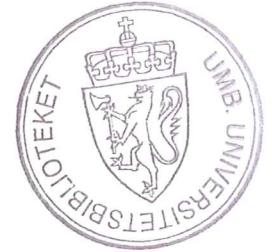


Mastergradsoppg. 2010

PRISDANNELSEN I FEM FREMVOKSENDE AKSJEMARKEDER I
SØRØST-ASIA: ANOMALIER ELLER EFFISIENTE MARKEDER?

THE PRICING IN FIVE EMERGING STOCK MARKETS IN SOUTHEAST-ASIA:
ANOMALIES OR EFFICIENT MARKETS?



KIM HALVOR PEDERSEN
KIM ROGER AANSTAD

UNIVERSITETET FOR MILJØ- OG BIOVITENSKAP
INSTITUTT FOR ØKONOMI OG RESSURSFORVALTNING
MASTEROPPGAVE 30 STP. 2010



Sammendrag

Markedseffisiens hypotesen (EMH) hevder at finansmarkeder er informasjonsmessig effisiente, noe som innebærer at prisene reflekterer all tilgjengelig og relevant informasjon. Dette impliserer at det er umulig å konsistent tjene ekstraordinære profitter ved å studere informasjonen som ligger i historiske priser. Siktemålet med denne studien er dermed å undersøke prisdannelsen og effektiviteten i fem fremvoksende sørøst-asiatiske aksjemarkeder. Mer spesifikt vil vi se nærmere på aksjemarkedene i Filippinene, Indonesia, Malaysia, Thailand og Taiwan. Vi vil særlig forsøke å avdekke tre såkalte ”anomalier” fra forskningslitteraturen. Et empirisk resultat kvalifiserer her som en anomali dersom det er vanskelig å forklare innenfor etablert teori for fungerende markeder med rasjonelle aktører, eller hvis usannsynlige forutsetninger er nødvendig for å forklare det som observeres. Med utgangspunkt i daglige avkastninger over perioden februar 2005 – februar 2010 analyserer vi for kortsiktig autokorrelasjon, herunder lead-lag effekter på tvers av de ulike landene, og ukedagseffekter. Vi benytter månedlige avkastninger over perioden 1990 – 2009 for å spore mean reversion over lange horisonter.

Studien baserer seg på flere økonometriske tester, hvor programpakken Microsoft Office Excel 2007 er benyttet for å utføre beregninger og analyser. For å undersøke indeksene for kortsiktig autokorrelasjon benytter vi oss av den ikke-parameteriske runs-testen i tillegg til en AR(3)-modell. Regresjoner er også benyttet for å avdekke lead-lag effekter på tvers av de ulike landene. For å avsløre en eventuell mean reversion over lengre horisonter, benyttes en regresjon á la Fama & French (1988), der avkastningen over en viss periode kjøres mot avkastningen over forutgående periode av samme lengde. Til samme formål benyttes også Lo & MacKinlays (1988) ”variance ratio” test. Sporingen av eventuelle ukedagseffekter, tar utgangspunkt i metoden som Brooks & Persaud (2001) brukte da de undersøkte for ukedagseffekter i samme området. De benyttet seg av regresjonsanalyse, representert ved tre ulike regresjoner, der de gradvis tar hensyn til konstant og varierende risiko.

Med utgangspunkt i en underliggende hypotese om at avkastningene i de utvalgte indeksene, med unntak av Taiwan som er nær ved å bli klassifisert som et utviklet marked, ikke følger en random walk, går funnene langt i å bekrefte våre antakelser. Runs testen, avslører positiv førsteordens autokorrelasjon i alle indeksene med unntak av Taiwan, som ikke har noen signifikante resultater å vise til. Disse resultatene blir langt på vei bekreftet av AR(3)-

modellen, som også rapporterer positiv og signifikant førsteordens autokorrelasjon i indeksene for Filippinene, Indonesia og Malaysia. Modellen viser også til signifikant positive autokorrelasjoner for Taiwan og Thailand, men her er det imidlertid avkastningen to dager før som påvirker dagens prisendring, såkalt andreordens autokorrelasjon.

Inkonsistent med våre antakelser er imidlertid lead-lag effektene som blir avdekket. Riktignok påvirkes de fremvoksende landene i stor grad av hverandre, dvs. at mange signifikante lead-lag effekter eksisterer på tvers av landene, men her er det ikke Taiwan som leder an. Noe uventet er det i stedet Indonesia og Thailand som i størst grad påvirker avkastningen i de andre landene i regionen. Alle landene med unntak av Thailand, påvirkes av minst to laggede avkastninger. Både Indonesia og Thailand påvirker alle de andre landene, med unntak av Malaysia som ikke påvirkes av sistnevnte. Thailand er forøvrig det eneste landet hvor avkastningen ikke påvirkes av avkastningen dagen før, verken av seg selv eller av noen av de andre landene.

Modellens forklaringskraft (R^2), er imidlertid relativt lav både for AR(3)- og lead-lag regresjonene. Dette innebærer at kun få prosent av fremtidig avkastning potensielt kunne blitt predikert på bakgrunn av de nevnte modeller. Dermed vil resultatene egne seg mindre bra som prognose på fremtidig avkastning.

Når det kommer til mean reversion over lange horisonter, er de ulike testene imidlertid ikke like konsistente med hverandre. Mens regresjonstesten dokumenterer betydelig mean reversion i avkastningene for alle indeksene, har varians ratio testen til støtte for random walk hypotesen, få signifikante resultater å vise til. Dersom vi ser på førstnevnte metode, viser det seg at avkastningen over en horisont k , i svært mange tilfeller påvirkes av avkastningen over forutgående periode av samme lengde. I alle tilfellene er det nesten utelukkende snakk om negativ seriekorrelasjon, altså at avkastningen tenderer til å vende tilbake til et gjennomsnitt. Mens alle indeksene viser til mean reversion over horisonter på 4 og 5 år, utviser indeksene for Malaysia og Taiwan mean reversion over alle horisontene, dvs. horisonter fra 1 – 5 år. Videre øker modellens forklaringskraft, representert ved R^2 , drastisk når horisonten økes til henholdsvis 4 og 5 år. Ser en bort fra Indonesia, kan ca 50 – 70 % av avkastninger over 5 års horisonter potensielt predikeres fra tidligere avkastninger.

Dette funnet utfordres imidlertid av de få signifikante resultatene som varians ratio testen faktisk rapporterer, der Malaysia kan vise til positiv autokorrelasjon over horisonter på 24 måneder, mens Filippinene viser det samme over horisonter på 36, 48, 60 og 72 måneder.

Når det kommer til ulike ukedagseffekter, finner vi signifikante positive fredagseffekter i både Malaysia og Thailand. I tillegg utviser Filippinene en signifikant positiv torsdagseffekt. Torsdags- og fredagsavkastningen i henholdsvis Filippinene og Thailand, er i tillegg til å være signifikant forskjellig fra null, også signifikant høyere enn gjennomsnittet for de øvrige dagene. Videre finner vi at inkorporering av markedsrisiko, som fanges opp av avkastningen på verdensindeksen, er utilstrekkelig til å forklare dag-til-dag variasjonen i de gjennomsnittlige avkastningene. Når markedsrisikoen antas å være konstant, forblir ukedagseffektene signifikante. Det samme gjelder når vi tillater at risikoen varierer over ukedagene. Faktisk blir ukedagseffektene mer signifikante når vi gradvis tar hensyn til risiko.

De påviste anomaliene i denne studien gir dermed kunnskapsrike investorer potensielt muligheten til å tjene ekstraordinære profitter ved å utnytte informasjonen i tidligere observerte avkastninger. Men uten å teste anomalienes økonomiske signifikans, blir det vanskelig å gi markedseffisiens hypotesen et skudd for baugen. Vi ønsker dermed ikke å konkludere med noe fast om hva angår markedenes effisiens, selv om funnene våre går langt i å indikere at de fremvoksende markedene i Sørøst-Asia er ineffisiente.

Executive summary

The efficient market hypothesis claims that financial markets are informationally efficient, which implies that prices reflect all available and relevant information. This implicates that it is impossible to consistently make extraordinary profits by studying the information included in historical prices. Thus, the aim of this study is to test the pricing efficiency in five emerging South-East Asian stock markets. More specifically, we are going to take a closer look at the stock markets of the Philippines, Indonesia, Malaysia, Thailand and Taiwan. We will in particular try to reveal three so-called “anomalies” from the research literature. In this case an empirical result qualifies as an anomaly if it is difficult to explain within established theory concerning functioning markets with rational participants, or if implausible assumptions are necessary to explain the observed. We analyse daily returns over the period February 2005 – February 2010 for short-term autocorrelation, including lead-lag effects across the different countries, and day-of-the-week effects.

The study is based on several econometric tests, where Microsoft Office Excel 2007 has been used to carry out calculations and analyses. To investigate the indices for short-term autocorrelation we use the non-parametric runs-test and an AR(3)-model. Regressions are also used to reveal lead-lag effects across the different countries. A regression à la Fama & French (1988) is applied to reveal potential mean reversion over long horizons, where the return over a certain period is tested against the return over the previous period of the same length. Lo & MacKinlays (1988) variance ratio test is also used to test for mean reversion. The tracing of day-of-the-week effects, is based on the method that Brooks & Persaud (2001) used to investigate day-of-the-week effects in the same area. They used regression analysis, represented by three different regressions, where they gradually included risk factors.

Based on an underlying hypothesis that the returns in the selected indices, with the exception of Taiwan which is close to being classified as a developed market, do not follow a random walk, our findings go far in confirming our presumptions. The runs test reveals positive first-order autocorrelation for all indices, except Taiwan which shows no significant results. These results are confirmed by the AR(3)-model which also reports positive and significant first-order autocorrelation in the indices of the Philippines, Indonesia and Malaysia. The model also shows a significant positive autocorrelation for Taiwan and Thailand, but in this

case it is the returns two days earlier that affects today's price changes, so-called second-order autocorrelation.

However, inconsistent with our assumptions are the revealed lead-lag effects. Strong lead-lag effects exist across the countries, but it is not Taiwan that influences. It is instead Indonesia and Thailand that mostly influence the return of the other countries. All the countries, except Thailand, are influenced by at least two lagged returns. Both Indonesia and Thailand affects all the other countries, with the exception of Malaysia which is not affected by the latter. Moreover, Thailand is the only country where the return is not affected by the return the day before, neither by itself or by any of the other countries.

However, the explanation power of the model (R^2) is relatively low both for the AR(3)- and the lead-lag-regressions. This implies that only a few percent of future return potentially could have been predicted based on the mentioned models. Thus, the results will not be much suited as a prognosis for future return.

When it comes to mean reversion over long horizons, the different tests is not so consistent with each other. While the regression documents considerable mean reversion in the return of all indices, the variance ratio test (in support of the random walk hypothesis) shows few significant results. The former test shows that the return over a horizon k , in many cases is affected by the return the previous period of the same length. With few exceptions, it is the case of negative serial correlation, which means that the return tends to turn back to an average. While all indices show mean reversion over long horizons of 4 to 5 years, the indices for Malaysia and Taiwan show mean reversion over all the horizons, i.e. horizons from 1 – 5 years. The explanation power of the model which is represented by R^2 , increases drastically when the horizon is increased to 4 and 5 years, respectively. If Indonesia is not taken into account, about 50 -70 % of the returns over 5 years horizons can potentially be predicted from previous returns.

However, these findings are challenged by the few significant results that the variance ratio test actually reports. In this case, Malaysia has positive autocorrelation over horizons of 24 months, while the Philippines show the same over horizons of 36, 48, 60 and 72 months.

When it comes to different day-of-the-week effects, we find significant positive Friday effects in both Malaysia and Thailand. In addition, the Philippines show a significant positive Thursday effect. The Thursday and Friday return, in the Philippines and Thailand respectively, in addition to being significantly different from zero, are also significantly higher than the average of the remaining days. We further find that incorporation of market risk, which is intercepted by the return on the world index, is insufficient to explain the day-to-day variation in the mean returns. When market risk is assumed to be constant, the day-of-the-week effects remain significant. This is also the case when we allow the risk to vary across the weekdays. The day-of-the-week effects actually turned out to be more significant when we gradually were taking risk into account.

The proven anomalies in this study may potentially give well-informed investors the possibility to earn extraordinary profits by exploiting the information from previously observed returns. Without testing the economic significance of these anomalies, it will be difficult to give the efficient market hypothesis a serious “blow to the bow”. Therefore, we do not want to conclude with anything solid regarding the efficient market hypothesis, even though our findings goes far in indicating that emerging markets in South-East Asia are inefficient.

Forord

Dette er vår masterutredning i økonomi og administrasjon (siviløkonom) studert ved Universitetet for Miljø- og Biovitenskap.

Arbeidet med masteroppgaven markerer ikke bare slutten på et spennende, krevende, frustrerende og lærerikt arbeid, men også avslutningen på fem års studietid på HiO og UMB. Dette har vært en spennende og lærerik tid.

Vår interesse for anomalier i aksjemarkedene ble først trigget da vi tok for oss januareffekten i bacheloroppgaven. Her får vi imidlertid mulighet til å kunne gå dypere og grundigere til verks i vårt arbeid. Dette med at anomalier ikke skal kunne eksistere, i hvert fall ikke over tid, kan fort virke noe merkelig. Tanken om at alle verdens markeder, som er drevet av mennesker, skal være ”perfekte” i en verden som på mange andre områder er langt ifra dette, gjør at vi finner dette emnet meget interessant.

I forbindelse med oppbygning og skriving av denne oppgaven vil vi rette en stor takk til professor Ole Gjølborg som har vært vår veileder gjennom hele denne perioden. Han har vært velvillig og rask til å svare på våre henvendelser underveis.

Oslo, mai 2010

Kim Halvor Pedersen

Kim Roger Aanstad

Innholdsfortegnelse

1. Innledning	1
2. Teorien om random walk og markedseffisiens	6
2.1 Random walk	6
2.2 Markedseffisiens.....	8
3. Foreliggende litteratur om random walk, EMH og ukedagseffekter	11
3.1 Den aller eldste litteraturen.....	11
3.2 Studier av kortsiktig seriekorrelasjon	12
3.3 Studier av mean reversion over lange horisonter	16
3.4 Studier av ukedagseffekter	18
3.5 Potensielle forklaringer på "anomalier"	26
3.5.1 Feil bruk av statistiske metoder	27
3.5.2 Forsinkelser mellom handler og oppgjør.....	28
3.5.3 Timingen knyttet til frigivelse av informasjon.....	29
3.5.4 Psykologiske faktorer.....	29
3.5.5 Handelsaktiviteten til institusjonelle investorer	30
3.5.6 Handelsaktiviteten til individuelle investorer	30
3.5.7 Short-salg.....	32
4. Synet på markedseffisiens i dag	33
4.1 Hvordan finanskrisen har påvirket synet på EMH	34
5. Hva menes med fremvoksende markeder?	36
6. Valg av markeder og data som benyttes i denne studien	38
7. Beskrivende statistikk fra de fremvoksende markedene	40
8. Metode for å avsløre eventuelle anomalier	47
8.1 Metodikk for analyse av kortsiktig autokorrelasjon	47
8.2 Metodikk for analyse av mean reversion over lange horisonter	49
8.3 Metodikk for analyse av ukedagseffekter.....	51
9. Empiriske resultater	54
9.1 Kortsiktig autokorrelasjon i de asiatiske markedene.....	54
9.2 Mean reversion over lange horisonter i de asiatiske markedene.....	57
9.3 Analyse av ukedagseffekter i de asiatiske markedene	59
10. Avslutning og konklusjoner	64
Referanseliste	68

1. Innledning

Få ideer innenfor økonomi har sterkere støtte enn oppfatningen om at finansmarkeder er informasjonsmessig effisiente. Markedseffisiens hypotesen (EMH) har tradisjonelt også blitt assosiert med påstanden om at effisiente markeder ikke har hukommelse, men at priser beveger seg tilfeldig. Dette impliserer at det ikke er mulig å predikere fremtidige prisendringer ved hjelp av informasjonen som ligger i historiske avkastninger. Dette synet utfordres imidlertid av flere såkalte anomalier. Et empirisk resultat kvalifiserer som en anomali dersom det er vanskelig å rasjonalisere, eller hvis usannsynlige forutsetninger er nødvendig for å forklare det innenfor etablert teori (DeBondt & Thaler, 1989). Med utgangspunkt i et knippe slike anomalier fra forskningslitteraturen, tar denne studien sikte på å undersøke prisdannelsen og effektiviteten i fem fremvoksende østasiatiske aksjemarkeder. Mer konkret ser vi nærmere på hvordan aksjemarkedet i henholdsvis Filippinene, Indonesia, Malaysia, Thailand og Taiwan, opptrer med tanke på systematikk i aksjekursene, som disse anomaliene impliserer. Dette innebærer tester for eventuell kortsiktig autokorrelasjon, herunder lead-lag effekter på tvers av landene, langsiktig mean reversion og ukedagseffekter, hvor vi forventer signifikante resultater under nullhypotesen om at aksjekursene følger en random walk. Med bakgrunn i tidligere undersøkelser (for eksempel Worthington & Higgs (2005) og Brooks & Persaud (2001)), baserer denne studien seg altså på en underliggende hypotese om at prisendringene i majoriteten av de utvalgte indeksene, ikke følger et helt tilfeldig mønster, men at det eksisterer en avhengighet mellom nåværende og tidligere avkastninger. I så fall skal det være mulig å i hvert fall predikere deler av avkastningen. Fremvoksende markeder utviser ofte tendenser til informasjonsasymmetri, begrenset opplysningsplikt, deltakelse dominert av usofistikerte investorer, og en dominans av små aksjer (Ajayi et al., 2004). Grunnet disse faktorene er det rimelig å anta at sannsynligheten for markedsanomalier er større i fremvoksende markeder. I den forbindelse er det verdt å merke seg at Taiwan er nær ved å bli klassifisert som et utviklet land. Vi antar derfor at Taiwan i det minste utviser svakere systematikk enn de øvrige markedene, om det i det hele tatt finnes noe mønster i det taiwanske aksjemarkedet. På en annen side antar vi at dette markedet leder an med tanke på lead-lag effekter, altså at utviklingen i Taiwan i stor grad påvirker avkastningen i de andre landene.

Det at slike anomalier henholdsvis strider mot og potensielt utfordrer anerkjente teorier som random walk hypotesen og markedseffisiens hypotesen, gjør i seg selv dette til et interessant tema. Begrunnelsen for en slik interesse er ikke vanskelig å finne, gitt at fravær (eller nærvær) av en random walk har viktige implikasjoner for investorer og handelsstrategier, kapitalprisindekser, kapitalmarkedene og markedenes effisiens (Worthington & Higgs, 2005). Handelsstrategier for eksempel, vil være forskjellige avhengig av om avkastningene følger en random walk eller om de karakteriseres av positiv autokorrelasjon over korte horisonter og mean reversion over lange horisonter. I sistnevnte tilfellet, vil aksjemarkedet være mindre risikabelt over lange horisonter. Det har lenge blitt foreslått at investorer som tar et langt tidsperspektiv, bør investere mer i aksjer enn de med en kort horisont. Selv om dette synet er noe kontroversielt, vil det være riktig dersom aksjeavkastningene følger et mean reversion mønster. I så fall vil det videre være ønskelig med investeringsstrategier som involverer kjøp av aksjer som nylig har falt i verdi (Poterba & Summers, 1989). Videre vil random walk i aksjeavkastninger være avgjørende for formulering av kapitalprisindekser og testing av svak form for markedseffisiens. Fraværet av en random walk innfører skjevheter i prising av kapital og risiko (Worthington & Higgs, 2005) og gir kunnskapsrike investorer potensielt muligheten til å tjene ekstraordinære profitter ved å utnytte informasjonen i tidligere observerte avkastninger

Studien gjennomføres med utgangspunkt i flere økonometriske tester, der det benyttes både daglige og månedlige aksjekurser, avhengig av hvilken anomali vi tester for. For å undersøke indeksene for kortsiktig autokorrelasjon benytter vi oss av den ikke-parameteriske runs-testen i tillegg til en AR(3)-modell. En modell som på mange måter likner den sistnevnte, benyttes for å avdekke lead-lag effekter på tvers av de ulike landene. For å avsløre eventuell mean reversion over lengre horisonter, benyttes en regresjon á la Fama & French (1988), der avkastningen over en viss periode kjøres mot avkastningen over forutgående periode av samme lengde. Til samme formål benyttes også Lo & MacKinlays (1988) "variance ratio" test. Sporingen av eventuelle ukedagseffekter, tar utgangspunkt i metoden som Brooks & Persaud (2001) brukte da de undersøkte for ukedagseffekter i samme området. De benyttet seg av regresjonsanalyse, representert ved tre ulike regresjoner, der de gradvis tar hensyn til konstant og varierende risiko. Til å utføre beregninger og analyser, er programpakken Microsoft Office Excel 2007 benyttet.

Helt siden Fama introduserte markedseffisiens hypotesen tidlig på 1960-tallet, har dette vært et populært emne for empirisk forskning. Mye empirisk forskning har vært viet til å undersøke tilfeldigheten i aksjeprisendringer i den hensikt å påvise effisiensen i kapitalmarkedene. I Famas (1970) gjennomgang av det empiriske arbeidet, var majoriteten av de foregående studiene ikke i stand til å forkaste hypotesen om effisiente markeder. Også senere studier ser ut til å støtte hypotesen om at finansmarkeder er effisiente, i hvert fall på svak form. Det vil si at aksjepriser reflekterer all informasjon som historiske priser måtte inneholde. Dette impliserer at det er umulig å konsekvent slå markedet ved å studere og utnytte informasjonen i historiske avkastninger. Logikken i denne påstanden er enkel og overbevisende. Dersom aksjekursene var forutsigbare, ville kunnskapsrike investorer kjøpe billig og selge dyrt. Snart ville konkurransekraftene og rasjonell arbitrasje garantere at prisene justeres, for så igjen å bevege seg tilfeldig som respons på uventede hendelser (DeBondt & Thaler, 1989). Aksjekursene følger en random walk.

Enkelte nyere studier rapporterer imidlertid empiriske bevis for en viss forutsigbarhet i aksjekursene tilhørende ulike markedsindekser. Dette inkluderer studier som finner statistiske bevis i strid med random walk modellen, der avkastninger i det minste viser seg å være delvis forutsigbare. Se for eksempel French & Roll (1986) og Lo & MacKinlay (1988), som dokumenterte autokorrelasjon i henholdsvis daglige og ukentlige avkastninger på amerikanske indekser.

Riktignok har omfanget av denne forutsigbarheten i avkastninger generelt blitt vurdert til å ikke være økonomisk signifikant. Der systematiske prisendringer er blitt oppdaget, har sporingen av disse ofte vært av begrenset omfang og utilstrekkelig til å dekke transaksjonskostnadene forbundet med å utnytte slike observasjoner. For eksempel rapporterer French & Roll (1986) negativ seriekorrelasjon i daglige avkastninger, men understreker at den er liten i absolutt verdi og at det er vanskelig å spore dens økonomiske signifikans.

Sterkere og økonomisk mer viktige autokorrelasjoner er imidlertid funnet ved å undersøke lengre tidsperioder. Ved å ta utgangspunkt i et lengre tidsperspektiv (3-7 år), har aksjeprisene vist seg å utvise signifikant negativ autokorrelasjon. Med andre ord er aksjeprisene mean reverting. Det vil si at kursene har en tendens til å bevege seg tilbake til en fundamental verdi, et gjennomsnitt, over lange horisonter. Dette impliserer at aksjekursene er noe forutsigbare og

dermed ikke følger en random walk. Funn som viser til en betydelig mean reversion i aksjepriser over lange tidshorisonter inkluderer studier av bl.a. Fama & French (1988) og Poterba & Summers (1988).

Senere studier har imidlertid ikke vært i stand til å forkaste hypotesen om random walk, herunder studier gjennomført av blant annet Chan et al. (1997) og Berneburg (2004), der førstnevnte undersøkte en rekke land verden over, for det meste utviklede og vestlige land. Sistnevnte konsentrerte seg om indekser representative for EU, der hun så på mean reversion over lange horisonter.

Den økende globaliseringen av finansmarkeder har økt interessen også for fremvoksende markeder. Flere studier har fokusert på forutsigbarheten i avkastningene i de mindre modne markedene. Dette inkluderer studier av Chang et al. (2004) og Worthington & Higgs (2005), som rapporterte en random walk i de fleste av de undersøkte latinamerikanske landene, mens de forkastet hypotesen i majoriteten av landene i Øst-Asia.

Med tiden har det også dukket opp ulike kalendereffekter. Dette er en veldokumentert anomali, og kan løst defineres som verdipapirers tendens til å gi spesiell avkastning på spesielle tidspunkter på dagen, på ulike ukedager, i ulike måneder eller i ulike år (Brooks, 2002). Herunder finner vi blant annet januareffekten og weekend effekten, først kalt mandagseffekten og etter hvert også ukedagseffekten. Januareffekten viser til tendensen at den gjennomsnittlige avkastningen i januar er høyere enn i noen annen måned, mens weekend effekten viser til tendensen at avkastningen faller over helgen, slik at den gjennomsnittlige avkastningen på mandag blir signifikant lavere sammenliknet med de resterende ukedagene. Etter hvert har en imidlertid observert at ukedagseffekter ikke nødvendigvis alltid kommer i tilknytning til helgen, og dermed kalles fenomenet nå i større grad for ukedagseffekter. Dette innebærer signifikante forskjeller i daglige avkastninger avhengig av hvilken ukedag kalenderen viser.

Dokumentasjon som viser at aksjeavkastninger ikke følger en random walk, strider tilsynelatende mot den svakeste formen for markedseffisiens, gitt at markedsdeltagere kan tjene ekstraordinære profitter ved å observere historiske avkastninger. I den forbindelse er det interessant å merke seg at ukedagseffekter fortsatt setter sine spor, selv etter at uret tikkert inn i det 21. århundret. Ukedagseffekter ble først dokumentert så langt tilbake som på slutten av

1920-tallet, og er således ikke noe nytt fenomen. Legger en teorien om effisiente markeder til grunn, skulle en jo tro at slike kalendereffekter burde ha forsvunnet med tiden, etter hvert som markedsdeltakere benyttet seg av handelsstrategier til hensikt å tjene på slike effekter. Videre skal det ikke eksistere noen form for uutnyttede handelsmuligheter i effisiente markeder. Derfor byr den overveldende empiriske støtten til ukedagseffektens fortsatte eksistens på utfordringer for tilhengerne av markedseffisiens hypotesen.

I tiden før 1990 har ukedagseffekter blitt dokumentert av en rekke forskere, og da først og fremst i USA. Dette inkluderer funn gjort av for eksempel French (1980) og Rogalski (1984), pionerundersøkelser vi kommer nærmere tilbake til senere i utredningen. I senere tid derimot, er det flere som rapporterer funn som tyder på at effekten har forsvunnet fra de fleste utviklede og vestlige markeder i løpet av 1990-tallet. Herunder omfattes funn gjort av bl.a. Kohers et al. (2004) og Apolinario et al. (2006), som tok for seg henholdsvis verdens største utviklede aksjemarkeder og en rekke av de viktigste markedene i Europa.

Videre argumenterte Kohers et al. med at deres funn impliserer langsiktige forbedringer i markedseffisiens, og at dette muligens har forårsaket at enkelte anomalier har forsvunnet i nyere tid. Mer erfarne og kunnskapsrike investorer, sammen med mer avanserte informasjons- og kommunikasjonsteknologier, tenderer mot å gjøre markedene mer effisiente (Gu & Finnerty, 2002). Faktisk er utviklede markeder mer effisiente enn mindre utviklede og fremvoksende markeder. Denne trenden kan således anses som gode nyheter for tilhengerne av markedseffisiens hypotesen, og representerer i hvert fall et skritt i riktig retning med tanke på å gjenvinne tillit til teorien.

En naturlig fortsettelse vil da være å se nærmere på fremvoksende markeder. Basher & Sadorsky (2006) fant stort sett ingen spor av ukedagseffekter da de tok for seg en rekke fremvoksende markeder verden over. I motsetning fant både Choudhry (2000) og Brooks & Persaud (2001) en rekke ukedagseffekter da de undersøkte fremvoksende markeder i Øst-Asia. Alle de overnevnte studiene kommer vi imidlertid nærmere tilbake til senere i utredningen.

Vedrørende oppbygningen av denne teksten, vil vi etter den foregående innledningen nå presentere en oversikt over teorien og de tidligere studiene på området. Videre følger potensielle forklaringer på hvorfor anomalier i det hele tatt har funnet sted. Etter at vi har gjort

oss ferdig med tidligere litteratur, kommer vi over på selve undersøkelsen. Først ser vi på data og metode. Deretter følger en analyse av empiriske resultater, før vi til slutt kommer opp med en avslutning og konklusjon.

2. Teorien om random walk og markedseffisiens

I denne delen skal vi først gå kort inn på teorien om aksjekurser og random walk, herunder martingaler, og teorien om markedseffisiens. Deretter ser vi på tidligere og nyere forskning innenfor kortsiktig seriekorrelasjon, mean reversion over lange horisonter og ukedagseffekter. Her kommer vi også innpå hvorfor det etter flere tiår med undersøkelser og tusenvis av utgitte studier, fortsatt er uenighet om finansmarkedene faktisk er effisiente og/eller følger en random walk (Lo, 2007).

2.1 Random walk

Random walk modellen stammer fra martingaler hypotesen, som uttrykker at avkastning på et tidspunkt ikke gir noen informasjon om avkastning på et senere tidspunkt. Dette betyr at avkastningen ikke korrelerer med avkastningen senere i tid, som også medfører at fremtidig forventet aksjekurs er den nåværende kurs. Altså hvis p_t er en martingal, vil beste prediksjon av p_{t+1} gitt dagens informasjon, være p_t . Dette kan uttrykkes i sin enkle form på følgende måte;

$$E[p_{t+1} | I_t] = p_t \quad (\text{I})$$

hvor p_t er prisen på aksjen på tidspunkt t og I_t representerer tilgjengelig informasjon på tidspunkt t .

Dersom en investor mener at markedet opptrer tilfeldig, vil han også si det er et "fair game", hvor forventet avkastning er lik null. Et fair game vil si at alle investorene, gitt den samme informasjonsstrømmen, har lik mulighet til å oppnå best mulig avkastning for seg selv. Ingen skal ha noen fordeler overfor hverandre, men ny informasjon kan bli tolket forskjellig. Noen investorer vil dermed gjøre det bedre enn gjennomsnittet og slå markedet, men i lengden vil ingen konsistent oppnå bedre avkastning enn markedet. Fra (I) kan et fair game uttrykkes slik;

$$E[p_{t+1} - p_t | I_t] = 0 \quad (\text{II})$$

Over lengre tid viser det seg imidlertid at de fleste aksjer har en positiv forventet avkastning;

$$E[p_{t+1} | I_t] = (1 + \Omega)p_t \quad (\text{III})$$

I dette tilfellet har en å gjøre med en *submartingal* hvor en i tillegg har et konstantledd ($\Omega > 0$) som utgjør den forventede avkastning.

Random walk modellen stammer som sagt fra martingaler, men kan ha flere restriksjoner ved seg. Ytterligere restriksjoner for å utlede random walk modellene, gjør det også i større grad mulig å finne bevis som motstrider disse modellene. Dette gjør at random walk i noen datasett kan bli avvist, mens martingaler hypotesen beholdes. ”Problemet” med random walk modellen er at det ikke er klart hvorfor disse nye restriksjonene skal holde. Det samme problemet gjelder ikke den mindre restriktive martingal modellen. Etersom random walk modellene er lettere å teste for, er disse mer brukt i utforskning av data.

Random walk tilsier at prisendringene er upredikable og tilfeldige, og kan uttrykkes på følgende form;

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{IV})$$

hvor p_t er prisen på tidspunkt t , p_{t-1} er ”gårsdagens pris” i forhold til tidspunkt t og ε_t er feilleddet på tidspunkt t . Nå er det imidlertid kjent at aksjepriser har en tendens til å stige over tid. Dette fanges opp i følgende formel, som angir random walk med drift;

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{V})$$

hvor μ representerer driftsleddet, den systematiske komponenten. Dette innebærer at prisendringer ikke er helt tilfeldige. Tilfeldige avvik fra trenden representerer da random walk delen av prosessen.

Vi kan skille mellom tre nivåer av random walk. RW1 er den mest restriktive av random walk modellene og forutsetter at feilleddet er uavhengig og identisk fordelt (IID) med forventning

lik 0 og varians σ^2 , samt at feilleddet er normalfordelt. Ikke-parametrisk runs test kan benyttes for å teste for RW1.

RW2 letter på antakelsen om identisk fordeling og forutsetter bare uavhengige inkremitter. Denne modellen impliserer at en ikke kan benytte seg av historiske priser for å predikere fremtidige prisendringer. RW3 er den mest generelle random walk modellen og forutsetter ukorrelerte, men eventuelle avhengige inkremitter. Sistnevnte modell uttrykker også at en ikke kan predikere fremtidige prisendringer, men at en potensielt kan predikere varians (Worthington & Higgs, 2005). De tre nivåene blir gradvis svakere, ved at det første impliserer det andre og det tredje, og det andre impliserer det tredje, men ikke vice versa.

2.2 Markedseffisiens

Markedseffisiens hypotesen sier at all relevant informasjon er tilgjengelig samtidig for alle aktører i markedet og at dette gjenspeiles direkte i kursene. Dette innebærer at prisene reflekterer den virkelige verdien. I et effisient marked er ny informasjon lett tilgjengelig uten store kostnader. Ny informasjon er per definisjon uforutsigbar og reflekteres raskt i prisene. Dette fører igjen til at muligheten for ekstraordinær profitt raskt blir eliminert. På grunn av at informasjonen allerede er reflektert i prisen og profitten dermed allerede er tatt hensyn til, vil en ikke kunne oppnå noen ekstraordinær profitt ved å handle på informasjon. Derfor vil det verken eksistere aksjer som er underpriset eller overpriset i et slikt marked, fordi hypotesen tilsier at alle aksjer handles til deres riktige aksjekurs. En investor vil følgelig ikke ha noen mulighet til å utkonkurrere markedet ved å oppnå høyere avkastning, uten å påta seg høyere risiko eller at en har flaks. Dagens pris vil være det beste estimatet på morgendagens pris, og prisendringen er forventet å være lik null.

Det er vanlig å gradere effisiens i henholdsvis svak, semi-sterk og sterk form. Mens svak form for effisiens innebærer at prisene reflekterer all informasjon som ligger i historiske priser, inkluderer semi-sterk form all offentlig relevant informasjon. Ved sterk form for effisiens, reflekterer prisene all relevant informasjon. Dette impliserer at det er umulig og konsekvent slå markedet ved å studere historiske avkastninger. Med andre ord er teknisk analyse bortkastet siden markedet ikke har "hukommelse", men beveger seg tilfeldig. Dermed vil ikke slike analyser kunne gi investoren noen fordel overfor andre. Det er konkurransen mellom investorer, som prøver å utnytte seg av sine kunnskaper om aksjene, som driver aksjeprisen til

et ”riktig” nivå. Et svakt effisient marked innebærer altså at ulike ”handlingsregler” ikke eksisterer. Slike regler som skal gi høyere avkastning enn markedet, vil ikke ha noen effekt hvis en handler i et svakt effisient markedet.

Dersom en finner at markedet er svak form effisient, må det imidlertid ytterligere tester til for å fastslå om markedet også er effisient på de strengere nivåene. Dersom tester viser at markedet ikke engang er svak form effisient, vil dette tilsi at markedet ikke er effisient på noe nivå.

På den annen side er verdt å merke seg at markedseffisiens hypotesen vanskelig lar seg teste absolutt. På et fundamentalt nivå, kan anomalier kun defineres i forhold til en modell for forventede ”normale” avkastninger. Tester for markedseffisiens bygger altså på en antakelse om hvordan markedet bør oppføre seg i likevekt, gjerne representert ved en likevektsmodell. Når en tester for markedseffisiens, tester en dermed samtidig for en hypotese om forventede avkastninger i likevekt. Når noen konkluderer med at et funn indikerer ineffisiens i markedet, kan det derfor også være at den underliggende kapitalprisingsmodellen ikke strekker til (Fama, 1970). Dette omtales som det såkalte ”joint-hypothesis” problemet.

Videre er det viktig å påpeke at markedseffisiens hypotesen bygger på noen forutsetninger som ikke er i overensstemmelse med det virkelige markedet, som at informasjon er ”gratis” og tilgjengelig for alle, ingen transaksjonskostnader og at alle investorer er rasjonelle. Skulle imidlertid noen investorer være irrasjonelle, vil deres tilfeldige handlinger kansellere hverandre. Dersom mange investorer foretar seg det samme, vil en rasjonell investor utnytte seg av denne arbitrasjemuligheten og dermed påvirkes ikke markedsprisen.

Gjennom årenes løp er det mange studier som har gjort funn motstridende med random walk hypotesen (se f.eks. Lo & MacKinlay (1988), Fama & French (1988) og Jegadeesh (1990)). Markedseffisiens blir ofte nært assosiert med random walk modellen, som sier at avkastninger ikke skal være autokorrelerte (Schwert, 2002). Det er likevel mulig at et marked ikke følger en random walk, men fortsatt er effisient. Dersom et marked ikke følger en random walk, vil det ikke dermed si at det er mulig å tjene ekstraordinære profitter. Sagt på en måte, random walk er en tilstrekkelig, men ikke nødvendig betingelse for markedseffisiens.

I et fullstendig effisient aksjemarked vil all tilgjengelig informasjon alltid bli reflektert i prisene, og disse vil være helt tilfeldige og upredikable. Grossman og Stiglitz (1980) mener at dette er umulig. Dette begrunner de med at i et perfekt effisient marked, er det ingen profitt i å samle informasjon, som igjen vil føre til at det er liten grunn til å handle. Til slutt vil markedene bryte sammen. Den alternative mildere formen, sier at graden av markedsineffisiens er med på å bestemme hvor stor innsats investorene er villige til å legge ned i å samle og handle på informasjon. Dette betyr at dersom investorene skal oppnå tilstrekkelige avkastningsmuligheter, for å kompensere for kostnadene som handel krever, må markedet til en viss grad være ineffisient.

3. Foreliggende litteratur om random walk, EMH og ukedagseffekter

3.1 Den aller eldste litteraturen

Den første anerkjente studien av markedseffisiens kan spores helt tilbake til 1900 og den franske matematikeren Louis Bachelier, men det var ikke før studien til Maurice Kendall (1953) at dette ble et mer omdiskutert tema. Han fant at prismønsteret i tidsserier var mye mindre systematisk enn hva en generelt trodde på denne tiden. Dataene kunne på ingen måte forutsi fremtidige endringer. Uansett hva som tidligere hadde inntruffet, var det like sannsynlig at prisene gikk opp som ned. Det virket som om prisene oppførte seg helt tilfeldig. Dette var meget overraskende resultater, som i starten opprørte flere innen finans og økonomi. De mente at markedet ikke fulgte noen logiske regler og at dette bekreftet irrasjonaliteten i markedet. Men det skulle senere vise seg at de tilfeldige prisendringene var et tegn på et velfungerende effisient marked.

Senere gav Paul Samuelson (1965) ut artikkelen ”*Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly*”, hvor han i motsetning til tidligere oppfatninger, forklarer og utdyper at fair game gjelder, nemlig at alle markedsanalytikere har like stor mulighet til å gjøre profitt. Dette impliserer at det ikke er mulig å gjøre ekstraordinær profitt ved å se på tidligere kursendringer.

Samme år gav Eugene Fama (1965) ut artikkelen ”*Random Walk in Stock Market Prices*”. Fama blir ansett som ”*the father of efficient market hypothesis*”, og definerte i 1965 et effisient marked slik;

“A market where there are large numbers of rational, profit-maximizers actively competing, with each trying to predict future market values of individual securities and where important current information is almost freely available to all participants”.

Fama gav i 1970 ut ”*Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*”, hvor han igjen tok for seg markedseffisiens hypotesen, herunder også random walk, og delte markedseffisiens inn i svak-, semisterk- og sterk form. Frem til dette hadde markedseffisiens

hypotesen kun blitt uttrykt i en form. Etter den omfattende gjennomgangen av tidligere forskning på området fant han, med noen få unntak, sterk støtte for markedseffisiens hypotesen.

3.2 Studier av kortsiktig seriekorrelasjon

De tidlige empiriske undersøkelsene som førte frem til Famas (1965) konklusjon om at aksjepriser ikke var predikable, baserte seg hovedsakelig på enkle kortsiktige korrelasjoner og benyttet seg av databaser som i forhold til moderne standard synes små. Famas studie tok for seg de 30 aksjene som utgjorde Dow Jones Industrial Average (DJIA) over perioden 1957 – 62, og undersøkte hvorvidt det var noen form for seriekorrelasjon i de daglige avkastningene. Selv om Fama ved hjelp av seriekorrelasjonskoeffisienter og runs tester fant statistisk signifikante autokorrelasjoner, hovedsakelig positive, konkluderte han med at korrelasjonene var for små til å ha noen økonomisk signifikans. Han understreket at resultatene på ingen som helst måte representerte bevis for avhengighet mellom de laggede avkastningene, verken fra et investerings- eller statistisk synspunkt.

Men dersom tidsperioden forlenges og antall aksjer økes, dukker det opp nye mønstre. For eksempel repeterte French & Roll (1986) Famas tester for alle New York Stock Exchange (NYSE) & American Stock Exchange (AMEX) aksjer over perioden 1963 – 82. I utgangspunktet undersøkte French & Roll tre potensielle forklaringer for tendensen til at aksjepriser var mye mer volatile under børsens åpningstid, sammenliknet med når børsen var stengt. For å skille mellom to av disse hypotesene, fant de det imidlertid hensiktsmessig å undersøke avkastningene for eventuell autokorrelasjon. Resultatene deres dokumenterer signifikant negativ autokorrelasjon for daglige avkastninger. Siden de gjennomsnittlige autokorrelasjonene var små i absolutt størrelse, fant de det imidlertid vanskelig å spore deres økonomiske signifikans.

Lo & MacKinlay (1988) undersøkte også random walk hypotesen, men så i sin studie på ukentlige aksjeavkastninger over perioden 1962 – 85. De tok også utgangspunkt i en alternativ metode, nemlig varians ratio testen. Testen bygger på det faktum at hvis aksjeavkastningene følger en random walk, så skal variansen til avkastningene være proporsjonal med avkastningshorisonten. Det vil si at variansen til for eksempel månedlige avkastninger, skal være 1/12 av variansen til årlige avkastninger. Varians ratene er skalerte

slik at ukorrelerte avkastninger utgjør en varians ratio tilnærmet lik 1. En varians ratio høyere enn dette impliserer positiv seriekorrelasjon, mens en ratio lavere enn 1 impliserer negativ seriekorrelasjon. Lo & MacKinlay studerte horisonter fra 2 – 6 uker og forkastet random walk hypotesen for hele perioden og for alle delperioder. De fant signifikant positiv autokorrelasjon i alle de undersøkte porteføljene, porteføljer bestående av henholdsvis små, mellomstore og store aksjer. Riktignok fantes de sterkeste bevisene mot random walk hypotesen i porteføljen for small-cap aksjer. Bevisene ble svakere etter hvert som aksjene økte i størrelse, men selv i porteføljen for store selskap var det sterke bevis mot random walk hypotesen. Videre kunne ikke forkastelsen av random walk utelukkende tilskrives heteroskedastisitet eller effektene av lite og sjelden handel, som generelt er tilfellet med små aksjer. Det empiriske puslespillet ble enda mer slående når de i tillegg viste til negativ autokorrelasjon i individuelle aksjer. Selv om random walk hypotesen forkastes konkluderte de med at funnene ikke nødvendigvis impliserer at aksjemarkedet er ineffisient, eller at prisene avviker fra sine fundamentale verdier.

Også Jegadeesh (1990) fant bevis for forutsigbarhet i individuelle aksjeavkastninger. Han undersøkte månedlige avkastninger over perioden 1934 – 87 og fant en signifikant negativ førsteordens seriekorrelasjon. Videre dokumenterte han signifikant positiv seriekorrelasjon på lengre lags, der den 12-måneders seriekorrelasjonen viste seg å være spesielt sterk. For å spore den økonomiske signifikansen i den observerte systematikken, utviklet han videre ti porteføljer på grunnlag av predikert aksjeavkastning. Forskjellen på den risikjusterte meravkastningen for porteføljene i ytterkvantilene over hele utvalgsperioden viste seg å være på hele 2.49 % per måned. Jegadeesh konkluderte derfor med at funnene både var statistisk og økonomisk signifikante, og at forutsigbarheten i aksjeavkastningen kunne tilskrives enten marked sineffisiens eller systematiske endringer i forventet avkastning.

Chan et al. (1997) testet 18 internasjonale markeder for svak form for markedseffisiens over perioden 1961 – 92. Dette gjorde de ved å teste månedlige data for unit roots. Testen benyttet tre ulike regresjonsmodeller (standard modell, modell med drift, modell med både trend og drift), der mulige seriekorrelasjoner og tidsavhengig heteroskedastisitet i feilleddene var korrigerert for. Resultatene indikerte at nullhypotesen om unit roots beholdes for alle de 18 landene. Videre ble unit roots i de første-differensierte aksjeprisene (dvs. avkastningene), forkastet på 1 % signifikansnivå, som impliserer at aksjeprisendringene var stasjonære. Det vil si at alle de månedlige aksjeprisene er I(1) prosesser, som indikerer at aksjepriser følger en

random walk. Chan et al. konkluderte derfor med at de undersøkte markedene er svak form effisiente.

Narayan & Smyth (2007) fant lignende resultater i reelle månedsavkastninger for G7 landene (Canada, England, Frankrike, Italia, Japan, Tyskland og USA) over perioden 1960 – 2003. Også de benyttet seg av unit roots tester, men tillot for to strukturelle brudd i trenden. Med unntak av Japan, der de fant mean reversion, beholdt de hypotesen om at aksjepriser følger en random walk i alle G7 landene.

Kawakatsu & Morey (1999) knyttet i sin studie markedseffisiens opp mot finansiell liberalisering. De ønsket å undersøke hvorvidt aksjepriser i fremvoksende markeder har blitt mer effisiente etter finansiell liberalisering og åpning av markedene for utenlandske investorer. Markedseffisiens hypotesen antyder at aksjepriser skal reflektere den økende tilgjengeligheten av informasjon og bli mer effektivt priset, ettersom markeder i større grad åpnes for offentligheten. For å komme til bunns i dette, tok de utgangspunkt i månedlige avkastninger fra aksjeindekser representative for 16 land, hvor majoriteten av indeksene tilhørte land i Sør-Amerika og Asia. Det skulle imidlertid vise seg at de fant noe overraskende resultater. Majoriteten av landene viste nemlig ikke noen signifikant endring i prisoppførsel, eller med andre ord, grad av markedseffisiens, før og etter liberaliseringen. I motsetning til teorien, fant de altså lite bevis for at større grad av liberalisering fører til mer effisiente markeder.

Funnene til Kawakatsu & Morey (1999) er motstridende med det Kim & Singal (2000) konkluderte med. Sistnevnte undersøkte også endringer i økonomien etter at fremvoksende land liberaliserte markedene, og pekte på flere potensielle fordeler ved å åpne aksjemarkedene for utenlandske investorer. Blant annet viste de til at åpning av markedet representerte en viktig mulighet til å tiltrekke seg utenlandsk kapital til å finansiere økonomisk vekst, og at dette også påskyndet utviklingen av aksjemarkedene. Videre fant de at aksjeavkastningen ble mer tilfeldig etter åpningen av markedet, og at aksjepriser økte vesentlig uten en tilsvarende økning i risiko. Det sistnevnte funnet indikerte naturligvis en økning i etterspørselen etter innenlandske verdipapirer, og de innenlandske selskapenes økte tilgang på utenlandsk kapital til en lavere kostnad. Når aksjekursene ble tilpasset ny informasjon, falt imidlertid kursene igjen som følge av lavere forventet avkastning.

Dersom markedene var forutsigbare før og rett etter åpningen av markedet, kunne dyktige utenlandske investorer profitere på denne forutsigbarheten. Etter hvert som flere utenlandske investorer utnyttet ineffisiensen i markedet, ville profitten imidlertid avta. Dette fordi handelsfrekvensen ville tiltatt, og prisene reagert raskere på ny informasjon. Kim & Singal anså dermed den økte tilfeldigheten i avkastningene som en sannsynlig forbedring i markedseffisiens. Et mer effektivt marked innebærer en bedre allokering av kapital, og en økning i kapitalens produktivitet.

I studien til Chang et al. (2004) ble det testet for random walk i fremvoksende markeder i Asia og Latin-Amerika, der også USA og Japan ble inkludert for å få et sammenligningsgrunnlag med utviklede markeder. De undersøkte perioden 1992 – 2002 og benyttet de seg av en multivariat versjon av varians ratio testen. Etter Lo & MacKinlay (1988) har varians ratio metoden vært den mest anvendte for å teste for random walk hypotesen. De empiriske resultatene viste at de asiatiske markedene ikke fulgte en random walk, mens hypotesen ikke kunne forkastes for de latinamerikanske landene (unntatt Chile). Fra disse resultatene så de muligheten til å utnytte autokorrelasjonen i de asiatiske markedene. For å teste om de kunne gjøre profitt på den observerte systematikken, benyttet de seg av teknisk aksjehandel. Fra deres resultater fremkommer det en signifikant forskjell på bull og bear markedet, hvor teknisk aksjehandel fungerte mye bedre i bull markedet. Potensiell profitt viste seg videre å være mye høyere i fremvoksende markeder i forhold til utviklede markeder. De fant altså signifikante bevis for velfungerende teknisk aksjehandel i de asiatiske landene, hvor avkastningen viste seg å være forbausende høy for Indonesia, Korea, Filippinene, Thailand og Taiwan. For den senere perioden har avkastningen riktignok avtatt, med unntak av i Filippinene og Taiwan.

Worthington & Higgs (2005) utvidet sin studie av random walk til å inkludere 15 ”asiatiske” aksjemarkeder (herunder også Australia og New Zealand), hvorav ti land ble ansett som fremvoksende markeder (Filippinene, India, Indonesia, Kina, Korea, Malaysia, Pakistan, Sri Lanka, Taiwan og Thailand) og fem land var utviklede markeder (Australia, Hong Kong, Japan, New Zealand og Singapore). Perioden som ble undersøkt varierer litt fra land til land, men alle periodene startet mellom 1986 og 1995, og sluttet i 2003. Ved test for uavhengighet (ingen seriekorrelasjon), ble et batteri av ulike tester benyttet. Seriekorrelasjonskoeffisient- og den ikke-parametriske runs-testen, viste at nullhypotesen om random walk for alle de ti fremvoksende markedene kunne forkastes på 1 prosentnivå. For de utviklede markedene ble

nullhypotesen forkastet også for Australia, Japan og Singapore. Den multiple varians ratio testen gikk også langt i å bekrefte disse resultatene. Blant de utviklede landene oppfylte Hong Kong, New Zealand og Japan random walk kriteriene. De ulike unit root testene antydte imidlertid sterkt at alle markedene, med unntak av Australia og Taiwan, fulgte en random walk.

Også Hoque et al. (2007) revurderte random walk hypotesen for 8 fremvoksende markeder i Asia (Filippinene, Hong Kong, Indonesia, Korea, Malaysia, Singapore, Taiwan og Thailand). De tok for seg ukentlige data for perioden 1990 – 2004, og benyttet to nyere alternative varians ratio tester i tillegg til den konvensjonelle varians ratio testen à la Lo & MacKinlay (1988). Hoque et al. fant at; i) aksjeprisene i alle de 8 markedene ikke fulgte en random walk, med mulige unntak av Korea og Taiwan og ii) den mer liberale åpningen av markedene for utenlandske investorer etter den asiatiske finanskrisen i 1997, ikke endret mean reversion mønstrene vesentlig i forhold til relativ markedseffisiens.

3.3 Studier av mean reversion over lange horisonter

Sterkere og økonomisk mer viktige autokorrelasjoner er imidlertid funnet ved å undersøke avkastningen over lengre tidsperioder. Det er først og fremst studier av Fama & French (1988) og Poterba & Summers (1988) som tar utgangspunkt i et slikt lengre tidsperspektiv, der de undersøkte avkastninger for mean reversion. Det vil si at avkastninger høyere enn gjennomsnittet etterfølges av lavere avkastninger i fremtiden, og vice versa. Altså vil avkastningene utvise negativ seriekorrelasjon. Hvis vi begynner med førstnevnte, så benyttet de seg av en regresjon der avkastningen over en viss periode, kjøres mot avkastningen over forutgående periode av samme lengde. Dersom aksjekursene følger en random walk, skulle stigningstallet i regresjonen være tilnærmet lik null. Hvis kursene derimot skulle vise seg å være mean reverting, skulle stigningstallet være negativt. Ved å benytte seg av månedlige avkastninger for aksjer notert på NYSE, studerte Fama & French avkastningshorisonter fra 1 – 10 år over perioden 1926 – 85. Videre gjenkjente de at miksen av random walk og stasjonære komponenter i aksjepriser varierte på tvers av aksjer, der bl. a. selskapsstørrelse er en dimensjon kjent for å fange opp forskjeller i avkastningsmønstre. Dermed fant de det hensiktsmessig å undersøke porteføljer delt inn etter størrelse. Resultatene deres avslører betydelig mean reversion. Autokorrelasjonene viste seg generelt å være negative for horisonter fra 2 – 5 år. Både R^2 og korrelasjonene økte med lengden på horisonten opp til 5 år,

for så å avta. Dette indikerer at random walk komponenten i prisen begynte å dominere variasjonen i avkastninger for horisonter lengre enn dette. Videre viste autokorrelasjonene seg å være mer negative for mindre selskaper. Dette mønsteret er konsistent med hypotesen om at aksjepriser innehar en sakte tilbakevendende stasjonær komponent og at denne er sterkere for små aksjer. Autokorrelasjoner for perioder etter 1940 er imidlertid nærmere null, og viste ikke det samme U-formede mønsteret som hele perioden. Dette kan være en indikasjon på at stasjonære priskomponenter ikke er like viktige etter denne tiden.

Poterba & Summers (1988) kopierte og utvidet resultatene til Fama & French (1988) ved å benytte seg av en alternativ metode, nemlig varians ratio testen. Poterba & Summers argumenterte for at varians ratio testen er blant de sterkeste av alternative tester, men understreket at selv denne har begrenset kraft til å teste random walk modellen mot plausible alternativer. Poenget de støttet seg til, er at selv om testen ikke alltid forkaster random walk, er det klart at den heller ikke forkaster mean reversion.

I tillegg til å teste månedlige avkastninger på NYSE for mean reversion over perioden 1926 – 86, samt avkastningene til individuelle selskaper over samme periode, testet Poterba & Summers også børsene i 17 andre land over perioden 1957 – 85. Først bekreftet de resultatene til Fama & French både på meravkastninger og reelle avkastninger. De dokumenterte positiv seriekorrelasjon over korte horisonter (mindre enn 1 år) og negativ autokorrelasjon (mean reversion) over lange horisonter (2 – 8 år). Dette resultatet er også konsistent med resultatene til Lo & MacKinlay (1988), der varians ratene overstiger 1 i deres ukentlige data. Også her er bevisene for mean reversion over lange horisonter svakere dersom depresjonsårene før 2. Verdenskrig utelukkes. Videre fant de at det samme resultatet stort sett også gjaldt for majoriteten av de internasjonale markedene. Fra de internasjonale bevisene, konkluderte Poterba & Summers at mean reversion var mer utbredt i de mindre sofistikerte (utenlandske) aksjemarkedene.

Ved å behandle aksjepriser som summen av en permanent komponent og en forbigående komponent, der den førstnevnte utvikler seg som en random walk, mens den sistnevnte følger en stasjonær prosess, viste Poterba & Summers videre at forbigående komponenter utgjorde over halvparten av variansen i månedlige avkastninger, og at resultatene var sterkere for markedet som helhet enn for individuelle selskaper.

Når det kommer til mean reversion over lange horisonter, er det også her foretatt nyere studier. Jorion (2003) pekte på at de tidligere empiriske resultatene lider av begrenset utvalgsstørrelse i analysene av langsiktige horisontavkastninger. Selv undersøkte han den langsiktige risikoen i indekser representative for USA og 30 andre globale markeder over den utvidede perioden 1921 – 96. Også han tok utgangspunkt i varians ratio metoden, men fant ingen bevis for mean reversion i reelle månedsavkastninger over 1 – 10 års horisonter. Nedsiderisikoen reduseres ikke etter hvert som horisonten øker. Derimot dokumenterte han mean aversion, eller positiv seriekorrelasjon, i 13 av de 31 undersøkte markedene. Disse resultatene strider mot de generelle konklusjonene til Poterba & Summers (1988), som undersøkte en mindre gruppe land over en kortere periode.

Heller ikke Berneburg (2004) fant noen signifikante mønstre av mean reversion, da hun tok for seg aggregerte europeiske indekser, der hun brukte MSCIs Europaindeks som benchmark. Denne besto av 15 EU medlemmer i tillegg til Sveits. Med utgangspunkt i månedlige avkastninger og varians ratio testen til Lo & MacKinlay (1988) som en av de to testmetodene, undersøkte Berneburg ulike avkastningshorisonter innenfor 3 måneder og opp til 10 år. Ingen av testene var imidlertid i stand til å forkaste random walk hypotesen, og hun konkluderte derfor med at markedseffisiens hypotesen holder.

3.4 Studier av ukedagseffekter

I motsetning til den tradisjonelle antakelsen om at forventet avkastning av en aksje er identisk for alle ukedagene, dokumenterer en omfattende litteratur at daglige avkastninger varierer avhengig av hvilken ukedag kalenderen viser. Et vedvarende funn i denne litteraturen er tendensen til at aksjeavkastninger er negative på mandager. Det hele begynte med at markedsutøvere dokumenterte lave mandagsavkastninger i det amerikanske aksjemarkedet. En mer vitenskapelig litteratur bruker mer sofistikerte statistiske verktøy for å avsløre forskjeller i aksjeavkastninger over ukedagene, og identifiserer også lignende effekter i andre markeder (Pettengill, 2003). Denne delen av utredningen gir en oversikt over disse funnene.

Maberly (1995) viste at økonomiske utøvere ble oppmerksomme på mandagseffekten så tidlig som på slutten av 1920-tallet, lenge før ankomsten av elektroniske databaser. Kelly (1930) siterer en treårig statistisk studie som identifiserte mandag som den verste dagen å kjøpe

aksjer. Videre knyttet Kelly den lave mandagsavkastningen til individuelle investorers tendens til å selge aksjer på mandager (Maberly, 1995).

I sin studie av den såkalte "Wall Street visdommen" som eksisterte på den tiden, kom også Fields (1931) til å dokumentere weekend effekten. Visdommen gikk ut på at aksjehandlere var skeptiske til å holde på sine beholdninger over usikkerheter som helgen representerer, og at dette resulterte i en avvikling av lange posisjoner og en påfølgende nedgang i aksjeprisen på lørdag. Fields undersøkte indeksen DJIA over perioden 1915 – 30, men i motsetning til den lave lørdagsavkastningen han forventet å finne, fant han imidlertid at aksjepriser tenderte til å stige på lørdager. Den gjennomsnittlige lørdagsavkastningen viste seg å være høyere enn den gjennomsnittlige avkastningen på mandag (Pettengill, 2003).

Den neste studien av daglige avkastningsmønstre lot vente på seg i drøye 40 år, før Cross (1973) igjen dokumenterte weekend effekten. Han undersøkte avkastningene på Standard & Poor 500 indeks (S&P 500) over perioden 1953 – 70, og avdekket en gjennomsnittlig fredagsavkastning signifikant høyere enn den gjennomsnittlige negative mandagsavkastningen. Som Cross selv sa; "sannsynligheten for at en såpass stor forskjell skulle være tilfeldig, er mindre enn en av en million".

French (1980) var imidlertid blant de første som anvendte streng statistisk testing av forskjeller i ukedagsavkastninger. Hensikten hans var å undersøke to alternative hypoteser. Han ønsket å anslå om aksjenes avkastningsgenererende prosess opererte kontinuerlig eller kun under aktiv handel.

Siden de fleste aksjer kun omsettes fra mandag til fredag, skulle en i det førstnevnte tilfellet forvente en mandagsavkastning høyere enn avkastningen de andre dagene. Avkastningen på mandager går da over tre dager, fra handelsslutt fredag til handelsslutt mandag, i motsetning til den normale ene dagen mellom handelsdager. Da er det rimelig å anta at investorer vil kreve kompensasjon for den større risikoen forbundet med den lengre tidsperioden. Følgelig skulle en forvente en mandagsavkastning tre ganger høyere enn avkastningen de andre dagene. Denne hypotesen døpte French "the *calendar time hypothesis*". Den alternative hypotesen han tilbyr, nemlig "the *trading time hypothesis*", der avkastninger kun genereres under aktiv handel, impliserer at forventet avkastning er den samme for hver ukedag.

French undersøkte indeksen S&P 500 med utgangspunkt i perioden 1953 –77, og fant imidlertid bevis inkonsistente med begge de lanserte hypotesene. I likhet med tidligere studier, dokumenterte også French en signifikant negativ mandagsavkastning gjennom hele perioden. Med utgangspunkt i den førstnevnte hypotesen, utmerker dette seg som spesielt forbausende, sammenliknet med andre ukedagseffekter. Videre fant han som han forventet, positive gjennomsnittsavkastninger for alle de øvrige ukedagene, der fredagsavkastningen utmerket seg som den høyeste. Noe overraskende var imidlertid at alle de nevnte avkastningene var signifikante, med unntak av tirsdagsavkastningen.

French undersøkte så om de negative mandagsavkastningene kunne være et resultat av en uidentifisert ”closed-market” effekt. I så fall forventet han en lavere avkastning også etter ferier, da børsen som regel er stengt. Med unntak av tirsdag, fant han imidlertid at gjennomsnittlige avkastninger var høyere enn normalt for alle dagene i den påfølgende uken etter ferier. French tolket derfor disse resultatene som at det er noe spesielt med nettopp helger, i motsetning til andre perioder hvor markedet også er stengt.

Selv om det er fristende å konkludere med at de negative mandagsavkastningene representerer bevis i strid med markedseffisiens hypotesen, understreket French at profitten fra å utnytte kunnskapen om weekend effekten, var mer begrenset enn tilsynelatende. En enkel handelsstrategi basert på denne informasjonen vil være å kjøpe S&Ps portefølje hver mandag, for deretter å selge disse investeringene på fredag. Ved å anta transaksjonskostnader på kun 0,25 % per transaksjon, viste imidlertid French at den alternative kjøp og hold strategien, ville generert en høyere avkastning i hvert eneste av de 25 undersøkte årene.

Videre argumenterte French for at denne kunnskapen om ineffisiens likevel er av verdi. Han peker på at investorer vil kunne øke den forventede avkastningen av sin investering ved å utsette eller fremskynde sine kjøp og salg av aksjer, som uansett ville blitt gjort, til det mest fordelaktige tidspunktet i forhold til de påviste ukedagseffektene.

Keim & Stambaugh (1984) dokumenterte også resultater konsistente med tidligere funn. De tok imidlertid et lengre tidsperspektiv og utvidet den undersøkte perioden til 1928 – 82. De avdekket signifikant negative mandagsavkastninger for S&P Composite så langt tilbake som 1928 og gjennom hele perioden. Videre delte de perioden inn i to store delperioder, ettersom børsen i tiden før 1952 inkluderte seks handelsdager, mandag – lørdag. Det viste seg at den

gjennomsnittlige mandagsavkastningen over perioden 1928 – 1952, var mer negativ enn gjennomsnittet for den siste delperioden. Fremtredende før 1952 var også den overraskende høye lørdagsavkastningen, som nesten var dobbelt så høy som det nest høyeste gjennomsnittet.

En sammenlikning av de to delperiodene indikerte at fredagsavkastningen var lavere i uker som inkluderte handel på lørdag. I den første delperioden viste det seg faktisk at den gjennomsnittlige fredagsavkastningen var nest lavest etter mandag, uten å være signifikant. I motsetning var fredagsavkastningen i den siste delperioden signifikant positiv og nest høyest etter onsdag. Dette indikerte en tendens til høyere avkastninger på ukens siste handelsdag, uavhengig om siste dag er en fredag eller lørdag.

Etter å ha forkastet nullhypotesen om like gjennomsnittsavkastninger over ukedagene, fant Keim & Stambaugh det hensiktsmessig å også teste for forskjeller i ukedagseffekter i relasjon til selskapsstørrelse. I den forbindelse konstruerte de ti porteføljer basert på markedsverdi, med utgangspunkt i aksjer fra NYSE eller AMEX over perioden 1963 – 79. Det viste seg at mandagsavkastningen var konsistent negativ for alle porteføljene, men noe mønster relatert til selskapsstørrelse var vanskelig å spore. I motsetning fant de at den gjennomsnittlige fredagsavkastningen var den høyeste for alle porteføljene, og at denne var sterkt relatert til selskapsstørrelse; jo mindre selskaper, desto sterkere ukedagseffekt.

De fleste studier av ukedagseffekter måler mandagsavkastninger som forskjellen mellom sluttkurs fredag og sluttkurs mandag. Spørsmålet som da melder seg, er om kursene faller i løpet av mandagen eller om de faller i løpet av helgen, dvs. fra slutt fredag til åpning mandag. Dette spørsmålet ble undersøkt av Rogalski (1984), som undersøkte indeksene DJIA og S&P 500, henholdsvis over periodene 1974 – 84 og 1979 – 84. Det viste seg at kursene steg på mandager og at de negative ”mandagsavkastningene” skyldtes utviklingen fra slutt fredag til åpning mandag. Dermed ble den såkalte mandagseffekten til weekend effekten, siden avkastningene fra selve mandagen ikke var den egentlige årsaken til den negative avkastningen.

Relatert til dette, avdekket Smirlock & Starks (1986) at weekend effekten skifter fra å karakterisere aktiv trading på mandag til å karakterisere en non-trading helg. Med utgangspunkt i timebaserte verdier, undersøkte de DJIA over perioden 1963 – 83, som de

delte inn i tre delperioder. I perioden 1963 – 68 var det en såkalt mandageffekt som dominerte, der de negative avkastningene resulterte fra aktiv handel på mandag. Helgeavkastningen (fra fredag slutt til åpning mandag) viste seg å være positiv. I perioden 1968 – 74 var avkastningen over helgen noe negativ, men også her var weekend effekten hovedsaklig et resultat av mandagen og de signifikant negative avkastningene i åpningstimene. I den siste delperioden (1974 – 83) derimot, der den gjennomsnittlige mandagsavkastningen var positiv, kunne weekend effekten tilskrives de signifikant negative gjennomsnittsavkastningene fra fredag slutt til åpning mandag. Dette er konsistent med funnene til Rogalski (1984), som også fant en non-trading weekend effekt over perioden 1974 – 83.

Jaffe & Westerfield (1985) utvidet litteraturen om ukedagseffekter fra å kun inneholde studier av det amerikanske aksjemarkedet, til også å inkludere andre utviklede markeder. I tillegg til å undersøke daglige aksjeavkastninger i USA, inkluderte de også Canada, Storbritannia, Japan og Australia i sin studie. På daværende tidspunkt utgjorde de nevnte markeder om lag 87 % av markedsverdien til børsnoterte aksjer verden over. Perioden som ble undersøkt varierte over de ulike markedene, men alle periodene startet mellom 1950 – 76 og ble avsluttet i 1983. Jaffe & Westerfield avdekket negative gjennomsnittlige mandagsavkastninger og høye gjennomsnittlige fredagsavkastninger i alle tilfellene, og dokumenterte dermed en signifikant weekend effekt i samtlige markeder. I motsetning til tidligere studier av det amerikanske aksjemarkedet, viste det seg imidlertid at de laveste gjennomsnittsavkastningene for både det japanske og australske aksjemarkedet forekom på tirsdager. Jaffe & Westerfield foreslo at dette muligens kunne relateres til tidsforskjellen som eksisterer mellom USA og disse markedene. Selv om tidssonehypotesen kunne forklare noe av den australske effekten, var den imidlertid ikke i stand til å forklare den japanske effekten.

Nyere undersøkelser dokumenterer et skift i weekend effektens tradisjonelle mønster for aksjer tilhørende store selskaper. I følge Pettengill (2003) har dette skiftet gjennomgått tre faser: Først fant en at mandagsavkastningen ikke lenger var signifikant mindre enn avkastningen de andre ukedagene. Senere ble det avdekket at den gjennomsnittlige mandagsavkastningen ikke lenger var negativ, før en til slutt fant at mandagsavkastningen faktisk var signifikant høyere enn avkastningene de andre dagene. Det sistnevnte funnet har i litteraturen blitt presentert som en reverserende weekend effekt. Aksjer tilhørende mindre selskaper har

imidlertid fortsatt å oppleve det tradisjonelle mønsteret med høye fredagsavkastninger og negative mandagsavkastninger.

Skiftet i dette mønsteret begynte med at Connolly (1989) sådde tvil om den statistiske signifikansen til de ukedagseffektene som tidligere studier hadde avslørt. Majoriteten av de foregående empiriske studiene hviler på et fundament av enkle økonometriske modeller med sterke statistiske antakelser. Studiene baserer seg gjerne på enkel regresjon, der koeffisientene blir estimert under antakelsene om at restleddene er homoskedastiske, ukorrelerte og normalfordelte. Det er per i dag en kjent sak at de nevnte antakelser ikke nødvendigvis holder for aksjeavkastninger. Dette bekreftet Connolly i sin studie ved å teste og deretter forkaste disse antakelsene. Derfor fant han det hensiktsmessig å undersøke robustheten til ukedagseffekter over perioden 1963 – 83 mot alternative testprosedyrer. Ved å behandle de nevnte problemer separat, dvs. å gjøre nødvendige justeringer for henholdsvis utvalgsstørrelse, heteroskedastisitet, autokorrelasjon og/eller fordelingen, viste Connolly at bevisene for ukedagseffekter varierer fra å være meget sterke i få tilfeller, til å være svake i de fleste tilfeller, og til å være ikke-eksisterende i de seneste periodene. Connollys justeringer foreslår at ukedagseffekter forsvant fra de amerikanske aksjemarkedene innen 1975.

Chang et al. (1993) utvidet Connollys (1989) studie fra USA ved å undersøke robustheten til ukedagseffekter også i internasjonale markeder. De studerte 23 land, hovedsakelig fra Europa, Nord-Amerika og Stillehavs-bassenget, over perioden 1986 – 92. Også Chang et al. undersøkte avkastningene for avvik fra OLS-antakelsene og fant dramatiske avvik. Dette anså de som en overveldende indikasjon på behovet for å teste sensitiviteten til ukedagseffekter opp mot avvik fra de konvensjonelle OLS-antakelsene. I samsvar med Connollys bevis, fant denne studien at utvalgsstørrelse- og/eller restleddjusteringer, herunder justeringer for heteroskedastisitet, autokorrelasjon og ikke-normalfordeling, resulterte i at amerikanske ukedagseffekter ikke lengre var signifikante. I motsetning er ukedagseffekter i syv europeiske land, samt Canada og Hong Kong, robuste mot individuelle utvalgsstørrelse- og restleddjusteringer. I tillegg overlevde ukedagseffektene i fem europeiske land (Frankrike, Italia, Nederland, Spania og Sverige) samtidig ileggelse av begge typer justeringer.

Med utgangspunkt i de største indeksene i USA, foretok Mehdian & Perry (2001) en ny undersøkelse av weekend effekten over perioden 1964 – 98. De studerte tre indekser bestående av ”large-cap” aksjer (NYSE, S&P 500 og DJCOMP) og to ”small-cap” indekser

(Nasdaq og Russell). Dersom vi først ser på resultatene fra hele perioden, dokumenterte de en rekke signifikante daglige avkastninger. Ut av de 25 gjennomsnittlige avkastningene, som fem indekser og fem ukedager nødvendigvis utgjør, var hele 19 av avkastningene signifikant forskjellige fra null. Med unntak av de negative mandagsavkastningene, var de resterende ukedagsavkastningene nesten utelukkende positive.

Over delperioden 1964 – 87, avdekket Mehdiian & Perry en signifikant negativ mandagsavkastning som også var signifikant lavere enn avkastningene gjennom resten av uken. Resultatene deres bekreftet dermed tidligere funn. Over perioden 1987 – 98 derimot, dokumenterte de en signifikant positiv mandagsavkastning for large-cap indeksene. Denne avkastningen var imidlertid ikke signifikant forskjellig fra avkastningene de øvrige dagene. For indeksene bestående av små selskaper, var resultatene i tråd med den tradisjonelle weekend effekten. Mehdiian og Perry konkluderte derfor med at weekend effekten hadde forsvunnet for de store selskapene, mens den fortsatt eksisterer for de mindre selskapene.

Resultatene deres ble i stor grad bekreftet av Brusa et al. (2000), som undersøkte fire amerikanske indekser (DJIA, CRSP, S&P 500 og NYSE) over perioden 1990 – 94. Brusa et al. fant imidlertid også en reverserende weekend effekt i alle de nevnte indeksene, det vil si en positiv mandagsavkastning signifikant høyere enn gjennomsnittet for de resterende ukedagene. Videre undersøkte de hvorvidt den reverserende weekend effekten var relatert til selskapsstørrelse. Etter å ha delt inn CRSP i ti porteføljer sortert etter markedsverdi, fant de at den observerte effekten kun kunne tilskrives store selskaper. De små selskapene opplevde fortsatt den tradisjonelle weekend effekten.

I en oppfølgingsstudie av perioden 1988 – 95, dokumenterte Brusa et al. (2003) at den reverserende weekend effekten er et unikt fenomen for USA. Studien sammenlikner resultatene deres fra USA med åtte andre utenlandske markeder, herunder England, Frankrike, Australia, Hong Kong, Japan, Argentina, Brasil og Chile. Mens det amerikanske aksjemarkedet utviste positive mandagsavkastninger signifikant høyere enn avkastningene de andre ukedagene, avdekket de den tradisjonelle weekend effekten i alle de andre markedene, med unntak av Australia og England som ikke hadde noen effekt å vise til.

I en internasjonal studie fra 2004, undersøkte Kohers et al. om forbedringer i markedseffisiens kunne ha forårsaket anomalien som ukedageeffekter representerer, til å forsvinne over tid.

Med dette som formål, tok de utgangspunkt i verdens største utviklede aksjemarkeder over perioden 1980 – medio 2002. Resultatene fra de i alt 12 undersøkte indeksene, indikerte at mens anomalien var tydelig utbredt i de aller fleste utviklede markeder i løpet av 1980-tallet, ser den ut til å ha falmet bort på 1990-tallet. Implikasjonene av disse funnene er at langsiktige forbedringer i markedseffisiens kan ha redusert effekten av visse uregelmessigheter i de siste periodene.

I en nyere studie fra Europa, undersøkte Apolinario et al. (2006) en rekke av de største europeiske landene i den hensikt å avsløre eventuelle ukedagseffekter over perioden 1997 – 2004. De fant stort sett ingen spor av ukedagseffekter, med unntak av i Frankrike og Sverige. Her dokumenterte de en positiv mandagsavkastning som var signifikant høyere enn gjennomsnittet for de øvrige ukedagene. Det svenske markedet reflekterte også en signifikant høyere avkastning på fredager. Apolinario et al. konkluderte derfor med at avkastningen i majoriteten av de europeiske markedene er uavhengig av hvilken ukedag kalenderen viser. Observasjonene fra Frankrike og Sverige derimot, viser imidlertid at en reverserende weekend effekt også har satt sine spor i Europa.

Også fremvoksende markeder har vært undersøkt for ukedagseffekter. Choudhry (2000) tok for seg syv fremvoksende asiatiske markeder over perioden 1990 – 95. Ved hjelp av en GARCH-modell dokumenterte han ulike ukedagseffekter i hele fem av de undersøkte markedene, dersom vi holder oss til minst 5 % signifikansnivå. Både Malaysia og Thailand utviste negative mandagsavkastninger og positive onsdags- og fredagsavkastninger. I tillegg utviste Thailand en positiv torsdagseffekt. Mens Sør-Korea og Taiwan opplevde en negativ tirsdagseffekt, reflekterte også India en positiv fredagsavkastning. Filippinene og Indonesia hadde imidlertid ingen ukedagseffekt å vise til.

Brooks & Persaud (2001) undersøkte samme periode og fem av de samme markedene som Choudhry (2000), det vil si Filippinene, Malaysia, Sør-Korea, Taiwan og Thailand. Med unntak av Filippinene, som heller ikke her reflekterte noen ukedagseffekter, fant de imidlertid noe avvikende resultater. For det første fant de i kontrast til den tradisjonelle weekend effekten, en positiv mandageffekt i Malaysia og Thailand. Mens førstnevnte også byr på en positiv torsdagseffekt, var mandagsavkastningen forøvrig den eneste effekten i Thailand. For det andre fant de ikke noen form for ukedagseffekter i Sør-Korea. Videre viser de til en negativ onsdagseffekt i Taiwan. Denne effekten forsvinner imidlertid når de inkorporer en

risikofaktor i regresjonsmodellen. Brooks & Persaud tok nemlig hensyn til at markedet kan være mer (mindre) risikabelt den enkelte dag, og således kan forklare høye (lave) avkastninger. Fremgangsmåten kommer vi imidlertid nærmere tilbake til under metodedelene, da vår analyse av ukedagseffekter baserer seg på deres metode.

Basher & Sadorsky (2006) bidro ytterligere til litteraturen da de undersøkte et utvalg på hele 21 fremvoksende markeder, hovedsakelig spredt over Sør-Amerika, Midtøsten og Sørøst-Asia. De studerte perioden 1992 – 2003 og benyttet seg av fem ulike modeller for å teste for eventuelle ukedagseffekter. De tre første modellene tilsvarte rammeverket som Brooks & Persaud (2001) benyttet seg av, der det gradvis tas hensyn til konstant og varierende risiko over ukedagene. Disse modellene er imidlertid ubetingede modeller, hvor verdens markedsrisiko antas å ha en symmetrisk innvirkning på aksjeavkastningene til fremvoksende markeder. Derfor inkluderte Basher & Sadorsky også to betingede modeller som tar hensyn til asymmetriske effekter. De ulike modellene produserte ulike resultater, men hovedfunnene var som følger: Pakistan og Taiwan utviste henholdsvis en negativ tirsdagseffekt og en positiv fredagseffekt i alle de studerte modellene. Sistnevnte utviste også sammen med Tyrkia en negativ mandagseffekt i de tre ubetingede modellene. Filippinene reflekterte en negativ tirsdagseffekt i de samme modellene, men utviste en positiv fredagseffekt i de to betingede modellene. Malaysia, Thailand og Tyrkia viste til ukedagseffekter i fire av modellene. Her var det snakk om en negativ mandagseffekt for de to førstnevnte, mens Tyrkia hadde en positiv torsdags- og fredagseffekt. Basher & Sadorsky konkluderte imidlertid med at ukedagseffekter ikke var tilstede i majoriteten av de fremvoksende markedene som ble undersøkt. Likevel indikerer studien at enkelte fremvoksende markeder utviste sterke ukedagseffekter selv etter at betinget markedsrisiko ble tatt hensyn til.

3.5 Potensielle forklaringer på "anomalier"

Gjennom tiden har litteraturen også akkumulert en rekke potensielle forklaringer på hvorfor anomalier oppstår. Majoriteten av disse dreier seg om den lave mandagsavkastningen, og sammenhengen mellom denne og den høye fredagsavkastningen. Det er dette som har vært den tradisjonelle observasjonen. Andre ukedagseffekter ble først observert i senere tid. Forklaringer som imidlertid går på anomalier generelt, dreier seg først om fremst om feil bruk av statistiske metoder og "data mining". Videre defineres anomalier gjerne i forhold til en modell for forventede "normale" avkastninger (Fama 1970). Disse likevektsmodellene antar

ofte konstante forventede avkastninger. Dermed kan autokorrelasjon like gjerne oppstå som følge av feil i den underliggende modellen, for eksempel som følge av varierende forventede avkastninger, generert av rasjonell investoroppførsel og vanlige makroøkonomiske drivere (Fama & French, 1986). Dette er relatert til "the joint-hypothesis" problemet som vi omtalte tidligere. Blant tilhengerne av slike forklaringer finner vi naturligvis Eugene Fama, som hevder at tilsynelatende anomalier i de store aksjemarkedene, er "sjanseresultater" som tenderer til å forsvinne på sikt med en fornuftig endring i metode. Særsilt for weekend effekten, kommer i tillegg forklaringer som omfatter alt fra forsinkelser mellom handel og oppgjør, timingen knyttet til frigivelse av informasjon og psykologiske faktorer, til short-salg og handelsaktiviteten til individuelle og institusjonelle investorer. Alle forklaringene har blitt testet, men de ulike funnene er ikke nødvendigvis konsistente med hverandre. Mens noen forkaster den enkelte faktor som en potensiell forklaring, er det andre som hevder at den i det minste forklarer deler av weekend effekten. Videre følger en kort oversikt over de nevnte forklaringene med tilhørende dokumentasjon.

3.5.1 Feil bruk av statistiske metoder

Allerede på 1980-tallet hadde Thaler (1987) legitime bekymringer om at underlige empiriske resultater, som for eksempel kalenderanomalier, var et resultat av såkalt "data mining" (fisketurproblemet). "Tross alt er det mange måter å se data på; dersom nok personer spinner de samme båndene lenge nok, er det uunngåelig at enkelte signifikante resultater vil bli funnet", argumenterte Thaler. Dette innebærer at en siler historiske data for bevis som ser ut til å støtte den hypotesen en tester. Forfattere på jakt etter en interessant studie er trolig fristet til å fokusere på "overraskende" resultater. Implikasjonen er imidlertid at kun "gode" data blir valgt, slik at konklusjonen arter seg som tvilsom. En metode for å avsløre slik data mining, er imidlertid å teste anomalien på et uavhengig utvalg, for eksempel ved å benytte seg av data fra andre land og/eller andre tidsperioder. I tilfellet med weekend effekten, kan senere forskning anses som en reproduksjon av Fields (1931) originale studie (Thaler, 1987). I den grad etterfølgende forfattere gjentar eller avgrensner de overraskende resultatene ved å undersøke de samme, eller i det minste positivt korrelerte data, er dette egentlig ikke noen ytterligere bevis i favør av anomalien (Schwert, 2002). De senere studiene av eksempelvis French (1980) og Keim & Stambaugh (1984) konsentrerte seg imidlertid om ulike tidsperioder, men fant i likhet med Fields konsistente negative mandagsavkastninger (Thaler, 1987). Videre er kalendereffekter også observert i nyere tid, og i en rekke ulike land verden over. Dette er

følgelig med på å undergrave argumentet om at anomalier skulle være et resultat av data mining. I et bidrag til "Journal of Econometrics" argumenterte imidlertid Sullivan, Timmerman & White (2001) for at kalendereffekter generelt nettopp er et resultat av dette.

Et annet relatert problem knytter seg til bruk av statistiske metoder som blant annet antar normalitet i de underliggende avkastningsfordelingene. De fleste studier i tilknytning til anomalier, benytter seg ofte av regresjon, til tross for bevisene som dokumenterer at restleddene i forbindelse med aksjeavkastninger ikke er normalfordelte. Gibbons & Hess (1981) argumenterer imidlertid imot en slik bekymring, da de konkluderte med at justering for heteroskedastisitet ikke har noen vesentlig effekt på ukedagseffekter. I motsetning viste Connollys (1989) studie at ulike restleddjusteringer, herunder justeringer for heteroskedastisitet, autokorrelasjon og ikke-normalfordeling, undergraver tidligere dokumenterte ukedagseffekter i USA. Som vi tidligere var inne på, bekreftet Chang et al. (1993) dette funnet, selv om ukedagseffekter i flere europeiske land viste seg å være motstandsdyktige mot tilsvarende justeringer. I nyere tid har imidlertid ukedagseffekter også blitt dokumentert ved bruk av alternative- og ikke-parametriske metoder, metoder som ikke krever noen antakelse om den underliggende fordelingen til avkastningene. Dette indikerer at ukedagseffekter ikke resulterer fra upassende forutsetninger og brudd på de antakelsene som eksempelvis regresjonsmetoden bygger på.

3.5.2 Forsinkelser mellom handler og oppgjør

Gibbons & Hess (1981) undersøkte også om oppgjørsprosedyrer kunne være en forklaring på weekend effekten. På den tiden var det nemlig slik at oppgjøret først fant sted flere handelsdager etter selve transaksjonen. Spotprisen en da betalte for aksjer, ble dermed oppjustert med risikofri rente i henhold til betalingens forsinkelse. Siden denne forsinkelsen ble beregnet i antall handelsdager, ville en hver forsinkelse som avvek fra fem dager, introdusere en ukedagseffekt. Dette fordi helgen ville påvirke det antallet dager som den risikofrie renten skulle gjelde for. Før 1968 var oppgjørsperioden satt til fire dager i USA. Dermed skulle mandagspriser vært oppjustert med fire dagers rente, mens prisene fra tirsdag til fredag skulle vært oppjustert med seks dagers rente. Denne asymmetrien i oppgjørsperioder kunne dermed forårsake en ukedagseffekt tilsvarende weekend effekten. Gibbons & Hess fant imidlertid at effekten også forekom når oppgjørsperioden var satt til fem dager. Dermed kunne ikke weekend effekten tilskrives forsinkelsen mellom transaksjoner og oppgjør.

3.5.3 Timingen knyttet til frigivelse av informasjon

I effisiente markeder vil prisene raskt reagere på ny informasjon. Dersom relevant markedsinformasjon frigis i et systematisk ukedagsmønster, ville en også forvente at aksjepriser følger et systematisk mønster (Pettengill, 2003).

French (1980) foreslo at den mest åpenbare forklaringen på weekend effekten, er tendensen til at selskaper utsetter kunngjøringen av dårlige nyheter frem til helgen i den hensikt å unngå panikksalg. Ved å drøye kunngjøringen av dårlige nyheter til etter stengetid på fredag, vil ikke prisene få mulighet til å reagere før neste handelsdag. Da er det nærliggende å anta at prisene vil falle og dermed skape en mandageffekt. I følge Pettengill (2003) eksisterer det sterke beviser for at selskaper tenderer til å utsette frigivelsen av dårlige nyheter, men forsøk på å linke slike kunngjøringer til weekend effekten har bare vært delvis vellykket. Ett av disse forsøkene sto Damodaran (1989) for. Riktignok fant han at inntjenings- og utbyttekunngjøringer på fredager har mye større sannsynlighet for å inneholde rapporter om reduksjoner og å være assosiert med unormale negative avkastninger, enn kunngjøringer som slippes de andre ukedagene. Men etter å ha sammenliknet gjennomsnittlige ukedagsavkastninger med og uten fredagskunngjøringene, konkluderer Damodaran med at slike kunngjøringer kun forklarer en overraskende liten andel (3,4 %) av weekend effekten.

3.5.4 Psykologiske faktorer

En alternativ forklaring til weekend effekten knytter seg til mer psykologiske faktorer. Det er velkjent at mennesker har en tendens til å være mer pessimistiske på mandager. Tilsvarende kjennetegnes fredager av mer optimisme. Med utgangspunkt i dette synet, har den lave mandagsavkastningen vært forsøkt tilskrevet investorers tendens til å selge på mandager, som igjen presser prisene ned. Tilsvarende karakteriseres fredager av nettokjøp blant investorer, som igjen bidrar til økte priser. I en eksperimentell studie av investorers handelsatferd, tilbyr Pettengill (1993) støtte til den såkalte blåmandagshypotesen. I dette eksperimentet fikk investorer anledning til å velge mellom risikofrie og mer risikable aktiva. Når forsøket ble gjennomført på fredager, var investorer betydelig mer tilbøyelige til å investere i risikable aktiva enn det de var når forsøket ble gjennomført på mandager (Pettengill, 2003).

3.5.5 Handelsaktiviteten til institusjonelle investorer

Selv om tilsynelatende flere studier foreslår individuelle investorers handelsaktivitet som en potensiell forklaring på weekend effekten, indikerte studien til Sias & Starks (1995) imidlertid det motsatte, nemlig at weekend effekten var forårsaket av handelsaktiviteten til institusjonelle investorer. Hypotesen deres var motivert av flere faktorer, men gikk kort ut på at institusjonelle investorer unngikk handel på mandager, en teori som var konsistent med hypotesen om at institusjonelle investorer benyttet mandager til strategisk planlegging og med de empiriske bevisene for lave handelsvolumer på mandager. I denne forbindelse pekte de også på viktigheten av institusjonelle investorers tilstedeværelse i markedet, ved å vise til at deres handelsaktivitet sto for om lag 70 % av handelsvolumet på NYSE. NYSE var for øvrig utgangspunktet for deres studie som tok for seg perioden 1977 – 91. Ved å sammenlikne daglige avkastninger fra porteføljer dominert av individuelle investorer opp mot porteføljer dominert av institusjonelle investorer, viste det seg at forskjeller i ukedagsavkastninger var mer fremtredende for aksjer der institusjonelle investorer spilte en større rolle. Dermed indikerte Sias & Starks at institusjonelle investorers handelsaktivitet er den primære kilden til weekend effekten.

3.5.6 Handelsaktiviteten til individuelle investorer

En forklaring som imidlertid har fått større oppmerksomhet, knytter seg til individuelle investorers aktivitet i markedet. Flere hypoteser foreslår at individuelle investorer er nettoselgere på mandager. I tillegg til å være den første som dokumenterte weekend effekten, var Kelly (1930) også den første til komme opp med en potensiell forklaring (Maberly, 1995). Han argumenterte for at individuelle investorer først hadde tid til å bearbeide informasjon i helgene, og at denne bearbeidelsen var viktig for individuelle investorer når de tok porteføljebeslutninger. Videre hevdet han at salgsbeslutninger med større sannsynlighet krevde bearbeidelsestid. Salgstransaksjoner ville derfor ha en tendens til å konsentrere seg på mandager. Videre foreslo Kelly at likviditetsbehov i løpet av helgen var den bakenforliggende årsaken til det vesentlige salget på mandager (Pettengill, 2003).

Lakonishok & Maberly (1990) delte synet til Kelly om at individuelle investorer typisk ikke har tid i hverdagen, og at bearbeidelse av informasjon dermed skjer i løpet av helgen. Videre viste de til empiriske bevis for at meglere ikke er like tilbøyelige til å gi salgsanbefalinger

som kjøpsanbefalninger. Derfor argumenterte de for at salgsbeslutninger naturlig faller til helgen, da den individuelle investor står på egne ben som følge av at meglere vanligvis ikke jobber i helgene. Følgelig vil mandagen karakteriseres av nettosalg blant individuelle investorer. I sin studie av NYSE over perioden 1962 – 86, fant Lakonishok & Maberly støtte for denne hypotesen. Det viste seg at salgsaktiviteten blant individuelle investorer økte når markedet åpnet igjen på mandager. Denne tendensen forårsaket følgelig et fall i prisene. Videre gjenkjente de at effekten ble forsterket av den lave aktiviteten blant institusjonelle investorer. Dermed ble weekend effekten igjen tilskrevet individuelle investorers handelsaktivitet, men denne gangen ble ikke institusjonelle investorer helt unnskyldt.

Kamara (1997) leverte også et bidrag til denne litteraturen, da han undersøkte S&P 500 og en small-cap indeks bestående av de lavest kapitaliserte aksjene på NYSE over perioden 1962 – 93. Studien dokumenterte en reduksjon i omfanget av weekend effekten som etter hvert forsvant for S&P aksjene. Denne nedgangen viste seg å være signifikant og positivt relatert til den økende graden av institusjonelle handelsvolumer. De små aksjene utviste imidlertid en signifikant weekend effekt gjennom hele den undersøkte perioden. Kamara argumenterte for at transaksjonskostnadene var vesentlig lavere for store aksjer og institusjonelle investorer. Transaksjonskostnadene for small-cap aksjer var imidlertid ikke mye lavere for institusjoner enn for individuelle investorer. Han hevdet derfor at institusjonelle investorers evne til å eliminere weekend effekten ved arbitrasje, var signifikant sterkere for S&P aksjene. På dette grunnlaget indikerte Kamara at individuelle investorer og deres høyere transaksjonskostnader i stor grad er med på å opprettholde ukedagseffekten.

Individuelle investorers innflytelse på weekend effekten tilriver seg ytterligere støtte i en nyere studie av Chan et al. (2003). Med utgangspunkt i alle aksjer omsatt på NYSE, AMEX og Nasdaq over perioden 1981 – 98, tok studien for seg forholdet mellom weekend effekten og prosentandelen av institusjonelle aksjebeholdninger. Det viste seg at perioden etter 1990 var assosiert med en betydelig økning av institusjonelle beholdninger og at omfanget av weekend effekten forsvant i løpet av denne perioden. Riktignok så de muligheten for at den mindre negative mandagsavkastningen kan ha vært et resultat av bullmarkedet som herjet på 1990-tallet. Dette anså de imidlertid som en mindre bekymring, ved å dokumentere at aksjeporteføljer med høy institusjonell deltakelse, generelt viser en svakere weekend effekt sammenliknet med porteføljer med lavere institusjonelt preg. Chan et al. hevdet derfor å ha funnet direkte statistiske bevis som knytter weekend effekten til mindre sofistikerte

individuelle investorer, og foreslo at aktiv deltakelse av institusjonelle investorer i aksjemarkedet kan eliminere en eventuell weekend effekt. Dette begrunnet de med institusjonelle investorers bedre forutsetninger for arbitrasje, gitt deres lavere transaksjonskostnader.

3.5.7 Short-salg

En alternativ forklaring serveres av Chen & Singal (2003), som hevdet at spekulative short-salg i stor grad bidrar til weekend effekten. Spekulative short-selgere er avhengige av å kunne følge nøye med på sine posisjoner for å begrense potensielle tap. Den manglende muligheten til å handle i løpet av helgen, utsetter dermed short-selgere for ekstra risiko. Dersom dette resulterer i at short-selgere kjøper aksjer på fredag for å stenge sine spekulative posisjoner, vil en følgelig observere økte aksjepriser på fredag. Tilsvarende vil gjenåpning av short-posisjonene den påfølgende handelsdag, forårsake fall i prisene på mandag. Under denne hypotesen, tok Chen & Singals studie utgangspunkt i aksjer omsatt på NYSE, AMEX og Nasdaq over perioden 1962 – 99. Konsistent med deres antakelser, dokumenterte de at aksjer med relativt høyere short-salg interesse, utviste en signifikant større weekend effekt enn aksjer der interessen for short-salg var mindre. Følgelig konkluderte de med at short-salg kan forklare en betydelig del av weekend effekten.

Potensielle årsaker som feil bruk av statistiske metoder, oppgjørseffekter og timing av negative kunngjøringer har dermed ikke vært i stand til å forklare ukedagseffekten tilfredsstillende. Videre er det uenighet om weekend effekten kan tilskrives individuelle eller institusjonelle investorer. I tillegg kompliseres bildet ytterligere av Chen & Singals (2003) bidrag til litteraturen. En ting som imidlertid er sikkert, er eksistensen av flere potensielle forklaringer, og at ingen av dem evner å forklare effekten ene og alene. Dermed anses kalendereffekten fortsatt som en anomali.

4. Synet på markedseffisiens i dag

I snart et halvt århundre har markedseffisiens vært et mye omdiskutert emne. Siden det er så vanskelig å finne en fullgod metode til å teste for effisiens, vil det også være vanskelig, kanskje umulig, å komme frem til et endelig svar rundt denne tematikken. Det har fremkommet særdeles mye empirisk forskning, men problemet er at den ene halvparten av denne forskningen trekker til konklusjoner om at markedet er effisient, mens den andre halvparten finner at markedet er ineffisient. Dette er ofte slutninger basert på tester for random walk. Selvfølgelig er dette ytterpunktene, hvor du imellom har for eksempel at markedet ikke er helt effisient, men ikke nok til å kunne oppnå en ekstraordinær profitt. Markedseffisiens bygger på at investorene er rasjonelle, og det er nettopp dette motstanderne argumenterer for at ikke er tilfelle. Denne irrasjonaliteten begrunner de bl. a. med markedsbobler som dukker opp med ujevne mellomrom og vedvarende anomalier. Det må sies at aksjemarkedet ikke er perfekt; den kollektive dømmekraften til investorer vil iblant være feil, og alle er så absolutt ikke rasjonelle hele tiden. Som følge av dette kan uregelmessigheter i prising og forutsigbare mønstre i aksjeavkastningen oppstå og muligens vedvare over en kortere tidsperiode (Malkiel, 2003).

I sin artikkel fra 2007 ser Lo på utviklingen gjennom årenes løp for markedseffisiens hypotesen, og konkluderer med at debatten rundt denne hypotesen vil vedvare ennå en stund fremover. Han påpekte at en av årsakene til den vedvarende disputten rundt markedseffisiens, er at den ikke er veldefinert og har ikke en empirisk hypotese som enkelt lar seg motbevise. For å gjøre den operasjonell må den gis ekstra strukturell oppbygning, som for eksempel investors preferanser. Dette gjør at en test av markedseffisiens hypotesen medfører tester av flere tilleggshypoteser. En avvisning av en slik "joint" hypotese, sier oss lite om hvilken del av joint hypotesen som er i uoverensstemmelse med dataene. Har for eksempel aksjeprisene for stor volatilitet fordi markedet er ineffisient, på grunn av risikoaversjon eller dividende smoothing? Nye statistiske tester som kan skille mellom hypotesene er dermed nødvendig ifølge Lo.

Malkiel er en sann tilhenger av markedseffisiens hypotesen, og selv om det er mye som har skjedd fra han i 1973 gav ut "*A Random Walk Down Wall Street*" og frem til 2005 hvor han gav ut "*Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later*", holder han fortsatt fast ved sin påstand om at en sjimpanse med bind for øynene som kastet dartpiler på

aksjesidene, ville plukket ut en portefølje som presterte like godt som ekspertene. Derfor stiller han igjen spørsmålstegn ved alle dem som er tvilende til markedseffisiens hypotesen. Dersom markedsprisene ofte var irrasjonelle og avkastningene predikable slik som mange kritikere hevdet, burde profesjonelt styrte porteføljer lett kunne utkonkurrere passive indeksfond. I sin studie fra 2005 så han først på det amerikanske markedet og sammenliknet S&P 500 indeksen med en gjennomsnittlig aktivt forvaltet portefølje. Over en tiårs- og tjueårsperiode slo S&P 500 indeksen den aktivt forvaltede porteføljen med 2.52 prosent og 2.24 prosent, respektivt. Denne underprestasjonen av de aktivt forvaltede porteføljene kunne tilfredsstillende forklares av de ekstra kostnadene aktiv forvaltning fører med seg. De samme tendensene gikk også igjen både i det europeiske (MSCI European Stock Market Index) og globale markedet (MSCI World Equity Index), hvor det over en tiårsperiode viste seg at hele 80 prosent av de aktivt forvaltede porteføljene presterte dårligere en indeksene for begge disse markedene. Det viste seg også at aktivt forvaltede small-cap porteføljer presterte dårligere i forhold til Russell 2000 small-cap benchmark index, og at aktivt forvaltede fremvoksende markedsporteføljer presterte lavere enn MSCI's Emerging Market Index, selv i marked som definitivt er mindre effisiente enn det amerikanske marked. Dette hevder Malkiel delvis kan forklares ut i fra nettopp ineffisiensen i markedene for small-cap og fremvoksende aksjemarked. Dette gjelder for small-cap aksjer, hvor bid-ask spread ofte er stor og kostnader ved prisinnvirkninger også ofte er store, og for fremvoksende marked, der dokumentavgifter (transfer tax) ofte gjør handel mye mer kostbart. Det finnes heller ingen mulighet til å plukke ut de forvalterne som vil gjøre det best i de kommende år, siden fjorårets prestasjon ikke kan si noe om fremtidig avkastning. Malkiels tyngste argument for at markedene generelt er ganske effisiente, er at profesjonelle investorer ikke kontinuerlig klarer å slå markedet. Han konkluderer derfor med at markedene reflekterer all tilgjengelig informasjon. Dette gjør at hans beste investeringsanbefaling for både individuelle og institusjonelle investorer, er å handle et bredt basert indeksfond som utgjør alle aksjene i markedsporteføljen.

4.1 Hvordan finanskrisen har påvirket synet på EMH

Finanskrisen har ført til fornyet kritikk og granskning av markedseffisiens hypotesen. De som stiller seg sterkt kritisk til hypotesen mener at EMH er direkte ansvarlig for finanskrisen, og at denne tiltroen til hypotesen blant ledende finansfolk har ført til en alvorlig undervurdering av farene ved at en ny finansboble kan sprekke. Mens andre igjen ikke er fullt så krasse i sin kritikk, men mener allikevel at hypotesen har feilet stort ved å ikke ta hensyn til menneskelig

atferd. Denne kritikken innebærer bl.a. kjente begreper som masse psykologi og flokk oppførsel. På den annen side sier Eugene Fama i et intervju (Cassidy, 2010) at teorien klarte seg bra gjennom krisen og at markedene var et offer for nedgangen, og ikke årsaken til den. Han forklarer dette videre med at aksjepriser normalt opplever en tilbakegang før og under nedgangsperioder. Prisene begynte å avta i forkant av folks oppfatning om at en befant seg i en nedgangsperiode, og fortsatte å falle etter dette. ”Det var ikke noe uvanlig med dette og er akkurat hva en ville forvente hvis markedene var effisiente” (Fama).

I perioden som ledet opp mot finanskrisen, har nok folk flest blitt ledet inn på tanken om at en så stor og lang nedgangsperiode som vi har opplevd nå, ikke lenger kunne inntreffe. Noen lurer nok på hvordan det kan ha seg at slike bobler kan oppstå og sprekke dersom markedene er effisiente. Malkiel er som sagt en sterk tilhenger av markedseffisiens hypotesen, men han tror allikevel at bobler eksisterer. Han sier at ”problemet med bobler er bare at en ikke kan gjenkjenne dem på forhånd” (Nocera, 2009).

”EMH innebærer ikke at en kan forutsi fremtidige aksjepriser, og da heller ikke fremtidige kriser. Hypotesen prøver å fortelle oss akkurat det motsatte, nemlig at en ikke kan være i stand til å forutsi en krise. Dersom en kunne forutsi et fremtidig krasj i markedet, ville nåværende markedspriser vært ineffisiente fordi de ikke ville reflektert den informasjonen som er innlemmet i prediksjonen” (Ball, 2009). Dersom regulatorer virkelig hadde vært tilhengere av effisiens, ville de i langt større grad stilt seg skeptiske til flere av de konsistent høye avkastningene til ulike finansinstitusjoner. I et konkurransepreget marked ville en slik avkastning innebære høy risiko, sterk innflytelseskraft, innsideinformasjon eller uærlig regnskapsføring. De virkelige tilhengerne av effisiens ville dermed vært mer skeptiske til og gransket årsakene til den høye profitten til for eksempel Lehman Brothers og Bernie Madoff (Ball, 2009).

5. Hva menes med fremvoksende markeder?

Vi skal i denne avhandlingen analysere såkalte fremvoksende markeder, hvor disse benevnes nettopp som dette fordi det er marked i industrialiserende eller fremvoksende land. Altså et land som er i en overgangsfase fra å være et utviklingsland til å kunne oppnå status som utviklet land. Dette er en stor prosess som krever oppfyllelse av ulike krav til markedet. Ut i fra kriterier som går på blant annet økonomisk utvikling, størrelse, likviditet og markedstilgjengelighet, karakteriseres markeder i følge MSCI som enten frontier, fremvoksende eller utviklet.

Fremvoksende marked karakteriseres vanligvis som økonomier med lav til middels inntekt per innbygger, hvor landet gjennomgår omfattende utvikling og reformer som vil lede dem til mer ansvarlige økonomiske ytelsesnivåer. Videre tenderer slike økonomier til å stige og falle sammen (Morck et al., 2000).

Etter Asia-krisen i 1997 har de asiatiske landene opplevd større interesse blant utenlandske investorer som følge av den nylige veksten i de fremvoksende aksjemarkedene, både i forhold til absolutt størrelse og relativt til de utviklede lands aksjemarkeder. Kildene til veksten i disse aksjemarkedene stammer delvis fra en kombinasjon av høy økonomisk vekst, økte investeringer på tvers av landegrenser, som følge av liberalisering av den regulerende strukturen og myndighetenes privatiseringsplaner. Videre er en felles karakteristikk for aksjemarkeder i fremvoksende land den store innskytelsen av utenlandsk kapital til disse markedene (Malliaropulos & Priestley, 1999). Ifølge Malliaropulos & Priestley er det generelt to naturlige forklaringer til hvorfor en velger å investere i fremvoksende markeder. For det første, gitt deres lave korrelasjon med den utviklede verden, kan de tilby attraktive diversifiseringsfordeler. Og for det andre er fremvoksende kapitalmarkeder karakterisert ved høy forventet avkastning – men også høy volatilitet. Den økende globaliseringen av finansmarkeder har dermed gjort markedsforskning i fremvoksende markeder til en høy prioritet.

Videre indikerer Ajayi et al. (2004) at fremvoksende markeder har informasjons asymmetri, begrenset opplysningsplikt, deltakelse dominert av usofistikerte investorer og en dominans av små aksjer. Grunnet disse faktorene er det rimelig å anta at sannsynligheten for markedsanomalier er større i fremvoksende markeder. I den forbindelse kan det tenkes at

Taiwan, som nå vurderes å bli tatt opp i de utviklede lands sirkel, utviser større grad av usystematikk sammenliknet med de andre landene vi undersøker.

6. Valg av markeder og data som benyttes i denne studien

Som nevnt innledningsvis, er formålet med denne utredningen å undersøke østasiatiske aksjemarkeder for eventuelle anomalier, herunder autokorrelasjon, mean reversion og ukedagseffekter. Markedene som inngår i studien inkluderer Filippinene, Indonesia, Malaysia, Taiwan og Thailand, som alle klassifiseres som fremvoksende markeder ut ifra kriterier som går på økonomisk utvikling, størrelse, likviditet og markedstilgjengelighet. I den forbindelse er det verdt å nevne at Taiwan er under vurdering til å kunne reklassifiseres som et utviklet marked (MSCI, 2010). Til dette formålet er det hensiktsmessig å benytte seg av både daglige og månedlige avkastninger. Dataene benyttet i dette studiet begrenser seg dermed til serier av daglige og månedlige sluttkurs, hentet fra representative indekser utviklet av Morgan & Stanley (MSCI). Dette selskapet utvikler nemlig egne aksjemarkedsindekser ved hjelp av analyseverktøyet Global Industry Classification Standard (GICS). Disse er kapitalveide nasjonale indekser som strekker seg etter å inkludere 85 % av friflytjustert markeds kapitalisering i hver industrigruppe, i hvert land. MSCI indeksene representerer i store trekk hvert lands markedssammensetning. I tabellen under fremkommer hvilke børser MSCI har benyttet seg av for å konstruere indeksene for de aktuelle landene i denne avhandlingen:

Land	Børs	Markedssegment
Filippinene	Philippine Stock Exchange	Main Board
Indonesia	Jakarta Stock Exchange	Main Board Development Board
Malaysia	Malaysia Stock Exchange	Main Board Second Board MESDAQ
Taiwan	Taiwan Stock Exchange GreTai Securities Market	Ikke oppgitt
Thailand	Stock Exchange of Thailand Market for Alternative Investment	Ikke oppgitt
World	MSCI World Index	23 utviklede markeder

Tabell 6.1: Viser utvalgte børser og markedssegmenter tilhørende de aktuelle landene.

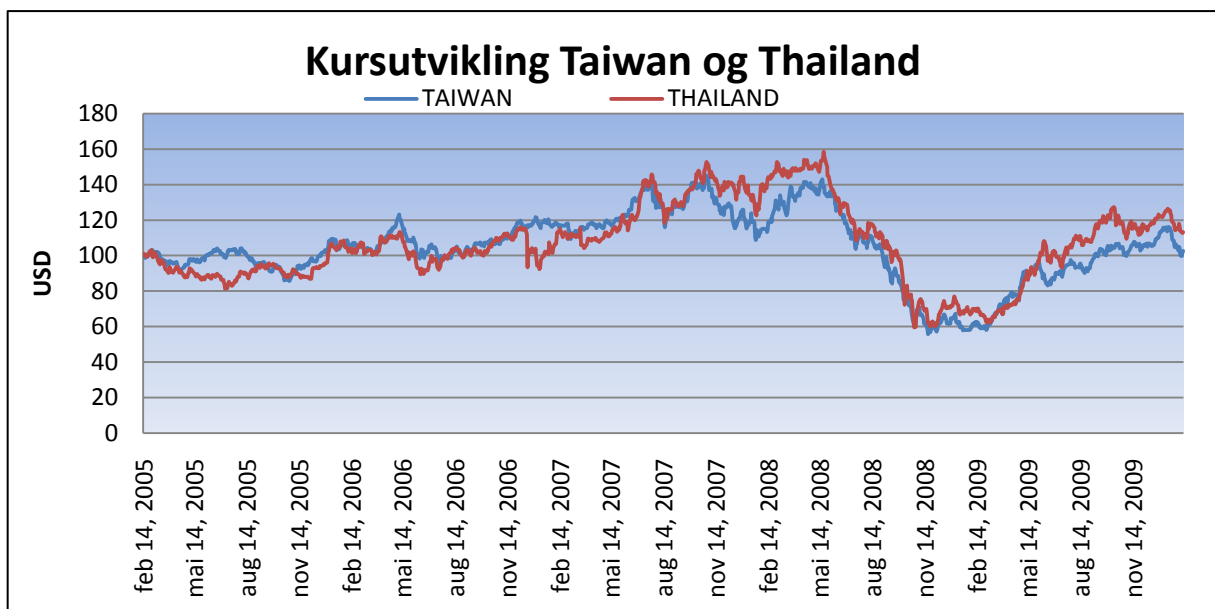
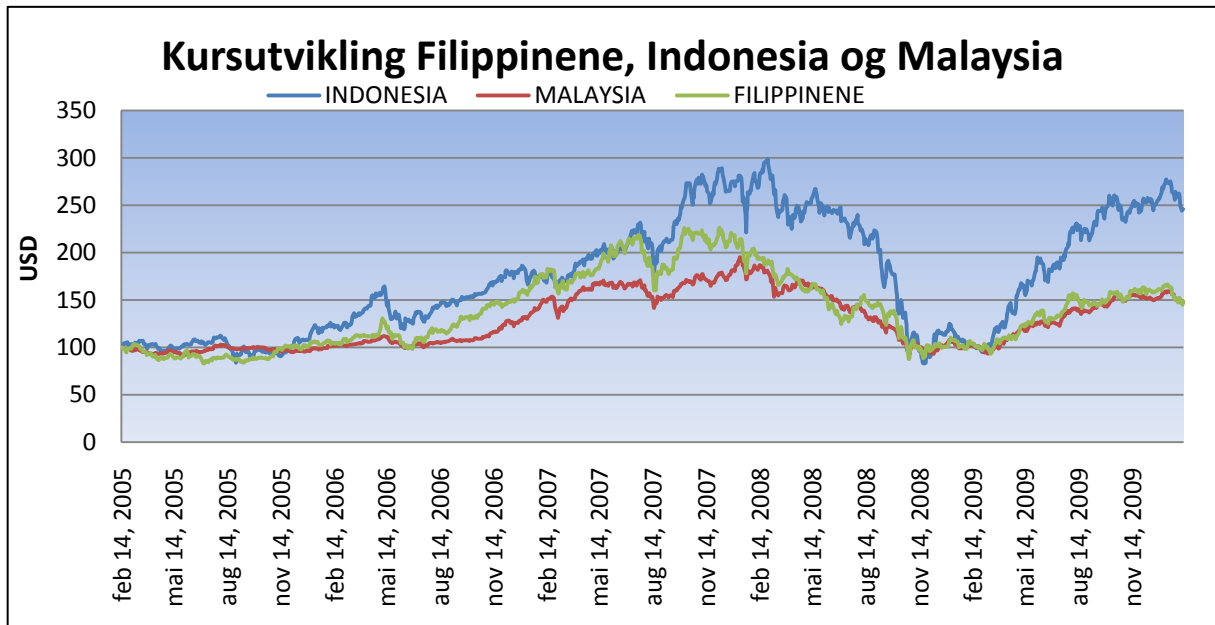
Videre har vi begrenset oss til MSCIs standardindekser, som inkluderer de mellomstore og store aksjene i hvert marked. For å kunne avsløre eventuell kortsiktig autokorrelasjon og ukedagseffekter i disse indeksene, benyttes daglige data fra perioden 14. Februar 2005 – 10. februar 2010. Dette utgjør i overkant av 1300 observasjoner. Mean reversion over lengre horisonter undersøkes imidlertid med utgangspunkt i månedlige data, for perioden januar 1990 – desember 2009, som summerer seg til 240 observasjoner. Datasettene er kontrollert for helligdager og ferier, da børsene som regel er stengt. Dette for å unngå lange serier med uendrede kurser, som potensielt kan påvirke de empiriske resultatene. Deretter er kursene beregnet om til daglige/månedlige logaritmiske avkastninger, dvs;

$$R_t = \ln (P_t / P_{t-1})$$

der R_t er avkastningen dag/måned t , P_t er sluttkursen dag/måned t og P_{t-1} er sluttkursen forutgående dag/måned. Videre behandling av avkastningene fremgår av metoden beskrevet senere i uredningen.

7. Beskrivende statistikk fra de fremvoksende markedene

Før vi går videre til selve metoden, skal vi gjennom utviklingen i de representative indeksene se litt nærmere på de fem fremvoksende markedene. I figurene nedenfor kan en se den daglige kursutviklingen gjennom hele utvalgsperioden februar 2005 – februar 2010, for henholdsvis Filippinene, Indonesia & Malaysia og Taiwan & Thailand. Indeksene (målt i USD) er rebasert til 100 i februar 2005.



Ut ifra figurene kan en se at alle landene opplever en stigende kursutvikling fra starten av utvalgsperioden, og fra siste kvartal i 2005 opplever en kraftigere økning frem til finanskrisen setter inn for fullt i begynnelsen av 2008. I løpet av det påfølgende året faller alle indeksene

kraftig, og opplever ikke en oppgang igjen før starten av 2009, som igjen viser seg å være et godt år for kursutviklingen. Fra september 2005 til januar 2008 er det Indonesia og Filippinene som opplever den største veksten, 198 % og 150 % respektivt. Taiwan, Thailand og Malaysia nøyer seg med en vekst på henholdsvis 34 %, 53 % og 85 %. Dersom en setter finanskrisen til å gjelde for hele 2008 til og med februar 2009, hvor kursene begynner å stige igjen, viser det seg at alle landene har en veldig lik kursnedgang på rundt 45 – 55 %. Kun Indonesia skiller seg litt mer ut med en nedgang på 65 %. Ut ifra figuren fremkommer det tydelig at Indonesia skiller seg mest ut med tanke på store svingninger i kursen gjennom hele utvalgsperioden. I oppgangstidene frem til februar 2010 er det igjen Indonesia som skiller seg ut med en kursøkning på hele 177 %, mens Malaysia og Filippinene hadde en oppgang på henholdsvis 55 % og 57 %. Taiwan og Thailand opplevde i samme periode en kursøkning på 82 % og 85 %, respektivt.

Ut ifra de to figurene over kan det virke som om det er et mønster som antyder korrelasjon mellom landene. Den påfølgende tabellen forteller hvor mye de forskjellige landenes daglige avkastninger korrelerer med hverandre, og i hvilken grad de korrelerer med verdensindeksen.

	INDONESIA	MALAYSIA	PHILIPPINES	TAIWAN	THAILAND
INDONESIA	1				
MALAYSIA	0,54	1			
PHILIPPINES	0,48	0,50	1		
TAIWAN	0,52	0,53	0,49	1	
THAILAND	0,51	0,46	0,39	0,43	1
VERDEN	0,34	0,35	0,27	0,34	0,42

Tabell 7.1: Korrelasjon daglige avkastninger februar 2005 – februar 2010.

Det er ikke unormalt at land i fremvoksende markeder tenderer til å bevege seg likt, slik at disse korrelasjonskoeffisienter på rundt 0,50 er rundt det en kan forvente (hvor en korrelasjonskoeffisient på 1 tilsvarer perfekt korrelasjon). Ytterpunktet her er den relativt lavere samvariasjonen mellom Filippinene og Thailand, med en korrelasjon på 0,39. Når det kommer til verdensindeksen, kan høye korrelasjoner mellom de individuelle landene og denne, indikere integrasjon av det lokale markedet i verdensmarkedet.

Korrelasjonskoeffisientene mellom de fremvoksende markedene og verdensindeksen er imidlertid generelt ganske lave, med en gjennomsnittskorrelasjon på 0,34. Dette kan tyde på

at disse markedene, i hvert fall til en viss grad, er segmentert fra verdensmarkedet, og kan således representere attraktive diversifiseringsfordeler.

Når det kommer til den daglige avkastningen og risiko i de ulike markedene, oppsummerer tabell 7.2 de deskriptive statistikkene for hele perioden. Tabell 7.3 gjengir de annualiserte verdiene.

	<i>INDONESIA</i>	<i>MALAYSIA</i>	<i>FILIPPINENE</i>	<i>TAIWAN</i>	<i>THAILAND</i>
Gjennomsnitt	0,0007	0,0003	0,0003	0	0,0001
T-verdi	1,13	0,97	0,63	0,08	0,19
Standardavvik	0,0222	0,0113	0,0179	0,0163	0,0189
Minimum	-0,1458	-0,1128	-0,1449	-0,0717	-0,1808
Maximum	0,1504	0,0555	0,0933	0,0823	0,1052
Kurtosis	6,3027	9,8019	5,8311	2,7384	12,4577
Skjevhet	-0,3152	-0,8084	-0,5758	-0,217	-1,033
J-B	2 178	5 358	1 918	417	8 658
Antall obs.	1303	1303	1303	1303	1303

Tabell 7.2: Viser deskriptiv statistikk basert på de daglige avkastningene februar 2005 – februar 2010. Den rapporterte t-verdien tilhører gjennomsnittet, og måler signifikans fra 0. Kritisk t-verdi er 1,96.

	<i>INDONESIA</i>	<i>MALAYSIA</i>	<i>FILIPPINENE</i>	<i>TAIWAN</i>	<i>THAILAND</i>
Gjennomsnitt	0,1745	0,0762	0,0786	0,0087	0,0252
T-verdi	17,94	15,36	10,03	1,22	3,04
Standardavvik	0,3511	0,1792	0,2828	0,2585	0,2994

Tabell 7.3: Viser deskriptiv statistikk basert på de annualiserte verdiene februar 2005 – februar 2010. Den rapporterte t-verdien tilhører gjennomsnittet, og måler signifikans fra 0. Kritisk t-verdi er 1,96.

Som det fremkommer av tabell 7.2, er det ingen av de gjennomsnittlige daglige avkastningene som er signifikant forskjellige fra null (på 5 % signifikans nivå). I motsetning er alle de annualiserte gjennomsnittsavkastningene signifikante (på 1 % signifikans nivå), med unntak av Taiwan. De annualiserte verdiene er rapportert i tabell 7.3. Videre varierer den daglige risikoen (standardavviket) i Filippinene, Taiwan og Thailand mellom 1,63 – 1,89 %, mens Malaysia har en lavere risiko på 1,13 %. Fra kursutviklingsfiguren over er det ikke overraskende at Indonesia igjen skiller seg ut med en risiko på 2,22 %. På årlig basis tilsvarer dette for Malaysia og Indonesia et standardavvik på henholdsvis 17,92 % og 35,11 %. De mest ekstreme observasjonene varierer fra en daglig avkastning på –18,08 % (Thailand) til en avkastning på +15,04 % (Indonesia). Tabell 7.2 danner også et bilde av sannsynlighetsfordelingen. Det er her verdt å merke seg at Jarque-Bera verdiene er alle langt høyere enn kritisk verdi (5,99 på 5 % signifikansnivå) og vitner følgelig ikke om noen normalfordeling. I

stedet ser vi at asymmetrien er negativ i alle tilfeller, som innebærer at fordelingen er konsentrert til venstre for gjennomsnittet. Videre indikerer de relativt høye kurtosisverdiene at mye av variansen i avkastningene skyldes uregelmessige ekstreme verdier (Excel rapporterer excess kurtosis). Det vil si aksjekursene utviser en sannsynlighetsfordeling med tykke haler, som er det vanlige resultatet når det kommer til aksjekurser.

Diagrammet nedenfor viser hvordan den gjennomsnittlige avkastningen er fordelt på de forskjellige ukedagene. Med unntak av Taiwan, fremkommer det at fredag gir den desidert høyeste avkastningen, hvor Thailand skiller seg særskilt ut. Mandag er på den andre siden generelt en dårlig dag, hvor alle landene utviser en negativ gjennomsnittlig avkastning. Filippinene, Taiwan og Thailand opplever også en negativ gjennomsnittlig avkastning på den påfølgende dagen (tirsdag). Det er også verdt å merke seg torsdagsavkastningene til de tre førstnevnte markedene i diagrammet, der spesielt Filippinene skiller seg ut med en høy positiv avkastning. Hvorvidt gjennomsnittet den enkelte dag er signifikant eller ikke, avsløres først under resultatdelen. Men ut i fra mønsteret en gjenkjenner i diagrammet, kan en få et inntrykk av potensielle ukedagseffekter og weekend effekter, med negative mandagsavkastninger og tilsynelatende betydelige fredagsavkastninger.

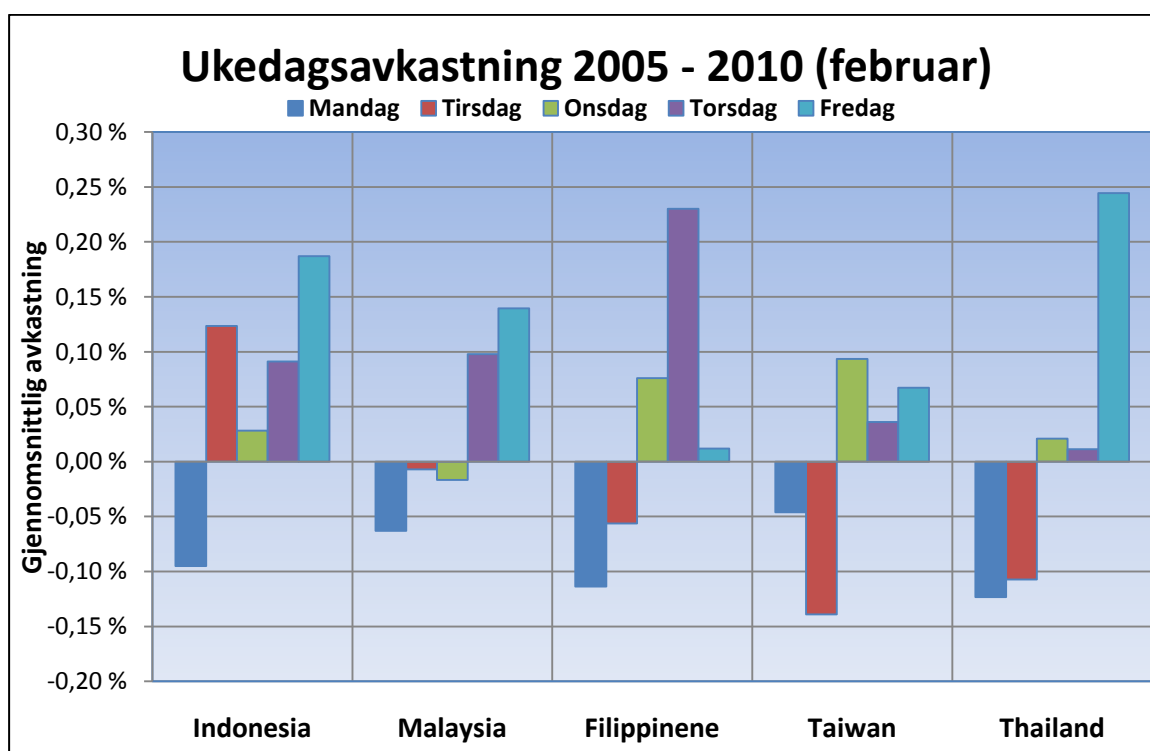
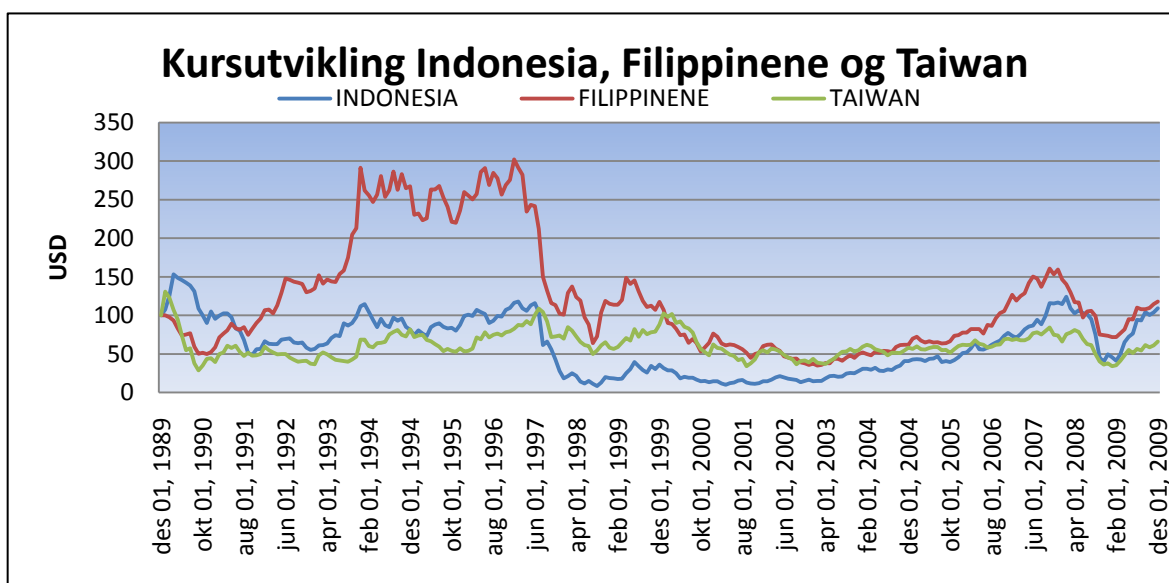
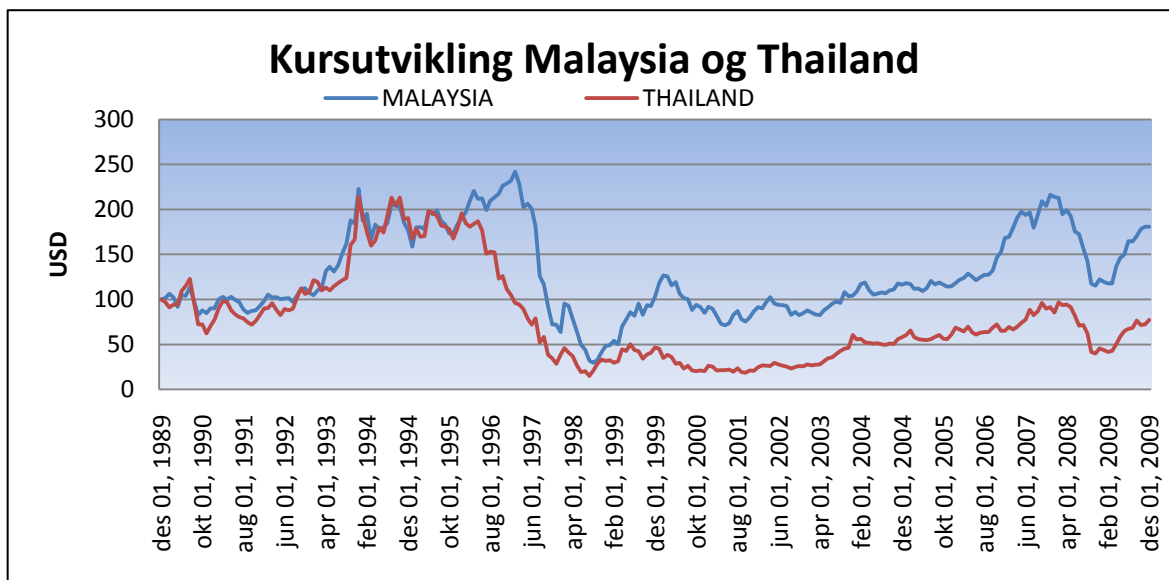


Diagram 7.1: Viser de gjennomsnittlige ukedagsavkastningene i de fem markedene over perioden februar 2005 – februar 2010.

Vi skal etter hvert også se på de deskriptive statistikkene for de månedlige avkastningene, men ser først på den månedlige kursutviklingen (i USD) over de siste 20 årene, gjengitt i grafene under for henholdsvis Malaysia & Thailand og Filippinene, Indonesia & Thailand. Kursene er også her rebasert til 100 i starten av utvalgsperioden.



Som det fremkommer av grafene, opplevde særlig Indonesia og Taiwan et kraftig fall i kursene i begynnelsen av utvalgsperioden, før de sammen med de andre markedene utviste en markant kursøkning frem mot den asiatiske finanskrisen i 1997. Asia-krisen rammet landene hardt over en lengre periode, og det var ikke før siste halvdel av 1998 at aksjekursene igjen begynte å stige. De som ble hardest rammet av krisen var Indonesia, Malaysia og Filippinene med fall på 75 – 95 %. For Thailand sprakk boblen et halvår tidligere, og frem til krisen var over hadde de opplevd et fall på rett over 90 %. Taiwan ser ut til å utvise en relativt

jevne kursutvikling, og ble tilsynelatende ikke like hardt rammet sammenliknet med de andre markedene. I det påfølgende året steg igjen alle kursene med over 60 %, hvor Indonesia og Malaysia steg mest med over 250 % og 150 %, respektivt. Fra den nederste figuren fremkommer det at alle de tre landene igjen opplevde en tilbakegang, før de sammen med Malaysia og Thailand opplevde en relativt stabil økning frem mot den nylige finanskrisen. Perioden etter 2005 er diskutert nærmere over.

	<i>INDONESIA</i>	<i>MALAYSIA</i>	<i>FILIPPINENE</i>	<i>TAIWAN</i>	<i>THAILAND</i>
Gjennomsnitt	0,0004	0,0025	0,0007	-0,0017	-0,0011
T-verdi	0,04	0,43	0,11	-0,26	-0,14
Standardavvik	0,1352	0,0882	0,0939	0,1031	0,1181
Minimum	-0,5247	-0,3611	-0,3465	-0,4105	-0,4163
Maksimum	0,442	0,4051	0,3601	0,3814	0,359
Kurtosis	2,5094	3,9473	1,9497	1,7007	2,0188
Skjevhet	-0,5353	-0,2026	-0,1067	-0,0008	-0,4487
J-B	74	157	38	29	49
Antall obs.	240	240	240	240	240

Tabell 7.4: Viser deskriptiv statistikk basert på de månedlige avkastningene fra perioden 1990 til 2009. Den rapporterte t-verdien tilhører gjennomsnittet, og måler signifikans fra 0. Kritisk t-verdi er 1,96.

	<i>INDONESIA</i>	<i>MALAYSIA</i>	<i>FILIPPINENE</i>	<i>TAIWAN</i>	<i>THAILAND</i>
Gjennomsnitt	0,0045	0,0296	0,0082	-0,0206	-0,0128
T-verdi	0,15	1,50	0,39	-0,89	-0,49
Standardavvik	0,4684	0,3057	0,3253	0,3573	0,4089

Tabell 7.5: Viser deskriptiv statistikk basert på de annualiserte verdier fra perioden 1990 til 2009. Den rapporterte t-verdien tilhører gjennomsnittet, og måler signifikans fra 0. Kritisk t-verdi er 1,96.

Tabell 7.4 viser den deskriptive statistikken for de månedlige avkastningene over perioden 1990 – 2009. Annualiserte verdier er rapportert i tabell 7.5. Det fremkommer av tabellene at ingen av gjennomsnittene er i nærheten av å være signifikant forskjellig fra null (på 5 % nivå), selv ikke de annualiserte verdiene. Videre ser vi fra tabell 7.4 at den månedlige risikoen varierer fra 8,8 % i Malaysia til 13,5 % i Indonesia. Dette tilsvarer på årlig basis henholdsvis 30,6 % og 46,8 %. De mest ekstreme negative månedlige observasjonene kan nok tilskrives Asia-krisen. Det er igjen Indonesia som skiller seg ut både med tanke på ekstrem negativ- og positiv avkastning, med henholdsvis -52,4 % og 44,2 %. Også her er Jarque-Bera verdiene høyere enn kritisk verdi (5,99 på 5 % signifikansnivå), men sammenliknet med tabell 7.2 for daglige avkastninger, er verdiene betydelig lavere. Uansett følger observasjonene ingen normalfordeling. Vi ser at asymmetrien er negativ i alle tilfellene, som betyr at fordelingen er

konsentrert til venstre for gjennomsnittet. I motsetning til normalfordelingen som har excess kurtosis lik null, observerer vi også her positive verdier, dvs. en fordeling som konsentrerer seg rundt halene.

8. Metode for å avsløre eventuelle anomalier

Svært mange studier har vært gjennomført på ulike indekser, markeder og perioder i den hensikt å påvise eller avskrive ulike anomalier. Denne utredningen undersøker som nevnt flere slike anomalier, herunder om ulike aksjeindekser er gjenstand for seriekorrelasjon, mean reversion og ukedageeffekter. Som vi tidligere har vært inne på, har nyere studier konkludert med at disse anomaliene ikke lenger eksisterer i vestlige og utviklede markeder. Når det kommer til enkelte fremvoksende markeder i Øst-Asia, har anomaliene imidlertid satt sine spor også i nyere tid. Grunnlaget for denne utredningen er dermed bygget på en hypotese om at aksjeavkastninger i de utvalgte fremvoksende markedene ikke følger en random walk, men utviser ulik grad av systematikk. For å avsløre slik systematikk i disse markedene, har vi naturligvis benyttet oss av flere metoder, avhengig av hva det testes for. Nedenfor følger et nærmere innblikk i disse metodene.

8.1 Metodikk for analyse av kortsiktig autokorrelasjon

For å teste for systematiske prisendringer på kort sikt, benyttes to relativt enkle tester, nemlig den ikke-parametriske runs testen for førsteordens autokorrelasjon, samt en AR(3) – modell. Dersom vi begynner med førstnevnte, benytter vi samme fremgangsmåte som Fama (1965), der runs defineres som uavbrutte rekker av prisendringer med samme fortegn. Prisendringen fra $t - 1$ til t kan enten være negativ, positiv eller null. Et veldig lavt eller veldig høyt antall runs indikerer serieavhengighet, der få runs tyder på positiv autokorrelasjon, og mange tyder på negativ autokorrelasjon. Under hypotesen om uavhengighet, kan forventet antall runs beregnes med følgende uttrykk:

$$m = [N(N + 1) - \sum_{i=1}^3 n_i^2] / N \quad (1)$$

hvor N representerer det totale antallet observasjoner (avkastninger), og n_i er antall prisendringer av hver type, der $i = 1, 2, 3$ viser til antallet av negative, positive og uendrede prisendringer. Videre uttrykkes variansen til m slik:

$$\sigma_m^2 = \frac{\sum_{i=1}^3 n_i^2 [\sum_{i=1}^3 n_i^2 + N(N+1)] - 2N \sum_{i=1}^3 n_i^3 - N^3}{N^2(N-1)} \quad (2)$$

Ved mange observasjoner (N) vil fordelingen til det totale antallet runs (m) være så godt som normalfordelt, med gjennomsnitt lik m og standardavvik lik σ_m . Dermed kan forskjellen mellom det faktiske antall runs og det forventede antall uttrykkes ved hjelp av den standardiserte variabelen:

$$Z = \frac{(R+0.5)-m}{\sigma_m} \quad (3)$$

hvor R er lik det faktiske antall runs.

Når det kommer til AR(p) – modellen refererer denne notasjonen til “*Autoregressive model*” av orden p. Her defineres modellen som:

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

hvor R_t er avkastningen dag t, α er konstantleddet, R_{t-i} er en lagget variabel av avkastningen, β_i er modellens parametere og ε_t er et restledd. I dette tilfellet finner vi det hensiktsmessig å benytte oss av en tredjeordens AR – modell, dvs $p = 3$. AR(3) – modellen representerer altså en lineær regresjon av avkastningen dag t mot avkastningen 1 – 3 dager tidligere. Random walk hypotesen er da konsistent med at de estimerte betaene ikke er signifikant forskjellig fra null, samt ingen seriekorrelasjon i restleddet. Skulle betaene imidlertid være signifikante, impliserer dette avhengighet mellom dagens avkastning og tidligere observasjoner, og vi har dermed påvist seriekorrelasjon i avkastningene.

Tilnærmet samme metode er benyttet for å avdekke eventuelle lead-lag effekter på tvers av landene, hvor modellen (med Thailand som eksempel) formuleres slik:

$$R_t^{TH} = \alpha + \beta_1 R_{t-1}^{TH} + \beta_2 R_{t-1}^{IN} + \beta_3 R_{t-1}^{ML} + \beta_4 R_{t-1}^{PH} + \beta_5 R_{t-1}^{TW} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Hvor R_t^{TH} er avkastningen for Thailand dag t, R_{t-1} representerer de laggede avkastningene til de ulike landene, β_i er modellens parametere og ε_t er et restledd. I denne modellen ser vi imidlertid kun på førsteordens autokorrelasjon. På samme måte som modell 4, estimeres også denne modellen individuelt for hvert av landene. For enkelhets skyld inkluderes de laggede avkastningene fra alle de andre landene samtidig i en og samme regresjon, vel vitende om den

overhengende faren for multikollinearitet blant de uavhengige variablene. Likevel anser vi dette som hensiktsmessig, da konsekvensene for OLS-estimatorene er mindre ved multikollinearitet enn ved å utelate relevante variabler fra regresjonen. Ved det førstnevnte tilfellet vil det kun eksistere en større usikkerhet rundt resultatene, mens modellen ikke vil være konsistent (forventningsrett) ved det sistnevnte tilfellet.

8.2 Metodikk for analyse av mean reversion over lange horisonter

Over lange horisonter har aksjekurser historisk sett hatt en tendens til å utvise mean reversion. Det vil si at kursene over tid tenderer til å bevege seg tilbake til en fundamental verdi, et gjennomsnitt. Avkastninger høyere enn gjennomsnittet etterfølges av lavere avkastninger i fremtiden, og vice versa. Dette introduserer følgelig negativ autokorrelasjon i aksjekursene, som impliserer at kursene er noe forutsigbare og dermed ikke følger en random walk. For å spore eventuell mean reversion i de utvalgte fremvoksende markedene, benytter vi oss av to alternative metoder. Først kopierer vi fremgangsmåten til Fama & French (1988). De estimerte en autoregresjon der avkastningen over en viss periode, t til $t + k$, kjøres mot avkastningen over forutgående periode av samme lengde, $t - k$ til t :

$$R_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k R_{t-k,t} + \varepsilon_{t+k} \quad (6)$$

hvor α_k er en konstant, β_k er en koeffisient som representerer førsteordens autokorrelasjoner i avkastninger over horisont k , og ε_{t+k} er et feilledd. Dersom aksjekursene følger en random walk, skal stigningstallet i regresjonen være tilnærmet lik null. Det vil si at avkastningen over en viss horisont k , er uavhengig av avkastningen over den forutgående horisont av samme lengde. Hvis kursene derimot viser seg å være mean reverting, vil stigningstallet være negativt. Fama & French undersøkte horisonter opp til 10 år, men på grunn av begrenset tilgang på data, begrenser vi oss imidlertid til horisonter fra 1 – 5 år. Signifikansen i resultatene til Fama & French begynte uansett å avta ved horisonter utover dette.

Også Poterba & Summers (1988) undersøkte mean reversion over lange horisonter, men benyttet seg i stedet av en varians ratio test. Det skal også vi gjøre, men tar heller utgangspunkt i fremgangsmåten til Lo & MacKinlay (1988), da denne er intuitivt lettere å forstå. Sistnevnte undersøkte riktignok korte horisonter med utgangspunkt i ukentlige avkastninger, men rasjonale i testen forblir det samme selv om horisontene utvides. Varians

ratio testene utnytter nemlig det faktum at hvis aksjeavkastningene følger en random walk, så skal variansen til avkastningene være proporsjonal med avkastningshorisonten. Det vil si at variansen til for eksempel månedlige avkastninger, skal være 1/12 av variansen til årlige avkastninger. Dette kan alternativt uttrykkes mer generelt:

$$\text{Var}(p_t - p_{t-q}) = q\text{Var}(p_t - p_{t-1}) \quad (7)$$

hvor p er log priser og q representerer avkastningshorisonten (mnd). Varians ratioen blir da beregnet slik:

$$\text{VR}(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} \quad (8)$$

hvor $\sigma^2(q)$ representerer $1/q$ av variansen til $p_t - p_{t-q}$, mens $\sigma^2(1)$ er variansen til $p_t - p_{t-1}$. Varians ratioen er dermed skalert slik at ukorrelerte avkastninger skal utgjøre en varians ratio tilnærmet lik 1. En varians ratio høyere enn dette impliserer positiv seriekorrelasjon, mens en ratio lavere enn 1 impliserer negativ seriekorrelasjon og mean reversion. Følgende formler for å beregne $\sigma^2(q)$ og $\sigma^2(1)$ er hentet fra Lo & MacKinlay (1988):

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^n (p_t - p_{t-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (9)$$

hvor

$$m = q(n - q + 1) \left(1 - \frac{q}{n}\right)$$

og

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (p_t - p_{t-1} - \hat{\mu})^2 \quad (10)$$

hvor

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} (p_n - p_0)$$

Vi ender til slutt opp med en varians ratio for hver av horisontene fra 2 – 10 år. For å teste hvorvidt disse avviker nok fra 1 til å kunne forkaste random walk hypotesen, utledet Lo & MacKinlay (1988) også en asymptotisk standard normal teststatistikk:

$$z(q) = \frac{VR(q)-1}{[\phi(q)]^{1/2}} \sim N(0,1) \quad (11)$$

hvor

$$\phi(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3nq}$$

Vi bruker dermed de vanlige kritiske verdiene, men merker oss at denne teststatistikken er utviklet under hypotesen om homoskedastisitet.

8.3 Metodikk for analyse av ukedagseffekter

For å undersøke de ulike indeksene for eventuelle ukedagseffekter, benyttes i alt fire ulike regresjoner, hvor de tre første gjenspeiler metoden til Brooks & Persand (2001), der de gradvis tar hensyn til konstant og varierende risiko. Den første tilnærmingen er å beregne den gjennomsnittlige daglige avkastningen for den enkelte ukedag, for så å teste den statistiske signifikansen av disse daglige avkastningene. Dette er gjort ved å reprodusere French (1980) sin opprinnelige metode, der han tester for eventuelle ukedagseffekter ved å inkludere fem dummy variabler i følgende regresjon, som estimeres separat for den enkelte indeks:

$$R_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (12)$$

hvor R_t er log avkastningen til markedsindeksen, $D_{1t} - D_{5t}$ er dummy variabler for hver enkelt ukedag, som tar verdien 1 dersom dag t er henholdsvis en mandag, tirsdag, onsdag, torsdag eller fredag, og 0 ellers. $\alpha_1 - \alpha_5$ er koeffisienter som representerer den gjennomsnittlige avkastningen den enkelte ukedag, mens ε_t er et feilledd. Ut i fra et effisient markedsperspektiv er den generelle nullhypotesen at den daglige avkastningen skal være uavhengig av hvilken ukedag kalenderen viser, det vil si $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5$. Selv om signifikante koeffisienter i likning (12), i følge Brooks & Persand, vil støtte hypotesen om sesongvariasjoner i avkastningene, er det imidlertid viktig å merke seg at risikofaktorer ikke er inkludert i regresjonen. Muligheten for at markedet kan være mer/mindre risikabelt på enkelte dager må tas hensyn til. Dermed kan lave (høye) signifikante avkastninger i likning (12), muligens forklares av lav (høy) risiko. Brooks & Persand tester derfor videre for ukedagsvariasjoner ved å benytte den empiriske markedsmoellen, hvor avkastningen på verdensindeksen fungerer som en proxy for markedsrisiko. Markedsmodellen er representert ved følgende regresjon:

$$R_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \beta MR_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

hvor all terminologi er som for likning (12), men i tillegg inkluderes avkastningen på MSCI World Index (MR_t) som en proxy for markedsrisiko. D_{it} er dummy variablene for de enkelte ukedagene. Dersom disse tidligere var signifikante i likning (12), men nå viser seg å ikke være signifikante, kan vi si at sesongvariasjonen ligger i risiko-avkastnings forholdet. Men hvis de fortsatt er signifikante, bør andre risikofaktorer vurderes. Likning (13) tar imidlertid ikke hensyn til at risikoen kan variere over ukedagene, men tvinger i stedet risikofaktoren til å være konstant gjennom hele uken. For å se hvordan risikoen varierer over ukedagene, kan likning (13) derfor forbedres ved å inkludere interaktive dummy variabler, dvs. at dummy variablene multipliseres med avkastningen på MSCIs verdensindeks. Dermed tillater en at risiko varierer over ukedagene. En kan med andre ord avgjøre hvorvidt risikoen øker (reduseres) på dager med høye (lave) avkastninger. Denne modellen kan uttrykkes:

$$R_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \sum_{i=1}^5 \beta_i (D_{it} MR_t) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Det er imidlertid verdt å merke seg at metoden som Brooks & Persaud (2001) benyttet seg av, tester hvorvidt de enkelte ukedagsavkastningene er signifikant forskjellige fra null, og ikke hvorvidt avkastningen den enkelte ukedag er signifikant forskjellig fra avkastningene de øvrige dagene. I den forbindelse kan det hevdes at hver enkelt børsdag gir en gjennomsnittlig avkastning over tid, som er så svakt positiv at denne er tilnærmet lik null over tid. Videre har signifikans fra null tradisjonelt blitt ansett som tilfredsstillende for en ukedagseffekt. Vi finner dermed tilnærmingen som hensiktsmessig, men ønsker likevel å supplere med en metode, som måler avkastningen for den enkelte ukedag opp mot den gjennomsnittlige avkastningen de resterende ukedagene. Dette er utgangspunktet for den siste modellen, som er en robust test basert på følgende regresjon:

$$R_t = \alpha + \beta_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (15)$$

hvor R_t er avkastningen på markedsindeksen og D_{it} er dummy variabelen for den ukedagen som testes. β_i er her en koeffisient som representerer meravkastningen til den aktuelle ukedagen,

sammenliknet med gjennomsnittsavkastningen de øvrige dagene, representert ved konstanten α . ε_t viser som vanlig til feilledet.

Her er den generelle nullhypotesen at differansen mellom avkastningen til den aktuelle ukedag, og gjennomsnittsavkastningen for de øvrige ukedagene, skal være tilnærmet lik null. Det vil si at $\beta_1 = 0$. For enkelhets skyld kjører vi regresjon (15) kun på de ”ukedagseffektene” som rammeverket til Brooks & Persaud avslører.

9. Empiriske resultater

I denne delen fremkommer resultatene fra de testene som ble beskrevet i forrige avsnitt. I likhet med metodekapitlet, har vi også her valgt å dele kapitlet inn i tre deler, ut ifra hvilken anomali vi ser på. Først ser vi i avsnitt 9.1 på resultatene fra testene for kortsiktig seriekorrelasjon, det vil si fra runs testen og AR – modellen. Disse er rapportert i henholdsvis tabell 9.1 og 9.2. I tillegg fremkommer lead-lag effektene som eksisterer på tvers av de ulike landene i tabell 9.3. Deretter fortsetter vi med å se på mean reversion over lange horisonter i avsnitt 9.2, herunder resultatene fra regresjonen á la Fama og French (1988) og fra varians ratio testen. Disse resultatene er rapportert i henholdsvis tabell 9.4 og 9.5. Avslutningsvis ser vi på resultatene fra regresjonene som avslører eventuelle ukedagseffekter. Her begynner vi med modellen som ikke inkluderer noen risikofaktorer. Deretter ser vi om de ukedagseffektene som tabell 9.6 rapporterer, består etter at en konstant risikofaktor inkluderes i modellen. Dette fremkommer i tabell 9.7. Rammeverket til Brooks & Persaud avsluttes ved at vi lar risikoen variere over de ulike ukedagene. Om ulik risiko kan forklare dag-til-dag variasjonen i gjennomsnittlige avkastninger, avsløres i tabell 9.8. Til slutt ser vi om de observerte ukedagseffektene er signifikant forskjellige fra gjennomsnittet for de øvrige ukedagene. Tabell 9.9 gjengir disse resultatene. En forklarende tekst, med gjentakelse av den benyttede modellen, følger under hver enkelt tabell.

9.1 Kortsiktig autokorrelasjon i de asiatiske markedene

Dersom vi begynner med den ikke parametriske runs-testen for førsteordens autokorrelasjon, er resultatene fra denne på daglige avkastninger gjengitt i tabell 9.1. Som det fremgår av tabellen, er det tydelig at hypotesen om uavhengighet forkastes. Alle landene, med unntak av Taiwan, utviser negative og signifikante Z-verdier. Det faktiske antall runs er her vesentlig lavere enn det forventede antallet, noe som indikerer en positiv avhengighet mellom daglige prisendringer. Målt i prosent, utgjør forskjellen mellom R og m et gjennomsnitt på $-7,5\%$. For Taiwan derimot, er det faktiske antall runs 4% høyere enn forventet. Z-verdien er imidlertid ikke signifikant. Dermed avslører runs-testen positiv autokorrelasjon for alle landene over de siste fem årene, med unntak av Taiwan, som ikke utviser noen signifikant avhengighet.

	Indonesia	Malaysia	Filippinene	Taiwan	Thailand
Faktiske Runs (R)	634	639	657	707	644
Forventede Runs (m)	698	701	701	683	687
σ_m	17,3	17,4	17,4	17,6	17,7
Z-verdi	-3,66 **	-3,53 **	-2,48 *	1,41	-2,40 *
(R-m)/m	-0,09	-0,09	-0,06	0,04	-0,06

Tabell 9.1: Viser resultatene fra den ikke-parametriske runs testen for perioden februar 2005 – februar 2010.

* representerer 5 % signifikansnivå. ** representerer 1 % signifikansnivå.

Denne konklusjonen blir langt på vei bekreftet av resultatene fra AR – modellen, som er oppsummert i tabellen under. Tabellen rapporterer koeffisientene til laggede variabler av avkastningen med tilhørende t-verdier, og viser hvordan avkastningen henholdsvis én, to og tre dager før påvirker avkastningen.

	Indonesia	Malaysia	Filippinene	Taiwan	Thailand
β_0	0,0006 (0,92)	0,0003 (0,86)	0,0003 (0,56)	0,0000 (0,00)	0,0001 (0,16)
β_1	0,1344 (4,83) **	0,1221 (4,38) **	0,1255 (4,51) **	0,0294 (1,05)	-0,0057 (-0,20)
β_2	0,0129 (0,46)	-0,0373 (-1,33)	-0,0197 (-0,70)	0,0637 (2,29) *	0,0706 (2,54) *
β_3	0,0066 (0,24)	0,0401 (1,44)	-0,0148 (-0,53)	0,0007 (0,03)	0,0227 (0,82)
Justert R^2	0,0165	0,0140	0,0135	0,0027	0,0032

Tabell 9.2: Viser resultatene fra modell 4 ($R_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i R_{t-i} + \varepsilon_t$). Under hvert land er β_i oppgitt med tilhørende t-verdi i parentes, for perioden februar 2005 – februar 2010. Justert R^2 er rapportert i nederste rad. * representerer 5 % signifikansnivå. ** representerer 1 % signifikansnivå.

Fra tabellen fremkommer det en positiv og signifikant førsteordens autokorrelasjon i indeksene for Filippinene, Indonesia og Malaysia. Dette indikerer at gårsdagens pris faktisk innvirker på dagens pris. Også for Taiwan og Thailand rapporteres signifikant positive autokorrelasjoner. Her er det imidlertid ikke avkastningen dagen før som påvirker, men i stedet avkastningen to dager før. Selv om indeksen for Taiwan også utviser signifikant autokorrelasjon, merker vi oss at denne er relativt svakere i forhold til de andre indeksene, som alle viser til 1 % signifikansnivå. Modellens forklaringskraft, representert ved R^2 , er

imidlertid svært begrenset for alle landene. Kun få prosent av fremtidig daglig avkastning kunne potensielt blitt predikert på bakgrunn av de tidligere avkastningene.

Når det kommer til lead-lag effekter, er disse rapportert i påfølgende tabell. Ut ifra tabellen fremkommer det at alle landene med unntak av Thailand, påvirkes av minst to laggede variabler eller avkastninger. Thailand er det eneste landet hvor avkastningen ikke påvirkes av avkastningen dagen før, verken av seg selv eller noen av de andre landene. Ellers påvirkes alle landene av den laggede avkastningen i Indonesia og Thailand, med unntak av Malaysia som ikke påvirkes av sistnevnte. I stedet påvirkes Malaysia også av Taiwan, som er det eneste landet sammen med Indonesia, som her påvirkes av seg selv dagen før. Videre er Filippinene det eneste landet som påvirkes av Malaysia. Vi legger merke til at alle de signifikante koeffisientene nesten utelukkende er positive, hvilket innebærer positiv korrelasjon. Unntaket er igjen Taiwan, der den laggede avkastningen har et negativt påvirkningsforhold på avkastningen i Malaysia og Taiwan.

	R_{t-1}^{IN}	R_{t-1}^{ML}	R_{t-1}^{PH}	R_{t-1}^{TW}	R_{t-1}^{TH}	Adj. R ²
R_t^{IN}	0,0999 (2,73) **	-0,0773 (-1,09)	0,0740 (1,75)	-0,0802 (-1,67)	0,1405 (3,60) **	0,0284
R_t^{ML}	0,0928 (5,00) **	0,0152 (0,42)	0,0346 (1,61)	-0,0478 (-1,96) *	0,0186 (0,94)	0,0393
R_t^{PH}	0,1033 (3,57) **	0,1570 (2,80) **	-0,0153 (-0,46)	-0,0386 (-1,01)	0,1045 (3,38) **	0,0587
R_t^{TW}	0,0997 (3,71) **	-0,0292 (-0,56)	0,0248 (0,80)	-0,0868 (-2,45) *	0,0907 (3,16) **	0,0285
R_t^{TH}	0,0311 (0,98)	0,0190 (0,31)	0,0475 (1,30)	0,0447 (1,07)	-0,0616 (-1,83)	0,0040

Tabell 9.3: Viser resultatene fra lead-lag modellen (eks. $R_t^{TH} = \alpha + \beta_1 R_{t-1}^{TH} + \beta_2 R_{t-1}^{IN} + \beta_3 R_{t-1}^{ML} + \beta_4 R_{t-1}^{PH} + \beta_5 R_{t-1}^{TW} + \varepsilon_t$) over perioden februar 2005 – februar 2010. Kolonnen til venstre viser de avhengige variablene fra de i alt fem regresjonene, dvs. den daglige avkastningen i henholdsvis Indonesia (IN), Malaysia (ML), Filippinene (PH), Taiwan (TW) og Thailand (TH). Tilsvarende viser den øverste raden de uavhengige laggede variablene i regresjonen, dvs. avkastningen dagen før for alle landene. De ulike tallparene viser koeffisientene med tilhørende t-verdi i parentes. Justert R² er rapportert i kolonnen til høyre. * representerer 5 % signifikansnivå. ** representerer 1 % signifikansnivå.

Som ventet påvirkes dermed landene i stor grad av hverandre. Litt uventet og i strid med våre antakelser, er det imidlertid at den laggede avkastningen i Taiwan ikke i større grad påvirker

avkastningen i de andre landene. Som vi nevnte innledningsvis, ville vi tro at Taiwan var landet i front av de fremvoksende markedene og som skulle ha påvirket de andre lands avkastninger. I stedet viser det seg altså at Indonesia og Thailand leder an med tanke på påvirkning i regionen.

Når det kommer til eventuell predikasjon av fremtidige avkastninger basert på tidligere avkastninger, ser vi også her at R^2 er meget lav, riktignok noe høyere enn ved AR(3) – modellen. En fremtidig avkastning i Filippinene for eksempel, kunne en potensielt ha predikert 5,87 % av.

9.2 Mean reversion over lange horisonter i de asiatiske markedene

Dersom vi begynner med resultatene fra regresjonene etter Fama & French (1988), ser vi av tabell 9.4 at avkastningen over en horisont k , i svært mange tilfeller påvirkes av avkastningen over forutgående horisont av samme lengde. I tillegg til å rapportere de ulike koeffisientene med tilhørende t-verdier og signifikansnivå (*), viser tabellen også til regresjonenes forklaringskraft, representert ved R^2 . $\beta < 0$ indikerer mean reversion, hvilket betyr negativ seriekorrelasjon, mens det motsatte er tilfellet om $\beta > 0$ (mean aversion).

Horisont (år)		Indonesia	Malaysia	Filippinene	Taiwan	Thailand
1	β_1	-0,2124	-0,1723	0,0224	-0,4141	0,0785
		(-3,13) **	(-2,51) *	(0,33)	(-6,94) **	(1,12)
	R^2	0,0436	0,0284	0,0005	0,1832	0,0058
2	β_2	0,0212	-0,3018	0,2712	-0,2140	0,0459
		(0,30)	(-4,36) **	(4,16) **	(-3,05) **	(0,64)
	R^2	0,0005	0,0904	0,0833	0,0464	0,0021
3	β_3	0,0742	-0,3212	0,0344	-0,2645	-0,1143
		(0,90)	(-4,63) **	(0,51)	(-3,95) **	(-1,58)
	R^2	0,0048	0,1137	0,0015	0,0854	0,0148
4	β_4	-0,2737	-0,5183	-0,4491	-0,5486	-0,4371
		(-2,69) **	(-8,03) **	(-6,77) **	(-10,23) **	(-5,84) **
	R^2	0,0483	0,3108	0,2428	0,4225	0,1928
5	β_5	-0,7831	-0,5419	-0,7607	-0,8198	-0,7566
		(-7,09) **	(-10,38) **	(-14,18) **	(-16,88) **	(-10,87) **
	R^2	0,2969	0,4750	0,6281	0,7053	0,4983

Tabell 9.4: Viser resultatene fra modell 6 ($R_{t,t+k} = \alpha_k + \beta_k R_{t-k,t} + \varepsilon_{t+k}$). Dataene for de aktuelle landene er hentet fra perioden desember 1991 - desember 2009. Under hvert enkelt land, til hver horisont (år), er koeffisient (β) presentert først med tilhørende t-verdi i parentes.

* representerer 5 % signifikansnivå. ** representerer 1 % signifikansnivå.

Dersom en først ser på Malaysia og Taiwan viser begge disse til signifikante resultater, med $\beta < 0$ for alle horisonter (k), hvor de sterkeste resultatene er for horisonter på 4 – 5 år. Indeksene for Filippinene og Thailand derimot, har ingen signifikante resultater å vise til over horisonter på 1 – 3 år, med unntak av Filippinene, som faktisk opplever positiv autokorrelasjon ($\beta > 0$) når $k = 2$. Koeffisientene blir imidlertid signifikant negative over horisonter på 4 og 5 år, hvilket innebærer at også Filippinene og Thailand opplever mean reversion i aksjeavkastningene. Indonesia opplever mean reversion når k er henholdsvis 1, 4 og 5 år. Over horisonter på 2 – 3 år eksisterer ingen signifikant avhengighet. Gjennomgående for alle landene er at β har sterkest signifikans når k er lik 5. Hvis en ser bort i fra når k er 1, øker β 'ens signifikans når $k \rightarrow 5$. Når det kommer til modellens forklaringskraft (R^2), er denne generelt relativt lav for de tre første horisontene, men øker drastisk for de to siste. Gjennomsnittlig R^2 for k lik 4 er 24 %, som øker til 29 % dersom Indonesia utelates. For k lik 5 er modellens forklaringskraft blitt relativt stor, med en gjennomsnittlig R^2 på 52 % (59 % dersom Indonesia utelates). Her er det verdt å merke seg at R^2 er på hele 71 % for Taiwan når horisonten settes til 5 år. Dette innebærer at drøye 70 % av avkastningen over 5 års horisonter potensielt kan predikeres på bakgrunn av tidligere avkastninger.

Regresjonsmetoden avdekker dermed mean reversion i alle de undersøkte indeksene. Dette er helt motsatt av hva varians ratio testen kommer frem til. Resultatene fra denne testen oppsummeres i tabell 9.5, som viser varians ratioer med tilhørende teststatistikker fra horisonter på 2 – 6 år. I likhet med Poterba & Summers (1988) har også vi undersøkt horisonter opp til 10 år, men utelater her de siste fire årene grunnet mangel på signifikante resultater. Som vi husker fra metoddelen, er varians ratioene skalerte, slik at ukorrelerte avkastninger skal ha en ratio tilnærmet lik 1, i følge hypotesen om random walk. $VR < 1$ indikerer mean reversion og negativ autokorrelasjon.

Horisont (mnd.)		Indonesia	Malaysia	Filippinene	Taiwan	Thailand
24	VR(q)	1,3906	1,7346	1,6923	0,5182	1,4656
	Z(q)	1,1043	2,0768 *	1,9573	-1,3621	1,3164
36	VR(q)	1,3594	1,4047	2,0284	0,4285	1,6735
	Z(q)	0,8207	0,9241	2,3485 *	-1,3051	1,5381
48	VR(q)	1,6979	1,4797	2,4489	0,4796	1,8781
	Z(q)	1,3730	0,9436	2,8504 **	-1,0237	1,7274
60	VR(q)	1,8887	1,4196	2,4521	0,4121	1,9988
	Z(q)	1,5587	0,7359	2,5470 *	-1,0311	1,7518
72	VR(q)	1,9557	1,2683	2,5364	0,3836	2,0174
	Z(q)	1,5269	0,4286	2,4548 *	-0,9849	1,6255

Tabell 9.5: Viser resultatene fra varians ratio testen ($VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}$), ($z(q) = \frac{VR(q)-1}{[VR(q)]^{1/2}} \sim N(0,1)$), for de fem aktuelle landene i perioden 1990 – 2009. Under hvert enkelt land er VR presentert først, med tilhørende Z-verdi i raden under, for hver horisont. * representerer 5 % signifikansnivå. ** representerer 1 % signifikansnivå.

Tabellen røper imidlertid at alle indeksene med unntak av Taiwan, viser til varians ratio verdier (ofte) godt over 1. Dette antyder mer mean aversion, eller positiv autokorrelasjon, fremfor mean reversion som regresjonene indikerte. Taiwan derimot, har for alle horisontene VR verdier under 1. Det er imidlertid få signifikante resultater som fremkommer av varians ratio testen. Malaysia kan vise til signifikant positiv autokorrelasjon over horisonter på 24 måneder, mens Filippinene viser det samme over horisonter på 36, 48, 60 og 72 måneder. Alle de signifikante resultatene er dermed motstridende med hva vi fant tidligere.

9.3 Analyse av ukedagseffekter i de asiatiske markedene

Når det kommer til ukedagseffekter, oppsummeres de empiriske resultatene fra rammeverket til Brooks & Persaud (2001) i tabellene 9.6, 9.7 og 9.8. Den førstnevnte viser resultatene fra modell 12, som estimerer gjennomsnittet for hver av de enkelte ukedagene. Hovedfunnene er som følger. Mens både Malaysia og Thailand utviser signifikante positive fredagseffekter, i tråd med den tradisjonelle weekend effekten, har Filippinene en signifikant positiv torsdagseffekt. Verken Indonesia eller Taiwan har noen signifikante ukedagseffekter å vise til, og utelates derfor fra de påfølgende tabellene.

	Indonesia	Malaysia	Filippinene	Taiwan	Thailand
Mandag	-0,0008 (-0,60)	-0,0006 (-0,84)	-0,0011 (-0,97)	-0,0004 (-0,37)	-0,0012 (-1,00)
Tirsdag	0,0013 (-0,93)	-0,0001 (-0,10)	-0,0005 (-0,45)	-0,0014 (-1,42)	-0,0010 (-0,87)
Onsdag	0,0003 (-0,21)	-0,0002 (-0,24)	0,0007 (-0,62)	0,0009 (-0,90)	0,0002 (-0,17)
Torsdag	0,0009 (-0,68)	0,0009 (-1,34)	0,0023 (-2,09) *	0,0003 (-0,30)	0,0001 (-0,08)
Fredag	0,0019 (-1,36)	0,0014 (-1,98) *	0,0001 (-0,11)	0,0007 (-0,66)	0,0024 (-2,08) *

Tabell 9.6: Viser resultatene fra modell 12 ($R_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \varepsilon_t$). Dataene for de aktuelle landene er hentet fra perioden februar 2005 – februar 2010. Under hvert enkelt land, til hver enkelt dag, er koeffisienten presentert først, med tilhørende t-verdi i parentes. * representerer 5 % signifikansnivå.

Effektene av å inkorporere de daglige dummyvariablene inn i den empiriske markedsmodellen gitt ved modell 13, er presentert i tabell 9.7. Det viser seg imidlertid at inkorporering av den konstante risikofaktoren er utilstrekkelig til å forklare dag-til-dag variasjonen i de gjennomsnittlige avkastningene. Alle de signifikante ukedagseffektene fra tabell 9.6 fortsetter å bestå etter inkorporeringen av risikofaktoren. Ukedagseffektene har faktisk blitt mer signifikante. Det er her interessant å merke seg at markedsbetaene til alle de tre landene, er vesentlig lavere enn 1, men signifikante i sine respektive regresjoner.

	Malaysia	Filippinene	Thailand
Mandag	-0,0005 (-0,75)	-0,0010 (-0,90)	-0,0010 (-0,93)
Tirsdag	-0,0002 (-0,31)	-0,0007 (-0,63)	-0,0013 (-1,22)
Onsdag	-0,0002 (-0,32)	0,0006 (-0,6)	0,0001 (-0,1)
Torsdag	0,0010 (-1,54)	0,0024 (-2,25) *	0,0002 (-0,21)
Fredag	0,0015 (-2,25) *	0,0002 (-0,21)	0,0026 (-2,47) *
MR	0,3158 (-13,3) **	0,3883 (-10,1) **	0,6438 (-16,8) **

Tabell 9.7: Viser resultatene fra modell 13 ($R_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \beta MR_t + \varepsilon_t$). Dataene for de aktuelle landene er hentet fra perioden februar 2005 – februar 2010. Under hvert enkelt land, til hver enkel variabel, er koeffisienten presentert først, med tilhørende t-verdi i parentes. * representerer 5 % signifikansnivå. ** representerer 1 % signifikansnivå.

Tabell 9.8 gir resultatene fra estimeringen av modell 14, som tillater at risikoen varierer over ukedagene. Som det fremkommer av tabellen, forblir ukedagseffektene signifikante, selv etter inkluderingen av de interaktive dummyvariablene. Dette innebærer at ulik risiko over de ukedagene, ikke er i stand til å forklare de observerte ukedagseffektene. I motsetning til de fallende t-verdiene som Brooks & Persaud fant, som indikerer at ukedagseffektene blir noe mindre synlige, blir fredagseffektene i henholdsvis Malaysia og Thailand enda mer signifikante når vi tillater for varierende risiko.

	Malaysia	Filippinene	Thailand
Mandag	-0,0005 (-0,75)	-0,0009 (-0,88)	-0,0009 (-0,89)
Tirsdag	-0,0002 (-0,24)	-0,0006 (-0,56)	-0,0013 (-1,21)
Onsdag	-0,0002 (-0,33)	0,0006 (-0,6)	0,0001 (-0,11)
Torsdag	0,0010 (-1,54)	0,0024 (-2,24) *	0,0002 (-0,16)
Fredag	0,0015 (-2,29) *	0,0003 (-0,27)	0,0027 (-2,52) *
β -Man	0,3189 (-7,41) **	0,4425 (-6,36) **	0,7835 (-11,31) **
β -Tirs	0,2062 (-3,86) **	0,2222 (-2,57) *	0,6060 (-7,04) **
β -Ons	0,3572 (-6,42) **	0,3898 (-4,33) **	0,5983 (-6,69) **
β -Tors	0,3173 (-5,73) **	0,3156 (-3,52) **	0,3760 (-4,22) **
β -Fre	0,4108 (-6,35) **	0,6056 (-5,79) **	0,8103 (-7,79) **

Tabell 9.8: Viser resultatene fra modell 14 ($R_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \sum_{i=1}^5 \beta_i (D_{it} MR_t) + \varepsilon_t$). Dataene for de aktuelle landene er hentet perioden februar 2005 – februar 2010. Under hvert enkelt land, til hver enkelt variabel, er koeffisienten presentert først, med tilhørende t-verdi i parentes. * representerer 5 % signifikansnivå. ** representerer 1 % signifikansnivå.

Det er også synlig at det gjennomsnittlige risikonivået varierer over de ulike ukedagene. For eksempel varierer betaen for Thailand fra en lav på 0,38 på torsdag, til en høy på 0,81 på fredag. Dette illustrerer at det ikke bare er en signifikant positiv fredageffekt i dette markedet, men også at Thailand i større grad beveger og tilpasser seg etter verdensmarkedet på denne dagen.

De rapporterte ukedageffektene skiller seg fra de resterende ukedagsavkastningene ved at de er signifikant forskjellige fra null, men det er også hensiktsmessig å se hvorvidt disse er

signifikant forskjellig fra gjennomsnittet de resterende dagene. Tabellen under viser resultatene fra modell 15, som tester nettopp dette.

	Malaysia (Fredag)	Filippinene (Torsdag)	Thailand (Fredag)
α	0,00003 (0,08)	-0,0002 (-0,35)	-0,0005 (-0,82)
β	0,0014 (1,74)	0,0025 (2,03) *	0,0029 (2,23) *

Tabell 9.9: Viser resultatene fra modell 15 ($R_t = \alpha + \beta_i D_{it} + \varepsilon_t$). β_i er en koeffisient som representerer meravkastningen til den aktuelle ukedagen, sammenliknet med gjennomsnittsavkastningen de øvrige dagene, representert ved konstanten α . Dataene for de tre aktuelle landene er hentet fra perioden februar 2005 – februar 2010. Under hvert enkelt land står det hvilken ukedag det er testet for. T-verdi er gjengitt i parentes. * representerer 5 % signifikansnivå.

Fra tabellen ser en at den gjennomsnittlige torsdags- og fredagsavkastningen i henholdsvis Filippinene og Thailand er signifikant høyere enn gjennomsnittet de øvrige ukedagene. Dette gjennomsnittet er representert ved de respektive skjæringspunktene, som for øvrig ikke er vesentlig forskjellige fra null. Fredagseffekten i Malaysia er derimot ikke signifikant forskjellig fra gjennomsnittet.

10. Avslutning og konklusjoner

Siktemålet med denne studien har vært å undersøke prisdannelsen og effektiviteten i fem fremvoksende østasiatiske aksjemarkeder. Mer konkret har vi sett nærmere på aksjemarkedet i henholdsvis Filippinene, Indonesia, Malaysia, Taiwan og Thailand, der vi særlig har forsøkt å avdekke såkalte anomalier. Vi har tatt utgangspunkt i tre velkjente anomalier fra forskningslitteraturen og har testet de ulike markedene for eventuell kortsiktig autokorrelasjon, herunder også lead-lag effekter på tvers av landene, langsiktig mean reversion og ukedagseffekter. Med bakgrunn i tidligere undersøkelser (for eksempel Worthington & Higgs (2005) og Brooks & Persaud (2001)), og de nevnte karakteristikene tilhørende fremvoksende markeder (se Ajayi et al, 2004), er dette gjort ut i fra en underliggende hypotese om at prisendringene i majoriteten av de utvalgte indeksene, ikke følger en random walk. I stedet har vi forventet å finne en viss systematikk og forutsigbarhet i avkastningene. Vi forventet imidlertid et relativt svakere mønster i Taiwan, da landet er nær ved å bli klassifisert som et utviklet land. Videre antok vi at utviklingen i Taiwan i stor grad påvirket avkastningene i de andre fremvoksende markedene.

For å undersøke denne hypotesen, har vi benyttet oss av et knippe økonometriske tester, herunder den ikke-parametriske runs testen og en AR(3) – modell for å avdekke kortsiktig autokorrelasjon. Regresjoner er også benyttet for å avdekke lead-lag effekter på tvers av de ulike landene. Regresjonsmetoden til Fama & French (1988) og varians ratio testen etter Lo & MacKinlay (1988), har vært utgangspunktet for å avsløre eventuell mean reversion over lange horisonter. For avdekke eventuelle ukedagseffekter i de nevnte indekser, har vi basert oss på rammeverket til Brooks & Persaud (2001). Dette består av tre regresjonsmodeller som gradvis inkorporerer en konstant og varierende risikofaktor. Resultatene fra disse testene går langt i bekrefte vår hypotese, nemlig at aksjemarkedene i de fremvoksende landene i Øst-Asia, ikke følger en random walk. Runs testen rapporterer positiv og signifikant førsteordens autokorrelasjon i alle markedene, med unntak av Taiwan som ikke har noen signifikante resultater å vise til. Dette bekreftes i stor grad av AR – modellen, som også rapporterer positiv og signifikant førsteordens autokorrelasjon i indeksene for Filippinene, Indonesia og Malaysia. Gårsdagens prisendring påvirker altså dagens avkastning, stikk i strid med hypotesen om random walk. AR – modellen viser også til signifikant positive autokorrelasjoner for Taiwan og Thailand, men her er det imidlertid avkastningen to dager før som påvirker dagens prisendring, såkalt andreordens autokorrelasjon.

Inkonsistent med våre antakelser var i midlertidig lead-lag effektene som ble avdekket. Riktignok påvirkes de fremvoksende landene i stor grad av hverandre, dvs. at mange signifikante lead-lag effekter eksisterer på tvers av landene, men her er det ikke Taiwan som leder an. Noe uventet er det i stedet Indonesia og Thailand som i størst grad påvirker avkastningen i de andre landene i regionen. Alle landene med unntak av Thailand, påvirkes av minst to laggede avkastninger. Både Indonesia og Thailand påvirker alle de andre landene, med unntak av Malaysia som ikke påvirkes av sistnevnte. Thailand er forøvrig det eneste landet hvor avkastningen ikke påvirkes av avkastningen dagen før, verken av seg selv eller av noen av de andre landene.

Modellens forklaringskraft, representert ved R^2 , er imidlertid relativt lav både for AR – modellen og lead-lag regresjonene. Dette innebærer at kun få prosent av fremtidig avkastning potensielt kunne blitt predikert på bakgrunn av de nevnte modeller. Dermed vil resultatene egne seg mindre bra som prognose på fremtidig avkastning.

Når det kommer til mean reversion over lange horisonter, er de ulike testene imidlertid ikke like konsistente med hverandre. Mens regresjonstesten dokumenterer betydelig mean reversion i avkastningene for alle indeksene, har varians ratio testen til støtte for random walk hypotesen, få signifikante resultater å vise til. Dersom vi ser på førstnevnte metode, viser det seg at avkastningen over en horisont k , i svært mange tilfeller påvirkes av avkastningen over forutgående periode av samme lengde. I alle tilfellene er det nesten utelukkende snakk om negativ seriekorrelasjon, altså at avkastningen tenderer til å vende tilbake til et gjennomsnitt. Mens alle indeksene viser til mean reversion over horisonter på 4 og 5 år, utviser indeksene for Malaysia og Taiwan mean reversion over alle horisontene, dvs. horisonter fra 1 – 5 år. Videre øker modellens forklaringskraft, representert ved R^2 , drastisk når horisonten økes til henholdsvis 4 og 5 år. Ser en bort fra Indonesia, kan ca 50 – 70 % av avkastninger over 5 års horisonter potensielt predikeres fra tidligere avkastninger.

Dette funnet utfordres imidlertid av de få signifikante resultatene som varians ratio testen faktisk rapporterer, hvor Malaysia kan vise til positiv autokorrelasjon over horisonter på 24 måneder, mens Filippinene viser det samme over horisonter på 36, 48, 60 og 72 måneder.

Når det kommer til ulike ukedagseffekter, finner vi i tråd med den tradisjonelle weekend effekten, signifikante positive fredagseffekter i både Malaysia og Thailand. I tillegg utviser Filippinene en signifikant positiv torsdagseffekt. Torsdags- og fredagsavkastningen i henholdsvis Filippinene og Thailand, er i tillegg til å være signifikant forskjellig fra null, også signifikant høyere enn gjennomsnittet for de øvrige dagene. Videre finner vi at inkorporering av markedsrisiko, som fanges opp av avkastningen på verdensindeksen, er utilstrekkelig til å forklare dag-til-dag variasjonen i de gjennomsnittlige avkastningene. Når markedsrisikoen antas å være konstant, forblir ukedagseffektene signifikante. Det samme gjelder når vi tillater at risikoen varierer over ukedagene. Faktisk blir ukedagseffektene mer signifikante når vi gradvis tar hensyn til risiko.

Som vi nevnte innledningsvis, er disse funnene interessante ved at de strider mot random walk hypotesen og potensielt utfordrer hypotesen om effisiente markeder. Fraværet av en random walk har viktige implikasjoner for både investorer og handelsstrategier, kapitalprisindekser og markedenes effisiens. Systematikk i aksjekursene gir kunnskapsrike investorer potensielt muligheten til å tjene ekstraordinære profitter ved å utnytte informasjonen i tidligere observerte avkastninger. Dersom vi for eksempel tar utgangspunkt i den avslørte fredagseffekten i Thailand, kunne en enkel handelsstrategi være å kjøpe den representative indeksen hver tirsdag, da gjennomsnittsavkastningen er lavest (vel og merke ikke signifikant), for deretter å selge disse investeringene på fredag. For å tjene på dette, kreves det imidlertid at funnene også er økonomisk signifikante, dvs. at de observerte anomaliene må være tilstrekkelige til å dekke transaksjonskostnadene forbundet med å utnytte slike observasjoner. I denne studien har vi riktignok ikke forsøkt å utnytte en slik handlingsregel, men ser nødvendigheten ved å teste en slik mot en alternativ kjøp og hold strategi, for å kunne gi markedseffisiens hypotesen et skudd for baugen. Vi ønsker dermed ikke å konkludere med noe fast om hva angår markedenes effisiens, selv om funnene våre går langt i å indikere ineffisiente markeder. Likevel er det viktig å understreke at våre funn fortsatt er av verdi. For det første fremkommer det at random walk hypotesen ikke holder for verken daglige eller månedlige prisendringer, en forutsetning som flere kapitalprisindekser bygger på. For det andre vil investorer kunne øke den forventede avkastningen av sin investering ved å utsette eller fremskynde sine kjøp og salg av aksjer, som uansett ville bli gjort, til det mest fordelaktige tidspunktet i forhold til de påviste anomaliene.

Vi har dermed i stor grad fått bekreftet vår hypotese. Alle de undersøkte markedene inneholder minst to av de anomaliene vi har testet for, der de fraværende ukedagseffektene i Indonesia og Taiwan sørger for at bildet ikke blir totalt mørkelagt. De fremvoksende sørøst asiatiske markedene følger dermed ingen random walk, da avkastningene utviser positiv seriekorrelasjon over korte horisonter og negativ korrelasjon over lengre horisonter. I tillegg har vi sett at Taiwan byr på færre signifikante resultater sammenliknet med de andre fremvoksende markedene, selv om også dette markedet utviste betydelig mean reversion over lange horisonter. Dette kan riktignok være tilfeldig, men kan også være et resultat av at dette markedet fungerer mer effektivt enn de andre. Dette spørsmålet overlates imidlertid til MSCI Barra, som har tatt Taiwan opp til vurdering med tanke på en potensiell reklassifisering til et utviklet marked.

Mens andre studier hevder å ha funnet bevis for ineffisiens, enten det være seg liknende funn og/eller økonomisk signifikans, har vi her avstått fra å konkludere noe om markedenes effisiens. Vi husker at random walk er en tilstrekkelig, men ikke nødvendig, betingelse for markedseffisiens. På bakgrunn av de påviste anomaliene, nøyer vi oss dermed med å kun indikere ineffisiente markeder. Men selv om flere tilsynelatende avvik fra markedseffisiens er veldokumenterte, vil mange finansøkonomer uansett si seg enig med Jensen (1978) i at ”det er ingen andre ideer innenfor økonomi som har mer solid empirisk støtte enn markedseffisiens hypotesen”.

Referanseliste

- Ajayi, R. A., Mehdian, S., Perry, M. J. (2004). *The Day of the Week Effect in Stock Returns: Further Evidence From Eastern European Emerging Markets*. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(4), 53-62.
- Apolinario, R. M. C., Santana, O. M. S., Sales, L. J., Caro, A. R (2006). *Day of the Week Effect on European Stock Markets*. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 2.
- Ball, R. (2009). *The Global Financial Crisis and the Efficient Market Hypothesis: What Have We Learned?* Kommer i *Journal of Applied Corporate Finance*.
- Basher, S. A., Sadorsky, P. (2006). *Day of the Week Effects in Emerging Stock Markets*. *Applied Economic Letters*, 13, 621-628.
- Berneburg, M. (2004). *Are European Equity Style Indexes Mean Reverting? Testing the Validity of the Efficient Market Hypothesis*. IWH – Discussion Paper 193.
- Brooks, C. (2002). *Introductory econometrics for finance*. 1. ed. Cambridge University Press, Cambridge.
- Brooks, C., Persaud, G. (2001). *Seasonality in Southeast Asian Stock Markets: Some New Evidence of Day of the Week Effects*. *Applied Economic Letters*, 8, 155-158.
- Brusa, J., Liu, P., Schulman, C. (2000). *The Weekend Effect, 'Reverse' Weekend Effect, and Firm Size*. *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(5) & (6).
- Brusa, J., Liu, P., Schulman, C. (2003). *The "Reverse" Weekend Effect: The U.S. Market Versus International Markets*. *International Review of Financial Analysis*, 12, 267-286.
- Cassidy, J. (2010). *Rational Irrationality: Interview with Eugene Fama*. *The New Yorker*, 13. januar.
- Chan, K. C., Gup, B. E., Pan, M-S. (1997). *International Stock Market Efficiency and Integration: A Study of Eighteen Nations*. *Journal of Business & Accounting*, 24(6).
- Chan, S. H., Leung, W-K., Wang K. (2004). *The Impact of Institutional Investors on the Monday Seasonal*. *Journal of Business*, 77(4).
- Chang, E. C., Pinegar, J. M., Ravichandran, R. (1993). *International Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect*. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(4), 497-513.
- Chen, H., Singal, V. (2003). *Role of Speculative Short Sales in Price Formation: The Case of the Weekend Effect*. *The Journal of Finance*, 58(2), 685-705.
- Choudhry, T. (2000). *Day of the Week Effect in Emerging Asian Stock Markets; Evidence From the GARCH Model*. *Applied Financial Economics*, 10(3), 235-242.
- Connolly, R. A. (1989). *An Examination of the Robustness of the Weekend Effect*. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 133-169.
- Cross, F. (1973). *The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays*. *Financial Analysts Journal*, 29(6), 67-69.
- Damodaran, A. (1989). *The Weekend Effect in Information Releases: A Study of Earnings and Dividend Announcements*. *The Review of Financial Studies*, 2(4), 607-623.
- Fama, E. F. (1965). *Random Walks in Stock Market Prices*. *Financial Analysts Journal*, 55-59.
- Fama, E. F. (1965). *The Behavior of Stock-Market Prices*. *The Journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Fama, E. F. (1970). *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (1998). *Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance*. *Journal of Financial Economics*, 49, 283-306.

- Fama, E. F., French, K. R. (1986). *Common Factors in the Serial Correlation of Stock Returns*. Graduate School of Business, University of Chicago. Paper.
- Fama, E. F., French, K. R. (1988). *Permanent and Temporary Components of Stock Prices*. *The Journal of Political Economy*, 96(2), 246-273.
- French, K. R. (1980). *Stock Returns and the Weekend Effect*. *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
- French, K. R., Roll, R. (1986). *Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders*. *Journal of Financial Economics* 17, 5-26.
- Grossman, S. J., Stiglitz, J. E. (1980). *On the Impossibility of Informationally Efficient Markets*. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Gu, A. Y., Finnerty, J. (2002). *The Evolution of Market Efficiency: 103 Years of Daily Data of the Dow*. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 18, 219-237.
- Hoque, H. A. A. B., Kim, J. H., Pyun, C. S. (2007). *A Comparison of Variance Ratio Tests of Random Walk: A Case of Asian Emerging Stock Markets*. *International Review of Economics and Finance*, 16, 488-502.
- Jaffe, J., Westerfield, R. (1985). *The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence*. *The Journal of Finance*, 40(2), 433-454.
- Jegadeesh, N. (1990). *Evidence of Predictable Behavior of Security Returns*. *The Journal of Finance*, 45(3), 881-898.
- Jorion, P. (2003). *The Long-Term Risks of Global Stock Markets*. *Financial Management*, 32(4), 5-26.
- Kamara, A. (1997). *New Evidence of the Monday Seasonal in Stock Returns*. *The Journal of Business*, 70(1), 63-84.
- Kawakatsu, H., Morey, M. R. (1999). *An Empirical Examination of Financial Liberalization and the Efficiency of Emerging Market Stock Prices*. *The Journal of Financial Research*. 12(4), 385-411.
- Keim, D. B., Stambauch, R. F. (1984). *A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns*. *The Journal of Finance*, 39(3), 819-835.
- Kendall, M. G. (1953). *The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices*. *The Journal of the Royal Statistical Society*. 166(1), 11-34.
- Kim, E. H., Singal, V (2000). *Stock Market Openings: Experience of Emerging Economies*. *Journal of Business*, 73(1).
- Kohers, G., Kohers, N., Pandey, V., Kohers, T. (2004). *The Disappearing Day-of-the-Week Effect in the World's Largest Equity Markets*. *Applied Economic Letters*, 11, 167-171.
- Lakonishok, J., Maberly, E. (1990). *The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors*. *The Journal of Finance*, 45(1), 231-243.
- Lo, A. W. (2007). *Efficient Markets Hypothesis*. New York: Palgrave MacMillan.
- Lo, A. W., MacKinlay, A. C. (1988). *Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test*. *Review of Financial Studies* 1, 41-66.
- Maberly, E. D. (1995). *Eureka! Eureka! Discovery of the Monday Effect Belongs to the Ancient Scribes*. *Financial Analysts Journal*, 51(5), 10-11.
- Malkiel, B. G. (2003). *The Efficient Market Hypothesis and its Critics*. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 59-82.
- Malkiel, B. G. (2005). *Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later*. *The Financial Review*, 40, 1-9.
- Malliaropoulos, D., Priestley, R. (1999). *Mean Reversion in Southeast Asian Stock Markets*. *Journal of Empirical Finance*, 6, 355-384.
- Mehdian, S., Perry, M. J. (2001). *The Reversal of the Monday Effect: New Evidence From US Equity Markets*. *Journal of Business Finance & Accounting*, 28(7) & (8).

- Morck, R., Yeung, B., Yu, W. (2000). *The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?* Journal of Financial Economics, 58, 215-260.
- Narayan, P. K., Smyth, R. (2007). *Mean Reversion Versus Random Walk in G7 Stock Prices Evidence From Multiple Trend Break Unit Root Tests*. International Financial Markets, Institutions & Money. 17, 152-166.
- Nocera, J. (2009). *Poking Holes in a Theory on Markets*. The New York Times, 5. juni.
- Pettengill, G. N. (2003). *A Survey of the Monday Effect Literature*. Quarterly Journal of Business and Economics.
- Poterba, J. M., Summer, L. H. (1988). *Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications*. Journal of Financial Economics 22, 27-59.
- Rogalski, R. J., (1984). *New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note*. The Journal of Finance, 39, 1603-1614.
- Samuelson, P. A. (1965). *Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly*. Industrial Management Review, 6:2.
- Schwert, G. W. (2002). *Anomalies and Market Efficiency*. National Bureau of Economic Research.
- Sullivan, R., Timmermann, A., White, H. (2001). *Danger of Data Mining: The Case of Calendar Effects in Stock Returns*. Journal of Econometrics, 105, 249-286.
- Thaler, R. (1987). *Anomalies: Seasonal Movements in Security Prices II: Weekend, Holiday, Turn of the Month, and Intraday Effects*. The Journal of Economic Perspectives, 1(2), 169-177.
- Sias, R. W., Starks, L. T. (1995). *The Day-of-the-Week Anomaly: The Role of Institutional Investors*. Financial Analysts Journal, 51(3), 58-67.
- Smirlock, M., Starks, L. (1986). *Day-of-the-Week and Intraday Effects in Stock Returns*. Journal of Financial Economics, 17, 197-210.
- Worthington, A. C., Higgs, H. (2005). *Weak-Form Market Efficiency in Asian Emerging and Developed Equity Markets: Comparative Tests of Random Walk Behaviour*. Faculty of Commerce, University of Wollongong. Paper.

Internettressurs benyttet:

Morgan Stanley Capital International, 2010. Tilgjengelig på <http://www.mscombar.com> (Besøkt 13. mars 2010).