

UNIVERSITETET FOR MILJØ- OG BIOVITENSKAP



Sammendrag

I oppgaven har vi funnet ut at variasjonskoeffisienten for aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink har vært lavest i delperiode 1993-2003 og høyest i delperiode 2003-2007. Av disse metallene har aluminium og sink hatt lavest volatilitet, og nikkel og bly har hatt størst volatilitet. Markedsrisiko for metallene i periode 1993-2012 har vært lavere for aluminium, bly og tinn mens kobber, nikkel og sink har hatt høyere markedsrisiko. Vi finner også ut at markedsrisikoen har vært høyere i delperiode 1993-2003 for metallene sammenlignet med delperiode 2004-2007 og delperiode 2008-april 2012.

Estimeringen av AR-modeller og VAR-modeller for de ulike metallene viser at det har vært noe tidssystematikk i metallene hvor modellene har veldig lav R^2 justert. Bly er det eneste metallet hvor vi ikke fant noe tidssystematikk fra AR-modeller.

Resultatene fra VAR-modeller viser at vi får flere signifikante estimater på 5 % nivå i delperiode 2008-april 2012 i forhold til delperioder 1993-2003 og 2004-2007. Resultater fra månedlig data gir flere signifikante estimater på 5 % nivå i forhold til ukentlig data.

Når vi bruker kointegrasjon-metoden i en bivariat sammenheng fra ukentlig data finner vi fire langsiktige likevekter. Den første langsiktige likevekten finner vi i delperiode 1993-2003, den andre finner vi i delperiode 2004-2007 og de siste to langsiktige likevektene finner vi i delperiode 2008-2012. Fra månedlig data i en bivariat sammenheng finner vi elleve langsiktige likevekter hvor vi finner fire i delperiode 1993-2003, to i delperiode 2004-2007 og fem i delperiode 2008-2012. Resultatene fra kointegrasjon-metoden viser at i delperiode 1993-2003 kan vi forkaste Market Efficient Hypothesis (EMH) for aluminium, kobber, bly, tinn og sink. I delperiode 2004-2007 kan vi forkaste EMH for aluminium, kobber og sink. I delperiode 2008-2012 kan vi forkaste EMH for aluminium, nikkel, bly, tinn og sink.

Fra feiljusteringsmodellene som er estimert finner vi flere høye justeringshastighet estimater fra månedlig data sammenlignet med ukentlig data. Det høyeste justeringshastighet estimatet vi finner fra ukentlig data er for bly og sink i delperiode 2008-2012 med et justeringshastighet estimat på 17,7 %. Fra månedlig data finner vi høyeste justeringshastighet estimat for aluminium og sink i delperiode 2004-2007 på 70,5 %. I delperiode 2008-2012 ser vi at bly og sink har en justeringshastighet estimat på 62,8 %, sink og bly har et justeringshastighet estimat på 65,4 %, og bly og nikkel har et justeringshastighet estimat på 47,1 %. Høye justeringshastigheter fra månedlig data viser til at halvparten av avviket fra den langsiktige likevekten korrigeres tilbake til likevekten neste måned. Vi finner også at samtlige kortsiktige sammenhenger (ΔX_t) fra modellene er signifikant på 5 % nivå.

Forord

Denne masteroppgaven er utført som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon, med fordypning i finans i Handelshøgskolen ved UMB. Med hovedprofil i finans på masterstudiet var det naturlig å velge et tema som vinkler forskningen til et finansielt perspektiv.

Temaet for oppgaven er et resultat av min voksende interesse for industrimetaller spesielt med hensyn til vesentlige prisfluktuasjoner i den senere tid. Jeg har derfor i denne oppgaven valgt å se nærmere på hvorvidt det er mulig å finne sammenhenger mellom de ulike metallprisene handlet på London Metal Exchange, og å teste for Efficient Market Hypothesis.

Jeg retter en stor takk til Ole Gjølberg for viktige innspill.

Ås 15. desember 2012.

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING	1
2. HYPOTESER	2
3. ØKONOMETRISK METODE.....	5
3.1 AR-MODELLER.....	5
3.2 VAR-MODELLER	6
3.3 KOINTEGRASJON-METODEN	6
3.4 ERROR CORRECTION MODEL	7
3.5 AIC METODEN - VALG AV LAG LENGDE.....	8
4. METALLMARKEDET	9
5. LITTERATUR OM PRISRELASJONER I METALLMARKED	13
6. EMPIRISKE ANALYSER AV METALLPRISENE PÅ LME	16
6.1 UTVIKLINGEN I LMEX	16
6.2 UTVIKLINGEN I METALLPRISENE	19
6.3 KORRELASJONER, AVKASTNINGER OG VOLATILITET I DE ULIKE METALLENE	21
6.4 SYSTEMATISK OG USYSTEMATISK RISIKO I DE ULIKE METALLENE.....	25
6.5 RISIKOSAMMENLIGNING I DE ULIKE METALLENE.....	27
6.6 OPPSUMMERING	28
7. ANALYSER OG RESULTATER	30
7.1 TESTING FOR STASJONARITET.....	30
7.2 TESTING FOR MARKET EFFICIENT HYPOTHESIS I METALLMARKED	31
7.2.1 AR-MODELLER	31
7.2.2 VAR-MODELLER.....	33
7.2.3 KOINTEGRASJON.....	38
7.2.4 ERROR CORRECTION MODEL	41
7.3 OPPSUMMERING	45
8. KONKLUSJON	47
LITTERATURLISTE.....	49

1. Innledning

I denne oppgaven har vi tatt utgangspunkt i ukentlige og månedlige metallpriser for aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink. Dataene om disse metallene er hentet fra London Metal Exchange for en periode mellom 1993-april 2012. Vi skal studere historiske metallpriser og analysere prisene i forhold til korrelasjoner mellom de ulike metallene, utviklingen i avkastninger og sammenligne risiko. Hovedfokus er å finne relasjoner mellom de ulike metallene og teste Efficient Market Hypothesis (EMH), som sier at det ikke skal være forutsigbarhet mellom to metaller. Hvis EMH forkastes har vi i prinsippet arbitrasjemulighet som kan være av økonomisk verdi.

Denne oppgaven kan være til interesse for investorer som ønsker å investere i industrimetaller (som aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink) og som samtidig foretrekker å minimere kostnaden med hedge mot prisfluktasjoner.

Oppgaven tar for seg empiriske analyser av metallpriser, som skal gi leseren kunnskap om de fundamentale faktorene som har påvirket de ulike metallene i det globale metallmarkedet. Vi skal bruke AR-modell og VAR-modell for å teste for tidssystematikk i de ulike metallene og se om vi kan finne granger kausalitet. Videre vil vi ta i bruk kointegrasjon-metoden for teste den langsiktige likevekten mellom de ulike metallene i en bivariat sammenheng. Ved funn av kointegrasjon har vi klart å vise langsiktig likevekt mellom to metaller. For disse kointegrerte metallene har vi mulighet til å estimere med en feiljusteringsmodell også kjent som Error Correction Model (ECM), som vil kunne gi oss informasjon om den kortsiktige relasjonen og langsiktige likevekten mellom to kointegrerte metaller. Fra feiljusteringsmodellen vil estimatet for justeringshastigheten, også kjent som Error Correction Term være av stor interesse. Ved avvik fra den langsiktige likevekten vil dette estimatet vise hastigheten til korrigeringen tilbake til likevekten.

2. Hypoteser

Efficient market hypothesis (EMH) eller markedseffisiens-hypotesen sier at det ikke skal være noe arbitrasjemulighet i metaller som handles på London Metal Exchange (LME). Det skal heller ikke være kort- og langsiktig sammenheng mellom metallene som kan være med på predikere fremtidig pris. Hvis det er tilfelle, er ikke markedet effisient og da kan det være mulighet for å lage tekniske modeller som kan brukes til å prognostisere fremtidige metallpriser.

Selve teorien om effisiente markeder er beskrevet i Fama (1970, 1976). Teorien skiller mellom 3 former for effisiens; *svak form for effisiens*, *halvsterk form for effisiens* og *sterk form for effisiens*.

Svak form for effisiens er den første klassen av effisiens. Hvis et marked har svak form for effisiens, kan ingen tjene unormal avkastning ved å utvikle handleregler basert på historiske priser. Handleregler basert på tradisjonell teknisk analyse vil derfor ikke gi noe unormal avkastning hvis et marked har svak form for effisiens.

Denne definisjonen knytter seg opp til unormal avkastning. For jordbruksprodukter som lagres gjennom vinteren forventes en prisstigning lik lagerkostnadene. En modell som kan predikere denne stigningen vil derfor ikke gi noen unormal avkastning kun den forventede prisøkningen grunnet lagring. I metallmarkedet som normalt ikke har sesongsvingninger vil det følgelig ikke ha noe forventet prisstigning. Det beste anslaget på morgendagens pris vil derfor være dagens pris.

Halvsterk form for effisiens er den andre formen for effisiens. Hvis et marked har halvsterk form for effisiens betyr det at ingen investorer kan tjene en unormal avkastning ved å lage handlingsregler basert på offentlig tilgjengelig informasjon. Offentlig informasjon er for eksempel lagerstørrelse, pris på andre metaller og investeringsråd.

Sterk form for effisiens er den tredje formen for effisiens. Hvis et marked har sterk form for effisiens, vil det ikke være mulig å tjene unormal avkastning selv om en har

innsideinformasjon om et marked. Dette betyr for eksempel at hvis LME offentliggjør lagertallene hver tirsdag og fredag kl 10.00 norsk tid og en person har fått tak i lagertallene kl 09.00, skal den personen ikke være i stand til å oppnå unormal avkastning på grunn av at han fikk informasjonen før resten av markedet.

I oppgaven skal vi teste EMH for metallene aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink. Vi skal benytte historiske ukentlige og månedlige prisobservasjoner for metallene. Som kjent vet vi at historiske tidsserier ofte ikke er stasjonære, og metallprisene er ikke noe unntak. Vi skal derfor i oppgaven bruke avkastninger for de ulike metallene for å finne relasjoner mellom de ulike metallene. Vi tester ut 2 hypoteser som vi viser nedenfor. I oppgaven skal vi komme tilbake til emnet stasjonaritet og vise hvordan vi har behandlet data for hypotesetestingen.

Hypotese 1:

Vår hypotese 1 er at aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink handlet på London Metal Exchange har en svak form for effisient. For å teste hypotesen vil vi for de ulike metallene benytte historiske ukentlige og månedlige avkastninger i en univariat sammenheng. Vi tester om avkastninger i tidspunkt t i et metall har sammenheng med avkastninger fra en periode tilbake (eller det kan være flere perioder tilbake). For testingen av hypotesen vil vi benytte AR-modeller. Denne modellen vil vi se nærmere på i kapittel 3 som omhandler økonometrisk metode. Hypotese 1 ser ut som følgende:

$$1) \quad r_t = r_{t-1} + \varepsilon_t$$

H_0 : r_{t-1} betyr ikke noe i forklaringen av r_t

H_1 : r_{t-1} betyr noe i forklaringen av r_t

Hvis analysen av AR-modeller viser estimerte koeffisienter med signifikante t-verdier, så vil vi kunne forkaste nullhypotesen og konkludere med at markedet ikke har vært en svak form for effisient. Det betyr statistisk at det har vært en sammenheng mellom avkastninger i periode t og avkastninger en periode tilbake (eller det kan være snakk om flere perioder tilbake i tid).

Hypotese 2

Vår hypotese 2 er at aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink handlet på London Metal Exchange er en halvsterk form for effisient. For å teste hypotesen vil vi for de ulike metallene benytte historiske ukentlige og månedlige avkastninger i en bivariat sammenheng. Vi tester om avkastninger i periode t i et metall har granger kausalitet¹ med avkastninger i en periode tilbake i tid (eller kan være snakk om flere perioder tilbake i tid) fra et annet metall. For testingen av denne hypotesen vil vi bruke VAR-modeller og kointegrasjon-metoden. Disse modellene vil vi også se nærmere på i kapittel 3, som fokuser på økonometrisk metode. Hypotese 2 ser ut som følgende:

$$2) \quad r_t^y = a_0 + a_1 r_{t-1}^y + b_1 r_{t-1}^x + u_{1t}$$

H_0 : r_{t-1}^x betyr ikke noe i forklaringen av r_t^y

H_1 : r_{t-1}^x betyr noe i forklaringen av r_t^y

Hvis analyse av VAR-modeller og kointegrasjonsmetoden viser koeffisienter som har signifikante t-verdier, så vil vi kunne forkaste nullhypotese og konkludere med at markedet ikke har vært halvsterk form for effisient. Det betyr statistisk at det har vært mulig å forutse avkastninger i periode t ved hjelp av avkastninger en eller flere perioder tilbake i tid.

¹ Granger kausalitet er en årsakssammenheng, men samtidig en ren statistisk årsakssammenheng som ikke alltid kan forklares som en logisk sammenheng. I denne analysen vil vi bruke den eventuelle statistiske sammenhengen som en forklaring på årsakssammenheng i prisene. Vi er klar over at det enten bare kan være et rent statistisk sammentreff, eller at det kan ligge flere forklaringsvariabler utenfor de to som alltid sammenlignes. Likeledes at de andre variablene, som ikke er analysert, kan være de virkelige grunnene til en påvist Granger-sammenheng.

3. Økonometrisk metode

I dette kapitlet skal vi først vise metoden som er benyttet for å teste for om vår data har unit root eller ikke. Dataen vi skal bruke er tidsserier. En typisk problemstilling med slike data er at de ikke er stasjonære. Vi skal i denne oppgaven bruke minste kvadraters metode (OLS) hvor det er nødvendig å bruke stasjonære variabler for å få troverdige resultater. I kapitlet skal vi videre redegjøre for AR-modeller, VAR-modeller og kointegrasjon-metoden som skal brukes for å teste Efficient Market Hypothesis.

Som nevnt ovenfor er det en forutsetning for minste kvadraters metode (OLS) å benytte stasjonære variabler. Man er derfor avhengig av å ha stasjonære variabler når man skal estimere AR-modeller og VAR-modeller. For å teste om dataseriene er stasjonære gjennomføres en Augmented Dickey-Fuller (ADF) - test hvor nullhypotesen er ikke- stasjonaritet. Grunnen til at jeg har valgt en ADF-test og ikke den vanlige Dickey Fuller-testen er fordi det i den utvidede testen tas hensyn til autokorrelasjon i feilledet. Måten det tas hensyn til dette på er ved å legge til såkalte "lags" i testen. ADF-testen kan skrives på følgende måte:

$$3) P_t = c_0 + a_0 P_{t-1} + \sum a_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_i$$

i = antall lags

Valg av antall «lags» blir gjort på grunnlag av «Akaike Information Criterion» (AIC). På denne måten vil modellen med lavest grad av autokorrelasjon bli den foretrukne.

3.1 AR-modeller

Autoregressive (AR)-modell er at den ønskede verdien av en variabel, y , bare er avhengig av verdien som variabel hadde i tidligere perioder pluss et feilledd, u . En autoregressiv modell av orden, p , beskrevet som AR (p), kan bli uttrykt på følgende måte.

$$4) Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t$$

u_t er en hvit støy feilledd, $u_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2)$

3.2 VAR-modeller

VAR-modeller tillater variabler til å være avhengig av mer enn bare sitt eget lag eller kombinasjon av hvit støy. Det betyr at VAR-modeller er mer fleksible enn en AR-modeller. Ved at det ikke finnes samme uttrykk på høyre side av likningen er det mulig å bruke den enkle OLS-metoden separert på hver likning. Dette kommer av at variablene på høyre side er forutbestemt av tiden t som er kjent. Videre innebærer det umulig feedback fra venstre side av variablene i likningen til høyre side av variablene. Forutbestemte variabler inkluderer alle eksogene variabler og lagget verdier av endogene variablene. Med sikte på å få mer nøyaktige prognoser, er VAR-modeller bedre enn enkle eller generelle statistiske modeller. Dette er fordi endogene og eksogene variabler antas å samhandle og derfor sies det at VAR-modeller ser ut til å være nærmere økonomiske realiteter. (Brooks 2008).

To VAR-modeller som kun er avhengig av to variabler, Y_t og X_t , hvor de aktuelle verdiene avhenger av forskjellige kombinasjoner av tidligere p verdier for begge variablene, med feillemde vilkår:

$$5) Y_t = a_{10} + a_{11}Y_{t-1} + \dots + a_{1p}Y_{t-p} + b_{11}X_{t-1} + \dots + b_{1p}X_{t-p} + u_{1t}$$

$$6) X_t = a_{20} + a_{21}Y_{t-1} + \dots + a_{2p}Y_{t-p} + b_{21}X_{t-1} + \dots + b_{2p}X_{t-p} + u_{2t}$$

Her representerer a og b ukjente koeffisienter og u_{1t} og u_{2t} er hvit støy (Brooks 2008).

3.3 Kointegrasjon-metoden

Et sett av variabler er definert som kointegrerte dersom en lineær sammenheng mellom dem er stasjonær. Kointegrasjons-analysen brukes for å analysere en langsiktig sammenheng. Selve analysen bygger på granger representasjonsteorem som sier at dersom to ikke-stasjonære variabler er kointegrerte, eksisterer det en langsiktig likevekt mellom dem. Kointegrasjon tillater dermed at det på kort sikt kan forekomme avvik fra en langsiktig likevekt, uten at det skulle tilsi mangel på likevekt (Brooks 2008).

At to variabler er kointegrerte innebærer rent statistisk at feillemdet i funksjonen på de to variablene ikke er ren støy. Med andre ord vil residualen til funksjonen på de to variablene ha en likevekt den vender tilbake til, og vil være stasjonær.

Det finnes ulike metoder for å teste hvorvidt det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom to variabler. Vi vil benytte oss av Engle-Granger test. Denne tar utgangspunkt i en regresjon på funksjonen mellom de to variablene:

$$7) Y_t = \beta X_t + U_t$$

Y er den avhengige variabelen, X den uavhengige og U feilleddet.

Når regresjonsanalysen på denne funksjonen kjøres, lagres residualen (U_t), hvorpå det kjøres en (A)DF - test på residualen for å teste om den er stasjonær. Funksjonen som testes for stasjonaritet vil altså være:

$$8) \Delta \hat{U}_t = \mu \hat{U}_{t-1} + v_t$$

\hat{U}_t er den estimerte residualen fra modell 7. \hat{U}_{t-1} er den estimerte residualen i foregående periode og v_t er et feilledd.

Siden residualen er estimert fra en tidligere funksjon og ikke på rådata, er den kritiske verdien høyere enn den kritiske verdien for en normal (A)DF- test. Kritiske verdi for ADF er på 5 % signifikansnivået -3,37.

H_0 er som nevnt tidligere at residualen er ikke-stasjonær, mens H_1 betyr at den er stasjonær.

3.4 Error Correction Model

En kointegrasjonsanalyse vil kun ta for seg hvorvidt det eksisterer en langsiktig sammenheng. Dersom H_0 forkastes, og det kan sies at variablene er kointegrerte, vil en ECM-test analysere i hvilken grad et avvik fra den langsiktige likevekten justeres for.

Funksjonen som da estimeres er (Brooks 2008):

$$9) \Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 (Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}) + u_t$$

γ definerer den langsiktige likevekten mellom de to variablene, β_1 definerer den kortsiktige

sammenhengen mellom endringen i variablene, β_2 er justeringshastigheten tilbake til likevekt. $(Y_{t-1} - \gamma X_{t-1})$ er U_t fra modell 7 ovenfor, som er blitt funnet til å være I(1).

En ECM- test kan kun gjennomføres gitt at Y_t og X_t er kointegrerte med kointegrasjon koeffisient γ . Da vil $(Y_{t-1} - \gamma X_{t-1})$ være I(0), selv om variablene i seg selv er I(1).

3.5 AIC metoden - Valg av lag lengde

Hensiktsmessige metoder for å finne optimale lag lengder i AR-modeller og VAR-modeller kan finnes i hovedsakelig to metoder; kryssligning restriksjoner (*Cross-Equation Restrictions*) og informasjonskriterier (*Information Criterion*). Vi skal i denne oppgaven bruke informasjonskriterier-metoden for å finne den optimale laglengden. To faktorer blir uttrykt ved informasjonskriteriene. For det første er det et forhold som er funksjon summen av residualkvadratene (RSS) og det andre er straffen for tapet på frihetsgrader for å legge inn ekstra parametre. Hensikten er å minimere verdien til informasjonskriteriet ved å velge antallet av parametre. Det finnes flere utviklede informasjonskriterier som varierer i forhold til hvor stiv straffen blir. To av dem er blant annet Akaikes informasjonskriterium (AIC) og Schwartzs Bayesian informasjonskriterium (SBIC). I VAR-modeller må man anvende multivariate informasjonskriterier, som blir matematisk følgende:

$$10) MSBIC = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{k}{T} \log(T)$$

$$11) MSAIC = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2k}{T}$$

Hvor $|\hat{\Sigma}|$ er variansen-kovarians matrisen for residualene, T er antall observasjoner, og k' totalt antall repressorer i ligningene.

4. Metallmarkedet

London Metal Exchange LME ble etablert for 130 år siden og ligger i hjertet av London. LME er verdenskjent for metaller med minimum jerninnhold. LME tilbyr futures og opsjon kontrakter for aluminium, kobber, bly, nikkel, tinn, sink, aluminiumlegering og kontrakter for aluminiumlegering regionalt i nord-Amerika.

LME gir et klart forum for all handelsvirksomhet og dette bidrar til å oppdage hva prisen på materialet vil være måneder og år fremover. Dette bidrar igjen til at industrien kan planlegge fremover i tid i en verden underlagt ofte raske og uforutsette prisbevegelser.

Aluminium er et metall som har den fordel å være lett og motstandsdyktig mot korrosjon.

Metallet er en god leder av elektrisitet og sterk når den er leget. Aluminium er i dag mye brukt i konstruksjon, transport og i emballasje industrien.

Produksjon av aluminium krever alumina og uavbrutt forsyning av elektrisitet. I 2001 sendte energiknapphet i USA strømprisene opp. For noen aluminiumsverk var det da mer lønnsomt å slutte å produsere aluminium og selge sine strømkvoter til andre brukere.

Mangel på nedbør i midten av 1990-tallet i Nord Amerika begrenset produksjonen av hydroelektrisitet. Dette førte til at flere produsenter måtte kutte ned aluminiumsproduksjonen. Orkanen i Kariben i 2004 berørte og aluminiumproduksjonen direkte. Orkanen hindret levering av alumina til smelteverkene noe som igjen førte til høye aluminiumspriser. Likedan har Kinas vekst fått kraftkapasiteten satt på prøve. Ved blant annet å ha topp forbruk av aircondition ved sommertider i Kina har aluminiumproduksjonen noen ganger måttet stoppe opp for å frigjøre elektrisitet til forbrukere.

Kort oppsummert kan en si at strøm er én av de viktigste faktorene som ikke bare påvirker produksjon av aluminium, men også aluminiumsprisene.

Kobber har et bredt spekter av egenskaper og brukes i dag i mange applikasjoner. Kobber anses til å være svært effektiv leder av både elektrisitet og varme, samtidig som den er fleksibel, sterk, holdbart og motstandsdyktig mot korrosjon.

Kobber blir i dag blant annet brukt til oppvarming, aircondition, avløp, taktekking, messingbeslag og for så mye av det elektriske miljøet vi nå tar for gitt: TV, radio, belysning, datamaskiner, mobiltelefoner osv. Alle slike apparater krever kabling, elektrisk leder, adaptere, transformatorer og motorer.

Kobber har i dag en bred produksjonsbase i hele verden. Den brede produksjonsbasen kan påvirke produksjonen og dermed kobberprisen. I Nord- og Sør-Amerika er produksjonen ofte påvirket av uro i arbeidskraften. I Asia og Afrika kan produksjonen bli påvirket av politisk uro. Naturen (været, tsunami, flom osv.) kan være viktige faktorer som påvirker tilbudet og etterspørselen. Å starte en ny produksjon av kobber tar flere år og det tar dermed tid før gevinsten kommer. Selve finansieringen til en ny produksjonsfabrikk krever enorme ressurser. Videre kreves det miljøtillatelse og ikke minst behov for infrastruktur.

Alle disse faktorene gjør det vanskelig for markedet å balansere tilbud og etterspørselen av kobber.

Med et så stor diversifisert marked er det ikke overraskende at kobbers fundamentale forhold kontinuerlig er under endring, noe som igjen påvirker prisen. Kobberprisen endrer seg konstant samtidig som markedet forsøker å balansere tilbud og etterspørsel til enhver tid.

Nikkel er det viktigste legeringsmetallet for å produsere visse typer rustfritt stål. Styrke og levetid av produkter bygget med rustfritt stål er i dag langt bedre enn tilsvarende produkter bygget med ikke-rustfritt stål.

Rustfritt stål er et relativt nytt metall og bruken har vokst betydelig nå som deler av Asia (med Kina i spissen) har bygget opp sin infrastruktur. Mye av vestens infrastruktur ble før bygget på rustfritt stål. Vekst i nikkel etterspørselen forventes å komme hovedsakelig fra videre vekst i etterspørsel av rustfritt stål.

Nikkelproduksjonen har i lang tid vært i hendene på bare noen få store produsenter, med den største produsentbase i Russland. Kombinasjonen av en liten produsentbase og mangelen på åpenhet (ved å ha den største produsentbasen i Russland), har ført til at nikkelforsyninger til tider har vært volatile. En streik ved en produsent kan raskt stramme forsyningen for alle. Likeledes kan uklare og hemmelighetsfulle produksjons- og frakttidsplaner kombinert med stadig skiftende eksport og skattelovgivning i Russland, ha en stor innvirkning på markedet.

Bly har fått stadig mindre bruksområder. Metallet brukes ikke lengre i vannrør og det brukes mindre i loddetinn og maling. Miljølovgivning forsøker å redusere bruken av bly i dagens marked da bly anses å være et uvennlig metall miljømessig. Man kan derfor si at metallens fremtid er under konstant angrep i dag.

Til tross for det har etterspørselen etter bly vært ganske jevn de siste årene. Etterspørselen steg f.eks. til 7 millioner tonn i 2004 fra rundt 6.6 millioner tonn i 2001. Veksten i blyprisene har siden 2001 hatt mer å gjøre med forsyningsknapphet enn høy etterspørsel.

Blyforsyningen kommer i dag fra en kombinasjon av ny blyproduksjon og fra resirkulert skrap. Selve blytilførselen kan bli påvirket av en rekke faktorer, som for eksempel prisen på sink. I 2001 var sinkprisene på et nivå som fikk produsentene til å kutte output av metallet. Bly er produsert som et biprodukt av sink og nedskjæring i sinkproduksjonen rammet også bly output. Når det går dårlig med sinkmarkedet, holdes også produksjon tilbake for bly. Dette påvirker tilbudet og metallprisene.

Omtrent halvparten av bly kommer fra resirkulert bly. Det er verdt å merke seg at i tider med lave blypriser, kan innsamling av skrap bli ulønnsom. Dette har igjen en markant innvirkning på blyforsyning. Likeledes når blyprisen er høy, er det et større incitament til å finne blyskrap og å levere det til markedet. Dette fører til blyprisen endrer seg mer enn noen av de andre metallene, da de andre metallene er mer avhengig av primærproduksjon og har relativt lite sekundær tilførsel.

Tinn er et sølvhvitt uedelt metall. Tinn brukes i dag i et stort antall legeringer, f.eks. bronse, loddemetall som er en lett smeltbar legering av tinn og bly (40–70 % tinn), typemetall som er tinn–bly–antimon-legering, og lagermetaller som er forskjellige legeringer av tinn, bly, kobber, antimon eller aluminium. Tinn brukes også i en rekke lavsmeltende legeringer, f.eks. roses metall som bl.a. blir brukt i branntekniske sikringer. (kjør søk/erstatt på for eksempel og bl.a. Skriv ordene fullt ut)

Tinnproduksjon er i dag hovedsakelig konsentrert i Sør Øst Asia, Latin-Amerika og Kina, med de fleste smelteverkene nær gruvedriftregionene. Selv om gruvedriften av tinn oftest blir utført av noen få store selskaper, er det også mange små uavhengige gruvearbeidere som ofte jobber alene eller i små grupper av to og tre. De samler tinnmalm som de så selger til produsenter eller lokale kjøpmenn. I tider med høye priser er disse lokale gruvearbeidere mer aktive enn i tider med lave priser, noe som bidrar til å regulere tilbud og etterspørsel, men tilstedeværelsen av mange uavhengige gruvearbeiderne gjør det noen ganger vanskelig for de større produsentene å kontrollere tilgangen.

Sink ble for mange år siden brukt som legeringsmetall med kobber for å danne messing. Sink er nå primært brukt til å styrke stål og die casting². Galvanisert stål brukes mye i bygg og konstruksjon. For eksempel i stålgjerder, gateskilt, produksjon av hvitevarer, øke korrosjonsbeskyttelse av kjøretøy. Verkstedindustrien bruker sink til å produsere

² Die casting er metallavstøpingsprosess hvor man heller smeltet metall i et hult rom som blir satt under høyt trykk.

komponenter til biler, husholdningsartikler, vannpumper, listeverk og komfyrer. Noen land bruker metallet til takteking, takrenner og mye annet.

Metallet blir hovedsakelig produsert i Nord Amerika, Sør Amerika, Asia, Australia og Europa. Den brede basen av produsenter kombinert med næringer med lav integrering mellom gruvearbeidere og smelteverk skaper treghet. Markedsforholdene blir for dårlige til å reagere raskt nok på ubalanser. Denne kombinasjonen har ført til lange perioder med overproduksjon der produsenter er motvillige til å gjøre betydelige nedskjæringer. Dette igjen fører til ubalanse i tilbud og etterspørsel. Resultatet blir at sinklagrene blir bygget opp i nedgangstider, og ved oppgang i økonomien blir sinkprisen ofte liggende bak andre gruvemetaller.

5. Litteratur om prisrelasjoner i metallmarked

Flere tidligere studier testet for markedseffisiens i de ulike metaller har brukt svak form for effisiens og halvsterk form for effisiens i sine tester.

Gupta og Mayer (1981) foretar en halvsterk form for effisiens test av fem råvaremarkeder; kobber, tinn, sukker, kakao og kaffe. De identifiserer ARIMA-modeller og bruker gjennomsnittelig kvadratisk feil (*mean squared error*) for å sammenligne prognosene fra de estimerte modellene og fra futures markedene med den faktiske spotprisen. Deres resultater unnlater å forkaste hypotesen om at futures markedene for kobber og tinn er halvsterk form for effisiens.

Goss (1981) tester hypotesen om at futures pris (og lagget spot pris) prognostiserer spot prisene for kobber, bly, tinn og sink ved LME i perioden 1971-1978. Ved bruk av minste kvadraters metode (OLS) og variabel estimering gir resultatene hans ukvalifisert støtte for effisiens i tinnmarkedet og foreløpig støtte for effisiens i kobber- og sinkmarkedet. Resultater fra blymarkedet støtter ikke effisiens-hypotesen. Goss (1985) reviderer artikkelen sin fra 1981 ved å introdusere felles tester og utvider utvalgets periode til 1966-1984. Ved 5 % signifikansnivå forkastes hypotesen om at markedet er effisiens for kobber og sink, men ikke for bly. Ved 1 % signifikansnivå kan ikke hypotesen forkastes for noen av metallene (kobber, bly og sink).

Goss (1983) tester hypotesen for halvsterk markedseffisiens for kobber, bly, tinn og sink ved LME for periode 1971-1979. Resultatene hans støtter for et ikke-effisient marked.

Goss (1988) gjennomfører halvsterk form for effisiens test for effisiente markeder for aluminium og kobber ved LME. Testen består av sammenligning av prediksjonsstyrke av futures markedene. Basert på gjennomsnittelig kvadrert feil (*mean squared error*)-kriteriet, tyder resultatene på at effisiens marked-hypotesen for aluminium og kobber ikke kan forkastes.

MacDonald og Taylor (1989) undersøker tilstedeværelse av tidsvarierende risikopremie i kobber, bly, tinn og sink priser betinget under forutsetning av (enten betinget av, eller under

forutsetning av) rasjonalitet. Deres resultater tyder på at forward priser inneholder opplysninger om fremtidig spot priser.

Sephton og Cochrane (1990) er skeptisk til data brukt i MacDonald og Taylors (1989) studie som undersøker marked effisiens hypotese for seks metaller (aluminium, kobber, bly, nikkel, tinn og sink) ved LME. Ved å bruke overlappet data og både enkel og multimarked-modeller finner de bevis på at LME er et halvsterkt effisient marked.

Chowdhury (1991) bruker kointegrasjons-modellen for å evaluere effisiens marked hypotese for metall handlet i perioden 1971-1988 ved LME. Kointegrasjon mellom spot (futures) priser i ett metallmarked mot spot (futures) priser i ett annet metallmarked antas for å være ikke effisient. Tilstedeværelse av kointegrasjon mellom to spekulative markeder for to forskjellige variabler innebærer forutsigbarhet (Granger 1986). Forutsigbarhet mellom to forskjellige markeder vil være brudd på markedseffisiens-hypotesen, mens det er forventet kointegrasjon mellom spot og futures priser i et effisient marked. Resultatene til Chowdhury forkastet effisiens marked hypotese for metallene kobber, bly, tinn og sink.

Gjennomgang av eksisterende litteratur med unntak av Chowdhury's resultater indikerer mangel på konsistens i resultatene av ulike studier. Hver av disse studiene benytter en tradisjonell hypotesetesting hvor det ikke forekommer forsøk på å teste stasjonaritet av datautvalget.

Dooley og Lenihan (2005) analyserer to prognoseteknikkers evne til å forutsi fremtidige globale priser for bly og sink. Prognoseteknikker som er brukt i studien er ARIMA og lagget forward prismodeller. De argumenterer for at prisprognoser er vanskelig. Resultatene fra analysen tyder på at ARIMA modellering gir bedre prognoser enn lagget forward prismodellering. De hevder også at modellene drøftet i studiet er mye brukt til prognoser av gruveselskaper for metaller.

Akram (2009) analyserer empirisk sammenheng mellom forskjellige råvarepriser, real rente og dollar basert på VAR-modeller. Han kommer frem til at bevegelser i real rente og dollar bidrar til signifikant bevegelse i råvarepriser. Råvareprisene stiger når real rente og dollar faller. Realpriser for mat og metaller viser sen respons på bevegelse fra real rente. Man finner også forskjellige bevis for sterk virkning ved respons til bevegelse i real rente. En betydelig andel av denne fluktusjon påvirker råvarepriser. Iøynefallende andel av fluktusjonen finner

han i oljeprisen og metallpriser, mens mindre påvirkning blir påvist i matvarepriser og industrielle råvarepriser.

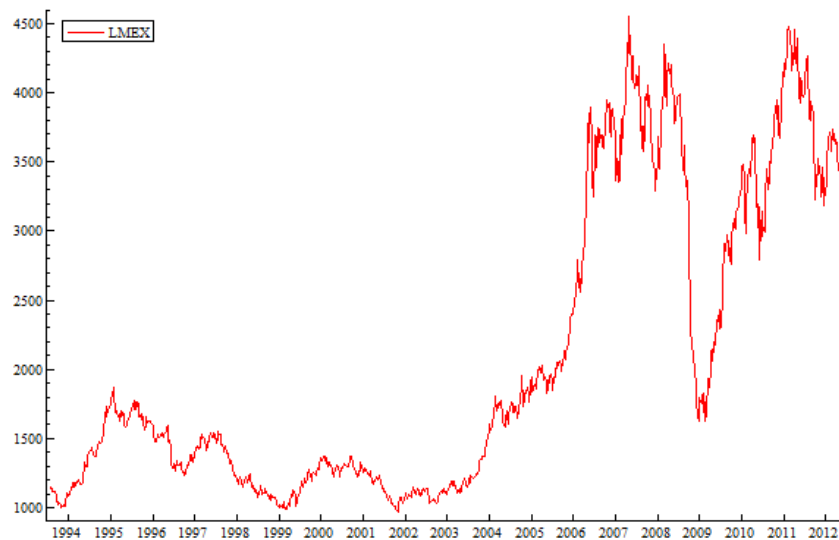
Clinton Watkins og Michael McAleer (2008) prognostiserer volatilitetsprosesser for daglige avkastninger i futures priser for aluminium og kobber. I denne analysen er det tatt i bruk GARCH (1,1) modell og data fra perioden 1972-1995. Prognostiseringen med GARCH-modeller har identifisert virkelige volatiliteter i aluminium- og kobberavkastninger i utvalget. Det er tydelig høy volatilitet mellom oktober 1987 og tidlig i 1990 hvor det ellers er nedgang i det globale finansmarkedet. Under denne perioden viser prognosefeilen at modellen har tendens til overpredikere volatilitet i begge metallmarkedene. Aluminiummarkedet prognostiseres til å ha høyeste volatilitet i oktober 1987 og kobber høyeste volatilitet i begynnelsen av 1996. Når betydelige sjokk treffer markedet har GARCH-modellen tendens til å underprognostisere, noe som igjen fører til store negative prognosefeil. Når sjokket som har truffet markedet har gått over har modellen tendens til å overprognostisere. Dette igjen fører til store positive prognosefeil. I perioder med relativt lav volatilitet er modellen utsatt for å overprognostisere faktisk volatilitet som ikke er signifikant. Ekstreme observasjoner forekommer under høy volatilitet. Dette synes til å være viktigste kilden til negative effekter på prognostiseringsevnen til GARCH-modellen i senere perioder.

6. Empiriske analyser av metallprisene på LME

Vi starter dette kapittelet med å analysere utviklingen i LMEX og metallprisene i periode 1993-april 2012. Vi ser videre på korrelasjoner, avkastninger og volatilitet i de ulike metallene i delperioder 1993-2003, 2004-2007 og 2008-2007. Avslutningsvis før oppsummeringen vil vi analysere usystematisk og systematisk risiko, og sammenligne systematisk risiko i de ulike metallene under delperiodene.

6.1 Utviklingen i LMEX

Figur 1: Utviklingen i LMEX 1993-april 2012



LMEX er en indeks som er basert på de seks viktigste metallene i LME: aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink. Vektingen av de seks metallene stammer fra globalproduksjon og handelslikviditet gjennom den foregående femårsperioden. Aluminium: 41,8 %, kobber 33,4 %, sink 13,4 %, bly 8,4 %, nikkel 2,0 % og tinn 1,0 %. Indeksen er spesielt utformet for å gi investorer tilgang til futures og opsjons- kontrakter basert på ikke-jernholdige metaller uten noen fysisk levering, lagring, eller transaksjonskostnader.

Tabell 1: Beskrivende statistikk LMEX

LMEX – Beskrivende statistikk				
Nivå tall				
Periode	1993-2003	2004-2007	2008-april 2012	1993-april 2012
Gjennomsnitt	1281	2742	3330	2064
Minimum	970	1562	1621	970
Maksimum	1868	4557	4478	4557
Standardavvik	202	943	744	1070
Variasjonskoeffisient ³	0,16	0,34	0,22	0,52
Antall obs.	543	208	224	975
Avkastning i LMEX				
Periode	1993-2003	2004-2007	2008-april 2012	1993-april 2012
Gjennomsnitt	3,00 %	19,15 %	0,29 %	5,90 %
Standardavvik	15,53 %	24,14 %	29,48 %	21,41 %
Antall obs.	542	208	224	975

Det er benyttet ukentlige gjennomsnittlige observasjoner hvor vi har fått resultater for delperiodene 1993-2003, 2004-2007, 2008-april 2012 og hele perioden 1993-april 2012. Nivå tall er indeks poeng. Vi har transformert indeks poeng til naturlig logaritme. På differanseform kan logaritmen betraktes som prosentvis endring.

Figur 1 ovenfor viser utviklingen i LMEX. Ut ifra denne grafen har jeg delt perioden 1993-april 2012 inn i 3 delperioder: 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012. I delperiode 1993-2003 har LMEX hatt en variasjonskoeffisient på 0,16. I delperiode 2004-2007 har det vært boom i metallmarkedet hvor variasjonskoeffisienten lå på 0,34. I delperiode 2008-april 2012 var det bust og boom i markedet. Vi finner derfor en variasjonskoeffisient på 0,22 i denne perioden. Når det gjelder volatiliteten i de forskjellige delperiodene så er volatiliteten lavest i delperiode 1 og høyest i delperiode 3. Alle tre delperiodene har signifikant forskjellig volatilitet imellom⁴, noe som også har dannet grunnlaget for periodedelingen. I delperiode 1993-2003 er standardavviket på 15,53 %, i delperiode 2004-2007 er standardavviket på 24,14 % og i delperiode 2008-april 2012 er standardavviket på 29,48 %.

I 1990-1991 ble Sovjetunionen oppløst. Unionen var en stormakt og en viktig aktør i råvaremarkedet på den tiden. Etter oppløsningen av unionen var en stor aktør borte fra markedet. Dette bidro til at etterspørselen etter metaller falt betraktelig. Metallprisene i den perioden falt til et nivå hvor marginalkostnaden for produsentene var høyere enn prisen i markedet. Dette førte til at flere metallprodusenter måtte stoppe produksjonen. Med tiden ble da tilbudet mye mindre enn etterspørselen. Det drev igjen prisene opp i metallmarkedet. I 1995 noterte LMEX høyeste notering på 1868 poeng, hvor stigningen siden 1993 da hadde vært på nærmere 60 %.

³ $\frac{\text{Standardavvik}}{\text{Gjennomsnitt}} = \text{Variasjonskoeffisient}$

⁴ Det er brukt F-test for å se på om det har vært signifikant lik risiko mellom delperiodene. Resultatene fra 5 % signifikansnivå tilsier at vi kan forkaste hypotesen om at LMEX har hatt lik risiko i delperiode 1993-2003 og 2004-2008. Resultatene fra 10 % signifikansnivå tilsier at vi kan forkaste hypotesen om at LMEX har hatt lik risiko i delperiode 2004-2007 og 2008-april 2012.

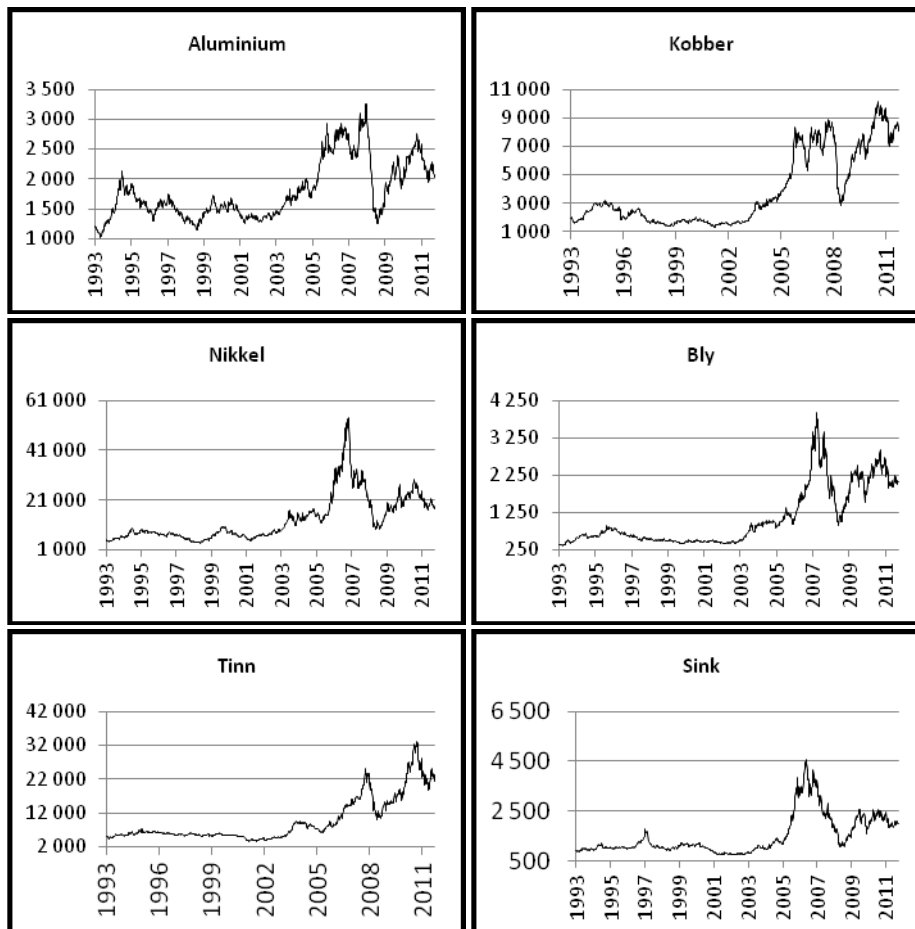
I 1997 kom Asia-krisen (en finansiell krise) som påvirket valuta, børs og priser i flere asiatiske land. Mange av landene tilhørte en gruppe land som gikk under fellesbetegnelsen ”tigerøkonomier”. Dette beskrev den kraftige veksten flere asiatiske land opplevde på begynnelsen av 1990-tallet. Starten på krisen kom 2. juli 1997 da verdien på thailandsk baht raste nedover. Krisen hadde egentlig forflyttet seg til Sørøst-Asia etter å ha rammet Sør-Amerika i 1994. Fram til juli lå verdien på baht på 25 per USD, men over natta falt verdien på baht med 25 prosent mot USD. Blant de landene som ble verst rammet av Asia-krisen var Indonesia, Sør-Korea og Thailand. Men også land som Hongkong, Malaysia, Laos og Filippinene ble rammet. Kina, India, Taiwan og Singapore kom relativt uskadd ut av krisen. I figur 1 ser vi at LMEX grafen fra 1997-1999 faller med 34 %.

I begynnelsen av 2004 ser vi starten på råvaremarkedets boom, hvor Kinas etterspørsel etter råvarer blir veldig synlig i de ulike metallene. Veksten i Kina er høyere enn noen gang. Det gjør Kina til en av de viktigste aktørene som driver metallprisene. I figur 1 ser vi i 2004 en stigende LMEX-graf som i løpet året 2007 noterer flere rekordhøye noteringer. Fra 2004 til 2007 har stigningen har vært på tilnærmet 190 %.

Utviklingen etter september 2008 var preget av kraftig fall i råvareprisene på grunn av finanskrisen og nedgangen i verdensøkonomien. Etterspørselen etter metaller ble kraftig svekket av en nærmest stillestående bransje ettersom mange kunder hadde svært lav produksjon. Liten produksjon i den amerikanske transportbransjen, samt fall i den kinesiske eksporten av biler, var med på å presse metallprisene ned. Vi ser av grafen at LMEX etter fallet ligger en kort periode på samme nivå som i 1995. Etter 2008 fallet, stiger LMEX-grafen og i 2011 noterer indeksen sitt høyeste punkt hvor stigningen har vært på 281 %.

6.2 Utviklingen i metallprisene

Figur 2: Prisutvikling i metallprisene 1993-april 2012



Det er benyttet ukentlige gjennomsnittlige metallpriser for samtlige metaller fra LME. Metallprisene er US dollar pr tonn.

I grafen ovenfor kan vi se at prisnivået for metallene er forskjellig. I 1993 hvor grafene starter, har aluminium og kobber et prisnivå < 2000 \$ pr tonn, bly og sink < 1000 \$ pr tonn og nikkel og bly < 5000 \$ pr tonn. Tabell 2 under viser beskrivende statistikk for delperioder 1993-2007, 2004-2007, 2008-april 2012 og hele perioden 1993-april 2012.

Tabell 2: Beskrivende statistikk metallpriser

1993-2003							2004-2007					
	AL	KO	NI	BL	TI	SI	AL	KO	NI	BL	TI	SI
Gjennomsnitt	1471	1966	6957	543	5297	1004	2204	5101	22447	1434	9802	2226
Minimum	1026	1338	3731	364	3612	732	1547	2381	10625	727	6050	945
Maksimum	2137	3194	16467	908	7221	1763	2941	8375	53975	3918	16748	4556
Standardavvik	186	470	1744	107	725	167	426	2005	11095	778	3020	1116
Variasjonskoeffisient	0,13	0,24	0,25	0,20	0,14	0,17	0,19	0,39	0,49	0,54	0,31	0,50
Antall obs.	543	543	543	543	543	543	208	208	208	208	208	208
2008-april 2012							1993-april 2012					
	AL	KO	NI	BL	TI	SI	AL	KO	NI	BL	TI	SI
Gjennomsnitt	2200	7211	20049	2087	19829	1975	1795	3840	13270	1088	9597	1488
Minimum	1252	2867	9202	904	10040	1061	1026	1338	3731	364	3612	732
Maksimum	3260	10180	33025	3423	33265	2811	3260	10180	53975	3918	33265	4556
Standardavvik	447	1805	5304	484	5563	396	485	2575	9219	780	6610	786
Variasjonskoeffisient	0,20	0,25	0,26	0,23	0,28	0,20	0,27	0,67	0,69	0,72	0,69	0,53
Antall obs.	224	224	224	224	224	224	975	975	975	975	975	975

Det er benyttet ukentlige gjennomsnittlige metallpriser hvor vi har fått resultater for beskrivende statistikk. Tabellen viser resultater for delperioder 1993-2003, 2004-2007, 2008-april 2012 og for heleperioden 1993-april 2012. Nivå tall er metallpriser US dollar pr tonn. Det er brukt forkortelser AL (aluminium), KO (kobber), NI (nikkel), BL (bly), TI (tinn) og SI (sink).

Aluminium: Sammenlignet med de andre metallene er aluminium en av to metaller (det andre er sink) som har hatt en moderat prisutvikling i periode 1993-april 2012. I 1993 ligger prisen på \$1 471 pr tonn hvor prisen frem til 2007 holder seg imellom \$1 026 - \$2 941 pr tonn. I 2007 noterer metallet høyeste notering på \$3 260 pr tonn. Variasjonskoeffisienten i delperioder 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012 har vært på 0,13, 0,19 og 0,20.

Kobber har hatt relativ sterk prisstigning i periode 1993-2003 hvor prisen har ligget imellom \$1 338 - \$3 194 pr tonn. Etter 2004 setter kobber flere rekordnoteringer hvor den høyeste noteringen kommer i 2010 på hele \$10 180 pr tonn. Variasjonskoeffisienten i delperioder 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012 har vært på 0,24, 0,39 og 0,25.

Nikkel: I periode 1993-2003 har en pris imellom \$3 731 - \$16 467 pr tonn hvor det er stor variasjon i prisen. I 2006 setter nikkel rekordnotering på \$53 975 pr tonn.

Variasjonskoeffisienten i delperioder 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012 har vært på 0,25, 0,49 og 0,26.

Bly: I periode 1993-2003 ligger prisen på bly imellom \$364 - \$908 pr tonn. I 2007 noteres en rekordhøypris på \$3 918 pr tonn. I periode 2008-2009 ligger sinkprisen mellom \$904 - \$3 423 pr tonn. Variasjonskoeffisienten i delperioder 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012 har vært på 0,20, 0,54 og 0,23.

Tinn har hatt en del variasjon i prisen, hvor prisen i periode 1933-2003 har ligget mellom \$3 612 - \$7 221 pr tonn. I 2007 noteres prisrekord på \$33 025 pr tonn som blir overgått av en

ny notering i 2010 på \$33 265 pr tonn. Variasjonskoeffisienten i delperioder 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012 har vært på 0,14, 0,31 og 0,28.

Sink er metallet som i forhold til andre metaller hatt den mest moderate prisutviklingen.

Prisen har i perioden 1993-2003 ligget imellom \$732 - \$1 763 pr tonn. I 2006 settes prisrekord på \$4 556 pr tonn. I periode 2008-april 2012 ligger prisen imellom \$1 061 - \$2 811 pr tonn. Variasjonskoeffisienten i delperioder 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012 har vært på 0,17, 0,50 og 0,20.

Det har vært kraftig prisstigning i metallene i delperiode 2004-2007 og kraftig prisfall i starten av delperiode 2008-april 2012. For samtlige metaller er variasjonskoeffisienten høyest i delperiode 2004-2007. Etter finanskrisen kunne bare kobber og tinn notere nye rekordhøye priser i delperiode 2008-april 2012. De andre metallene ser ut å ha fått korreksjoner i prisene i delperiode 2008-april 2012 hvor prisene ligger mye lavere sammenlignet med rekordnoteringene i delperiode 2004-2007.

6.3 Korrelasjoner, avkastninger og volatilitet i de ulike metallene

I denne delen av oppgaven vil vi se på korrelasjoner, avkastninger og volatilitet i de ulike metallene under delperiode 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012. I tabellen under benyttes forkortelsene som følger: aluminium ”AL”, kobber ”KO”, nikkel ”NI”, bly ”BL”, tinn ”TI” og sink ”SI”.

Tabell 3: Korrelasjonsmatrise for metallene og LMEX 1993-2003

	AL	KO	NI	BL	TI	SI	LMEX
AL	1,00						
KO	0,41	1,00					
NI	0,50	0,38	1,00				
BL	0,34	0,28	0,43	1,00			
TI	0,47	0,35	0,53	0,40	1,00		
SI	0,38	0,26	0,42	0,42	0,31	1,00	
LMEX	0,77	0,82	0,65	0,45	0,54	0,53	1,00

Korrelasjon mellom avkastninger i de ulike metallpriser og LMEX

Det første vi ser fra korrelasjonsmatrisen er at LMEX har en høy korrelasjon med de ulike metallene. Høyest korrelasjon har LMEX med aluminium og kobber. Som vi har vist tidligere i oppgaven så er LMEX vektet følgende: Aluminium: 41,8 %, kobber 33,4 %, sink 13,4 %,

bly 8,4 %, nikkel 2,0 % og tinn 1,0 %. Videre finner vi følgende høyeste korrelasjoner: aluminium og nikkel 0,5 og nikkel og tinn 0,53.

Tabell 4: Korrelasjonsmatrise for metallene og LMEX 2004-2007

	AL	KO	NI	BL	TI	SI	LMEX
AL	1,00						
KO	0,72	1,00					
NI	0,49	0,54	1,00				
BL	0,32	0,38	0,38	1,00			
TI	0,18	0,27	0,24	0,20	1,00		
SI	0,58	0,62	0,51	0,48	0,23	1,00	
LMEX	0,87	0,92	0,68	0,45	0,31	0,74	1,00

Korrelasjon mellom avkastninger i de ulike metallpriser og LMEX

I korrelasjonsmatrisen for delperiode 2004-2007 finner vi at LMEX har høyere korrelasjon med de ulike metallene sammenlignet med i delperiode 1993-2003. Videre finner vi følgende høye korrelasjoner: aluminium og kobber 0,72, aluminium og sink 0,58, kobber og nikkel 0,54, kobber og sink 0,62, nikkel og sink 0,51.

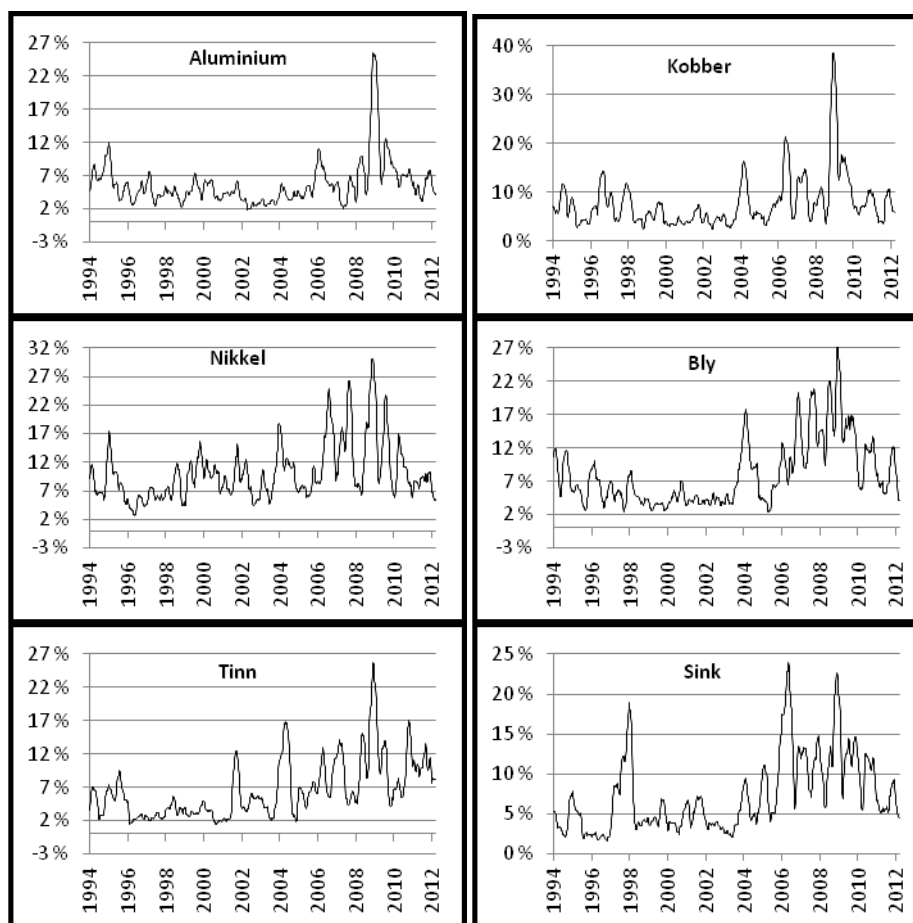
Tabell 5: Korrelasjonsmatrise for metallene og LMEX 2008-april 2012

	AL	KO	NI	BL	TI	SI	LMEX
AL	1,00						
KO	0,64	1,00					
NI	0,47	0,56	1,00				
BL	0,49	0,64	0,48	1,00			
TI	0,41	0,52	0,48	0,47	1,00		
SI	0,59	0,71	0,58	0,66	0,52	1,00	
LMEX	0,77	0,94	0,71	0,70	0,59	0,81	1,00

Korrelasjon mellom avkastninger i de ulike metallpriser og LMEX

I delperiode 2008-april 2012 finner vi at alle de seks metallene er mer korrelert med LMEX sammenlignet med delperiode 2004-2007. Videre finner vi følgende høye korrelasjoner: aluminium og kobber 0,64, kobber og bly 0,64, kobber og sink 0,71.

Figur 3: Volatilitet i marked for aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink



Grafen viser volatilitet i prosent (standardavvik) for samtlige metaller i periode 1993-april 2012. Det er benyttet glidende gjennomsnitt på 26 ukers vindu.

I delperiode 1993-2003 har vi funnet at nikkel og sink er de metallene som har hatt høyest volatilitet på 14,29 % og 10,92 %. Aluminium og tinn har hatt lavest volatilitet på 8,41 % og 8,24 %. Nikkel har høyeste return/risk-ratio på 0,19 %, mens sink har hatt lavest return/risk-ratio på 0,018 %. Vi har tidligere funnet i korrelasjonsmatrisen at aluminium og nikkel og nikkel og tinn har vært høyest korrelert i delperiode 1993-2003.

Delperiode 2003-2007 har vært en mer volatil periode med høye avkastninger for samtlige metaller sammenlignet med delperiode 1993-2003. Nikkel og bly har hatt høyest volatilitet på 21,02 % og 17,95 %. Aluminium har hatt lavest volatilitet på 10,18 %. Kobber og tinn har hatt høyeste return/risk-ratio på 0,428 % og 0,422 %. Korrelasjonsmatrisen fra delperiode 2003-2007 viser høy korrelasjon mellom aluminium og kobber 0,72, og kobber og nikkel 0,54.

Delperiode 2008-april 2012 viser seg å være en enda mer volatil periode, men med lavere årlige gjennomsnittlige avkastninger sammenlignet med delperiode 2003-2007. Bly og nikkel har vært de mest volatile metallene med 22,86 % og 21,31 %. Aluminium har vært metallet med lavest volatilitet på 12,95 %. Tinn og kobber har hatt høyeste return/risk-ratio på 0,077 % og 0,064 %. Korrelasjonsmatrisen fra delperiode 2008-april 2012 viser høy korrelasjon mellom aluminium og kobber 0,64, og kobber og bly 0,64.

Tabell 6: Avkastninger, standardavvik og return/risk-ratio i metallmarkedene, 1993-april 2012

		Aluminium	Kobber	Nikkel	Bly	Tinn	Sink
1993-2003	Avkastning	0,61 %	0,39 %	2,72 %	1,38 %	0,64 %	0,17 %
	Standardavvik	8,41 %	9,97 %	14,29 %	10,92 %	8,24 %	9,56 %
	Return/risk-ratio	0,072 %	0,039 %	0,190 %	0,126 %	0,078 %	0,018 %
2004-2007	Avkastning	2,32 %	6,14 %	2,64 %	7,22 %	5,30 %	4,97 %
	Standardavvik	10,18 %	14,35 %	21,02 %	17,95 %	12,55 %	16,64 %
	Return/risk-ratio	0,228 %	0,428 %	0,125 %	0,402 %	0,422 %	0,299 %
2008-april 2012	Avkastning	-0,82 %	1,03 %	-2,14 %	-1,12 %	1,44 %	-0,88 %
	Standardavvik	12,95 %	16,08 %	21,31 %	22,86 %	18,77 %	18,84 %
	Return/risk-ratio	-0,063 %	0,064 %	-0,101 %	-0,049 %	0,077 %	-0,047 %
1993-april 2012	Avkastning	0,64 %	1,77 %	1,58 %	2,05 %	1,82 %	0,95 %
	Standardavvik	10,00 %	12,61 %	17,67 %	15,99 %	12,36 %	13,85 %
	Return/risk-ratio	0,064 %	0,140 %	0,089 %	0,128 %	0,147 %	0,069 %

Gjennomsnittlige avkastninger er regnet til årlige tall ved å gange ukentlige gjennomsnittlige avkastninger med 52 (uker). Lignende er gjort for standardavviket, men da har vi ganget ukentlige gjennomsnittlig standardavviket med $\sqrt{52}$. Her forutsetter vi at standardavvik er uavhengig over tid. Tabellen viser tall for delperioder 1993-2007, 2004-2007, 2008-april 2012 og for heleperioden 1993-april 2012.

Fra korrelasjonsanalysen finner vi at LME er høy korrelert med de ulike metallene i delperiode 2008-april 2012, sammenlignet med delperiodene 1993-2003 og 2004-2007. Det viser at de ulike metallene og LME i delperiode 2008-april 2012 følger hverandre mer enn tidligere. Fra delperiodene finner vi at aluminium har vært metallet med lavest volatilitet av de ulike metallene og nikkel og bly har vært metaller med høyest volatilitet. I delperiode 2004-2007 og 2008-april 2012 har kobber og tinn hatt høyeste return/risk ratio.

6.4 Systematisk og usystematisk risiko i de ulike metallene

I denne delen av oppgaven skal vi analysere risikoen i de ulike metallene. Vi skal belyse systematisk og usystematisk risiko i perioden 1993-april 2012. Systematisk risiko er markedsrisiko som måles i beta (β) og brukes som en indikator for å forklare denne type risiko. Dersom beta er under (over) 1, er systematisk risiko lavere (høyere) enn gjennomsnittet (LMEX). I vår sammenheng kan usystematisk risiko eller unik risiko være prisendringer i metallmarkedene. Man kan fjerne slik risiko ved å diversifisere. Under følger modellen som er benyttet for å beregne disse to risikoene:

$$12) VAR (r_t^{Metall}) = a + \beta^2 VAR (r_t^{LMEX}) + VAR \varepsilon (r_t^{Metall})$$

r_t^{Metall} = Avkastning i et metall (aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink er brukt hver for seg i denne modellen) på tidspunkt t

r_t^{LMEX} = Avkastning i LMEX på tidspunkt t (LMEX = markedsavkastning)

$VAR (r_t^{Metall}) =$ Total risiko

$\beta^2 VAR (r_t^{LMEX}) =$ Systematisk risiko

$VAR (\varepsilon r_t^{Metall}) =$ Usystematisk risiko

R^2 for modellen forklarer andel systematisk risiko og $(1 - R^2)$ forklarer andel usystematisk risiko som måles i varians.

Tabell 7: Systematisk-, usystematisk- og totalrisiko, 1993-april 2012

Systematisk risiko (beta)				
	1993-2003	2004-2007	2008-april 2012	1993-april 2012
Aluminium	0,92	0,66	0,72	0,76
R²	0,67	0,57	0,62	0,62
Kobber	1,16	1,13	1,09	1,12
R²	0,75	0,83	0,92	0,83
Nikkel	1,28	1,19	1,16	1,19
R²	0,44	0,43	0,50	0,48
Bly	0,66	0,91	1,23	0,98
R²	0,20	0,35	0,58	0,40
Tinn	0,47	0,48	0,88	0,65
R²	0,18	0,19	0,44	0,30
Sink	0,81	1,16	1,09	1,02
R²	0,40	0,65	0,67	0,58

Usystematisk risiko				
	1993-2003	2004-2007	2008-april 2012	1993-april 2012
Aluminium	10,02 %	13,92 %	16,80 %	12,91 %
Kobber	10,46 %	12,33 %	9,73 %	10,74 %
Nikkel	22,21 %	33,17 %	29,13 %	26,54 %
Bly	20,34 %	30,29 %	30,86 %	25,89 %
Tinn	15,50 %	23,51 %	29,28 %	21,63 %
Sink	15,43 %	20,50 %	22,71 %	18,75 %

Total risiko				
	1993-2003	2004-2007	2008-april 2012	1993-april 2012
Aluminium	17,52 %	21,20 %	27,04 %	20,84 %
Kobber	20,77 %	29,85 %	33,53 %	26,25 %
Nikkel	29,71 %	43,77 %	44,42 %	36,78 %
Bly	22,71 %	37,35 %	47,67 %	33,32 %
Tinn	17,16 %	26,10 %	39,16 %	25,74 %
Sink	19,90 %	34,61 %	39,30 %	28,84 %

Systematisk risiko i metallmarkedene for perioden 1993-april 2012 har følgende betaer (β) for metallene: aluminium 0,76, kobber 1,12, nikkel 1,19, bly 0,98, tinn 0,65 og sink 1,02.

Aluminium, bly og tinn har systematisk risiko lavere enn 1, mens kobber, nikkel og sink har systematisk risiko høyere enn 1. Ser vi på betaene vi har funnet i tabell 7, så ser vi at tinn og aluminium er de to metallene som i alle 3 delperioder har hatt lavere systematisk risiko (beta under 1), og kobber og nikkel er de metallene som i alle 3 delperioder har hatt høyeste systematisk risiko (beta over 1) sammenlignet med de ulike metallene.

Usystematisk risiko i periode 1993-april 2012 for aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink er følgende 12,91 %, 10,74 %, 26,54 %, 25,89 %, 21,63 % og 18,75 %. Fra disse tallene kan vi si at usystematisk risiko har vært størst i nikkel og lavest i kobber. Ser vi på resultatene fra alle tre delperiodene så kan vi konkludere med at aluminium og kobber har hatt lavest usystematisk risiko, mens nikkel og bly har høyest usystematisk risiko.

6.5 Risikosammenligning i de ulike metallene

I denne delen skal vi sammenligne systematisk risiko i de ulike metallene. Her ønsker vi å se på om systematisk risiko har endret seg over tid og om risikoen har vært lik i noen av de ulike metallene.

Vi skal se på systematisk risiko (beta) og bruke formelen under for å finne t-verdien og sammenligne det med t- kritisk verdi 1,96 på 5 % signifikansnivå. Nullhypotesen er at risikoen i to betaer som sammenlignes er lik. Hvis t-verdien er høyere enn t-kritisk 1,96, så vil vi forkaste nullhypotesen. Vi bruker følgende formel for å sammenligne betaer:

$$13) t = \frac{\beta_1 + \beta_2}{\frac{\text{Standarderror}_1}{\text{Standarderror}_2}}$$

Tabell 8: T-verdier fra sammenligningen av betaer i de ulike metallene 1993-2003

t-verdier						
1993-2003 - β_1						
	Aluminium	Kobber	Nikkel	Bly	Tinn	Sink
Aluminium	1					
Kobber	2,16	1				
Nikkel	4,85	5,16	1			
Bly	3,19	2,33	1,77	1		
Tinn	2,15	2,41	1,22	0,86	1	
Sink	2,66	1,27	1,45	1,11	1,27	1

Tabellen over viser t-verdier for betaer som sammenlignes i ulike metaller i samme delperiode. I delperiode 1993-2003 så finner vi at systematisk risiko har vært lik for; sink og kobber, sink og nikkel, sink og bly, sink og tinn, nikkel og bly, nikkel og tinn.

Tabell 9: T-verdier fra sammenligningen av betaer i de ulike metallene 2004-2007

t-verdier						
2004-2007 - β_2						
	Aluminium	Kobber	Nikkel	Bly	Tinn	Sink
Aluminium	1					
Kobber	1,59	1				
Nikkel	4,40	6,21	1			
Bly	3,42	2,45	1,92	1		
Tinn	1,92	3,05	1,18	1,08	1	
Sink	2,69	1,43	1,45	1,41	1,43	1

I delperiode 2004-2007 finner vi at systematisk risiko har vært lik for; aluminium og kobber, aluminium og tinn, sink og kobber, sink og nikkel, sink og bly, sink og tinn, nikkel og bly, nikkel og tinn.

Tabell 10: T-verdier fra sammenligningen av betaer i de ulike metallene 2008-april 2012

t-verdier						
2008-april 2012 - β_3						
	Aluminium	Kobber	Nikkel	Bly	Tinn	Sink
Aluminium	1					
Kobber	1,05	1				
Nikkel	3,23	6,66	1			
Bly	3,60	2,64	2,52	1		
Tinn	2,80	5,93	2,04	2,01	1	
Sink	2,45	1,53	1,74	1,71	1,53	1

I delperiode 2008-april 2012 så finner vi at systematisk risiko har vært likt for; aluminium og kobber, kobber og sink, nikkel og sink, bly og sink, tinn og sink.

6.6 Oppsummering

De store økonomiske endringene i verden i periode 1993-april 2012 har helt klart påvirket utviklingen i metallprisene og LME. Utviklingen har påvirket metallprisene i forskjellige styrke og har skapt volatilitet på forskjellige nivåer. Vi har funnet at variasjonskoeffisienten for de ulike metaller har vært lavest i delperiode 1993-2003 og høyest i delperiode 2003-2007. Videre finner vi at LME har vært veldig høyt korrelert med metallene i delperiode 2008-april 2012 sammenlignet med delperioder 1993-2003 og 2004-2007. Resultatene viser at aluminium og sink har vært metaller med lavest volatilitet sammenlignet med nikkel og bly som har hatt størst volatilitet. Vi finner også at kobber og tinn har vært to metaller som har hatt høyest return/risk-ratio i delperioder 2004-2007 og 2008-april 2012.

Markedsrisikoen i periode 1993-2012 har vært lavere for aluminium, bly og tinn, mens kobber, nikkel og sink har hatt høyere markedsrisiko. Sammenligningen av systematisk risiko viser at i delperiode 1993-2003 har markedsrisikoen vært lik for sink og kobber, sink og nikkel, sink og bly, sink og tinn, nikkel og bly, nikkel og tinn. I delperiode 2004-2007 har markedsrisikoen vært lik for aluminium og kobber, aluminium og tinn, sink og kobber, sink og nikkel, sink og bly, sink og tinn, nikkel og bly, nikkel og tinn. I delperiode 2008-2012 har markedsrisikoen vært lik for aluminium og kobber, kobber og sink, nikkel og sink, bly og sink, tinn og sink. Vi finner også at systematisk risiko er høyere i delperiode 1993-2003 for metallene sammenlignet med delperioder 2004-2007 og 2008-april 2012. Resultater fra usystematisk risiko i periode 1993-april 2012 viser at aluminium og kobber har hatt lavest usystematisk risiko, mens nikkel og bly har hatt størst usystematisk risiko.

7. Analyser og resultater

Dette kapitlet starter med å vise resultater fra Dickey Fuller unit root-testen hvor vi viser at våre data ikke er stasjonære på nivåform. Vi skal derfor i oppgaven prøve å finne relasjoner mellom avkastninger i de ulike metallene, istedenfor å finne relasjoner mellom nominelle priser. I dette kapitlet skal vi estimere og analysere AR-modeller, VAR-modeller og teste for kointegrasjon mellom de ulike metallene. Ved funn av kointegrasjon mellom to ulike metaller viser vi den langsiktige likevekten i metallmarkedet, og kan da gå videre med å estimere feiljusteringsmodell (Error Correction Model).

7.1 Testing for stasjonaritet

Under i tabell 4 ser vi resultater for Dickey Fuller unit root-test. Unit root-testen er testet for ukentlige og månedlige metall-priser. Testresultatene viser til at metallprisene på nominelt nivå har unit root, men på endringsform er metallprisene stasjonære I (1).

Schwert (1987) påpeker at unit root-testen er negativt påvirket av tilstedeværelse av bevegelig gjennomsnittlige feil og anbefaler bruk av flere lag for å unngå denne type problem.

Teknikken hans går ut på å begynne med lengste lag på 12, deretter droppe lag og sekvensielt teste inntil man finner signifikant t-verdi, eller til alle lag er eliminert. Null-hypotesen om at det finnes unit root blir sammenlignet med t-statistikk av koeffisienten av lagget nivå mot kritisk verdi. Nullhypotesen om at enhver variabel har unit root, kan ikke forkastes.

Tabell 11: TEST FOR UNIT ROOT I SPOTPRISENE

Ukentlige priser	
Metall	ADF - test for I(0) stasjonaritet
Aluminium	-2,55
Kobber	-1,12
Nikkel	-1,63
Bly	-1,06
Tinn	-0,83
Sink	-1,38

Månedlige priser	
Metall	ADF - test for I(0) stasjonaritet
Aluminium	-2,16
Kobber	-0,54
Nikkel	-1,84
Bly	-1,01
Tinn	-0,77
Sink	-1,92

Modell: $P_t = c_0 + a_0 P_{t-1} + \sum a_i P_{t-i} + \varepsilon_i$, H_0 : P_t inneholder unit root, dvs. at den ikke er stasjonær. Forkaster H_0 hvis t-statistikk for a_0 er signifikant negativt. ADF er augmented Dickey-Fuller statistikk. Kritisk verdi for ADF på 5 % signifikans nivå er -2,87 og 1 % signifikans nivå -3,46.

7.2 Testing for Market Efficient Hypothesis i metallmarked

I dette kapittelet skal vi teste Efficient Market Hypothesis hvor vi bruker ukentlige og månedlige data for å fremstille modeller laget for delperioder 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012. For AR-modeller og VAR-modeller har vi tatt i bruk avkastninger istedenfor metallpriser på nominelt nivå. Dette for å unngå unit root-problematikken. Kointegrasjon-metoden vil bli testet på metallpriser på nominelt nivå i log-form. Vi har bestemt lag-lengden for AR-modeller og VAR-modeller ut ifra AIC-metoden.

Dersom vår nullhypotese om EMH forkastes, vil vi da ha bevist at det er forutsigbarhet mellom to metaller. I vår analyse vil vi bruke den eventuelle statistiske sammenhengen som en forklaring på årsakssammenhengen i avkastninger for de ulike metallene. Vi er klar over at resultatene kan være av et rent statistisk sammentreff, eller at det kan ligge flere forklaringsvariabler utenfor de to som alltid sammenlignes.

7.2.1 AR-modeller

Valg av lag-lengder for AR-modeller har blitt bestemt fra AIC-metoden. Resultatene viser at 5 lag er lengden som skal benyttes for de ulike metallene i delperioder. Tabellen under viser resultater fra estimeringen av AR-modeller for de ulike metallene.

Følgende modell er benyttet:

$$14) r_t^M = a_0 + a_1 r_{t-1}^M + a_2 r_{t-2}^M + a_3 r_{t-3}^M + a_4 r_{t-4}^M + a_5 r_{t-5}^M + u_t$$

r_t^M er avkastning. På den andre siden av likhetstegnet er lag verdier hvor «M» står for metallmarked som kan være «A» aluminium, «K» kobber, «N» nikkel, «B» bly, «T» tinn eller «S» sink på tidspunkt t. r_t^A , r_t^K , r_t^N , r_t^B , r_t^T og r_t^S er avhengigvariabler i tabellen.

Tabell 12: Resultater fra estimeringen av AR (5) modeller fra ukentlige og månedlige prisendringer i prosent for aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink

Ukentlig data									Månedlig data								
1993-1997																	
	a_0	r_{t-1}^M	r_{t-2}^M	r_{t-3}^M	r_{t-4}^M	r_{t-5}^M	DW	R ²		a_0	r_{t-1}^M	r_{t-2}^M	r_{t-3}^M	r_{t-4}^M	r_{t-5}^M	DW	R ²
r_t^A	0,00 (0,17)	-0,03 (-0,44)	0,02 (0,25)	-0,03 (-0,55)	0,01 (0,25)	-0,04 (-0,63)	2,0	0,00	r_t^A	0,00 (0,33)	-0,12 (-0,87)	0,09 (0,67)	0,03 (0,22)	-0,03 (-0,22)	-0,02 (-0,14)	2,0	0,03
r_t^K	0,00 (-0,51)	0,12 2,00*	-0,02 (-0,28)	-0,03 (-0,52)	0,07 (1,17)	-0,01 (-0,19)	2,0	0,02	r_t^K	0,00 (-0,16)	0,20 (1,49)	-0,08 (-0,56)	-0,02 (-0,15)	0,10 (0,76)	0,18 (1,39)	2,0	0,11
r_t^N	0,00 (-0,27)	-0,01 (-0,13)	-0,01 (-0,18)	-0,04 (-0,71)	0,01 (0,15)	-0,01 (-0,13)	2,0	0,00	r_t^N	0,00 (-0,40)	0,00 (0,00)	-0,09 (-0,68)	-0,01 (-0,08)	-0,08 (-0,58)	0,06 (0,42)	2,1	0,02
r_t^B	0,00 (0,45)	-0,10 (-1,58)	-0,03 (-0,54)	0,04 (0,58)	-0,04 (-0,60)	0,10 (1,57)	2,0	0,02	r_t^B	0,00 (0,16)	-0,02 (-0,15)	0,04 (0,31)	-0,20 (-1,56)	0,11 (0,86)	0,02 (0,18)	2,1	0,06
r_t^T	0,00 (0,28)	0,04 (0,59)	-0,15 -2,42*	0,00 (0,01)	-0,11 (-1,85)	-0,05 (-0,90)	2,0	0,03	r_t^T	0,00 (0,70)	-0,22 (-1,62)	0,00 (0,03)	-0,24 (-1,86)	-0,29 -2,18*	-0,12 (-0,87)	2,0	0,14
r_t^S	0,00 (0,10)	-0,12 (-1,90)	0,09 (0,49)	0,03 (0,56)	0,04 (0,66)	0,02 (0,33)	2,0	0,03	r_t^S	0,00 (0,06)	0,09 (0,69)	0,06 (0,45)	-0,17 (-1,24)	0,11 (0,81)	-0,11 (-0,84)	2,0	0,06
1998-2003																	
	a_0	r_{t-1}^M	r_{t-2}^M	r_{t-3}^M	r_{t-4}^M	r_{t-5}^M	DW	R ²		a_0	r_{t-1}^M	r_{t-2}^M	r_{t-3}^M	r_{t-4}^M	r_{t-5}^M	DW	R ²
r_t^A	0,00 (0,74)	0,03 (0,43)	-0,03 (-0,43)	0,01 (0,11)	-0,02 (-0,40)	-0,07 (-1,15)	2,0	0,01	r_t^A	0,00 (0,58)	-0,12 (-0,90)	-0,16 (-1,17)	-0,15 (-1,09)	0,05 (0,36)	-0,12 (-0,87)	1,9	0,07
r_t^K	0,00 (1,26)	0,04 (0,70)	-0,01 (-0,23)	-0,02 (-0,30)	-0,06 (-0,99)	-0,10 (-1,67)	2,0	0,02	r_t^K	0,01 (0,74)	-0,08 (-0,62)	0,02 (0,11)	0,09 (0,61)	0,00 (0,01)	-0,01 (-0,06)	2,0	0,01
r_t^N	0,01 2,02*	0,01 (0,19)	0,00 (0,08)	-0,08 (-1,27)	-0,01 (-0,16)	0,00 (0,03)	2,0	0,01	r_t^N	0,02 (1,29)	0,03 (0,19)	0,15 (1,11)	0,08 (0,60)	-0,17 (-1,26)	0,06 (0,41)	2,0	0,06
r_t^B	0,00 (0,91)	-0,05 (-0,87)	-0,07 (-1,10)	0,02 (0,26)	0,01 (0,20)	-0,06 (-0,97)	2,0	0,01	r_t^B	0,01 (0,76)	-0,13 (-0,14)	0,07 (0,14)	0,15 (0,14)	-0,02 (0,15)	0,17 (0,14)	1,9	0,08
r_t^T	0,00 (0,60)	0,03 (0,42)	0,14 2,19*	0,00 (-0,03)	0,03 (0,55)	0,01 (0,15)	2,0	0,02	r_t^T	0,00 (0,20)	0,31 2,24*	-0,27 (-1,93)	0,12 (0,86)	-0,17 (-1,26)	0,10 (0,77)	2,0	0,12
r_t^S	0,00 (0,12)	0,06 (0,98)	-0,07 (-1,12)	-0,12 -2,00*	-0,02 (-0,26)	-0,10 (-1,62)	2,0	0,03	r_t^S	0,00 (0,14)	-0,16 (-1,20)	-0,02 (-0,16)	0,14 (1,05)	0,20 (1,45)	0,16 (1,19)	2,0	0,08
2004-april 2012																	
	a_0	r_{t-1}^M	r_{t-2}^M	r_{t-3}^M	r_{t-4}^M	r_{t-5}^M	DW	R ²		a_0	r_{t-1}^M	r_{t-2}^M	r_{t-3}^M	r_{t-4}^M	r_{t-5}^M	DW	R ²
r_t^A	0,00 (0,30)	0,05 (1,04)	-0,05 (-1,06)	0,10 2,12*	-0,05 (-1,13)	0,07 (1,46)	2,0	0,02	r_t^A	0,00 (0,21)	-0,03 (-0,25)	0,14 (1,32)	0,17 (1,63)	0,02 (0,18)	-0,05 (-0,49)	2,0	0,05
r_t^K	0,00 (1,02)	0,03 (0,61)	0,07 (1,35)	0,08 (1,65)	0,04 (0,76)	0,01 (0,31)	2,0	0,02	r_t^K	0,01 (1,03)	0,06 (0,57)	0,15 (1,48)	0,03 (0,27)	-0,02 (-0,23)	-0,06 (-0,59)	2,0	0,03
r_t^N	0,00 (0,06)	0,01 (0,30)	-0,02 (-0,41)	0,06 (1,31)	-0,08 (-1,65)	0,00 (0,00)	2,0	0,01	r_t^N	0,00 (0,16)	0,02 (0,23)	0,07 (0,72)	0,05 (0,47)	0,09 (0,90)	-0,04 (-0,35)	2,0	0,02
r_t^B	0,00 (0,92)	-0,04 (-0,77)	-0,04 (-0,84)	0,02 (0,38)	-0,01 (-0,11)	-0,03 (-0,67)	2,0	0,00	r_t^B	0,01 (0,77)	-0,08 (-0,74)	0,03 (0,31)	0,08 (0,78)	0,05 (0,46)	0,04 (0,36)	2,0	0,02
r_t^T	0,00 (1,25)	-0,02 (-0,37)	-0,01 (-0,24)	0,01 (0,23)	-0,06 (-1,15)	0,04 (0,88)	1,99	0,01	r_t^T	0,01 (1,03)	-0,05 (-0,45)	0,24 2,35*	0,12 (1,13)	0,00 (-0,03)	-0,10 (-0,96)	2,0	0,07
r_t^S	0,00 (0,65)	-0,04 (-0,80)	0,00 (0,00)	0,01 (0,20)	0,04 (0,85)	-0,02 (-0,42)	2,0	0,00	r_t^S	0,00 (0,45)	-0,07 (-0,70)	0,10 (0,98)	0,17 (1,63)	0,06 (0,55)	0,06 (0,54)	2,0	0,05

*Signifikant på 5 % nivå

Resultatene fra estimeringen av AR-modeller i delperiodene 1993-2003, 2004-2007 og 2008-april 2012 viser at det har vært tidssystematikk mellom avkastninger før tidspunkt t og avkastning i tidspunkt t for aluminium, kobber, nikkel, tinn og sink fra ukentlige data og tinn fra månedlige data. Vi får signifikante estimater på 5 % nivået hvor R^2 justert for samtlige metaller er veldig lav. Det interessante her er at vi får flere signifikante estimater med ukentlige data sammenlignet med månedlige dataene og at vi finner de fleste signifikante estimatene i delperiode 2004-2007.

7.2.2 VAR-modeller

Valg av lag-lengder for VAR-modeller har blitt bestemt fra AIC-metoden hvor resultatene for lag -lengden er lik for alle 3 delperioder. Resultatene viser at 2 lag skal benyttes når aluminium brukes som avhengig variabel og 1 lag for kobber, nikkel, bly, tinn og sink når disse brukes som avhengig variabel.

Følgende modell skal benyttes:

$$15) y_t^M = a_0 + a_1 y_{t-1}^M + a_2 y_{t-2}^M + b_1 x_{t-1}^M + b_2 x_{t-2}^M + u_t$$

y_t^M og x_t^M er avkastninger for to ulike metaller. «M» står for et metall som kan være «A» aluminium, «K» kobber, «N» nikkel, «B» bly, «T» tinn eller «S» sink på tidspunkt t. Y_t^A , Y_t^K , Y_t^N , Y_t^B , Y_t^T og Y_t^S er avhengig variabel og X_t^A , X_t^K , X_t^N , X_t^B , X_t^T og X_t^S er uavhengig variabel i tabellen.

Under i tabell 13, 14 og 15 finner vi resultatene fra estimeringer av VAR-modeller. Hver av disse tabellene er delt i to med en tykk loddrett linje. På venstre side ser vi resultater fra ukentlig data og på høyre side ser vi resultater fra månedlig data.

For at tabellene skal være oversiktlige, har vi komprimert tabellene slik at vi viser den uavhengige variabelen X_t^M i parentes ved siden av den avhengige variabelen Y_t^M . På denne måten viser vi hvilket metall som er brukt som avhengig og uavhengig variabel i en bivariat sammenheng. Estimaterne for modellen står over t-verdiene som står i parentes. Ved signifikante t-verdier på 5 % nivå, har vi markert med *(stjerne).

Tabell 13: Resultater fra estimeringen av VAR-modeller fra ukentlige og månedlige avkastninger i delperiode 1993-2003

Ukentlig data								Månedlig data							
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R ²		a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R ²
$Y_t^A (X_t^K)$	0,00 (0,50)	-0,02 (-0,39)	-0,02 (-0,43)	0,02 (0,50)	0,04 (0,82)	2,0	0,00	$Y_t^A (X_t^K)$	-0,30 -2,61*	-0,09 (-0,79)	0,00 (0,73)	0,24 2,54*	0,10 (1,02)	2,02	0,06
$Y_t^A (X_t^N)$	0,00 (0,45)	-0,02 (-0,33)	-0,01 (-0,12)	0,01 (0,45)	0,01 (0,35)	2,0	0,00	$Y_t^A (X_t^N)$	-0,13 (-1,21)	0,01 (0,13)	0,00 (0,57)	0,03 (0,42)	-0,01 (-0,20)	2,0	0,01
$Y_t^A (X_t^B)$	0,00 (0,50)	0,00 (-0,11)	0,01 (0,17)	0,00 (-0,03)	-0,01 (-0,34)	2,0	0,00	$Y_t^A (X_t^B)$	-0,14 (-1,40)	-0,01 (-0,08)	0,00 (0,53)	0,07 (0,81)	0,05 (0,54)	2,01	0,01
$Y_t^A (X_t^T)$	0,00 (0,47)	-0,03 (-0,74)	0,01 (0,15)	0,09 (1,95)	-0,01 (-0,20)	2,0	0,00	$Y_t^A (X_t^T)$	-0,21 -2,13*	-0,01 (-0,07)	0,00 (0,61)	0,25 2,23*	0,12 (1,05)	1,99	0,05
$Y_t^A (X_t^S)$	0,00 (0,51)	-0,03 (-0,62)	-0,02 (-0,48)	0,04 (0,99)	0,05 (1,13)	2,0	0,00	$Y_t^A (X_t^S)$	-0,14 (-1,33)	-0,05 (-0,51)	0,00 (0,63)	0,05 (0,52)	0,13 (1,24)	2,02	0,02
$Y_t^K (X_t^A)$	0,00 (0,21)	0,09 (1,78)		0,01 (0,19)		1,99	0,00	$Y_t^K (X_t^A)$	0,00 (0,09)	0,12 (1,10)		-0,05 (-0,40)		1,9	0,01
$Y_t^K (X_t^N)$	0,00 (0,21)	0,09 1,96*		0,00 (0,08)		1,99	0,00	$Y_t^K (X_t^N)$	0,00 (0,05)	0,08 (0,77)		0,02 (0,32)		1,91	0,01
$Y_t^K (X_t^B)$	0,00 (0,21)	0,09 2,09*		0,01 (0,13)		1,99	0,00	$Y_t^K (X_t^B)$	0,00 (0,15)	0,14 (1,39)		-0,11 (-1,01)		1,91	0,01
$Y_t^K (X_t^T)$	0,00 (0,19)	0,08 (1,73)		0,07 (1,32)		2,0	0,01	$Y_t^K (X_t^T)$	0,00 (0,07)	0,05 (0,48)		0,18 (1,47)		1,91	0,02
$Y_t^K (X_t^S)$	0,00 (0,21)	0,10 2,00*		0,00 (0,07)		1,99	0,00	$Y_t^K (X_t^S)$	0,00 (0,08)	0,14 (1,42)		-0,13 (-1,11)		1,86	0,01
$Y_t^N (X_t^A)$	0,00 (1,24)	0,00 (0,07)		0,03 (0,31)		1,99	0,00	$Y_t^N (X_t^A)$	0,01 (1,05)	0,05 (0,50)		-0,07 (-0,44)		2,0	0,00
$Y_t^N (X_t^K)$	0,00 (1,25)	0,00 (-0,08)		0,05 (0,65)		1,99	0,00	$Y_t^N (X_t^K)$	0,01 (1,10)	-0,01 (-0,14)		0,11 (0,82)		2,02	0,00
$Y_t^N (X_t^B)$	0,00 (1,24)	0,01 (0,16)		0,01 (0,16)		1,99	0,00	$Y_t^N (X_t^B)$	0,01 (1,06)	0,03 (0,31)		-0,01 (-0,08)		2,01	0,00
$Y_t^N (X_t^T)$	0,00 (1,24)	-0,02 (-0,35)		0,13 (1,26)		2,00	0,00	$Y_t^N (X_t^T)$	0,01 (1,11)	-0,03 (-0,32)		0,21 (1,20)		2,01	0,01
$Y_t^N (X_t^S)$	0,00 (1,26)	-0,01 (-0,20)		0,07 (0,92)		0,00	0,00	$Y_t^N (X_t^S)$	0,01 (1,08)	0,01 (0,07)		0,07 (0,46)		2,02	0,00
$Y_t^B (X_t^A)$	0,00 (0,90)	-0,09 (-1,89)		0,02 (0,39)		2,0	0,00	$Y_t^B (X_t^A)$	0,00 (0,87)	-0,05 (-0,51)		-0,08 (-0,81)		2,01	0,01
$Y_t^B (X_t^K)$	0,00 (0,91)	-0,09 (-1,90)		0,02 (0,41)		2,0	0,00	$Y_t^B (X_t^K)$	0,00 (0,85)	-0,06 (-0,63)		-0,02 (-0,26)		1,99	0,00
$Y_t^B (X_t^N)$	0,00 (0,91)	-0,08 (-1,72)		0,00 (0,00)		2,0	0,00	$Y_t^B (X_t^N)$	0,00 (0,87)	-0,07 (-0,69)		-0,01 (-0,21)		1,99	0,00
$Y_t^B (X_t^T)$	0,00 (0,91)	-0,08 (-1,81)		0,00 (0,07)		2,0	0,00	$Y_t^B (X_t^T)$	0,00 (0,86)	-0,07 (-0,70)		-0,03 (-0,30)		1,99	0,00
$Y_t^B (X_t^S)$	0,00 (0,93)	-0,11 -2,29*		0,08 (1,36)		2,0	0,00	$Y_t^B (X_t^S)$	0,00 (0,83)	-0,01 (-0,12)		-0,13 (-1,15)		1,96	0,01
$Y_t^T (X_t^A)$	0,00 (0,53)	0,04 (0,89)		-0,02 (-0,54)		1,99	0,00	$Y_t^T (X_t^A)$	0,00 (0,43)	0,07 (0,71)		-0,18 -2,08*		1,96	0,03
$Y_t^T (X_t^K)$	0,00 (0,52)	0,03 (0,71)		0,00 (0,01)		1,99	0,00	$Y_t^T (X_t^K)$	0,00 (0,36)	-0,01 (-0,10)		-0,01 (-0,07)		1,98	0,00
$Y_t^T (X_t^N)$	0,00 (0,45)	0,01 (0,15)		0,04 (1,56)		1,99	0,00	$Y_t^T (X_t^N)$	0,00 (0,49)	0,06 (0,55)		-0,08 (-1,36)		1,96	0,01
$Y_t^T (X_t^B)$	0,00 (0,54)	0,04 (0,93)		-0,02 (-0,71)		2,0	0,00	$Y_t^T (X_t^B)$	0,00 (0,33)	-0,02 (-0,26)		0,04 (0,45)		1,99	0,00
$Y_t^T (X_t^S)$	0,00 (0,52)	0,02 (0,43)		0,04 (1,09)		1,99	0,00	$Y_t^T (X_t^S)$	0,00 (0,36)	-0,01 (-0,10)		-0,01 (-0,11)		1,98	0,00
$Y_t^S (X_t^A)$	0,00 (0,12)	-0,06 (-1,14)		0,02 (0,44)		1,98	0,00	$Y_t^S (X_t^A)$	0,00 (0,17)	0,04 (0,35)		-0,10 (-0,99)		2,01	0,00
$Y_t^S (X_t^K)$	0,00 (0,13)	-0,03 (-0,72)		-0,03 (-0,57)		1,99	0,00	$Y_t^S (X_t^K)$	0,00 (0,13)	-0,04 (-0,39)		0,06 (0,69)		2,0	0,00
$Y_t^S (X_t^N)$	0,00 (0,15)	-0,03 (-0,69)		-0,02 (-0,55)		1,99	0,00	$Y_t^S (X_t^N)$	0,00 (0,16)	0,00 (0,02)		-0,02 (-0,29)		2,0	0,00
$Y_t^S (X_t^B)$	0,00 (0,14)	-0,04 (-0,75)		-0,02 (-0,42)		1,99	0,00	$Y_t^S (X_t^B)$	0,00 (0,24)	0,07 (0,68)		-0,15 (-1,54)		1,98	0,01
$Y_t^S (X_t^T)$	0,00	-0,06		0,07		1,98	0,00	$Y_t^S (X_t^T)$	0,00	0,00		-0,03		2,0	0,00

(0,10) -(1,37) (1,28) (0,14) -(0,04) -(0,30)

*Signifikant på 5 % nivå

Resultatene fra ukentlig data i delperiode 1993-2003 viser at vi finner tidssystematikk mellom Y_t^K og Y_{t-1}^K , Y_t^B og Y_{t-1}^B . Vi har da funnet ut at avkastninger en periode tilbake har hatt tidssystematikk med avkastninger for metaller i tidspunkt t. Fra månedlig data finner vi tidssystematikk mellom Y_t^A og X_{t-1}^K , Y_t^T og X_{t-1}^A . Selv om vi har fått noen signifikante estimater, så har alle modellene vi har estimert veldig lav R^2 .

Tabell 14: Resultater fra estimeringen av VAR-modeller fra ukentlige og månedlige avkastninger i delperiode 2004-2007

Ukentlig data								Månedlig data							
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2		a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2
$Y_t^A (X_t^K)$	0,00 (1,20)	-0,03 (-0,34)	0,01 (0,06)	-0,07 (-1,06)	-0,03 (-0,43)	2,0	0,01	$Y_t^A (X_t^K)$	0,01 (1,38)	-0,27 (-1,54)	-0,04 (-0,19)	0,03 (0,25)	-0,10 (-0,77)	1,97	0,07
$Y_t^A (X_t^N)$	0,00 (1,02)	-0,14 (-1,76)	0,01 (0,11)	0,06 (1,62)	-0,02 (-0,63)	2,0	0,02	$Y_t^A (X_t^N)$	0,01 (1,25)	-0,29 (-1,83)	0,02 (0,13)	0,12 (1,34)	-0,13 (-1,44)	1,92	0,12
$Y_t^A (X_t^B)$	0,00 (1,08)	-0,09 (-1,08)	0,00 (-0,02)	0,00 (-0,07)	-0,02 (-0,47)	2,0	0,00	$Y_t^A (X_t^B)$	0,01 (1,14)	-0,26 (-1,66)	-0,08 (-0,46)	0,05 (0,45)	-0,05 (-0,46)	1,97	0,07
$Y_t^A (X_t^T)$	0,00 (0,97)	-0,07 (-0,96)	-0,04 (-0,56)	-0,04 (-0,59)	0,07 (1,09)	2,0	0,01	$Y_t^A (X_t^T)$	0,02 (1,60)	-0,26 (-1,66)	-0,06 (-0,41)	0,02 (0,12)	-0,20 (-1,46)	1,93	0,10
$Y_t^A (X_t^S)$	0,00 (1,13)	-0,10 (-1,23)	0,07 (0,82)	0,02 (0,38)	-0,09 (-1,85)	1,98	0,02	$Y_t^A (X_t^S)$	0,01 (0,84)	-0,46 (-2,71*)	-0,30 (-1,69)	0,23 (2,13*)	0,15 (1,37)	1,93	0,17
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2		a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2
$Y_t^K (X_t^A)$	0,01 (1,81)	0,01 (0,07)		-0,08 (-0,67)		2,0	0,00	$Y_t^K (X_t^A)$	0,02 (1,71)	0,09 (0,54)		-0,29 (-1,18)		1,95	0,03
$Y_t^K (X_t^N)$	0,01 (1,83)	-0,05 (-0,65)		0,03 (0,55)		1,99	0,00	$Y_t^K (X_t^N)$	0,02 (1,61)	-0,03 (-0,22)		0,06 (0,47)		1,94	0,00
$Y_t^K (X_t^B)$	0,01 (1,82)	-0,02 (-0,30)		-0,01 (-0,16)		2,0	0,00	$Y_t^K (X_t^B)$	0,03 (1,68)	0,01 (0,03)		-0,05 (-0,34)		1,96	0,00
$Y_t^K (X_t^T)$	0,01 (1,93)	0,01 (0,17)		-0,12 (-1,39)		2,01	0,01	$Y_t^K (X_t^T)$	0,02 (1,45)	-0,02 (-0,10)		0,09 (0,46)		1,93	0,00
$Y_t^K (X_t^S)$	0,01 (1,81)	-0,02 (-0,24)		-0,01 (-0,09)		2,0	0,00	$Y_t^K (X_t^S)$	0,02 (1,65)	0,00 (0,00)		-0,02 (-0,11)		1,94	0,00
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2		a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2
$Y_t^N (X_t^A)$	0,00 (0,58)	0,14 (1,79)		-0,30 (-1,90)		1,98	0,02	$Y_t^N (X_t^A)$	0,02 (1,00)	0,30 (1,97*)		-0,71 (-2,56*)		1,8	0,14
$Y_t^N (X_t^K)$	0,00 (0,75)	0,16 (2,03*)		-0,26 (-2,27*)		1,99	0,03	$Y_t^N (X_t^K)$	0,02 (1,12)	0,24 (1,57)		-0,37 (-1,88)		1,83	0,09
$Y_t^N (X_t^B)$	0,00 (0,55)	0,09 (1,26)		-0,06 (-0,69)		2,0	0,08	$Y_t^N (X_t^B)$	0,03 (1,36)	0,22 (1,48)		-0,39 (-2,07*)		2,0	0,10
$Y_t^N (X_t^T)$	0,00 (0,53)	0,09 (1,18)		-0,06 (-0,49)		2,0	0,00	$Y_t^N (X_t^T)$	0,02 (0,99)	0,21 (1,33)		-0,31 (-1,23)		1,87	0,05
$Y_t^N (X_t^S)$	0,00 (0,60)	0,14 (1,75)		-0,16 (-1,66)		2,01	0,01	$Y_t^N (X_t^S)$	0,01 (0,68)	0,16 (0,98)		-0,02 (-0,13)		1,9	0,02
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2		a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2
$Y_t^B (X_t^A)$	0,01 (1,76)	-0,02 (-0,24)		-0,12 (-0,86)		2,01	0,00	$Y_t^B (X_t^A)$	0,03 (2,08*)	0,11 (0,70)		-0,51 (-2,16*)		1,88	0,09
$Y_t^B (X_t^K)$	0,01 (1,88)	0,02 (0,26)		-0,17 (-1,69)		2,0	0,01	$Y_t^B (X_t^K)$	0,04 (2,37*)	0,13 (0,80)		-0,40 (-2,46*)		0,11	1,83
$Y_t^B (X_t^N)$	0,01 (1,75)	-0,03 (-0,34)		-0,06 (-0,89)		2,0	0,00	$Y_t^B (X_t^N)$	0,03 (1,93)	0,03 (0,17)		-0,08 (-0,59)		1,85	0,00
$Y_t^B (X_t^T)$	0,01 (1,91)	0,00 (-0,02)		-0,19 (-1,81)		2,0	0,01	$Y_t^B (X_t^T)$	0,03 (2,07)	0,07 (0,40)		-0,23 (-1,06)		1,85	0,02
$Y_t^B (X_t^S)$	0,01 (1,79)	0,01 (0,16)		-0,12 (-1,40)		2,02	0,01	$Y_t^B (X_t^S)$	0,03 (2,12*)	0,14 (0,87)		-0,34 (-2,10*)		1,71	0,08
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2		a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R^2
$Y_t^T (X_t^A)$	0,00 (1,63)	0,05 (0,63)		0,03 (0,36)		1,98	0,00	$Y_t^T (X_t^A)$	0,02 (1,60)	0,12 (0,78)		0,09 (0,50)		2,05	0,02
$Y_t^T (X_t^K)$	0,00 (1,72)	0,09 (1,14)		-0,07 (-1,02)		2,0	0,00	$Y_t^T (X_t^K)$	0,02 (1,83)	0,15 (1,00)		-0,10 (-0,91)		2,03	0,03

$Y_t^T (X_t^N)$	0,00	0,04	0,03		1,99	0,00	$Y_t^T (X_t^N)$	0,02	0,11	0,06		2,03	0,02	
	(1,63)	(0,55)	(0,69)					(1,60)	(0,73)	(0,60)				
$Y_t^T (X_t^B)$	0,00	0,03	0,06		1,98	0,00	$Y_t^T (X_t^B)$	0,02	0,13	0,03		2,05	0,02	
	(1,54)	(0,35)	(1,08)					(1,51)	(0,80)	(0,25)				
$Y_t^T (X_t^S)$	0,00	0,05	0,01		1,98	0,00	$Y_t^T (X_t^S)$	0,02	0,14	0,01		2,05	0,01	
	(1,63)	(0,68)	(0,12)					(1,60)	(0,93)	(0,06)				
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R ²	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R ²
$Y_t^S (X_t^A)$	0,00	0,08	-0,18		1,97	0,00	$Y_t^S (X_t^A)$	0,02	0,00	0,06		1,97	0,00	
	(1,24)	(1,00)	-(1,34)					(1,23)	(0,00)	(0,25)				
$Y_t^S (X_t^K)$	0,00	0,10	-0,13		1,97	0,00	$Y_t^S (X_t^K)$	0,02	0,01	0,02		1,98	0,00	
	(1,30)	(0,99)	-(1,10)					(1,22)	(0,05)	(0,10)				
$Y_t^S (X_t^N)$	0,00	0,01	0,01		2,0	0,00	$Y_t^S (X_t^N)$	0,02	0,04	-0,04		1,98	0,00	
	(1,21)	(0,18)	(0,18)					(1,28)	(0,22)	-(0,28)				
$Y_t^S (X_t^B)$	0,00	-0,01	0,05		1,99	0,00	$Y_t^S (X_t^B)$	0,03	0,12	-0,28		2,07	0,05	
	(1,14)	-(0,10)	(0,64)					(1,74)	(0,78)	-(1,66)				
$Y_t^S (X_t^T)$	0,01	0,11	-0,29		2,0	0,04	$Y_t^S (X_t^T)$	0,03	0,04	-0,31		1,99	0,05	
	(1,51)	(1,43)	-2,92*					(1,69)	(0,28)	-(1,57)				

*Signifikant på 5 % nivå

Resultatene fra delperiode 2004-2007 viser at vi finner flere estimater som er signifikante på 5 % nivå fra månedlig data i forhold til ukentlig data. R² justert for samtlige estimerte modeller er veldig lav. Fra ukentlig data finner vi tidssystematikk mellom Y_t^N og ($Y_{t-1}^M + X_{t-1}^K$), Y_t^S og X_{t-1}^T . Fra månedlig data finner vi systematikk mellom avkastninger for følgende variabler:

1. Y_t^A og ($Y_{t-1}^A + X_{t-1}^S$)
2. Y_t^N og ($Y_{t-1}^N + X_{t-1}^A$)
3. Y_t^N og (X_{t-1}^A)
4. Y_t^B og X_{t-1}^A
5. Y_t^B og X_{t-1}^K
6. Y_t^B og X_{t-1}^S

Tabell 15: Resultater fra estimeringen av VAR modeller fra ukentlige og månedlige avkastninger i delperiode 2008-april 2012

Ukentlig data								Månedlig data							
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R ²		a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R ²
$Y_t^A (X_t^K)$	0,00	0,06	-0,15	0,06	0,09	2,0	0,02	$Y_t^A (X_t^K)$	0,00	-0,11	-0,33	0,14	0,61	1,86	0,30
	-(0,37)	(0,64)	-(1,66)	(0,91)	(1,35)				-(0,46)	-(0,59)	-(1,82)	(0,90)	(4,00)		
$Y_t^A (X_t^N)$	0,00	0,05	-0,03	0,09	-0,04	1,98	0,03	$Y_t^A (X_t^N)$	0,00	0,10	-0,01	0,01	0,26	2,01	0,15
	-(0,24)	(0,61)	-(0,41)	(1,79)	-(0,82)				-(0,08)	(0,57)	-(0,04)	(0,06)	2,28*		
$Y_t^A (X_t^B)$	0,00	0,13	-0,09	-0,01	0,03	1,98	0,01	$Y_t^A (X_t^B)$	0,00	0,27	0,06	-0,16	0,18	1,98	0,15
	-(0,26)	(1,61)	-(1,17)	-(0,31)	(0,65)				-(0,17)	(1,63)	(0,36)	-(1,42)	(1,63)		
$Y_t^A (X_t^T)$	0,00	0,07	-0,12	0,05	0,08	1,95	0,02	$Y_t^A (X_t^T)$	-0,01	0,24	-0,10	-0,12	0,38	2,06	0,20
	-(0,37)	(0,97)	-(1,58)	(0,99)	(1,47)				-(0,43)	(1,36)	-(0,51)	-(0,77)	(2,54)		
$Y_t^A (X_t^S)$	0,00	0,14	-0,10	-0,03	0,04	1,96	0,01	$Y_t^A (X_t^S)$	0,00	0,36	-0,12	-0,24	0,42	1,86	0,26
	-(0,26)	(1,67)	-(1,18)	-(0,55)	(0,66)				-(0,04)	2,15*	-(0,71)	-(1,77)	3,09*		
	a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R ²		a_0	Y_{t-1}^M	Y_{t-2}^M	X_{t-1}^M	X_{t-2}^M	DW	R ²
$Y_t^K (X_t^A)$	0,00	0,03		0,12		1,99	0,01	$Y_t^K (X_t^A)$	0,00	0,03		0,14		2,0	0,01
	(0,29)	(0,33)		(1,12)					(0,24)	(0,15)		(0,51)			
$Y_t^K (X_t^N)$	0,00	0,06		0,04		2,0	0,01	$Y_t^K (X_t^N)$	0,00	0,23		-0,13		2,03	0,02
	(0,28)	(0,65)		(0,64)					(0,09)	(1,17)		-(0,81)			
$Y_t^K (X_t^B)$	0,00	0,16		-0,07		2,0	0,01	$Y_t^K (X_t^B)$	0,00	0,50		-0,42		1,97	0,14
	(0,20)	(1,67)		-(0,99)					-(0,21)	2,65*		-2,79*			
$Y_t^K (X_t^T)$	0,00	0,10		-0,02		2,0	0,00	$Y_t^K (X_t^T)$	0,00	0,34		-0,33		0,07	2,0
	(0,25)	(1,27)		-(0,26)					(0,31)	(1,86)		-(1,84)			
$Y_t^K (X_t^S)$	0,00	0,07		0,03		2,0	0,00	$Y_t^K (X_t^S)$	0,00	0,41		-0,37		2,06	0,06
	(0,26)	(0,68)		(0,39)					(0,01)	(1,83)		-(1,65)			

	a_0	y_{t-1}^M	y_{t-2}^M	x_{t-1}^M	x_{t-2}^M	DW	R ²		a_0	y_{t-1}^M	y_{t-2}^M	x_{t-1}^M	x_{t-2}^M	DW	R ²
$Y_t^N (X_t^A)$	0,00 -(0,45)	-0,10 -(1,30)		0,15 (1,17)		2,0	0,00		$Y_t^N (X_t^A)$	-0,01 -(0,50)	-0,16 -(0,95)		0,20 (0,79)	1,99	0,01
$Y_t^N (X_t^K)$	0,00 -(0,48)	-0,08 -(0,96)		0,06 (0,52)		1,99	0,00		$Y_t^N (X_t^K)$	-0,01 -(0,67)	-0,30 -(1,51)		0,36 (1,52)	2,04	0,05
$Y_t^N (X_t^B)$	0,00 -(0,46)	-0,05 -(0,56)		-0,02 -(0,21)		1,99	0,00		$Y_t^N (X_t^B)$	-0,01 -(0,50)	-0,07 -(0,39)		-0,03 -(0,19)	1,94	0,00
$Y_t^N (X_t^T)$	0,00 -(0,46)	-0,06 -(0,67)		0,00 (0,03)		1,99	0,00		$Y_t^N (X_t^T)$	-0,01 -(0,33)	0,05 (0,27)		-0,24 -(1,06)	1,91	0,02
$Y_t^N (X_t^S)$	0,00 -(0,45)	-0,05 -(0,53)		-0,01 -(0,11)		1,99	0,00		$Y_t^N (X_t^S)$	-0,01 -(0,49)	-0,14 -(0,77)		0,10 (0,48)	1,97	0,01
	a_0	y_{t-1}^M	y_{t-2}^M	x_{t-1}^M	x_{t-2}^M	DW	R ²		a_0	y_{t-1}^M	y_{t-2}^M	x_{t-1}^M	x_{t-2}^M	DW	R ²
$Y_t^B (X_t^A)$	0,00 -(0,21)	-0,10 -(1,23)		0,21 (1,53)		2,0	0,01		$Y_t^B (X_t^A)$	-0,01 -(0,55)	-0,36 -2,21*		0,51 2,07*	1,89	0,10
$Y_t^B (X_t^K)$	0,00 -(0,29)	-0,14 -(1,45)		0,21 (1,52)		2,0	0,01		$Y_t^B (X_t^K)$	-0,01 -(0,82)	-0,50 -2,67*		0,59 2,50*	0,13	2,05
$Y_t^B (X_t^N)$	0,00 -(0,20)	-0,09 -(1,08)		0,10 (1,15)		2,0	0,00		$Y_t^B (X_t^N)$	-0,01 -(0,45)	-0,25 -(1,49)		0,16 (0,89)	2,04	0,03
$Y_t^B (X_t^T)$	0,00 -(0,23)	-0,04 -(0,56)		0,02 (0,23)		2,0	0,00		$Y_t^B (X_t^T)$	-0,01 -(0,40)	-0,11 -(0,71)		-0,13 -(0,65)	2,02	0,03
$Y_t^B (X_t^S)$	0,00 -(0,22)	-0,10 -(1,05)		0,11 (0,95)		2,0	0,00		$Y_t^B (X_t^S)$	-0,01 -(0,52)	-0,38 -1,99*		0,38 (1,60)	2,05	0,07
	a_0	y_{t-1}^M	y_{t-2}^M	x_{t-1}^M	x_{t-2}^M	DW	R ²		a_0	y_{t-1}^M	y_{t-2}^M	x_{t-1}^M	x_{t-2}^M	DW	R ²
$Y_t^T (X_t^A)$	0,00 (0,42)	-0,12 -(1,63)		0,22 2,00*		2,01	0,02		$Y_t^T (X_t^A)$	0,01 (0,62)	-0,40 -2,17*		0,52 2,29*	1,97	0,10
$Y_t^T (X_t^K)$	0,00 (0,35)	-0,15 -(1,84)		0,19 2,04*		1,98	0,02		$Y_t^T (X_t^K)$	0,01 (0,45)	-0,43 -2,45*		0,49 2,73*	2,11	0,14
$Y_t^T (X_t^N)$	0,00 (0,48)	-0,16 -(1,92)		0,16 2,10*		1,97	0,02		$Y_t^T (X_t^N)$	0,01 (0,52)	-0,24 -(1,23)		0,15 (0,93)	1,94	0,03
$Y_t^T (X_t^B)$	0,00 (0,39)	-0,09 -(1,12)		0,05 (0,82)		1,98	0,00		$Y_t^T (X_t^B)$	0,01 (0,41)	-0,14 -(0,85)		0,04 (0,29)	1,93	0,01
$Y_t^T (X_t^S)$	0,00 (0,36)	-0,06 -(0,71)		0,01 (0,11)		1,98	0,00		$Y_t^T (X_t^S)$	0,01 (0,41)	-0,15 -(0,80)		0,06 (0,29)	1,93	0,01
	a_0	y_{t-1}^M	y_{t-2}^M	x_{t-1}^M	x_{t-2}^M	DW	R ²		a_0	y_{t-1}^M	y_{t-2}^M	x_{t-1}^M	x_{t-2}^M	DW	R ²
$Y_t^S (X_t^A)$	0,00 -(0,21)	-0,21 -2,44*		0,28 2,28*		1,97	0,03		$Y_t^S (X_t^A)$	0,00 -(0,33)	-0,29 -(1,62)		0,30 (1,36)	1,93	0,05
$Y_t^S (X_t^K)$	0,00 -(0,28)	-0,18 -(1,86)		0,15 (1,32)		2,0	0,01		$Y_t^S (X_t^K)$	-0,01 -(0,57)	-0,51 -2,34*		0,48 2,18*	2,04	0,10
$Y_t^S (X_t^N)$	0,00 -(0,21)	-0,13 -(1,43)		0,06 (0,70)		2,0	0,00		$Y_t^S (X_t^N)$	0,00 -(0,26)	-0,25 -(1,40)		0,15 (1,04)	2,0	0,03
$Y_t^S (X_t^B)$	0,00 -(0,22)	-0,08 -(0,77)		-0,01 -(0,17)		1,99	0,00		$Y_t^S (X_t^B)$	0,00 -(0,30)	-0,17 -(0,84)		0,04 (0,24)	2,01	0,01
$Y_t^S (X_t^T)$	0,00 -(0,25)	-0,12 -(1,41)		0,05 (0,60)		1,99	0,00		$Y_t^S (X_t^T)$	0,00 -(0,18)	0,00 -(0,01)		-0,20 -(1,09)	2,02	0,04

*Signifikant på 5 % nivå

I resultatene fra delperiode 2008-april 2012 finner vi flere signifikante estimater sammenlignet med delperiode 2003-2007. Vi finner også flere statistisk signifikante estimater fra månedlig data i forhold til ukentlig data. R² justert for samtlige estimerte modeller er veldig lav.

Fra ukentlig data finner vi tidssystematikk mellom Y_t^T og X_{t-1}^A , Y_t^T og X_{t-1}^K , Y_t^T og X_{t-1}^N , Y_t^S og $(Y_{t-1}^A + X_{t-1}^A)$. Fra månedlig data finner vi systematikk mellom avkastninger for følgende variabler:

1. Y_t^A og X_{t-1}^N
2. Y_t^A og $(Y_{t-1}^A + X_{t-1}^S)$
3. Y_t^K og $(Y_{t-1}^K + X_{t-1}^B)$
4. Y_t^B og $(Y_{t-1}^B + X_{t-1}^A)$

5. Y_t^B og $(Y_{t-1}^B + X_{t-1}^K)$
6. Y_t^B og Y_{t-1}^B
7. Y_t^T og $(Y_{t-1}^T + X_{t-1}^A)$
8. Y_t^T og $(Y_{t-1}^T + X_{t-1}^K)$
9. Y_t^S og $(Y_{t-1}^S + X_{t-1}^K)$

Resultatene fra VAR-modellene viser at vi får flere signifikante estimater i delperiode 2008-april 2012 i forhold til delperioder 1993-2003 og 2004-2007. Resultater fra månedlig data gir også flere signifikante estimater i forhold til ukentlig data. Vi finner flere signifikante estimater som viser til Granger kausalitet mellom 2 ulike metaller, men hvor R^2 justert med samtlige VAR-modeller er veldig lav.

7.2.3 Kointegrasjon

I denne delen har vi testet kointegrasjon mellom de ulike metallene i en bivariat sammenheng.

Følgende modell er benyttet:

$$16) U_t = b_0 U_{t-1} + \sum b_i U_{t-i} + \varepsilon_t,$$

hvor U er residual fra kointegrasjon regresjonen: $Y_t = \beta X_t + U_t$.

H_0 : X og Y er ikke kointegrert.

Forkaste H_0 hvis t -statistikk på b_0 er statistisk signifikant.

Variablene: $SP_A, SP_K, SP_N, SP_B, SP_T, SP_S$ er spotpriser i aluminium, kobber, nikkell, bly, tinn og sink markedet. ADF er augmented Dickey-Fuller statistikk. Kritisk verdi for ADF på 5 % signifikans nivå er -3,37.

Tabell 16: Resultater fra bivariat kointegrasjons tester av spotpriser i de ulike metallene

Ukentlig data			
Avhengig variabel	Delperiode	Kointegrasjon regresjon	ADF
SP_A	1993-2003	$SP_A = 4.10 + 0.42SP_K$	-3.26
	2004-2007	$SP_A = 3.88 + 0.44SP_K$	-2.96
	2008-2012	$SP_A = 2.31 + 0.60SP_K$	-1.82
	1993-2003	$SP_A = 4.49 + 0.31SP_N$	-1.84
	2004-2007	$SP_A = 4.05 + 0.36SP_N$	-2.46
	2008-2012	$SP_A = 1.72 + 0.60SP_N$	-2.62
	1993-2003	$SP_A = 5.02 + 0.35SP_B$	-4.17*
	2004-2007	$SP_A = 5.39 + 0.31SP_B$	-1.38
	2008-2012	$SP_A = 2.78 + 0.64SP_B$	-2.18
SP_K	1993-2003	$SP_A = 3.21 + 0.47SP_T$	-2.79
	2004-2007	$SP_A = 3.99 + 0.40SP_T$	-1.32
	2008-2012	$SP_A = 1.97 + 0.57SP_T$	-1.99
	1993-2003	$SP_A = 4.69 + 0.37SP_S$	-2.63
	2004-2007	$SP_A = 4.92 + 0.36SP_S$	-3.37*
	2008-2012	$SP_A = 2.35 + 0.70SP_S$	-1.85
	1993-2003	$SP_K = 3.97 + 0.40SP_N$	-1.29
	2004-2007	$SP_K = 0.95 + 0.75SP_N$	-2.34
	2008-2012	$SP_K = -0.12 + 0.90SP_N$	-2.77
SP_N	1993-2003	$SP_K = 2.42 + 0.81SP_B$	-2.54
	2004-2007	$SP_K = 3.34 + 0.71SP_B$	-2.01
	2008-2012	$SP_K = 0.92 + 1.04SP_B$	-3.13
	1993-2003	$SP_K = -1.66 + 1.07SP_T$	-2.10
	2004-2007	$SP_K = 0.63 + 0.88SP_T$	-1.36
	2008-2012	$SP_K = -0.41 + 0.93SP_T$	-2.72
	1993-2003	$SP_K = 3.17 + 0.63SP_S$	-1.31
	2004-2007	$SP_K = 2.76 + 0.75SP_S$	-2.34
	2008-2012	$SP_K = -0.20 + 1.19SP_S$	-2.36
SP_B	1993-2003	$SP_N = 6.46 + 0.37SP_B$	-0.88
	2004-2007	$SP_N = 4.36 + 0.77SP_B$	-1.51
	2008-2012	$SP_N = 1.98 + 1.03SP_B$	-3.16
	1993-2003	$SP_N = 4.84 + 0.46SP_T$	-0.62
	2004-2007	$SP_N = -1.07 + 1.20SP_T$	-1.98
	2008-2012	$SP_N = 1.83 + 0.81SP_T$	-2.91
	1993-2003	$SP_N = 7.56 + 0.18SP_S$	-0.57
	2004-2007	$SP_N = 4.45 + 0.72SP_S$	-1.93
	2008-2012	$SP_N = 0.91 + 1.18SP_S$	-3.52*
SP_T	1993-2003	$SP_B = -1.33 + 0.88SP_T$	-2.97
	2004-2007	$SP_B = -5.52 + 1.38SP_T$	-2.76
	2008-2012	$SP_B = 1.07 + 0.66SP_T$	-3.28
	1993-2003	$SP_B = 2.88 + 0.49SP_S$	-1.64
	2004-2007	$SP_B = 2.54 + 0.60SP_S$	-0.65
	2008-2012	$SP_B = -0.61 + 1.08SP_S$	-4.69*
	1993-2003	$SP_T = 4.42 + 0.60SP_S$	-2.40
	2004-2007	$SP_T = 6.80 + 0.30SP_S$	-0.84
	2008-2012	$SP_T = 2.80 + 0.93SP_S$	-2.42
Månedlig data			
Metall	Delperiode	Kointegrasjon regresjon	ADF
SP_A	1993-2003	$SP_A = 4.15 + 0.41SP_K$	-3.53*
	2004-2007	$SP_A = 3.86 + 0.44SP_K$	-4.90*
	2008-2012	$SP_A = 1.91 + 0.65SP_K$	-1.65
	1993-2003	$SP_A = 4.48 + 0.31SP_N$	-2.56
	2004-2007	$SP_A = 3.96 + 0.37SP_N$	-2.32

	2008-2012	$SP_A = 1,54 + 0,62SP_N$	-3.02
	1993-2003	$SP_A = 5,06 + 0,35SP_{BL}$	-5.23*
	2004-2007	$SP_A = 5,40 + 0,31SP_{BL}$	-1.49
	2008-2012	$SP_A = 2,51 + 0,67SP_{BL}$	-5.11*
	1993-2003	$SP_A = 3,23 + 0,47SP_{TI}$	-3.65*
	2004-2007	$SP_A = 3,80 + 0,42SP_{TI}$	-1.38
	2008-2012	$SP_A = 1,68 + 0,60SP_{TI}$	-3.14
	1993-2003	$SP_A = 4,74 + 0,36SP_{SI}$	-3.83*
	2004-2007	$SP_A = 4,91 + 0,36SP_{SI}$	-5.97*
	2008-2012	$SP_A = 2,12 + 0,73SP_{SI}$	-1.61
SP_K	1993-2003	$SP_K = 4,09 + 0,39SP_{NI}$	-0.84
	2004-2007	$SP_K = 0,84 + 0,76SP_{NI}$	-2.03
	2008-2012	$SP_K = 0,22 + 0,87SP_{NI}$	-2.80
	1993-2003	$SP_K = 2,58 + 0,79SP_{BL}$	-2.50
	2004-2007	$SP_K = 3,38 + 0,71SP_{BL}$	-1.34
	2008-2012	$SP_K = 1,02 + 1,02SP_{BL}$	-3.04
	1993-2003	$SP_K = -1,44 + 1,05SP_{TI}$	-2.33
	2004-2007	$SP_K = 0,19 + 0,90SP_{TI}$	-2.53
	2008-2012	$SP_K = -0,10 + 0,90SP_{TI}$	-2.68
	1993-2003	$SP_K = 3,23 + 0,62SP_{SI}$	-1.62
	2004-2007	$SP_K = 2,71 + 0,75SP_{SI}$	-2.76
	2008-2012	$SP_K = -0,17 + 1,19SP_{SI}$	-2.78
SP_N	1993-2003	$SP_N = 6,53 + 0,36SP_{BL}$	-2.31
	2004-2007	$SP_N = 4,49 + 0,75SP_{BL}$	-2.10
	2008-2012	$SP_N = 1,78 + 1,06SP_{BL}$	-3.68*
	1993-2003	$SP_N = 5,10 + 0,43SP_{TI}$	-1.97
	2004-2007	$SP_N = -1,27 + 1,22SP_{TI}$	-1.31
	2008-2012	$SP_N = 1,92 + 0,80SP_{TI}$	-2.55
	1993-2003	$SP_N = 7,66 + 0,16SP_{SI}$	-1.94
	2004-2007	$SP_N = 4,50 + 0,71SP_{SI}$	-1.81
	2008-2012	$SP_N = 0,70 + 1,21SP_{SI}$	-3.41*
SP_B	1993-2003	$SP_B = -1,28 + 0,88SP_{TI}$	-2.45
	2004-2007	$SP_B = -5,80 + 1,41SP_{TI}$	-3.10
	2008-2012	$SP_B = 1,47 + 0,62SP_{TI}$	-3.45*
	1993-2003	$SP_B = 2,95 + 0,48SP_{SI}$	-1.74
	2004-2007	$SP_B = 2,49 + 0,61SP_{SI}$	-2.14
	2008-2012	$SP_B = -0,32 + 1,05SP_{SI}$	-4.83*
SP_T	1993-2003	$SP_T = 4,45 + 0,59SP_{SI}$	-2.67
	2004-2007	$SP_T = 6,84 + 0,30SP_{SI}$	-2.21
	2008-2012	$SP_T = 2,59 + 0,96SP_{SI}$	-2.14

*ADF på 5 % signifikansnivå

Fra kointegrasjonstesten med ukentlig data finner vi fire langsiktige likevekter. Videre viser kointegrasjonstesten elleve langsiktige likevekter fra månedlig data. Resultater fra ukentlig data viser at en av fire langsiktige likevekter finner vi i delperiode 1993-2003 for aluminium og bly, en av fire langsiktige likevekt finner vi i delperiode 2004-2007 for aluminium og sink, og to av fire langsiktige likevekter finner vi i delperiode 2008-2015 for nikkell og sink, og bly og sink.

Resultater fra månedlig data viser at fire av elleve langsiktige likevekter finner vi i delperiode 1993-2003 for aluminium og kobber, aluminium og bly, aluminium og tinn, aluminium og sink. To av elleve langsiktige likevekter finner vi i delperiode 2004-2007 for aluminium og kobber, aluminium og sink. Fem av elleve langsiktige likevekter finner vi i delperiode 2008-2012 for aluminium og bly, nikkel og bly, nikkel og sink, bly og tinn, bly og sink,

Vi skal nå i neste del ta utgangspunkt i kointegrerte metaller og estimere feiljusteringsmodeller (Error Correction Model's) for metallene. Vi ønsker å teste om vi får signifikante estimater på 5 % og 10 % nivå for den kortsiktige sammenhengen og estimatet for justeringshastigheten.

7.2.4 Error Correction Model

I denne delen har vi estimert feiljusteringsmodellen for metaller vi har funnet kointegrasjon for. Vi skal bruke følgende modell:

$$17) \Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 (Y_{t-1} - \gamma X_{t-1}) + u_t,$$

hvor γ definerer den langsiktige likevekten. ΔX_t definerer den kortsiktige sammenhengen mellom endringen i variablene, \hat{U}_{t-1} er justeringshastigheten tilbake til likevekt. Med 5 % og 10 % signifikansnivå, vil den kritiske t-verdien være +/- 1,96 og 1,65, som i en tradisjonell OLS -estimering. Det er estimatet for justeringshastigheten som vil være av mest interesse. Det vil fortelle oss hvor fort en korrigering vil skje ved eventuelle avvik fra den langsiktige likevekten.

Tabell 17: To stegs prosedyre av Error Correction Model basert på ukentlige data

Ukentlige observasjoner						
Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Delperiode	Koeffisienter	OLS estimat	t- Statistikk	R ²
Aluminium	Bly	1993-2003	Konstant	0,00012	0,125	0,11
			\hat{U}_{t-1}	-0,10	-2,33*	
			ΔX_t	0,24	8,01*	
Aluminium	Sink	2004-2007	Konstant	0,0004	0,279	0,35
			\hat{U}_{t-1}	-0,136	-3,92*	
			ΔX_t	0,353	10,3*	
Nikkel	Sink	2008-2012	Konstant	-0,0013	-0,438	0,46
			\hat{U}_{t-1}	-0,081	-3,32*	
			ΔX_t	0,755	13,6*	
Bly	Sink	2008-2012	Konstant	-0,00011	-0,038	0,57
			\hat{U}_{t-1}	-0,177	-4,73*	
			ΔX_t	0,893	16,7*	

*Signifikant på 5 % nivå

Resultatene i tabell 17 fra ukentlige data viser at samtlige feiljusteringsmodeller har signifikante justeringshastighet estimat på 5 % nivå. Aluminium og bly i delperiode 1993-2003 har en justeringshastighet estimat på 10 %, aluminium og sink i delperiode 2004-2007 har en justeringshastighet estimat på 13,6 %, nikkel og sink i delperiode 2008-2012 har en justeringshastighet estimat på 8,1 %, bly og sink i delperiode 2008-2012 har en justeringshastighet estimat på 17,7 %. Vi finner også at samtlige kortsiktige sammenhenger (ΔX_t) fra modellene er signifikant på 5 % nivå.

Tabell 18: To stegs prosedyre av Error Correction Model basert på ukentlige data

Ukentlig serie						
Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Delperiode	Koeffisienter	OLS estimat	t- Statistikk	R ²
Bly	Aluminium	1993-2003	Konstant	0,000	0,72	
			\hat{U}_{t-1}	-0,000	-1,83**	0,11
			ΔX_t	0,430	8,16*	
Sink	Aluminium	2004-2007	Konstant	0,000	0,80	
			\hat{U}_{t-1}	-0,073	-3,41*	0,34
			ΔX_t	0,955	10,2*	
Sink	Nikkel	2008-2012	Konstant	0,000	0,09	
			\hat{U}_{t-1}	-0,084	-2,98*	0,46
			ΔX_t	0,60	13,7*	
Sink	Bly	2008-2012	Konstant	-0,000	-0,15	
			\hat{U}_{t-1}	-0,000	-3,58*	0,55
			ΔX_t	0,61	16,6*	

*Signifikant på 5 % nivå

**Signifikant på 10 % nivå

Estimeringen av feiljusteringsmodellen i tabell 19 viser at vi finner signifikante justeringshastighet estimater på 5 % og 10 % nivå. Vi finner signifikante estimater for bly og aluminium i delperiode 1993-2003 med justeringshastighet estimat på 0,001 %, sink og aluminium i delperiode 2004-2007 med justeringshastighet estimat på 7,3 %, sink og nikkel i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 8,4 %, og sink og bly i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 0,001 %. Vi finner at samtlige kortsiktige sammenhenger (ΔX_t) fra modellene er signifikant på 5 % nivå.

Tabell 19: To-steps prosedyre av Error Correction Model basert på månedlige data

Månedlig serie							
Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Delperiode	Koeffisienter	OLS estimat	t- Statistikk	R ²	
Aluminium	Kobber	1993-2003	Konstant	0,0016	0,436	0,40	
			\hat{U}_{t-1}	-0,152	-3,40*		
			ΔX_t	0,494	8,06*		
		2004-2007	Konstant	0,0000	-0,009		0,38
			\hat{U}_{t-1}	-0,321	-2,80*		
			ΔX_t	0,407	4,80*		
Aluminium	Bly	1993-2003	Konstant	0,00087	0,193	0,16	
			\hat{U}_{t-1}	-0,124	-2,92*		
			ΔX_t	0,279	3,64*		
		2008-2012	Konstant	-0,0018	-0,197		0,44
			\hat{U}_{t-1}	-0,205	-3,05*		
			ΔX_t	0,356	4,83*		
Aluminium	Tinn	1993-2003	Konstant	0,0014	0,33	0,21	
			\hat{U}_{t-1}	-0,122	-2,94*		
			ΔX_t	0,431	4,88*		
Aluminium	Sink	1993-2003	Konstant	0,0016	0,386	0,25	
			\hat{U}_{t-1}	-0,099	-2,55*		
			ΔX_t	0,447	5,56*		
		2004-2007	Konstant	0,0011	0,155		0,48
			\hat{U}_{t-1}	-0,705	-4,86*		
			ΔX_t	0,359	5,00*		
Nikkel	Bly	2008-2012	Konstant	-0,0044	-0,330	0,45	
			\hat{U}_{t-1}	-0,364	-3,51*		
			ΔX_t	0,602	5,72*		
Nikkel	Sink	2008-2012	Konstant	-0,0051	-0,41	0,53	
			\hat{U}_{t-1}	-0,386	-3,83*		
			ΔX_t	0,760	6,45*		
Bly	Tinn	2008-2012	Konstant	-0,0083	-0,56	0,38	
			\hat{U}_{t-1}	-0,289	-3,14*		
			ΔX_t	0,726	5,16*		
Bly	Sink	2008-2012	Konstant	-0,00232	-0,212	0,65	
			\hat{U}_{t-1}	-0,628	-4,84*		
			ΔX_t	0,88	8,48*		

*Signifikant på 5 % nivå

Fra månedlig data i tabell 19 finner vi at samtlige feiljusteringsmodeller har høye og signifikante justeringshastighet estimater på 5 % nivå. Det er bare to feiljusteringsmodeller som har justeringshastighet estimat lavere enn 10 %. Vi finner for aluminium og kobber i delperiode 1993-2003 med justeringshastighet estimat på 15,2 %, aluminium og kobber i delperiode 2004-2007 med justeringshastighet estimat på 32,1 %, aluminium og bly i delperiode 1993-2003 med justeringshastighet estimat på 12,4 %, aluminium og bly i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 20,5 %, aluminium og tinn i delperiode 1993-2003 med justeringshastighet estimat på 12,2 %, aluminium og sink i delperiode 1993-2003 med justeringshastighet estimat på 9,9 %, aluminium og sink i delperiode 2004-2007 med justeringshastighet estimat på 70,5 %, nikkel og bly i delperiode

2008-2012 med justeringshastighet estimat på 36,4 %, nikkel og sink i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 0,51 %, bly og tinn i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 28,9 %, bly og sink i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 62,8 %. Vi finner at samtlige kortsiktige sammenhenger (ΔX_t) fra modellene er signifikant på 5 % nivå.

Tabell 20: To-steps prosedyre av Error Correction Model basert på månedlige data

Månedlig serie							
Avhengig variabel	Uavhengig variabel	Delperiode	Koeffisienter	OLS estimat	t- Statistikk	R ²	
Kobber	Aluminium	1993-2003	Konstant	-0,000	-0,172	0,36	
			\hat{U}_{t-1}	-0,055	-1,82**		
			ΔX_t	0,702	8,36*		
		2004-2007	Konstant	0,014	1,23		0,37
			\hat{U}_{t-1}	-0,210	-2,66*		
			ΔX_t	0,817	4,77*		
Bly	Aluminium	1993-2003	Konstant	0,003	0,652	0,12	
			\hat{U}_{t-1}	-0,056	-1,76**		
			ΔX_t	0,369	3,99*		
		2008-2012	Konstant	-0,001	-0,08		0,43
			\hat{U}_{t-1}	-0,272	-2,84*		
			ΔX_t	1,038	6,00*		
Tinn	Aluminium	1993-2003	Konstant	0,0004	0,103	0,18	
			\hat{U}_{t-1}	-0,064	-1,93**		
			ΔX_t	0,38	5,15*		
Sink	Aluminium	1993-2003	Konstant	-0,0002	-0,057	0,22	
			\hat{U}_{t-1}	-0,051	-1,72**		
			ΔX_t	0,459	5,89*		
		2004-2007	Konstant	0,011	0,92		0,38
			\hat{U}_{t-1}	-0,351	-3,62*		
			ΔX_t	0,97	4,99*		
Bly	Nikkel	2008-2012	Konstant	-0,000	-0,028	0,46	
			\hat{U}_{t-1}	-0,471	-3,73*		
			ΔX_t	0,647	5,86*		
Sink	Nikkel	2008-2012	Konstant	0,001	0,151	0,49	
			\hat{U}_{t-1}	-0,38	-3,11*		
			ΔX_t	0,604	6,79*		
Tinn	Bly	2008-2012	Konstant	0,006	0,541	0,37	
			\hat{U}_{t-1}	-0,194	-2,99*		
			ΔX_t	0,420	4,36*		
Sink	Bly	2008-2012	Konstant	0,000	0,041	0,61	
			\hat{U}_{t-1}	0,654	-3,92*		
			ΔX_t	-0,512	8,62*		

*Signifikant på 5 % nivå

**Signifikant på 10 % nivå

Fra månedlig data i tabell 20 finner vi at samtlige feiljusteringsmodeller har høye og signifikante justeringshastighet estimater på 5 % og 10 % nivå. Det er bare fire feiljusteringsmodeller som har justeringshastighet lavere enn 10 %. Vi finner for kobber og aluminium i delperiode 1993-2003 justeringshastighet estimat på 5,5 %, kobber og aluminium

i delperiode 2004-2007 med justeringshastighet estimat på 21,0 %, bly og aluminium i delperiode 1993-2003 med justeringshastighet estimat på 5,6 %, bly og aluminium i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 27,2 %, tinn og aluminium i delperiode 1993-2003 med justeringshastighet estimat på 6,4 %, sink og aluminium i delperiode 1993-2003 med justeringshastighet estimat på 5,1 %, aluminium og sink i delperiode 2004-2007 med justeringshastighet estimat på 35,1 %, bly og nikkel i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 47,1 %, sink i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 38,0 %, tinn og bly i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 19,4 %, sink og bly i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 65,4 %. Vi finner at samtlige kortsiktige sammenhenger (ΔX_t) fra modellene er signifikant på 5 % nivå.

7.3 Oppsummering

Estimeringen av AR-modeller og VAR-modeller for de ulike metallene viser at det har vært noe tidssystematikk i metallene. Fra estimeringen av AR-modeller får vi veldig få signifikante estimater på 5 % nivå. De fleste signifikante estimater på 5 % nivå finner vi fra ukentlig data i delperiode 2004-2007. Bly er det eneste metallet hvor vi ikke fant noe tidssystematikk fra AR-modellene. Alle estimerte AR-modeller har hatt veldig lav R^2 justert.

Resultatene fra VAR-modeller viser at vi får flere signifikante estimater på 5 % nivå i delperiode 2008-april 2012 i forhold til delperioder 1993-2003 og 2004-2007. Resultater fra månedlig data gir flere signifikante estimater i forhold til ukentlig data. Vi finner flere signifikante estimater som viser til Granger-kausaltet mellom to ulike metaller, hvor R^2 justert for modellene har vært lav.

Ut fra resultatene vi har funnet fra AR-modeller og VAR-modeller kan vi oppsummere med at vi kan vise statistisk tidssystematikk mellom de ulike metallene.

Ved bruk av kointegrasjon-metoden i en bivariat sammenheng fra ukentlige data finner vi fire langsiktige likevekter - én i delperiode 1993-2003, én i delperiode 2004-2007 og to i delperiode 2008-2012. Fra månedlige data i en bivariat sammenheng finner vi elleve langsiktige likevekter - fire i delperiode 1993-2003, to i delperiode 2004-2007 og fem i delperiode 2008-2012.

Resultater fra kointegrasjon-metoden viser at i delperiode 1993-2003 kan vi forkaste Market Efficient Hypothesis (EMH) for aluminium, kobber, bly, tinn og sink. I delperiode 2004-2007 kan vi forkaste EMH for aluminium, kobber og sink. I delperiode 2008-2012 kan vi forkaste EMH for aluminium, nikkel, bly, tinn og sink.

Fra feiljusteringsmodeller som er estimert finner vi flere høye justeringshastighet estimater fra månedlige data sammenlignet med ukentlige data. (merknad: du har inkonsekvent bruk av ukentlig/ukentlige og månedlig/månedlige. Jeg mener data er flertall, og ville dermed ha kjørt en søk/erstatt til ukentlige/månedlige.) Høyeste justeringshastighet estimat finner vi fra ukentlige data. De er for bly og sink i delperiode 2008-2012 med en justeringshastighet estimat på 17,7 %. Fra månedlig data finner vi høyeste justeringshastighet estimat for aluminium og sink i delperiode 2004-2007 på 70,5 %, bly og sink i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 62,8 %, sink og bly i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 65,4 %, og bly og nikkel i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 47,1 %. Høye justeringshastigheter fra månedlige data viser til at halvparten av avviket fra den langsiktige likevekten korrigeres tilbake til likevekten neste måned. Vi finner også at samtlige kortsiktige sammenhenger (ΔX_t) fra modellene er signifikant på 5 % nivå.

8. Konklusjon

Hendelsene som Sovjetunionens fall, Asia-krisen, bust i metallmarkedet hvor Kina spilte en viktig rolle, finanskrisen og opphenting etter finanskrisen har helt klart påvirket utviklingen i metallprisene og LME i perioden 1993-april 2012. Utviklingen har påvirket metallprisene i forskjellig styrke og har skapt volatilitet på forskjellige nivåer. Vi har funnet at variasjonskoeffisienten for de ulike metallene har vært høyest i delperiode 2003-2007 da det var bust i metallmarkedet og lavest i delperiode 1993-2003 grunnet blant annet Asia-krisen. Videre ser vi at LME har vært veldig høyt korrelert med metallene i delperiode 2008-april 2012 sammenlignet med delperioder 1993-2003 og 2004-2007.

Resultatene har vist at aluminium og sink har vært metaller med lavest volatilitet sammenlignet med nikkel og bly som har hatt størst volatilitet. Vi finner også at kobber og tinn har vært to metaller som har hatt høyest return/risk-ratio i delperioder 2004-2007 og 2008-april 2012.

Markedsrisiko i periode 1993-2012 har vært lavere for aluminium, bly og tinn, mens kobber, nikkel og sink har hatt høyere markedsrisiko. Vi finner også at systematisk risiko har vært høyere i delperiode 1993-2003 for metallene sammenlignet med delperioder 2004-2007 og 2008-april 2012. Resultater fra usystematisk risiko i periode 1993-april 2012 viser at aluminium og kobber har hatt lavest usystematisk risiko, mens nikkel og bly har hatt størst usystematisk risiko.

Estimeringen av AR-modeller og VAR-modeller for de ulike metallene viser at det har vært noe tidssystematikk i metallene, og modellene har hatt veldig lav R^2 justert. Bly er det eneste metallet hvor vi ikke fant noe tidssystematikk fra AR-modeller.

Resultatene fra VAR-modeller viser at vi får flere signifikante estimater på 5 % nivå i delperiode 2008-april 2012 i forhold til delperioder 1993-2003 og 2004-2007. Resultater fra månedlige data gir flere signifikante estimater i forhold til ukentlige data. Hvorvidt AR-modeller og VAR-modeller er av økonomisk verdi, må undersøkes nærmere ved for eksempel å forstå underliggende faktorer.

Ved bruk av kointegrasjon-metoden i en bivariat sammenheng fra ukentlige data finner vi fire langsiktige likevekter. Én i delperiode 1993-2003, én i delperiode 2004-2007 og to i delperiode 2008-2012. Fra månedlige data i en bivariat sammenheng finner vi elleve

langsiktige likevekter. Vi finner fire i delperiode 1993-2003, to i delperiode 2004-2007 og fem i delperiode 2008-2012. Resultater fra kointegrasjon-metoden viser at i delperiode 1993-2003 kan vi forkaste Market Efficient Hypothesis (EMH) for aluminium, kobber, bly, tinn og sink. I delperiode 2004-2007 kan vi forkaste EMH for aluminium, kobber og sink. I delperiode 2008-2012 kan vi forkaste EMH for aluminium, nikkel, bly, tinn og sink.

Fra feiljusteringsmodeller som er estimert finner vi flere høye justeringshastighet estimater fra månedlige data sammenlignet med ukentlig data. Høyeste justeringshastighet estimat finner vi fra ukentlige data er for bly og sink i delperiode 2008-2012 med et justeringshastighet estimat på 17,7 %. Fra månedlig data finner vi høyeste justeringshastighet estimat for aluminium og sink i delperiode 2004-2007 på 70,5 %, bly og sink i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 62,8 %, sink og bly i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 65,4 %, og bly og nikkel i delperiode 2008-2012 med justeringshastighet estimat på 47,1 %. Høye justeringshastigheter fra månedlige data viser til at halvparten av avviket fra den langsiktige likevekten korrigeres tilbake til likevekten neste måned. Vi finner også at samtlige kortsiktige sammenhenger (ΔX_t) fra modellene er signifikant på 5 % nivå.

Kort oppsummert: Vi har vist at det på flere metaller har vært mulig å tjene unormale avkastninger gjennom de ulike delperiodene. Vi har også vist at det finnes både kortsiktige og langsiktige sammenhenger og likevekter mellom flere metaller. Denne informasjonen kan være til nytte for nåværende og fremtidige investorer som ønsker å investere i industrimetaller som aluminium, kobber, nikkel, bly, tinn og sink.

Litteraturliste

Akram, Q.F. (2009). "Commodity prices, interest rates and the dollar". *Energy Economics*, 2009, vol. 31, pp. 838-851.

Brooks, Chris (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, 2. Utg, Cambridge University Press.

Chowdhury, A.R. (1991). "Future market efficiency: evidence from co-integration tests", *Journal of Future Markets*, 11, 585.

Dooley, G., & Lenihan, H. (2005). "An assessment of time series methods in metal price forecasting". *Resources Policy*, 30, 208–217.

Fama, E.F. (1970). "Efficient Capital Markets. A review of theory and empirical work". *Journal of Finance* 25 (May), 383-417.

Fama, E.F. (1976). *Foundations of Finance*, Basic Books, New York.

Goss, B. (1981). "The Forward Pricing Function of the London Metal Exchange", *Applied Economics*, 13:133-150.

Goss, B. (1983). "The Semi-Strong Form Efficiency of the London Metal Exchange", *Applied Economics*, 15:681-698.

Goss, M. (1988). "A Semi-Strong Test of the Efficiency of the Aluminium and Copper Markets at the LME", *The Journal of Futures Markets*, 8:67-77.

Granger, C.W. J. (1986). "Developments in the Study of Co-integrated Ecotomic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48:213-228.

Gupta, S., and Mayer, T. (1981). "A Test of the Efficiency of Futures Markets in Commodities", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 117:661-671.

MacDonald, R., and Taylor, M. P. (1989). "Rational Expectations, Risk and Efficiency in the London Metal Exchange: An Empirical Analysis", *Applied Economics*, 21:143-153.

Sephton, P.S., and Cochrane, D. K. (1990). "A Note on the Efficiency of the London Metal Exchange", *Economics Letters*, 33:341-345.

Schwert, C.W. (1987). "Effects of Model Specification on Tests for Unit Root in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, 20:73-103.