over illustrerer noe av dynamikken jeg ønsker å studere nærmere: Når finanskrisen spredde seg over finansmarkedene beveget kursene seg sammen. I løpet av noen dramatiske dager i september 2008 gikk vestlige finansmarkeder fra nervøsitet til en bred og fullstendig kollaps. Selv om oppgaven ikke tar sikte på å bevise om sammenhengene som observeres kommer av strukturelle, sentimentale eller fundamentale grunner, vil det være av interesse å studere og kartlegge.

Utover rent akademisk studier av hvordan finansmarkedene fungerer vil også en forvalter være interessert i korrelasjoner og faktorsensitiviteter, eller *tracking factors*, mellom aktiva. Om samvariasjon forventes å endres vil forvalteren ønske å kunne forutse hvordan denne vil være fremover for å optimere sin allokering og i jakten på en alfa. For analytikere og i risikostyring vil det være av interesse å forklare forholdet mellom variabler utover bare en korrelasjon. En faktorsensitivitet eller betaverdi vil hjelpe oss å predikere en isolert effekt på det norske aksjemarkedet. Periodevise analyser ønsker ofte å forklare intuitivt hva som har drevet markedet eller en aksje. Ved et forventet tilbudsider, eller annet idiosynkratisk, sjokk i en variabel vil vi med forståelse av faktorsensitiviteter, og hvordan de endrer seg gjennom en krise, kunne gjøre gode analyser på eventuelle effekter.

Denne utredningen vil ved hjelp av enkle statistiske metoder produsere et bilde av Oslo Børs gjennom finanskrisen. Ved målbare statistiske effekter, kartlegge og prøve å forstå investoratferd under slike ekstreme omstendigheter. Jeg sikter etter å identifisere og visualisere endringer i sensitiviteter, korrelasjoner og relativ volatilitet der de har funnet sted. Ved bruk av rullende estimatorer over perioden 2003 til 2010 vil jeg visualisere finanskrisens effekt på Oslo Børs og i hvilken grad vi ser signaler på en normalisering. Tofaktor modeller vil bryte opp og forklare den systematiske og idiosynkratiske risikoen til Oslo Børs. Slike modeller vil prøve å svare på hvordan den systematiske risikoen endret seg i styrke gjennom krisen og om Oslo Børs sin variabilitet utover en markedsfaktor ble endret. Tidligere studier indikerer at under kriser vil den systematiske komponenten dominere. Dette vil da kunne gi én forklaring på en eventuell økning i korrelasjoner.

I motsetning til studier som Gjerde & Sættem (1999) av det norske aksjemarkedet er jeg ikke ute etter å måle hvilke variabler som har størst forklaringskraft på det norske aksjemarkedet. Det innebærer også at jeg ikke søker å finne såkalte ledende indikatorer. En deskriptiv studie som denne søker å identifisere trender og mønster i data uten å nødvendigvis gi noen kausal forklaring. Slike studier genererer ofte flere hypoteser for videre studier enn de svarer på. Ved å undersøke omsatte variabler håper jeg å avdekke Oslo Børs sin variasjon og posisjon i finansmarkedet. Hvordan denne posisjonen endret seg gjennom finanskrisen kan hjelpe oss å forstå Oslo Børs og markedskrasj mer generelt. Jeg vil drøfte i hvilken grad mine resultater lar seg generalisere for Oslo Børs som et lite perifert marked, for finanskrisen eller for finansmarkedene.

Finanskrisen var preget av stor frykt og volatilitet. Jeg vil undersøke om Oslo Børs økte i volatilitet relativt til andre markeder. Kan vi lese noe ut av fryktens påvirkning gjennom VIX indeksen? Mye av endringene i samvariasjon som blir avdekket vil ha skjedd samtidig med endringer i markedsvolatiliteten. Jeg vil se om det er mulig å identifisere noen sammenhenger, hvordan volatilitet påvirker samvariasjon. Longini og Solnik (1995) var klare i sin konklusjon om at korrelasjoner mellom aksjemarkeder var betydelig høyere i perioder med turbulens mellom 1960 og 1990. Studien min vil se om dette også gjelder for finanskrisen, der jeg utvider studien med variabler utover aksjemarkeder.

Utover de innfallsvinkler nevnt over vil det åpne seg en rekke andre relevante spørsmål som utredningen vil berøre på veien. Dette er gjerne felt som er mer behørig dekket i andre analyser, men som jeg finner naturlig å undersøke kort gjennom de metodene jeg anvender. Spørsmål som det amerikanske markedets og oljeprisens påvirkning på Oslo Børs vil bli berørt.

2. Metode

Følgende kapittel vil presentere de metodene og verktøyene jeg har funnet nyttige i analysen. Underkapitlene om regresjon og korrelasjon er i stor grad hentet fra Keller (2005). Fra Jorion (2000) har jeg hentet relevante estimatore som referert i 2.3.3. Presentasjonen av stasjonaritet og tester er basert på Enders (2010).

2.1 Intervalldata og tidsseriedata

Intervalldata er et terme på reelle tall. Slike serier av beskrivende tall kan referere til størrelser som distanse, inntekt eller gjeldsgrad. Tallene gir en verdi eller dimensjon på det vi måler. På den andre siden behandler vi ofte kategoridata eller nominell data. Dette er data som kun forteller hvilken kategori en observasjon tilhører. Kategoridata som er ordnet i stigende eller fallende rekkefølge betegnes ordinal data.

Tidsseriedata kan tenkes på som intervalldata langs en tidsdimensjon t . Vi gjør observasjoner på subjektene våre over tid.

2.2 Lineær regresjon

Når vi ønsker å analysere forholdet mellom serier av intervalldata bruker vi ofte en regresjon. En slik analyse avdekker i hvor stor grad en avhengig variabel tenderer til å endre seg når en eller flere uavhengige variabler endres. Regresjonsmodellen jeg vil fokusere på beskriver endring eller nivå i en variabel som en lineær funksjon av en annen.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad 2.1$$

Avhengig variabel Y_t er forklart av uavhengig variabel X_t . Stigningstall β angir størrelsen på forholdet mellom variablene. I kapitalverdimodellen eller i en flerfaktormodell vil en tolke denne koeffisienten som en faktorsensitivitet. Feilledet ε_t fanger opp avvik mellom observerte verdier av Y og den estimerte verdien fra modellen.

$$\varepsilon_t = (\hat{Y}_t - Y_t) \quad 2.2$$

Betafaktoren tolkes ofte matematisk som korrelasjonen mellom den avhengige og uavhengige variabelen multiplisert med forholdet mellom volatilitetene.

$$\beta_i = \rho_{i,m} \frac{\sigma_i}{\sigma_m} \quad 2.3$$

$$OSEBX_t = \alpha + \beta_1 DSWorld_t + \varepsilon_t$$

Der OSEBX er en avhengig variabel som endres med β ganger endring i markedsindeksen DSWorld. Faktorsensitiviteten β forteller oss hvor mye en endring i markedsindeksen tenderer til å sammenfalle med en endring i OSEBX.

Vi skjønner dermed at korrelasjon har en nær sammenheng med den faktorsensitiviteten vi finner i en regresjon. I en regresjon kan vi fange opp hvordan volatilitetene påvirker sammenhengen mellom variablene. Vi fanger opp dynamikken mellom to variabler utover den gjennomsnittlige samvariasjonen. Om en én prosent endring i en uavhengig variabel følges av en to prosent endring i den avhengige variabelen, vil dette bli fanget opp i regresjonsbetaen. Betaen gir oss størrelsen på endringen. Både betaer og korrelasjoner er ofte brukte mål på samvariasjon i den akademiske litteraturen, blant annet i Caporale, Cipollini og Spagnolo (2005).

2.3 Korrelasjon

En kovarians er et lineært mål på samvariasjon. En kan tolke en kovarians som et mål for det gjennomsnittlige faktoriserede avvik fra snittet for to variabler X_i og X_j .

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = E[(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j)] \quad 2.4$$

Med korrelasjon menes oftest Pearson's product moment coefficient. Den kan finnes som vist under ved å dividere kovariansen med de faktoriserede variansene.

$$\text{Corr}(X_i, X_j) = \rho_{ij} = \frac{\text{Cov}(X_i, X_j)}{\sigma_i \sigma_j} \quad 2.5$$

Korrelasjon gir et standardisert mål for den lineære samvariasjonen, der $-1 < \rho < 1$. Dette vil dog ikke si at en endring i X_i sammenfaller med en estimert endring i X_j . Men kun gi en koeffisient for om de tenderer å bevege seg i samme retning, og i hvor stor grad. Vi bruker ofte korrelasjon når vi tester om det finnes en sammenheng mellom variablene (Keller 2005). Selv om korrelasjonen avdekker en lineær samvariasjon så trenger ikke det si noe om årsaksforholdet. Kausaliteten kan gå begge veier, eller det kan finnes en tredje variabel som kausalt påvirker begge. Finansielle serier blir ofte antatt å ha en eller annen grad av samvariasjon gjennom en markedsfaktor, en systematisk risiko delt av begge.

Over tid vil korrelasjoner mellom aktiva endres. Dette understøttes av en rekke studier, blant andre Longini og Solnik (1995). De mener endring i korrelasjoner mellom aksjeindekser kan skyldes

- 1) Betinge korrelasjoner er konstante, men snittavkastning og varianser endres
- 2) Korrelasjoner endres fordi samhandling mellom land – finansiell og realøkonomisk - endres over tid. Longini og Solnik reiser spørsmålet om det er en sammenheng mellom konjunktursykelen og korrelasjoner.

Volatilitet vil påvirke korrelasjoner. Rent statistisk vet vi at når begge variabler er i halen på fordelingen vil de tendere til å røre seg sammen. Høy volatilitet sammenfaller med høyere korrelasjon. Ved å holde alle andre parametere i den data genererende prosessen konstant vil høyere volatilitet for en felles faktor øke korrelasjonen for alle variabler som deler samvariasjon med denne faktoren (Kolb 2011). Utover denne sammenhengen vil vi i finansmarkeder observere tendenser til svært stor grad av samvariasjon når avkastninger blir ekstreme. I kriser når globale

faktorer dominerer innenlandske vil korrelasjoner øke (King og Wadhvani 1990, Bertero og Mayer 1990). Den systematiske risikoen blir stor og driver aktivakurser i samme retning.

Interessen for hvordan kriser endrer samvariasjon mellom variabler og da særlig hvordan en krise sprer seg gjennom finansmarkedene har økt etter en så effektene Asia krisen i 1997 og mer nylig finanskrisen hadde internasjonalt.

2.3.1 Finansiell Smitte

Finansiell smitte (*financial contagion*) er en diffusjon av finansiell stress på tvers av regioner, markeder og institusjoner (Kolb 2011). Utover en systemisk krise impliserer begrepet også en smitte som skyldes markedsimperfeksjoner som tradisjonelle økonomiske modeller ikke fanger opp (Pericoli og Sbracia 2001). Økt eller unormal høy samvariasjon mellom aktiva er sentralt i forståelsen av finansiell smitte. Forbes og Rigobon (2002) forstår finansiell smitte som økt korrelasjon fratrukket den økningen som skyldes en økt volatilitet i variablene. Corsetti et al. (2005) utviklet en test for å finne korrelasjoner fratrukket effekten av økt varians for fellesfaktorer. Forfatterne går langt i å påstå at det aller meste av den økte samvariasjonen vi observerer i kriser skyldes volatilitet og at det ikke finnes et strukturelt skifte i spredningsmekanismen. Men en slik test er svært sensitiv overfor den faktormodellen som velges (Kolb 2011). Kolb's samling av artikler prøver å utvide vår forståelse av finansiell smitte og blant annet videreutvikle et slikt rammeverk.

Bruken av korrelasjoner som mål på finansiell smitte er mye diskutert (se Forbes og Rigobond 1999, 2002, Corsetti et al 2001, Rigobond 2003). Det er flere svakheter med en slik estimator, men det er også det klart mest anvendte målet. Spesifikt nevnes problematikk rundt heteroskedastisitet, endogenitet og skjevheter grunnet utelatte variabler. Men dette vil ikke bli diskutert nærmere her.

Kolb (2011) skiller mellom smitte som oppstår på bakgrunn av investorers persepsjon av risiko og det som oppstår på bakgrunn av økonomiske forhold. Han mener det er svært vanskelig å skille disse årsakene med de verktøy økonomer og økonometriste besitter. Pericoli og Sbracia (2001) mener det fundamentale og sentimentale aspektet er nødvendige deler av all finansiell smitte. Det vil alltid være irrasjonalitet sammen med underliggende økonomiske forhold forbundet med spredningen av større kriser i finansmarkeder. Kaminsky og Schmukler (1999) nevner i tillegg til fundamentale og sentimentale årsaker også det jeg vil kalle strukturelle forklaringer. Under Asia krisen mente de finansiell smitte kunne dels forklares med nedsalgsspiraler hos privatinvestorer og institusjoner etter at kursene først startet å falle – en *liquidity* eller *deleveraging spiral* som fenomenet er blitt kalt i nyere tid.

2.3.2 Historiske estimater

Korrelasjoner og volatiliteter endres over tid. Markedets volatilitet klumper seg opp og endres ofte over perioder. For selskaper vil også endret finansiell eller operasjonell risiko kunne endre

svingninger i aksjekursen. Denne utredningen vil undersøke nettopp hvordan samvariasjonen mellom Oslo Børs og en rekke variabler endret seg gjennom finanskrisen.

Prediksjoner på fremtidig markedsdynamikk ved historiske estimater vil fort kunne være misledende. Om variasjonen og snittet i de historiske dataene som variansen og kovariansen er beregnet ut i fra ikke er representativt for fremtiden vil ikke det historiske estimatet gi noen god forventning. S. Benninga (2008) påpekte at vi må gjøre en avveining mellom å anvende en lang estimeringsperiode for øke statistisk presisjon eller å bruke en kortere periode for å justere for at samvariasjon og volatilitet endres over tid. Vurderingen vil avhenge av hvilken horisont vi ønsker å anvende estimatet for: En periode frem eller terminalt. For å finne en forventingsrett estimator kan en bruke noen metoder for å betinge estimatene. GARCH type modeller lar oss modellere autokorrelasjon i volatilitet eller samvariasjon. Om høye utfall tenderer til å klumpe seg sammen, vil en slik modell fange opp dette. Robert Engle (2002) foreslo en dynamisk multivariat GARCH modell for å erstatte enkle og velbrukte teknikker som rullende historiske korrelasjoner og eksponentiell vektning og produsere bedre og mer pålitelige betingte estimater for korrelasjoner.

2.3.3 Modellering og visualisering

Hensikten til denne utredningen er ikke å lage prognoser men å avdekke og presentere statistiske egenskaper i historiske data. I den sammenheng trenges verktøy og teknikker for å visualisere dynamikken i korrelasjoner og sensitiviteter. En mye brukt estimator er en rullende historisk, kjent som en *moving average* eller *rolling window*. Fra Jorion (2000)

$$\hat{\sigma}_{ij,t}(MA) = \frac{1}{M} \sum_{k=t-M+1}^t r_{i,t-k} r_{j,t-k} \quad 2.6$$

Estimatoren over gir oss en kovarians over perioden M der hvert par av observasjoner er uniformt vekta. For å bestemme den mest hensiktsmessige lengden på vinduet vil en måtte gjøre en avveining. Flere observasjoner vil redusere støy og øke den statistiske presisjonen. På en annen side vil eldre observasjoner kunne være mindre relevante. I denne utredningen har jeg stor sett holdt meg til et seks måneders vindu.

Et problem med en slik estimator er dens *ghost feature*. Med en uniform vektning vil observasjonen som faller ut av vinduet ha samme betydning som den inkluderte. Når et par av observasjoner ($t - M$) som viser høy samvariasjon faller ut vil estimatoren vise et fall i korrelasjon eller sensitivitet for tidspunkt t . Dette er spuriøst. Leseren av en *moving average* graf bør være observant overfor dette. Et utfall kan skyldes noe som skjedde seks måneder før.

Den eksponentielt vekta moving average (EWMA) prøver å løse dette problemet gjennom en glattet fallende vektning.

$$\hat{\sigma}_{ij,t}(EWMA) = (1 - \theta) \sum_{c=1}^{\infty} \theta^{c-1} r_{i,t-c} r_{j,t-c} \quad 2.7$$

En vektfaktor θ i intervallet $[0,92:0,96]$ brukes ofte på finansielle aktiva. For daglige data bruker RiskMetrics en verdi på 0,94, den gjennomsnittlige verdien som minimerer residualvarians for

prognoser på volatilitet og kovarians for en rekke finansielle aktiva (Jorion 2000). Denne spesifikasjonen (2.7) utelater en snittavkastning, som i daglige data vil være svært liten.

Med en initial tilstand σ_0 kan vi ved å iterere bakover fra den rekursive estimatoren

$$\hat{\sigma}_{ij,t} = \theta \sigma_{ij,t-1} + (1 - \theta) r_{i,t-1} r_{j,t-1} \quad 2.8$$

finne 2.7. Den rekursive estimatoren likner en GARCH(1,1)

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad 2.9$$

med restriksjoner $\beta_1 = (1 - \alpha_1)$ og $\alpha_0 = 0$. Selv om en kunne brukt en GARCH estimator for å fange og visualisere samvariasjon vil det ikke gi noe til den videre analysen utover en MA eller EWMA modell.

En EWMA og GARCH estimator vil fange opp alle tidligere observasjoner. I denne analysen er jeg ute etter å undersøke og visualisere korrelasjoner innenfor avgrensede tidsrom. Jeg mener det i den konteksten er riktigst å anvende en *moving average* modell.

2.4 Estimering av lineære regresjonsmodeller

Den vanligste måten å estimere en lineær regresjonsmodell av typen jeg har definert tidligere, er gjennom minste kvadraters metode (Ordinary Least Squares). Dataprogrammet eller statistikeren finner den rette linjen gjennom observasjonene hvor summen av de kvadrerte avvikene fra linjen er minst. Vi ønsker å finne parameterne α og β som minimerer RSS (Residual Sum of Squares).

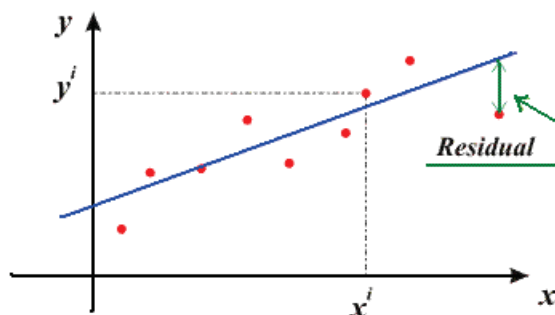
$$\hat{\varepsilon}_t = (Y_t^i - \hat{Y}_t) \quad 2.10$$

Hvor Y_t^i er observert verdi og \hat{Y}_t er verdi predikert av modellen.

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_t \quad 2.11$$

Det fremgår da at vi kan definere $\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2$ som

$$RSS = \sum_{t=1}^n (Y_t^i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} X_t)^2 \quad 2.12$$



Figur 2-1 Ordinary Least Squares

En rekke antakelser for det uobserverbare feilledet $\hat{\varepsilon}_t$ må være oppfylt for at OLS estimatene skal ha ønskelige statistiske egenskaper. Feilledet $\hat{\varepsilon}_t$ fanger opp det modellen ikke kan forklare. Systematikk i feilledet vil redusere regresjonsmodellens gyldighet. Bruddene i de anvendte tidsseriene og i lys av mine analyser vil stort sett være neglisjerbare og vil ikke bli viet særlig tid. Verdt å nevne er likevel at noen av seriene som kjøres mot Oslo Børs viser autokorrelasjon etter transformering. Dette gjelder spesielt for tank og dry bulk rater. Bruddene medfører at variansen til de estimerte koeffisientene blir høyere – autokorrelasjonen legger seg i feilledet. Inferens rundt estimatorene blir vanskeligere.

2.4.1 Multipl regressjon og multikollinearitet

I en multipl regressjon kjører vi en endringsvariabel Y mot flere forklaringsvariabler X . Vi tolker regresjonskoeffisienter i en multipl regressjon som endring i Y variabel for én enhet endring i X variabel gitt at de andre uavhengige variablene er konstante.

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad 2.13$$

Innbyrdes avhengighet mellom forklaringsvariablene vil ofte forekomme. Dette kalles multikollinearitet. For ulike finansielle tidsserier vil det vanligvis være en form for samvariasjon. Multikollinearitet er først og fremst et problem knyttet til manglende variasjon i datamaterialet. Når to forklaringsvariabler beveger seg i takt med hverandre kan det være vanskelig å isolere ut de to effektene. Variansen til estimatorene blir større og de blir da beregnet med mindre presisjon. Dette begrenser informasjonen vi kan lese ut i fra regresjonsanalysen (Berk 2003). Vi vil dermed kunne måtte gjøre en avveining mellom redusert forklaringsgrad i modellen eller redusert presisjon i estimatorene. Mine analyser søker hovedsaklig de isolerte sensitivitetene for hver variabel og dermed er én-faktor modeller mer hensiktsmessige ved at multikollinearitet aldri vil kunne være et problem. Multifaktormodeller vil dog kunne produsere andre interessante resultater relevant for denne utredningen. Jeg kommer til å estimere tofaktor modeller der jeg ser på hver enkel faktors evne til å forklare variabiliteten til Oslo Børs utover en markedsportefølje.

Noen heuristikker finnes for å vurdere om vi har et multikollinearitetsproblem i dataene. Høy innbyrdes korrelasjon for de uavhengige variablene vil ofte gi en høy R^2 , men få signifikante

betavverdier. Problemet løses noen ganger ved å legge multikollinære variabler sammen, i en ratio eller faktorisert sum. Ofte må en bare godta en redusert presisjon i estimatorene.

2.4.2 Hvor god er regresjonsmodellen?

En indikasjon på en god modell er et feilledd \mathcal{E} med lavt standardavvik. Dette innebærer at observasjonene ligger nærme den estimerte regresjonslinjen. Det kan vises at standardavviket er gitt ved

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=0}^n \varepsilon_i^2}{T-2}} \quad 2.14$$

Der $RSS = \sum_{i=0}^n \varepsilon_i^2$ representerer det modellen ikke kan forklare.

En regresjonsmodell blir ofte vurdert i forhold til dens forklaringsgrad. Det vil si, hvor mye av variasjonen til den avhengige variabelen kan forklares med de uavhengige variablene. I hvor stor grad vil Oslo Børs sin avkastning bli forklart av oljepris kontra tankrater? Det vanligste målet for forklaringsgrad er R^2 . Vi definerer R^2 som

$$R^2 = \frac{\text{Explained Sum of Squares}}{\text{Total Sum of Squares}} \quad 2.15$$

Og det betyr intuitivt at vi måler forklart variasjon / total variasjon. For ordenhetens skyld definerer jeg

$$\text{Explained Sum of Squares (ESS)} = \sum_{t=1}^n (\hat{Y}_t - \bar{Y})$$

$$\text{Total Sum of Squares} = \text{ESS} + \text{RSS}$$

R^2 sine begrensinger

- Det finnes ingen distribusjon og formell fremgangsmåte for å teste signifikante forskjeller i R^2 .
- Ved å inkludere flere uavhengige variabler vil R^2 gå opp. Det er dermed et dårlig mål for om inkludering av ytterligere variabler bedrer modellens prediksjonsevne.

For å avgjøre hvilke variabler som sammen gir beste fit til datamaterialet brukes også en justert R^2 . Grunnet R^2 sine begrensinger når en vurderer om en skal inkludere flere variabler, justeres denne med et ledd som reduserer målet ved inkludering av nye variabler og følgende reduksjon av frihetsgrader. Med k uavhengige variabler, defineres \bar{R}^2 justert

$$\bar{R}^2 = 1 - \left[\frac{T-1}{T-k} (1 - R^2) \right] \quad 2.16$$

2.4.3 Inferens

Vi kan gjøre en standard t-test for å vurdere signifikansen til regresjonskoeffisientene vi har funnet. Vi ønsker gjerne å teste nullhypotesen

$$H_0: \beta = 0 \quad \text{der} \quad H_A: \beta \text{ ulik } 0$$

$$\text{Testobservator } t = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{s(\hat{\beta})} \quad 2.17$$

Standardavviket fines ved

$$s(\hat{\beta}) = \frac{S(\varepsilon)}{\sqrt{\sum_{i=0}^n (X_i - \bar{X})^2}} \quad 2.18$$

Der $S(\varepsilon)$ er standardavviket til residualene (2.14).

Vi kjenner ikke det sanne standardavviket til populasjonen, men bruker et estimert standardavvik som erstatning. Dette fører til at estimatene følger en t-fordeling med $n-2$ frihetsgrader. Vi kan gjøre liknende test for å undersøke om to beta estimater er ulike.

I denne utredningen vil det være av sentral betydning å påvise om en korrelasjon har endret seg mellom to utvalgsperioder. Thöni (1977) presenterte en prosedyre for å gjøre nettopp slike tester.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 \quad H_A: \text{Korrelasjoner ulike}$$

Vi må gjøre antakelsen at observasjonene i begge utvalgsperiodene er (bivariat) normalfordelte. De to delsamplene må også være uavhengige. De to korrelasjonskoeffisientene transformeres etter en Fisher Z-transformering

$$\rho_1^{zf} = 0.5 \ln \left(\frac{1+\rho_1}{1-\rho_1} \right) \quad 2.19$$

Differansen

$$Z = \frac{\rho_1^{zf} - \rho_2^{zf}}{\sqrt{\frac{1}{n_1-3} + \frac{1}{n_2-3}}} \quad 2.20$$

er tilnærmet standard normalfordelt. Vi bruker z-verdier for å bestemme signifikansnivå. Denne testen er en approksimasjon som kun bør brukes på utvalg større enn 25. For daglige data som strekker seg over flere år vil ikke dette by på noen problemer.

F-test

For å teste hypotesen om at ingen av de uavhengige variablene våre har forklaringskraft i regresjonsmodellen bruker vi en F-test. En slik test er i bunn og grunn bare en kombinasjon av t-tester for alle forklaringsvariablene. Vi tester mot en alternativhypotese der minst en av

regresjonskoeffisientene er ulik 0. Grunnen til at vi vil ønske å bruke F-testen er at den begrenser sannsynligheten for å gjøre en type-1 feil: Å godta signifikante variabler når det ikke finnes en lineær sammenheng. En F-test av modellens validitet vil heller ikke være påvirket av multikollinearitet.

2.5 Stasjonaritet

Vi definerer en stasjonær tidsserie som en serie som har samme underliggende fordeling som samme serie lagget med k

$$(X_1, X_2, \dots, X_n) \sim (X_{1-k}, X_{2-k}, \dots, X_{n-k})$$

Fordelingen er tidsuavhengig.

I finansielle data vil en ofte finne systematiske brudd. Aksjeprisserier er ofte antatt å tilnærmet følge en random walk med drift prosess. En slik prosess er ikke-stasjonær i både forventning og varians. Begge vil endres om serien beveger seg opp eller ned. Transformering av seriene til avkastningsform vil gjøre dem tilfredsstillende stasjonære.

Om vi kjører en lineær regresjonsanalyse eller estimerer en korrelasjon på ikke-stasjonær data kan det redusere eller fjerne validiteten til inferens på estimatene. t – verdiene vil da ikke lenger følge en t – distribusjon, og på samme måte vil heller ikke z – verdiene følge en standard normaldistribusjon. Vi kan ikke kjøre hypotesetester, og dette ville i stor grad begrenset verdien vi kan dra ut av en studie av endring i samvariasjon over tid. En test om en endring er signifikant vil være vanskelig å stole på. En regresjon på ikke-stasjonære variabler blir ofte betegnet som spuriøs, og kan produsere en kunstig høy R^2 uten at variablene egentlig kan forklare endringsvariabelens variasjon (Enders 2010). I situasjoner der serier er kointegrerte vil en kunne unngå dette problemet. En bør også være observant på at regresjon av stasjonære serier fortsatt kan gi autokorrelasjon i residualene.

2.5.1 Transformerings

I tidsserier der vi finner ikke-stasjonaritet vil vi ønske å transformere den på en måte som gjør serien stasjonær. Hvordan vi kan oppnå dette avhenger av egenskapene til serien. Er den differensstasjonær eller trendstasjonær?

Stokastisk trend

Når hvert tilfældige sjokk på serien har en permanent effekt og dermed vedvarer inn i neste realisering av serien betrakter vi en stokastisk trend. Autokorrelasjon er 1. For å gjøre en serie med stokastisk trend stasjonær må vi differensiere – og omtaler den gjerne som differensstasjonær. Vi omdanner serien til endringsform, og taper en observasjon. For en modell med d enhetsrøtter, vil d -ordens differensiering gjøre den stasjonær. En prosess med enhetsrot kan dog også ha en deterministisk trend, slik som en random walk med drift.

En random walk prosess

$$\gamma_t = \rho\gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.21$$

med enhetsrot $\rho = 1$ blir stasjonær når vi differensierer.

$$\Delta\gamma_t = \gamma_t - \gamma_{t-1} = \varepsilon_t \quad 2.22$$

Vi kan finne $E[\Delta\gamma_t] = \varepsilon_t$, og $var(\gamma_t) = \sigma^2$.

Det kan vises at den empiriske autokorrelasjonsfunksjonen for en random walk vil avta noe over tid. Dermed er et ACF plot utilstrekkelig for å skille en enhetsrot og en nær enhetsrot prosess. Dickey Fuller tester kan formelt avdekke om seriene har en enhetsrot, og dermed bør differensieres. DF-tester vil dog også kunne ha problemer med å skille nær enhetsrot fra enhetsrot.

For å teste om det finnes en enhetsrot må vi spesifisere om vi ønsker å teste med tilstedeværelsen av et drift ledd (2), og eventuelt en deterministisk trend (3) i prosessen (Enders 2010).

(1) Test for enhetsrot

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.23$$

(2) Test for enhetsrot med drift

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.24$$

(3) Test for enhetsrot med drift og deterministisk trend

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.25$$

Dickey-Fuller tester om autokorrelasjonsparameter ρ er 1 ved $H_0: \delta=0$ (hvor $\delta = \rho - 1$), mot alternativhypotesen om at prosessen er stasjonær ($H_A: \rho < 1$). I den grad $\rho < 1$ vil et sjokk avta over tid og gå mot 0. Ubetinget varians og forventning endres ikke. En feilspesifisert modell vil redusere kraften til testen, og er mer utsatt for å produsere feil konklusjoner. Hvilken av de tre modellspesifikasjonene jeg bør anvende avhenger av den underliggende prosessen til variablene. For aksjeserier vil en oftest anta at de følger (2). Med råvarer er spørsmålet betydelig mer komplisert. I akademia og i praksis er spørsmålet om råvarer har en risikopremie mye diskutert (se for eksempel Williams 1989). I den grad vi kan anta det ikke finnes en risikopremie vil (1) være det beste modellvalget. Jeg vil måtte vurdere hver faktor opp mot økonomisk teori, tidligere funn og resultater av mine tester.

I Dickey Fuller testene ønsker vi utelukkende å teste autokorrelasjonskoeffisient mellom Y_t og Y_{t-1} . Vi fjerner da korrelasjon med variabler lagget med $k > 1$. En kan gjøre dette ved å legge til ledd som vist under, der k er den høyeste lagget variabelen som er signifikant.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^k \alpha_k \Delta Y_{t-i} \quad 2.26$$

Deterministisk trend

Trender som er konstante, positiv eller negativ, og uavhengig over tidsseriens lengde, kalles deterministiske. Et eksempel på en modell med en slik trend

$$\gamma_t = \beta t + \varepsilon_t \quad 2.27$$

For å gjøre en serie med en deterministisk trend stasjonær fjerner vi trenden, eller detrender. Prosessen 2.27 gjøres stasjonær ved å trekke fra βt .

Visuell betraktning av en tidsserie kan fort lede en til å blande en deterministisk trend med en random walk med drift. Om vi differensierer en serie og finner en sterk negativ første ACF tyder det på at vi har å gjøre med en trendstasjonær og ikke differensstasjonær serie.

3. Stasjonaritetstester

I følgende del vil jeg vise hvordan variablene er testet for stasjonaritet og hvordan jeg har gått frem for å transformere dem.

Finansielle serier er som nevnt ofte ikke-stasjonær på nivå form, men stasjonær ved å ta logaritmen og differensiere. Jeg vil gjøre transformeringene og teste variablene til jeg med sikkerhet kan forkaste hypotesen om enhetsrøtter. For råvarer vil jeg måtte utføre noen utvidede tester og gjøre noen modellvalg på bakgrunn av økonomisk teori.

Jeg velger å vise en grundigere gjennomgang av testene for Oslo Børs, mens en noe mer utførlig test av oljeprisen ligger i Appendiks F, for deretter å gi en kort oppsummering av de andre variablene. Alle resultater av ACF plottene og Dickey-Fuller testene finnes i appendiks A.

3.1 Oslo Børs

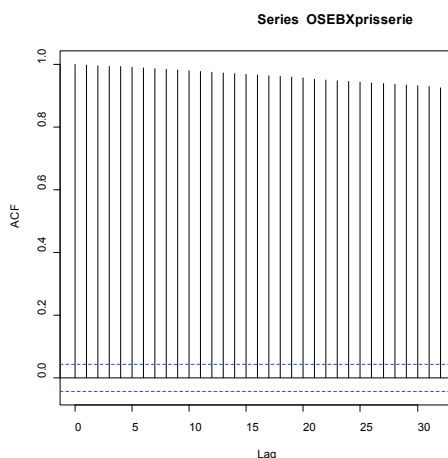
Ved å betrakte et tidsplot av OSEBX kan vi se tendenser til en positiv trend eller drift over tid.



Figur 3-1

Tidsplot OSEBX 2003-2010

Om vi betrakter ACF plottet vil vi se klare tendenser til ikke-stasjonaritet. En ACF nær 1 som faller svakt over tid indikerer en enhetsrot. Vi ser at autokorrelasjonene ligger langt utenfor 5% signifikansgrensene.



Figur 3-2 ACF OSEBX Prisserie

Vi tar ofte utgangspunkt i at aksjeprisserier passer godt i rammene av en random walk med drift prosess. En formell test av serien gjennom en Dickey-Fuller (DF) test avslører at det finnes en enhetsrot. Resultatene viser en test-statistikk verdi på -1.51 med en kritisk verdi på -4,59. På et 5% signifikansnivå kan vi ikke forkaste H_0 om at autokorrelasjonsparameter $\rho=1$.

Tilsvarende stasjonaritetstester er gjort for alle variablene. Resultatene tilsvarer det som ble vist for OSEBX. Hypotesen om en enhetsrot er ikke forkastet for noen av variablene. Jeg må transformere variablene gjennom å ta første differens og logaritmen.

Kontinuerlig avkastning r^k der r er diskret avkastning

$$1 + r \approx e^{r^k}$$

$$Pris_t = P_t = X_t^{Nivå}$$

Jeg spesifiserer så hvordan prisserien utvikler seg

$$P_t = P_{t-1} e^{\mu + \varepsilon_t} \quad 4.1$$

Der ε_t er et støyledd med forventning 0 og varians σ^2 . Tar så logaritmen av 4.1.

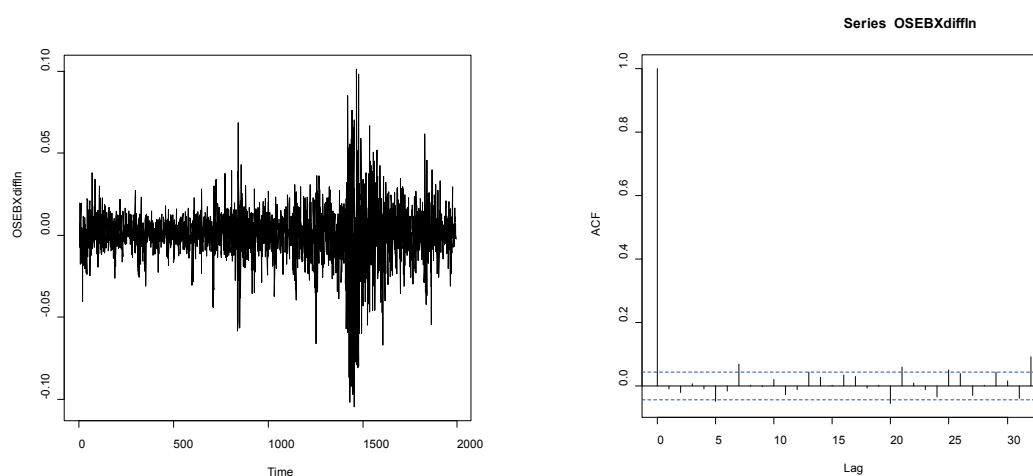
$$\ln P_t = \ln P_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad 4.2$$

Vi identifiserer i 4.2 en random walk med drift. Slike prosesser gjøres stasjonære ved å differensieres.

$$X_t = \ln \left(\frac{X_t^{Nivå}}{X_{t-1}^{Nivå}} \right) \quad 4.3$$

Finansielle serier er ofte antatt å være tilnærmet lognormal fordelte. Log-transformering av seriene vil også mitigere den negative statistiske påvirkningen av avvikende observasjoner – eller "... outliers or faulty observations." (S. Benninga 2008). De transformerte seriene må så testes for stasjonaritet gjennom tilsvarende prosedyrer som for prisseriene. Man godtar ofte finansielle avkastningsserier som stasjonære. Min videre testing av alle variablene vil også vise at det ikke er grunn til å reagere på det.

Jeg betrakter fortsatt OSEBX, men denne gangen tidsplot og ACF plot for den transformerte serien. Vi vil kunne se en større grad av stasjonaritet. Avkastningene over tid virker å ligge spredt rundt et snitt på omlag 0. Autokorrelasjonene ser ut til å være ikke-signifikante, som signaliserer hvit støy. Vi ser dog klare tendenser til heteroscedastisitet, men dette vil ha mindre påvirkning for de samvariasjonsanalysene jeg skal gjennomføre.



Figur 3-3 Tidsplo og ACF plot for OSEBX transformert

Jeg spesifiserer Dickey Fuller testen etter en random walk med drift modell. Fra 2.24 har vi

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Neste steg er å finne riktig antall lags å inkludere i testen. Ved forrige test fant algoritmen automatisk det optimale antall lags ved utvalgsriteriene AIC/BIC. For å gjøre det manuelt vil jeg måtte først prøve – la oss si - 15 lags, for så å redusere antallet til siste lag er signifikant. Resultatene av denne metoden viser at jeg må ned til 6 lags for at siste lag skal være signifikant på 5% nivå. Det indikerer at 6 er riktig antall lags å inkludere for at testen skal kunne isolere og kun teste autokorrelasjonskoeffisienten mellom Y_t og Y_{t-1} .

Med en DF-verdi på -16,68 kan vi trygt forkaste hypotesen om en enhetsrot. Oppgitt kritisk verdi på 5% signifikansenivå er -4,59. Vi kan formelt godta serien som stasjonær.

DF tester for alle seriene finnes i appendiks A. Jeg viser en utvidet gjennomgang av oljeprisserien for å illustrere testene som er gjort på råvarene. Alle seriene er som ventet stasjonære etter transformering. ACF plottene avslører dog at tank og dry bulk indeksene fortsatt har betydelig autokorrelasjon etter transformering.

4. Variablene

Jeg vil presentere de ulike variablene som jeg vil anvende i analysen og prøve å belyse viktigheten av dem for det norske aksjemarkedet og gjøre eventuelle hypoteser det vil være nærliggende å se nærmere på. Den teoretiske diskusjonen vil prøve å dra inn tidligere studier, samt mine egne og videre aksepterte oppfattelser hvor dette er relevant i rammen av denne utredningen.

Verdensøkonomien har blitt mer og mer integrert. Dette vil naturligvis gi seg utslag i hvordan investorer priser aktiva og samvariasjonen dem imellom. Når den samme investoren kan plassere pengene sine i flere markeder, vil også disse markedene være påvirket av det som driver investorens valg. En av hovedmotivasjonene mine til å gjøre denne analysen var å se på hvordan verdens finansmarkeder konvergente under finanskrisen. Denne plutselige økningen i samvariasjon kalles ofte en korrelasjonskollaps. Gamle korrelasjonssammenhenger datt ut av vinduet, og korrelasjoner gikk mot 1.

Dataseriene er bredt tilgjengelig og er hentet fra Thomson Reuters Datastream. Datalengden strekker seg fra 1.1.2003 til 31.12.2010. De daglige dataene er tilpasset Oslo Børs hva angår helligdager og eventuelle manglende observasjoner.

4.1 Aksjeindekser

Det kan være nyttig å betrakte grunnen til at utenlandske aksjemarkeder påvirker Oslo Børs fra to sider, tatt fra Pericoli og Sbracia (2001)

- Finanssektor: Endring i porteføljestrategier for investorer og institusjoner
- Handel: Direkte realøkonomisk samhandling

Shapiro (2006) nevner i tillegg teknologiske overføringer og understreker viktigheten av FDI.

Under finanskrisen observert vi kapitalstrømmer ut av Oslo Børs med enorme kursutslag til følge som mange mente var i uttakt med den fundamentale utviklingen for Norge og norske selskaper. Grunnen ligger i det internasjonale finansmarkedet. Amerikanske, og andre utenlandske investorer, så seg nødt til å selge under det som ble kalt en *liquidity og deleveraging spiral*. (Utenlandske investorer holder ved utgangen av 2010 ca 33 % av Oslo Børs, ned fra 41% før Lehman (Oslo VPS)). Relativt mer risikable investeringer som norske verdipapirer virket å ha vært spesielt utsatt for dette og så generelt et større fall. Vi vil som følge av dette forvente å finne en økt korrelasjon mellom OSEBX og internasjonale aksjemarkeder under finanskrisen.

Ut fra Statistisk Sentralbyrås import- og eksportstatistikk for 2009 kan vi finne approksimerte tall på den direkte realøkonomiske påvirkningen fra andre land. Shapiro (2006) mener at handel er den sterkeste realøkonomiske kanalen for internasjonal påvirkning. Der kan vi lese at de nærliggende europeiske landene er våre største handelspartnere. Eksport er høyest til Storbritannia (24%), Nederland (11,5 %) og Tyskland (13%), mens eksport til USA utgjør rundt 5%. På importsiden er Sverige og Tyskland våre to klart største handelspartnere med en andel på til sammen over en fjerdedel av vår samlede import.

Hvis vi korrigerer bort eksport av skip, olje, gass og oljerelaterte konstruksjoner (tall for 2010) er USA (9,6%) den nest største kjøper av norske varer etter Sverige (10,7%). Likevel, USA kan ikke regnes som den største direkte realøkonomiske påvirkningen til Norge. Den indirekte effekten ved at USA påvirker nært sagt alle økonomier vi har økonomisk samhandling med er dog betydelig.

Vi hører til stadighet i finanspressen om at utviklingen i den og den indeksen dro med seg Oslo Børs. Samvariasjonsanalysene mine vil ikke kunne avdekke et slikt kausalt forhold, men kanskje vil endringen i denne samvariasjonen gjennom finanskrisen avsløre noe om den underliggende kausaliteten. Analysen vil avdekke hvilke markeder som Oslo Børs samvarierer mest med. Selv om en i utgangspunktet ville tro det amerikanske markedet har størst påvirkning på Oslo Børs vil vi nok fortsatt finne en større samvariasjon med likere og mer nærliggende markeder rundt vår tidssone. Analyser av daglige data fra ulike tidssoner gjør at estimatorene $X_{i,T}X_{j,T}$ ikke alltid vil fange opp hele sammenhengen mellom X_i og X_j .

Standard & Poor's 500

S&P 500 er en bred amerikansk indeks som dekker de 500 største børsnoterte selskapene i USA. Som den største økonomien i verden har den amerikanske stor påvirkning på andre land og markeder. Kommentatorer og analytikere fremhever til stadighet den noe hjelpeløse posisjonen til Oslo Børs i forhold til større markeder. Peter Warren² mener at Oslo Børs i praksis blir prisa som et volatilt derivat av det amerikanske aksjemarkedet. Det er en utbredt oppfatning at den kausale påvirkningen mellom de to aksjemarkedene er stor. USA som stor økonomi og stor investor påvirker Oslo Børs. Kan studien min påvise eller finne antydninger til at det amerikanske markedet styrte skuta under finanskrisen, som at samvariasjonen til S&P 500 steg mer enn til andre indekser?

DAX

Den tyske aksjeindeksen DAX består av de 30 største børsnoterte selskapene notert på Frankfurtbørsen. Norge har tradisjonelt sett hatt store handelsforbindelser med Tyskland.

FTSE 100

Den mest kvoterte indeksen for det britiske aksjemarkedet, FTSE 100, består av de 100 mest verdifulle britiske børsnoterte selskapene.

NIKKEI225

Japan er per BNP (2010) den tredje største økonomien i verden. NIKKEI225 tracker de 225 største selskapene notert på Tokyo børsen.

MSCI Emerging Markets Index

Som proxy for aksjemarkedene i de fremvoksende økonomiene vil jeg bruke den mest kvoterte og anvendte indeksen. Morgan Stanleys indeks inneholder 21 nasjonale aksjeindekser og er vektet etter markeds kapitalisering.

Forholdet mellom det norske aksjemarkedet og dem fremvoksende økonomier er av noen hevdet å ha endret seg de senere årene. Som råvareeksportør er Norge sensitiv overfor spesielt Kina som har økt sin etterspørsel etter innsatsfaktorer. Analytikere har hevdet at de fremvoksende økonomienes vekst gjennom finanskrisen har hindret en større resesjon i vesten. Kan vi observere en økt

korrelasjon med Oslo Børs ut av krisen, en økt betydning av utviklingen i de fremvoksende økonomiene for norske selskaper?

OMXCPI og OMXSPI

Jeg vil studere hovedindeksene i København (OMXCPI) og Stockholm (OMXSPI) i den deskriptive analysen av Oslo Børs. Alle de tre børsene er å regne som mindre, perifere markeder. I min analyse vil jeg se etter tegn på om markedsvolatiliteten og frykten som fulgte finanskrisen påvirket de skandinaviske markedene ulikt seg imellom eller i forhold til andre regioner. Ser vi en relativt stor konvergens for de skandinaviske markedene under finanskrisen, at internasjonale investorer drar de tre markedene under en kam?

4.2 Råvarer og metaller

Brent

Valget av prisserie for olje falt på Brent Crude. Serien gir en bedre proxy for prisen på olje utvinnet på norsk sokkel og Brent er i forhold til WTI bredere tilgjengelig som finansiell investering.

Av de 25 største selskapene på Oslo Børs (OBX) er 13 tilknyttet oljebransjen gjennom letevirksomhet, utvinning eller service. En positiv korrelasjon mellom oljeprisen og Oslo Børs virker åpenbart å måtte være tilstede. Under finanskrisen vil jeg tro vi ser en økt tendens til at alle risikable aktiva beveger seg sammen – aksjer så vel som råvarer. Ut av krisen har det vært mye diskusjon rundt hvilken rolle oljeprisen spiller i gjennopphentningen

- Noen har pekt på at økt oljepris vil kjøle ned aktiviteten i oljeimporterende land, og kunne bidra til en lite fordelaktig situasjon med høyere inflasjon og stagnerende økonomisk vekst – såkalt stagflasjon (IEA 2004). Dette vil skape en negativ samvariasjon med aksjemarkedene.
- Større etterspørsel og økt aktivitet i verdensøkonomien bør i seg selv øke etterspørsel og pris til en innsatsfaktor som olje. Dette taler for en positiv samvariasjon.

Isolert sett vil oljeprisen ha en motsatt effekt på nettoeksporterende og nettoimporterende land. Totaleffekten vil avhenge av den relative størrelsen på oljesektoren og på eventuell samvariasjon mellom etterspørsel etter olje og aktivitet i verdensøkonomien. I tillegg er det greit å understreke at i hvilken grad oljeprisen er bestemt ut fra spekulasjon i forhold til fundamentale forhold er et omstridt tema, økonomisk og politisk, som ligger utenfor denne utredningens ambisjoner.

Min analyse vil se på hvordan finanskrisen endret forholdet mellom Oslo Børs og oljeprisen. Gjerde og Sættem (1999) studerte realøkonomiske variabelers påvirkning på det norske aksjemarkedet og avdekket en signifikant positiv effekt fra oljeprisen. Flere studier, blant annet Jones og Kaul (1996), fant en signifikant negativ innvirkning av oljeprisen på det amerikanske aksjemarkedet. Chen et al (1986) stilte dog spørsmål til om den isolerte effekten av oljepris kan være signifikant. I sin masterutredning fra 2009 fant Gabrielsen og Holtet at oljeprisen ledet det norske aksjemarkedet med en dag. Dette kan dog skyldes at WTI – som ble brukt i analysen deres – handles etter stengt tid i Oslo og vil dermed påvirke neste dags åpning.

Ved å korrigere bort tilbudssjokk i oljeprisen kan vi få en serie som er mer beskrivende for investorers atferd. I perioden jeg analyserer vil ikke dette være av særlig betydning.

Naturgass

Jeg velger å bruke den daglige kvoterte prisen på naturgass fra Henry Hub på NYMEX (New York Mercantile Exchange). Historisk har naturgassprisen fulgt oljeprisen rimelig nært (FED 2005). Etter finanskrisen har vi derimot sett en viss divergens. Oljeprisen har skutt i været mens naturgass har ligget rundt bunnivået som ble nådd under finanskrisens herjinger. Både redusert global etterspørsel og økt tilbud har skylden (se '*Expansion of LNG threatens gas glut*'). Ut fra dette vil det være nærliggende å anta at Oslo Børs har redusert sin korrelasjon mot Naturgass om vi ser stigning i korrelasjon mot oljeprisen.

Industrielle metaller: aluminium og kobber

Aluminium og kobber er sentrale innsatsfaktorer i mye industri og er dermed svært konjunkturavhengig. Norge er netto eksportør av aluminium og netto importør av kobber (SSB import og eksportstatistikk 2009). Prisserier er basert på London Metal Exchange (LME) sine priskvoteringer.

Edelmetall: Gull

Metallet har blitt ansett som verdisymbol opp gjennom historien og spilt en sentral del i valutaregimer over de siste to hundre år. Handel i gull som spekulasjon eller sikring er blitt mer og mer utbredt. Gull har tradisjonelt sett hatt en lav korrelasjon med andre aktiva. Dette har gjort metallet til et yndet sikringsobjekt. Det blir ofte hevdet at grunnen til dette er en utbredt tro på at gull har en iboende verdi utover monetære valutaer. Finner vi noen signaler på gull sin funksjon som sikringsobjekt ved å studere korrelasjonen mot Oslo Børs gjennom finanskrisen?

4.3 Jordbruksvarer

Norge er netto importør av mais, hvete og sukker. Dette er varer som er svært sensitive overfor vær og politiske beslutninger. Jordsbruksartikler er generelt sett på som lite konjunkturavhengige. Dette henger sammen med at de er lite inntektselastiske. Vi konsumerer i stor grad samme mengde uavhengig av endring i inntekt. Da seriene er såpass tilbudsstyrt vil jeg ikke vente å se særlig korrelasjon mot Oslo Børs. Forandret sjokket etter Lehman Brothers noe på dette?

For Mais brukes serien Corn US NO.2 Yellow, for hvete Wheat US No.2 Red, og for sukker Raw Sugar ISA. Alle seriene er priser kvotert i USA i USD.

4.4 Obligasjonsindekser

Oslo Børs sin sensitivitet overfor kredittmarkedet vil bli målt ved Barclays Global Aggregate Corporate (BGAC). Denne indeksen inneholder et bredt spekter av *investment grade* obligasjoner fra den vestlige verden utenom USA. Indeksen er derfor svært generell av natur. Analysen vil gi et bilde av korrelasjon og sensitivitet overfor lånekostnaden til relativt solide selskaper.

Barclays G7 (BG7) brukes som indeks for statsobligasjoner. Denne indeksen inneholder statspapirer fra G7 landene med forskjellig tid til forfall. Da G7 landene er ansett som svært solide lånetakere, vil seriene gi en god proxy for det generelle rentenivået. Om statsobligasjoner ble sett på som sikre investeringer burde vi kunne se en negativ utvikling i samvariasjonen med aksjer.

4.5 VIX

Chicago Board Options Exchange sin populære volatilitetsindeks (VIX) måler den implisitte forventede bevegelsen i S&P 500 over den neste 30 dagers perioden. VIX indeksen oppgir et annualisert standardavvik, det vil si

$$VIX_t = E[\sigma_{30d,t}]\sqrt{12}$$

Der $E[\sigma_{30d,t}]$ er forventet standardavvik for de neste 30 dager på tidspunkt t . Forventningen er basert på den implisitte volatilitet som er priset inn i out of the money opsjoner på S&P 500. Modellrammeverket for opsjonsprisene er en modifisert Black & Scholes opsjonsprisindeksformel. Generelt vil en VIX på over 30 prosentpoeng tilsa uvanlig høy volatilitet, mens om den viser under 20 vil vi ofte tolke markedsforventningene til volatiliteten som lav.

Indeksen er ofte referert til som en fryktindikator, men måler forventede svingninger både på oppsiden og nedside. Hans Wagner¹ poengterte at over lengre historiske perioder finner vi en sterk sammenheng mellom volatilitet og avkastning i aksjemarkedet. Volatilitet tendere til å være lav når aksjemarkedet stiger. Finansmarkedene har en tendens til å vise lange rolige oppganger fulgt av bratte og voldsomme korreksjoner. Dette samsvarer med perioden før og i starten på finanskrisen. I 2009 observerer vi en periode med relativ høy volatilitet og høy avkastning.

Når jeg studerer hvordan det norske aksjemarkedets sensitivitet og korrelasjon med VIX har endret seg gjennom finanskrisen vil det være sentralt å kartlegge om volatilitetens påvirkning vedvarer over lengre perioder. Longini og Solnik (1995) med støtte i Bertero og Mayer (1990) kommenterte hvordan korrelasjoner mellom aksjemarkeder var unormale i flere år etter den voldsomme volatiliteten som traff finansielle markeder i 1987.

4.6 Tørrlast og tank

Studien vil anvende Baltic Exchange sine indekser for dagrater bulk (Baltic Dry Index) og tank (Baltic Clean Tanker Index). Oslo Børs har listet noen av de største tank- og bulkrederiene i verden. Dette bør tilsa en viss sammenheng mellom variablene. Men det er også en bred oppfattelse om at shippingrater er svært tilbudsstyrt.

4.7 Valutakursen

Samvariasjonen valutakursen har med det norske aksjemarkedet bør avdekke i noen grad hvor viktig eksport er for den norske økonomien. For en liten, åpen økonomi som den norske vil utenlandske kapitalstrømmer kunne skape store fluktuasjoner i valutakursen – ofte i korte tidsrom (Victor Norman 1993)

- Kapitalstrømmer fra utenlandske investorer eller importører er relativt store i en liten økonomi som er avhengig av omverden.
- Realrenter ofte høyere i råvarefokusede økonomier.

En høyere realrente vil lokke utenlandske investorer til å plassere kapital i en valuta. Spekulanter utnytter ofte renteforskjeller. Carry Trade går ut på å simultant låne i en lavrente valuta og plassere i

en høyrente valuta. Så lenge endring i valutakursen ikke slår tilbake på deg, kan du høste renteforskjellen i fortjeneste. At en valuta er et yndet spekulasjonsobjekt gjør den sårbar for markedsentiment.

Valutakursen vil påvirke selskapene på Oslo Børs gjennom

- Eksportavhengige bedrifter. Tjener på en svakere krone.
- Importavhengige bedrifter. Innsatsfaktorer blir dyrere av en svakere krone.

Siden Norge har en positiv handelsbalanse på rundt 300mrd kroner (Utenriksregnskapet, SSB), vil jeg anta at det norske aksjemarkedet vil være negativt korrelert med valutakursen. En svekkelse av kronekursen bør gi en positiv effekt på aksjemarkedet.

NOK/USD

Gjerde og Sættem (1999) fant i sin studie at valutakursen mot USD ikke har en signifikant forklaringseffekt på det norske aksjemarkedet. En signifikant isolert samvariasjon kan likevel være tilstede. Finanskrisen kan også ha skapt en endring i forholdet mellom denne valutakursen og aksjemarkedet.

NOK/EUR

Største delen av norsk eksport skjer til europeiske land. Av disse er eurolandene en betydelig handelspartner. I og med at Norge er nettoeksportør også til eurolandene, vil jeg regne med at jeg finner en negativ korrelasjon mellom NOK og euro.

NOK/SEK

Jeg tar med valutakursen mot den svenske kronen for å se etter signaler på at finanskrisen brakte med seg en generell konvergens av verdipapirer i små, perifere markeder. Den danske kronen er festet til euro og vil i så måte ikke gi noe til analysen.

Oversikt over notasjoner som anvendes i den videre analysen finnes i Appendiks E.

5. Analyse

Jeg vil presentere resultatene av analysene gjennom tabellutskrift og visualiseringer av de glidende estimatorene. Figurer vil på en lett forståelig måte vise dynamikken som oppstod mellom Oslo Børs og eksterne variabler gjennom finanskrisen. I den grad jeg observerer en endring eller en interessant utvikling vil jeg prøve å bryte den ned og forklare eller reise hypoteser for hvorfor.

Analysen vil ta for seg hver variabel der det er passende, og grupper av variabler når det er mest relevant.

Når startet krisen

Hva sier makroøkonomene, hva sier markedet og hva sier korrelasjonene?

Det er en viss uenighet blant økonomer om når den realøkonomiske krisen startet. Det amerikanske boligmarkedet toppet i 2006 og de første CDOene (Collateral Debt Obligation) stoppet sine utbetalinger tidlig i 2007 (Jacobsson og Nordenström 2009). Etter offisielle standarder startet resesjonen i USA desember 2007 (Kliesen 2009), og i eurosonen i starten av 2008. Slike data bruker lang tid før de er klare og vi ser liten eller ingen effekt av dette i aksjemarkedene. De første skjærene kom ikke før Bear Stearns trøblet 17. mars 2008.

Ulike forskere har brukt ulike metoder for å finne start og sluttpunkter for kriser og finansiell smitte. Studier som Corsetti et al (2001,2005) har vært fokusert på nettopp å utvikle rammeverk for å avdekke slike strukturelle bruddpunkter. Gjennomgående søker slike metoder etter tidspunkt i dataene hvor visse statistiske egenskaper skiller seg signifikant fra tidligere periode.

Oslo Børs nådde sin foreløpige topp i mai 2008 og oljeprisen toppet den 11. juli, men det var markedsfallet som følget Lehman Brothers konkurs 14. september de fleste anser som starten på krasjet som følget finanskrisen. Etter Lehman Brothers gikk overende stupte nært sagt alle vestlige omsettelige aktiva. Det fantes ingen sikker havn. Denne korrelasjonskollapsen venter jeg klart å kunne identifisere i analysen, og vil være en klar indikator for når markedet tidfester starten på finanskrisen. Siden jeg konsentrerer meg om omsettelige aktiva som variabler, vil dette skillet være et naturlig utgangspunkt for å dele inn underperiodene.

Det finnes ingen konsensus blant analytikere om når finanskrisens herjinger i markedet tok slutt. En del av analysen min vil prøve å se om det kan identifiseres et tidspunkt der korrelasjoner og faktorsammenhenger ser ut til å returnere til en normal. Jeg vil sammenligne mine funn med de av Longini og Solnik (1995) og Bertero og Mayer (1990) som har sett på eller refererer resultater fra krisen i 1987.

Utskrift av korrelasjoner og tester

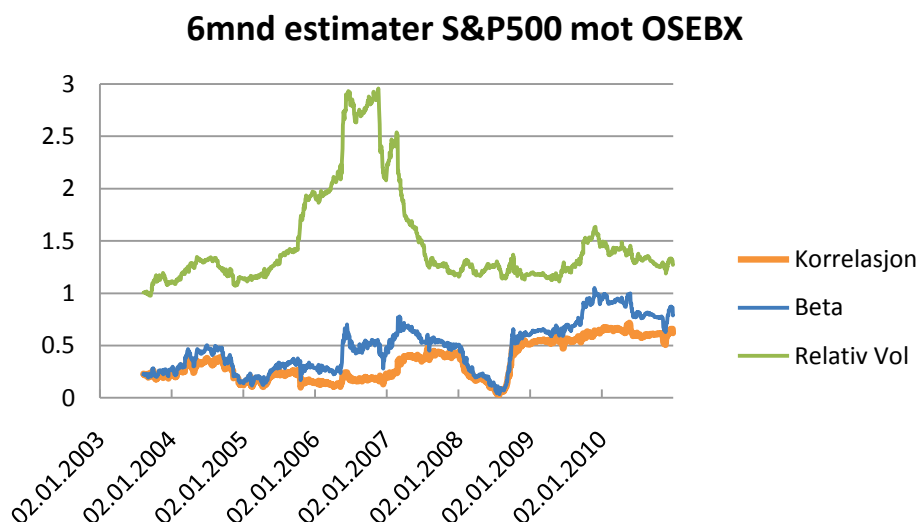
	Korrelasjoner					
	6mnd før Lehman	6mnd etter Lehman	z	2003 til Lehman	Lehman til 2010	z
S&P500	0.151	0.549	3.57	0.229	0.567	8.17
FTSE100	0.547	0.865	5.35	0.588	0.829	10.17
OMXSPI	0.570	0.859	4.93	0.642	0.824	8.14
DAX	0.429	0.809	5.09	0.508	0.799	10.69
Emerg. Mark	0.325	0.543	2.08	0.354	0.562	5.25
NIKKEI225	0.342	0.472	1.20	0.332	0.386	1.22
OMXCPI CO	0.628	0.827	3.37	0.643	0.778	5.51
BGAC	-0.104	-0.184	0.65	-0.168	-0.177	0.20
BG7	-0.301	-0.446	1.34	-0.273	-0.400	2.87
Brent	0.238	0.614	-3.76	0.197	0.622	10.52
Gull	0.146	0.040	0.85	0.174	0.119	1.12
Aluminium	0.298	0.467	-1.58	0.240	0.438	-4.47
Kobber	0.308	0.585	-2.80	0.294	0.583	-7.24
Naturgass	0.311	0.217	0.81	0.050	0.143	-1.86
VIX	-0.070	-0.610	4.90	-0.185	-0.522	7.80
NOK/USD	-0.187	-0.521	3.08	-0.062	-0.523	10.33
NOK/EURO	-0.176	-0.227	0.42	-0.127	-0.285	3.31
NOK/SEK	-0.137	-0.001	-1.09	-0.035	-0.018	-0.35
NOK/DKK	-0.157	-0.253	0.80	-0.126	-0.305	3.74
Hvete	0.009	0.370	3.01	0.020	0.299	5.72
Sukker	-0.047	-0.211	-1.33	-0.005	-0.131	-2.50
Mais	0.206	0.513	2.84	0.091	0.362	5.72
Tank	0.115	-0.155	2.16	0.010	-0.034	-0.88
BDI	0.193	0.065	1.04	0.042	0.054	0.25

Figur 5-1 Tabellutskrift korrelasjoner mot OSEBX, før og etter Lehman

Liknende tabell for betaer finnes i appendiks D.

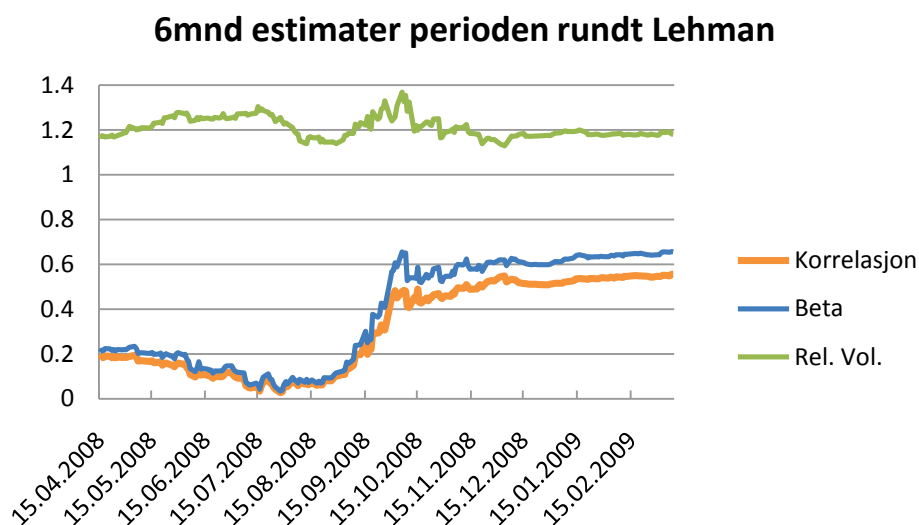
5.1 Det amerikanske aksjemarkedet

Hvordan utviklet forholdet seg mellom det norske aksjemarkedet ved OSEBX og det amerikanske ved S&P500 gjennom finanskrisen? Flere analytikere og akademikere har hevdet påvirkningen fra det amerikanske markedet er stor, og var det i særlig stor grad under finanskrisen.



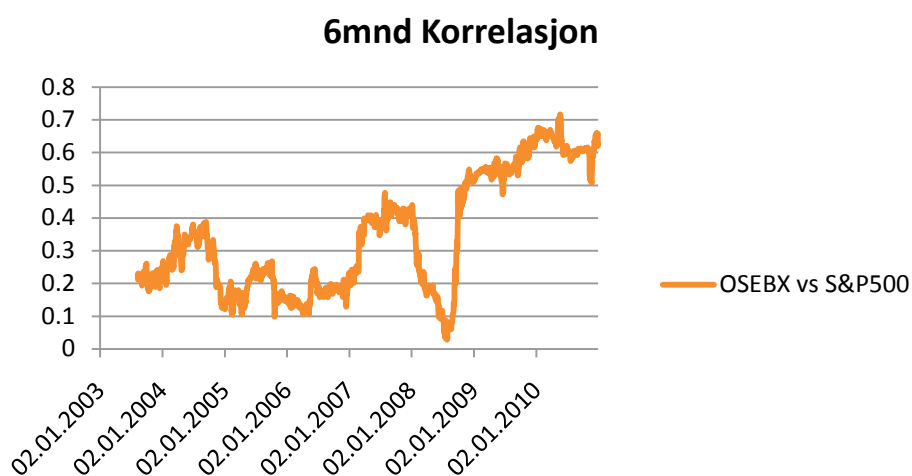
Figur 5-2 6mnd Korrelasjon, Beta og Rel. Vol. OSEBX og S&P500, 03-10

- Korrelasjon volatil gjennom 2008. Finanskrisen startet en klar konvergens mellom markedene. Ser få signaler på en normalisering.
- OSEBX mer volatil enn S&P500. Relativ volatilitet endret seg ikke nevneverdig før ett år etter finanskrisen startet.
- Én prosents endring i S&P500 sammenfalt med mellom 0,6 og 1 prosents endring i OSEBX gjennom finanskrisen. Dette er noe over normal.



Figur 5-3 6mnd Korrelasjon, Beta og Rel. Vol. OSEBX og S&P500, 08-09

Etter Lehman Brothers sin konkurs steg korrelasjonen mellom det norske og amerikanske aksjemarkedet til et nivå som samsvarer med de funnene Longini og Solnik (2005) har gjort mellom andre aksjemarkeder for tidligere perioder. Korrelasjonen legger seg på et nivå med det som ble funnet mellom europeiske aksjemarkeder og det amerikanske i perioder med høy volatilitet. Jeg finner i likhet med dem en klar økning når volatiliteten i markedet er høyere. Oslo Børs sin samvariasjon overfor det amerikanske aksjemarkedet har ikke vist en tendens til normalisering etter å ha høynet kraftig etter Lehman.



Figur 5-4 6mnd Korrelasjon OSEBX og S&P500, 03-10

Vi ser en voldsom endring i korrelasjon mellom Oslo Børs og det amerikanske aksjemarkedet gjennom 2008: En divergens mellom markedene som dro korrelasjonen ned mot 0 før 15. september og en påfølgende rask konvergens. Stupet i korrelasjonen kan dels forklares med at den kraftige oljeprisøkningen i 08 dro indeksene i forskjellig retning (Diskutert kort under appendiks C). En annen grunn kan være at signalene for de økonomiske utsiktene for landene divergerte.

Videre vil jeg vise noe mer utførlig prosedyren for å teste en endring i korrelasjon. Her testes endring før og etter Lehman Borthers fall 2008 for korrelasjon mellom OSEBX og S&P500, etter metodikk foreslått av Thöni (1977). Jeg ønsker å teste nullhypotesen

$$H_0: \rho_f = \rho_e$$

der alternativhypotesen er en økning i korrelasjonen.

Testobservator er normalfordelt etter en Fisher z-transformasjon av korrelasjonene (2.19) under de forutsetninger diskutert tidligere. Fra 2.20 har vi

$$z = \frac{\rho_f^{zf} - \rho_e^{zf}}{\sqrt{\frac{1}{n_f-3} + \frac{1}{n_e-3}}}$$

Øvre kritisk grense ved 5% signifikansenivå for en en-sidet z-test er 1,64. Med en verdi på testobservatoren på

$$z = \frac{(0,62-0,30)}{\sqrt{\left(\frac{1}{551-3} + \frac{1}{1355-3}\right)}} = 6,24$$

kan vi forkaste H_0 . Endringen i korrelasjon før og etter Lehman Brothers falt er signifikant.

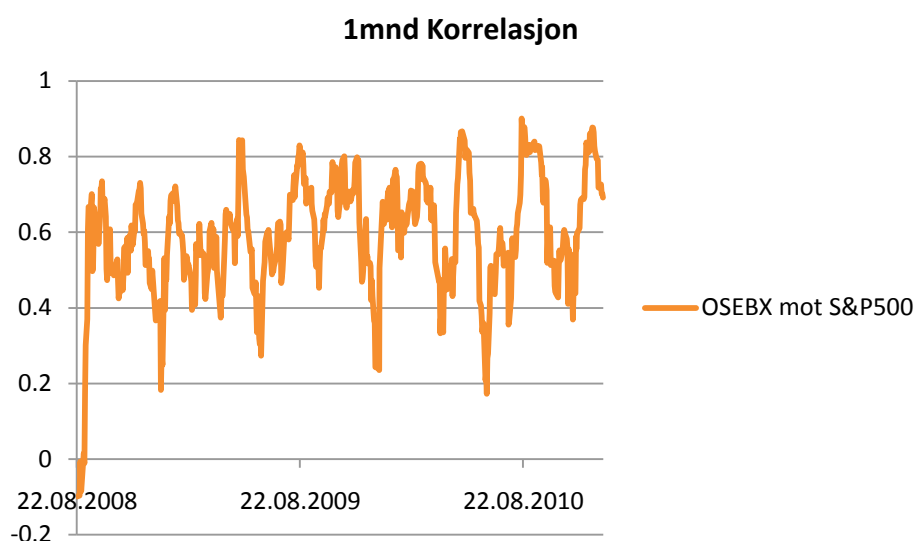
	Korrelasjon	z-transformert
Før Lehman	0.29	0.30
Etter Lehman	0.55	0.62

	Observasjoner
Før Lehman	1355
Etter Lehman	551

z-verdi	6.24
---------	-------------

Figur 5-5 Test av endring i korrelasjon OSEBX og S&P500

Vi tolker det som at den lineære samvariasjonen mellom Oslo Børs og S&P500 har signifikant endret seg som følge av finanskrisen. Ved å betrakte en 1 måneders glidende korrelasjon fra starten på finanskrisen kan vi ikke påstå at følgene av finanskrisen har avtatt ved utgangen av 2010. Serien ligger overraskende stabilt rundt 0,55.



Figur 5-6 1mnd korrelasjon OSEBX og S&P500, 08-10

At vi ikke har sett en normalisering av korrelasjonen etter at utsiktene for de fundamentale og strukturelle problemene i vestlige økonomier er betydelig bedret over denne perioden, er meget interessant. Om korrelasjonene gikk opp til dette nivået grunnet problemene som oppstod - kredittmessige og realøkonomiske – burde de vel også falle når disse problemene avtar? De underliggende økonomiske utsiktene for norske og amerikanske selskaper må også sies å ha divergert noe over denne perioden.

Denne observasjonen leder meg til påstanden om at korrelasjoner – og da hvordan investorer forholder seg til ulike aktiva - er dypt avhengige av sentiment, og kanskje ikke i like stor grad av fundamentale årsaker. De underliggende prosessene som styrer investorers atferd og prising av aktiva i finansmarkedene virker å være – eller å ha blitt – svært sentimentstyrt etter markedskrasjet. Vi vil se lignende resultater for majoriteten av variablene.

Mot en slik tolkning av den overraskende stabile og høye lineære samvariasjonen må det innvendes at korrelasjonen var av nesten tilsvarende størrelse gjennom 2007 som den har vært etter finanskrisens start. Økningen er statistisk signifikant, men det setter noe tvil til om sammenhengen mellom de to aksjemarkedene etter finanskrisen er av en usedvanlig art. 2007 var heller ikke preget av høy volatilitet og turbulens som vi så fra 2008. Noe av økningen i korrelasjon kan tillegges den økte volatiliteten fra slutten av 2008. Hvor mye dette vil kunne forklare er diskutabelt. Modeller (se Corsetti et al 2005) som måler dette er blitt svært kritisert (Kolb 2011). Den voldsomme reaksjonen oppover rett etter Lehmans fall leder meg likevel til å tolke den høye korrelasjonen som usedvanlig og et resultat av finansiell smitte.

Ut i fra faktorsensitiviteten $\beta_{(OSEBX,S\&P500)}$ de siste par årene vil en kunne inferere at en 1 prosent endring i S&P500 sammenfaller med i snitt 0,68 prosent endring i Oslo Børs. Sensitiviteten har nesten doblet seg fra perioden før finanskrisen og etter (0,38 til 0,68). I perioden 2003 til 2011 har 6 måneders beta ligget i intervallet [0,03:1,05]. Vi kan si at faktorsensitiviteten er svært endrende over tid. Dette vil vi også se er tilfelle for andre faktorer. I den grad vi ser på samvariasjonen som dels kausal, vil det bety at det amerikanske markedets innflytelse på det norske varierer over tid.

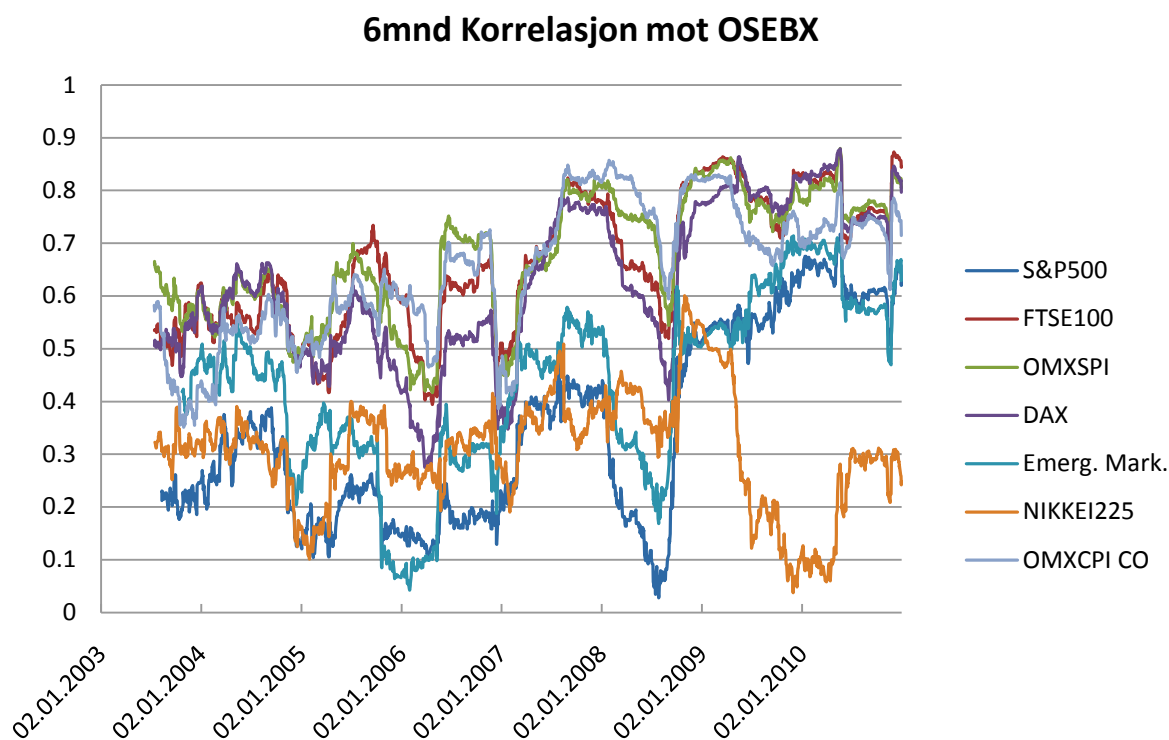
Relativ volatilitet

Under første del av krisen ser vi av figur 5.1 at relativ volatilitet var noenlunde konstant. Volatiliteten økte like mye for begge indekser. For andre indekser ser vi i stor grad samme tendens (5.2 Aksjeindekser). Markedsvolatilitet slo i første omgang ikke sterkere inn i Oslo Børs enn det amerikanske aksjemarkedet.

Over hele perioden ser vi at relativ volatilitet har holdt seg på rundt 1.25 med unntak av gjennom andre halvdel 2005 og 2006 hvor den var betydelig høyere. Dette forteller oss at Oslo Børs er mer volatil enn det amerikanske markedet, og at det kan argumenteres for at det finnes et normalforhold mellom de to markedene. For å kunne bevise dette burde en studere data over lengre perioder enn det som blir gjort her. Det er likevel grunnlag for å si at volatiliteten ikke økte særlig mer for Oslo Børs enn for S&P500 under finanskrisen. Den relative volatiliteten har vært betydelig høyere før, i perioder med langt større ro i markedene. På grunnlag av lignende funn overfor de andre indeksene (5.2) reiser jeg en hypotese om at volatilitet konvergerer i kriser. Ulike variabler vil gå mot å vise samme grad av volatilitet. Volatiliteten høynes ikke relativt mye for små perifere markeder i kriser.

5.2 Aksjeindekser

Denne delen vil ta for seg samvariasjonen Oslo Børs har med visse utvalgte aksjeindekser. Videre vil jeg vurdere om markedsvolatiliteten påvirket indeksene i ulik grad.



Figur 5-7 6mnd korrelasjon OSEBX og aksjeindekser. For oversiktliggheitens skyld finnes i appendiks F to grafer for henholdsvis europeiske indekser og de tre resterende.

- Korrelasjoner uvanlig høye, stabile og like etter Lehman.
- Oslo Børs deler størst grad av samvariasjon med de europeiske markedene. Høyere enn med det amerikanske markedet.

Korrelasjonene til de europeiske indeksene FTSE100, OMXSPI, DAX, OMXCPI CO ble dratt opp til rundt 0,85 etter 15.09.08. Dette er å regne som svært høyt, men vi ser at korrelasjonen mellom disse markedene også var betydelig i perioden rundt et år før Lehman Borthers gikk konkurs - også før Bear Stearns trøblet mars 08. Det er bemerkelsesverdig hvor like korrelasjonene er for disse indeksene etter Lehman. 6 måneders korrelasjon etter 15. September plasserer de fire europeiske indeksene i intervallet [0,81:0,86]. Indeksene har dog også vært svært korrelerte over hele perioden. Men korrelasjonene mot OSEBX 6 måneder før Lehman lå i intervallet [0,43:0,63], så vi kan trygt fastslå at de har samlet seg. Konvergensen i samvariasjon mellom de europeiske indeksene var slående og klart høyere enn mellom andre indekser og faktorer jeg har studert. Det virker som markedet under krisen dro relativt like verdipapirer under en kam. Idiosynkratisk risiko knyttet til hvert land falt betydelig mens vi kan se tendenser til at regionsspesifikk risiko i noe større grad fortsatte å gjelde.

Jeg vil ikke kunne påstå at denne regionspesifikke risikoen er europeisk av natur i motsetning til vestlig grunnet tidssoneproblematikken knyttet til å analysere daglige data på tvers av Atlanterhavet.

Korrelasjonsanalysen min gir resultater som i stor grad er på linje med Longini og Solnik (1995). Deres analyse av korrelasjoner mellom G7 aksjemarkeder viste også en økning i perioder med høy volatilitet. Den gjennomsnittlige korrelasjonen mellom disse markedene var i slike perioder 0,542. Snittet mellom Oslo Børs og de syv indeksene er etter Lehman og til utgangen av 2010 0,678. Dette er noe høyere, men analysene er heller ikke helt sammenlignbare. Tendensen er helt klart lik. Longini og Solnik fant en gjennomsnittlig økning på 27% i forhold til perioder med lav volatilitet, mens jeg finner en økning fra perioden 2003-Lehman til etter på 44%. Ser vi på 6 måneders perioder før og etter Lehman er endringen på hele 65%.

Om jeg likevel forsøker meg på å trekke noe videre ut av sammenligningen med Longini og Solniks resultater ser jeg signaler på at finanskrisen skapte en sterkere konvergens mellom markeder enn i tidligere kriser.

	S&P500	FTSE100	OMXSPI	DAX	Emerg. Mark.	NIKKEI225	OMXCPI	CO	Snitt
6mnd før	0.151	0.547	0.570	0.429	0.325	0.342	0.628	0.427	
6mnd etter	0.549	0.865	0.859	0.809	0.543	0.472	0.827	0.703	
Endring	0.399	0.318	0.289	0.379	0.218	0.130	0.199	0.276	
z-verdi	3.6	5.3	4.9	5.1	2.1	1.2	3.4		
2003 - Lehman	0.229	0.588	0.642	0.508	0.354	0.332	0.643	0.471	
Lehman - 2010	0.567	0.829	0.824	0.799	0.562	0.386	0.778	0.678	
Endring	0.339	0.241	0.182	0.292	0.208	0.054	0.135	0.207	
z-verdi	8.2	10.2	8.1	10.7	5.2	1.2	5.5		

Figur 5-8 Tabell korrelasjoner aksjemarkeder. Testene gjøres ensidig.

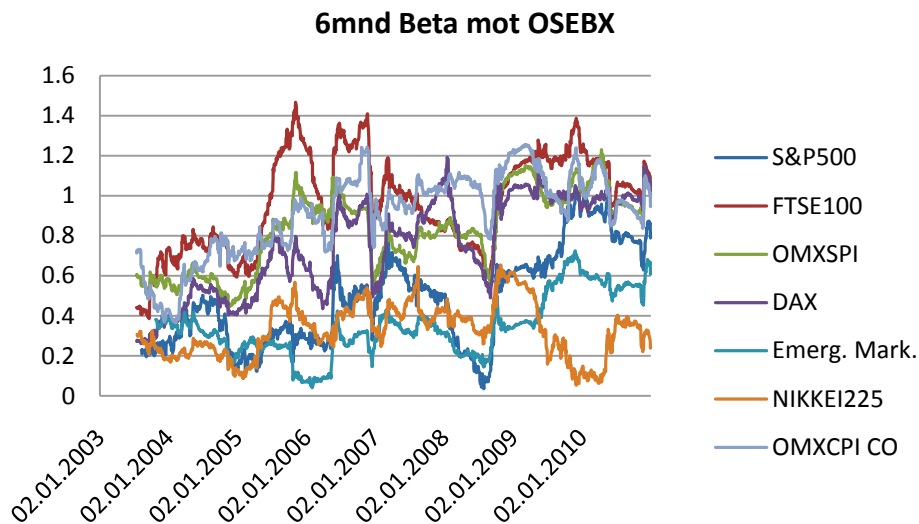
Vi observerer *emerging markets* i den lave enden av skalaen. Grunnet Norges posisjon som utvinner av råmaterialer for de utviklende økonomiene – spesielt i Asia – er det blitt påstått at vi har hatt en økt og relativt stor avhengighet til disse markedene. Vi ser over at i utgangspunktet kan dette ikke underbygges gjennom en korrelasjonsanalyse. Jeg finner dog en økning i korrelasjon mellom MSCI Emerging Markets og OSEBX i løpet av 2010 som er klart signifikant og som virker dekoblet fra forholdet til andre markeder. Det må nevnes at MSCI Emerging Markets er veldig generell og dekker hele 21 land. Det vil helt klart være forskjeller mellom konstituentene. Videre har jeg sett på om *emerging markets* i større eller mindre grad kan forklare den usystematiske risikoen på Oslo Børs etter finanskrisen. Resultatene fra tofaktor modellene finnes i appendiks B. De viser at MSCI EM i stor grad beholdt sin forklaringssevne på variabiliteten til Oslo Børs utover markedsporteføljen. Selv om vi så en tendens til at usystematisk variabilitet falt – som dermed tilsier en liten økning i relativ forklaringskraft for EM - er det vanskelig å tolke det som et tegn på at de fremvoksende økonomiene har fått signifikant større påvirkning på Oslo Børs.

Vi ser at endringen i korrelasjon mot Oslo Børs var størst for S&P500. Dette kan tolkes som et tegn på hvordan det var det amerikanske markedet som styrte skuta under finanskrisen. Hendelser knyttet til amerikansk realøkonomi og kredittproblemer skylte over fra det amerikanske aksjemarkedet til andre markeder og dikterte svingningene. En annen måte å tolke endringene på er at når alle korrelasjoner konvergerer på et høyere nivå vil det være naturlig at vi vil se en større relativ stigning for variabler som i utgangspunktet hadde en lavere korrelasjon. Når investorer reprimet nærmest alle aktiva uniformt vil det være naturlig at vi ser størst endring mellom de aktiva som hadde lavest samvariasjon før kollapsen.

Jeg ser en klar sammenheng mellom størrelsen på handel med de ulike landene og samvariasjon mellom indeksene. Korrelasjonen er klart høyest med Sverige, Danmark og Storbritannia som alle utgjør betydelige handelspartnere for Norge. I denne sammenheng har muligens Tyskland en noe overraskende lav korrelasjon med Norge før finanskrisen. DAX har videre også en lavere forklaringskraft på den idiosynkratiske risikoen på Oslo Børs. Men Tysklands økonomi, som er tungt basert på produksjon av *durable consumer goods*, er også relativt ulik den norske energi og råvare baserte økonomien. Indeksene reflekterer dette.

Ut av figur 5-8 kan vi lese at korrelasjonene mellom Oslo Børs og det svenske og danske aksjemarkedet var noenlunde lik – både i perioden før Lehman og etter. Økningen i korrelasjon var marginalt høyere med det svenske markedet (OMXSPI). Om vi ser på den umiddelbare reaksjonen på finanskrisen ved 6 måneders estimatene, finner vi også en noe høyere endring i samvariasjon med OMXSPI. En kan stille hypotesen om at dette vil kunne være et resultat av at det internasjonale finansmarkedet har en tendens til å dra de to landene under en kam – som da kommer til uttrykk i en periode hvor fundamentale forhold virker å ha vært mindre styrende. Men dette er ikke noe vi kan påvise i slike statistiske analyser. Totalt sett ser vi en klar integrering av de skandinaviske markedene, men ikke noe sterke enn det vi observerer for de andre europeiske indeksene. I vurderingen av den relative volatiliteten under kommer det frem at vi ser en viss økning i den relative volatiliteten for Oslo Børs mot det svenske og danske aksjemarkedet når finanskrisen slo inn. Dette kan tyde på at Oslo Børs er mest utsatt i krisetider og for internasjonale markedsbevegelser. Resultatet gjelder dog ikke overfor det internasjonale finansmarkedet generelt.

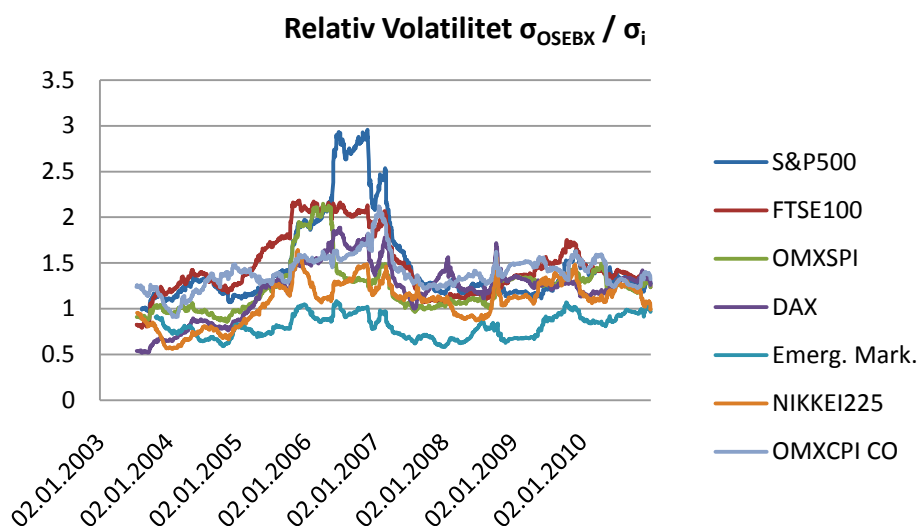
Med unntak av NIKKEI, som dro i en annen retning kort tid etter Lehman, har korrelasjonssammenhengene holdt seg noenlunde stabile etter krisen. Vi ser få signaler på en normalisering. Denne stabiliteten, som diskutert under del 5.1 og mer utførlig i 6.0, kan forklares sentimentalt.



Figur 5-9 6mnd beta aksjeindekser mot OSEBX

De europeiske indeksene har en sensitivitet overfor OSEBX etter finanskrisen på rundt 1. Dette er generelt noe høyere enn perioden før. Emerging markets og NIKKEI skiller seg ut med en betydelig lavere beta enn andre indekser. Vi ser og tydelige signaler – slik som for S&P500 – på at faktorsensitiviteter endrer seg over tid. Finanskrisen brakte med seg en kraftig endring på kort tid. Lengre historiske estimater vil kunne underestimere en forventet beta for 2011 og utover.

Relativ volatilitet



Figur 5-10 Relativ Volatilitet OSEBX over aksjeindekser

Oslo Børs er opplagt å betrakte som mer volatil enn aksjeindekser i andre utviklete land. De fremvoksende økonomiene er den eneste indeksen som fremstår som mer volatil enn OSEBX. Den

relative volatiliteten mellom Oslo Børs og de viktigste og mest nærliggende aksjemarkedene rundt om i verden har *ikke* steget stort etter finanskrisen startet.

	S&P500	FTSE100	OMXSPI	DAX	Emerg. Mark.	NIKKEI225	OMXCPI CO
6mnd før	1.262	1.212	1.085	1.328	0.869	1.101	1.357
6mnd etter	1.165	1.365	1.333	1.301	0.679	1.129	1.509
Endring	-0.097	0.153	0.247	-0.027	-0.190	0.028	0.152
2003 - Lehman	1.411	1.295	1.127	1.040	0.796	1.023	1.366
Lehman - 2010	1.222	1.398	1.320	1.290	0.749	1.162	1.443
Endring	-0.189	0.103	0.193	0.250	-0.047	0.140	0.077

Figur 5-11 Tabell relativ volatilitet OSEBX over aksjeindekser

Vi ser en stigning i relativ volatilitet umiddelbart etter Lehman for fire av indeksene, mens tre viser nedgang. Mot de europeiske indeksene ser vi med unntak av for DAX en økning i relativ volatilitet. Jeg har vist over at variasjonen til disse indeksene konvergente, og jeg finner her lite grunnlag for å si at finanskrisen skapte større svingninger på Oslo Børs. Om vi sammenligner endringene med svingninger i relativ volatilitet i tidligere perioder så gir det inntrykk av at finanskrisen skapte små svingninger i forholdene mellom indeksenes volatilitet. En figur betraktning av 5-10 understøtter dette. Forskjeller i volatilitet er redusert og det relative forholdet virker mer stabilt enn i tidligere perioder.

En interessant observasjon er at den relative volatiliteten mot S&P500 falt. I fravær av formelle metoder å teste denne endringen skal jeg være forsiktig med å ilegge dette for mye. Markedspanikken som ble utløst i det amerikanske markedet skapte ikke ekstrapolerte svingninger for verken Oslo Børs eller Europa generelt.

Oslo Børs har vært – både før og etter Lehman – mer volatil enn alle indekser jeg har valgt å studere med unntak av indeksen MSCI EM. Av dataene kan vi ikke påvise at Oslo Børs generelt kan betraktes som relativt sett mer volatil etter at finanskrisen inntraff. Ut fra mine analyser kan vi da reise noen hypoteser

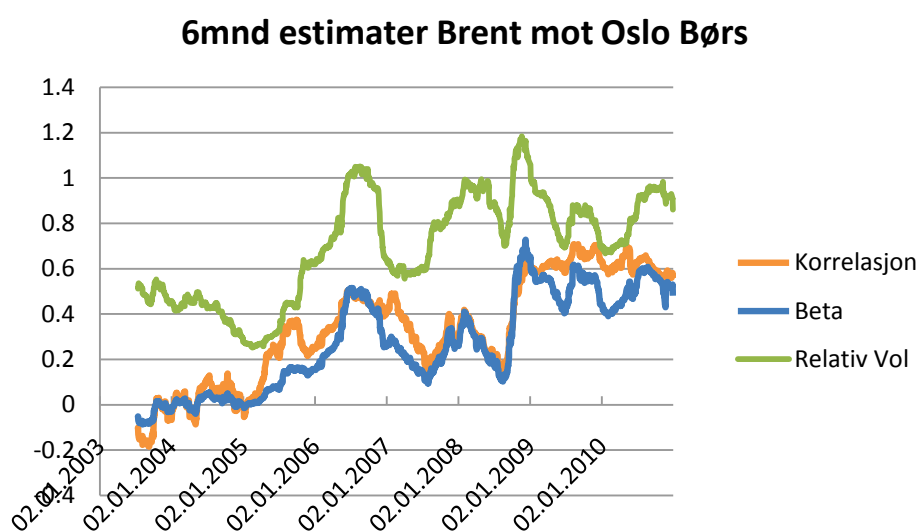
- Bølgen av markedsvolatilitet traff ikke beviselig Oslo Børs hardere enn andre land
- Relativ volatilitet mer stabil når samvariasjonen mellom markedene går opp og konvergerer i størrelse

De første dagene etter Lehman Brothers sitt fall ser vi større svingninger på Oslo Børs, men dette virker å normalisere seg ganske raskt. Er det slik at vi vil finne økt relativ volatilitet i kriser for et lite perifert marked som Oslo Børs begrenset til et mindre tidsrom? Da Oslo Børs også er noe mer volatil i dagene før, kan jeg på bakgrunn av dataene ikke påvise dette. Faktisk kan vi observere at OSEBX var relativt mer volatil i uken før Lehman enn etter. Det er mye støy i én ukes estimatene og jeg tror vi skal være forsiktig med å lese noe som helst ut av dette.

I det vi kan forkaste hypotesen om at det norske aksjemarkedet ble relativt mer volatil som et lite perifert marked vil jeg reise hypotesen om at forskjeller i volatilitet mellom markeder reduseres i kriser. Dette vil være lett å forklare ved at usystematisk risiko i stor grad forsvinner i et bredt markedskrasj. Variablers ulike sensitivitet overfor markedssvingninger vil fortsatt gi ulik størrelse på bevegelser. Men jeg vil tro at forskjeller i nevnte sensitiviteter også vil reduseres eller trekke mot 1.

5.3 Oljeprisen

Oljeprisen er ofte antatt å ha stor påvirkning på Oslo Børs. Hvordan har samvariasjonen mellom oljeprisen og Oslo Børs endret seg gjennom finanskrisen?



Figur 5-12 6mnd Korrelasjon, Beta og Rel. Vol. OSEBX og Brent, 03-10

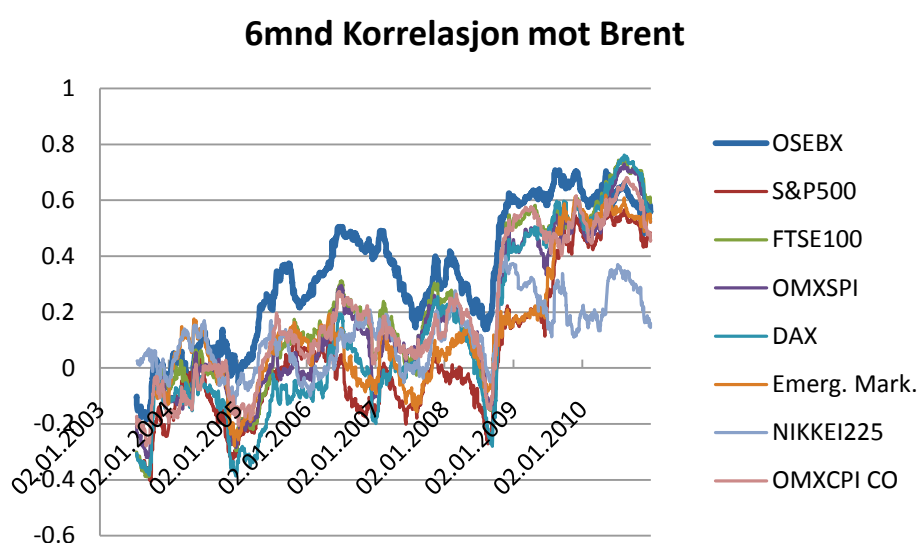
Det kan ikke hevdes at Oslo Børs gir betydelig eksponering mot oljeprisen før finanskrisen – selv om vi under kan vise at børsen har relativt noe høyere samvariasjon med oljeprisen enn andre indekser. Perioden under ett er korrelasjonen mellom Oslo Børs og Brent 0,41. Perioden opp til finanskrisen gir en korrelasjon på 0,197 mens perioden etter gir 0,62. Oljeprisen er noe mer volatil enn Oslo Børs. En endring i oljeprisen har dermed en tendens til å sammenfalle med en endring i Oslo Børs som er mindre enn den lineære korrelasjonen.

Korrelasjonen mot nordsjøolje gikk oppover ved starten av finanskrisen på samme måte som mine resultater og de av Longini og Solnik (1995) viser for aksjeindekser. På samme måte som for aksjeindeksene ser vi også av visualiseringen at korrelasjonen ikke har normalisert seg. Samvariasjonen har lagt seg på et høyere og stabilt nivå.

Fra 2005 kan vi se indikasjoner på at Oslo Børs øker i volatilitet relativt til oljeprisen når seriene begynner å trekke i samme retning. Noen vil kanskje peke på at internasjonale investorer dras mot en oljetung børs som Oslo når oljeprisen dominerer nyhetsbildet. Sentimentale tradere som søker volatilitet kan dernest skape denne og en høynet korrelasjon gjennom sitt inntog. Andre vil kun tolke dette som et signal på hvor oljeavhengig Oslo Børs er. En videre studie vil kunne avdekke om mine

observasjoner lar seg generalisere og undersøke eventuelt hvorfor relativ volatilitet og korrelasjon virker samvarierte.

Jeg finner tendenser til, som kort eksemplifisert i Appendiks F, at når volatiliteten er høy, eller i perioder hvor prisen er svært høy, virker påvirkningen av, eller i det minste samvariasjonen med, oljeprisen på Oslo Børs også å bli unormal. Kan vi si at den blir dekket fra normen når situasjonen er ekstrem, eller at sammenhengen ikke kan forklares lineært? Det er vanskelig å generalisere ut i fra såpass få tilfeller som jeg har kommet over, men det samme observeres i februar/mars 2011: Ekstrem oljeprisoppgang førte med seg en dekkning eller endring i korrelasjonen mellom brent og OSEBX i forhold til mot internasjonale indekser. Denne analysen vil ikke kunne gi noe svar på dette, og jeg må derfor overlate en eventuell videre studie til andre.



Figur 5-13 6mnd Korrelasjon Brent og aksjeindekser, 03-10

Vi ser av figuren over at Oslo Børs har generelt hatt en større samvariasjon med oljeprisen enn de andre aksjeindeksene – som de fleste også vil anta. Med unntak av mot NIKKEI har korrelasjonene samlet seg på et høyere nivå etter finanskrisens start. Ved en visuell betraktning er det vanskelig å gi støtte til at Oslo Børs gir den oljeeksponeringen som det ofte gis inntrykk av. Likevel, av dataene under ser vi at Oslo Børs sin høyere samvariasjon med brent har vedvart gjennom finanskrisen.

	Korrelasjon vs Brent							
	OSEBX	S&P500	FTSE100	OMXSPI	DAX	Emerg. Mark.	NIKKEI225	OMXCPI CO
Før Lehman	0.197	-0.140	-0.022	-0.018	-0.119	0.003	0.050	0.013
Etter Lehman	0.622	0.293	0.569	0.513	0.528	0.297	0.289	0.548
z-verdi	10.5	8.8	13.3	11.7	14.1	6.0	4.9	12.0

Figur 5-14 Tabell korrelasjoner Brent og aksjeindekser

Vi ser at korrelasjonen er størst med Oslo Børs både før og etter finanskrisen. OSEBX skiller seg ut med en klart positiv korrelasjon mot oljeprisen før finanskrisen. Etter Lehman viser spesielt de europeiske indeksene en samling rundt et nivå [0,5;0,6] som vi gjenkjenner i korrelasjonen mellom andre variabler under finanskrisen og fra Longini og Solnik (1995). For flere indekser etableres en signifikant korrelasjon med oljeprisen i finanskrisen. Økningen i korrelasjoner som vi ser mot oljeprisen går igjen i nær sagt alle risikable aktiva. Finanskrisen virker å ha endret måten investorer forholdt seg til risikable aktiva: Priser ble sendt i bakken for deretter sammen å reise seg igjen.

Økningen i korrelasjon er sterk, men også såpass bred langs alle risikable aktiva at vi ved en slik analyse ikke vil finne særlig signaler i oljeprisen på økt tro på aktivitet i verdensøkonomien eller når en økning i prisen skaper frykt for stagflasjon. En studie som anvender Granger-kausaltetstester på mindre tidsrom vil muligens gi bedre svar på hvilke faktorer er viktigst når enn kun en korrelasjon.

Det er en bred oppfattelse om at oljeprisen er en av de viktigste drivkreftene for Oslo Børs. Mine analyser viser at Oslo Børs sin samvariasjon overfor andre aksjemarkeder – og da spesielt de europeiske - er større enn mot oljeprisen før og etter finanskrisen, selv om de viser større likhet etter. Det er rimelig å anta at aksjemarkedene i stor grad er drevet av en felles markedsfaktor, og deres variasjon da i større grad er å regne som systematisk. Et mer relevant mål for å identifisere drivkrefter vil være å studere hvilke faktorer som har størst påvirkning på Oslo Børs utover en markedsindeks. Jeg har kjørt tofaktor modeller der en global aksjeindeks brukes som proxy for markedet. Denne analysen spør hvilke faktorer som har størst påvirkningskraft på den idiosynkratiske risikoen på Oslo Børs – det vil si, den variasjonen som ikke forklares med markedsfaktoren. Brent olje viser seg å ha en betydelig høyere påvirkningskraft enn andre råvarer (Appendiks B).

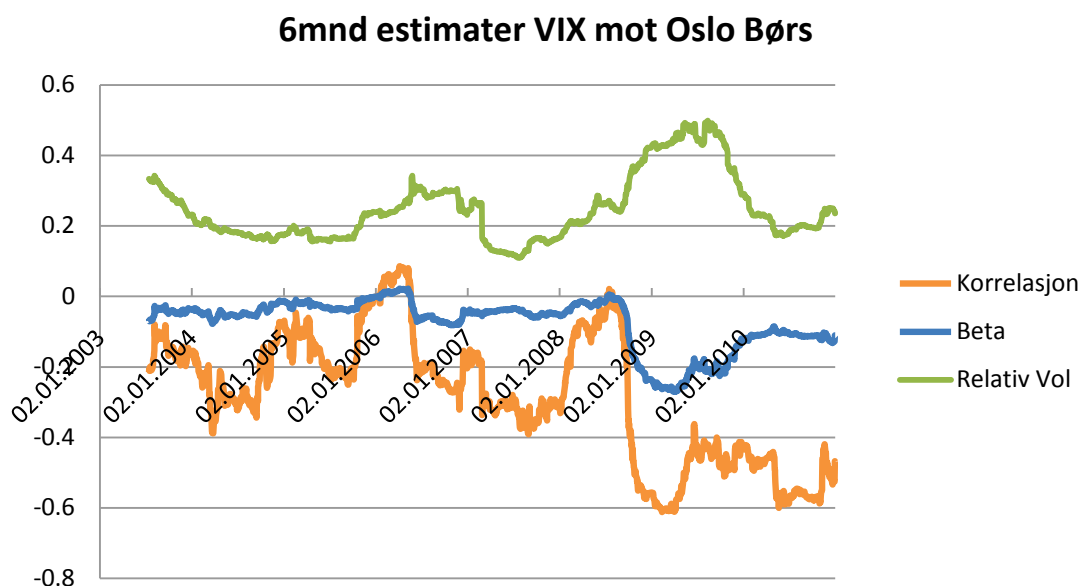
Forklaringsgraden er på høyde med flere av aksjeindeksene. Selv om vi skal være varsomme med å sammenligne slike forklaringsgrader, ser vi helt klart tendenser til at olje påvirker Oslo Børs utover den systematiske risikoen. Videre viser resultatene at forklaringsgraden gikk noe opp etter Lehman i strid med den generelle tendensen, og om vi tørr å gjøre noen tolkninger på bakgrunn av dette, vil det muligens kunne skyldes større fokus på OSEBX som en oljedrevet indeks. Men å si at børsen er oljedrevet – eller er et oljederivat som noen har foreslått – virker noe overdrevet på bakgrunn av mine resultater. Testene sier selvsagt lite om kausalitet og man bør nok ikke gjøre for bastante slutninger på bakgrunn av resultatene.

Tofaktor modellene vil ikke fange opp region spesifikk risiko knyttet til det europeiske aksjemarkedet, for eksempel. Og da overvurdere den faktiske påvirkningen slike faktorer har på den idiosynkratiske risikoen, som da ikke nødvendigvis er så usystematisk.

Driesprong et al (2008) og Sørensen (2009) har studert hvordan oljeprisen påvirker en rekke av verdens børser. Deres analyser viser at oljeprisen ikke er en ledende indikator på Oslo Børs. Det vil si, oljeprisen kan ikke signifikant måles til å påvirke det norske aksjemarkedet. Dette peker mot at den samvariasjonen og forklaringskraften jeg har funnet ikke skyldes et kausalt forhold. Gabrielsen og Holtet (2009) fant dog granger kausalitet, men dette kan skyldes forskjeller i tidssoner for variablene de studerte.

5.4 Frykt og volatilitet

Når Lehman Brothers falt skylte en bølge av frykt og volatilitet inn i finansmarkedene. Hvordan påvirket dette Oslo Børs, i isolasjon og relativt til andre aksjemarkeder?



Figur 5-15 Korrelasjon, Beta og Rel. Vol. OSEBX og VIX, 03-10

- Tydelig endret samvariasjon med markedsvolatilitet ved VIX etter Lehman
- Volatilitetens negative samvariasjon har holdt seg sterk og rimelig stabil etter Lehman
- En generell negativ sammenheng over hele perioden

Korrelasjonen mellom Oslo Børs og implisitt volatilitet i det amerikanske aksjemarkedet lå på -0,183 før finanskrisen. Vi ser et klart brudd i volatilitetens påvirkning etter at finanskrisen slo inn. Perioden etter 15. September 08 har korrelasjonen vært -0,52. Dette er en klart signifikant endring. Når forventningene til volatilitet økte, tenderte Oslo Børs til å gå ned. Dette er beskrivende med det markedsklimaet de fleste forbinder med finanskrisen og finansmarkeder generelt. Frykt styrte markedsbevegelser, og økt sådan sendte aktivakurser ned. Vi observerer at størrelsen på denne sammenhengen – i hvor stor grad aksjemarkedet synker når markedsvolatiliteten går opp – økte når finanskrisen startet. Innen *behavioral finance* hevdes det at frykt har en ikke-lineær påvirkning på aksjemarkedet gjennom konjunkturer og øker eksponentielt i påvirkning i kriser (Shefrin 2002).

Tidligere studier har vist at høynet volatilitet i kriser sammenfaller med økt samvariasjon mellom aksjemarkeder. Med støtte i VIX indeksen kan jeg vise direkte hvordan volatilitet påvirker svingninger i aksjekurser. Når markedsvolatilitet stiger øker denne påvirkningen.

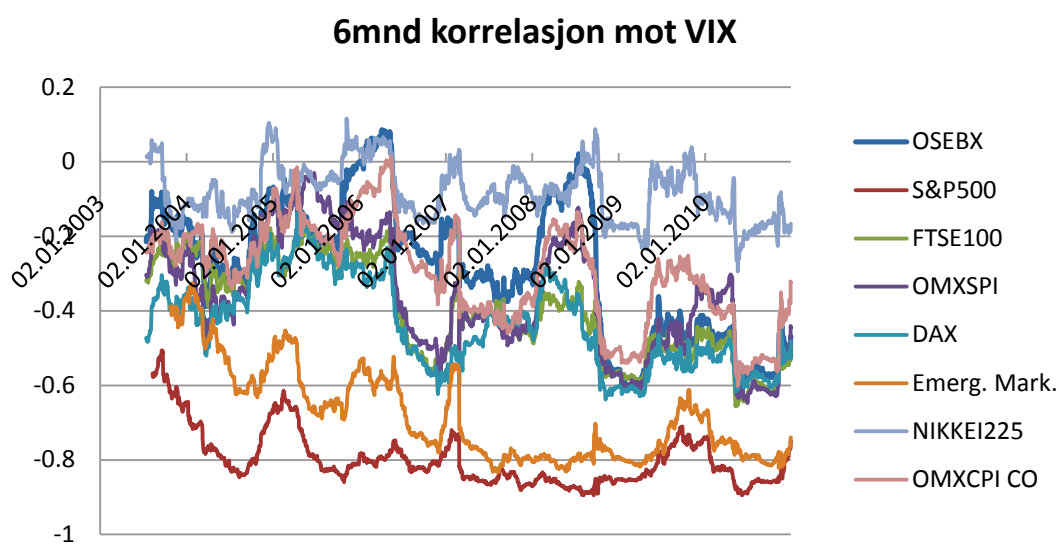
Volatilitetens økte negative samvariasjon med Oslo Børs vedvarer selv ut av finanskrisens herjinger. Ved inngangen til 2011 lå denne på -0,5. Selv om de fundamentale og strukturelle forholdene er bedret siden slutten på 2008 ser vi signaler på at frykten fortsatt sitter igjen. Økt markedsvolatilitet og frykt har selv 2 år etter krasjet en usedvanlig negativ påvirkning på det norske aksjemarkedet.

Finanskrisen har endret markedsentimentet på en slik måte at det ser ut til – med utgangspunkt i analysen av Oslo Børs - å ta tid før det normaliseres.

Betaen mellom volatilitet ved VIX og OSEBX var svakt negativ før finanskrisen. Perioden opp til 15. September 08 finnes et standardavvik for betakoeffisienten på 0,0057. Med en estimert beta på -0,039 vil vi ha en signifikant negativ sammenheng. VIX indeksen er per konstruksjon svært volatil. Dette gjør at enkelt endringer i VIX vil slå ut i relativt små endringer i OSEBX. Det er dermed vanskelig å gjøre særlige prediksjoner for Oslo Børs på bakgrunn av forventede endringer i VIX. Det er likevel en interessant observasjon at påvirkning over tid, om vi forutsetter en kausal sammenheng, er funnet signifikant negativ.

VIX og det internasjonale aksjemarkedet

En korrelasjonsanalyse mot ulike aksjemarkeder ved bruk av VIX vil være noe misvisende. Korrelasjonene vil i noen grad fange opp samvariasjon med og representativiteten til S&P500 for de ulike indeksene da VIX er implisitt volatilitet i det amerikanske aksjemarkedet. Nedenfor ser vi også klare regionale forskjeller.



Figur 5-15 6mnd korrelasjon VIX og aksjeindekser, 03-10

- S&P500 og MSCI Emerging Markets har betydelig høyere negativ korrelasjon mot VIX
- NIKKEI mindre korrelert enn andre indekser
- OSEBX ser i utgangspunktet ikke ut til å ha relativ stor negativ påvirkning av markedsvolatilitet

Vi kan skimte tendenser til at endringen i korrelasjon, før og etter finanskrisens start, ikke var like stor for alle aksjemarkeder. Vi ser for eksempel et nesten tilsvarende fall i korrelasjon i midten av 2006 for noen indekser. Er Oslo Børs som et lite perifert marked særlig utsatt for frykt og

markedsvolatilitet i kriser? For å undersøke videre hvordan Oslo Børs er påvirket av markedsvolatilitet vil jeg kjøpe noen formelle tester. Under følger en oversikt over og testing av korrelasjonen mellom indeksene og VIX, før og etter finanskrisen. Jeg velger å gjøre testene ensidig mot en alternativhypotese at korrelasjonene viser økt negativ samvariasjon.

		Korrelasjon med VIX							
		OSEBX	S&P500	FTSE100	OMXSPI	DAX	Emerg. Mark.	NIKKEI225	OMXCPI CO
Før Lehman		-0.185	-0.750	-0.337	-0.313	-0.353	-0.682	-0.064	-0.251
Etter Lehman		-0.522	-0.769	-0.536	-0.527	-0.550	-0.706	-0.152	-0.452
z-verdi		7.8	0.9	4.9	5.2	5.0	0.9	1.8	4.6
Endring relativt til OSEBX (Δ indeks - Δ OSEBX)		0	-0.356	-0.536	-0.551	-0.534	-0.360	-0.425	-0.537

Figur 5-16 Tabell korrelasjoner VIX og aksjeindekser

Vi ser en tendens til at frykt i det amerikanske aksjemarkedet skyller over i andre markeder under finanskrisen. VIX sin sensitivitet overfor S&P500 er bare marginalt endret etter finanskrisen, og er ikke signifikant på et 5% nivå. For de europeiske markedene ser vi en klar økning. Dette kan tolkes som et tegn på hvor stor innflytelse utviklingen i USA fikk på resten av de internasjonale finansmarkedene. Eller, som mange kommentatorer har formulert det, hvordan det amerikanske markedet styrte skuta. Etter dette synet kan korrelasjonskollapsen forklares med at alle markeder økte i korrelasjon med det amerikanske aksjemarkedet.

Oslo Børs sin negative påvirkning av økt markedsvolatilitet var relativt lav i perioden opp mot finanskrisen. Derimot kan vi observere at Oslo Børs hadde den største økningen i negativ samvariasjon mot VIX etter at Lehman Brothers falt. Frykt målt ved markedsvolatilitet fikk størst økning i innvirkning – om vi tolker sammenhengen kausalt - på norske verdipapirer, men korrelasjonen på -0,52 er fortsatt ikke noe særlig høy i forhold til de andre europeiske indeksene. Hva kan vi dra ut av dette?

- (1) Finanskrisen skapte en konvergens i korrelasjoner mellom aksjemarkeder og markedsvolatilitet. Oslo Børs sin korrelasjon steg mest da den var lavest i utgangspunktet.
- (2) Eller, den store økte sensitiviteten overfor frykt og volatilitet signaliserer at krisen traff relativt hardt på Oslo Børs. Eventuelt at det amerikanske markedet økte relativt mye i påvirkning på det norske.

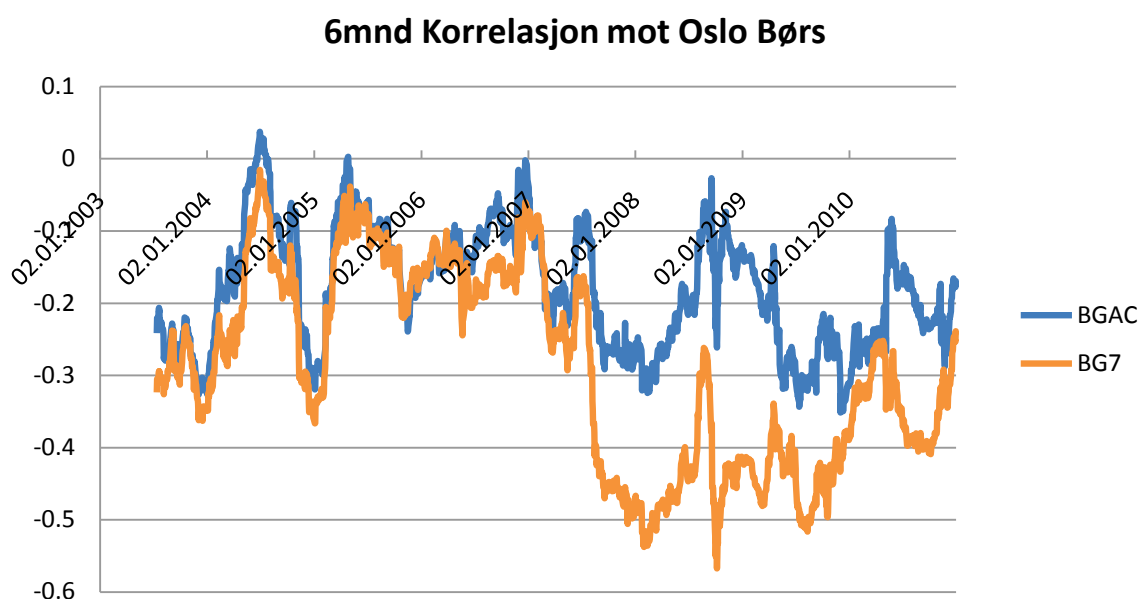
Tidligere har jeg vist at den relative volatiliteten mellom Oslo Børs og andre aksjemarkeder ikke var usedvanlig høy under finanskrisen. Resultatene over viser at økningen i samvariasjon med markedsfrykt og volatilitet var størst for Oslo Børs samtidig som at tendensen for negativ avkastning ved en økning i VIX ikke var relativt høy i forhold til større europeiske aksjemarkeder. Det er vanskelig å attribuere Oslo Børs, som et lite perifert marked, med visse egenskaper på bakgrunn av disse resultatene. Vi vet at nedgangen på Oslo Børs var relativt stor i forhold til andre aksjemarkeder – både i Europa og i andre regioner. Med et fall på 64% fra topp til bunn falt OSEBX også mest i Skandinavia - OMXSPI falt 58% og OMXCPI 61%. Dette leder oss fortsatt mot å tro at under

markedsforhold som i perioden etter at Lehman Brothers falt vil små perifere marked som Oslo Børs falle relativt mye – selv om den relative volatiliteten eller samvariasjon med frykt- og volatilitetsmåler ikke viser særlig divergens fra andre aksjemarkeder.

Jeg vil ikke si at vi ser en normalisering av frykt og markedsvolatilitetens påvirkning på de europeiske markedene, selv om korrelasjonene ved utgangen av 2010 er mindre divergerende i forhold til perioden før Lehman enn det vi ser for Oslo Børs. Ved å betrakte markedene valgt ut til denne analysen virker denne økte påvirkningen som først og fremst et europeisk fenomen. Dette kan muligens bortvises i en utvidet studiet, eller skyldes enten at problemene – finansielle og realøkonomiske – var store på begge sider av Atlanterhavet eller hvordan det tette båndet mellom markedene gjør at økonomiske problemer og finansielt stress spres.

5.5 Obligasjoner

Hvilken samvariasjon og sensitivitet har vi over tid sett mellom aksjeavkastning på Oslo Børs og avkastning på rentepapirer fra stat og investment grade selskaper? Korrelasjonen og tracking faktoren mellom disse aktivaklassene er svært sentral i kapitalforvaltning. Hvordan endret sammenhengen seg gjennom finanskrisen?



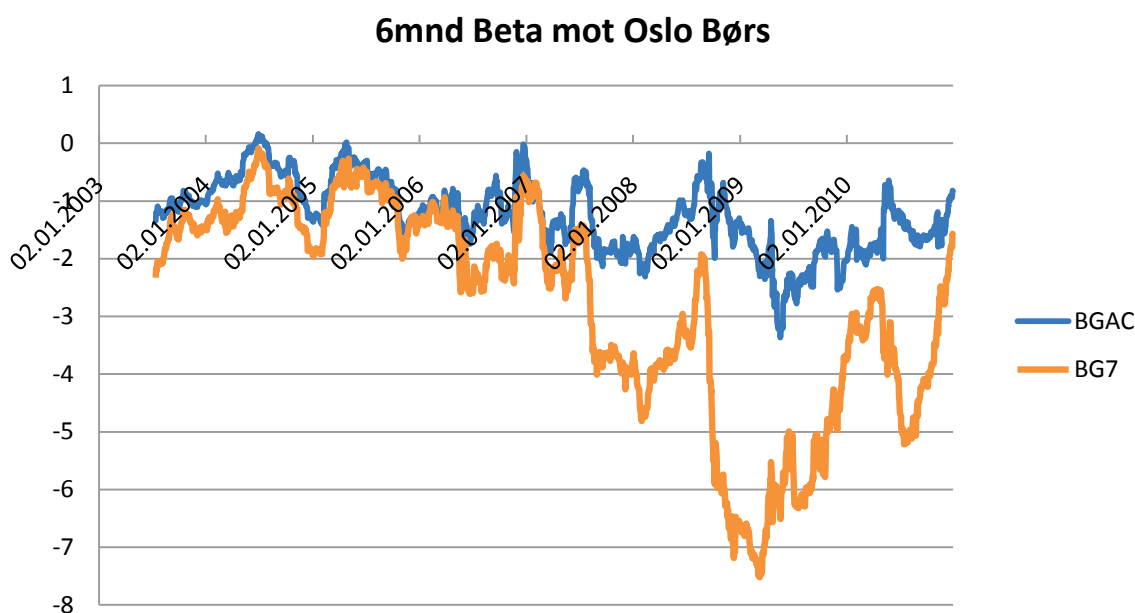
Figur 5-17 6mnd korrelasjon OSEBX mot obligasjoner, 03-10

Fra midten av 2007 divergerer korrelasjonen mot Oslo Børs for statsobligasjoner (G7 land) og kredittobligasjoner (globale), og vi ser et fall mot aksjer for spesielt stat. Dette kan følge av at rentefallet og økningen i risikopremier i rentepapirer over denne perioden hadde en ulik total påvirkning på de to aktivaklassene. Sentralbankenes styringsrenter falt over periodene og gav prisøkning i rentepapirer. Samtidig steg også risikopåslaget på obligasjoner og trakk kursene nedover. Økning i spreadene var spesielt stor for kredittobligasjoner. Dette skapte en divergens i avkastning. Videre skyldes divergensen mellom obligasjonsklassene og den betydelig økte negative korrelasjonen

mellom stat og OSEBX at investorer flyttet kapital over i sikrere investeringer. Kapital ble flyttet fra risikable aktiva til *risikofrie*. Dette er akkurat det lærebøkene sier vi burde forvente i en krise. Ett år etter Lehman falt ser vi tegn på en normalisering, at den sikre havnen ikke lenger divergerte like mye fra risikable aktiva. Mot slutten av 2010 virker korrelasjonene å ha nådd tilbake til et normalnivå.

Jeg hadde forventet å se en større positiv samvariasjon etter finanskrisen mellom kredittobligasjoner og Oslo Børs. Begge falt i bakken. Intuitivt bør risikable obligasjoner og aksjer vise positiv samvariasjon. Disse to observasjonene kan muligens forklares med at Barclays globale kredittindeks er dominert av store og solide selskaper. Selskaper som relativt sett ikke så et stort fall i sine obligasjoner.

Over tid ser vi at korrelasjonen mellom obligasjoner og norske aksjer er volatil. Selv i rolige markedsforhold ser vi at korrelasjonen på 6 måneders basis kan endres med 30 prosentpoeng i løpet av kun et par måneder. Dette gir et sterkt signal om at betingte estimater for korrelasjoner er nødvendig i hvert fall på kort sikt.

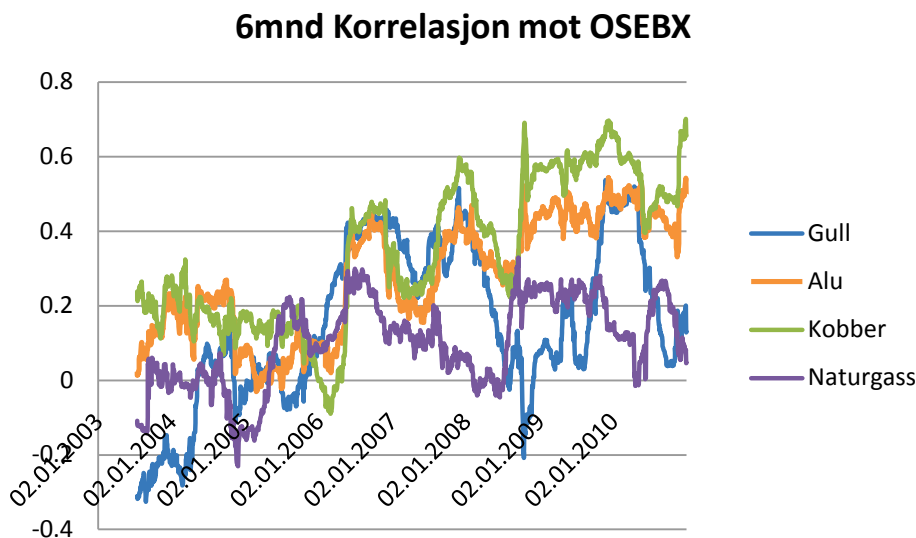


Figur 5-18 6mnd beta OSEBX mot obligasjoner, 03-10

Vi ser over at finanskrisen endret sensitiviteten mellom spesielt statsobligasjoner og Oslo Børs drastisk. Da volatiliteten steg betydelig mer for aksjer enn for statsobligasjoner ble sensitiviteten tilsvarende sterkere. Når relativt sikre statsobligasjoner gikk opp falt samtidig de risikable norske aksjene kraftig. Dette skjedde i perioder med stor frykt i markedet og fall i sentralbankenes renter. Når denne frykten avtar og rentefallet stopper ser vi også at denne negative sensitiviteten normaliseres.

5.6 Metaller og mineraler

Samvariasjonen mellom Oslo Børs og gull, metallene aluminium og kobber samt naturgass vil bli viet noen kommentarer.



Figur 5-19 6mnd korrelasjon OSEBX mot metaller og mineraler, 03-10

Aluminium, kobber og naturgass viser en økning i korrelasjon under finanskrisen på linje med andre risikable aktiva. Korrelasjonen mot er gull svært volatil og divergerer med de fleste andre aktiva i perioden rett etter Lehman. Ikke uventet ser vi et fall i korrelasjon mot gull når markedsfrykten tiltar. Gull blir ofte sett på som en trygg havn. Vi kan se rent visuelt og vise mer formelt at i dagene etter Lehman Brothers falt så sammenfaller dog korrelasjonens første derivert – endringen – for alle aktiva, *også* gull. Oppgangen i aksjemarkedet i 2009 sammenfalt med en videre oppgang for gull, og vi ser en økning i korrelasjon. Gull prisen blir ofte sagt å følge frykt for inflasjon. Denne frykten var stor i markedet selv om aksjekurser snudde oppover.

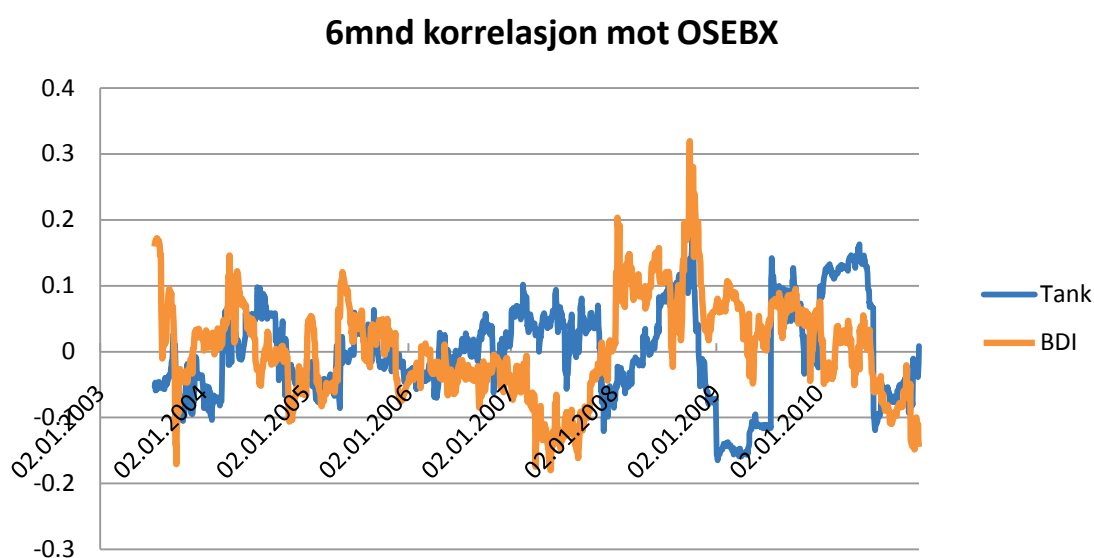
Naturgass viser overraskende liten korrelasjon med OSEBX, selv om økningen i perioden opp mot Lehman og rett etter er forholdsvis stor. Det er noe overraskende at det norske aksjemarkedet, bestående av en rekke store selskaper som direkte eller indirekte deltar i produksjonsprosessen rundt utvinning av naturgass, ikke viser større samvariasjon med prisen på denne. Den viktigste grunnen til dette er nok at naturgassprisen har vært drevet av tilbudsside faktorer utenfor Norge de siste årene (FT: 'Expansion of LNG threatens gas glut'). I året som fulget Lehman ser vi dog at endring i korrelasjonen mellom naturgass og Oslo Børs i stor grad følger det vi ser for andre variabler.

Prisen på kobber og aluminium, som gode indikatorer for aktivitet i industrien og verdensøkonomien, viser klar korrelasjon med norske aksjekurser. De to metallenes korrelasjon legger seg på det nivået vi observerer for andre variabler og det i studien av aksjeindekser av Longini og Solnik. Disse to viktige industrimetallene – som seg imellom også er svært korrelerte – deler en høy grad av samvariasjon med utviklingen i verdensøkonomien og innehar i så henseende en stor del systematisk risiko. En vil forvente at endringer i prisen på aluminium og kobber vil sammenfalle med en endring på Oslo Børs i intervallet [0.4,0.6]. For gull og naturgass er det mer usikkert om vi vil se særlig

samvariasjon. Når betaestimatene er så volatile over korte tidsrom som for gull, er det svært usikkert om en modell som betinger kovarians eller beta vil kunne gi særlig praktisk anvendbare resultater. Støyen i tidsserien vil gjøre slike estimater like gode som naive historiske beregninger.

5.7 Tank og tørrbulkrater

Samvarierer Oslo Børs med Baltic Exchange sine indekser for tank og tørrbulk rater, og hvordan endret finanskrisen sammenhengen?



Figur 5-20 6mnd korrelasjon OSEBX mot tank og bulkrater, 03-10

Selv om vi ser et lite utslag oppover rundt finanskrisens start er det vanskelig å mene at Oslo Børs er særlig samvariert med dagratene for tank og tørrbulk. Samvariasjonen normaliserte seg raskt etter finanskrisens start. Da OSEBX inneholder flere av verdens største tank- (Frontline, Oddfjell SE) og tørrbulkselskaper (Golden Ocean Group) er dette noe overraskende. Dette kan også bety at fraktratene ikke hovedsaklig er drevet av etterspørselsiden og dermed ville delt større systematisk risiko.

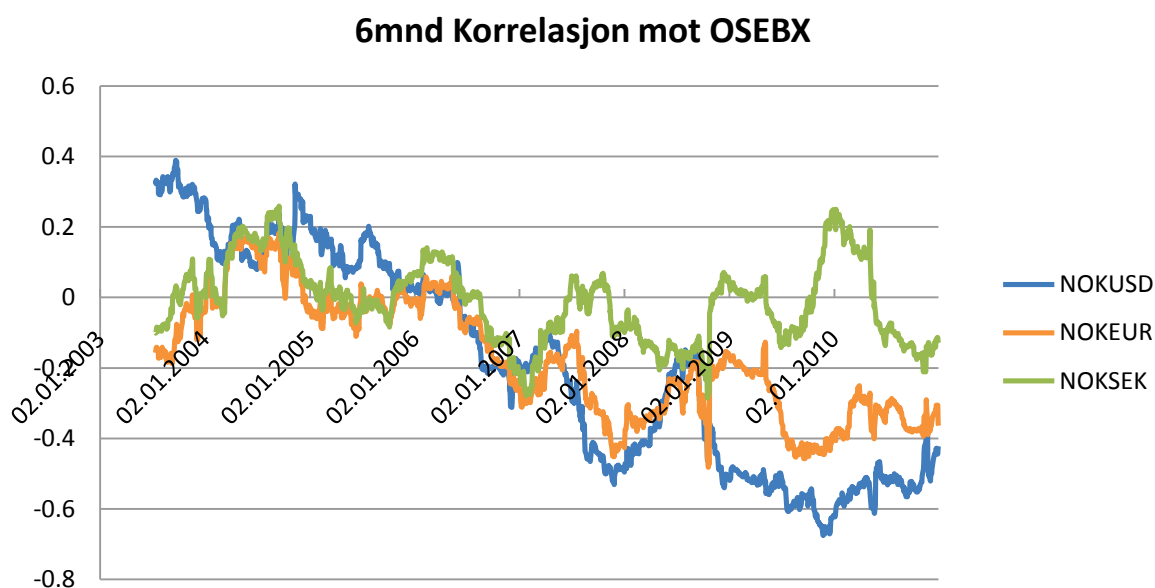
	Beta		Korrelasjon		
	Tank	BDI	Tank	BDI	
Før Lehman	0.010	0.036	Før	0.010	0.042
t-verdi	0.39	1.88	Etter	-0.034	0.054
Etter Lehman	-0.043	0.044	Endring	0.045	-0.013
t-verdi	-1.71	2.34	z-verdi	-0.88	0.25
St.Dev Beta	0.025	0.019			

Figur 5-21 Tabell korrelasjon, beta OSEBX mot tank og tørrbulk, 03-10

Bare betaen for Baltic Dry Index etter Lehman er signifikant ved tosida tester. Endringen fra før til etter Lehman for korrelasjonene er ikke signifikante. Oslo Børs deler liten eller ingen samvariasjon med tank- og tørrbulkrater. Finanskrisen har ikke endret dette i betydelig grad.

5.8 Valutakursen

Hvordan tenderer det norske aksjemarkedet å bevege seg når valutakursen endres? Vil vi se noen endring i samvariasjon mellom Oslo Børs og valutakursen etter finanskrisen slo inn?



Figur 5-22 6mnd korrelasjon OSEBX mot valutapar, 03-10

Vi ser en nedadgående trend eller et strukturelt brudd i 2006 i korrelasjon mellom avkastning i norske aksjer og endring i valutakursen over perioden, muligens med unntak av for NOK/SEK. En negativ korrelasjon her tolkes som at når norske kroner styrkes mot andre valutaer tenderer OSEBX til å gå opp. Denne endringen er en interessant observasjon som jeg i den akademiske litteraturen eller i markedsanalyser ikke finner noen forklaring på. Fundamentalt betyr dette at Oslo Børs i større grad har blitt importdrevet. Har billigere importvarer og innsatsfaktorer blitt viktigere enn eksport for norske børsnoterte selskaper? Dette vil ikke bli undersøkt her, men kan danne grunnlag for en videre studie. En annen forklaring er at investorsentiment har blitt en viktigere driver: Et bedret syn på norsk økonomi og norske verdipapirer øker etterspørsel mot både aksjer og valutaen.

Uten noen initial hypotese om at korrelasjoner til valutakursen vil gå opp eller ned i kriser gjøres testene tosidige. Det vil som vi ser ikke ha noen betydning for vurderingen av signifikansen til endringene.

	Korrelasjon		
	NOK/USD	NOK/EURO	NOK/SEK
Før Lehman	-0.06	-0.13	-0.04
Etter Lehman	-0.52	-0.29	-0.02
z-verdi endring	10.3	3.3	-0.3
6mnd før	-0.19	-0.18	-0.14
6mnd etter	-0.52	-0.23	0.00
z-verdi endring	3.08	0.42	-1.09

Figur 5-23 Tabell korrelasjon OSEBX mot valutapar, før og etter Lehman

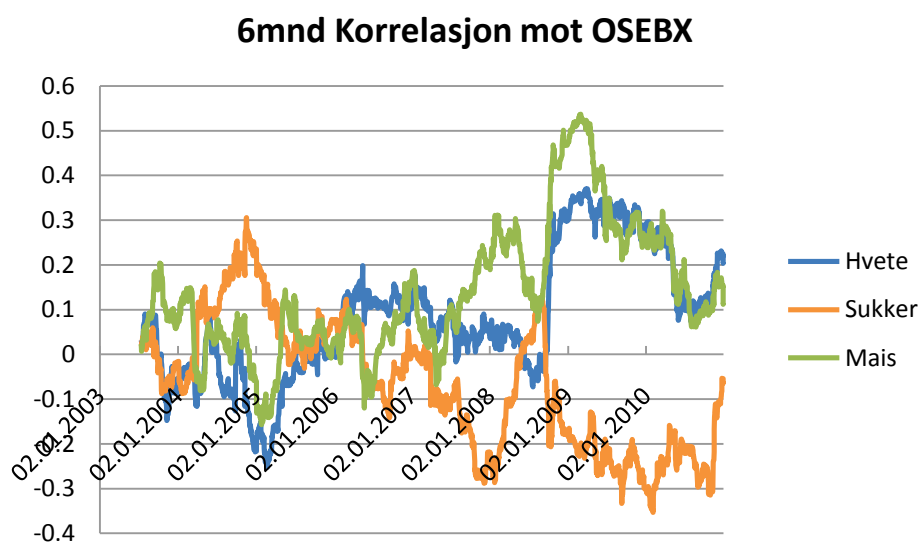
Umiddelbart etter Lehman ser vi et fall i korrelasjonene, men også en snarlig reaksjon tilbake. Likevel, av tabellene over kan vi lese at korrelasjonene falt med unntak av mot NOK/SEK. Ved 6 måneders estimatene er det dog bare endringen for NOK/USD som er signifikant. Jeg leser tendenser til at korrelasjonen mot SEK og USD går i noe forskjellige retninger fra 2007 og at Lehmans fall ekstrapolerte dette noe. Grunnen kan ligge i måten markedet jaktet en sikker havn for sine investeringer under krisen, og da norske og svenske verdipapirer ble oppfattet som mer utrygt enn USD, skapte dette divergens i etterspørselen. Vi så økt relativ etterspørsel mot *trygge* valutaer og verdipapirer når frykten i markedet økte. Men vi bør nok være forsiktig med å lese noe mer ut av dette enn at tendensen for at valutakursen styrker seg og aksjeprisene stiger samtidig ikke gjelder mot svenske kroner.

Etter finanskrisens start har betaene for NOK/USD og NOK/EURO ligget i [-1,5;-1]. Med en beta på -1 vil en forvente en stigning på 1% i aksjekursene på OSEBX om den nominelle valutakursen synker med 1% - det vil si at norske kroner styrker seg. Samvariasjonsanalysen avslører ikke en særlig betydningsfull påvirkning av Lehmans fall på forholdet mellom aksjemarkedet og valutakursen. Jeg finner en signifikant endring i samvariasjonen i løpet av et par år før september 08. Lehmans fall skapte kun mindre utfall i samvariasjonen.

Gjerde og Sættem (1999) fant i sine analyser at NOK/USD ikke hadde noen isolert forklaringskraft på det norske aksjemarkedet. Mine analyser, som har en litt annen innfallsvinkel, finner at fra 2006 vil det være en signifikant negativ sensitivitet ved betaen mellom Oslo Børs og valutakursen mot Euro og USD. I årene før 2006 er sensitiviteten til det norske aksjemarkedet mot valutakursen svært liten.

5.9 Jordbruksvarer

Hvilken korrelasjon mot Oslo Børs kan vi finne for jordbruksvarer? I utgangspunktet vil en ikke tro OSEBX vil vise noen særlig samvariasjon med slike aktiva da det med unntak av Yara ikke finnes noen direkte eksponering på børsen og jordbruksvarer generelt er lite konjunkturavhengige.



Figur 5-24 6mnd korrelasjon OSEBX mot jordsbruksvarer, 03-10

Før Lehman ser vi jordbruksvarene generelt har en lav korrelasjon med Oslo Børs. For hvete og mais observerer vi en økning i korrelasjon etter Lehman falt. Sukker divergerer i betydelig grad fra andre risikable aktiva fra den 15. september 2008 og viser en negativ korrelasjon med Oslo Børs. Forskjeller i inntektselastisitet kan ikke forklare dette. Sukker hadde en signifikant negativ korrelasjon med Oslo Børs i 2007 også.

	Korrelasjon		
	Hvete	Sukker	Mais
Etter Lehman	0.30	-0.13	0.36
Før Lehman	0.02	-0.01	0.09
z-verdi	5.72	-2.50	5.72

Figur 5-25 Tabell korrelasjoner, jordbruksvarer og OSEBX

Korrelasjonen med Oslo Børs for hvete og sukker er ikke signifikant forskjellig fra 0 før Lehman Brothers gikk overende. Mais viser en signifikant korrelasjon. Etter Lehman etableres en sterkt signifikant korrelasjon for alle jordbruksvarer. Finanskrisen etablerte samvariasjon mellom aktiva.

5.10 Systematisk Risiko og flerfaktor modeller

Ved å bruke en verdensindeks som proxy for markedet, har jeg undersøkt utviklingen i systematisk og usystematisk risiko for Oslo Børs gjennom finanskrisen.

Ved å kjøre hver enkelt forklaringsvariabel sammen med verdensindeksene mot Oslo Børs har jeg vist hvordan den systematiske risikoen økte betraktelig etter Lehman, totalt og relativt til usystematisk. Resultatene i appendiks B viser at verdensindeksens forklaringsgrad alene på variasjonen til Oslo Børs ved R^2 doblet seg (fra 0,33 til 0,65). At den systematiske risikoen blir større relativt til den usystematiske for variablene vil isolert sett medføre at korrelasjonen mellom dem går opp. Økt systematisk risiko i markedet kan dermed være en forklaring på økningen i korrelasjoner mellom risikable aktiva. De bakenforliggende grunnene til den økte systematiske risikoen og korrelasjonskollapsen er drøftet i det følgende kapittel.

Om jeg tar høyde for verdensindeksens endrede påvirkning på variablene, vil vi da se en signifikant endring i samvariasjon som følge av Lehmans fall? For å teste dette introduserer jeg en dummyvariabel som er 0 i perioden opp til Lehman, og 1 etter. Modellspesifikasjonen vil se slik ut

$$OSEBX_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta_0 DSW_t + \beta_1 D_t DSW_t + \gamma_0 X_t + \gamma_1 D_t X_t + \varepsilon_t$$

Denne modellen vil svare på om sensitiviteten mellom OSEBX og de ulike variablene har endret seg etter Lehman, utover kun en felles endring mot verdensindeksen - den systematiske delen. Jeg vil teste om $\gamma_1 = 0$. Om γ_1 er signifikant forskjellig fra 0 vil det tyde på at den idiosynkratiske variabiliteten til forklaringsvariabelen i større eller mindre grad samvarierer med den til Oslo Børs.

For aksjemarkedene, med unntak av MSCI EM, ser vi en signifikant endring i sensitiviteten med OSEBX etter Lehman (appendiks B). Tokyo og København viser en lavere sensitivitet, mens de andre indeksene en økning. Det siste tyder på at disse aksjemarkedene i større grad beveget seg sammen utover en økt delt systematisk risiko.

Vi skal være forsiktig med å legge for mye i tolkningen av sensitiviteten med dummyvariabelen til aksjemarkedene kontra den til verdensindeksen grunnet den høye graden av korrelasjon mellom dem. Av resultatene kan vi se at den økte sensitiviteten noen ganger fanges opp av β_1 , mens andre ganger er β_1 ikke-signifikant da effekten er fanget opp i en signifikant γ_1 . Da variablene er såpass korrelerte, og da særlig i perioden etter Lehman, er det vanskelig å skille de isolerte effektene fra hverandre og trekke noen velbegrunna konklusjoner. Multikollinearitet medfører også at betaene β_0 og γ_0 ikke kan leses i isolasjon som estimater på sensitivitet til den avhengige variabelen når X_t er høyt korrelert med DS World.

Faktormodeller kan brukes i beregningen av avkastningskrav. Resultatene mine viser at sensitiviteter endres gjennom en krise. Dette tyder på at betaestimater bør betinges; på nyere historiske observasjoner eller på forventninger for fremtiden.

6. Konklusjoner og drøftelse

Den siste delen vil jeg vie en oppsummering av de viktigste funnene, for så å diskutere dem. Utover å rapportere det vi har observert, kan vi forklare det, eventuelt er vi i stand til å gjøre noen generaliseringer om Oslo Børs, om krisen eller om finansmarkedene generelt?

Korrelasjoner økte og konvergente

Ved å studere korrelasjoner og faktorsensitiviteter kan vi observere hvordan finanskrisen slo inn i finansmarkedene. Denne utredningen har avdekket og presentert hvordan samvariasjonen mellom Oslo Børs og en rekke markeder og varer skjøyt i været etter Lehman Brothers falt. Korrelasjoner mellom ulike variabler har etter finanskrisens start vært høye og overraskende like. Samvariasjon mellom variabler har i stor grad konverget på et høyere nivå, og lagt seg i et smalere intervall. Selv variabler som før delte liten samvariasjon har beveget seg mot eller lagt seg i intervallet [0,4:0,8]. Dette samsvarer med det Longini og Solnik (1995) rapporterer for krisen etter 1987. De fant at korrelasjoner var unormalt høye i opp mot fem år etter krisen startet. Deres analyser av betingte korrelasjoner strakte seg over 30 år (1960 – 1990). Der fant de at i perioder med høy turbulens var korrelasjonene mellom aksjemarkedene i G7 landene i snitt 0,542. I perioder med det de definerte som normal volatilitet var korrelasjonene i snitt 0,43 (27 % lavere). Fra 2003 til Lehman Brothers falt var den gjennomsnittlige korrelasjonen mellom Oslo Børs og mine 7 utvalgte aksjeindekser 0,47. Fra Lehman og til utgangen av 2010 var snittet 0,678 (44% økning). Dermed er det tydelig at min analyse viser egenskaper ved finanskrisen som har vist seg tidligere. Finanskrisen er i så måte ikke unik og viser kun noen iboende egenskaper ved finansmarkedene: I kriser definert ved høy volatilitet vil variasjonen til omsettelige variabler trekke i samme retning og graden av samvariasjon er til en viss grad forutsigbart. Historisk var nok konvergensen mellom Oslo Børs og de internasjonale finansmarkedene under finanskrisen relativt høy. Men her har jeg ingen tilsvarende studier for Oslo Børs å støtte meg til utover Longini og Solnik (1995) for G7 aksjemarkedene.

Årsakene til slike korrelasjonskollapser og finansiell smitte mellom markeder har i den akademiske litteraturen blitt gruppert i fundamentale og sentimentale grunner, slik som i Kolb (2011) og Pericoli og Sbracia (2001), og også i strukturelle som i Kaminsky og Schmukler (1999). Men overraskende lite tid er til nå viet spørsmålet om hvorfor dette skjer. Den akademiske diskusjonen rundt finansiell smitte er i større grad fokusert på å utvikle statistiske modeller for å best mulig avdekke og fange dynamikken mellom markedene. Selv om det finnes flere gode studier på tidligere kriser har jeg ikke kommet over noen som prøver å forklare korrelasjonskollapsen etter finanskrisen. Jeg vil videre prøve å gi noen forklaringer eller hypoteser for hvorfor vi observerer denne voldsomme endringen i samvariasjon ved å trekke på de resultatene jeg har funnet og de i tidligere studier. Jeg finner det meningsfylt å holde meg til den inndelingen av årsaker nevnt over.

Analysen har avdekket det jeg vil påstå er tendenser til at finansmarkedene ble mer sentimentstyrt etter krisen. Korrelasjonene er overraskende stabile etter krisen og frem til utgangen av 2010. Dette gjelder både mellom tradisjonelle aktiva som aksjeindekser og råvarer samt for påvirkningen til fryktindikatoren VIX. Selv om de fundamentale utsiktene og strukturelle forholdene har endret seg betydelig, vedvarer den samvariasjonen mellom aktiva som oppstod i kjølvannet av Lehmans fall. Frykten ved den implisitte volatilitetens påvirkning sitter fortsatt i markedet. Fenomenet er kjent fra tidligere kriser, som blant annet Bertero og Mayer (1990) og Longini og Solnik (1995) observerer i

årene etter 1987. Er det slik at investorer tilpasser seg en ny *norm* etter et krasj der korrelasjoner er høye og stabile helt til idiosynkratiske sjokk ved de ulike markedene etter vært løsrive dem? I en slik tolkning forutsettes en stor grad av flokkmentalitet hos investorer som søker den sikre allmenne oppfattelsen instinktivt for å beskytte pengene sine. En atferd mange mener er utbredt i finansmarkedene.

Slike psykologiske eller *sentimentale* faktorer kan være med å forklare det vi observerer i markedet gjennom finanskrisen. Masson (1999) forklarte måten sjokk i finansmarkedene spredde seg internasjonalt med at endring i investorsentiment skiftet økonomien eller markedet fra en *god* til en *dårlig* likevekt. Frykt og grådighet påvirker markedssvingninger, og spesielt ser vi dette i en krise. Noen vil si at de sterke utslagene vi så etter Lehman var irrasjonelle og et resultat av overdreven frykt. De sammenhengene og endringene vi leser ut av korrelasjons- og faktorsensitivitetsanalysene kan da tolkes som en følge av irrasjonell respons på krisen. Det faktum at nivået på samvariasjon har vedvart kan tolkes som at finanskrisen fortsatt sitter i hodet på investorer selv om den til en viss grad har sluppet taket på det fundamentale.

Korrelasjonskollapsen kan forstås som et *strukturelt* fenomen der investorer ble kastet inn i en spiral av nedsalg av risikable aktiva. Kaminsky og Schmukler (1999) beskrev hvordan Asia krisen spredde seg til nærliggende markeder og etter hvert ut til de internasjonale finansmarkedene ved at en nedsalgsspiral dannes når *margin calls* tvinger investorer eller institusjoner til å selge andre aktiva – det de kalte en slags *gjetende atferd* (herding behaviour). Mange store institusjonelle eiere var nødt til å selge. Den påfølgende returen opp igjen bredte seg også over største parten av det internasjonale finansmarkedet når likviditet ble pumpet inn i markedet. Det strukturelles påvirkning underbygges av hvordan vi så markedsbevegelser i aksjemarkedet og valutamarkedet som mange mente virket i utakt med det fundamentale. Verdipapirer som i større grad ble holdt av internasjonale institusjonelle investorer og som ble oppfattet som relativt mer eksotiske og usikre så generelt et større kursfall. Dette gjaldt blant annet for norske verdipapirer. Dette forklarer dog ikke hvorfor samvariasjonen har holdt seg i lang tid etter at aktivakursene virker å ha normalisert seg.

Jeg har tidligere nevnt at økningen i korrelasjoner også kan forstås *statistisk*. To variabler med observasjoner i ytterkanten på fordelingen vil nødvendigvis ha en økt samvariasjon. I den grad volatiliteten holder seg høy, vil vi da også forvente at samvariasjonen holder seg høy. Siden markedsvolatiliteten falt i løpet av 2009 uten at vi så en påfølgende normalisering av korrelasjoner mener jeg vi ikke kan tillegge denne statistiske forståelsen av korrelasjonskollapsen særlig vekt. Longini og Solnik (1995) fant at korrelasjonene reagerer ikke annerledes på store negative avkastninger i forhold til positive. Dermed burde volatilitetens påvirkning på korrelasjonene vedvare gjennom nedgangen og oppgangen i aksjemarkedet. Jeg har ikke brukt de rammeverk som finnes (Corsetti et al. 2005) for å skille den underliggende økningen i samvariasjon fra det som skyldes økt volatilitet, og oppfordrer heller videre studier til å inkludere dette. Om det er mulig å skille effektene vil det være nærliggende å tro at volatilitetens påvirkning var større i starten da den var høyere og at andre, gjerne sentimentale, årsaker har holdt samvariasjonen høy over lengre tid.

Vi kan betrakte finanskrisen og dens statistiske egenskaper som et resultat av *fundamentale* forhold. Mange akademikere (se for eksempel Corsetti et al., 1998; Kaminsky, 1998; Krugman, 1979) argumenterer for at det fundamentale (som boligbobler, forverring av handelsbalansen og resesjoner) er den viktigste grunnen til kriser og spredningen av dem. En vesentlig forutsetning for

spredning av kriser er integrasjon av økonomier. Da konjunktorene snudde og realøkonomien virket å forverre seg drastisk i de fleste nært integrerte vestlige land tok den systematiske risikoen overhånd, og i den enorme kraften den traff markedet dro med seg det som var av verdipapirer og druknet fullstendig idiosynkratisk variabilitet. Resultatet av at markedsfaktoren – som påvirket alle aktiva - ble så sterk var at aktiva, like og ulike i natur, begynte i mye større grad å samvarierte. Dette kan underbygges med funnene i tofaktor modellene. Systematisk risiko ble betydelig større, men økt systematisk risiko behøver ikke alene å skyldes fundamentale forhold. Igjen mener jeg dette vil være en utilstrekkelig forklaring på hvorfor den høye samvariasjonen holder seg stabil, spesielt mellom aksjemarkedene. Jeg tolker de fundamentale utsiktene som betydelig lysere i utgangen av 2010 enn de par foregående årene. Noen vil nok argumentere imot og tolke den stabile samvariasjonen som i større grad grunnet vedvarende fundamentale vanskeligheter.

I den grad smitte skjer over i markeder hvor de fundamentale problemene bak krisen ikke finnes – gjennom sentimentale eller strukturelle årsaker – vil det tale en sak for *bail-out* (Caporale et al 2005). Dette kan gjennomføres av internasjonale institusjoner som IMF eller EMU, eller fra nasjonale myndigheter som graver i statskassen, lånefinansierer eller starter seddelpressen. De direkte kostnadene, samt de indirekte gjennom moralsk hasard, taler imot slike intervensjoner.

Da vi ikke ser en normalisering av samvariasjonen i finansmarkedene ved utgangen av 2010, er det på tide å snakke om en strukturell endring? Det virker unaturlig at ikke korrelasjonene og sensitivitetene mellom aktiva skal returnere mot en normal. Selv om det tok tid normaliserte samvariasjonen seg etter krisen på slutten av 80-tallet, og graden av finansielle smitte la seg. Muligens vil dog finanskrisen ha hatt en slik sterk påvirkning eller oppvåkning på investorer at vi til en viss grad vil se en endring i den relative prisingen og resulterende samvariasjon mellom aktiva i lang tid. Dette vil dels kunne tilegnes den kraften og måten finanskrisen traff markedet.

Vi så eksponentielt økende korrelasjoner i starten av krisen. Har de lineære modellene for å måle samvariasjon gitt utilstrekkelige estimater på lengre sikt? Det er mulig at vi da vil observere korrelasjoner som er høyere i rolige tider nettopp for å fange opp og ta høyde for hvordan den systematiske risikoen fra tid til annen vil skylle over markedet og dra korrelasjoner oppover. Investorer kan ha komt til den oppfattelsen at verdipapirer vil samvarierte mer enn tidligere ventet i noen perioder og at korrelasjoner over tid vil være høyere enn de har vært historisk, og lar dem derfor ikke falle og gli like langt fra hverandre som de var før finanskrisen. Dette setter åpenbart en veldig stor lit til markedets kollektive bevissthet som jeg ville vært noe skeptisk til.

For noen variabler observerer vi en betydelig endret korrelasjon. Finanskrisen endret måten aktiva samvarierer utover bare å forsterke de korrelasjoner som fantes. For jordbruksvarer og i noe mindre grad hos shippingratene ser vi at korrelasjonsforhold etableres. En naturlig forklaring på dette er at den systematiske risikoen økte og påvirket i større grad et bredere spekter av aktiva, og skapte dermed samvariasjon der det før ikke fantes. Den økningen i korrelasjoner som Longini og Solnik fant mellom aksjemarkeder i perioder med høy volatilitet bekrefter mine studier også gjelder for en rekke råvarer og mineraler som kan betegnes som risikable aktiva. For valutakursen ser vi at finanskrisen i det korte bildet endret korrelasjoner og sensitiviteter overfor aksjemarkedet, men jeg fant også at korrelasjonene hadde en nedadgående tendens også i årene før og finner dermed ikke grunnlag for å si at finanskrisen i seg selv har skapt en endring i sammenhengene på mellomlang sikt som for andre aktiva.

Amerikansk innflytelse økte

Tofaktor modellene (appendiks B) viser hvordan den systematiske risikoen i markedet ble større relativt til usystematisk risiko etter Lehman Brothers falt. Markedsporteføljens forklaringssevne på variabiliteten til Oslo Børs steg voldsomt. Samtidig ser vi at de andre faktorenes evne til å forklare variabilitet utover markedsporteføljen med noen unntak sank. Systematisk risiko ble sterkere og dikterte markedssvingninger i mye større grad etter finanskrisen startet.

Jeg har funnet noen signaler på hvordan det amerikanske markedet tok over og fikk større innflytelse etter Lehman Brothers falt. Økning i korrelasjon for Oslo Børs var størst mot S&P500. VIX analysen signaliserer at det amerikanske aksjemarkedet fikk større innflytelse på europeiske markeder. Dog viste resultatene av tofaktor modellene at S&P500 ikke hadde særlig stor forklaringskraft på den usystematiske risikoen på Oslo børs, og videre at forklaringskraften falt etter Lehman. Det er vanskelig å legge særlig i dette resultatet grunnet korrelasjonen er svært høy mellom S&P500 og verdensindeksen DS World da det amerikanske markedet er den klart største enkeltkonstituenten i indeksen. Det faller meg derfor naturlig å tolke den økte systematiske risikoen som i noen grad et resultat av at det amerikanske markedet fikk større innflytelse i de internasjonale finansmarkedene.

De statistiske metodene jeg har brukt kan ikke påvise den store innflytelsen det amerikanske aksjemarkedet har på det norske, som mange analytikere til stadighet fremhever. Mine analyser sier svært lite om kausalitetsforholdet i finansmarkedene, og kunne dermed ikke forventes å gi noen konkluderende resultater i så henseende. Om samvariasjonsanalysen mellom S&P500 og OSEBX hadde tatt hensyn til tidsoneforskjellen vil vi muligens kunne finne en sterkere sammenheng. En vil da se på samvariasjon mellom det norske og amerikanske markedet på bestemte tidspunkt - som mellom før-handel i USA og åpning av børsen i Norge, samt sett på samvariasjon mellom endring i USA etter stengetid i Oslo med åpning på Oslo Børs dagen etter. Jeg vil tro at en slik ville funnet en betydelig høyere grad av samvariasjon grunnet en underliggende kausal sammenheng.

De europeiske aksjeindeksene fremstår som mest samvarierte med Oslo Børs. De europeiske indeksene, og de skandinaviske spesielt, har også størst forklaringskraft på den usystematiske variabiliteten til norske aksjer. Dette forholdet holdt seg gjennom finanskrisen. Dette er de økonomiene som er sterkest knyttet til den norske gjennom handel.

Volatilitet og frykt slo inn uniformt

Økt markedsvolatilitet under finanskrisen førte ikke til at Oslo Børs økte i volatilitet relativt til andre indekser. Mot det amerikanske aksjemarkedet falt den relative volatiliteten. Dette viser at et lite perifert marked som det norske ikke svinger mer når de internasjonale finansmarkedene vakler, selv om i tilfelle Oslo Børs så falt indeksen mer enn de aller fleste vestlige aksjemarkeder. Faktisk kan vi observere at den relative volatiliteten på Oslo Børs har vært betydelig høyere i perioden 2005-2007. Vi ser dog en økning i relativ volatilitet mot de to andre skandinaviske indeksene. Systematisk risiko, og økt sådan, kan forklare hvorfor den relative volatiliteten falt for Oslo Børs selv om markedsfallet var relativt stort. Oslo Børs har en større systematisk og total risiko og falt mer. Det var mindre rom for idiosynkratisk variabilitet. Relative volatiliteter ble dratt mot 1. Den uvanlig lave og stabile relative

volatiliteten og den høye korrelasjonen mellom aksjemarkedene under finanskrisen peker mot at det finnes en sammenheng mellom de to.

Et signal på finansiell smitte er at volatilitet slår inn i ett eller flere marked først, for så å spre seg senere til andre (Caporale et al 2005). Etter Lehman økte volatiliteten enten simultant blant vestlige markeder, eller smitte skjedde så raskt at det vanskelig lar seg måle. Dette nevnes i Kolb (2011) og understøttes av mine egne observasjoner.

Oslo Børs er mer volatil enn de fleste større aksjemarkeder og enn de andre skandinaviske markedene. Dette kan vi se over stort sett hele perioden 2003 til slutten av 2010. Hvis vi kan snakke om en normal vil det være grunnlag for å si at Oslo Børs er mellom 1x til 1,5x så volatil som andre vestlige aksjemarkeder (snitt vestlige aksjemarkeder anvendt i denne utredningen, 2003 til 2010, er 1,29).

VIX analysen viser at denne frykt indikatoren fikk en betydelig større negativ samvariasjon med svingninger i de europeiske aksjemarkedene etter Lehman Brothers falt. Dette kan tolkes som en atferdsmessig egenskap ved finansmarkeder og kriser. Frykt styrte markedene under finanskrisen og økt sådan sendte aksjemarkedene ned. Dette er i tråd med beskrivelsene av finansmarkeder delt av Shefrin (2000) og Hans Wagner². Vi har sett at korrelasjonen mellom VIX og S&P500 bare sank marginalt. Om vi skal kunne stole helt på samvariasjonen til VIX som indikator på frykt og markedsvolatilitetens påvirkning burde vi funnet noenlunde tilsvarende endring i korrelasjon som for de europeiske markedene. Endringen i samvariasjon kan tolkes fundamentalt som en naturlig konsekvens av den sterke økonomiske tilknyttingen mellom Europa og USA. Da VIX er implisitt volatilitet for S&P500 leder det meg til å tolke den sterke økte korrelasjonen mot europeiske aksjeindekser som et tegn på den sterke økningen i innflytelse det amerikanske markedet fikk. Frykt og markedssvingninger i USA fikk betydelig større påvirkning på andre aksjemarkeder. Denne observasjonen gir oss et signal på kausaliteten i de endringene i korrelasjoner og faktorsensitiviteter som fant sted under finanskrisen.

Oslo Børs økte mest i korrelasjon mot VIX. Dette er ikke tilstrekkelig bevis for at norske aksjer er mer utsatt i en krise. Korrelasjonen la seg på nivå med andre indekser.

Obligasjoner divergerte

Oslo Børs sin samvariasjon mot internasjonale statsobligasjoner og kredittobligasjoner er negativ og meget volatil. Under finanskrisen så vi at korrelasjonen og sensitiviteten mot OSEBX gikk nedover, spesielt for mindre risikable statsobligasjoner hvor betaen datt i bakken. Dette er helt i tråd med det vi forventer i en krise. Frykt skaper divergens i etterspørsel mot risikable og mindre risikable aktiva. Denne økte negative samvariasjonen startet når rentenivået falt fra slutten av 2007.

Mot slutten av 2009 og gjennom 2010 ser vi en normalisering i korrelasjonen og betaen mellom Oslo Børs og statsobligasjoner. Dermed skiller obligasjonene seg fra det store flertall av andre risikable aktiva. Dels ligger forklaringen i at rentefallet stoppet. Videre kan forklaringen på dette muligens også ligge i bakgrunnen for at vi *ikke* ser en normalisering i de risikable aktivaene. Finanskrisen kan ha endret markedsentimentet og hvordan investorer forholder seg til risikable aktiva på en så dyptgående måte at det har skapt en langvarig divergens fra normalen.

Avslutningsvis

Den førstederiverte av 6 måneders estimatorene for korrelasjoner og betaer mot Oslo Børs er stort sett utelukkende positiv når krisen slo inn etter Lehmans fall. Dette gjelder også for aktiva som i utgangspunktet var negativt korrelert og videre også så en økt negativ korrelasjon etter et par uker. Sjøkket i markedet som fulget Lehman førte til at korrelasjoner på noen dagers basis for stort sett alle aktiva var opp mot 1. Den finansielle smitten rett etter Lehman var kolossal. Denne utredningen har vist hvordan et slikt sjokk slår inn i markedet gjennom samvariasjonsanalyser. Videre har jeg belyst den bemerkelsesverdige konsistensen av samvariasjon i tiden etter. Finansiell smitte og årsakene til den er et felt som vi har opplevd er av stor betydning, økt korrelasjon mellom aktiva er en trussel mot stater og privatpersoners velstand, og i tiden fremover sannsynligvis vil få enda større oppmerksomhet.

Videre Studier

Hvor lenge varer den økte samvariasjonen

Fremtidige studier vil kunne avdekke hvor lenge den anormale samvariasjonen mellom aktiva varer etter finanskrisen. Ved å gjøre liknende studier for andre kriser, kan en sammenligne og lære mer om egenarten til finanskrisen.

Måle grad av realøkonomisk påvirkning

En relevant utvidelse av mine studier ville vært å undersøke om vi kan tallfeste i hvor stor grad andre markeders påvirkning på Oslo Børs er å tolke som realøkonomisk. Kan vi finne en signifikant sammenheng mellom endret korrelasjon og endret realøkonomisk samhandling som handel og bruke det som en standard? Vi vil dermed kunne estimere i hvor stor grad finansiell smitte mellom markeder kan tolkes fundamentalt i motsetning til et resultat av spredning av sentiment.

Skille ut finansiell smitte

Jeg har ikke brukt de rammeverk som finnes (Corsetti et al. 2005) for å skille ut finansiell smitte fra økte korrelasjoner, i motsetning til økningen i estimert samvariasjon som kun skyldes volatilitet. Dette vil muligens på en bedre måte tallfeste hvor sterk smitteeffekten og konvergens mellom markeder var etter Lehman Brothers falt.

Se nærmere på om Oslo Børs skiller seg ut

I den akademiske litteraturen er tester for finansiell smitte og gjensidig avhengighet (interdependence) gjort for en rekke finansielle kriser. Min studie gir de samme generelle resultatene for Oslo Børs og finanskrisen. En videre studie kunne sett nærmere på om det norske markedet skiller seg ut – mer grundig enn det som er gjort her. Dette kan gjøres ved å sammenlikne mine resultater med liknende analyser av andre markeder.

Teste forutsigbarhet i endringer i korrelasjoner

Finnes det en generell sammenheng mellom nivået på korrelasjoner mellom aktiva i finansmarkedene langs dimensjoner som økonomisk vekst eller inflasjon? Om vi kan gjenkjenne noen mønstre vil det hjelpe oss å estimere fremtidige korrelasjoner gitt en eller flere økonomiske variabler.

Konvergens i volatilitet

Jeg observerer at volatilitet i aktiva konvergerer i størrelse når turbulensen i markedet tar seg opp. Lar dette seg generalisere for andre – store og små – kriser?

Relativ volatilitet mellom Oslo Børs og oljeprisen

Øker Oslo Børs i volatilitet relativt til andre indekser når oljeprisen går opp? Hvorfor ser vi at Oslo Børs øker i volatilitet relativt til oljeprisen samtidig som korrelasjonen går opp? Skaper en høy oljepris en unormal eller signifikant endret påvirkning fra oljeprisen?

Referanser

Benninga, S. (2008), *Financial Modelling*, third edition, *MIT Press*.

Berk, Richard A. (2003), *Regression Analysis: A Constructive Critique*, *Sage*.

Bertero, E. og Mayer C. (1990), Structure and Performance: Global Interdependence of Stock Markets around the Crash of October 1987, *European Economic Review*, September 1990, 34: 1155-1180.

Caporale, G., Cipollini, A., Spagnolo, N. (2005), Testing for contagion: a conditional correlation analysis, *Journal of Empirical Finance*, 12 (2005) 476–489, Feb 2005.

Chen, N., Roll, R. og Ross, S. A. (1986), Economic Forces and the Stock Market, *The Journal of Business*, 59, 383-403.

Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N. (1998), What caused the Asian crisis?, *Mimeo, New York University*

Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2001), Correlation analysis of financial contagion: what one should know before running a test, *Temì di Discussione del Servizio Studi Banca d'Italia*, 408.

Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2005), Some contagion, some interdependence: More pitfalls in tests of financial contagion, *Journal of International Money and Finance* 24, 1177-1199.

Driesprong, G., Jacobsen, B., Maat, B. (2003), Striking Oil: Another Puzzle?, *Journal of Financial Economics*, nr. 89, s. 307-327.

Enders, W., (2010), *Applied Econometric Time Series*, 3rd edition, *Wiley*.

Engle, R. (2002), Dynamic Conditional Correlation: A simple class of Multivariate GARCH models, *Journal of Business & Economic Statistics*, Jul 2002.

Forbes, K.J. og Rigobon, R. (1999), Measuring contagion: conceptual and empirical issues, *MIT-Sloan School of Management, mimeo*.

Forbes, K. J. og Rigobon, Roberto, (2002), No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements, *Journal of Finance, American Finance Association*, vol. 57(5), pages 2223-2261, October.

Gjerde, Ø. og Sættem, B. (1999), Causal Realtions among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy, *The Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9, 61-74

Harris, Richard D. F., Stoja E. og Tucker J. (2007), A Simplified Approach to Modelling the Comovement of Asset Returns, *Journal of Futures Markets* 27, 575-598.

Jones, Charles M. and Kaul, Gautam (1996), Oil and the Stock Markets, *J. of Finance*, Vol. 51 No. 2, June 1996

- Jorion, P. (2000), Value at Risk, *McGraw Hill*, Chapter 8.
- Kaminsky, G. (1998), What moves financial markets? *Mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System, June*.
- Kaminsky, G.L., Schmukler, S.L. (1999), What triggers market jitters? A chronicle of the Asian crisis, *Journal of International Money and Finance 18 (4)*, 537– 560.
- Keller, G. (2005), Statistics for Management and Economics, 7th edition, *Thomson Books/COLE*
- King, M. og Wadhvani, S. (1990), Transmission of Volatility between Stock Markets, *Review of Financial Studies*, 1990, 3: 5-33.
- Kolb, Robert W., editor, (2011), Financial Contagion: The Viral Threat to the Wealth of Nations, *Kolb Series in Finance: Essential Perspectives*.
- Krugman, P. (1979), A model of balance-of-payments crises. *Journal of Money, Credit, and Banking 11*, 311–325.
- Longini, F. og Solnik, B. (2005), Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No, 1, pp. 3-26, 1995.
- Masson, P. (1999), Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria, *Journal of International Money and Finance 18 (4)*, 587– 602.
- Norman, Victor D. (1993), Næringsstruktur og utenrikshandel i en liten, åpen økonomi, *Gyldendal Akademisk*
- Pericoli, M., og Sbracia, M. (2001), A Primer on Financial Contagion, *Temidi discussion del Servizio Studi, Banca d'Italia*, Nu. 407 Juni 2001.
- Rigobon, R. (2003), Identification through heteroscedasticity, *Review of Economics and Statistics 85 (4)*, 777–792.
- Shefrin, H. (2002), Beyond Greed and Fear, *Oxford University Press*
- Sørensen, Lars Qvigstad, (2009), Oil Price Shocks and Stock Return Predictability, Norwegian School of Economics and Business Administration Department of Finance and Management Science Working Paper 09/02.
- Tao Lin (2007), Application of a Stochastic price modelling method to energy commodities and their derivatives, , Doktoravhandling Norges Handelshøyskole, Dec 2007.
- Thöni, H. (1977), Testing the difference between two coefficients of correlation, *Biometrical Journal*, Volume 19, Issue 5, pages 355–359, 1977.
- Williams, J. C. (1989), The economic function of the futures market, *Cambridge University Press*

Master Utredninger

Bruland, K. A., Dalehaug, N. (2008), Realøkonomi og aksjemarked i Norge, Masteroppgave ved Norges Handelshøyskole, Vår 2008.

Gabrielsen, H., og Holtet, M., (2009), Oljeprisens Påvirkning på Oslo Børs, Masteroppgave ved Norges Handelshøyskole, Vår 2009.

Jacobsson, A., Nordenström, P. (2009), Reviewing the financial crisis: A descriptive analysis of the turmoil in financial markets 2007-2009, Master Thesis Stockholm School of Economics

Andre Kilder

Forelesninger i Applied Finance (FIE436), våren 2011, ved Richard Harris, Norges Handelshøyskole

Federal Reserve Bank of Dallas (2005), "Natural Gas Pricing: Do Oil Prices Still Matter?", *Issue 4, Juli 2005*.

Opdyke, J., "Rethinking Gold: What if It Isn't a Commodity After All?", *The Wall Street Journal*, 21.08.2010

Kliesen, Kevin I. (2009), Economic Synopses 2009, nu. 28. The Economist.

Internettkilder

¹Wagner, Hans, "Volatility's impact on market returns", Investopedia.com, 07.02.2011

²Warren, Peter. (2010), "Bankenes opptreden i søkelyset", Peter Warrens finansblogg, <http://www.peterwarren.no/>

Chicago Board Options Exchange, www.cboe.com

"Expansion of LNG threatens gas glut", *Financial Times*, ft.com, 08.03.2009

IEA, "Analysis of the Impact of High Oil Prices on the Global Economy", International Energy Agency Mai 2004, www.iea.org

Iordanova, Tzveta, Introduction To Stationary And Non-Stationary Processes, Investopedia.com, 07.02.2011

Oslo VPS, <http://www.vps.no/public/>

SSB import og eksportstatistikk, www.ssb.no

Figurliste

Figur 1-1	Normalisert utvikling OSEBX og S&P500
Figur 2-1	Ordinary Least Squares
Figur 3-1	Tidsplot OSEBX 2003-2010
Figur 3-2	ACF OSEBX
Figur 3-3	Tidsplot og ACF plot for OSEBX transformert
Figur 5-1	Tabellutskrift korrelasjoner, før og etter Lehman
Figur 5-2	6mnd Korrelasjon, Beta og Rel. Vol. OSEBX og S&P500, 03-10
Figur 5-3	6mnd Korrelasjon, Beta og Rel. Vol. OSEBX og S&P500, 08-09
Figur 5-4	6mnd Korrelasjon OSEBX og S&P500, 03-10
Figur 5-5	Test av endring i korrelasjon OSEBX og S&P500
Figur 5-6	1mnd korrelasjon OSEBX og S&P500, 08-10
Figur 5-7	6mnd korrelasjon OSEBX og aksjeindekser
Figur 5-8	Tabell korrelasjoner aksjemarkeder
Figur 5-9	6mnd beta aksjeindekser mot OSEBX
Figur 5-10	Relativ Volatilitet OSEBX over aksjeindekser
Figur 5-11	Tabell relativ volatilitet OSEBX over aksjeindekser
Figur 5-12	6mnd Korrelasjon, Beta og Rel. Vol. OSEBX og Brent, 03-10
Figur 5-13	6mnd Korrelasjon Brent og aksjeindekser, 03-10
Figur 5-14	Tabell korrelasjoner Brent og aksjeindekser
Figur 5-15	6mnd korrelasjon VIX og aksjeindekser, 03-10
Figur 5-16	Tabell korrelasjoner VIX og aksjeindekser
Figur 5-17	6mnd korrelasjon OSEBX mot obligasjoner, 03-10
Figur 5-18	6mnd beta OSEBX mot obligasjoner, 03-10
Figur 5-19	6mnd korrelasjon OSEBX mot metaller og mineraler, 03-10
Figur 5-20	6mnd korrelasjon OSEBX mot tank og bulkrater, 03-10
Figur 5-21	Tabell korrelasjon, beta OSEBX mot tank og tørrbulk, 03-10
Figur 5-22	6mnd korrelasjon OSEBX mot valutapar, 03-10
Figur 5-23	Tabell korrelasjon OSEBX mot valutapar, før og etter Lehman
Figur 5-24	6mnd korrelasjon OSEBX mot jordsbruksvarer, 03-10
Figur 5-25	Tabell korrelasjoner, jordbruksvarer og OSEBX

Appendiks A Stasjonaritetstester

Oljeprisen

Når vi spesifiserer hvilken modell vi ønsker å teste for enhetsrøtter ut i fra, vil vi måtte gjøre en fundamental avgjørelse for den underliggende datagenererende prosessen. For aksjer er et drift ledd lett å begrunne med økonomisk teori: En aksjeeier krever risikokompensasjon for å eie et risikabelt aktiva. For råvarer er spørsmålet om risikopremie mer komplisert og svært omstridt blant akademikere og praktikere.

En holder av olje vil kreve kompensasjon for den finansielle og fysiske lagringskostnaden. Den finansielle kostnaden tilsvarer alternativkost på kapitalen, den risikofrie rente. Med råvarer antar man ofte at det også finnes en *convenience yield*. Dette er en gevinst av å holde på varen, en slags dividenderate. En eventuell underliggende drift i prisen på varen vil da være lik lagringskostnadene minus *convenience yield*, som begge er vanskelige å kunne observere eller å anslå.

Tao Lin (2007) analyserte i sin doktorgradsavhandling om denne *convenience yield* den var av en slik størrelse at oljeprisserien var stasjonær. Det vil si, han testet om δ i 2.23 var < 1 . Det manglende metodiske rammeverket for å skille en nær enhetsrotprosess fra en enhetsrot resulterte i at svarene ikke var konkluderende. Jeg antar videre at oljeprisserien er ikke-stasjonær.

Jeg vil teste for enhetsrøtter med både spesifisasjon 2.23 og 2.24 på den transformerte serien. Om resultatet er det samme vil spørsmålet om en risikopremie, i lys av min videre analyse, kunne sees bort i fra.

DF test for 2.23:

Value of test-statistic is: -12.6019

DF test for 2.24:

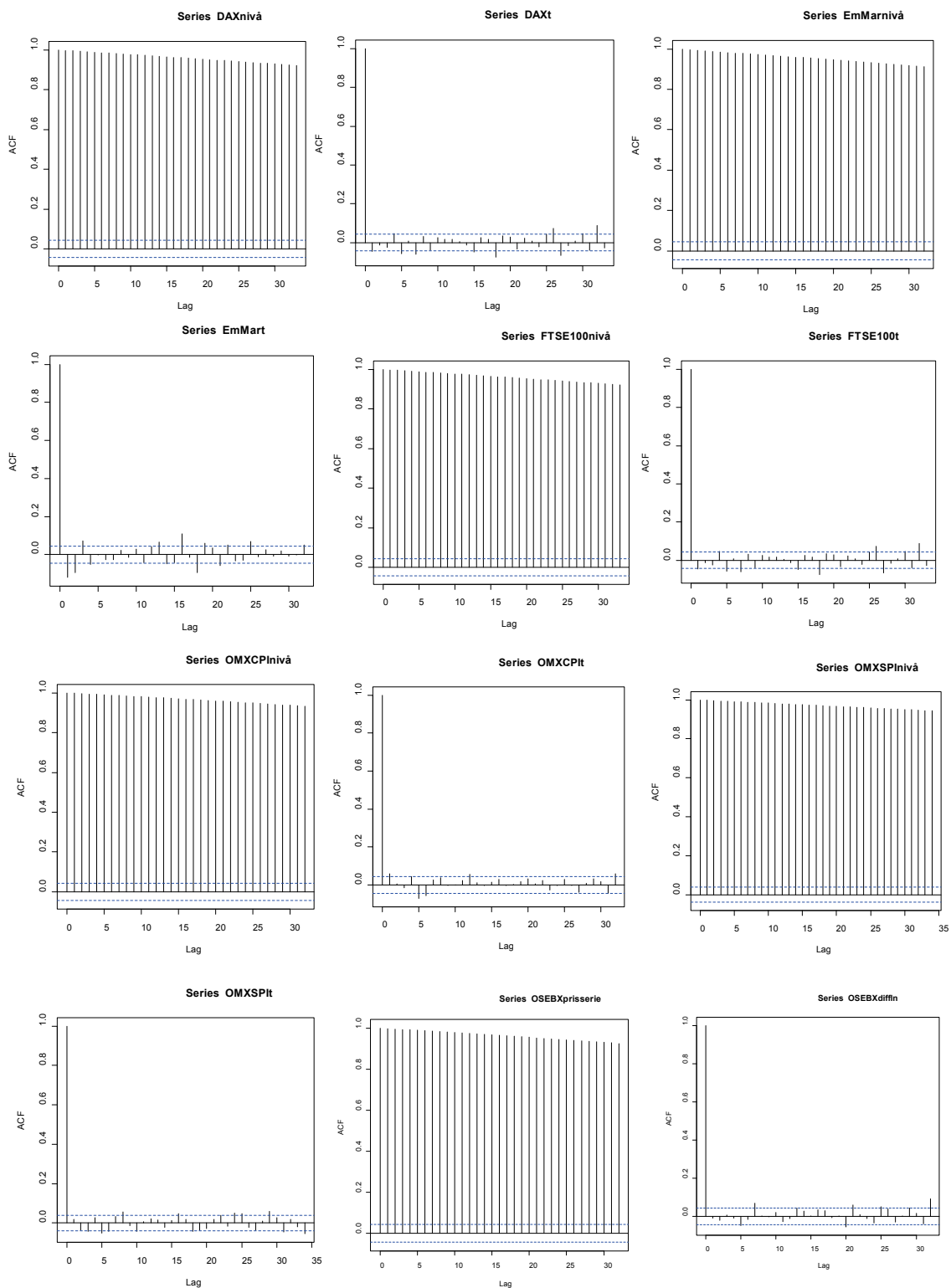
Value of test-statistic is: -12.648

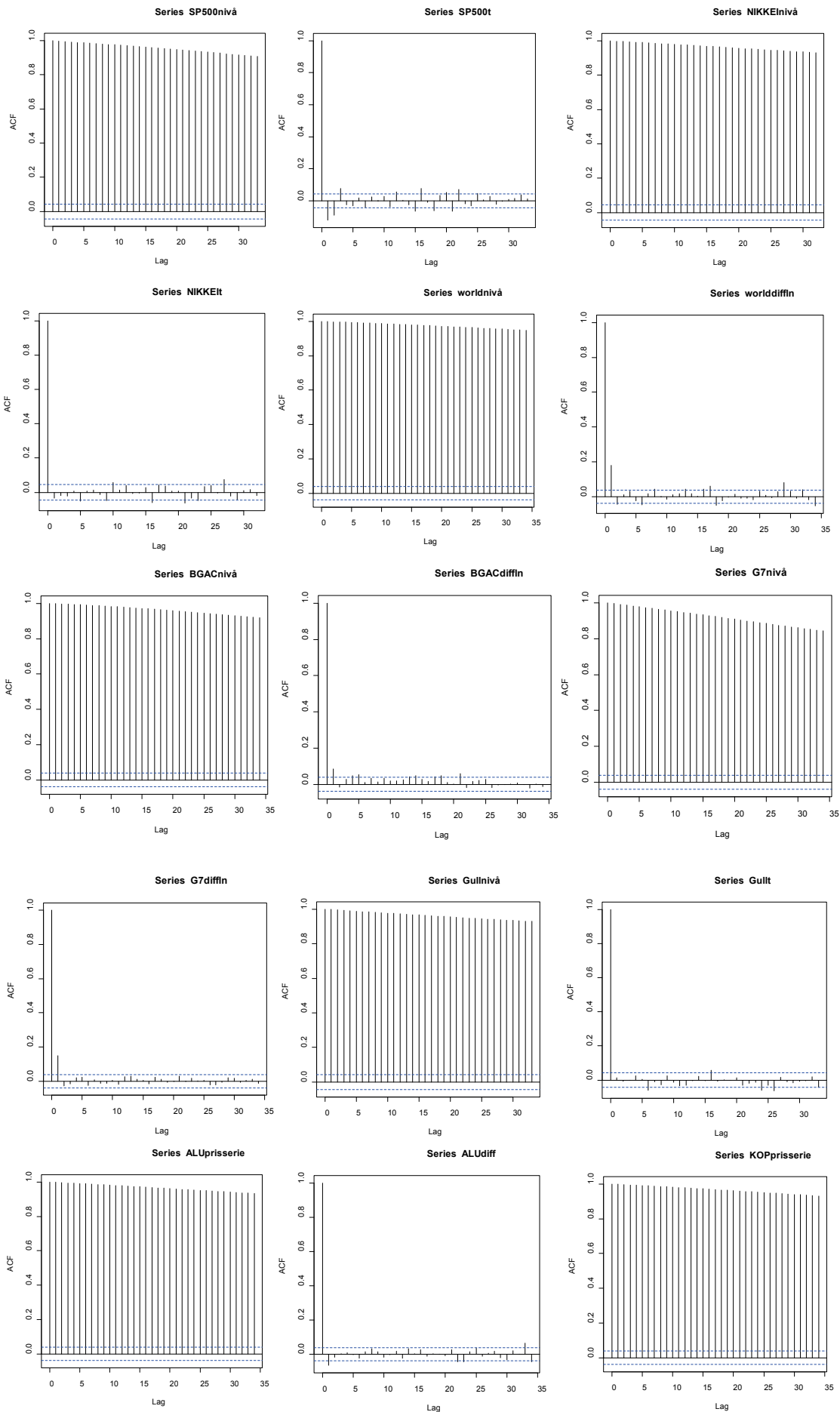
Vi ser at begge tester forkaster hypotesen om at de transformerte seriene er enhetsrotprosesser. Vi kan konkludere med at den logdifferensierte serien er stasjonær. Jeg har kjørt lignende tester for de andre råvarene og mineralene. Utskrifter finnes under. Testene viser at vi kan godta de transformerte seriene som stasjonære. 2.23 og 2.24 gir samme resultat for alle variabler.

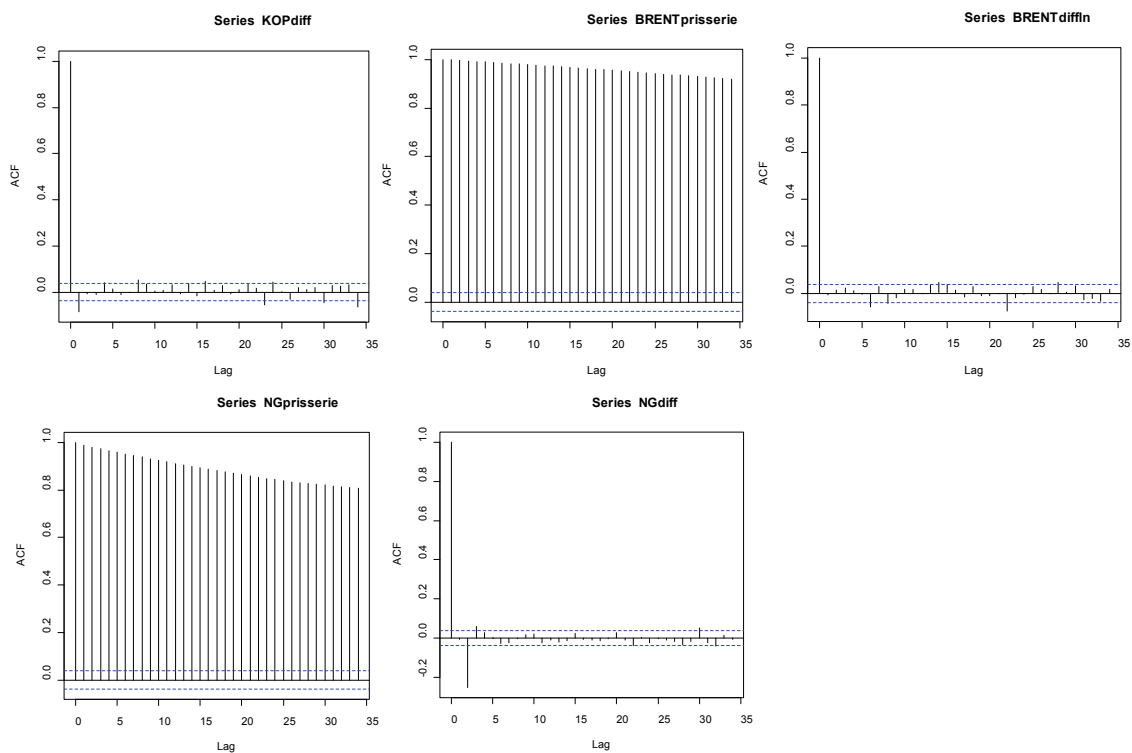
Tank og drybulk ratene viser stor autokorrelasjon i de transformerte seriene. Dette skyldes muligens det lengre og stabile fallet ratene har sett over periodene jeg studerer. De er dog stasjonære. Jeg finner det ikke rimelig at shipping ratene bør vise en form for drift utover inflasjon som ikke vil spille noen rolle over korte tidsrom.

Utskrifter av ACF følger for alle prisseriene og de transformerte seriene, samt Dickey-Fuller test resultater for de transformerte seriene, med antall lags og modellforutsetninger. For noen serier vises tester for både med drift ledd og uten.

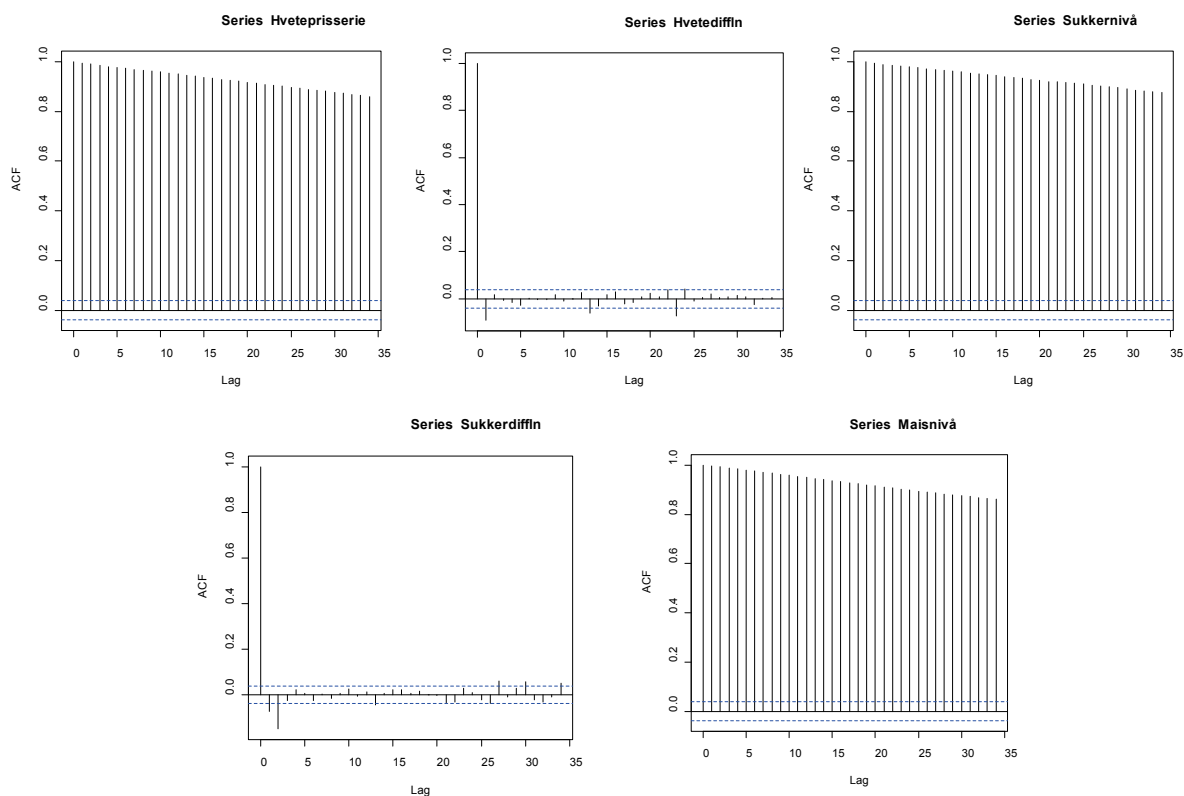
ACF Plot

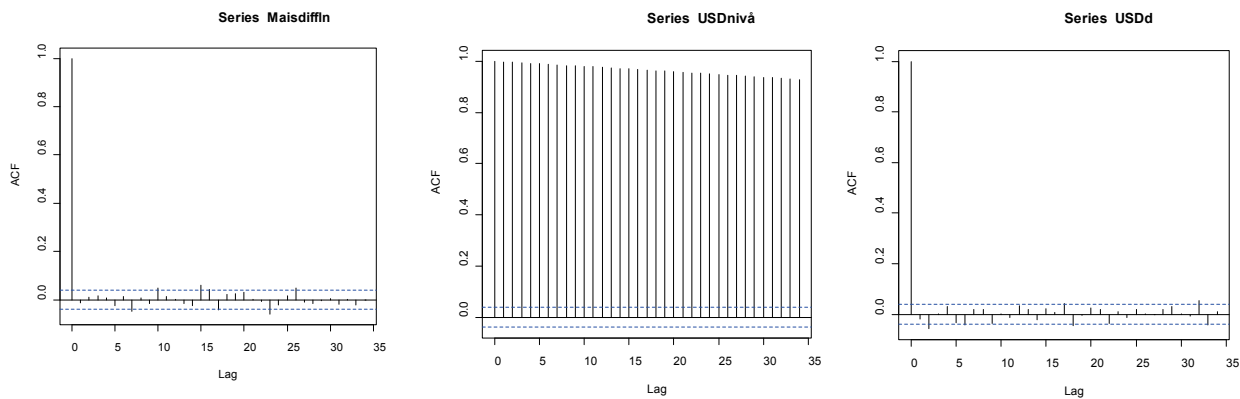




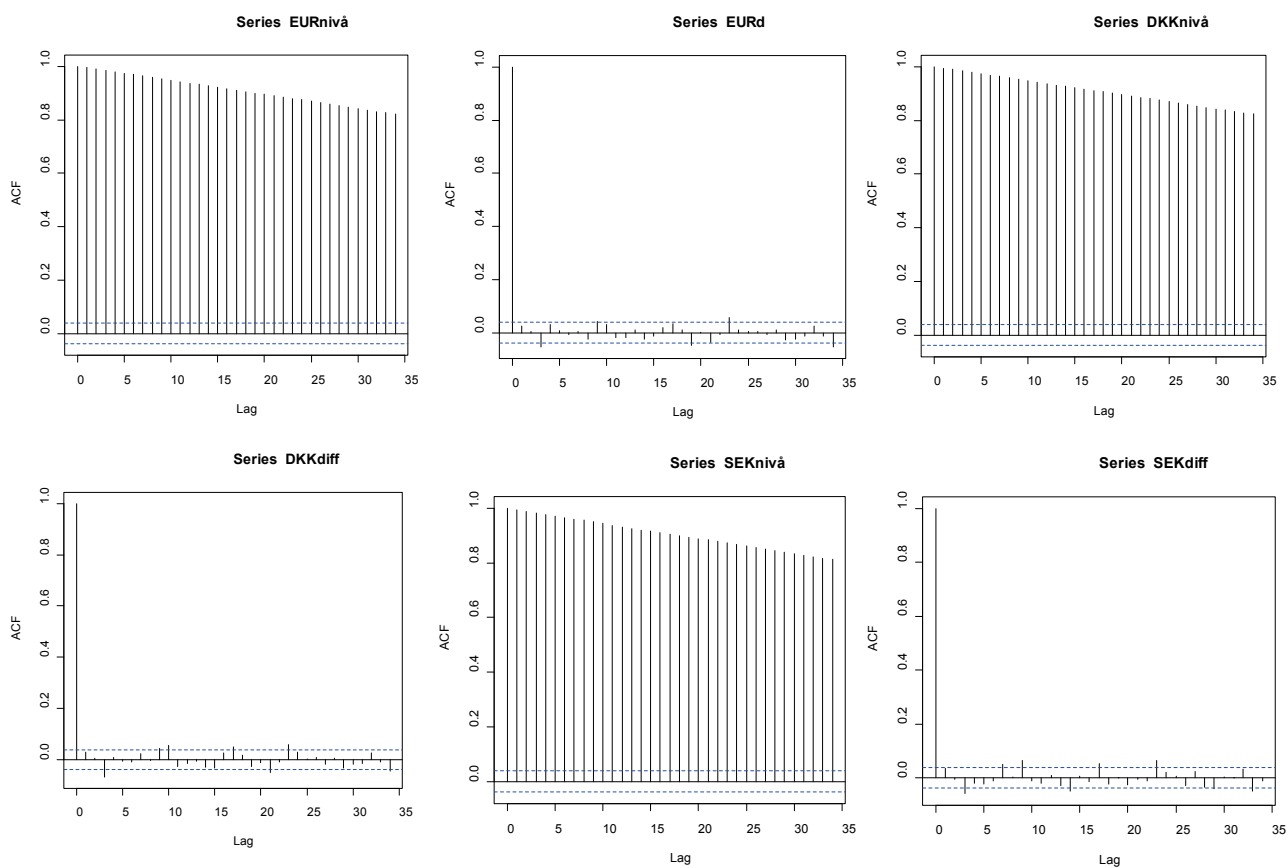


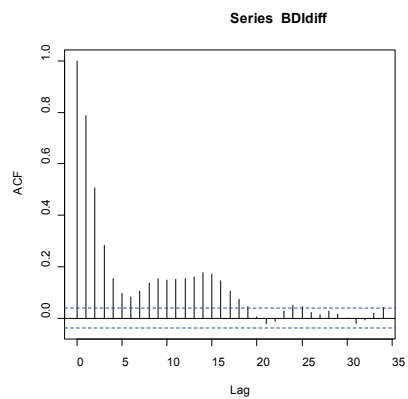
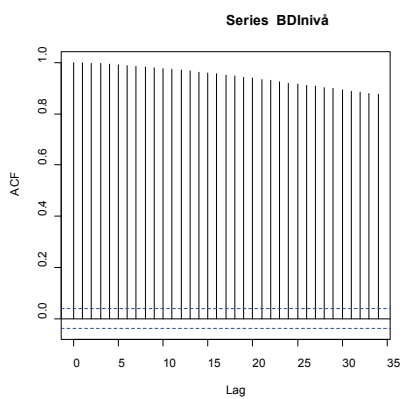
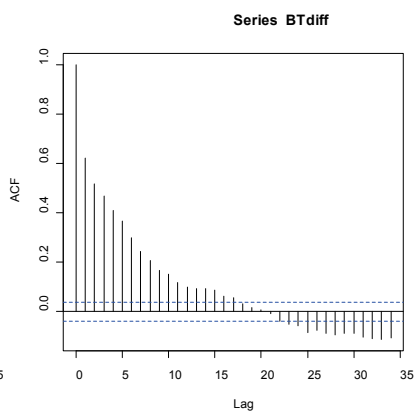
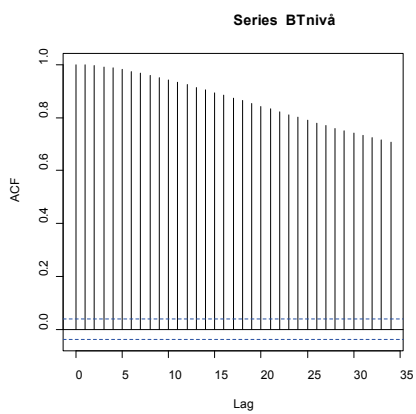
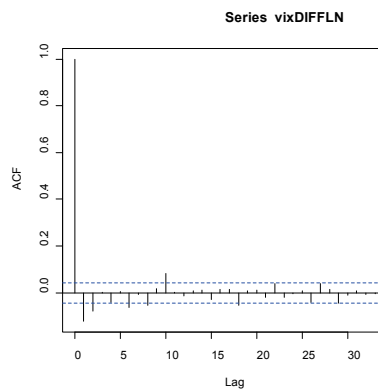
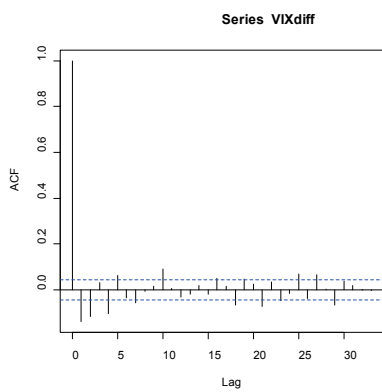
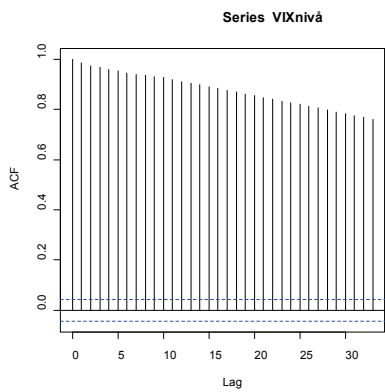
Jordbruksvarer vil kunne vise sesongmessige variasjoner. Hvis prisen i stor grad er drevet av faktorer på tilbudsiden – det vil si at etterspørselen er inelastisk – og varene ikke er lagringsdyktige over lengre perioder, vil sesongmessige trender gjøre seriene ikke-stasjonære. Jeg finner lite indikasjoner på dette i mine serier.





Valutakurser er ofte antatt å ha en stokastisk trend uten noen deterministiske tidsavhengige ledd. Man vil da gjerne forvente at slike prosesser blir godt beskrevet av en random walk modell. Denne prosessen er differensstasjonær.





DF test resultater Transformerte serier

Aksjeindekser	med Drift	Uten	Lags
OSEBX	-16.6774		6
DAX	-12.435		14
MSCI Em Mark.	-10.4477		15
FTSE100	-12.435		14
OMXCPI CO	-11.8968		11
OMXCSPi	-12.0158		15
S&P500	-12.627		11
NIKKEI225	-11.1066		15
DS World	-11.4181		15
Obligasjonsindekser			
BGAC	-20.4762		4
BG7	-34.9921		1
Mineraler & Råvarer			
Gull	-11.1416	-10.8732	15
Aluminium	-54.4225	-54.4285	0
Kobber	-10.8176	-10.7503	15
Brent	-12.648	-12.6019	13
Naturgass	-32.4391	-32.4448	2
Jordbruksvarer			
Hvete	-14.878	-14.837	13
Sukker		-34.797	2
Mais		-11.589	15
Valuta			
NOKUSD		-22.3005	5
NOKEUR		-30.712	2
NOKDKK		-14.7746	9
NOKSEK		-14.1972	13
Volatilitet			
VIX		-15.7044	9
Shippingrater			
Tank		-12.3167	4
BDI		-12.3167	4

Appendiks B Tofaktor modeller

	Før Lehman						
	Beta DS World	Beta	t-verdi	F-verdi	R2	adj. R2	
DS World	1.01	1.01	25.7		0.327	0.326	
S&P500	1.55	-0.57	-13.0	454.7	0.404	0.403	
Gull	0.99	0.05	2.1	331.3	0.328	0.327	
FTSE100	0.54	0.48	12.3	440.9	0.393	0.392	
OMXSPI	0.43	0.54	17.5	556.4	0.450	0.449	
DAX	0.75	0.22	6.9	363.1	0.348	0.347	
Emerg. Mark.	1.29	-0.14	-5.1	339.2	0.345	0.344	
NIKKEI225	0.95	0.08	3.2	338.6	0.333	0.332	
OMXCPI CO	0.50	0.65	19.0	595.0	0.467	0.466	
NOKUSD	1.05	0.15	3.6	337.8	0.332	0.331	
NOKEUR	1.00	-0.21	-2.7	333.7	0.329	0.328	
Aluminium	0.97	0.08	3.8	339.1	0.333	0.332	
Kobber	0.94	0.09	5.3	348.7	0.339	0.338	
Hvete	1.01	0.00	-0.3	328.2	0.326	0.325	
Naturgass	1.01	0.01	2.2	331.6	0.328	0.327	
Brent	1.00	0.11	8.5	381.7	0.360	0.359	
VIX	1.20	0.04	7.4	369.0	0.352	0.351	
Sukker	1.03	0.04	3.1	335.2	0.330	0.329	
BGAC	0.99	-0.45	-3.2	335.8	0.331	0.330	
BG7	0.95	-0.90	-5.0	346.5	0.338	0.337	
Mais	1.01	0.02	1.1	329.1	0.326	0.325	
NOKSEK	1.01	-0.09	-1.3	329.4	0.326	0.325	
Baltic Tank	1.01	-0.01	-0.2	328.2	0.326	0.325	
BDI	1.01	0.02	1.0	328.9	0.326	0.325	

t-verdier er gitt for beta til den andre forklaringsvariabelen utover DS World. De fulle modellene vil alltid ha en signifikant forklaringskraft på OSEBX. F-verdiene tester om begge betaer er 0, og vi kan forkaste den hypotesen for alle modellene.

Første linje for DS World tester naturligvis bare en forklaringsvariabel.

	Etter Lehman					
	Beta DS	World Beta	t-verdi	F-verdi	R2	adj R2
DS World	1.23	1.23	32.01		0.646	0.646
S&P500	1.62	-0.38	-7.12	583.11	0.676	0.674
Gull	1.23	0.02	0.51	511.82	0.646	0.645
FTSE100	0.54	0.75	12.82	743.84	0.727	0.726
OMXSPI	0.59	0.67	12.77	741.87	0.726	0.725
DAX	0.67	0.56	9.48	638.37	0.695	0.694
Emerg. Mark.	1.50	-0.17	-5.29	550.95	0.663	0.662
NIKKEI225	1.25	-0.02	-0.58	511.92	0.646	0.645
OMXCPI CO	0.76	0.58	11.02	682.94	0.709	0.708
NOKUSD	1.21	-0.06	-0.91	512.63	0.647	0.645
NOKEUR	1.22	-0.12	-1.26	513.68	0.647	0.646
Aluminium	1.18	0.09	2.38	519.43	0.650	0.649
Kobber	1.08	0.16	5.54	554.86	0.665	0.663
Hvete	1.21	0.05	2.29	518.83	0.649	0.648
Naturgass	1.22	0.03	2.09	517.65	0.649	0.648
Brent	1.01	0.24	10.00	652.67	0.700	0.699
VIX	1.29	0.02	1.58	514.98	0.648	0.647
Sukker	1.23	-0.01	-0.49	511.80	0.646	0.645
BGAC	1.22	-0.41	-1.91	516.58	0.648	0.647
BG7	1.18	-1.17	-3.34	527.20	0.653	0.652
Mais	1.19	0.08	3.00	524.15	0.652	0.651
NOKSEK	1.24	-0.14	-1.32	513.92	0.647	0.646
Baltic Tank	1.23	-0.04	-1.24	513.64	0.647	0.646
BDI	1.23	0.04	1.79	515.97	0.648	0.647

	Før		Etter		Endring R2
	adj. R2	Utover DS World	adj. R2	Utover DS World	
DS World	0.326	0.000	0.646	0.000	0.320
S&P500	0.403	0.077	0.674	0.029	0.271
Gull	0.327	0.001	0.645	0.000	0.318
FTSE100	0.392	0.066	0.726	0.080	0.333
OMXSPI	0.449	0.123	0.725	0.079	0.276
DAX	0.347	0.021	0.694	0.048	0.347
Emerg. Mark.	0.344	0.018	0.662	0.016	0.318
NIKKEI225	0.332	0.006	0.645	0.000	0.313
OMXCPI CO	0.466	0.140	0.708	0.063	0.242
NOKUSD	0.331	0.005	0.645	0.000	0.315
NOKEUR	0.328	0.002	0.646	0.000	0.318
Aluminium	0.332	0.006	0.649	0.003	0.317
Kobber	0.338	0.012	0.663	0.018	0.325
Hvete	0.325	-0.002	0.648	0.003	0.324
Naturgass	0.327	0.001	0.648	0.002	0.321
Brent	0.359	0.033	0.699	0.053	0.340
VIX	0.351	0.025	0.647	0.001	0.296
Sukker	0.329	0.003	0.645	0.000	0.316
BGAC	0.330	0.004	0.647	0.002	0.318
BG7	0.337	0.011	0.652	0.006	0.315
Mais	0.325	-0.001	0.651	0.005	0.325
NOKSEK	0.325	-0.001	0.646	0.000	0.321
Baltic Tank	0.325	-0.002	0.646	0.000	0.321
BDI	0.325	-0.001	0.647	0.001	0.322

Modellspesifikasjoner med rød R2 har en ikke-signifikant variabel.

Hele Perioden med dummy variabler

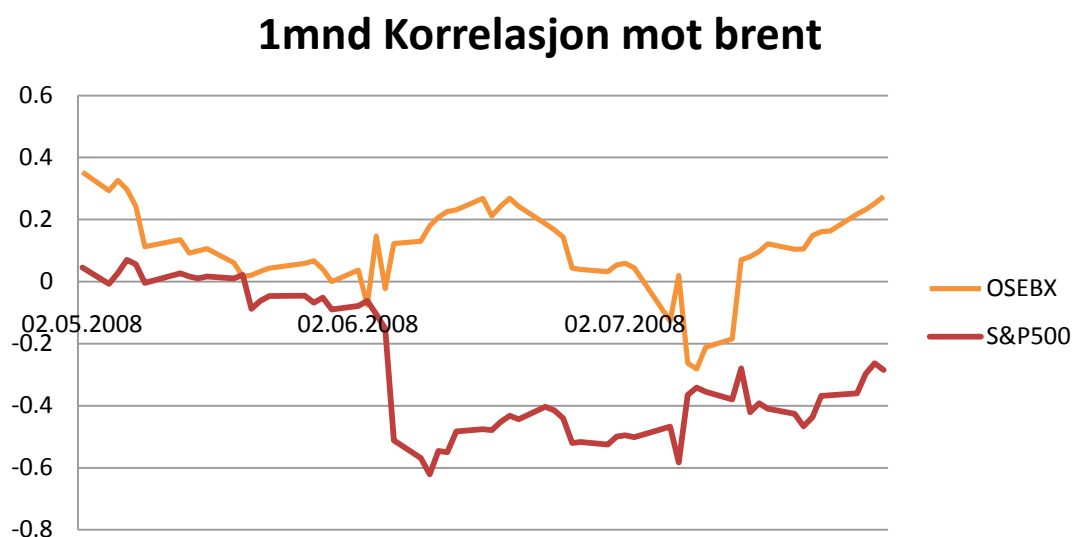
	$\alpha_1 D_t$	$\beta_0 DSW_t$	$\beta_1 D_t * DSW_t$	$\gamma_0 X_t$	$\gamma_1 D_t * X_t$	F	adj R2
S&P500	5.4E-06	1.55	0.08	-0.57	0.19	508.5	0.571
(t-verdier)	0.01	24.39	0.96	-11.30	2.91		
Gull	-5.7E-05	1.00	0.23	0.06	-0.04	422.5	0.525
	-0.09	21.35	4.09	2.01	-0.85		
FTSE100	-0.0002	0.56	-0.01	0.48	0.27	570.4	0.599
	-0.35	9.32	-0.18	10.93	4.16		
OMXSPI	-0.00045	0.45	0.13	0.53	0.14	620.1	0.619
	-0.83	8.15	1.81	15.06	2.59		
DAX	-8.7E-05	0.76	-0.09	0.23	0.34	493.2	0.564
	-0.15	12.57	-1.11	6.34	5.55		
Emerg. Mark.	-3.9E-05	1.20	0.30	-0.11	-0.05	444.7	0.538
	-0.07	18.38	3.63	-3.77	-1.37		
NIKKEI225	-8.1E-05	0.96	0.29	0.08	-0.10	423.6	0.526
	-0.13	18.43	4.57	2.56	-2.38		
OMXCPI CO	3.11E-05	0.51	0.25	0.64	-0.07	612.8	0.616
	0.06	9.90	3.70	16.21	-1.16		
NOKUSD	-6.1E-05	1.06	0.14	0.15	-0.22	425.4	0.527
	-0.10	22.53	2.36	3.17	-2.97		
NOKEUR	-7.2E-05	1.01	0.21	-0.21	0.09	424.1	0.526
	-0.12	22.01	3.69	-2.38	0.74		
NOKSEK	-5.2E-05	1.02	0.21	-0.09	-0.05	422.3	0.525
	-0.09	22.40	3.86	-1.09	-0.42		
Aluminium	-4.1E-05	0.98	0.21	0.08	0.01	429.1	0.529
	-0.07	20.62	3.49	3.36	0.24		
Kobber	-4.9E-05	0.95	0.13	0.09	0.08	449.5	0.541
	-0.08	20.09	2.12	4.61	2.54		
Hvete	-5.3E-05	1.02	0.18	0.00	0.06	424.1	0.526
	-0.09	22.43	3.27	-0.24	2.31		
Naturgass	-2.2E-05	1.02	0.20	0.01	0.02	425.1	0.527
	-0.04	22.44	3.67	1.93	1.22		
Brent	4.65E-05	1.02	-0.01	0.11	0.13	506.5	0.570
	0.08	23.41	-0.14	7.54	5.25		
VIX	3.6E-05	1.21	0.08	0.04	-0.02	439.9	0.535
	0.06	22.51	1.14	6.47	-2.07		
Sukker	-3.4E-05	1.04	0.19	0.04	-0.05	424.4	0.526
	-0.06	22.64	3.42	2.94	-2.63		
BGAC	4.02E-05	1.00	0.22	-0.48	0.07	426.8	0.528
	0.07	21.70	3.98	-3.01	0.28		
BG7	-9.8E-06	0.96	0.21	-0.93	-0.25	436.4	0.533
	-0.02	20.41	3.71	-4.46	-0.70		
Mais	-7.5E-05	1.02	0.17	0.02	0.06	426.9	0.528
	-0.13	22.20	3.04	1.00	2.25		
Baltic Tank	-0.00011	1.02	0.21	-0.01	-0.03	421.7	0.525
	-0.18	22.41	3.82	-0.22	-0.98		
BDI	8.4E-06	1.02	0.21	0.02	0.02	423	0.525
	0.01	22.40	3.84	0.72	0.77		

Appendiks C Oljeprisen divergerte aksjemarkedene?

Oljeprisens stigning i første halvdel av 2008 førte til en generelt synkende samvariasjon med de vestlige aksjemarkedene. I det oljeprisen tok av ved månedsskifte mai-juni så vi derimot et utslag oppover for Oslo Børs. Hvorfor kan høyere oljepris dra korrelasjon mot Oslo Børs nedover

- Den høye oljeprisen kan kjøle ned verdensøkonomien og skape uforutsigbar inflasjon
- Negativt sentiment blant internasjonale investorer sprer seg

Korrelasjonen mellom Oslo Børs og Brent var fra januar til september 0,26, mens den var for S&P500 -0,2. Begge korrelasjoner hadde en nedadgående tendens mens oljeprisen var på vei opp. Oljeprisen fikk en større negativ effekt på prisingen av aksjer etter hvert som den nådde nye høyder. I starten på juni 2008 derimot, hvor oljeprisoppgangen var sterk, ser vi en klar divergens i dens påvirkning på det norske og amerikanske aksjemarkedet.



Dette er et noe underlig fenomen som til en viss grad kan forklare hvorfor samvariasjonen mellom det norske og internasjonale aksjemarkeder gikk ned i denne perioden.

Appendiks D Resultater Beta

	Beta			
	6mnd før Lehman	6mnd etter Lehman	2003 til Lehman	Lehman til 2010
S&P500	0.19	0.64	0.32	0.69
FTSE100	0.66	1.18	0.76	1.16
OMXSPI	0.62	1.14	0.72	1.09
DAX	0.57	1.05	0.53	1.03
Emerg. Mark.	0.28	0.37	0.28	0.42
NIKKEI225	0.38	0.53	0.34	0.45
OMXCPI CO	0.85	1.25	0.88	1.12
BGAC	-0.67	-1.92	-1.04	-1.52
BG7	-2.55	-6.87	-2.14	-5.16
Brent	0.18	0.56	0.12	0.55
Gull	0.15	0.07	0.20	0.20
Aluminium	0.31	0.86	0.21	0.57
Kobber	0.30	0.60	0.21	0.56
Naturgass	0.18	0.24	0.01	0.07
VIX	-0.02	-0.26	-0.04	-0.18
NOK/USD	-0.37	-1.19	-0.11	-1.09
NOK/EURO	-0.90	-0.90	-0.43	-1.03
NOK/SEK	-0.67	-0.01	-0.11	-0.07
NOK/DKK	-0.79	-0.97	-0.42	-1.08
Hvete	0.01	0.40	0.01	0.27
Sukker	-0.03	-0.29	0.00	-0.08
Mais	0.15	0.63	0.06	0.34
Tank	0.15	-0.24	0.01	-0.04
BDI	0.16	0.06	0.04	0.04

Her er betakoeffisientene estimert i enkle regresjonsmodeller, med kun en forklaringsvariabel (2.1), mot OSEBX.

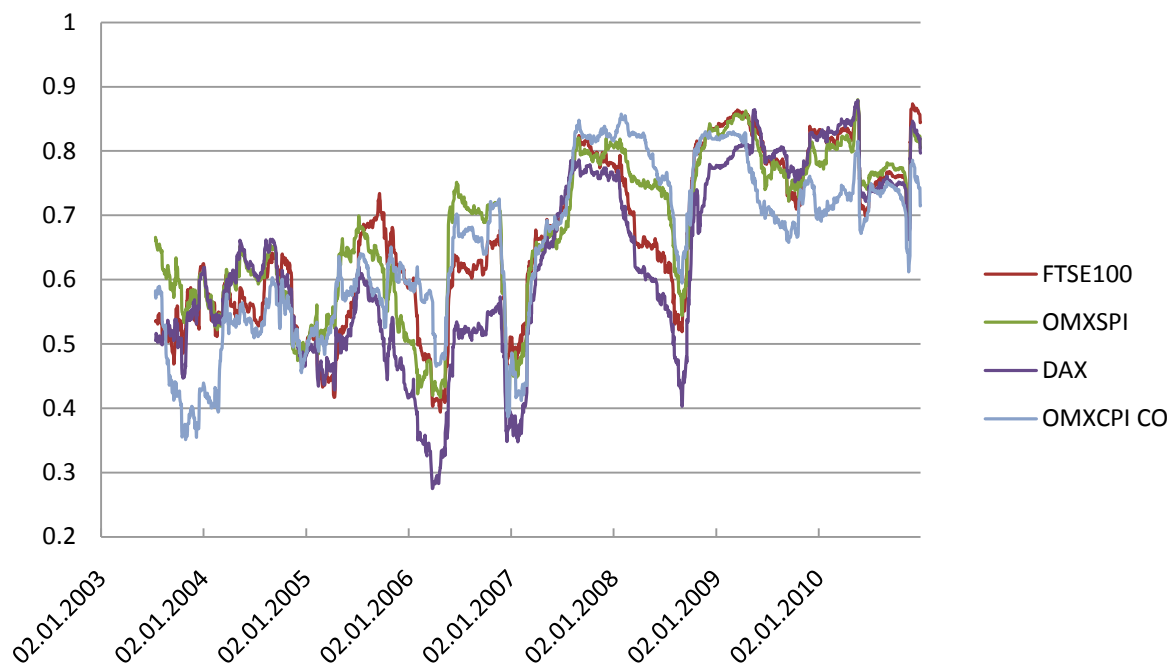
Appendiks E Oversikt Notasjon

Oversikt Notasjon

OSEBX	Oslo Børs hovedindeks
S&P500	S&P500
DAX	Frankfurt, 30 største
FTSE100	London, 100 største
OMXSPI	Stokholm, hovedindeks
OMXCPI CO	København, hovedindeks
Emerg. Mark.	MSCI Emerging Markets
NIKKEI225	Tokyo, 225 største
Gull	Gullpris, World Gold Council
Brent	Crude Free On Board Brent, USD/BBL
Naturgass	Henry Hub, USD/MMBTU
NOKUSD	Valutakurs Amerikanske Dollar
NOKEUR	Valutakurs Euro
NOKSEK	Valutakurs Svenske Kroner
NOKDKK	Valutakurs Danske Kroner
Alu	Aluminium 99.7%, LME, USD/MT
Copper	Kobber Grade A, LME, USD/MT
Hvete	Hvete US No.2 Soft Red, cts/bu
Sukker	Rå sukker ISA, cts/lb
Mais	Mais No 2 Yellow, cts/bu
VIX	CBOE VIX index
DS World	Returs verdensindeks aksjer
BGAC	Barclays Global Aggregate Corporate
BG7	Barclays G7 statsobligasjoner
Baltic Tank	Baltic Clean Tanker
BDI	Baltic Dry Index

Appendiks F Grafer Korrelasjoner Aksjeindekser

6mnd Korrelasjon mot OSEBX



6mnd Korrelasjon mot OSEBX

