

Norges miljø- og biovitenskapelige universitet  
Handelshøyskolen

Masteroppgave 2015

## Er det kinesiske aksjemarkedet effisient?

- En empirisk analyse, 1995-2015

## Is the Chinese Stock Market Efficient?

- An Empirical Study, 1995-2015

Jenny Doseth Opstad og Åshild Lund

## Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på vår utdanning ved Handelshøyskolen, Norges miljø- og biovitenskapelige universitet.

Arbeidet har til tider vært utfordrende, men også svært lærerikt. Vi vil benytte anledningen til å takke de som har bistått oss faglig under prosessen.

Vi ønsker å takke vår veileder, professor Ole Gjølberg, for gode tilbakemeldinger, råd og innspill underveis. Vi retter også en takk til Dengjun Zhang i Capia AS for assistanse i bruk av programvare og hjelp med Kinarelaterte spørsmål.

Ås, 15. mai 2015

---

Jenny Doseth Opstad

---

Åshild Lund

## Sammendrag

Denne masteroppgaven tester for effisiens på svak form i det kinesiske aksjemarkedet. Formålet er å undersøke om man kan oppnå profitable handelsstrategier ved å analysere historiske avkastninger. Problemstillingen er dagsaktuell da myndighetene i Beijing arbeider med å knytte de kinesiske markedene på fastlandet tettere sammen med verdensmarkedet. Vi studerer det kinesiske aksjemarkedet representert ved Shanghai Composite Index(SSEC), Shenzhen Composite Index(SZSC) og Hang Seng Index(HSI) i perioden 1995-2015. I analysen av de ulike aksjeklassene har vi kun tatt utgangspunkt i de aksjeklassene som er listet på de kinesiske børsene. Amerikanske S&P 500 blir brukt som benchmark.

For å belyse problemstillingen undersøker vi om det finnes seriekorrelasjon og kalenderanomalier i de kinesiske aksjemarkedene, samt lead-lag forhold og volatilitetsoverføringer mellom de ulike markedene. Våre funn indikerer at de kinesiske indeksene i økende grad blir påvirket av aksjemarkedet i USA. Vi finner signifikante gjensidige volatilitetsoverføringer og lead-lag forhold mellom S&P 500 og HSI, samt S&P 500 og SSEC. SZSC er tilsynelatende mindre sårbar for svingninger i de andre markedene, men lar seg i stor grad predikere av tidligere avkastning og volatilitet i eget marked. Analysene avdekker ulik grad av seriekorrelasjon for de forskjellige indeksene. Kalenderanomaliene er sterkest for fastlandsbørsene, SSEC og SZSC, hvor vi finner signifikante ukedagseffekter og høytidseffekter. Vi finner også at en handelsstrategi basert på tall som er ansett som lykkebringende i kinesisk kultur gir signifikant meravkastning for HSI.

På bakgrunn av resultatene fra analysen forkaster vi hypotesen om at det kinesiske aksjemarkedet er effisient på svak form. A- og H-indeksen er tilsynelatende mer effisient enn de tre andre aksjeklassene.

## Abstract

This thesis tests for weak form efficiency in the Chinese stock market. The purpose is to examine whether one can achieve profitable trading strategies by analyzing historical returns. The issue is topical, as the authorities in Beijing are working on linking the Chinese mainland markets more closely with the world markets. We study the Chinese stock market represented by the Shanghai Composite Index (SSEC), Shenzhen Composite Index (SZSC) and Hang Seng Index (HSI) from January 1995 to January 2015. In the analysis of the different share classes, we have only included the share classes listed on the Chinese stock exchanges. US S&P 500 is used as a benchmark.

To highlight the issue, we examine whether there is serial correlation and calendar anomalies in the Chinese stock markets, as well as lead-lag relationships and volatility transmission between different indices. The US equity market increasingly influences the Chinese indices. We find significant volatility transmission and lead-lag relationship between S&P 500 and HSI, and S&P 500 and SSEC. SZSC is apparently less vulnerable to fluctuations in the other markets, but can be predicted by its own past return and volatility. The analysis reveals varying degrees of serial correlation for the different indices. The calendar anomalies are strongest for the stock exchanges in Mainland China, where we find significant day-of-the-week effects and holiday effects. We also find that a trade strategy based on numbers that are considered auspicious in Chinese culture provides statistically significant excess return for HSI.

Based on the results of the analysis we reject the hypothesis that the Chinese stock market is weak form efficient. A-shares and H-shares are seemingly more efficient than the other three share classes.

## Innholdsfortegnelse

Forord .....	I
Sammendrag .....	II
Abstract .....	III
Figurliste .....	VI
Tabelliste .....	VII
<b>1 Innledning .....</b>	<b>1</b>
1.1 Problemstilling .....	2
<b>2 Datagrunnlag .....</b>	<b>4</b>
<b>3 Det kinesiske aksjemarkedet .....</b>	<b>6</b>
3.1 Ulike aksjeklasser i Kina .....	9
3.2 En kort gjennomgang av utviklingen i det kinesiske aksjemarkedet, 1991-2015 .....	10
3.3 Særtrekk ved kinesiske investorer .....	13
3.3.1 Betydningen av tall i Kina .....	15
3.4 Deskriptiv Statistikk .....	16
3.4.1 Indekser for aksjeklasser .....	18
<b>4 Markedseffisienshypotesen .....</b>	<b>21</b>
4.1 Kalenderanomalier .....	24
<b>5 Tidligere studier av effisiens i det kinesiske aksjemarkedet .....</b>	<b>27</b>
5.1 Tidligere studier av effisiens i de kinesiske aksjemarkedene .....	27
5.2 Tidligere studier om forholdet mellom aksjemarkedet i USA og det kinesiske aksjemarkedet .....	32
5.3 Tidligere studier av kalenderanomalier i det kinesiske aksjemarkedet .....	35
5.4 Tidligere studier om hvordan folklore påvirker markeder .....	37
<b>6 Metodiske tilnæringer ved testing for svak form effisiens .....</b>	<b>39</b>
6.1 Test av seriekorrelasjon .....	39
6.1.1 Ljung-Box test .....	39
6.1.2 Runs test .....	40
6.1.3 Autoregressiv modell $AR(n)$ .....	41
6.2 Lead-lag på tvers av indekser .....	41
6.3 Lead-lag: Hvordan store avkastninger for S&P 500 påvirker de kinesiske indeksene .....	42
6.4 Lead-lag: Hvordan store avkastninger for kinesiske indekser påvirker S&P 500 .....	42
6.5 Test av volatilitetsoverføring mellom markeder .....	43
6.6 Test av kalendereffekter .....	46
6.6.1 Ukedagseffekter .....	46
6.6.2 Månedseffekter .....	48
6.6.3 Datoeffekter .....	48
6.6.4 Høytidseffekter .....	49
6.7 Test av varianshomogenitet .....	50
<b>7 Analyse og statistiske resultater .....</b>	<b>52</b>
7.1 Ljung-Box test .....	52
7.2 Runs test .....	53
7.3 Autoregressive modeller .....	55

7.4	Lead-lag effekter på tvers av indeksene.....	57
7.5	Lead-lag: Hvordan store avkastninger for S&P 500 påvirker de kinesiske indeksene.....	60
7.6	Lead-lag: Hvordan store avkastninger for de kinesiske indeksene har påvirket S&P 500 61	
7.7	Volatilitetsoverføring mellom indeksene .....	62
7.8	Ukedagseffekter .....	64
7.9	Månedseffekter.....	71
7.10	Datoeffekter .....	73
7.11	Høytidseffekter .....	75
7.12	Effekten av Yin og Yang.....	78
<b>8</b>	<b>Diskusjon, konklusjon og videre forskning .....</b>	<b>80</b>
8.1	Avsluttende konklusjon.....	85
	<b>Litteraturliste .....</b>	<b>87</b>
	<b>Vedlegg .....</b>	<b>i</b>
	Vedlegg 1: Lead-lag på tvers av børsindeksene for delperiodene basert på daglige avkastninger. Koeffisienter er oppgitt med tilhørende t-verdi og R2.....	i
	Vedlegg 2: Gjennomsnittlig avkastning per måned (alle) og gjennomsnittlig meravkastning per måned i henhold til gregoriansk kalender, samt tilhørende t-verdi. Fordelt etter de tre kinesiske børsindeksene og fire underperioder.....	ii
	Vedlegg 3: Gjennomsnittlig avkastning per lunarmåned (alle) og gjennomsnittlig meravkastning per lunarmåned, samt tilhørende t-verdier. Fordelt etter de tre kinesiske børsindeksene og fire underperioder.....	iii

## Figurliste

Figur 1: Markedsverdi (millioner USD) for et utvalg av de største børsene i USA og Asia.(WFE, 2015b) .....	6
Figur 2: Fordeling av aksjeklassene på de tre børsene i Kina (millioner USD) (Mornigstar, 2013).....	10
Figur 3: Kursutvikling for børsindeks (1995-2015).....	17
Figur 4: Kursutvikling for aksjeklasseindeks (2004-2015).....	19
Figur 5: Gjennomsnittlig daglig avkastning fordelt etter ukedag (1995-2015).....	66
Figur 6: Overnight return fordelt etter ukedag (2010-2015).....	69
Figur 7: Daytime return fordelt etter ukedag (2010-2015) .....	69
Figur 8: Gjennomsnittlig daglig avkastning fordelt etter datoer i lunarsolarkalenderen (1995-2015).....	75

## Tabelliste

Tabell 1: Beskrivelse av de ulike aksjeklassene denne studien omfatter.....	5
Tabell 2: Total børsverdi og antall noterte selskaper for de kinesiske børsene.....	7
Tabell 3: Korrelasjon mellom de fire børsindeksene. Månedlige avkastninger (1995-2015).....	17
Tabell 4: Deskriptiv statistikk for de kinesiske børsindeksene og S&P 500. Månedlige avkastninger (1995-2015).....	18
Tabell 5: Korrelasjonsmatrise for aksjeklasseindekser. Månedlige avkastninger (2004-2015).....	19
Tabell 6: Deskriptiv statistikk for aksjeklasseindekser. Månedlige observasjoner (2004-2015).....	20
Tabell 7: Åpningstider for de ulike børsene.....	43
Tabell 8: Høytider som fører til stengt børs, samt datoen høytiden starter.....	50
Tabell 9: Seriekorrelasjonskoeffisienter og resultat av Ljung-Box test for seriekorrelasjon. Børsindekser (1995-2015) og aksjeklasseindekser (2010-2015). Daglige observasjoner.....	52
Tabell 10: Resultater fra Runs test for børsindeksene. Daglige og månedlige observasjoner (1995-2015).....	53
Tabell 11: Resultater fra Runs test i delperiodene for børsindeksene. Daglige observasjoner (1995-2015).....	54
Tabell 12: Resultater fra Runs test for aksjeklasseindekser basert på daglige (2010-2015) og månedlige (2004-2015) avkastninger.....	54
Tabell 13: Resultater fra AR(5) for børsindekser (1995-2015) og aksjeklasseindekser (2010-2015) Daglige observasjoner. Koeffisienter med tilhørende t-verdi og standardfeil.....	55
Tabell 14: Resultater fra AR(5) for delperiodene til børsindeksene (1995-2015). Koeffisienter med tilhørende t-verdi og standardfeil. Daglige avkastninger.....	56
Tabell 15: Resultater fra AR (3) for børsindekser (1995-2015) og aksjeklasseindekser (2004-2015) Månedlige observasjoner. Koeffisienter med tilhørende t-verdi og standardfeil.....	57
Tabell 16: Resultatene fra lead-lag modellene på tvers av børsindeksene. Daglige og ukentlige avkastninger (1995-2015). Kolonnen til venstre viser de avhengige variablene, tilsvarende viser radene de uavhengige laggede variablene. Koeffisienter er oppgitt med tilhørende t-verdi.....	58
Tabell 17: Resultater fra lead-lag modellen på tvers av aksjeklasseindekser. Daglige og månedlige (2010-2015) avkastninger. Kolonnen til venstre viser de avhengige variablene, tilsvarende viser radene de uavhengige laggede variablene. Koeffisientene er oppgitt med tilhørende t-verdi.....	59
Tabell 18: Gjennomsnittlig meravkastning med tilhørende t-verdi som viser hvordan de tre indeksene responderer på store endringer i S&P 500.....	60
Tabell 19: Gjennomsnittlig meravkastning og tilhørende t-verdi som viser hvordan S&P 500 reagerer på store endringer i de tre børsindeksene.....	61
Tabell 20: Resultatet av ECCG-GARCH. Volatilitetseffekter mellom de kinesiske indeksene og S&P 500, samt tilhørende robuste standardfeil og t-verdi. (1995-2015).....	62
Tabell 22: Volatilitetsoverføring og betinget korrelasjon mellom de kinesiske indeksene og S&P 500, samt tilhørende robuste standardfeil og t-verdi. Fordelt etter fire underperioder.....	63



Tabell 23: Volatilitetsoverføring og betinget korrelasjon mellom de kinesiske indeksene, samt tilhørende robuste standardfeil og t-verdi. Fordelt etter fire underperioder.....	64
Tabell 24: Gjennomsnittlig avkastning, standardavvik, observasjoner og t-verdi fordelt etter ukedag (1995-2015) .....	64
Tabell 25: Bartletts test og Levenes test for ukedagsvariasjoner (1995-2015) .....	65
Tabell 26: Skjevhet, kurtose og Jarque Bera-verdier fordelt etter ukedag (1995-2015) .....	65
Tabell 27: Gjennomsnittlig avkastning, gjennomsnittlig meravkastning, standardavvik og t-verdi fordelt etter ukedag (1995-2015).....	67
Tabell 28: Gjennomsnittlig avkastning (alle dager) og gjennomsnittlig meravkastning per ukedag, med tilhørende t-verdier. Fordelt etter de tre kinesiske børsindeksene og fire delperioder.....	68
Tabell 29: Gjennomsnittsavkastning, standardavvik, antall observasjoner og t-verdi fordelt etter måneder (1995-2015) .....	71
Tabell 30: Bartletts test av månedsvariasjoner i henhold til gregoriansk kalender (1995-2015).....	72
Tabell 31: Gjennomsnittsavkastning, standardavvik, antall observasjoner og t-verdi fordelt etter lunarmånedene (1995-2015) .....	72
Tabell 32: Bartletts test av månedsvariasjoner i henhold til lunarsolarkalenderen (1995-2015).....	73
Tabell 33: Gjennomsnittlig avkastning og meravkastning for datoer som slutter på (u)lykkebringende tall, samt tilhørende t-verdi (1995-2015). .....	74
Tabell 34: Gjennomsnittlig avkastning for handelsdager som ikke faller før eller etter en høytid (ordinær), gjennomsnittlig meravkastning dagen før og etter høytid, samt tilhørende t-verdier (1995-2015).....	75
Tabell 35: Daglig avkastning for handelsdager som ikke faller like før eller like etter en høytid (ordinær), daglig meravkastning i periodene før og etter en høytid, samt tilhørende t-verdier (1995-2015) .....	76
Tabell 36: Daglige gjennomsnittsavkastninger dagen før og etter ulike høytider (1995-2015), med tilhørende t-verdi.....	77
Tabell 37: Daglige gjennomsnittsavkastninger i perioden før og etter høytider (1995-2015), med tilhørende t-verdi.....	78
Tabell 38: Årlig gjennomsnittsavkastning og standardavvik for Yin- og Yang-år.....	78

# 1 Innledning

Helt siden Eugene Fama presenterte teorien om effisiente markeder på 1960-tallet har analytikere, forskere og investorer funnet det interessant å undersøke hvorvidt aksjepriser i ulike markeder følger en «random walk». Teorien om tilfeldig aksjeprisutvikling danner grunnlag for markedseffisienshypotesen. Den impliserer at det ikke er mulig å oppnå risikojustert meravkastning ved bruk av investeringsstrategier basert på historisk informasjon.

Det har tidligere blitt argumentert at det kinesiske markedet ikke har vært effisient på grunn av faktorer som markedssegmentering, stor statlig kontroll og svak eierstyring av de børsnoterte selskapene (Ma, 2004). I 2001 uttrykte økonomen, Wu Jinglian, at det kinesiske aksjemarkedet var verre enn et kasino, da kasinoer i det minste hadde regler. Han mente det kinesiske aksjemarkedet var manipulert av spekulanter og misledet av myndighetenes «usynlige hånd» som på urettferdig vis støttet statseide selskaper (Carpenter, Lu, & Whitelaw, 2014). Akademisk litteratur har i stor grad understøttet Jinglians påstand om imperfekte kinesiske aksjemarkeder preget av korrupsjon og innsidehandel. Flere nyere studier har imidlertid påvist at de kinesiske aksjemarkedene beveger seg mot effisiens (Chung 2006; Balsara, Chen og Zheng 2007). I en studie fra 2014 hevdes det at det at: «China's stock market has become as effective as the US stock market at aggregating and impounding information about future profits into prices, and exhibits a cross-sectional return pattern surprisingly similar to those in developed markets, despite its segmented nature.» (Carpenter et al., 2014).

Kina er verdens største investor og den desidert største bidragsyteren til global økonomisk vekst (Carpenter et al., 2014). Siden etableringen av Shanghaibørsen og Shenzhenbørsen tidlig på 90-tallet, har aksjemarkedene i Kina vokst kraftig. De to børsene på fastlandet har lenge blitt ansett som isolert fra verdensmarkedet på grunn av streng statlig kontroll, som blant annet har innebåret ekskludering av utenlandske investorer og høye statlige eierandeler i børsnoterte selskaper. Segmenteringen av ulike aksjeklasser og det høye antallet private investorer er også særtrekk ved de kinesiske aksjemarkedene.

Finansmarkedene spiller en viktig rolle for effektiv allokering av ressurser, og dermed økonomisk vekst (Greenwood & Smith, 1997). The World Bank anslår at 500 millioner kinesere har blitt løftet ut av fattigdom siden de økonomiske reformene startet i 1978, hvilket er en prestasjon uten sidestykke i verdenshistorien. Myndighetene i Kina har til dels lyktes i å regulere finansmarkedene slik at de bidrar til sosial og økonomisk utvikling, men korrupsjonsskandaler og mangel på transparens har også preget markedet. Den politiske ledelsen har lagt opp retningslinjer for nye reformer, som inkluderer å avhende statlige selskaper og eiendeler for å legge til rette for en betydelig større privat sektor. Dette vil trolig øke tilliten fra både lokale og internasjonale investorer, samt styrke de finans- og pengepolitiske stimulanser. Man ser også at myndighetene i Beijing åpner for at utenlandske investorer skal få større tilgang til børs-handelen på fastlandet. Det seneste tilskuddet var Shanghai – Hong Kong Stock Connect som gjør det mulig for utenlandske investorer å handle aksjer listet i Shanghai gjennom børsen i Hongkong. Det er også ventet at et tilsvarende program vil bli lansert for børsen i Shenzhen.

Suksess i utviklingen av stabile finansmarkeder er grunnleggende avhengig av antagelsen om et effisient aksjemarked (Boyd & Smith, 1999). Det kinesiske aksjemarkedet blir stadig større og mer liberalisert. Det er derfor nærliggende å undersøke hvorvidt det finnes profitable handelsstrategier på de kinesiske børsene. Dersom det over tid er mulig å forutse kursendringer, vil det være et brudd på hypotesen om markedseffisiens.

## **1.1 Problemstilling**

I denne oppgaven undersøkes det hvorvidt aksjemarkedet i Kina er effisient. Ved å teste for svak form markedseffisiens ved børsene i Shanghai, Shenzhen og Hongkong ønsker vi å avdekke om det foreligger prissystematikk med hensyn til spesielle tidspunkt og markeder. Gjennom tidsserieanalyser skal vi undersøke om aksjemarkedet i USA kan predikere aksjekursutviklingen i Kina, og omvendt. Vi studerer aksjeindeksene Shanghai Composite Index, Shenzhen Composite Index og Hang Seng Index. Vi vil også se nærmere på de ulike aksjeklassene som finnes i det kinesiske markedet. Amerikanske Standard & Poor 500 (S&P 500) benyttes som benchmark på aksjemarkedet i USA.

Problemstillingen er tidsrelevant, da myndighetene i Kina lanserte Shanghai-Hong Kong Stock Connect i november 2014 for å ytterligere åpne opp markedene i Fastlandskina. I tillegg til å se på forholdet mellom aksjemarkedene i Kina og USA, skal vi undersøke om det finnes kalenderanomalier i henhold til den kinesiske lunarsolarkalenderen og den gregorianske kalenderen. Kinesisk kultur er sterkt preget av folkløse som Feng Shui, astrologi og numerologi. Vi vil derfor undersøke om tall som er ansett som lykke- og ulykkebringende kan danne grunnlag for profitable handelsstrategier. Til forskjell fra tidligere effisiensstudier av Kina, som stort sett har sett på kortere tidshorisonter, har vi tatt for oss perioden fra januar 1995 og fram til januar 2015.

## 2 Datagrunnlag

For å teste for markedseffisiens i det kinesiske aksjemarkedet brukes de tre indeksene Shanghai Composite Index (SSEC), Shenzhen Composite Index (SZSC) og Hang Seng Index (HSI), samt amerikanske Standard & Poor 500 (S&P 500) som benchmark. SSEC og SZSC var de først lanserte indeksene i Shanghai og Shenzhen, og omfatter alle de børsnoterte selskapene som utsteder A- og B-aksjer (SSE, 2014). SSEC og SZSC er kapitalvektede indekser hvor de selskapene med størst markedsverdi har mer innflytelse på indeksene kursutvikling (Lee, Chen, & Rui, 2001). HSI er Hongkongs ledende indeks og et anerkjent barometer for aksjemarkedet i Hongkong. HSI inkluderer de største og mest likvide aksjene listet i Hongkong. Aksjene på HSI-indeksen er vektet etter «free-float» metoden, hvilket betyr at den kun tar utgangspunkt i de aksjene som er tilgjengelig i markedet (HSI, 2015). Vi har valgt å se på tidsperioden fra januar 1995 til januar 2015. Årsaken til dette er at aksjemarkedene i Shanghai og Shenzhen var umodne i perioden rett etter åpning, og flere studier har vist at markedet de første årene verken var effisient eller representativ for dagens aksjemarked. I tillegg til å benytte daglige kurser, har vi filtrert ut ukentlige og månedlige kurser på bakgrunn av de daglige. Dette fordi de ukentlige og månedlige indeksene baserer seg på et rullerende gjennomsnitt. Det er blant annet ugunstig når vi skal se på kalendereffekter. De ukentlige dataene er representert ved siste handelsdag i uken (normalt fredag), mens de månedlige dataene er gitt ved siste handelsdag hver måned. Indeks kursene er hentet fra Yahoo Finance og kontrollert mot andre data for samme indeks.

I Kina er det vanlig å operere med ulike aksjeklasser. Disse er underlagt bestemmelser om hvem som kan selge og kjøpe aksjene. Vi har valgt å begrense studien til de aksjeklassene som er listet på de kinesiske børsene. A- og B-aksjene er listet på Shanghai Stock Exchange (SSE) og Shenzhen Stock Exchange (SZSE), mens H-aksjene, P Chip og Red Chip er notert på Hong Kong Stock Exchange (HKSE).

**Tabell 1: Beskrivelse av de ulike aksjeklassene denne studien omfatter.**

Aksjeklasse	Beskrivelse	Handelsvaluta
A	Aksjer utstedt av kinesiske selskaper som handles på SSE og SZSE. De kan kjøpes av kinesiske borgere og et begrenset antall utenlandske institusjoner som innehar en spesiell lisens.	Renminbi
B	Aksjer utstedt av kinesiske selskaper som handles på SSE og SZSE. I begynnelsen var de kun tiltenkt utenlandske investorer, men kinesiske borgere har nå tillatelse til å kjøpe de.	USD/HKD
H	Aksjer utstedt av kinesiske selskaper registrert i Fastlandskina, men listet i Hongkong.	HKD
P Chip	Aksjer utstedt av kinesiske privateide selskaper listet i Hongkong, men registrert utenfor Kina	HKD
Red Chip	Aksjer utstedt av kinesiske statseide selskaper listet i Hongkong, men registrert utenfor Kina.	HKD

Kursene fra aksjeklassene er hentet fra Morgan & Stanley (MSCI). På grunn av at enkelte aksjetyper tidligere har vært lite likvide og nye regler for hvem som kan handle disse har tilkommet, har vi valgt en kortere periode enn for børsindeksene. Når vi har sett på daglige og ukentlige endringer har vi benyttet perioden 2010-2015, men for månedlige kursendringer har vi sett på perioden 2004-2015. De månedlige dataene er observert ved siste handelsdag hver måned. På bakgrunn av de daglige dataene har vi filtrert ut ukentlige data ved å hente ut kursen for siste handelsdag hver uke. Alle datasettene er kontrollert for ferier og helligdager da børsene vanligvis er stengt, samt justert for dividende og splitt.

Kursene er regnet om til logaritmiske avkastninger:

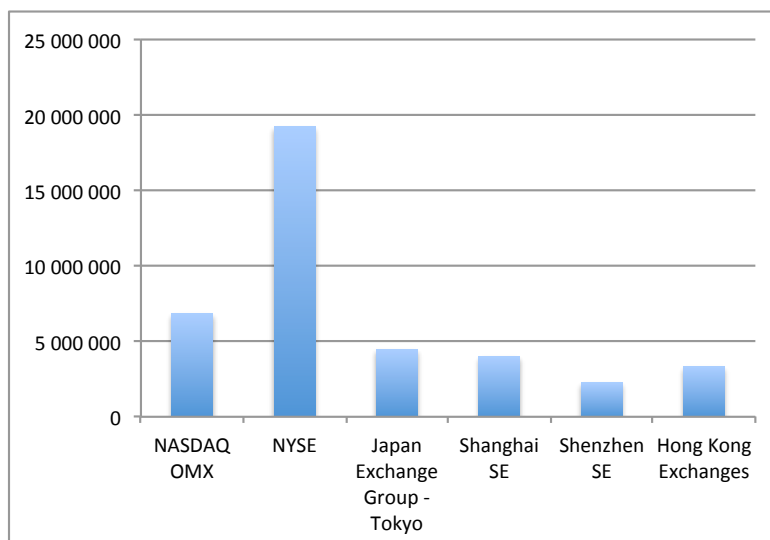
$$r_t = r_{TR} = \ln \left( \frac{P_{close,t}}{P_{close,t-1}} \right)$$

$r_t$  er avkastning for perioden t-1 til t,  $P_t$  er sluttkursen ved tidspunkt t og  $P_{t-1}$  er sluttkursen den forgående periode. Med mindre annet er oppgitt, er det definisjonen ovenfor vi har brukt. Risikojustert avkastning refererer til avkastning per standardavvik. Meravkastninger er den gjennomsnittlige avkastningen til utvalget, fratrukket samlet gjennomsnittlig avkastning for alle utvalgene. I ett tilfelle har vi også skilt mellom avkastningen i løpet av handelsdagen (Daytime return, DR) og avkastning mens børsen har vært stengt (Overnight return, OR):

$$r_D = \ln \left( \frac{P_{open,t}}{P_{close,t}} \right) \quad r_O = \ln \left( \frac{P_{open,t}}{P_{close,t-1}} \right)$$

### 3 Det kinesiske aksjemarkedet

Dersom man regner med alle aksjene på børsene i Shanghai, Shenzhen og Hongkong er aksjemarkedet i Kina verdens nest største målt etter markedsverdi (WFE, 2015b).



Figur 1: Markedsverdi (millioner USD) for et utvalg av de største børsene i USA og Asia (WFE, 2015b)

Shanghai Stock Exchange (SSE) ble offisielt åpnet i desember 1990. Verdipapirene som er listet på SSE kan deles inn i tre kategorier: aksjer, obligasjoner og investeringsfond. Aksjene er igjen delt inn i A- og B-aksjer. Verdipapirfond, A- og B-aksjer er underlagt en maksimal daglig grense for prissvingning på  $\pm 10\%$ .

Shenzhen Stock Exchange (SZSE) ble offisielt åpnet i juli 1991. Aksjeselskap, flere hundre meglerforetak og flere millioner institusjonelle og individuelle investorer er tilknyttet SZSE. Det blir handlet både A- og B-aksjer, samt obligasjoner og investeringsfond på børsen. Pristaket på  $10\%$  er også gjeldene for SZSC. Shenzhen-børsen er forpliktet til å gi full støtte til utviklingen av et marked for små og mellomstore bedrifter, samt voksende innovasjonsbedrifter.

Den største forskjellen mellom SSE og SZSE er størrelsen på børsene og type selskaper som er notert på børsene. De fleste selskapene som er listet på SSE er store og statseide, mens SZSE kjennetegnes av små og eksportorienterte selskaper. I 1992 var SZSE større og mer aktiv enn SSE, men statlige reguleringer har ført til at SSE har vokst seg størst (Xu, 2000).

Hong Kong Stock Exchange (HKSE) ble offisielt åpnet i 1986. Siden da har reglene for børsnotering blitt mer omfattende. Regler som skal stimulere markedsutvikling og sørge for investorbeskyttelse har blitt innført. HKSE tiltrekker seg blant annet internasjonale selskaper innen bank, forsikring, telekommunikasjon og datateknologi. HKSE er et mer likvid og modent aksjemarked med færre investorrestriksjoner enn SSE og SZSE. Dette medfører at selskaper notert på HKSE har bedre muligheter til å skaffe kapital fra et større spekter av internasjonale investorer. Hongkongs rettssystem tilstreber å beskytte investorer, samt å opprettholde strenge finansielle standarder for rapporteringer og transparens. På den annen side vil kinesiske selskaper kunne foretrekke SZSE og SSE på grunn av lavere avgifter og færre krav for notering, sammenlignet med HKSE. Flere kinesiske selskaper velger å børsnotere seg både på fastlandet og i Hongkong. Denne dobbelnoteringen tillater kinesiske selskaper å dra nytte av særegne fordeler fra både markedene på fastlandet og i Hongkong (Lai, 2012)

Myndighetene i Beijing annonserte i 2009 at de ønsket å utvikle Shanghai til et internasjonalt hovedsenter for finans og shipping innen 2020 (Lai, 2012). Dette har ført til bekymringer i Hongkong, da de ønsker å bevare sin status som et av verdens finanssentrum. Den kinesiske regjeringen er på sin side bekymret for at de mest lovende kinesiske selskapene børsnoterer seg i Hongkong fremfor SSE eller SZSC, og at pengene skal strømme ut av fastlandet, til Hongkong, og i hendene til utenlandske investorer i stedet for å nytte den kinesiske befolkningen (Lai, 2012).

**Tabell 2: Total børsverdi og antall noterte selskaper for de kinesiske børsene (WFE, 2015a)**

	Total børsverdi (USD dollar)			Antall noterte selskaper		
	2014	2013	2012	2014	2013	2012
<b>Børs</b>						
SSE	3 932 527	2 496 989	2 547 204	1030	953	954
SZSE	2 072 420	1 452 154	1 150 172	1618	1536	1540
HKSE	3 233 030	3 100 772	2 831 945	1752	1643	1547
Sum	9 237 977	7 049 915	6 529 321	4 400	4 132	4 041

Aksjemarkedet har bidratt til å utvikle de finansielle kanalene og optimalisere kapitalstrukturen til de børsnoterte selskapene. I en lang periode var selskapene hovedsakelig finansiert av myndighetene og gjennom banklån, hvilket gjorde at mange selskaper hadde en gjeldsgrad på over 80 %. Etter at selskapene fikk mulighet til å skaffe kapital via aksjemarkedet har imidlertid gjeldsgraden sunket betraktelig (Song, 2002).



Børsregler som stiller krav til noterte selskaper har også ført til bedre styring og ledelse av de statseide selskapene, såkalte SOE<sup>1</sup>. Kinesiske myndigheter vedtok derfor en politikk om å bruke aksjemarkedet som et av de viktigste instrumentene for å reformere statseide selskaper (Song, 2002).

Andelen private selskaper har den siste tiden vært økende, men myndighetene har strammet grepet rundt de industriene de anser som «strategiske», fra olje og kull til telekommunikasjon og transportmidler. Til irritasjon for private virksomheter har myndighetene tillatt at statseide selskaper fortsatt skal være aktive i ikke-strategiske sektorer som tekstilindustrien, papirproduksjon og catering (Economist, 2011). Zheng Yongnian ved The National University of Singapore skrev følgende: «The tentacles of state-owned enterprises extend into every nook where profit can be made» (Economist, 2011). Blant de 42 kinesiske fastlandsselskapene som ble listet opp i *Fortune 500s* liste over verdens største selskaper i 2010, var kun tre privateide (Economist, 2011).

Selv om statseide selskaper ofte favoriseres, er det likevel mange eksempler på at privateide selskaper har lyktes ved hjelp fra myndighetene. Solcelleprodusenten, Himin, er et illustrerende eksempel. Selskapet ble et av verdens største produsenter av solcellepaneler etter at myndighetene krevde at alle boligblokker i byen Dezhou skulle bruke solcellepanel. Dette kravet ble et springbrett for selskapet (Economist, 2011).

Et annet særpreg ved aksjemarkedet er de ulike aksjeklassene som er utstedt av kinesiske selskaper. Denne markedssegmenteringen, og kontrollen av utenlandske investorer, fungerte som en beskyttelse av den kinesiske økonomien under den asiatiske finanskrisen i 1997 (Gao, 2002). Inndelingen har imidlertid også blitt ansett som en barriere for at internasjonale investorer skal bli mer aktive i Kina (Gao, 2002).

---

<sup>1</sup> State-Owned Enterprises.

### 3.1 Ulike aksjeklasser i Kina

*A-aksjer:* Aksjer i fastlandsbaserte selskaper i Kina som handles på SSE og SZSE. Majoriteten av aksjene som er notert på de to fastlandsbørsene er A-aksjer. A-aksjene er hovedsakelig tilgjengelig for kinesiske statsborgere, men utenlandske institusjoner kan få tillatelse til å handle gjennom strengt regulerte lisenser, kjent som Qualified Foreign Institutional Investors (QFII) og Renminbi Qualified Foreign Institutional Investors (RQFII). Gjennom disse programmene gis utenlandske investorer adgang til å investere i A-aksjer i selskaper i Fastlandskina (FTSE, 2014).

*B-aksjer:* Aksjer fra fastlandsbaserte selskaper som handles på SSE og SZSE. I første omgang var disse aksjene ment å tiltrekke utenlandsk kapital, samtidig som myndighetene ville begrense kortsiktig spekulasjon fra utenlandske investorer. I 2001 fikk kinesiske borgere tillatelse til å investere i B-aksjer. B-aksjer i Shanghai blir handlet i USD, mens B-aksjer i Shenzhen blir handlet i HKD. Utstedelse av B-aksjer kan ikke overstige 35 % av selskapets aksjer, en grense fastsatt av myndighetene (SIPF, 2009). Myndighetene i Beijing arbeider for å kombinere A- og B-aksjer, slik at utenlandske aktører kan investere direkte i fastlandsbaserte selskaper i Kina. B-aksjer utgjør en svært liten andel av aksjemarkedet i Kina (jfr. figur 2).

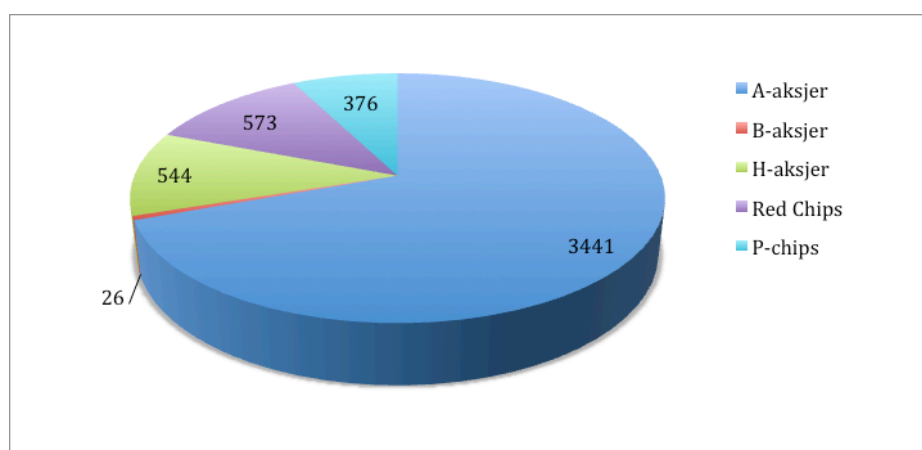
*H-aksjer:* I 1993 fikk kinesiske selskaper på fastlandet tillatelse til å notere seg på HKSE, derav navnet H-aksjer. H-aksjer er notert i HKD og blir handlet på samme måte som de andre aksjene på børsen i Hongkong. I 2007 tillot myndighetene kinesiske privatpersoner bosatt på fastlandet å investere i H-aksjer. Mange av selskapene som utsteder A-aksjer tilbyr også H-aksjer, hovedsakelig for å tiltrekke seg internasjonale investorer (HKEx, 2013).

*P Chip:* P Chip referer til kinesiske privateide selskaper som har base i Kina og er listet i Hongkong, men registrert utenfor Kina. Aksjen er notert i HKD (FTSE, 2014).

*Red Chip:* Aksjer i kinesiske selskaper som er registrert utenfor Kina, men notert på børsen i Hongkong. Disse selskapene har base i Kina og blir kontrollert av kinesiske myndigheter. Red Chip-aksjer kan bli utstedt som et tillegg til A-aksjer i samme selskap. A-aksjer har

ofte hatt 30-50 % premie, sammenliknet med Red Chips i det samme selskapet (FTSE, 2014).

Aksjeinndelingen medfører et vesentlig problem: selskaper som dobbeltlister aksjene opplever ulik pris på de ulike aksjeklassene. Shanghai- Hong Kong Stock Connect gjør det mulig for investorene i hvert marked å kjøpe aksjer i begge markedene ved hjelp av sine lokale meglere og oppgjørssentraler. Det er imidlertid ikke fri handel av alle aksjeklassene, kun de aksjene som er listet som både A- og H-aksjer. En forutsetning for at investorer tilknyttet fastlandet skal få handle under de nye reglene er at de kan stille sikkerhet i egenkapital eller verdipapirer. Flere analytikere har hevdet at de nye reglene vil føre til at prisgapet mellom A- og H-aksjer forsvinner. I begynnelsen av 2015 kostet A-aksjen 23 % mer i Fastlandskina enn hva tilsvarende H-aksje kostet i Hongkong. En årsak til at prisgapet foreløpig ikke har forsvunnet kan være at investorene på fastlandet opplever kapitalkravet som en barriere (FT, 2014).



Figur 2: Fordeling av aksjeklassene på de tre børsene i Kina (millioner USD) (Mornigstar, 2013).

### 3.2 En kort gjennomgang av utviklingen i det kinesiske aksjemarkedet, 1991-2015

Som følge av at Hongkong har beholdt sin kapitalistiske økonomi og styresett etter overgangen fra britisk styre i 1997, har HKSE i mindre grad vært preget av kontroll fra myndighetene i Beijing. Markedet i Hongkong er kjent for å være likvid og opererer under effektive og transparente reguleringer som møter internasjonale standarder. Regjeringen i Hongkong retter seg etter prinsippet om å begrense intervensjonen i markedet. Det er få markedsbarrierer for utenlandske investorer, og ingen restriksjoner på kapitalstrømmen. Det er heller ingen valutakontroll (HK Government, 2014). Aksjemarkedene på fastlandet

er imidlertid kjent for gjentatte offentlige inngrep for å stabilisere aksjekursutviklingen. Selv om handelen har blitt mer liberalisert, bærer markedene fortsatt preg av å være underlagt myndighetens kontroll. De neste avsnittene vil derfor fokusere på noen av de viktigste hendelsene og intervensjonene som har skjedd siden børsene ble etablert i Fastlandskina.

I desember 1990 og april 1991 åpnet henholdsvis SSE og SZSE, og de to indeksene SSEC og SZSC ble lansert. I 1991 introduserte både SSE og SZSE B-aksjer, som kun var tilgjengelige for utenlandske investorer. 21. mai 1992 opplevde SSEC 105 % prisvekst på én dag som et resultat av at myndighetene fjernet et pristak på 5 % kursendring og tillot friere handel som et tegn på at de støttet markedet. I februar 1993 nådde SSEC et historisk høyt nivå på 1558 poeng - et nivå den ikke nådde igjen på seks år, hovedsakelig på grunn av en uenighet i det kommunistiske partiet om hvorvidt aksjemarkedet er et kapitalistisk produkt. I 1993 godkjente også myndighetene H-aksjer (Lu Jianxin, 2010).

I mai 1995 beordret myndighetene i Beijing stans i handelen av statsobligasjonsfutures, samt futures på sukker og stål, som et resultat av en rekke prisfiksings-skandaler i futuresmarkedet. De neste 18 årene hadde ikke Fastlandskina statsobligasjonsfutures. Konsekvensen av dette var at mer kapital strømmet inn i aksjemarkedet. I likhet med mange av myndighetenes tiltak fikk også dette relativt kortsiktig effekt. I 1996 ble bankene ekskludert fra aksjemarkedet, og i desember samme år publiserte kommunistpartiets egen avis en advarsel mot utbredt spekulasjon i aksjemarkedet etter at SSEC steg 86 % de første elleve månedene (Lu Jianxin, 2010). Dette var starten på et to og et halvt år langvarig bear-marked<sup>2</sup>. Desember året etter innførte myndighetene på nytt et pristak som hindret fastlandsindeksene å svinge mer enn  $\pm 10\%$  på én dag for å bremse aktiviteten blant spekulantene. Pristaket har vært opprettholdt siden. Etter at Folkerepublikken Kina overtok suvereniteten til Hongkong i 1997, med avtale om at Hongkong hadde rett til å beholde sin kapitalistiske økonomi og sitt styresett i minst 50 år, har det oppstått mye misnøye, protester og demonstrasjoner som følge av at myndighetene i Beijing stadig har utfordret denne avtalen. Det samme året inntraff den asiatiske finanskrisen og HSI falt 14 % på én dag. Hong Kong ble hardere rammet av krisen enn Fastlandskina. Fastlandskina klarte å opprettholde en sterk BNP og overskudd på handelsbalansen (Wong, 2000). I 1997 økte

---

også myndighetene i Beijing skatten på transaksjoner av verdipapirer fra 0,3 % til 0,5 % for børsene i Shanghai og Shenzhen (Lu Jianxin, 2010).

I år 2000 ble SSE kåret til verdens best presterende aksjemarked med en oppgang på 51 %. Dette skjedde etter introduksjonen av en rekke reformer som gjorde at bankene igjen fikk innpass på børsene på fastlandet og etableringen av aksjefond ble tillat (Lu Jianxin, 2010). I 2001 ble Kina medlem av WTO som førte til at de kinesiske markedene ble mer åpne. I juli samme år nådde SSEC et historisk punkt på 2245 poeng etter at myndighetene beordret at børsnoterte selskaper skulle selge noen av de statlige aksjene og gi pengene til det nasjonale pensjonsfondet. Dette førte til en fireårig nedgang i markedet, og SSEC ble redusert til halv verdi. I 2002 innførte myndighetene Qualified Foreign Institutional Investor Program (QFII) som gir institusjonelle utenlandske investorer mulighet til å investere i A aksjer, gitt at de har lisens.

I mai 2005 suspenderte China Securities Regulatory Commission (CSRC) nye børsnoteringer for å redusere frykten for at for mange aksjer ville oversvømme markedet. Ett år senere gjenopptok CSRC børsnoteringer etter at nye regler hadde blitt vedtatt for å bedre markedets åpenhet og oppmuntre kvalifiserte bedrifter til å børsnotere seg innenlands. Dette førte til at markedet begynte å ta seg opp i et raskere tempo. 29. mai 2007 annonserte det kinesiske finansdepartementet at skatten på aksjehandel skulle øke fra 0,1 % til 0,3 % for å kjøle markedet. Dette førte til at SSEC falt 21 % på én uke. To måneder senere reverserte indeksen, og den fortsatte å nå nye rekordhøyder. For å roe handelen pumpet myndighetene inn et månedlig volum på 149 milliarder kinesiske yuan inn i nye børsnoteringer (Lu Jianxin, 2010).

Finanskrisen førte til at de kinesiske børsene stupte i 2008, og ble verdens dårligst presterende aksjemarked samme år. Regjeringen igangsatte massive tiltak for å opprettholde aktiviteten i økonomien. Ett av tiltakene var å redusere skatten på aksjehandelen tilbake til 0,1 % som førte til en 9,3 % oppgang for SSEC på én dag. I september samme år iverksatte myndighetene krisepakker for å støtte markedet, som inkluderte statlige kjøp av aksjer i store kinesiske banker. I oktober 2008 suspenderte CSRC på nytt nye børsnoteringer og indeksen falt til 1665, som var det laveste nivået på 25 måneder. I november samme år besluttet myndighetene å bruke 590\$ milliarder på en toårig økonomisk plan for å dempe aksjemarkedenes nedgang. I 2009 begynte markedene å ta seg

kraftig opp igjen. CSRC gjenopptok børsnoteringer for å bremse den sterke oppgangen. I 2010 falt SSEC 27 % i løpet av de første seks månedene, delvis på grunn av nytt tilbud av aksjer (Lu Jianxin, 2010). I 2012 reduserte myndighetene transaksjonsgebyrene med over 20 % og året etter ble futureskontrakter på statsobligasjoner gjeninnført. Dette var viktige steg mot et mer liberalt finansmarked, og gir investorer flere verktøy for å håndtere renterisiko (FT, 2013).

SSE var blant de børsene som har prestert dårligst i årene etter finanskrisen. Innenlandske investorer har vendt aksjemarkedet ryggen etter at de har måttet tåle store tap, dels på grunn av myndighetens kontroll av hvilke selskaper som kan børsnoteres. Flere av Kinas mest lovende selskaper, som Alibaba Group Holding Ltd., har valgt å børsnotere seg utenfor Fastlandskina. I et forsøk på å knytte finansmarkedet i Fastlandskina tettere sammen med verdensmarkedene ble Shanghai - Hong Kong Stock Connect lansert i 2014. Programmet gir utenlandske investorer tilgang til mer enn 560 aksjer på SSE gjennom meglerhus i Hongkong. Det er ventet at kinesiske myndigheter vil lansere et tilsvarende program for SZSE i løpet av 2015. Det nye programmet vil gi investorer mer fleksibilitet og tilgang til sektorer som ikke er tilgjengelig på børsen i Hongkong (Gu, 2014). Kursoppgangen på over 30 % for SZSC og godt over 40 % for SSEC i fjor har skapt frykt for at dette er en boble som snart kan sprekke. Kinas statsminister, Li Keqiang, annonserte i mars i år at myndighetene senket sine vekstforventninger for 2015 til «omtrent 7 %» vekst i BNP. Forrige gang dette skjedde var i 1999, da veksten endte på 7,6 %. I samme tale ble det presisert at den lavere veksten i Kina skyldes økt fokus på kvalitet i veksten, herunder jobbvekst, framfor vekst i BNP.

### **3.3 Særtrekk ved kinesiske investorer**

Chen, Kim, Nofsinger og Rui (2004) hevdet at kinesiske investorer gjør ukloke handelsbeslutninger, da aksjene de selger generelt gir høyere avkastning enn aksjene de kjøper. Deres studie viste også at kinesiske investorer er motvillige til å innse sine tap, og har en tendens til å være «overmodig» i den forstand at de diversifiserer lite og handler ofte. Mange kinesere stoler på tall, Feng Shui og astrologi i beslutningstakingen, enten det gjelder kjærlighet eller investeringer. Siden slik folketro kan danne grunnlag for handelsstrategier, skal vi i det følgende se nærmere på hva som karakteriserer denne folketroen, og hvordan den kan influere markedsplassen.

Tradisjonell kinesisk folketro er av det sekulære kommunistpartiet ansett for å være overtro, og har tidvis vært gjenstand for undertrykkelse og forsøkt tilintetgjort (Overmyer, 2003). Litteratur om atferdsøkonomi har dokumentert at psykologiske faktorer har effekt på aksjeavkastninger (Yuan, Zheng, & Zhu, 2006). Det er kjent at dersom et tilstrekkelig antall investorer tror på det samme, kan selv irrasjonelle oppfatninger bidra til en selvoppfyllende profeti, i hvert fall midlertidig. Fudenberg og Levine (2006) argumenterer for at folketro også kan vedvare under rasjonalitet, og at overtroiske kan endre atferden til rasjonelle mennesker.

Individuelle personer står for omlag 80 % av handelen på aksjemarkedene i Kina (Xie, Stapczynski, & Cao, 2015). Fraværet av pressefrihet i Fastlandskina, og begrensninger på hvilke finansielle analyser som kan offentliggjøres, etterlater investorene sårbare for handelsstrategier. Folkelige tips som å gå i rødt for et «hett» marked, spise biff for å opprettholde et «bull-marked» og unngå bruken av ordet for «far», da det på kinesisk er et synonym for «nedgang», er utbredt (Aredy, 2007). Numerologi er en vanlig handelsstrategi i Kina, da mange kinesere oppfatter enkelte tall som lykkebringende. Tallet 8 er ansett som lykkebringende, enten det inngår i aksjeprisen eller som en del av den seksifrede koden aksjene får ved børsnotering (Aredy, 2007).

Den eldgamle sekstisyklusen var opprinnelig en kalender, men per i dag er den hovedsakelig brukt av kinesiske astrologer. Sekstisyklusen baserer seg på seksti mulige kombinasjoner av tolv «jordiske grener» og ti «himmelske stammer». De ti himmelstammene er en kombinasjon av de fem elementene, også kalt forvandlingsfaser, og Yin og Yang. Bare Yang-stammer kan kombineres med Yang-grener og Yin-stammer med Yin-grener, derav 60 mulige kombinasjoner. Jordgrenene er også kjent som *dyreår*. I følge myten ruller makten mellom de tolv dyrene som Buddha belønnet. Dyrenes særegne trekk påvirker hva som skjer under deres regjeringsperiode. Statistikken viser en betydelig økning i antall fødsler i de dyreårene som regnes som heldige. I 2013 så man en opphopning av par som ønsket å gifte seg før dragens år endte og slangens år begynte. Også i økonomisk og politisk sammenheng er slangens år fryktet, da man er redd for at slangen skal «bite». Siden 1900-tallet er slangens år det eneste som har gitt gjennomsnittlig negativ avkastning på amerikanske S&P 500, og en rekke historiske hendelser, som børskrakket i

1929, USAs inntreden i begge verdenskrigene og angrepet den 11. September 2001, blir av mange kinesere tilskrevet ulykken slangens år medfører (Gersten, 2013).

Feng Shui er en flere tusen år gammel kinesisk praksis hvor målet er å oppnå harmoni med miljøet. Direkte oversatt betyr Feng Shui *vind (og) vann*. Feng shui har i følge Emmons (1992) betydning for hvordan en del kinesere lever livene sine, men det har også vært påvist at denne praksisen influerer markedsplassen (Simmons & Schindler, 2003). På forretningsrelaterte sammenkomster er det ofte nedlagt betydelig innsats slik at antallet gjester, antallet måltider og plasseringen av gjestene er gjort i henhold til Feng Shui-prinsipper.

Dersom man skal teste hvorvidt sekstisyklusen eller dyreårene påvirker aksjemarkedet bør datagrunnlaget gå svært langt tilbake i tid for å finne signifikant verdier. Selv om Feng Shui har vist seg å ha innvirkning på eiendomspriser, er det vanskelig å se hvordan denne praksisen skal påvirke aksjemarkedene direkte (Simmons & Schindler, 2003). Det som imidlertid er mulig å teste er hvorvidt Yin-år og Yang-år har gitt signifikant forskjellig avkastning. Yin representerer mørke, kulde og skjørhet, mens Yang representerer lys, varme og styrke. Vår hypotese er derfor at Yang-år har gitt høyere avkastning enn Yin-år.

### **3.3.1 Betydningen av tall i Kina**

Det er mulig å undersøke hvorvidt betydningen av tall influerer aksjemarkedet, da enkelte tall er assosiert med lykke i den kinesiske kulturen. Det var ikke tilfeldig at åpningsseremonien for sommer-OL i Beijing startet åtte sekunder over klokken 08:08 den 08.08.2008. Tallet 8 er forbundet med lykke og velstand i Kina, og uttalen av 8 likner det kinesiske ordet for rikdom. Sentralbanken i Kina har handelsrommene sine i den åttende etasjen, Kinas høyeste skyskraper har 88 etasjer og nummertastene 6, 8 og 9 på kinesiske minibanker slites først ut fordi disse tallene er ansett som lykkebringende (Aredy, 2007). Befolkningen er villig til å betale mer for telefonnummer som inneholder tallet åtte, og man ser at 8 er hyppig brukt i markedsføring og prissetting av varer (Hernandez, Wang, Minor, & Liu, 2008; Simmons & Schindler, 2003). Folkets betalingsvillighet for tall som 8 har ført til at mange også utnytter de symbolske verdiene av tall for å tilegne seg sosial status (Li, 2007). Tall som 28 og 38 er regnet som enda mer heldig, da man tolker det som henholdsvis dobbel og trippel lykke. Disse tallene leses ofte som «lett å ha hell» og «du vil vokse til suksess».



På den andre siden finner man 4 som er upopulært ha i sitt telefonnummer, da det uttales likt som «død» på kinesisk. Studier viser en opphopning av dødsfall som følge av kronisk hjertefeil den 4. hver måned blant kinesere og japanere bosatt i USA (Phillips et al., 2001). Forfatterne av studien mente at dette kunne skyldes stress assosiert med den negative betydningen av tallet 4. Man ser også at svært få varer kommer i firepakninger, at enkelte bygninger i Kina ikke har en fjerde etasje og at mange kinesiske fly ikke har seterad 4. Det er heller ikke tilfeldig at man gikk rett fra 3G til 5G i det kinesiske mobilnettverket, og at mobilprodusenter som Nokia unngår produktnavn med tallet 4 i.

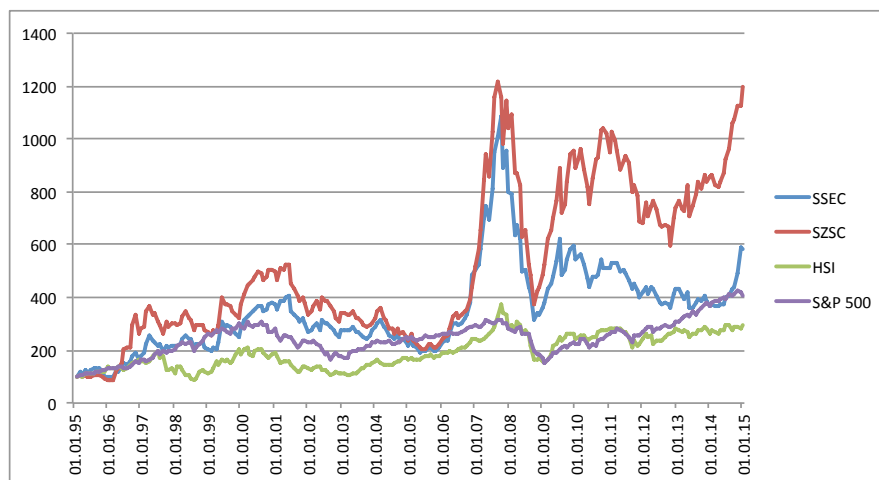
Tallene 8 og 4 representerer to ytterpunkter hva gjelder betydning, men det er flere tall som man anser som heldige og uheldige. Kombinasjoner av uheldige tall kan også føre til heldige utfall. Tallet 5 er av mange kinesere ansett som uheldig da uttalen, både på mandarin og kantonesisk, likner «nei», «ikke», «ikke ha» og flere andre negativt ladede ord. Tallet 58 kan dermed bety «ikke rikdom». Tallet 6 kan være lykkebringende i forretningssammenheng da det representerer velstand og er en homofon for flyt, men det kan også bety nedgang eller fall. Tallet 9 er også regnet som et lykkebringende tall og er ofte forbundet med keiseren i Kina som hadde ni drager. Tallet 7 assosieres med kjærlighet, og man ser en opphopning av par som ønsker å gifte seg den syvende dagen den syvende måneden, også kalt «de elskedes dag».

Befolkningen i Hongkong og Fastlandskina bruker to kalendere: den gregorianske kalenderen og lunarsolarkalender. Lunarsolarkalenderen følger månefasene, men bruker også skuddmåneder hvert andre til tredje år for å justere månedene etter årstidene (solåret). De fleste kinesere tilegner lunarsolarkalenderen mer vekt hva angår symbolikk. På grunn av viktigheten av lunarsolarkalenderen i Kina, er det særlig interessant å undersøke om antatt lykkebringende dager, måneder og år i henhold til lunarsolarkalenderen kan gi høyere aksjeavkastning enn dager, måneder og år som er assosiert med uhell.

### **3.4 Deskriptiv Statistikk**

Figur 3 viser kursutviklingen til de fire indeksene SSEC, SZSC, HSI og S&P 500 i perioden januar 1995 til januar 2015. Kursene til SSEC og SZSC er oppgitt i CNY, HSI i

HKD og S&P 500 USD. Prisindeksene er omregnet slik at alle har en base på 100 i januar 1995.



Figur 3: Kursutvikling for børsindekser (1995-2015)

SSEC og SZSC hadde relativt lik utvikling fram til 2010, mens HSI har ligget nærmere utviklingen til S&P 500. Av de kinesiske indeksene var det HSI som ble hardest rammet under finanskrisen i 1997. De to fastlandsindeksene nådde historiske punkter i 2001, men de neste fire årene ble de rammet av kursfall. Særlig bemerkelsesverdig er den sterke prisstigningen i forkant av finanskrisen, og fallet denne krisen medførte. Indeksene har blitt langt hardere rammet under finanskrisen i 2008 enn hva de gjorde under den asiatiske finanskrisen i 1997. Året etter den globale finanskrisen viser seg å være et godt vekstår for alle indeksene. I 2010 falt både SSEC og SZSC, men SZSC tok seg sterkt opp igjen i 2011. Det er Shenzhen-indeksen som har gitt størst avkastning i årene etter børsfallet, men begge fastlandsindeksene har hatt svært sterk prisstigning i 2014. SZSC har også hatt de største svingningene.

Korrelasjonen mellom avkastninger i to aksjemarkeder gir en indikasjon på om markedene beveger seg i takt. Korrelasjonen mellom de ulike indeksenenes avkastning er presentert i tabell 3.

Tabell 3: Korrelasjon mellom de fire børsindeksene. Månedlige avkastninger (1995-2015)

	SSEC	SZSE	HSI
SZSE	0,88		
HSI	0,27	0,19	
S&P 500	0,22	0,16	0,66

Den høyeste korrelasjonen fremkommer mellom SSEC og SZSC. SZSC korrelerer omtrent likt med HSI og S&P 500. Av de kinesiske indeksene er det HSI som har den høyeste korrelasjonen med S&P 500. Dette er ikke overraskende, tatt i betraktning at SSEC og SZSC historisk sett har vært mer isolert fra verdensmarkedene.

**Tabell 4: Deskriptiv statistikk for de kinesiske børsindeksene og S&P 500. Månedlige avkastninger (1995-2015)**

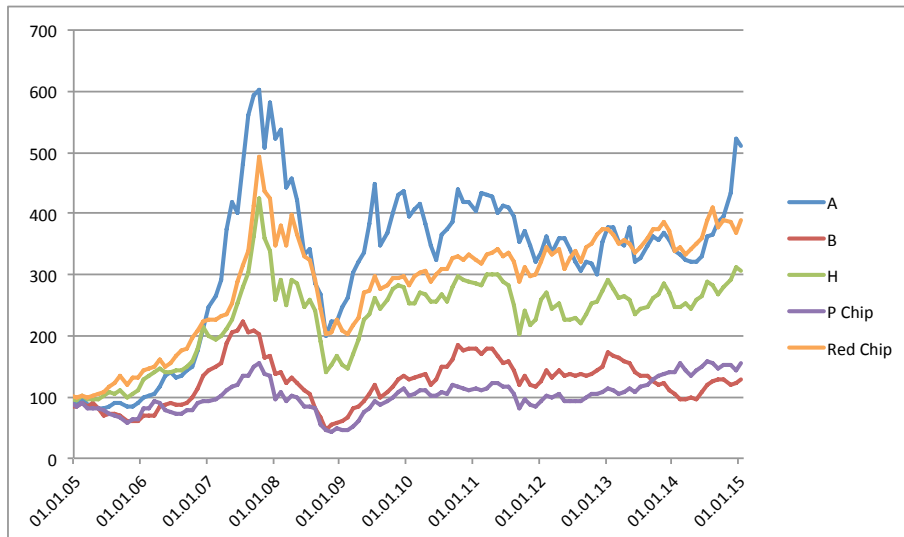
	<b>SSEC</b>	<b>SZSC</b>	<b>HSI</b>	<b>S&amp;P 500</b>
Gjennomsnitt (%)	0,75	1,02	0,44	0,61
Standardavvik (%)	8,27	9,38	7,24	4,43
Skjevhet	-0,09	0,26	-0,52	-0,90
Kurtose	4,25	4,70	5,95	4,66
JB	15,73	31,53	96,98	59,63
Minimum (%)	-28,28	-26,81	-34,82	-18,56
Maksimum (%)	27,81	36,04	25,32	10,23

Børsindeksenes deskriptive statistikk blir oppsummert i tabell 4. SZSC har hatt den høyeste gjennomsnittlige avkastningen, men også det største standardavviket. Standardavvikene varierer mellom 4,43 % og 9,38 %, hvor den laveste volatiliteten ligger hos S&P 500.

Avkastningene til indeksene har negativ skjevhet, bortsett fra SZSC. Negativ skjevhet betyr at fordelingen er konsentrert til venstre for gjennomsnittet. Kurtoseverdiene indikerer at det er større sannsynlighet for at ekstreme verdier inntreffer, da avkastningene har en spissere fordeling med fetere haler enn ved normalfordeling. Jarque Bera-verdiene bekrefter at indeksenes månedlige avkastninger ikke er normalfordelte. De mest ekstreme verdiene varierer mellom en månedlig avkastning på -34,8 % ved HSI og 36 % ved SZSC.

### **3.4.1 Indekser for aksjeklasser**

Grafen under viser kursutviklingen for de ulike aksjeklasseindeksene. Alle kursene er oppgitt i USD. Etter finanskrisen i 2008 har A-indeksen vært mest volatil. De minst likvide aksjeklassene, B og P Chip, har ligget lavt i hele testperioden sammenliknet med de tre andre indeksene. Kursene til H-indeksen har ligget lavere enn A-indeksen omtrent hele tiden, det til tross for at mange av de kinesiske selskapene utsteder både A- og H-aksjer. Det er også kjent at A-aksjene selges til en langt høyere pris enn tilsvarende B-aksjer.



Figur 4: Kursutvikling for aksjeklasseindekser (2004-2015)

Som det fremkommer av matrisen under, er det en høy korrelasjon mellom de aksjeklassene som er notert utenfor Fastlandskina. Samtidig er det også en høy korrelasjon mellom A- og B-indeksen. A-indeksen korrelerer mindre med aksjene listet i Hongkong, enn hva B-indeksen gjør.

Tabell 5: Korrelasjonsmatrise for aksjeklasseindekser. Månedlige avkastninger (2004-2015)

	A	B	H	P Chip
B	0,75			
H	0,63	0,70		
P Chip	0,51	0,65	0,82	
Red Chip	0,48	0,61	0,87	0,76

Tabell 6 viser at den månedlige gjennomsnittsavkastningen for de ulike aksjeklasseindeksene varierer mellom 0,21 % og 1,34 %. Aksjeklasseindeksene har en generelt lav gjennomsnittlig månedsavkastning sammenlignet med risikoen. Det er kun A- og Red Chip-indeksen som har oppnådd en månedlig avkastning på mer enn 1 %. Den laveste volatiliteten har Red Chip-indeksen hatt. Dette kan komme av at selskaper som utsteder Red Chip-aksjer er statlig kontrollert, og at dette investeringsalternativet derfor oppleves som et sikrere investeringsobjekt enn de andre aksjene. Volatiliteten til de fire andre indeksene har vært relativt lik.

**Tabell 6: Deskriptiv statistikk for aksjeklasseindekser. Månedlige observasjoner (2004-2015)**

	<b>A</b>	<b>B</b>	<b>H</b>	<b>P Chip</b>	<b>Red Chip</b>
Gjennomsnitt (%)	1,34	0,21	0,92	0,37	1,12
Standardavvik (%)	9,27	9,76	8,83	9,13	6,80
Skjevhet	-0,48	-0,63	-0,78	-0,82	-0,43
Kurtose	3,93	4,19	4,43	5,39	3,84
Jarque-Bera	9,14	15,23	22,85	42,70	7,33
Minimum (%)	-28,89	-37,28	-30,99	-35,50	-19,77
Maksimum (%)	25,14	21,51	18,58	23,60	19,16

Aksjeklasseindeksene har negativ skjevhet og eksess kurtose, i likhet med børsindeksene. Jarque Bera-verdiene bekrefter at avkastningene ikke er normalfordelte. De månedlige avkastningene varierer mellom de mest ekstreme verdiene -37,3 % for B-indeksen og 18,6 % for H-indeksen.

## 4 Markedseffisienshypotesen

Fama (1970) definerte effisiente markeder som markeder hvor priser på verdipapirer til enhver tid gjenspeiler all tilgjengelig informasjon. Fordi markedsdeltakerne er forutsatt å være rasjonelle og profittbaserte vil det i et effisient marked være umulig for en investor å skape risikoustert meravkastning, da markedsaktørene sørger for å prise inn all relevant informasjon. En kjent historie som ofte blir brukt for å illustrere markedseffisiens omhandler en professor og hans student som oppdaget en 100\$-seddel på gata. Da studenten plukket den opp sa professoren: «Ikke bry deg om den. Hvis det virkelig var en 100\$-seddel ville den ikke ligget der».

Det generelle bildet er at det er noe uenighet mellom akademisk litteratur og offentlig media hva gjelder effisiens i aksjemarkedet. Akademisk litteratur er i større grad tilhenger av teorien om at nåværende priser reflekterer all tilgjengelig informasjon til enhver tid, mens tekniske analyser er svært utbredt blant investorer som forsøker å finne lønnsomme handelsstrategier. Grossman og Stiglitz (1980) påpekte det paradoksale i at markedseffisiens forutsetter at det finnes investorer som forsøker å utnytte feilprisingene i markedet. For at markedsdeltakerne skal ønske å prise inn ny informasjon, må det finnes profittmuligheter som gjør at aktørene får dekket kostnadene assosiert med informasjonsinnhenting.

Black (1986) identifiserer to typer markedsdeltakere: den informerte investor og den informasjonsløse investor. De informerte investorene kan tjene penger på aktiv forvaltning ved å utnytte de feilprisingene som de informasjonsløse investorene skaper. Black hevder at begge investorgrupper må eksistere dersom finansmarkedene skal fungere. Ulike oppfatninger skaper ineffisiens, som igjen skaper insentiver til handel. Meravkastningen ved å innhente informasjon kan derfor anses som en kompensasjon til de informerte investorene for å identifisere ineffisienser i markedene og å handle på grunnlag av disse (Norges Bank, 2009). I etterkant av dette har effisienshypotesen blitt modifisert (Fama, 1991). Den moderne effisienshypotesen hevder at finansmarkedene er nær effisiente det meste av tiden, og at aktiv forvaltning er nødvendig for å eliminere feilprisinger og bringe markedene nærmere effisiens. Uavhengig av hvilke prismønstre som blir oppdaget er det lite sannsynlig at de vil vedvare, da investorer kan utnytte ineffisiensen for å oppnå

meravkastning. Dersom det ligger en 100\$-seddel på gata, vil den ikke ligge der veldig lenge (Malkiel, 2003).

Markedseffisienshypotesen (EMH) skiller mellom tre former for effisiens – svak, halvsterk og sterk. I et sterkt effisient marked reflekterer prisene all informasjon – også informasjon som ikke er tilgjengelig for alle markedsaktørene (innsideinformasjon). I et marked som er effisient på halvsterk form er all offentlig tilgjengelig informasjon gjenspeilet i prisen. Svak form effisiens innebærer at prisene reflekterer all historisk prisinformasjon, slik at det er umulig å oppnå risikojustert meravkastning ved bruk handelsstrategier basert på prishistorikk. Denne masteroppgaven undersøker om det kinesiske aksjemarkedet er effisient på svak form. En forkastelse av effisienshypotesen indikerer at det finnes muligheter til å predikere fremtidig kursutvikling på bakgrunn av historiske kurser. Feilprisinger av aksjer kan redusere effektiv allokering av landets kapital, og dermed hemme økonomisk vekst (Body, Kane, & Marcus, 2009). I følge effisienshypotesen er fremtidige aksjekurser et resultat av ny informasjon. Denne tilfeldige kursutviklingen refereres ofte til som «random walk».

I hvilken grad et marked er effisient, avhenger av kostnader og risiko forbundet med å innhente og utnytte informasjonen om feilprisinger, samt sammensettingen av informerte og informasjonsløse investorer. På bakgrunn av dette kan det argumenteres for at aksjemarkeder bestående av små og mellomstore bedrifter, samt aksjemarkeder i fremvoksende økonomier, er mindre effisiente enn utviklede aksjemarkeder for store selskaper. Investorer har en tendens til å gruppere verdipapirer på bakgrunn av geografiske skillelinjer, indekstilhørighet eller andre typer klassifiseringer. Man ser også at transaksjonskostnader, begrenset informasjon og handelsrestriksjoner kan føre til ineffisiens i ulike markedssegmenter. Disse ineffisiensene kan utnyttes av en langsiktig investor med et bredt, globalt mandat (Norges Bank, 2009). En investor med kort investeringshorisont er avhengig av at den informasjonen han besitter vil bli priset inn i markedet i løpet av hans tidshorisont. En kortsiktig investor er derfor avhengig av rask tilgang til informasjonen dersom han skal komme de andre investorene i forkjøpet.

Flere forhold kan begrense omfanget av arbitrasje, og dermed føre til at ineffisienser vedvarer. Å utnytte feilprisinger kan i praksis være risikofylt, da det vil være usikkerhet

knyttet til om feilprisingen kan være riktig, og hvor lang tid det vil ta før prisen justeres til et «riktig» nivå. Slike posisjoner kan også være kapitalkrevende.

Effisiens blir ofte brukt for å referere til perfekte markeder. Et effisient marked er imidlertid ikke synonymt med et perfekt marked. Et perfekt marked har mer restriktive definisjoner. I et slikt marked er alle markedsaktørene antatt å være rasjonelle og ha umiddelbar og lik tilgang til all relevant informasjon. Videre er et perfekt marked antatt å være friksjonsløst, fritatt for transaksjonskostnader og restriktive lovbestemmelser. Perfekte markeder er effisiente markeder, men effisiente markeder er ikke nødvendigvis perfekte markeder (Dickinson & Muragu, 1994).

I et ineffisient markedet står man ovenfor en situasjon med asymmetrisk informasjon mellom investorene og feilprising av verdipapirer. Woolley (2010) hevdet at man måtte erkjenne at investorer ikke investerer direkte i verdipapirer, men gjennom agenter som for eksempel fondsforvaltere. Agenter har tilgang til mer og bedre informasjon enn investorene og har ofte andre mål enn sine kunder (prinsipaler). Denne asymmetrien er kjent som kilden til ineffisiens – feilprising, krakk og bobler. Asymmetrisk informasjon fører til feilprising av verdipapirer, som igjen fører til ukorrekte signaler for ressursfordeling. Store svingninger i aksjemarkedet skaper makroøkonomisk ustabilitet.

Anomalier er knyttet til investeringsstrategier som skaper avkastning ut over det som kan forklares av tradisjonelle prisingsmodeller, som kapitalverdimodellen (Norges Bank, 2009). Effisiensteoretikerne argumenterer for at anomalier representerer en kompensasjon for risikoen handelsstrategien medfører. Enkelte har også hevdet at disse avvikene er et resultat av tilfeldigheter i datamaterialet. Atferdsteoretikere mener på sin side at dette skyldes at investorer ikke nødvendigvis er rasjonelle, slik EMH forutsetter, og at begrensede muligheter for å eliminere feilprisingene i markedene gjør at de kan vedvare en viss periode.

Teorien om effisiente markeder har blitt kritisert fordi det ble hevdet at aksjekursene til en viss grad kunne forutses på bakgrunn av psykologiske elementer, atferd og tidligere prismønstre. Atferdsfinans har befestet seg som en kontrast til effisienshypotesen og innebærer et bredere samfunnsvitenskapelig perspektiv med fokus på psykologi og sosiologi (Shiller, 2003). Man ser for eksempel at mentale mekanismer kan resultere i at



investorene underreagerer eller overreagerer på ny informasjon (De Bondt & Thaler, 1985). Studier viser at aksjer som har tapt seg over lengre tid (flere år), har en tendens til å gjøre det bedre enn markedet i neste omgang. På kortere sikt har imidlertid trender en tendens til å vedvare. Denne effekten omtales ofte som momentumeffekten. Analyser har også vist at porteføljer bestående av små selskaper i gjennomsnitt har høyere avkastning enn en portefølje med store selskaper, selv etter justering for ulik markedsbeta. Denne anomalien omtales ofte som størrelseseffekten. Verdieffekten refererer til observasjonen av at porteføljer bestående av selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi, har hatt høyere gjennomsnittsavkastning enn en portefølje bestående av selskaper med lav bokført verdi relativt til markedsverdi.

Å bevise at avkastninger følger et sesongmønster utfordrer antakelsen om effisiens på svak form ved at tidligere avkastninger kan brukes som verktøy i handelsstrategier som fører til ekstraordinær profitt (Kling & Gao, 2005). Haugen og Jorion (1996) hevdet at kalendereffekter ikke kan vare evig, da markedsdeltakerne vil forsøke å utnytte mønstrene ved å basere sin handel på disse variasjonene. Flere studier viser imidlertid at kalenderanomalier eksisterer over hele verden. Transaksjonskostnadene forbundet med å utnytte sesongvariasjonene kan imidlertid medføre at utnyttelsen av slik informasjon ikke tillater investorer å oppnå høyere risikojustert avkastning.

#### **4.1 Kalenderanomalier**

Ukedageeffekter er et vanlig fenomen, hvor markedets gjennomsnittlige avkastning og volatilitet ikke er lik for alle ukedager. Studier viser at dette fenomenet varierer mellom land og ulike markedstyper (Cross, 1973; Jaffe & Westerfield, 1985; Tang & Kwok, 1997). I flere vestlige økonomier, som USA, Canada og Storbritannia, har man påvist signifikant negativ avkastning på mandager og positive avkastninger på fredager (Cross, 1973). Dette fenomenet refereres ofte til som helgeeffekten. Det har vært argumentert for at årsaken kan være ufordelaktige nyheter på mandager som påvirker investeringslysten negativt, og fører til at investorer ønsker å selge på mandager (Damodaran, 1989). Flere markeder har imidlertid lavest avkastning på tirsdager (Condoiyanni, O'hanlon, & Ward, 1987; Dubois & Louvet, 1996). Dette forklares med at nyheter som påvirker USA-markedet på mandager får litt forsinkede ringvirkninger for andre markeder.

French (1980) påpekte underligheten av lave mandagsavkastninger, og hevdet at mandagsavkastningen i utgangspunktet burde være om lag tre ganger så stor som ved de andre handelsdagene. Dette fordi avkastningen på mandager i teorien burde bære med seg avkastningen fra lørdag og søndag, så vel som mandag. Videre var han enig med Fields (1931) i at investorer ville kreve kompensasjon for den økte risikoen forbundet med å sitte på aksjer en lengre tidsperiode. Hypotesen om at mandag bør generere større avkastning enn de andre dagene kalte French *kalendertidshypotesen*. Den alternative hypotesen, *handelstidshypotesen*, hevder at avkastninger kun genereres gjennom aktiv handel og impliserer lik forventet avkastning hver ukedag. French undersøkte om de negative mandagsavkastningene kunne være et resultat av at børsen hadde vært stengt. Det viste seg imidlertid at gjennomsnittlige avkastninger generelt var høye ved åpningsdagen etter en ferie, og signifikant positive i uken som følger en ferie. French konkluderte med at det var noe spesielt med helger.

Studier har vist at ukedagseffekter har en tendens til å falme bort etter hvert som markedene blir mer modne, og at forbedringer i markedseffisiens kan redusere ukedagseffektene (Kohers, Kohers, Pandey, & Kohers, 2004).

Månedseffekter går ut på at enkelte måneder har unormal avkastning og volatilitet i forhold til andre måneder. Januareffekten er sannsynligvis den mest kjente og studerte månedseffekten. Den høyere avkastningen i januar har tilsynelatende ikke forsvunnet fra alle markeder, til tross for at investorer lenge har vært kjent med denne anomalien. De skattemessige gevinstene av å selge aksjer i desember og kjøpe i januar har ofte vært brukt som forklaring. Gultekin og Gultekin (1983) fant på sin side at tilpasning til skatteregler rundt årsskiftet ikke alltid kunne forklare januareffekten, ettersom mange land ikke har skatt på kapitalgevinster.

Det er også funnet tegn til at første halvdel av måneden gir større avkastning enn andre halvdel av måneden, særlig for små selskaper (Keim, 1983; Reinganum, 1983). Studier har også dokumentert at en del aksjemarkeder har gitt høyere avkastning i perioden rundt månedsskiftet enn i midten av måneden. Denne månedsskifteeffekten har vist seg å være et internasjonalt fenomen som ingen kan forklare (Ariel, 1987; Marquering, Nisser, & Valla, 2006). Ut over månedsskifteeffekten er det imidlertid gjort få studier på hvilke spesifikke datoer som gir høyest avkastning. Dette skyldes trolig at det ikke er noen grunn til å anta at

enkelte datoer over tid skal gi bedre avkastning, med mindre datoeffektene kan skyldes at børsen har holdt stengt.

Observerte helligdagseffekter knytter seg som regel til perioden før en offentlig høytidsdag. Hvis meravkastningen kom etter en høytid kunne man forklart dette ut fra kalendertidshypotesen, som sier at avkastningen på dagen etter stengt børs bør bære med seg avkastningen fra dagene børsene har vært stengt, som følge av den økte risikoen det medfører (French, 1980). I følge hypotesen er det imidlertid lite som skulle tilsi signifikant meravkastning i perioden før helligdager. Dersom man finner signifikante kalendereffekter kan det være mulig å utvikle profitable handelsstrategier, og vil dermed innebære et brudd på markedseffisienshypotesen. På grunn av transaksjonskostnader, kan imidlertid kjøp og hold-strategier gi større avkastning enn en handelsstrategi basert på kalendereffekter (French, 1980).

## 5 Tidligere studier av effisiens i det kinesiske aksjemarkedet

Siden etableringen av SSE og SZSE i henholdsvis 1990 og 1991, har Kinas aksjemarked vokst kraftig og det har tiltrukket seg oppmerksomhet fra investorer så vel som akademikere. Etter hvert som informasjonen, og markedet i seg selv, har blitt mer tilgjengelig, har flere funnet det interessant å studere de ulike karakteristikene til det kinesiske aksjemarkedet. Vi har valgt å dele dette litteraturkapittelet inn i fire deler, hvor vi starter med å se på generelle studier av effisiens i de kinesiske aksjemarkedene. Videre følger en gjennomgang av tidligere studier om forholdet mellom aksjemarkedene i USA og Kina, samt tidligere studier om kalenderanomalier i det kinesiske aksjemarkedet. Avslutningsvis ser vi på studier om hvordan kinesisk folketro har påvirket markedet.

### 5.1 Tidligere studier av effisiens i de kinesiske aksjemarkedene

En av de tidligste studiene av de kinesiske aksjemarkedene ble gjort av Bailey (1994). Han kom fram til at B-aksjene var lite korrelerte med internasjonale indeksavkastninger og dermed kunne være godt egnet i en diversifisert portefølje. Bailey (1994) viste også til at markedene for A-aksjer og B-aksjer var segmenterte, og at B-aksjene ble solgt til en rabattert pris sammenliknet med A-aksjene. Disse funnene ble av Brooks (2003) erklært som fortsatt gjeldende, da han så på perioden januar 1994 til desember 2001.

Huang (1995) undersøkte effisiens i ni asiatiske aksjemarkeder, deriblant Hongkong. Han forkastet hypotesen om random walk på aksjemarkedet i Hongkong, da han fant positiv seriekorrelasjon i perioden fra 1988 til 1992.

Wu (1996) undersøkte omlag et dusin aksjer fra hver av børsene Shanghai og Shenzhen ved å teste for seriekorrelasjon i perioden juni 1992 til desember 1993. Han konkluderte med at det kinesiske aksjemarkedet var effisient på svak form.

Liu, Song og Romilly (1997) brukte en ADF-test for å undersøke om daglig kursutvikling ved børsene i Shanghai og Shenzhen er å anse som tilfeldig, samt kointegrasjon- og kausalitetstester for å undersøke forholdet mellom de to børsindeksene. Resultatene fra perioden mai 1992 til desember 1995 viste at SSE og SZSE hver for seg følger en random walk, hvilket indikerer at hvert marked er individuelt effisient. Kointegrasjonstesten viste

imidlertid et langsiktig forhold mellom de to markedene. Også kausalitetstesten indikerte at børsene i Fastlandskina er ineffisiente samlet sett.

Laurence, Cai og Qian (1997) testet for svak form effisiens på børsene i Shanghai og Shenzhen, og sammenliknet disse med aksjemarkedene i Hongkong og USA.

Datagrunnlaget deres bestod av daglige observasjoner for A- og B-aksjer i Shanghai og Shenzhen, samt HSI og Dow Jones Industrial Average i perioden mars 1993 til desember 1996. De fant tegn til seriekorrelasjon i de daglige avkastningene til A- og B-aksjer i Shanghai og Shenzhen. Runs test indikerte negative seriekorrelasjoner for A-aksjer og positive serie-korrelasjoner for B-aksjer ved begge børsene. De fant også at graden av seriekorrelasjon var avtagende etter 1994, med unntak av B-aksjene i Shanghai. Det kausale forholdet de fant mellom A- og B-aksjer mente de skyldes at utenlandske markeder har en betydelig innvirkning på fastlandsindeksene. Forfatterne fant også en svak kausal sammenheng mellom markedene i Fastlandskina og Hongkong, og en sterk sammenheng mellom det amerikanske aksjemarkedet og de kinesiske (HSI, SZSC, SSE). Den overordnede konklusjonen var at de kinesiske aksjemarkedene i økende grad blir mer integrert i den globale økonomien.

Su og Fleishers (1998) undersøkelser av perioden fra åpning av fastlandsbørsene og fram til desember 1996, viste at risikojustert aksjeavkastning er lav og volatiliteten høy ved SSE og SZSE, sammenliknet med utviklede markeder. De fant også at avkastningene i større grad var positivt seriekorrelerte i Kina enn i utviklede markeder. Su og Fleisher fant også at meravkastningene er mulig å predikere på bakgrunn av historisk informasjon. En analyse av lead-lag-forhold viste at meravkastningen på børsene i Kina er mulig å predikere ut fra laggede meravkastninger fra det kinesiske markedet, laggede endringer i 3-måneders statskasseveksel i USA og laggede meravkastninger i enkelte større kapitalmarkeder. Det var derimot lettere å predikere avkastningene til A-aksjene enn for B-aksjene. B-aksjemarkedet i Shenzhen var minst påvirkbart av sjokk i større aksjemarkeder. De fant også at volatiliteten ble redusert i Shanghai etter at myndighetene i juli 1994 annonserte at markedet skulle liberaliseres.

Abdel-Khalik, Wong og Wu (1999) undersøkte forskjellene i prisene på A- og B-aksjer i perioden 1992-1995 i sammenheng med informasjonsmiljøet i markedet og selskapenes fortjeneste. Funnene indikerer at selskapenes fortjeneste og meravkastning for A-aksjene er

korrelerte, men at dette ikke er tilfellet for B-aksjene. Den høye prisvolatiliteten, myndighetenes inngripen, innsidehandel og begrenset handelsvolum av B-aksjer er oppgitt som mulige årsaker. Det påpekes også at informasjonsmiljøet for A- og B-aksjer er svært ulikt, særlig med tanke på krav til regnskapsføring og revisjon, og at dette kan forklare hvorfor A-aksjene selges for 3-4 ganger høyere pris enn tilsvarende B-aksjer.

Chow, Fan og Hu (1999) viste at de logaritmiske aksjeprisene ved SSE i perioden 1993 til 1997 er en lineær funksjon av forventede logaritmiske dividender og forventet vekst i dividende. Forfatterne påpeker også at de estimerte parameterne for SSE er svært lik rapporterte parametere for aksjer handlet på HKSE og NYSE.

Mookerjee og Yu (1999) studerte aksjemarkedene i Fastlandskina fra de ble åpnet og fram til desember 1993. De testet for seriekorrelasjoner ved bruk av Runs test. Resultatet indikerte signifikant ineffisiens for både Shenzhen- og Shanghaiindeksen. Statlige og institusjonelle enheters eierskap til store andeler av aksjene, høy volatilitet på grunn av myndighetenes mange plutselige inngripener, utilstrekkelig infrastruktur, både fysisk og juridisk, samt mangelfull ekspertise og geografisk segmentering av markedene var blant faktorene Mookerjee og Yu mente forårsaket ineffisiensen.

Darrat og Zhong (2000) studerte daglige avkastninger av A-aksjer fra oppstarten av børsene i Shanghai og Shenzhen og frem til 1998. Ved bruk av Variance ratio test og en metode for modellsammenlikning forkastet de hypotesen om random walk for begge indeksene. Resultatene deres viste at prisene på A-aksjene var positivt seriekorrelerte, hvilket tyder på potensial for forutsigbarhet. De mente ineffisiensen kunne skyldes lite handel, asymmetrisk informasjon, ineffektivt rettssystem og mangel på transparens.

Ma og Barnes (2001) undersøkte SSEC og SZSCs daglige, ukentlige og månedlige avkastninger fra fastlandsbørsenes åpning fram til april 1998. Ved bruk av seriekorrelasjonstester og variance ratio test fant de at de daglige avkastningene til SSEC og SZSC er høyt korrelerte. De ukentlige og månedlige avkastningene til de to indeksene viste tegn til seriekorrelasjon, dog ikke like signifikant som de daglige. Studien viste også at de individuelle aksjeklassene i større grad var markedseffisiente enn børsindeksene, og at SZSC var tilsynelatende mer effisient enn SSEC. Videre viste B-aksjene større brudd med

random walk hypotesen enn A-aksjen. Ma og Barnes hevder videre at lav handdelsaktivitet av B-aksjen er hovedårsaken til fraværende effisiens i markedet for B-aksjer.

Xu (2000) fant en autoregressiv modell som beskriver avkastning- og volatilitetsmønstre på børsen i Shanghai i perioden fra januar 1993 til desember 1995. Xu fant også et lagget forhold mellom volatilitet og handelsvolum for A-aksjer. Funnene indikerte også at B-aksjene oppførte seg annerledes enn A-aksjene hva gjaldt avkastning og volatilitet.

Lee, Chen og Rui (2001) forkastet hypotesen om random walk for SSE og SZSE i perioden 1990 til 1997. Ved GARCH-modeller som verktøy fant de høy og forutsigbar volatilitet, men ikke noe forhold mellom forventet avkastning og forventet risiko. Daglig handelsvolum hadde ingen signifikant forklaringskraft for den betingede daglige volatiliteten, men de påpekte at noe av ineffisiensen kunne skyldes lavt handelsvolum.

Kang, Liu og Ni (2002) undersøkte SSE og SZSE i perioden januar 1993 til januar 2000. De fant unormalt store profitter for kontrære strategier på kort sikt og for momentumstrategier på mellomlang sikt i A-aksjemarkedet. De konkluderer med at markedets overreaksjon på informasjon på selskapsnivå er den største årsaken til kortsiktige profittmuligheter, og at negativ kryss-seriekorrelasjon bidrar til momentumprofitt.

Groenewold, Tang og Yanrui (2004) undersøkte forholdet mellom aksjeprisene i Fastlandskina og nabomarkedene, Hongkong og Taiwan i perioden oktober 1992 til november 2001. Ved bruk av variance ratio test og Grangers kausalitetstest finner de sterke samtidforhold mellom Shenzhen og Shanghai, men at disse er relativt isolert fra de to andre markedene. De finner imidlertid at Hongkong til en viss grad kan predikere avkastninger på fastlandet i årene etter den asiatiske krisen i 1997, og at avkastningene ved HKSE viste seg å være noe predikerende for avkastninger i Taiwan, men ikke omvendt.

Seddighi og Nian (2004) konkluderer i sin studie med at aksjekursene i Shanghai ikke følger en random walk. Denne hypotesen ble også testet av Lima og Tabak (2004), som analyserte daglige avkastninger fra A –og B- indeksene på SSE og SZSE, samt HSI i perioden 1992-2000. Lima og Tabak kom ved hjelp av variance ratio tester fram til at B-aksjene ikke følger en random walk, men at de ikke kunne forkaste random walk hypotesen

for A-aksjene og HSI. Også Lima og Tabak peker på illikviditet og lavt handelsvolum i markedet for B-aksjer som hovedårsaken til forskjellen mellom de to markedene.

Chen og Li (2006) studerte A-aksjene på SZSE i perioden august 1994 til august 2002. De fant indikasjoner på at tekniske analyser av volum er en bedre metode for å finne mønster av fremtidig avkastning enn tekniske analyser av prisbevegelser. Bevisene for dette var imidlertid veldig svake, og ikke signifikante.

Chung (2006) hevder i sin studie at det kinesiske aksjemarkedet beveger seg mot et mer effisient marked. Forfatteren har brukt seriekorrelasjonstester, variance ratio test, ADF-test og OLS-regresjon for å undersøke SSE og SZSE i perioden februar 1992 til desember 2006. På bakgrunn av dette forkastes random walk-hypotesen for både SSE og SZSE, men man finner også at enkelte delperioder innfrir kravene til svak form-effisiens. Chung finner blant annet at det kinesiske aksjemarkedet er blitt mer effisient etter 2001. I likhet med flere andre studier finner Chung at B-aksjene har flere brudd på random walk-hypotesen enn A-aksjene.

Balsara, Chen og Zheng (2007) brukte blant annet variance ratio test for å forkaste hypotesen om random walk på børsene i Shanghai og Shenzhen. De fant også signifikante positive avkastninger på individuelle aksjer ved bruk av flere tekniske handelsstrategier.

Carpenter et. al (2014) studerte utviklingen av det kinesiske aksjemarkedet i perioden 1995-2012 med hensyn på aksjer notert på både SSE og SZSE. De hevder at markedene fremstår som attraktive for de internasjonale investorer som har tilgang, og som ønsker en diversifisert portefølje. Den gjennomsnittlige månedlige meravkastningen er dobbelt så stor som i USA-markedet, samtidig som at fastlandsbørsene er lite korrelert med verdensmarkedet. Dette fører til at det kinesiske aksjemarkedet tilbyr en høy alfa til de investorene som kan navigere seg inn i markedene. De konkluderer med at det kinesiske aksjemarkedet i økende grad vil tiltrekke seg kapital, allokere det effektivt og bidra til økonomisk vekst.



## 5.2 Tidligere studier om forholdet mellom aksjemarkedet i USA og det kinesiske aksjemarkedet

Kinas sterke økonomiske vekst de siste tiårene har ført til at det kinesiske aksjemarkedet har blitt et av verdens største. Global integrering av finansielle markeder har økt fordi investorer søker en mer diversifisert portefølje med høyere risikojustert avkastning, samt at finansmarkedene har blitt mer liberaliserte. Det er naturlig å bruke amerikanske økonomiske variabler som en målestokk for global økonomisk aktivitet, siden USA er verdens største økonomi og Kinas viktigste handelspartner

Hu, Schen, Fok og Huang (1997) analyserte smitteeffektene av volatilitet mellom blant annet USA-markedet og det kinesiske aksjemarkedet i perioden 1992-1996. Indeksene som ble benyttet i studien var Dow Jones Index, HSI, Shanghai A-indeks og Shenzhen A-indeks. De fant at det var en sammenheng mellom volatiliteten til markedet i USA og Hongkong, samtidig som at de kinesiske indeksene er korrelert med avkastningsvolatiliteten i USA.

I en studie utført av Huang, Yang og Hu (2000) analyseres kausalitet og kointegrasjonsforholdet mellom USA og Kina over en femårsperiode (1992-1997) basert på daglig aksjepriser fra SSE, SZSE, HSI og Dow Jones. De fastslår at det ikke eksisterer et kointegrasjonsforhold mellom USA og Kina. Ved bruk av Granger kausalitetstest viser de at aksjemarkedet i USA har påvirkningskraft på det kinesiske aksjemarkedet.

Long, Payne og Feng (1999) undersøkte markedseffisiens for A- og B-aksjer på SSE relativt til NYSE basert på ukentlige avkastninger over en tidsperiode på to år (1992-1994). På bakgrunn av flere ulike tester finner de at aksjemarkedet i Shanghai er mer effisient enn aksjemarkedet i USA.

Chow og Lawler (2003) foretok en tidsserieanalyse av SSE og NYSE Composite Index for å sammenlikne ukentlige avkastninger og volatiliteten i de to markedene. Analysene ble basert på autoregressive modeller og Granger kausalitetstest. På grunn av få positive korrelasjoner i både avkastning og volatilitet konkluderes det med at SSE og NYSE Composite Index ikke var integrerte i testperioden fra 1992-2002.

Yang, Kolari og Min (2003) studerte det langsiktige forholdet og den kortsiktige dynamikken mellom USA og ti asiatiske aksjemarkeder, deriblant Hongkong. Datagrunnlaget var hentet fra perioden 1995-2001, men forfatterne la særlig vekt på tidsperioden rundt den asiatiske finanskrisen. Konklusjonen var at kointegrasjonen mellom aksjemarkedet i Hongkong og aksjemarkedet i USA ble styrket under Asiakrisen, og har vedvart siden. USA påvirket de asiatiske markedene i testperioden, men påvirkningen var ikke gjensidig.

Tian (2007) undersøkte sammenhengen mellom SSEC og S&P 500 i tidsperioden 1993 til 2007. Funn tyder på at det er en prissammenheng mellom A-aksjer og S&P 500 i perioden etter den asiatiske finanskrisen. Det er imidlertid ikke tegn til en signifikant sammenheng mellom B-aksjer og S&P 500. Wang og Iorio (2007) studerte integrasjonen mellom aksjeklassene A, B og H og MSCI World basert på daglige avkastninger i perioden 1994-2004. I studien konkluderes det med at A-, B- og H-aksjene ikke har blitt mer integrert med verdensindeksen i løpet av den tiårsperioden som studien baseres på.

Li (2007) hevder i sin studie at det er sammenheng mellom aksjemarkedet i Fastlandskina og markedet i Hongkong, men ingen direkte sammenheng mellom Fastlandskina og USA. Hans studie baserer seg på daglige avkastninger fra januar 2000 til august 2005. Studien dekker altså ikke perioden etter den strukturelle reformen i det kinesiske aksjemarkedet, som trådte i kraft på slutten av 2005. Dette skillet markerte en overgang til et mindre ekskluderende, mer transparent og generelt mer moderne kinesisk aksjemarked (Moon og Yu, 2010)

Lin, Menkveld og Yang (2009) studerte blant annet korrelasjonen mellom indeksene Shanghai-A, Shanghai-B, Shenzhen- A og Shenzhen-B i forhold til S&P 500, men fant ingen beviser for økt korrelasjon mellom markedene i perioden 1993 til 2006.

Moon og Yu (2010) undersøkte hvordan ny informasjon påvirket avkastningen og volatiliteten til S&P 500 og SSEC i perioden 1999-2007. De fant at etter 2005 har volatiliteten i S&P 500 påvirket volatiliteten til SSECs avkastninger. Dårlige nyheter fra USA øker volatiliteten til SSEC og dårlige nyheter i Kina øker volatiliteten i USA. Forfatterne fant at volatiliteten til SSEC påvirker volatiliteten til S&P 500 etter 2005.

Funnet begrunnes med at Kinas aksjemarked har fått større påvirkningskraft på de internasjonale markedene etter at markedet ble mer likvid og åpent.

Etter å ha studert forholdet mellom SSEC, HSI, S&P 500, og MSCI World-indeksen fant Johansson (2010) beviser for at det kinesiske aksjemarkedet har opplevd en økende grad av integrasjon med flere av de store verdensmarkedene det siste tiåret, spesielt gjennom finanskrisen. Studien baserer seg på tall hentet fra perioden etter at Kina ble medlem av WTO i 2001.

I 2010 studerte Wang og Wang (2010) koblingen mellom Kina og USA i form av pris -og volatilitetseffekter i de to markedene. Dette med utgangspunkt i indeksene S&P 500, Nikkei 225, SSEC og SZSC. De fant at smitteeffekten for volatilitet er sterkere enn for prisendringer, i forholdet mellom aksjemarkedene i Kina og USA. På grunnlag av data fra perioden 1992 til 2004 finner de et gjensidig påvirkningsforhold mellom de to markedene.

Li (2012) undersøkte hvordan Kinas økonomiske reformer har påvirket forholdet mellom SSEC og andre utenlandske indekser, deriblant S&P 500. Resultatene fra analysene viser en svak korrelasjon mellom SSEC og S&P 500, og at gjensidig avhengighet mellom aksjemarkedene er svak i perioden 1992 til 2010.

Ved bruk av flere ulike tester undersøkte Zhou, Zhang og Zhang (2012) om det fantes volatilitetsoverføring mellom SSEC, HSI og andre store indekser, deriblant S&P 500, i perioden 1996-2009. I studien finner de at aksjemarkedet i Kina var sterkt påvirket av volatiliteten i S&P 500, men etter 2005 er det signifikante tegn til at Kina har hatt økt påvirkning på de andre markedene. Goh, Jiang, Tu og Wang (2013) var også enig i at amerikanske økonomiske variabler har en signifikant evne til å prognostisere det kinesiske aksjemarkedet. Det kom fram gjennom studier av A-aksjene ved SSEC og SZSC, samt S&P 500, i tidsperioden 1993 til 2008.

Ye (2014) studerte interaksjonen mellom SSEC, SZSC og S&P 500 i perioden 2001 til 2010. Resultatene viser at S&P 500 har en signifikant evne til å predikere avkastningen til de kinesiske indeksene. Videre dokumenteres det at S&P 500 inneholder viktig informasjon som påvirker åpningsprisene i det kinesiske aksjemarkedet. Funnene indikerte også at de daglige avkastningene til SSEC kunne predikere åpningsverdien i det amerikanske

markedet i begynnelsen av 2010. Ye påpeker at det er nødvendig med videre analyser for å undersøke om denne effekten har vedvart.

### **5.3 Tidligere studier av kalenderanomalier i det kinesiske aksjemarkedet**

Aggarwal og Rivoli (1989) fant januareffekt i aksjemarkedet i Hongkong i perioden 1976 til 1988. Pangs (1988) studie ga også indikasjoner på månedseffekter i januar, april og desember i Hongkong. Cadsby og Ratner (1992) fant på sin side ingen bevis for månedlige effekter i Hongkong. Deres studie viste imidlertid at flere aksjemarkeder opplevde helligdagseffekt i forkant av stengt børs, men at Hongkong var den eneste av de undersøkte markedene hvor effekten ble funnet i forkant av tradisjonelle amerikanske helligdager. Wong (1995) var enig med Cadsby og Ratner i at det ikke fantes sterke indikatorer på månedseffekter i Hongkong.

Liu, Song og Romilly (1997) fant helgeeffekter og helligdagseffekter, men ingen bevis for januareffekt på SZSE og SSE. Det samme fant Mookerjee og Yu (1999b) i perioden fra fastlandsbørsenes åpning og fram til desember 1993. Xu (2000) fant imidlertid ingen signifikante ukedagseffekter i det kinesiske aksjemarkedets avkastninger.

Chen, Kwok og Rui (2001) undersøkte avkastning i aksjemarkedene i Shanghai og Shenzhen i perioden januar 1995 til desember 1997, hvor de fant en signifikant lavere avkastning på tirsdager. Deres funn var imidlertid svært avhengig av perioden og valg av metode. Groenewold, Tang og Wu (2003) bekreftet Chen, Kwok og Ruis funn om at tirsdag ga signifikant lavere avkastning enn onsdager på børsene i Shanghai og Shenzhen i perioden 1992 til 2001, men hevdet at denne effekten så ut til å forsvinne rundt årtusenskiftet. Forfatterne kom fram til at kinesisk nyttår var den eneste høytiden som hadde en signifikant effekt på børsene i Shanghai og Shenzhen, men kun i visse perioder.

McGuinness (2005) fant helligdagseffekt på børsen i Hongkong. Han var enig med Cadsby og Ratner i at amerikanske helligdager forklarte denne effekten i perioden 1975 til 1990, men at kinesisk nyttår var hovedårsaken til helligdagseffekten i Hongkong i perioden 1995 til 2005.

Kling og Gao (2005) argumenterte for at kalendereffektene har blitt svekket over tid i Kina, i tråd med det Haugen og Jorion (1996) spådde. Deres studie av SSE og SZSE i perioden 1990 til 2001 viste at februar i det kinesiske markedet tilsvarer desember i amerikanske og europeiske aksjemarkeder. Etter kinesisk nyttår er gjennomsnittlig avkastning signifikant høyere enn andre måneder. Videre poengterer de at dette ikke kan skyldes skattegevinster, da det ikke er skatt på kapitalgevinst i Kina. Ved å undersøke ukedagseffekter på børsene Shenzhen og Shanghai i perioden 1990 til 2002 fastslo Kling og Gao (2005) at fredager har en signifikant positiv avkastning, mens mandager har hatt svært lave avkastninger. De argumenterer videre for at ukedagseffektene er mindre signifikante enn månedseffektene.

Mitchell og Ong (2006) fant at A-aksjene hadde ukedagseffekter som liknet ukedagseffektene i USA. B-aksjene ble i større grad påvirket av børsutviklingen i USA den foregående dagen, hvilket forfatterne mente forårsaket den negative tirsdagseffekten. Zhang, Li, Tang og Zhang (2006) observerte på sin side positiv tirsdagseffekt etter 1996, og høye risikjusterte fredagsavkastninger før 1997.

Chung (2006) undersøkte børsene i Shanghai og Shenzhen i perioden 1992 til 2005, og fant at SSE og A-aksjene i Shanghai har hatt signifikant negative avkastninger på torsdager. Med disse resultatene konkluderte Chung med at børsen i Shanghai har flere brudd på random walk-hypotesen enn børsen i Shenzhen, hvor de ikke fant signifikante ukedagseffekter.

Sifengs (2008) undersøkelser viste at Shanghaibørsen ikke bare har helligdagseffekt i forkant av stengt børs, men også har positive helligdagseffekter i etterkant av høytidsdager, hvilket er et mindre utbredt fenomen. Nyttår hadde kun helligdagseffekt før stengt børs, mens kinesisk nyttår og arbeidernes dag både har positive meravkastning i tiden før og etter børsen har vært stengt. Sifengs videre undersøkelser viste også at selv om man tar ukedagseffekter med i betraktningen er fortsatt helligdagseffektene signifikant og positive.

Luo, Gan, Hu og Kao (2009) fant også signifikante ukedagseffekter på børsene i Shanghai og Shenzhen. De påpeker imidlertid at ukedagseffektene har endret seg gjennom ulike perioder. Tirsdager hadde høyest avkastning og lavest volatilitet for den samlede perioden, og etter den asiatiske finanskrisen. Dette var derimot ikke tilfellet i perioden før og under asiakrisen. Ukedagseffektene er sterkere i markedet for B-aksjer enn for A-aksjene, hvilket

impliserer at A-aksjemarkedet er mer effektivt enn B-aksjemarkedet. Forfatterne mener dette skyldes myndighetenes inngripen, og at A- og B-aksjemarkedene domineres av to ulike investortyper.

#### **5.4 Tidligere studier om hvordan folklore påvirker markeder**

Det finnes en rekke anekdotiske bevis for at folketro påvirker finansielle beslutninger. Det finnes derimot lite empirisk forskning på temaet. I 1987 fant Kolb og Rodriguez (1987) at verdipapirer hadde signifikant lavere avkastning på fredag den 13. Psykologiske studier gjort av Darke og Freedman (1997) indikerer at lykketall påvirker menneskers optimisme i hverdagen. Mer spesifikt finner man at asiatiske investorer er villige til å påta seg mer risiko i finansielle investeringer dersom de eksponeres for lykketall (Jiang, Cho, & Adaval, 2009).

Simmons og Schindlers (2003) studie viste at kinesiske selskaper har en klar tendens til å prisgi varene med tall som anses som lykkebringende. Man ser at selskapene unngår tallet 4, mens 8 brukes så ofte at funnene er å regne som signifikante.

Yuan, Zheng og Zhu (2006) fant en signifikant sammenheng mellom aksjeavkastninger og månefaser da de undersøkte en portefølje av indekser fra 48 land i perioden 1973-2001. Det viste seg at aksjeavkastningen per år var om lag 3 % - 5 % lavere i syvdagersvinduet rundt fullmåne relativt til samme vindu rundt nymåne. Tre år tidligere hadde Hirshleifer og Shumway (2003) funnet en signifikant korrelasjon mellom antall solskinnstimer og markedsavkastninger.

Brown og Mitchell (2008) studerte Shenzhen- og Shanghaibørsene i perioden 1994 til 2002. De fant at priser på A-aksjer som ble solgt på Shanghaibørsen hadde dobbelt så stor sannsynlighet for å ende på tallet 8, enn å ende på tallet 4. De finner også en preferanse for 8 på Shenzhenbørsen. Preferansene var svakere for B-aksjer. Funnene indikerer imidlertid at disse preferansene har blitt svekket over tid. Brown og Mitchells observasjoner ble understøttet av Feng-yuan (2008) analyser fra samme år.

En studie gjort av Meisami (2013) konkluderer med at HSI har hatt signifikant høyere avkastning i rottens år enn i slangens år. Dette stemmer godt overens med kinesernes forventninger til de ulike årene. Slangens år er for mange assosiert med børskrise og nedgangstider, og redselen for nettopp dette kan bidra til en selvoppfyllende profeti. Studien viser også at indeksens gjennomsnittlige verdistigning er høyere i Yang-år enn i Yin-år, men at forskjellen ikke er å regne som signifikant. Resultatene er imidlertid i samsvar med hypotesen om at Hang Seng-investorene bryr seg mer om Yin og Yang enn S&P-investorene (Meisami, 2013).

Hirshleifer, Jian og Zhang (2014) fant at frekvensen av tall som er ansett som lykkebringende i kinesisk kultur er overrepresentert i kodene selskapene får ved børsnotering, i forhold til hva som forventes ved en tilfeldighet. Videre fant de at nylig børsnoterte selskaper med antatt lykkebringende koder blir handlet til en premie etter børsnoteringen.

Fortin, Hill og Huang (2014) viste at kinesisk folketro har betydning for boligprisene i områder i Nord-Amerika med en betydelig andel kinesiske og japanske innvandrere. Gjennom undersøkelser av 117 000 boligsalg, fant de at hus med gatenummer som slutter på 4 i gjennomsnitt selges med en rabatt på 2,2 % og at gatenummer som slutter på 8 ble solgt til en premie på 2,5 % sammenliknet med andre gatenummer.

Chung, Darrat og Li (2014) fant at den fjerde dagen i måneden gir signifikant lavere avkastning for kopper, bomull og soyabønner på råvaremarkedet i USA. Dette mener de kan skyldes at Kina står for halvparten av USAs eksport av disse råvarene, og at 4 er kjent som et ulykkebringende tall i kinesisk kultur. På bakgrunn av dette åpner de for at det kan være mulig å finne en profitabel handelsstrategi basert på dag nummer fire i måneden.

## 6 Metodiske tilnærminger ved testing for svak form effisiens

### 6.1 Test av seriekorrelasjon

Seriekorrelasjonstester er et hyppig brukt verktøy for å teste om aksjekursutviklingen følger en random walk. En slik test måler hvorvidt korrelasjonskoeffisienten mellom avkastning og lagget avkastning er signifikant forskjellig fra null. Den kan si hvorvidt avkastninger i de kinesiske aksjemarkedene kan karakteriseres som serieavhengig. En korrelasjon mellom de laggede avkastningene indikerer at avkastningen er predikerbar, mens en korrelasjon nær null indikerer tilfeldighet (random walk). Gitt kovarians-stasjonæritet i tidsserien,  $r_t$  og  $k$ -ordens seriekorrelasjonskoeffisient gitt ved  $\rho(k)$ :

$$\rho_k = \frac{\frac{1}{T-K} \sum_{t=k+1}^T (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y - \bar{y})^2}$$

Koeffisienten er alltid 1 ved null lag, og har en tendens til å synke med flere lag.

Nullhypotesen er at det ikke finnes noen seriekorrelasjon: at  $\rho$  er lik 0. Den alternative hypotesen er at det finnes seriekorrelasjon:  $\rho$  er signifikant forskjellig fra 0. Et 95 % konfidensintervall er gitt ved  $\pm 1,96/\sqrt{T}$ .

Q-testen til Box og Pierce (1970) brukes til å avdekke potensiell seriekorrelasjon for en gruppe seriekorrelasjonskoeffisienter med ulike lag. I stedet for å teste random walk-hypotesen ved hvert lag, tester den generell serieuavhengighet basert på et gitt antall lag. I motsetning til Durbin-Watson-testen, kan denne testen brukes for å undersøke høyere ordens seriekorrelasjon. Ljung og Box (1978) videreutviklet denne modellen slik at det ble bedre egnet ved små utvalgsstørrelser.

#### 6.1.1 Ljung-Box test

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{k=1}^m \rho^2(k)$$

Hvis  $Q$  overstiger kritisk  $\chi^2$  kan vi forkaste nullhypotesen om at det ikke foreligger seriekorrelasjon ved det gitte signifikansnivået. Under nullhypotesen er alle verdier av



$\rho(k)=0$ . Ved å forkaste nullhypotesen aksepterer vi med andre ord at minst en seriekorrelasjon er forskjellig fra 0 (Enders, 2004).  $Q_{LB}$  er kjikvadratfordelt ( $\chi^2$ ) med  $m$  frihetsgrader.  $M$  er maksimalt antall lag ( $k$ ), og  $n$  er utvalgsstørrelsen.

### 6.1.2 Runs test

Runs test er en ikke-parametrisk metode for å teste for seriekorrelasjon og statistisk uavhengighet. Hvis feilleddene til et datasett ikke er tilnærmet normalfordelte kan Runs test være et godt alternativ til metode. Dersom en serie av observasjoner er tilfeldige, skal observerte antall runs være tilnærmet lik det forventede antall runs som modellen predikerer. Et run defineres som en sekvens med uavbrutte positive eller negative meravkastninger relativt til den gjennomsnittlige avkastningen. Dersom det oppnås et veldig høyt eller veldig lavt antall runs tyder det på serieavhengighet. Få runs indikerer positiv seriekorrelasjon, mens mange runs indikerer negativ seriekorrelasjon. Nullhypotesen er at det ikke finnes korrelasjon mellom historiske avkastninger. Dersom nullhypotesen blir forkastet er det et brudd på EMH. Følgende formler benyttes i anvendelsen av runs test:

$$\text{Forventede runs: } E(R) = \frac{2N_1N_2}{N} + 1$$

$$\text{Varians } (\sigma_R^2) : \frac{2N_1N_2(2N_1N_2-N)}{N^2(N-1)}$$

$R$  er antall runs,  $N$  tilsvarer totalt antall observasjoner,  $N_1$  er antall positive observasjoner og  $N_2$  er antall negative observasjoner. Ved et stort antall observasjoner ( $N > 30$ ) forventes det at det totale antallet runs ( $R$ ) er normalfordelt med forventede antall runs lik  $E(R)$  og standardavvik lik  $\sigma_R$ . Differansen mellom faktiske runs og forventede antall runs kan uttrykkes ved hjelp av den standardiserte variabelen,  $Z$ . En negativ  $Z$ -verdi indikerer en positiv seriekorrelasjon, mens positiv  $Z$ -verdi indikerer negativ seriekorrelasjon.

$$Z = \frac{R - E(R)}{\sigma} \quad Z \sim N(0,1)$$

### 6.1.3 Autoregressiv modell AR(n)

For å teste for svak form effisiens er AR-modeller hyppig brukte metoder. Ifølge EMH skal all informasjon være reflektert i dagens aksjekurser og det vil ikke være mulig å bruke tidligere aksjekurser for å predikere fremtidig avkastning. AR-modellen forteller om dagens avkastning avhenger av tidligere avkastninger, og dermed om historiske avkastninger kan danne føringer for fremtidige avkastninger. Nullhypotesen er at man ikke kan bruke tidligere avkastninger til å predikere fremtidig avkastning.

$$\text{AR (n)-modell: } r_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i r_{t-i} + \varepsilon_t$$

hvor  $r_t$  er avkastning i dag (t),  $\beta_i$  måler hvorvidt  $r_{t-i}$  har forklaringskraft på  $r_t$ . n angir antall lags. Variasjon som ikke lar seg forklare av modellen fanges opp av restleddet,  $\varepsilon_t$ . Dersom de estimerte  $\beta$ -parameterne er signifikant forskjellig fra null forkastes nullhypotesen.

## 6.2 Lead-lag på tvers av indekser

Vi benytter lead-lag metoden for å undersøke om avkastningen i en indeks drives av avkastningen i en annen indeks. Modellen forsøker å forklare avkastningen i dag ved å inkludere både tidligere avkastninger i eget marked, og tidligere avkastning i de andre markedene. Nullhypotesen er at det ikke finnes sammenheng mellom avkastning i periode t og avkastninger i foregående periode, t-1. Dersom vi finner at det er en sammenheng mellom avkastningen i periode t og avkastningene i periode t-1 vil det være brudd på EMH. I denne modellen ser vi kun på førsteordens seriekorrelasjon. Modellen formuleres slik:

$$r_{i,t} = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i r_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

hvor  $r_{i,t}$  er avkastning til marked i ved tidspunkt t,  $r_{i,t-1}$  er avkastningen til marked i ved tidspunkt t-1.  $\beta_i$  måler hvorvidt  $r_{i,t}$  kan forklares av  $r_{i,t-1}$ ,  $\varepsilon_t$  er restleddet og m er det totale antall indekser som inkluderes i modellen. For å estimere modellen benyttes OLS regresjon og t-test for å avgjøre om estimatene er signifikant forskjellige fra null.

Lead-lag forholdet mellom prisendringer i ulike markeder illustrer hvor raskt et marked reflekterer ny informasjon relativt til det andre markedet, og om markedene er linket sammen. I et effisient marked vil investoren være indifferent til hvilket marked han skal investere i siden ny informasjon er reflektert i begge markedene simultant. Hvis et marked reagerer raskere på informasjon enn det andre markedet på grunn av markedsfriksjoner som transaksjonskostnader er det observert et lead-lag forhold i avkastningene (Kavussanos, Visvikis, & Alexakis, 2008)

### 6.3 Lead-lag: Hvordan store avkastninger for S&P 500 påvirker de kinesiske indeksene

Tidsforskjellen mellom Kina og New York er 12 timer ved sommertid og 13 timer ved vintertid. Tidsforskjellen betyr at det ikke er overlapping i åpningstidene mellom de to børsene. Når børsene åpner i Kina, er de allerede stengt i New York. Avkastningen til S&P 500 i dag, vil dermed ikke kunne påvirke avkastningene i Kina før de kinesiske børsene har stengt. For å undersøke om store kursendringer for S&P 500 kan predikere avkastning for børsindeksene i Kina estimeres modellen under. Vi har definert store endringer til å være minst to ganger standardavviket til S&P 500, justert for den gjennomsnittlige avkastningen til samme indeks. Dummyvariablene tar verdien 1 når gårsdagens avkastning til S&P 500 var høyere (lavere) enn  $\bar{r} + (-) 2\sigma$ .

$$r_t^{Kina} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1,t-1}^{S\&P\ 500} + \alpha_2 D_{2,t-1}^{S\&P\ 500} + \epsilon_t$$

$\alpha_0$  representerer den gjennomsnittlige avkastningen til kinesiske indekser når den absolutte meravkastningen til S&P 500 har vært mindre enn to standardavvik.  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$  angir den gjennomsnittlige meravkastningen til kinesiske indekser som følge av at den absolutte meravkastningen til S&P 500 har vært større enn to standardavvik, herunder positive og negative avkastninger.

### 6.4 Lead-lag: Hvordan store avkastninger for kinesiske indekser påvirker S&P 500

Etter å ha studert hvordan endringer i S&P 500 påvirker avkastningene til de kinesiske indeksene har vi undersøkt om endringer i avkastning i Kina påvirker avkastningen til S&P 500. For å ta hensyn til tidsforskjellene brukes avkastningene til indeksene fra samme dag.

Modellen som benyttes er lik som den forrige. Den avhengige variabelen er erstattet av avkastningen til S&P 500, mens  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$  angir den gjennomsnittlige meravkastningen til S&P 500 som følge av at meravkastningen til de kinesiske indeksene har vært større enn to standardavvik, henholdsvis positiv og negativ

$$r_t^{S\&P\ 500} = \alpha_0 + \alpha_1 D_1^{Kina} + \alpha_2 D_2^{Kina} + \epsilon_t$$

Tabell 7: Åpningstider for de ulike børsene

Børs	Lokal tid	Tidsforskjell fra UTC
SSE/SZSE	09.30-15.00	UTC +8 timer
HKSE	10.00-16.00	UTC +8 timer
NYSE	09.30-16.00	UTS -4 timer (-5 timer vintertid)

### 6.5 Test av volatilitetsoverføring mellom markeder

Markedseffisienshypotesen på svak form hevder at det er umulig å oppnå risikojustert meravkastning ved bruk av handelsstrategier basert på historisk informasjon, da denne informasjonen allerede er bakt inn i aksjeprisen. Dette innebærer at ny informasjon som har betydning for aksjeprisen i flere markeder når ut til markedene samtidig, slik at prisvolatilitetsoverføringen skjer umiddelbart. Alternativt kan ny informasjon reflekteres tidligere i prisene i et marked enn et annet. I så tilfelle kan prisvolatiliteten i dette markedet brukes til å forutse volatilitet i det andre markedet, hvilket er et brudd på EMH. Dersom man skal oppnå høyere risikojustert avkastning holder det ikke nødvendigvis å finne mønstre i avkastning. En tilhenger av effisienshypotesen vil argumentere for at den meravkastningen man eventuelt oppnår vil være et resultat av risikoen man påtar seg ved å benytte handelsstrategien. Dersom man derimot finner struktur i risikojustert avkastning er det mulig å «slå markedet», gitt at transaksjonskostnadene ved handelsstrategien er lavere enn den risikojusterte meravkastningen. Videre er informasjon om volatilitetsoverføringer et nyttig verktøy i allokeringen av investeringer og porteføljesammensetting.

Den asiatiske finanskrisen startet i Thailand, men på grunn av volatilitetsoverføringen spredte krisen seg til flere naboland. Kina har beveget seg mot et mer liberalisert marked med friere handel og sterkere finansiell integrering. Dette kan gjøre de kinesiske markedene mer eksponert for volatilitetsoverføringer fra andre markeder. Vi skal undersøke om

volatiliteten i USA-markedet har innvirkning på de kinesiske markedene, og omvendt. Deretter skal vi se om volatiliteten til noen av de kinesiske indeksene kan brukes til å forutse volatiliteten til de andre kinesiske indeksene. For å se om disse effektene har endret seg i løpet av de siste 20 årene vil vi også analysere fire delperioder. Vi benytter en ECCC-GARCH modell for å estimere volatilitetsoverføringen.

De tre likningene under representerer en univariat GARCH(1,1)-modell.

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$h_t = a + A\varepsilon_{t-1}^2 + Bh_{t-1}$$

$$\varepsilon_{i,t} = h^{1/2}z_{i,t}, \quad z_t \sim ID(0, P_t)$$

Her er  $r_t$  den logaritmiske avkastningen,  $\mu$  er forventet verdi for  $r_t$  ved tid  $t$  og  $\varepsilon_t$  er feilleddet som angir forventningsjustert avkastning ved tid  $t$ .  $z_t$  er uavhengige og identisk fordelte variable med  $E[z_t] = 0$  og  $\text{Var}[z_t] = 1$ .  $h_t$  er varians ved tid  $t$  betinget på historien. Den mest brukte metoden for å estimere parameterne, og dermed  $h_t$ , er «maximum likelelikelihood». Metoden gir de mest sannsynlige verdiene til estimatene, gitt de faktiske dataene. For lengre tidsserier er databehandlingen så omfattende at gjennomføringen forutsetter bruk av programvare.

CCC-GARCH er en av de mest anvendte MGARCH-modellene da den inneholder et begrenset antall parametere, slik at den er enkel å estimere og tolke. MGARCH står for Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. CCC-GARCH er en MGARCH med tidsvarierende betinget varians og kovarians, men konstant betingede korrelasjoner. En bivariat CCC-GARCH(1,1) er representert i matrisen under.

$$\begin{bmatrix} h_{1,t} \\ h_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ 0 & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & 0 \\ 0 & B_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{2,t-1} \end{bmatrix}$$

Denne modellen fanger imidlertid ikke opp overføring av volatilitet mellom ulike tidsserier. For å estimere «spillover»-effekter av volatilitet mellom markeder må man derfor utvide denne modellen noe.  $\varepsilon_1$  og  $\varepsilon_2$  estimeres ved en bivariat Vector Autoregression (VAR)-modell for avkastning i henholdsvis marked 1 og marked 2. VAR(1)-modellen, med to variable, er gitt ved:

$$\begin{bmatrix} r_{1,t} \\ r_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Theta_{11} & \Theta_{12} \\ \Theta_{21} & \Theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$r_{it}$  er en 2x1-vektor av daglige avkastninger ved tidspunkt  $t$  i marked  $i$ . De diagonale parameterne  $\Theta_{ii}$  angir effekten av gårsdagens avkastning på dagens avkastning i samme marked, mens  $\Theta_{ij}$  er spillovereffekter av avkastning mellom markedene. Deretter finner man volatiliteten,  $h_i$ , ut fra prinsippet om maximum likelihood. Ut fra dette kan man finne spillovereffekter av volatilitet ved hjelp av en modell som ofte refereres til som ECCC-GARCH: Extended Constant Conditional Correlations GARCH.

$$\begin{bmatrix} h_{1,t} \\ h_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{2,t-1} \end{bmatrix}$$

$h_{it}$  er den betingede variansen til marked  $i$  ved tidspunkt  $t$ .  $a_i$  er den vektete variansen i det lange løp. A-verdiene representerer ARCH-effektene, som er en indikasjon på den kortsiktige utholdenheten av sjokk (sjokkets styrke på kort sikt).  $A_{11}$  og  $A_{22}$  er den kortsiktige effekten av sjokk i eget marked, mens  $A_{12}$  og  $A_{21}$  er den kortsiktige effekten av et sjokk i det andre markedet. B-parameterne representerer GARCH-effektene, som er en indikasjon på den langsiktige utholdenheten av sjokk (styrken av sjokket på lang sikt).  $B_{11}$  og  $B_{22}$  representerer innvirkningen den laggede volatiliteten ( $h_{t-1}$ ) har på den påfølgende dagens volatilitet ( $h_t$ ) i eget marked.  $B_{12}$  angir volatilitets-overføring fra  $h_2$  til  $h_1$ , det vil si fra marked 2 til marked 1.  $B_{21}$  angir volatilitets-overføring fra  $h_1$  til  $h_2$ , det vil si fra marked 1 til marked 2. Vi fokuserer hovedsakelig på  $B_{12}$  og  $B_{21}$ , da disse verdiene gir en indikasjon på volatilitetsoverføring mellom de ulike markedene. For å sjekke om de estimerte parameterne er signifikante benyttes t-tester med utgangspunkt i robuste standardavvik.

Volatilitetsoverføring sier noe om hvordan informasjonen flyter mellom markeder. Hvis ny informasjon når markedene samtidig kan man få en gjensidig volatilitetsoverføring, hvilket ikke nødvendigvis betyr at markedet er ineffisient. Finner man imidlertid at volatilitetsoverføringen kun skjer den ene veien, indikerer dette at ny informasjon reflekteres raskere i prisene i det ene markedet enn det andre. Dermed kan det «ledende» markedet, hvor ny informasjon reflekteres først i prisene, predikere det andre markedet.

## 6.6 Test av kalendereffekter

Kalenderanomalier i aksjemarkedet kan defineres som aksjenes tendens til å gi systematisk forskjellig avkastning ved ulike dager, måneder eller år. En kalenderanomali kan være statistisk signifikant uten å være økonomisk signifikant. Dersom meravkastningen ved å utnytte disse mønstrene er lavere enn transaksjonskostnader og kostnadene ved informasjonsinnhenting vil det ikke være mulig for en investor å «slå markedet». Følgelig er ikke markedet ineffisient i henhold til moderne effisiensteori. Vi vil i første omgang undersøke om det finnes statistisk signifikante kalenderanomalier.

### 6.6.1 Ukedagseffekter

En vanlig tilnærming for å estimere ukedagseffekter innebærer bruk av dummy-variabler:

$$r_t = \alpha + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t$$

Her kan for eksempel mandag være 1, tirsdag 2, onsdag 3, torsdag 4 og fredag 5.  $r_t$  er aksjeindeksens daglige avkastning,  $D_{it}$  er dummyvariabler som tar verdien 1 for den korresponderende avkastningen for dag  $t$ , og 0 ellers. Siden dummyvariabelen for en av ukedagene ikke inngår i likningen, vil  $\alpha$  være gjennomsnittlig avkastning på denne dagen (her: mandag).  $\beta$ -koeffisientene representerer dermed gjennomsnittlig meravkastning relativt til mandag for hver av de resterende dagene børsen har åpnet. En signifikant  $\beta$ -verdi betyr dermed at den gitte dagens avkastning er signifikant forskjellig fra mandagens gjennomsnittlige avkastning. Dersom man på forhånd mistenker at en spesiell dag skiller seg fra de andre, og dermed ønsker å teste for nettopp dette, kan denne metoden være egnet. Dersom man ikke har noen bestemt formening om hvilke ukedagseffekter som finnes, er det bedre metoder som kan anvendes. Alternativt kan man legge inn en dummyvariabel for alle ukedager, inkludert mandag, ved å kutte ut konstantleddet for å unngå å havne i dummy-fellen:

$$r_t = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t$$

I dette tilfellet angir  $\beta$ -verdiene de gjennomsnittlige avkastningene for hver ukedag, og  $t$ -testen sier hvorvidt disse er signifikant forskjellig fra 0. Problemet med denne metoden er at for en lang nok tidsperiode forventes den gjennomsnittlige daglige avkastningen å være

positiv, dog ikke så stor. T-testen vil kunne gi et kunstig bilde av hvilke ukedageseffekter som finnes, da den kun ser på avkastninger og ikke meravkastninger i forhold til hva som er å forvente. Den vil kunne angi signifikans for positive verdier som ikke er signifikant større enn det man kan forvente, og omvendt for negative  $\beta$ -verdier. Positive avvik fra nullavkastning blir med andre ord noe overdrevet, mens tilsvarende negative avvik undervurderes.

Denne skjevheten kan korrigeres ved å kode dummyvariablene annerledes. Det er mulig å legge inn negative koder (dummyverdier) slik at  $\beta$ -verdiene angir meravkastningen relativt til gjennomsnittlig avkastning for alle dagene. Modellen vil også da være « $r_t = \alpha + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t$ », men tolkningen av parameterne blir annerledes ettersom man også bruker negativ koding.  $\alpha$  er den gjennomsnittlige avkastningen for en handelsdag (mandag-fredag), og  $\beta_i$  vil være gjennomsnittlig meravkastning for ukedag  $i$  relativt til gjennomsnittlig daglig avkastning ( $\alpha$ ). T-testen vil si hvorvidt meravkastningen ( $\beta_i$ ) er signifikant. Ulempen med denne metoden er at dersom man ønsker å teste om en ukedagsavkastning er signifikant forskjellig fra resten av ukedagene, vil avkastningen fra denne dagen inngå i gjennomsnittet man sammenlikner med. Dette utgjør et marginalt problem når dummyene blir mange, som når man skal teste for datoeffekter. Det er mulig å unngå problemet ved å estimere fem ulike modeller: én for hver ukedag. På denne måten kan man sammenlikne hver ukedags gjennomsnittsavkastning mot gjennomsnittsavkastningen for de resterende ukedagene. Vi har valgt å benytte denne modellen. Dette fordi vi synes det er mer interessant å se hvorvidt en ukedag er signifikant forskjellig fra de andre dagene sett under ett, enn å teste om en ukedag er signifikant forskjellig fra 0 eller fra hver enkelt av de andre ukedagene.

$$r_t = \alpha + \beta_i D_{it} + \varepsilon_t$$

Ved estimering av denne modellen inkluderer man kun dummyvariabelen for én av ukedagene og  $\alpha$  er lik gjennomsnittlig avkastning for de resterende ukedagene. Det betyr at dersom  $i =$  mandag, vil  $\alpha$  være gjennomsnittlig avkastning for tirsdag, onsdag, torsdag og fredag.  $\beta$  er dermed meravkastningen på mandager relativt til ikke-mandager. T-testen forteller oss om denne meravkastningen er signifikant.



Den samme argumentasjonen som over er overførbart til å gjelde andre effekter som månedseffekter, datoeffekter og helligdagseffekter.

### 6.6.2 Månedseffekter

For månedseffekter trenger vi tolv dummyvariabler,  $M_i$  ( $i=1$  til 12):  $r_t = \alpha + \beta_i M_{it} + \varepsilon_t$

Testene skal gjøres for januar til desember i henhold til gregoriansk kalender, men også for måned 1 til måned 12 i henhold til lunarsolarkalenderen. Særlig er det interessant å se om månedene 4 og 8 skiller seg fra de andre med tanke på avkastning, da tallet 4 regnes som ulykkebringende, mens 8 regnes som lykkebringende. Vi ønsker også å sjekke om skuddmånedene skiller seg fra andre måneder:

$$r_t = \alpha + \beta_i S_{it} + \varepsilon_t$$

$S$  tar verdien 1 for skuddmåneder, 0 ellers.  $\alpha$  angir gjennomsnittlig avkastning for ikke-skuddmåneder.  $\beta$ -parameteren er lik gjennomsnittlig meravkastning for en skuddmåned relativt til en ordinær måned. Den samme metoden benyttes for å undersøke forskjellen mellom Yin- og Yang-år.

### 6.6.3 Datoeffekter

For datoeffekter trenger vi 31 dummyvariabler i henhold til gregoriansk kalender og 30 dummyvariabler i henhold til lunarsolarkalenderen. I tillegg til å teste for datoeffekter ved å benytte samme type tester som over, er det særlig de dagene som regnes som heldige og uheldige i følge kinesisk numerologi som er interessante. Vi ønsker derfor å teste hvorvidt datoer som slutter på lykkebringende tall (6,8,9) gir større avkastning enn datoer som slutter på ulykkestall (4,5).

$$r_t = \alpha + \beta_L D_{Lt} + \beta_U D_{Ut} + \varepsilon_t$$

$D_L$  tar verdien 1 for datoer som slutter på lykketall, det vil si 6., 8., 9., 16., 18., 19., 26., 28. og 29. Særlig er det grunn til å anta at 28. kan ha høy avkastning, da 28 symboliserer «dobbel lykke» for mange kinesere.  $D_U$  tar verdien 1 for datoer som slutter på ulykkestall, det vil si 4., 5., 14., 15., 24. og 25.  $\alpha$ -verdien angir gjennomsnittlig avkastning på dager som ender på 0, 1, 2, 3 og 7, hvilke er ansett som mer nøytrale tall hva angår hell i økonomi.  $\beta_L$

er gjennomsnittlig meravkastning på datoer som slutter på lykkebringende tall i forhold til datoer som slutter på nøytrale tall, mens  $\beta_U$  er gjennomsnittlig meravkastning på datoer som slutter på ulykkebringende tall. T-verdiene viser om disse meravkastningene kan regnes som signifikante. Testene gjøres for både gregoriansk kalender og lunarsolarkalenderen. Kineserne tilegner lunarsolarkalenderen mer vekt hva angår symbolikk. Vår hypotese er derfor at eventuelle effekter er større for datoene i lunarsolarkalenderen enn i den gregorianske kalenderen.

#### 6.6.4 Høytidseffekter

Når det gjelder høytidseffekter ønsker vi å teste om dagen før og dagen etter stengt børs, som følge av høytid, gir signifikant forskjellig avkastning fra en gjennomsnittlig handelsdag.

$$r_t = \alpha + \beta_F D_{Ft} + \beta_E D_{Et} + \varepsilon_t$$

I dette tilfellet tar  $D_F$  koden 1 for siste handelsdag før høytid, og  $D_E$  tar verdien 1 for første handelsdag etter høytid.  $\beta_F$ -parameteren angir meravkastningen på dagen før høytidsdager, mens  $\beta_E$  angir meravkastningen på åpningsdagen etter høytidsdager.  $\alpha$  angir dermed gjennomsnittlig avkastning for dager som ikke er siste dag før stengt børs eller første åpningsdag etter stengt børs.

I tillegg til å teste enkeltdagene, ønsker vi å studere en kortere periode i dagene rundt høytid. Dette gjøres ved å legge inn et vindu på fem handelsdager før og etter stengt børs. Vi bruker samme metode som over, men legger inn verdien 1 for første, andre, tredje, fjerde og femte handelsdag etter høytid, og tilsvarende for dagene før høytiden.

For å se hvilke helligdager som eventuelt bidrar til helligdagseffekt estimerer vi følgende modell:

$$r_t = \alpha + \sum \beta_{ij} D_{ijt} + \varepsilon_t$$

$\alpha$  angir gjennomsnittlig daglig avkastning for dagene som ikke kommer i forkant eller etterkant av en høytid.  $D_i$  tar verdien 1 for dager rundt høytid  $i$ , 0 ellers. Også her tester vi

både for 1 og 5 handelsdager før og etter stengt børs. j angir hvorvidt dagen(e) kommer før eller etter høytid. i angir helligdagen, henholdsvis nyttår, kinesisk nyttår, Qing Ming Jie, arbeidernes dag, dragebåtfestivalen, månefesten og Kinas nasjonaldag, i tillegg til Hong Kong Administrative Day, Cheung Yeung, påske, jul og Buddhas bursdag for Hongkong-børsen. Da Hongkong ble overført fra Storbritannia til Kina i 1997 ble noen av høytidsdagene erstattet av tradisjonelle kinesiske høytidsdager. Dessuten har nye reformer gjort at enkelte helligdager har blitt erstattet av andre. I den sistnevnte formelen har vi valgt å ta med høytider som ikke lenger feires, i tillegg til olympiske leker i 2008, for å se om disse har hatt noen effekt.

**Tabell 8: Høytider som fører til stengt børs, samt datoen høytiden starter.**

<b>Ikke-bevegelige høytidsdager</b>	<b>Dato</b>	<b>SZSE &amp; SSE</b>	<b>HKSE</b>
Arbeidernes dag	01.mai	v	v
Kinas nasjonaldag	01.okt	v	v
Hong Kong Establishment Day	01.jul	-	v
Jul	25.des	-	v
Nyttår	01.jan	v	v
<b>Bevegelige høytidsdager</b>	<b>Dato</b>	<b>SZSE &amp; SSE</b>	<b>HKSE</b>
Kinesisk nyttår (vårfestivalen)	1. dagen den 1. måneden	v	v
Påske	Første påskedag: første søndag etter første fullmåne etter 21. mars	-	v
Qing Ming Jie	104 dager etter vintersolverv	v	v
Buddhas bursdag	8. dagen den 4. måneden	-	v
Dragebåtfestival	5. dagen den 5. måneden	v	v
Månefestival	18. dagen den 8. måneden	v	v
Chung Yeung	9. dagen den 9. måneden	-	v

Påske, jul og Buddhas bursdag er religiøse helligdager og kan ikke pålegges noen arbeidsgivere i henhold til kinesisk lov. Børsene i Hongkong er stengt under disse helligdagene, mens børsene på fastlandet er åpne.

## 6.7 Test av varianshomogenitet

I følge effisiensteori er det kun handelsstrategier som fører til risikojustert meravkastning etter kostnader, som bryter med hypotesen om effisient marked. En empirisk test av effisienshypotesen må derfor undersøke hvorvidt en eventuell meravkastning utelukkende er en kompensasjon for merrisiko (Norges Bank, 2009). Ulik utvalgsvarians har også en praktisk betydning for estimering av t-verdi. Vi benytter Bartlettts test og Levenes test blant annet for å undersøke om de ulike ukedagene og månedene kjennetegnes av varianshomogenitet, samt F-tester for å sammenlikne variansen til to utvalg. Bartlettts test brukes for å undersøke om flere utvalg har lik varians. Nullhypotesen er at alle utvalgenes

variansen er lik. Den alternative hypotesen er at variansen til en av utvalgene er forskjellig fra variansen til et annet utvalg.

$$\chi^2 = \frac{(N - k) \ln(S_p^2) - \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln(S_i^2)}{1 + \frac{1}{3(k-1)} \left( \sum_{i=1}^k \left( \frac{1}{n_i - 1} \right) - \frac{1}{N - k} \right)}$$

$$S_p^2 = \frac{1}{N - k} \sum_i (n_i - 1) S_i^2$$

N er totale antallet observasjoner,  $n_i$  er utvalgsstørrelsen til gruppe i, og k er antallet utvalg.  $S_i^2$  er variansen til gruppe i, og  $S_p^2$  er den samlede variansen. Den samlede variansen er et vektet gjennomsnitt av gruppevariansene. Vi forkaster nullhypotesen om lik varians dersom  $\chi^2 > \chi^2_{\text{Kritisk}}$ .  $\chi^2_{\text{Kritisk}}$  er gitt av kji-kvadratfordelingen med k-1 frihetsgrader og signifikansnivå  $\alpha$ .

Bartletts test forutsetter normalfordeling, og er følsom for avvik. Dersom man finner avvik fra normalitet, kan Levenes test være et godt alternativ. Det er ulike måter å utføre en Levenes test. Vi har valgt å benytte median i stedet for gjennomsnitt, da dette gjør testen ytterligere robust mot avvik fra normalfordeling (Lim & Loh, 1996). Denne alternative metoden er utviklet av Brown og Forsythe i 1974, og refereres ofte til som Brown-Forsythe-testen.

$$W = \frac{(N - k) \sum_{i=1}^k N_i (Z_i - Z)^2}{(k - 1) \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} (Z_{ij} - Z_i)^2}$$

Hvor  $Z_{ij} = \frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{N_i} Y_{ij} - \tilde{Y}_i$ .

W er resultatet av testen (Levene statistic), k er antallet utvalg, N er det totale antallet observasjoner og  $N_i$  er antall observasjoner i gruppe i.  $Y_{ij}$  er verdi j i gruppe i og  $\tilde{Y}_i$  er medianen til gruppe i. Vi bruker de samme hypotesene som ved Bartletts test, og forkaster nullhypotesen om like varianser for alle grupper dersom  $W > F_{\text{Kritisk}}$ .

## 7 Analyse og statistiske resultater

### 7.1 Ljung-Box test

Tabell 9: Seriekorrelasjonskoeffisienter og resultat av Ljung-Box test for seriekorrelasjon. Børsindekser (1995-2015) og aksjeklasseindekser (2010-2015). Daglige observasjoner.

	Børsindeksene			Aksjeklasseindeksene				
	SSEC	SZSC	HSI	A	B	H	P Chip	Red Chip
$\rho_1$	0,015	<b>0,051</b>	-0,001	-0,005	<b>0,078</b>	0,017	<b>0,086</b>	0,023
$\rho_2$	0,015	-0,004	-0,018	-0,017	-0,003	0,049	0,031	0,028
$\rho_3$	-0,007	0,011	<b>0,030</b>	0,016	0,003	-0,042	<b>-0,090</b>	<b>-0,085</b>
$\rho_4$	0,011	<b>0,035</b>	<b>-0,036</b>	-0,013	<b>-0,061</b>	-0,048	<b>-0,102</b>	-0,048
$\rho_5$	<b>0,028</b>	-0,006	<b>-0,041</b>	-0,014	-0,019	-0,033	-0,018	-0,043
$\rho_6$	-0,001	<b>-0,037</b>	0,012	-0,051	0,007	-0,035	-0,012	-0,033
$\rho_7$	<b>-0,029</b>	0,013	0,001	<b>0,114</b>	0,001	0,040	0,033	0,041
$\rho_8$	-0,007	-0,015	0,013	-0,011	0,015	0,001	-0,050	-0,011
$\rho_9$	-0,009	-0,014	0,003	0,005	0,010	0,010	0,007	0,028
$\rho_{10}$	-0,015	<b>0,028</b>	-0,018	<b>0,062</b>	0,041	0,031	0,013	-0,013
$\rho_{11}$	0,016	0,019	0,011	0,013	0,037	-0,024	0,012	-0,015
$\rho_{12}$	-0,011	0,025	0,008	-0,013	0,004	0,043	0,040	0,017
Q <sub>1</sub>	1,18 (0,28)	<b>12,75</b> (0,00)	0,01 (0,94)	0,03 (0,87)	<b>7,74</b> (0,01)	0,39 (0,53)	<b>9,56</b> (0,00)	0,69 (0,41)
Q <sub>2</sub>	2,40 (0,30)	<b>12,83</b> (0,00)	1,58 (0,45)	0,42 (0,81)	<b>7,75</b> (0,02)	3,48 (0,18)	<b>10,79</b> (0,00)	1,67 (0,43)
Q <sub>3</sub>	2,68 (0,44)	<b>13,46</b> (0,00)	6,09 (0,10)	0,73 (0,87)	7,76 (0,05)	5,78 (0,12)	<b>21,32</b> (0,00)	<b>10,92</b> (0,01)
Q <sub>6</sub>	7,38 (0,29)	<b>26,27</b> (0,00)	<b>21,66</b> (0,00)	4,52 (0,60)	<b>13,13</b> (0,04)	11,69 (0,07)	<b>35,30</b> (0,00)	<b>17,64</b> (0,01)
Q <sub>12</sub>	15,32 (0,22)	<b>37,73</b> (0,00)	<b>25,12</b> (0,01)	<b>26,71</b> (0,01)	17,59 (0,013)	18,21 (0,11)	<b>42,45</b> (0,00)	<b>21,90</b> (0,04)

Tabell 9 angir seriekorrelasjonskoeffisientene og resultatet av Ljung-Box test for daglige avkastninger på børsindeksene i perioden 1995 til 2015 og aksjeklasseindeksene i perioden 2010 til 2015.  $\rho_k$  er seriekorrelasjonskoeffisienten ved lag  $k$ . Koeffisientene som er forskjellig fra 0 ved 5 % signifikansnivå er uthevet. 95 % konfidensintervall er gitt ved  $\pm 0,028$  for børsindeksene og  $\pm 0,055$  for aksjeklasseindeksene.  $Q_1$  og  $Q_{12}$  representerer henholdsvis første- og tolvteordens seriekorrelasjon, med frihetsgrader 1 og 12. Tallene i parentes angir p-verdi.

Seriekorrelasjonskoeffisienten ved  $k=1$  er signifikant positiv for SZSC, B-aksjene og P Chip.  $\rho_1$  er negativ for HSI og A-aksjene, dog ikke signifikant. Alle indeksene, med unntak av SSEC og A-aksjene, har positive  $\rho_{12}$ . Ingen av disse er imidlertid signifikante. Positiv seriekorrelasjon impliserer prediktabilitet i avkastning på kort sikt, hvilket er et brudd på hypotesen om markedseffisiens. Negativ seriekorrelasjon indikerer imidlertid «mean

reversion<sup>3</sup>». H-indeksen er den eneste aksjeklasseindeksen som ikke har signifikant seriekorrelasjon.  $\rho_5$  og  $\rho_7$  for SSEC er signifikante ved 5 %-nivå med knapp margin. Dermed kan vi ikke forkaste nullhypotesen om at det ikke finnes seriekorrelasjon ved SSEC for noen av laggene (1-12) i henhold til Ljung-Box test. Det bør påpekes at Ljung-Box test kun gjenkjenner lineær seriekorrelasjon og forutsetter normalfordelte restledd.

## 7.2 Runs test

Resultatene av runs test er rapportert i tabell 10. For de daglige dataene forkastes hypotesen om at det ikke finnes seriekorrelasjon mellom historiske avkastninger for alle indeksene bortsett fra HSI. Z-verdiene til de tre indeksenes avkastning er signifikante på 1 %- og 5 %-nivå. Z-verdiene til SSEC og SZSC indikerer positiv seriekorrelasjon, mens det er en negativ seriekorrelasjon i avkastningene til S&P 500. Positiv (negativ) avkastning har en tendens til å bli etterfulgt av en positiv (negativ) avkastning dagen etter. Resultatene fra de daglige observasjonene viser at avkastningen til de tre indeksene er inkonsistent med effisienshypotesen på svak form. For HSI kan man imidlertid ikke forkaste hypotesen om at det ikke finnes korrelasjon mellom historiske avkastninger i henhold til Runs test. Både Ljung-Box test og Runs test viser at det er størst grad av seriekorrelasjon for SZSC.

Tabell 10: Resultater fra Runs test for børsindeksene. Daglige og månedlige observasjoner (1995-2015)

		SSEC	SZSC	HSI	S&P 500
Daglige	Faktiske runs	2477	2316	2518	2686
	Forventede runs	2558	2487	2504	2565
	Z-verdi	<b>-2,26</b>	<b>-4,85</b>	0,40	<b>3,39</b>
Månedlige	Faktiske runs	114	104	122	110
	Forventede runs	121	121	121	118
	Z-verdi	-0,97	<b>-2,25</b>	0,18	-1,07

Basert på månedlige avkastninger kan vi ikke forkaste hypotesen om at det ikke finnes seriekorrelasjon, med unntak av SZSC, hvor vi finner positiv seriekorrelasjon. For de resterende indeksene er det ikke grunnlag for å hevde at tidligere månedlige avkastninger påvirker avkastningen påfølgende måned.

<sup>3</sup> En tendens til at perioder med høy avkastning følges av perioder med lavere avkastning, og omvendt.

Tabell 11: Resultater fra Runs test i delperiodene for børsindeksene. Daglige observasjoner (1995-2015)

		SSEC	SZSC	HSI	S&P 500
<b>1995-1999</b>	Faktiske runs	641	584	606	652
	Forventede runs	650	611	619	654
	Z-verdi	-0,50	-1,57	-0,74	-0,09
<b>2000-2004</b>	Faktiske runs	604	602	623	685
	Forventede runs	647	628	618	646
	Z-verdi	<b>-2,39</b>	-1,48	0,28	<b>2,16</b>
<b>2005-2009</b>	Faktiske runs	612	588	653	697
	Forventede runs	636	632	628	627
	Z-verdi	-1,33	<b>-2,47</b>	1,43	<b>3,99</b>
<b>2010-2015</b>	Faktiske runs	617	570	652	649
	Forventede runs	619	608	641	635
	Z-verdi	-0,09	<b>-2,17</b>	0,62	0,80

Ingen av indeksene hadde signifikante z-verdier i perioden 1995-1999. I årene 2000-2004 var det en positiv seriekorrelasjon mellom avkastningene til SSEC, og en tilsvarende negativ seriekorrelasjon i avkastningen til S&P 500. Signifikant negativ seriekorrelasjon gjentar seg også i den neste delperioden, 2005-2009, for S&P 500. Shenzhen-indeksene hadde signifikant positiv seriekorrelasjon i de to siste delperiodene, 2005-2015. HSI hadde ingen signifikante z-verdier i noen av delperiodene.

Den samme analysen ble foretatt på de ulike aksjeklasseindeksene for hele perioden. Resultatene er gjengitt i tabell 12. Z-verdiene tilsier at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om uavhengige historiske avkastninger, bortsett fra for H-aksjen på månedlig basis. Dette medfører at det ikke kan påvises seriekorrelasjon i avkastningene.

Tabell 12: Resultater fra Runs test for aksjeklasseindekser basert på daglige (2010-2015) og månedlige (2004-2015) avkastninger.

		A	B	H	P Chip	Red Chip
Daglige	Faktiske runs	614	611	664	622	641
	Forventede runs	640	642	640	642	642
	Z-verdi	-1,46	-1,73	1,32	-1,13	-0,05
Månedlige	Faktiske runs	55	54	51	56	65
	Forventede runs	62	62	62	62	61
	Z-verdi	-1,21	-1,39	<b>-1,99</b>	-1,02	0,75

Runs test viser, kort oppsummert, at avkastningen til SZSC er positivt korrelert med tidligere avkastninger på daglig og månedlig basis, mens de daglige avkastningen til SSEC

og S&P 500 er henholdsvis positivt og negativt seriekorrelererte. Dette vitner om brudd på EMH på svak form. For HSI og aksjeklasseindeksene, bortsett fra H-aksjen, er det ikke påvist seriekorrelasjon.

### 7.3 Autoregressive modeller

I tabell 13 rapporteres koeffisientene til de laggede variablene med tilhørende t-verdi og standardfeil én-fem dager tilbake i tid.

Tabell 13: Resultater fra AR(5) for børsindekser (1995-2015) og aksjeklasseindekser (2010-2015) Daglige observasjoner. Koeffisienter med tilhørende t-verdi og standardfeil.

	Børsindekser			Aksjeklasseindekser				
	SSEC	SZSC	HSI	A	B	H	P Chip	Red Chip
$\beta_1$	0,02	0,05	-0,01	-0,003	0,08	0,02	0,08	0,02
T-verdi	1,65	<b>3,68</b>	-0,87	-0,12	<b>2,86</b>	0,55	<b>2,78</b>	0,65
Standardfeil	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
$\beta_2$	-0,001	-0,02	-0,01	-0,02	-0,01	0,05	0,04	0,03
T-verdi	-0,04	-1,58	-1,03	-0,59	-0,38	1,87	1,28	1,05
Standardfeil	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
$\beta_3$	0,01	0,03	0,03	0,02	0,01	-0,04	-0,09	-0,08
T-verdi	0,46	1,74	<b>2,01</b>	0,55	0,31	-1,51	<b>-3,19</b>	<b>-2,97</b>
Standardfeil	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
$\beta_4$	0,02	0,02	-0,03	-0,01	-0,06	-0,05	-0,09	-0,04
T-verdi	1,07	1,15	-1,79	-0,48	<b>-2,20</b>	-1,73	<b>-3,16</b>	-1,60
Standardfeil	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
$\beta_5$	-0,01	-0,01	-0,04	-0,01	-0,01	-0,03	0,003	-0,04
T-verdi	-0,48	-0,72	<b>-2,80</b>	-0,50	-0,32	-0,97	0,11	-1,29
Standardfeil	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
Justert R <sup>2</sup> , %	-0,01	0,32	0,25	-0,30	0,65	0,40	0,02	0,80

SZSC har signifikant positivt  $\beta_1$ -estimat, mens HSI har signifikant positiv  $\beta_3$ -estimat og signifikant negativ  $\beta_5$ -estimat. Videre er det ingen signifikante t-verdier for SSEC. Av aksjeklasseindeksene er det ingen signifikante estimater for A- og H-indeksen. B- og P Chip-indeksen angir positive signifikante  $\beta_1$ -estimater og negative signifikante  $\beta_4$ -estimater. Aksjekurser har ofte en tendens til å overreagere på ny informasjon, men på lengre sikt ser man at effekten reverseres. Slike trender er lettest å oppdage når det er for sent å reagere på de (Chuvakhin, 2002). P Chip og Red Chip indeksene har signifikant negative  $\beta_3$  estimater på 1 %-nivå.

Resultatene tyder på at historiske avkastninger har betydning for den påfølgende avkastningen til samme indeks, hvilket er i strid med «random walk»-hypotesen. Vi finner som nevnt imidlertid ingen signifikante verdier for SSEC, A-aksjeindeksen eller H-



aksjeindeksen. Modellens forklaringskraft, oppgitt ved  $R^2$ , er svært lave for alle børsindeksene og aksjeklasseindeksene. SSEC og A-aksjen har begge negative  $R^2$ -verdier, hvilket indikerer at modellen har lav forklaringskraft.

Tabell 14: Resultater fra AR(5) for delperiodene til børsindeksene (1995-2015). Koeffisienter med tilhørende t-verdi og standardfeil. Daglige avkastninger

	1995-1999			2000-2004			2005-2009			2010-2015		
	SSEC	SZSC	HSI	SSEC	SZSC	HSI	SSEC	SZSC	HSI	SSEC	SZSC	HSI
<b><math>\beta_1</math></b>	0,05	0,05	0,02	0,03	0,04	0,01	0,00	0,06	-0,06	0,00	0,05	0,00
<b>T-verdi</b>	1,63	1,60	0,71	0,96	1,30	0,31	-0,11	<b>2,27</b>	<b>-1,98</b>	-0,04	1,66	-0,05
<b>Standardfeil</b>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
<b><math>\beta_2</math></b>	0,01	0,01	-0,06	-0,01	-0,09	0,00	-0,01	-0,02	0,01	0,01	-0,04	0,03
<b>T-verdi</b>	0,34	0,26	<b>-2,10</b>	-0,50	<b>-2,96</b>	-0,12	-0,35	-0,79	0,33	0,48	-1,36	0,87
<b>Standardfeil</b>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
<b><math>\beta_3</math></b>	-0,04	0,01	0,10	0,00	-0,01	0,06	0,05	0,06	-0,05	0,05	0,03	0,00
<b>T-verdi</b>	-1,36	0,28	<b>3,51</b>	-0,16	-0,40	<b>1,99</b>	1,85	<b>1,96</b>	-1,65	1,70	1,18	0,03
<b>Standardfeil</b>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
<b><math>\beta_4</math></b>	-0,01	0,01	-0,08	-0,01	-0,03	0,00	0,07	0,07	0,00	-0,02	-0,05	-0,03
<b>T-verdi</b>	-0,25	0,38	<b>-2,67</b>	-0,18	-1,15	0,15	<b>2,28</b>	<b>2,47</b>	-0,14	-0,61	-1,60	-0,86
<b>Standardfeil</b>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
<b><math>\beta_5</math></b>	0,02	0,03	-0,02	-0,03	-0,02	-0,07	-0,03	-0,04	-0,04	0,00	-0,02	0,02
<b>T-verdi</b>	0,68	0,88	-0,84	-1,00	-0,83	<b>-2,36</b>	-0,94	-1,51	-1,51	0,08	-0,86	0,79
<b>Standardfeil</b>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
<b>Justert R2,%</b>	0,01	-0,10	1,63	-0,23	0,60	0,40	0,39	1,07	0,36	-0,13	0,32	-0,25

I delanalysen for AR (5) modellen som fremkommer i tabell 14 er det kun HSI som har signifikante estimater i den første underperioden. I neste periode, 2000-2004, har SZSC signifikant negativt  $\beta_2$ -estimat, mens HSI har signifikante  $\beta_3$ -og  $\beta_5$ -estimater, herunder positivt og negativt. I den tredje delperioden er det signifikante estimater for alle tre indeksene, hvilket indikerer seriekorrelasjon mellom dagens avkastning og tidligere avkastning på både 1 % og 5 % signifikansnivå. I perioden 2010-2015 er signifikante estimater fraværende, noe som tyder på at avkastningene i denne perioden ikke er seriekorrelerte. Selv om det foreligger tegn til seriekorrelasjon i de tre første delperiodene, må resultatene tolkes i lys av svært lave  $R^2$ -verdier.

Tabell 15 presenterer resultatene for tredje ordens AR-modell. Denne modellen er basert på månedlige avkastninger.

Tabell 15: Resultater fra AR (3) for børsindekser (1995-2015) og aksjeklasseindekser (2004-2015) Månedlige observasjoner. Koeffisienter med tilhørende t-verdi og standardfeil.

	Børsindekser			Aksjeklasseindekser				
	SSEC	SZSC	HSI	A	B	H	P Chip	Red Chip
$\beta_1$	0,03	0,05	0,04	0,08	0,08	0,10	0,11	0,07
T-Verdi	0,66	0,53	0,82	0,81	1,07	1,02	1,20	0,75
Standardfeil	0,07	0,07	0,07	0,09	0,07	0,09	0,09	0,09
$\beta_2$	0,12	0,00	0,20	0,19	0,41	0,05	0,17	0,21
T-verdi	<b>3,04</b>	1,89	-0,02	<b>2,02</b>	<b>3,55</b>	0,57	1,82	<b>2,29</b>
Standardfeil	0,06	0,07	0,06	0,09	0,11	0,09	0,09	0,09
$\beta_3$	0,11	0,00	-0,01	0,11	0,45	-0,02	0,02	-0,03
T-verdi	-0,10	1,66	-0,02	1,20	<b>3,00</b>	-0,21	0,17	-0,31
Standardfeil	0,06	0,07	0,07	0,09	0,15	0,09	0,09	0,09
Justert R <sup>2</sup> ,%	2,80	1,82	-1,00	3,91	44,48	-1,28	2,34	2,52

Av aksjeindeksene har A, B og Red Chip signifikante estimater på 1% og 5 % signifikansnivå. B-indeksen skiller seg ut ved å ha signifikant positivt  $\beta_3$ -estimat. Vi ser også at denne indeksen har også den høyeste  $R^2$ -verdien. Den samme analysen ble foretatt på aksjeindeksene i tidsperioden 2010-2015, men den ga ingen signifikante t-verdier.

Til forskjell fra AR(5)-modellen er det kun SSEC blant børsindeksene som har signifikant  $\beta_2$ -estimat ved 1 % signifikansnivå. De justerte  $R^2$ -verdiene er nok en gang svært lave. Modellen viser at tidligere avkastninger har forklaringskraft på dagens avkastning, men det forekommer flest signifikante estimater når de daglige avkastningene analyseres.

Når vi ser resultatene i tabell 13 og 15 i sammenheng, er H-indeksen den eneste indeksen hvor det ikke finnes signifikante estimater. Hypotesen om avkastninger følger en random walk beholdes for denne indeksen. Derimot foreligger det indikasjoner på at avkastningene til de andre indeksene bryter med nullhypotesen.

#### 7.4 Lead-lag effekter på tvers av indeksene

For å undersøke om avkastningen til en indeks drives av tidligere avkastninger til de andre indeksene benyttes lead-lag metoden. Nullhypotesen er at det ikke finnes en sammenheng mellom indeksens avkastning. Fra tabell 16 ser vi at alle fire indeksene drives av sin egen avkastning den forgående dagen, samtidig som at avkastningen til alle de tre kinesiske indeksene blir påvirket av S&P 500s laggede avkastning.

**Tabell 16: Resultatene fra lead-lag modellene på tvers av børsindeksene. Daglige og ukentlige avkastninger (1995-2015). Kolonnen til venstre viser de avhengige variablene, tilsvarende viser radene de uavhengige laggede variablene. Koeffisienter er oppgitt med tilhørende t-verdi**

			SSEC t-1	SZSC t-1	HSI t-1	S&P 500 t-1	Justert R <sup>2</sup> , %
<b>SSEC</b>	Daglig	$\beta_i$	0,08	-0,06	0,01	0,12	0,76
		T-verdi	<b>2,40</b>	<b>-1,97</b>	0,43	<b>5,57</b>	
	Ukentlig	$\beta_i$	-0,02	0,01	0,11	0,04	0,92
		T-verdi	-0,24	0,16	<b>2,54</b>	0,7	
<b>SZSC</b>	Daglig	$\beta_i$	-0,01	0,06	-0,01	0,10	0,59
		T-verdi	-0,35	<b>1,98</b>	-0,35	<b>4,36</b>	
	Ukentlig	$\beta_i$	0,06	-0,01	0,09	0,06	0,9
		T-verdi	0,76	-0,18	1,91	0,94	
<b>HSI</b>	Daglig	$\beta_i$	0,01	-0,05	-0,09	0,55	15,86
		T-verdi	0,19	-1,91	<b>-6,29</b>	<b>29,79</b>	
	Ukentlig	$\beta_i$	-0,13	0,08	0,00	0,12	0,82
		T-verdi	<b>-1,97</b>	1,35	0,01	<b>2,35</b>	
<b>S&amp;P 500</b>	Daglig	$\beta_i$	-0,58	-1,64	20,04	-14,28	6,25
		T-verdi	-0,27	-0,85	<b>17,67</b>	<b>-9,43</b>	
	Ukentlig	$\beta_i$	-0,01	-0,01	0,42	-0,14	31,60
		T-verdi	-0,28	-0,15	<b>20,52</b>	<b>-5,15</b>	

På ukentlig basis blir SSEC og HSI påvirket av hverandres avkastning én uke tilbake i tid. Det er imidlertid også en samvariasjon mellom HSI og S&P 500. Det er ingen signifikante estimater for SZSC som indikerer at indeksens avkastning verken drives av egen eller de andre indeksens laggede ukentlige avkastninger. Da modellen ble estimert for de månedlige avkastningene fant vi ingen signifikante verdier. De justerte R<sup>2</sup>-verdiene er spesielt lave for fastlandsindeksene, mens HSI og S&P 500 har noe høyere verdier.

For å undersøke utviklingen over tid ble den samme analysen foretatt på fire delperioder. Resultatet av denne analysen kan leses i vedlegg 1. Felles for SSEC og SZSC er at fram til 2004 er det ingen signifikante estimater. Fra 2005 og fram til i dag har avkastningen til S&P 500 påvirkningskraft på avkastningen til de to fastlandsindeksene. I tillegg har den laggede avkastningen til SZSC påvirkningskraft på sin egen avkastning i den tredje delperioden, 2005-2009. Avkastningen til HSI drives av avkastningen til S&P 500 i alle periodene, mens avkastningen til S&P 500 ikke drives av avkastningen til HSI før millenniumskiftet. Det generelle bildet som kan tegnes er at avkastningen til de to indeksene på fastlandet har blitt mer påvirkelig av avkastningen til S&P 500 etter 2004.

Tabell 17 viser resultatene fra lead-lag modellen for de ulike aksjeklasseindeksene basert på daglige og månedlige avkastninger. Da vi estimerte modellen på grunnlag av de ukentlige avkastningene var det ingen signifikante estimater.

**Tabell 17: Resultater fra lead-lag modellen på tvers av aksjeklasseindekser. Daglige og månedlige (2010-2015) avkastninger. Kolonnen til venstre viser de avhengige variablene, tilsvarende viser radene de uavhengige laggede variablene. Koeffisientene er oppgitt med tilhørende t-verdi.**

			A t-1	B t-1	H t-1	P Chip t-1	Red Chip t-1	Justert R <sup>2</sup> ,%
<b>A</b>	Daglig	βi	0,00	0,00	-0,06	-0,01	0,07	-0,29
		T-verdi	0,10	0,06	-0,98	-0,12	0,97	
	Månedlig	βi	-0,10	0,06	0,17	-0,08	0,13	-0,05
		T-verdi	-0,55	0,31	0,54	-0,33	0,34	
<b>B</b>	Daglig	βi	-0,06	0,07	0,06	-0,001	0,03	0,65
		T-verdi	-1,31	<b>1,96</b>	0,85	-0,02	0,40	
	Månedlig	βi	-0,10	-0,03	0,59	-0,56	0,00	0,02
		T-verdi	-0,49	-0,14	1,80	<b>-2,21</b>	0,00	
<b>H</b>	Daglig	βi	-0,02	-0,04	0,01	-0,004	0,05	-0,14
		T-verdi	-0,52	-0,99	0,14	-0,09	0,71	
	Månedlig	βi	-0,16	-0,19	0,42	-0,28	-0,09	0,00
		T-verdi	-0,87	-1,04	1,38	-1,20	-0,24	
<b>P Chip</b>	Daglig	βi	-0,08	-0,01	0,01	0,13	-0,01	0,91
		T-verdi	<b>-1,99</b>	-0,27	0,08	<b>2,66</b>	-0,17	
	Månedlig	βi	-0,09	-0,05	0,31	-0,19	-0,25	-0,05
		T-verdi	-0,52	-0,26	1,03	-0,83	-0,67	
<b>Red Chip</b>	Daglig	βi	-0,05	-0,01	-0,08	0,02	0,13	0,27
		T-verdi	-1,38	-0,28	-1,52	0,40	<b>2,06</b>	
	Månedlig	βi	-0,16	0,05	0,42	-0,23	-0,41	0,04
		T-verdi	-1,30	0,43	<b>2,08</b>	-1,49	-1,64	

B-, P Chip- og Red Chip-indeksene ser ut til å bli påvirket av sine egne avkastninger dagen i forveien, samtidig som at det er en sammenheng mellom avkastningen til P Chip-indeksen og gårsdagens avkastning til A-indeksen. På månedlig basis er det en sammenheng mellom avkastningen til B-indeksen og forrige måneds avkastning til P Chip-indeksen. Tilsvarende er det en sammenheng mellom Red Chip-indeksen og avkastningen til H-indeksen én måned tilbake i tid. Ut i fra testen er det ikke noe som tyder på at avkastningene til verken A- eller H-indeksen blir påvirket av tidligere avkastninger på de andre indeksene. De justerte  $R^2$ -verdiene er svært lave (negative).

## 7.5 Lead-lag: Hvordan store avkastninger for S&P 500 påvirker de kinesiske indeksene

Formålet med analysen er å undersøke om store endringer i S&P 500 fører til endringer i avkastningene til de kinesiske indeksene. Store endringer er definert som to standardavvik justert for den gjennomsnittlige avkastningen i S&P 500.

**Tabell 18: Gjennomsnittlig meravkastning med tilhørende t-verdi som viser hvordan de tre indeksene responderer på store endringer i S&P 500.**

		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2015		Hele perioden	
		Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi
SSEC	$\alpha_1$	-0,15	-0,37	0,25	1,04	0,92	<b>2,28</b>	0,08	0,37	0,46	<b>2,73</b>
	$\alpha_2$	-0,03	-0,07	0,19	0,75	-1,45	<b>-3,98</b>	-0,59	<b>-3,00</b>	-0,73	<b>-4,60</b>
SZSC	$\alpha_1$	-0,20	-0,47	-0,03	-0,12	0,82	1,90	-0,09	-0,31	0,00	0,00
	$\alpha_2$	0,13	0,30	0,31	1,05	-1,25	<b>-3,23</b>	-0,54	<b>-2,25</b>	0,00	0,00
HSI	$\alpha_1$	1,11	<b>2,99</b>	-0,13	-0,50	1,98	<b>5,24</b>	0,54	<b>2,54</b>	0,91	<b>5,73</b>
	$\alpha_2$	-1,31	<b>-3,49</b>	-0,64	<b>-2,37</b>	-2,20	<b>-6,47</b>	-0,87	<b>-4,71</b>	-1,08	<b>-7,19</b>

Tabell 18 viser hvilken innvirkning store kursendringer i S&P 500 har på de kinesiske indeksene.  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$  angir den gjennomsnittlige meravkastningen til kinesiske indekser som følge av at den absolutte meravkastningen til S&P 500 har vært større enn to standardavvik, herunder positive og negative.  $\alpha_1$ - og  $\alpha_2$ -estimatene er signifikante for SSEC og HSI for hele perioden. Det som vil si at en stor endring i gårsdagens S&P 500-kurser medfører signifikant meravkastning for SSEC og HSI. De gjennomsnittlige meravkastningene til SSEC og HSI er positive dersom S&P 500 har hatt en kursoppgang på mer enn to standardavvik, og negative dersom S&P 500 har hatt en kursnedgang på mer enn to standardavvik i forhold til snittet. Store kursendringer for S&P 500 ser imidlertid ikke ut til å ha effekt på meravkastningene til SZSC.

For å undersøke om aksjemarkedet har blitt mer påvirkelig av markedet i USA de senere årene er den samme analysen foretatt for fire delperioder. Før 2005 ser verken SSEC eller SZSC ut til å bli påvirket signifikant av store kursendringer for S&P 500. I siste halvdel av testperioden, 2005-2015, har store endringer i avkastningen til S&P 500 ført til signifikant meravkastningen for fastlandsindeksene den påfølgende dagen. For HSI er situasjonen noe annerledes da indeksen har blitt påvirket signifikant av store endringer i S&P 500 i alle delperiodene. I perioden 2000-2004 var det imidlertid kun store kursoppganger for S&P 500 som ga signifikant meravkastning for HSI.

## 7.6 Lead-lag: Hvordan store avkastninger for de kinesiske indeksene har påvirket S&P 500

I det neste avsnittet blir resultatene fra modellen som estimerer Kinas evne til å påvirke USA-markedet presentert. Store endringer defineres fortsatt som to standardavvik justert for den gjennomsnittlige avkastningen.

**Tabell 19: Gjennomsnittlig meravkastning og tilhørende t-verdi som viser hvordan S&P 500 reagerer på store endringer i de tre børsindeksene.**

		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2015		Hele perioden	
		Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi
SSEC	$\alpha_1$	-0,28	-1,40	0,03	0,15	0,82	<b>2,67</b>	-0,02	-0,13	-0,02	-0,14
	$\alpha_2$	0,48	<b>2,58</b>	0,18	0,78	-0,81	<b>-3,55</b>	-0,29	-1,60	-0,08	-0,76
SZSC	$\alpha_1$	-0,08	-0,38	0,65	1,66	0,40	1,22	-0,20	-0,73	0,23	1,69
	$\alpha_2$	0,31	1,63	0,30	0,74	-0,97	<b>-4,43</b>	-0,09	-0,59	0,00	-0,02
HSI	$\alpha_1$	0,64	<b>3,36</b>	0,55	<b>2,20</b>	2,12	<b>6,90</b>	0,56	<b>2,59</b>	0,94	<b>7,71</b>
	$\alpha_2$	-0,68	<b>-3,43</b>	-0,44	-1,84	-1,49	<b>-6,01</b>	-0,31	-1,70	-0,83	<b>-7,44</b>

I tabell 19 er det kun HSI som har signifikante  $\alpha_1$ - og  $\alpha_2$ -estimerer for hele perioden. Disse representerer den gjennomsnittlige meravkastningen til S&P 500 på dager hvor den absolutte meravkastningen til de kinesiske indeksene har vært større enn to standardavvik. Dager med store kursopp ganger ved HSI har vært etterfulgt av signifikant meravkastning for S&P 500 senere samme dag. Store kursendringer for SSEC og SZSC ser imidlertid ikke ut til å etterfølges av signifikant meravkastning for S&P 500. Vi registrerer at store kursopp ganger for SSEC har vært etterfulgt av negative meravkastninger for S&P 500, dog ikke signifikante. Grunnen til at HSI er den eneste indeksen med signifikante estimater kan være at SSEC og SZSC er underlagt strengere kontroll av kinesiske myndigheter og er mer isolert fra resten av verden enn hva HSI er.

Ifølge tidligere studier basert på data fra 90- tallet og tidlig 2000-tallet har det kinesiske aksjemarkedet hatt liten påvirkningskraft på USA-markedet. Nyere studier har konkludert med at Kina har fått økt påvirkningskraft de siste årene. I våre delanalyser er det vanskelig å se en spesiell trend da signifikante estimater forekommer i større og mindre grad i alle fire delperiodene. I årene 1995-1999 og 2005-2009 har avkastningen til S&P 500 vært signifikant større enn snittet av de andre dagene når meravkastningen til HSI har vært større enn to standardavvik. I periodene 2000-2004 og 2010-2015 har ikke S&P 500 blitt påvirket av store kursendringer i fastlandsindeksene. I den tredje delperioden, som også dekker finanskrisen, har imidlertid store kursendringer i SSEC påvirket S&P 500. Store negative kursendringer for SZSC har hatt effekt på meravkastningen til S&P 500 i samme periode. Det er vanskelig å se om det er en økende smitteeffekt fra Kina-markedet til USA-

markedet, da den siste delperioden kun viser at store kursoppganger for HSI har gitt signifikant meravkastning for S&P 500.

## 7.7 Volatilitetsoverføring mellom indeksene

**Tabell 20: Resultatet av ECCG-GARCH. Volatilitetseffekter mellom de kinesiske indeksene og S&P 500, samt tilhørende robuste standardfeil og t-verdi. (1995-2015)**

	SSEC (1) - S&P 500 (2)			SZSC (1) - S&P 500 (2)			HSI (1) - S&P 500 (2)		
	Estimater	Robust S.E.	t-verdi	Estimater	Robust S.E.	t-verdi	Estimater	Robust S.E.	t-verdi
a1	3,62E-07	0,0000	0,03	4,46E-06	0,0000	<b>3,99</b>	2,95E-09	0,0000	0,00
a2	7,18E-07	0,0254	0,00	1,17E-08	0,0131	0,00	4,93E-06	0,0129	0,00
A11	3,88E-02	0,0422	0,92	7,00E-02	0,0091	<b>7,73</b>	6,12E-02	0,0512	1,19
A21	2,37E-02	1,0496	0,02	5,02E-07	0,0166	0,00	2,18E-02	0,2633	0,08
A12	1,35E-01	3,1553	0,04	2,77E-04	0,0083	0,03	1,84E-01	0,4643	0,40
A22	2,83E-02	0,0000	<b>6189</b>	7,47E-02	0,0000	<b>287608</b>	4,29E-03	0,0000	<b>933</b>
B11	2,17E-03	0,0048	0,46	9,23E-01	0,0003	<b>2905</b>	4,99E-01	0,0079	<b>63</b>
B21	2,95E-01	0,0147	<b>20,07</b>	1,52E-03	0,0092	0,17	4,75E-01	0,0185	<b>26</b>
B12	2,55E+00	0,2972	<b>8,58</b>	1,31E-06	0,0007	0,00	6,48E-01	0,1874	<b>3,46</b>
B22	9,45E-02	0,7799	0,12	9,26E-01	0,0080	<b>116</b>	2,60E-02	0,3455	0,08
R21	3,51E-02	0,0157	<b>2,23</b>	2,08E-02	0,0179	1,16	1,73E-01	0,0154	<b>11,28</b>

**Tabell 21: Resultatet av ECCG-GARCH. Volatilitetseffekter mellom de kinesiske indeksene, samt tilhørende robuste standardfeil og t-verdi. (1995-2015)**

	SZSC (1)-HSI (2)			SZSC (1)-SSEC (2)			HSI (1) -SSEC (2)		
	Estimater	Robust S.E.	t-verdi	Estimater	Robust S.E.	t-verdi	Estimater	Robust S.E.	t-verdi
a1	3,45E-06	1,20E-06	<b>2,88</b>	6,89E-13	9,47E-07	0,00	4,12E-09	4,84E-07	0,01
a2	3,80E-07	1,33E-02	0,00	9,77E-14	3,89E-02	0,00	2,50E-06	9,34E-03	0,00
A11	7,34E-02	5,84E-03	<b>12,58</b>	4,80E-02	3,42E-02	1,40	7,21E-02	1,50E-03	<b>48,02</b>
A21	5,84E-06	1,59E-02	0,00	4,71E-03	6,38E-02	0,07	4,81E-04	7,27E-03	0,07
A12	2,33E-03	4,30E-03	0,54	7,22E-03	6,34E-02	0,11	2,12E-04	1,76E-03	0,12
A22	6,61E-02	4,49E-07	<b>147258</b>	5,62E-02	6,79E-07	<b>82716</b>	7,12E-02	1,42E-06	<b>50171</b>
B11	9,23E-01	1,05E-03	<b>880</b>	9,52E-01	1,16E-02	<b>82</b>	9,28E-01	3,94E-03	<b>236</b>
B21	1,80E-03	9,19E-03	0,20	1,13E-02	1,19E-02	0,96	8,98E-05	1,18E-02	0,01
B12	1,03E-03	1,35E-03	0,76	1,43E-06	2,85E-02	0,00	3,01E-03	2,97E-03	1,01
B22	9,30E-01	7,58E-03	<b>122,77</b>	9,31E-01	3,25E-02	<b>28,66</b>	9,24E-01	1,85E-02	<b>49,82</b>
R21	2,11E-01	1,63E-02	<b>12,89</b>	9,02E-01	1,06E-02	<b>85,06</b>	2,68E-01	1,73E-02	<b>15,47</b>

Vi finner signifikante spillover-effekter av volatilitet mellom HSI og S&P 500, og mellom SSEC og S&P 500. Vi finner imidlertid ikke tilsvarende effekter mellom SZSC og S&P 500. De signifikante spillover-effektene er større fra USA til Kina, men på grunn av større variasjon i spillover-effektene fra USA til Kina, enn fra Kina til USA, er t-verdien for spillover fra Kina til USA høyere. Den insignifikante overføringen av volatilitet mellom SZSC og S&P 500 kan forklare den fraværende spillover-effekten mellom SZSC og HSI, og mellom SZSC og SSEC. Dette fordi HSI og SSEC responderer på volatilitetsendringer ved S&P 500, men også fordi SZSE er en relativt liten børs i forhold til de to andre. HSI er et mer utviklet marked, og har ikke nødvendigvis innflytelse på de to indeksene fra de kinesiske fastlandsbørsene. Også den betingede korrelasjonen ( $R_{21}$ ) mellom alle de fire

markedene er signifikante, med unntak av korrelasjonen mellom SZSC og S&P 500. Det generelle bildet som dannes er at SZSC er mer isolert fra det som skjer på børsen i USA enn de to andre indeksene, og at SZSC i større grad responderer på SSEC og HSI enn motsatt. Vi registrerer også at volatilitetsoverføringen fra SSEC til HSI er større enn volatilitetsoverføringen fra HSI til SSEC, selv om ingen av estimatene er å regne som signifikante. En forklaring kan være at SSEC responderer sterkere på svingninger ved S&P 500 enn ved HSI, og begge indeksene har signifikant volatilitetsoverføring fra S&P 500.

**Tabell 22: Volatilitetsoverføring og betinget korrelasjon mellom de kinesiske indeksene og S&P 500, samt tilhørende robuste standardfeil og t-verdi. Fordelt etter fire underperioder.**

		SZSC (1) - S&P 500 (2)			HSI (1) - S&P 500 (2)			SSEC (1) - S&P500 (2)		
		Estimater	Robust S.E.	t-verdi	Estimater	Robust S.E.	t-verdi	Estimater	Robust S.E.	t-verdi
1995-1999	<b>B21</b>	0,00	0,02	0,00	0,28	0,04	<b>7,42</b>	0,00	0,02	0,02
	<b>B12</b>	0,00	0,00	0,79	0,91	0,18	<b>4,93</b>	0,00	0,00	0,01
	<b>R</b>	-0,07	0,04	-1,83	0,17	0,03	<b>5,11</b>	-0,08	0,04	<b>-1,96</b>
2000-2004	<b>B21</b>	0,00	0,01	0,18	0,01	0,04	0,20	0,03	0,02	1,53
	<b>B12</b>	0,00	0,00	0,03	0,55	0,16	<b>3,45</b>	0,16	0,02	<b>8,22</b>
	<b>R</b>	0,01	0,03	0,30	0,15	0,03	<b>5,29</b>	0,00	0,03	0,03
2005-2009	<b>B21</b>	0,06	0,03	<b>2,17</b>	0,51	0,03	<b>15,7</b>	0,09	0,03	<b>3,09</b>
	<b>B12</b>	1,38	0,04	<b>34,0</b>	0,48	0,28	1,73	0,76	0,06	<b>12,0</b>
	<b>R</b>	0,04	0,03	1,23	0,17	0,03	<b>5,48</b>	0,07	0,03	<b>2,24</b>
2010-2015	<b>B21</b>	0,29	0,03	<b>9,00</b>	0,04	0,04	1,20	0,02	0,03	0,63
	<b>B12</b>	0,88	0,30	<b>2,90</b>	0,34	0,15	<b>2,29</b>	0,42	0,43	0,98
	<b>R</b>	0,06	0,03	1,95	0,25	0,03	<b>8,96</b>	0,10	0,03	<b>3,45</b>

Vi finner ingen volatilitetsoverføring mellom fastlandsbørsene i Kina og S&P 500 før millenniumskiftet. Etter år 2000 har denne volatilitetsoverføringen enten vært gjensidig eller gått fra S&P 500 til SSEC og SZSC, hvilket tyder på at volatiliteten på de kinesiske fastlandsbørsene har hatt liten predikerende kraft på volatiliteten til S&P 500. Vi registrerer imidlertid at volatilitetsoverføringen fra SZSC til S&P 500 har økt gjennom hele perioden. Den betingede korrelasjonen mellom SZSC og S&P 500 er ikke signifikant under noen av delperiodene. Korrelasjonen mellom S&P 500 og de kinesiske indeksene har økt, etter å ha vært negativ for SSEC og SZSC i begynnelsen av perioden. I alle delperioder har det vært signifikant volatilitetsoverføring mellom HSI og S&P 500. Før millenniumskiftet var denne effekten gjensidig, men i periodene 2000-2004 og 2010-2015 ser det ut til at S&P 500 har hatt en predikerende kraft på volatiliteten til HSI. I perioden rundt finanskrisen, 2005-2005, har imidlertid ny informasjon nådd markedet i Hongkong tidligere enn S&P 500. Den generelle volatilitetsoverføringen mellom de kinesiske indeksene og S&P 500 ser ut til å ha vært størst i perioden 2005-2009. Dette kan trolig skyldes at de fleste av verdens aksjemarkeder fulgte de samme trendene i denne perioden på grunn av finanskrisen.



**Tabell 23: Volatilitetsoverføring og betinget korrelasjon mellom de kinesiske indeksene, samt tilhørende robuste standardfeil og t-verdi. Fordelt etter fire underperioder.**

		SZSC (1) - HSI (2)			SZSC (1) - SSEC (2)			HSI (1) - SSEC (2)		
		Estimater	Robust S.E.	t-verdi	Estimater	Robust S.E.	t-verdi	Estimater	Robust S.E.	t-verdi
1995-1999	<b>B21</b>	0,00	0,02	0,06	0,00	0,04	0,00	0,00	0,07	0,00
	<b>B12</b>	0,00	0,00	0,00	0,03	0,09	0,34	0,01	0,01	0,39
	<b>R</b>	0,05	0,03	1,57	0,90	0,02	<b>53,1</b>	0,03	0,03	1,05
2000-2004	<b>B21</b>	0,49	0,03	<b>14,3</b>	0,14	0,18	0,81	0,41	0,08	<b>5,31</b>
	<b>B12</b>	0,88	0,84	1,04	0,83	0,65	1,29	0,57	0,63	0,91
	<b>R</b>	0,10	0,03	<b>3,34</b>	0,90	0,05	<b>19,5</b>	0,10	0,03	<b>3,56</b>
2005-2009	<b>B21</b>	0,01	0,02	0,43	0,44	0,05	<b>9,04</b>	0,00	0,02	0,04
	<b>B12</b>	0,00	0,01	0,70	0,69	1,47	0,47	0,01	0,01	0,69
	<b>R</b>	0,34	0,03	<b>12,3</b>	0,93	0,01	<b>134</b>	0,40	0,03	<b>15,2</b>
2010-2015	<b>B21</b>	0,43	0,02	<b>20,7</b>	0,33	0,04	<b>7,97</b>	0,85	0,02	<b>34,1</b>
	<b>B12</b>	0,98	0,41	<b>2,39</b>	0,80	3,22	0,25	0,16	1,84	0,08
	<b>R</b>	0,42	0,03	<b>16,4</b>	0,87	0,01	<b>88,9</b>	0,55	0,02	<b>28,4</b>

Vi finner ingen signifikant volatilitetsoverføring mellom noen av de kinesiske indeksene før millenniumskiftet. Kun de to fastlandsbørsene hadde signifikant betinget korrelasjon før år 2000. Etter år 2000 har korrelasjonen mellom fastlandsbørsene og HSI vært signifikant, og den har økt gjennom hele perioden. Vi finner en periodevis volatilitetsoverføring fra HSI til SSEC, men ikke omvendt. Fra år 2005 har det vært signifikant volatilitetsoverføring fra SZSC til SSEC, men ikke motsatt. Siden SZSE er kjennetegnet av mindre selskaper enn SSE, kan det tyde på at ny informasjon reflekteres tidligere i prisen på aksjer til mindre kinesiske selskaper.

## 7.8 Ukedageffekter

I tabell 24 finner vi gjennomsnittlig avkastning per ukedag, samt standardavvik, antall observasjoner og t-verdi. T-verdiene som er signifikante ved 5 % signifikansnivå er uthevet.

**Tabell 24: Gjennomsnittlig avkastning, standardavvik, observasjoner og t-verdi fordelt etter ukedag (1995-2015)**

		Mandag	Tirsdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Totalt
SSEC	<b>Gjennomsnitt, %</b>	0,10	-0,11	0,15	-0,11	0,12	0,03
	<b>Standardavvik, %</b>	2,0	1,7	1,6	1,8	1,5	1,7
	<b>Observasjoner</b>	1019	1024	1027	1026	1024	5120
	<b>t-verdi</b>	1,70	<b>-2,05</b>	<b>2,94</b>	<b>-1,96</b>	<b>2,59</b>	1,33
SZSC	<b>Gjennomsnitt, %</b>	0,14	-0,06	0,19	-0,13	0,09	0,05
	<b>Standardavvik, %</b>	2,2	1,9	1,7	2	1,8	1,9
	<b>Observasjoner</b>	985	1000	999	999	992	4975
	<b>t-verdi</b>	<b>2,02</b>	-0,90	<b>3,52</b>	<b>-2,18</b>	1,62	1,72
HSI	<b>Gjennomsnitt, %</b>	0,01	-0,02	0,06	-0,05	0,11	0,02
	<b>Standardavvik, %</b>	1,9	1,5	1,7	1,6	1,5	1,7
	<b>Observasjoner</b>	984	1008	1008	1012	994	5006
	<b>t-verdi</b>	0,20	-0,50	1,14	-0,92	<b>2,21</b>	0,94

t-verdien angir hvorvidt den gjennomsnittlige daglige avkastningen ved den gitte ukedagen er signifikant forskjellig fra 0. Vi ser at SSEC har hatt signifikant positive avkastninger på onsdager og fredager, mens tirsdager og torsdager har gitt signifikant negativ avkastning på 5 % signifikantnivå. SZSC har hatt signifikant positive avkastninger på mandager og onsdager, mens torsdag har gitt signifikant negativ avkastning. HSI skiller seg litt fra indeksene for fastlandsbørsene, da kun fredag har gitt signifikant positiv avkastning. For SSEC og SZSC har onsdagene gitt den høyeste risikojusterte avkastningen, mens det for HSI har vært fredag som har gitt høyest risikojustert avkastning. Vi kan også lese av tabell 24 fredager har vært minst volatile for alle indeksene med unntak av HSI, hvor tirsdager har vært tilnærmet lik volatilitet som fredag. Mandager har vært den mest volatile ukedagen på alle tre indeksene.

**Tabell 25: Bartletts test og Levenes test for ukedagsvariasjoner (1995-2015)**

	<b>W</b>	<b>P-verdi</b>	$\chi^2$	<b>P-verdi</b>
SSEC	188	0,00	76,2	0,000
SZSC	178	0,00	54,6	0,000
HSI	111	0,00	73,1	0,000

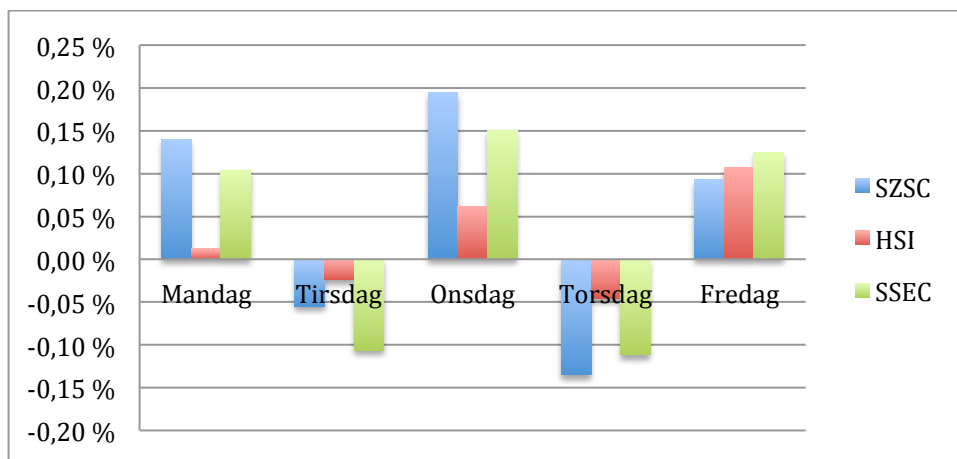
Både Bartletts test og Levenes test viser at det er en signifikant forskjell i varians mellom ukedagene for alle tre indekser. Signifikanssannsynligheten (p-verdien) er tilnærmet lik 0, og vi kan dermed forkaste hypotesen om at risikoen er lik for alle ukedager. Bartletts test er følsom for avvik fra normalfordeling, mens Levenes test er mer robust i tilfeller med avvik fra normalfordeling.

**Tabell 26: Skjevhet, kurtose og Jarque Bera-verdier fordelt etter ukedag (1995-2015)**

	<b>Mandag</b>	<b>Tirsdag</b>	<b>Onsdag</b>	<b>Torsdag</b>	<b>Fredag</b>
SSEC Skjevhet	-0,15	-2,12	0,54	2,74	0,53
SSEC Kurtose	6,9	21,3	7,2	51,5	9,3
SSEC JB	650	15114	805	101748	1716
SZSC Skjevhet	-0,50	-1,29	0,28	1,68	-0,95
SZSC Kurtose	6,3	20,7	6,2	31,5	16,5
SZSC JB	479	13302	428	34243	7687
HSI Skjevhet	-0,16	-0,51	0,80	-0,08	0,32
HSI Kurtose	10,6	19,5	16,1	10,2	8,6
HSI JB	7362	11417	7362	2179	1312

Alle verdier for skjevhet og kurtose er å regne som signifikante, med unntak av skjevhet på torsdager for HSI. De høye kurtoseverdiene tyder på at ukedagsavkastningene følger en leptokurtic-fordeling, framfor en normalfordeling.

Av diagrammet under ser vi et klart mønster av hvilke dager som har gitt best avkastning.



Figur 5: Gjennomsnittlig daglig avkastning fordelt etter ukedag (1995-2015)

Alle indeksene har gitt positive gjennomsnittsavkastninger på mandager, onsdager og fredager, mens tirsdager og torsdager har gitt negative avkastninger for alle tre indeksene.

Selv om flere av ukedagene gir avkastninger som er signifikant forskjellig fra 0, er ikke dette nødvendigvis ensbetydende med at de er signifikant forskjellig fra hva man kan forvente. Ved å bruke modellen  $\langle r_t = \alpha + \beta_i D_{it} + \varepsilon_t \rangle$ , som er gjennomgått i metodekapittelet, ser vi hvorvidt gjennomsnittsavkastningene til de enkelte ukedagene skiller seg fra gjennomsnittlig avkastning de resterende dagene.

Tabell 27: Gjennomsnittlig avkastning, gjennomsnittlig meravkastning, standardavvik og t-verdi fordelt etter ukedag (1995-2015)

		Mandag	Tirsdag	Onsdag	Torsdag	Fredag
SSEC	Gjennomsnitt (%)	0,10 (0,01)	-0,11 (0,07)	0,15 (0,00)	-0,11 (0,07)	0,12 (0,01)
	Meravkastning (%)	0,09	-0,17	0,15	-0,18	0,12
	Standardavvik(%)	1,95 (1,67)	1,66 (1,75)	1,64 (1,75)	1,83 (1,71)	1,53 (1,78)
	T-verdi	1,35	<b>-2,96</b>	<b>2,55</b>	<b>-2,85</b>	<b>2,08</b>
	Gjennomsnitt (%)	0,14 (0,02)	-0,05 (0,07)	0,19 (0,01)	-0,13 (0,09)	0,09 (0,09)
SZSC	Meravkastning (%)	0,12	-0,13	0,18	-0,23	0,00
	Standardavvik(%)	2,16 (1,86)	1,92 (1,93)	1,75 (1,97)	1,96 (1,92)	1,81 (1,95)
	T-verdi	1,53	-1,88	<b>2,90</b>	<b>-3,30</b>	0,00
	Gjennomsnitt (%)	0,01 (0,02)	-0,02 (0,03)	0,06 (0,01)	-0,05 (0,04)	0,11 (0,00)
	Meravkastning (%)	-0,01	-0,06	0,05	-0,09	0,11
HSI	Standardavvik(%)	1,91 (1,60)	1,52 (1,69)	1,72 (1,65)	1,59 (1,68)	1,53 (1,69)
	T-verdi	-0,19	-1,05	0,83	-1,51	1,92

I tabell 27 angis signifikante meravkastninger med uthevet t-verdi. Ettersom vi finner relativt ulike varianser og residualplottene våre bekrefter dette, har vi brukt en t-test for ulike varianser. Merverdien representerer den gjennomsnittlige avkastningen for den gitte ukedagen fratrukket gjennomsnittsavkastningen for de resterende handelsdagene. Gjennomsnittsavkastningen til de resterende dagene, samt standardavviket for disse, er satt i parentes. Vi ser at onsdag gir signifikant positiv meravkastning og torsdager gir signifikant negativ meravkastning for SSEC og SZSC. For SSEC har også fredager gitt signifikant høyere avkastning enn de andre dagene, mens tirdager har gitt signifikant lavere avkastning enn snittet av de resterende dagene. Ved 5 % signifikansnivå kan vi ikke forkaste hypotesen om at alle ukedager gir lik avkastning for HSI, men ved 6 %-nivå er meravkastningen på fredager signifikant.

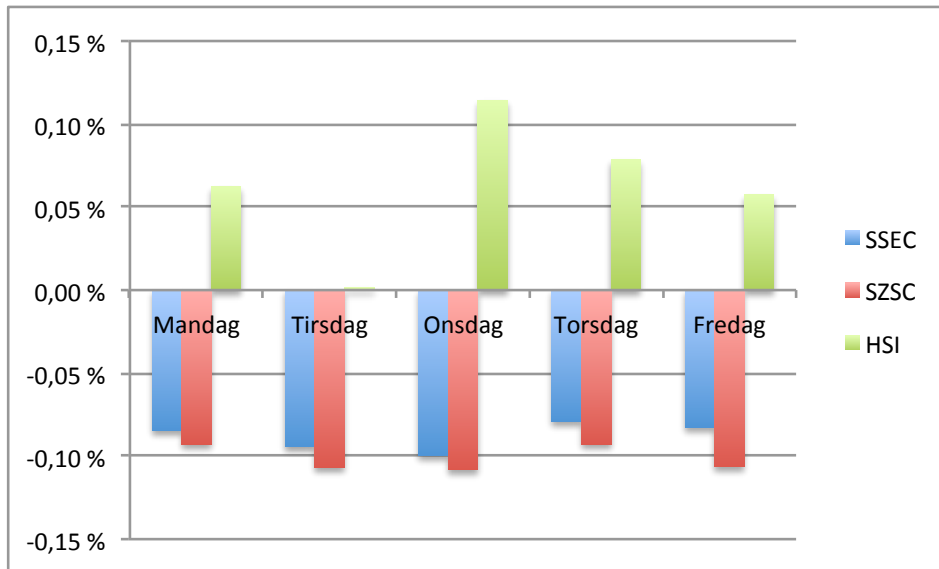
Når vi tester de enkelte ukedagene mot hverandre finner vi blant annet at fredager har gitt signifikant høyere avkastning enn torsdager på alle børsene. Kineserne omtaler torsdag som «den fjerde dagen». I og med at 4 er ansett som et ulykkebringende tall, er det nærliggende å anta at det kan være en årsakssammenheng her. Fredager er imidlertid dag nummer fem, og heller ikke tallet 5 er regnet som spesielt heldig i kinesisk kultur.

**Tabell 28: Gjennomsnittlig avkastning (alle dager) og gjennomsnittlig meravkastning per ukedag, med tilhørende t-verdier. Fordelt etter de tre kinesiske børsindeksene og fire delperioder.**

		1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014	
		Gjennomsnitt,%	t-verdi	Gjennomsnitt,%	t-verdi	Gjennomsnitt,%	t-verdi	Gjennomsnitt,%	t-verdi
SSEC	Alle dager	0,06	0,94	-0,01	-0,16	0,07	1,34	0,00	0,05
	Mandag	0,06	0,46	-0,05	-0,71	0,27	<b>2,38</b>	0,02	0,26
	Tirsdag	-0,41	<b>-3,34</b>	0,15	<b>2,15</b>	-0,24	<b>-2,16</b>	-0,06	-0,90
	Onsdag	0,24	<b>1,99</b>	0,00	-0,01	0,16	1,43	0,07	1,06
	Torsdag	-0,17	-1,40	-0,07	-1,03	-0,15	-1,36	-0,18	<b>-2,72</b>
	Fredag	0,28	<b>2,28</b>	-0,03	-0,41	-0,03	-0,30	0,15	<b>2,30</b>
SZSC	Alle dager	0,09	1,29	-0,02	-0,43	0,11	1,76	0,02	0,40
	Mandag	0,10	0,74	-0,06	-0,65	0,28	<b>2,32</b>	0,04	0,50
	Tirsdag	-0,41	<b>-3,06</b>	0,24	<b>2,73</b>	-0,19	-1,61	-0,05	-0,65
	Onsdag	0,26	1,89	0,00	-0,04	0,18	1,48	0,16	<b>1,96</b>
	Torsdag	-0,21	-1,57	-0,08	-0,95	-0,17	-1,40	-0,27	<b>-3,24</b>
	Fredag	0,27	<b>1,97</b>	-0,10	-1,09	-0,09	-0,78	0,12	1,41
HSI	Alle dager	0,06	1,06	-0,01	-0,34	0,03	0,63	0,01	0,30
	Mandag	0,02	0,21	-0,08	-0,98	0,05	0,47	-0,03	-0,53
	Tirsdag	-0,08	-0,76	0,09	1,11	-0,15	-1,35	-0,04	-0,69
	Onsdag	0,12	1,06	-0,06	-0,75	0,04	0,34	0,06	1,00
	Torsdag	-0,20	-1,74	-0,09	-1,13	0,05	0,49	-0,04	-0,64
	Fredag	0,14	1,21	0,15	1,75	0,01	0,05	0,06	0,87

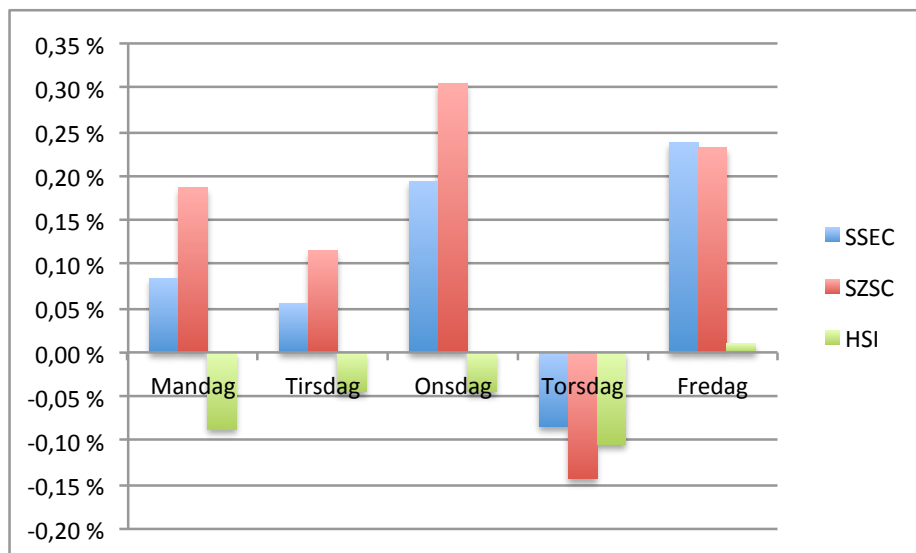
Tabell 28 angir gjennomsnittlig avkastning for en vilkårlig handelsdag (alle dager) og gjennomsnittlig meravkastning per ukedag, fordelt etter fire tidsperioder. Fredager har hatt positiv gjennomsnittsmervkastning i alle periodene for HSI, men ingen av periodenes ukedagsmeravkastninger er statistisk signifikante ved 5 %-nivå. Perioden 2000-2004 skiller seg fra de andre, ved at dette er den eneste perioden med positive meravkastninger på tirsdager for alle tre indeksene. I 2000-2004 hadde også alle de resterende ukedagene negativ meravkastning, med unntak av fredager på HSI. Gjennomsnittsmervkastningen på tirsdager er imidlertid kun signifikant for børsene på fastlandet i periodene før 2005. Torsdager har hatt negativ gjennomsnittsmervkastning for alle indekser og perioder, med unntak av perioden 2005-2009 for HSI. Det er imidlertid kun den siste perioden, 2010-2014, at denne meravkastningen er signifikant - da for SZSC og SSEC. Det er tydelig at ukedagseffektene er periodeavhengig, men ser ikke ut til å være avtagende.

Vi har tatt utgangspunkt i perioden 2010-2015 for å se på hvordan avkastningene fordeles seg i løpet av døgnet. I tillegg til å se på ukedagsavkastningen fra *close – close* (Total Return, TR), sett nærmere på ukedagsavkastningene fra *close – open* (Overnight Return, OR), og fra *open – close* (Daytime Return, DR). Her skiller Hongkong-børsen seg fra de på fastlandet.



Figur 6: Overnight return fordelt etter ukedag (2010-2015)

*Overnight return* i grafen ovenfor refererer til den gjennomsnittlige avkastningen indeksene har hatt i perioden mellom børsens stengning den foregående handelsdagen og børsens åpning den gjeldende ukedagen. Overnight return for mandag er med andre ord den gjennomsnittlige avkastningen indeksene har hatt mellom stengingen av børsen fredag og frem til børsen åpner på mandag. Alle OR for SSEC og SZSC har vært signifikant negative, mens natt til onsdag har gitt signifikant positiv avkastning for HSI.



Figur 7: Daytime return fordelt etter ukedag (2010-2015)

*Daytime return* i grafen ovenfor refererer til den gjennomsnittlige ukedagsavkastningen indeksene har hatt i tidsperioden hvor børsene holder åpent. Her ser vi at HSI har negative

gjennomsnittsavkastninger for alle ukedager, med unntak av fredag. SSEC og SZSC har imidlertid hatt positive gjennomsnittsavkastninger under børsens åpningstider, alle dager unntatt torsdag. Under børsens åpningstider har onsdager og fredager gitt signifikant positiv avkastning for SZSC og SSEC, i tillegg til mandag for SZSC. Torsdager har gitt signifikant negativ DR for HSI.

Disse funnene tyder på at det meste av avkastningen HSI har hatt, har kommet mens børsen har vært stengt, mens det hovedsakelig har vært under åpningstidene at SSEC og SZSC har generert avkastning. Ettersom utenlandske investorer har hatt svært begrenset adgang til børsene på fastlandet, men friere tilgang til børsen i Hongkong, er det naturlig at SSE og SZSE genererer mindre avkastning enn HKSE i løpet av natten. Investorer som ser at amerikanske indekser har gitt positiv avkastning mens det har vært natt i Kina, og som tror dette vil slå positivt ut på de kinesiske børsene, vil trolig ønske å komme andre investorer i forkjøpet ved å kjøpe aksjer innen børsene i Kina åpner.

En analyse gjort av Financial Times viser at de ti siste minuttene før stenging gir desidert høyest avkastning på børsen i Hongkong (Johnson & Jackson, 2015). I en videreføring av våre undersøkelser kunne det vært interessant å se nærmere på hvilke tidspunkt i løpet av dagen som gir høyest og lavest avkastning, også for SZSC og SSEC.

## 7.9 Månedseffekter

Tabell 29: Gjennomsnittsavkastning, standardavvik, antall observasjoner og t-verdi fordelt etter måneder (1995-2015)

		Jan	Feb	Mar	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Des
SSEC	Gjennomsnitt, %	0,58	2,48	2,19	2,80	1,05	-0,61	1,09	-1,68	0,06	-0,05	0,21	0,67
	Standardavvik, %	7,72	4,15	9,17	8,30	8,36	12,09	7,37	8,52	5,56	8,58	7,82	9,97
	Observasjoner	19	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
	t-verdi	0,33	<b>2,67</b>	1,07	1,51	0,56	-0,23	0,66	-0,88	0,05	-0,03	0,12	0,30
SZSC	Gjennomsnitt, %	1,86	4,05	2,03	2,65	2,15	-0,92	2,15	-1,37	-0,42	0,74	0,92	-1,60
	Standardavvik, %	8,59	5,24	9,40	11,40	7,85	12,54	10,56	9,12	6,43	11,44	8,23	9,64
	Observasjoner	19	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
	t-verdi	0,95	<b>3,46</b>	0,97	1,04	1,22	-0,33	0,91	-0,67	-0,29	0,29	0,50	-0,74
HSI	Gjennomsnitt, %	-1,44	2,47	-1,52	2,14	-0,19	0,15	2,24	-1,86	-0,07	1,20	1,79	1,12
	Standardavvik, %	7,89	6,61	5,78	7,28	8,16	5,35	4,76	5,70	8,68	12,79	6,05	3,90
	Observasjoner	19	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
	t-verdi	-0,80	1,67	-1,18	1,31	-0,10	0,13	<b>2,10</b>	-1,46	-0,04	0,42	1,32	1,28
S&P 500	Gjennomsnitt, %	-0,01	-0,31	1,69	2,07	0,38	-0,15	0,23	-1,01	-0,15	1,47	1,76	1,40
	Standardavvik, %	4,25	4,50	3,85	3,83	3,78	3,82	4,21	4,89	5,71	6,00	4,40	2,90
	Observasjoner	19	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
	t-verdi	-0,01	-0,31	1,97	<b>2,42</b>	0,45	-0,17	0,25	-0,92	-0,12	1,10	1,79	<b>2,15</b>

Gjennomsnittsavkastningene i februar måned er den eneste som er signifikant forskjellig fra 0 på fastlandsbørsene. HSI har hatt signifikant positiv avkastning i juli, mens S&P 500 har signifikante positive avkastninger i april og desember. Når vi tester månedenes meravkastning i forhold til snittet er det kun det gjennomsnittlige meravkastningen i februar ved SZSC som har vært signifikant på 5 % nivå. Vi kan dermed ikke se noen klare indisier på signifikante månedseffekter på børsene i Kina i henhold til gregoriansk kalender. Vi biter oss imidlertid merke i at SZSC og SSEC har en del likhetstrekk med desember måned for S&P 500, slik Kling og Gao (2005) dokumenterte. Februar måned har hatt lavest volatilitet og høyest risikojustert avkastning ved SSE og SZSE, og desember er den måneden med nest høyest risikojustert gjennomsnittsavkastning og desidert lavest volatilitet for S&P 500.

Juni har vært den mest volatile måneden for SSEC og SZSC, mens den mest volatile måneden har vært oktober for S&P 500 og HSI. Bartlett's test viser at  $\chi^2$  er større enn kritisk  $\chi^2$ -verdi for alle de kinesiske indeksene, men ikke for S&P 500. Vi forkaster dermed hypotesen om at alle månedene har lik varians, og konstaterer at juni har hatt større varians enn februar på fastlandsbørsene, mens oktober har vært mer variabel enn desember i Hongkong.



Tabell 30: Bartlett's test av månedsvariasjoner i henhold til gregoriansk kalender (1995-2015)

	$\chi^2$	p-verdi
SSEC	26,0	0,01
SZSC	22,7	0,02
HSI	43,1	0,00
S&P 500	15,8	0,15

Ved å gjøre de samme testene for de ulike aksjetyperne finner vi kun at B-aksjene har hatt signifikante månedseffekter ved 5 % signifikansnivå. April har i snitt gitt signifikant høyere avkastning enn gjennomsnittsavkastningen for de resterende månedene (ikke-april), mens august har gitt signifikant lavere avkastning enn gjennomsnittsavkastningen for de andre månedene.

Tabell 31: Gjennomsnittsavkastning, standardavvik, antall observasjoner og t-verdi fordelt etter lunarmånedene (1995-2015)

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
SSEC	Gjennomsnitt, %	2,3	2,4	1,1	2,0	-2,0	1,1	0,4	-0,9	-0,1	1,6	-1,4	1,6
	Standardavvik, %	5,8	8,7	8,3	10,2	10,2	7,9	7,0	7,4	8,9	10,6	10,0	7,5
	Observasjoner	20	20	19	19	19	19	19	19	19	19	19	19
	t-verdi	1,79	1,26	0,60	0,86	-0,86	0,62	0,26	-0,55	-0,03	0,66	-0,62	0,91
SZSC	Gjennomsnitt, %	4,1	1,8	1,6	2,8	-1,4	1,3	0,7	-0,9	-0,4	1,3	-1,1	1,9
	Standardavvik, %	6,3	10,4	11,1	9,4	11,9	8,8	8,3	8,1	10,4	9,6	12,0	7,9
	Observasjoner	20	20	19	19	19	19	19	19	19	19	19	19
	t-verdi	<b>2,92</b>	0,78	0,62	1,29	-0,51	0,64	0,38	-0,47	-0,15	0,57	-0,41	1,05
HSI	Gjennomsnitt, %	0,9	-0,2	0,5	-0,1	0,0	0,6	-0,3	1,0	-0,6	0,8	0,1	-0,4
	Standardavvik, %	3,2	3,2	2,8	3,0	2,8	2,6	3,7	4,2	5,8	2,3	1,9	3,2
	Observasjoner	20	20	19	19	19	19	19	19	19	19	19	19
	t-verdi	1,31	-0,35	0,86	-0,1	-0,005	0,92	-0,35	1,08	-0,45	1,49	0,34	-0,57

Som illustrert i tabell 31 er kun gjennomsnittsavkastningen for SZSC i måned 1 signifikant forskjellig fra null, i henhold til lunarsolarkalenderen. Ser vi på daglige avkastninger for SZSC finner vi at den gjennomsnittlige daglige avkastningen i måned 1 signifikant høyere enn daglig avkastning for de andre månedene helt ned på 2 % signifikansnivå. Dette har sannsynligvis å gjøre med at børsen har stengt mange av dagene i den første måneden som følge av kinesisk nyttårsfeiring. Vi legger også merke til at avkastningen i måned 1 har lavest standardavvik for Shanghai- og Shenzhenindeksene, hvilket gjør at denne måneden har høyest risikjustert avkastning.

Test av meravkastning viste ingen signifikante resultater, og vi kan dermed ikke forkaste hypotesen om at alle månedene gir lik avkastning. Når vi sammenlikner én og én måned finner vi blant annet at måned 1 har gitt signifikant høyere avkastning enn måned 5 og 11 på børsene på fastlandet, men foruten om antydning til nyttårseffekt, er det imidlertid få månedseffekter å spore i henhold til lunarsolarkalenderen.

Heller ikke kinesisk numerologi som handelsstrategi hadde gitt høyere avkastning, da månedene bestående av antatt lykkebringende tall, som måned 8 og 9, har negative gjennomsnittsavkastninger, mens måned 4 har positive avkastninger på SZSC og SSEC.

Variasjonen til SSEC og SZSC ser ikke ut til å variere betydelig månedene imellom. Kun HSI har hatt måneder med signifikant ulik variasjon i følge Bartlett's test.

Tabell 32: Bartlett's test av månedsvariasjoner i henhold til lunarsolarkalenderen (1995-2015)

	$\chi^2$	p-verdi
SSEC	3,8	0,97
SZSC	4,6	0,95
HSI	25,5	0,01

Vi har også testet om skuddmånedene skilte seg fra de andre månedene hva gjelder avkastning, da vi har lest at det er knyttet en del folketro til skuddmånedene i enkelte land i Asia. Skuddmånedene har hatt negativ avkastning på børsene i Kina, men funnene er ikke signifikante.

### 7.10 Datoeffekter

Når vi har undersøkt datoeffekter i henhold til gregoriansk kalender finner vi at enkelte datoer har gitt signifikant positiv eller negativ gjennomsnittsavkastning. Det var ikke mulig å finne noe mønster hva angår lykketall. Vi finner imidlertid at alle tre børsene har lavere gjennomsnittsavkastning i midten av måneden (9.-23.) enn for resten av måneden. Det er imidlertid kun for HSI at denne forskjellen var signifikant, her med en p-verdi på 0,0025.

For HSI finner vi at den 16. i henhold til lunarsolarkalenderen er positiv ved 3 % signifikansnivå, og at 28 er positiv ved 1 % signifikansnivå. Datoer som slutter på 8 har gitt signifikant høyere avkastning enn snittet av de andre dagene. Det samme gjelder datoer som slutter på 8 eller 9, og datoer som slutter på 6, 8 eller 9. Når vi mer spesifikt tester om datoer som slutter på lykkebringende tall (6, 8 og 9) har gitt signifikant høyere avkastning

enn datoer som slutter på ulykkevarslede tall (4 og 5) indikerer t-verdien at man kan forkaste hypotesen om like avkastninger ved 5 %-nivå. De resterende dagene i måneden har ikke høyere signifikant høyere avkastning enn datoene som slutter på 4 og 5.

**Tabell 33: Gjennomsnittlig avkastning og meravkastning for datoer som slutter på (u)lykkebringende tall, samt tilhørende t-verdi (1995-2015).**

<i>Lykkedatoer - ulykkesdatoer</i>				
	<b>Gjennomsnitt (6,8,9), %</b>	<b>Gjennomsnitt (4,5), %</b>	<b>Meravkastning, %</b>	<b>t-verdi</b>
HSI	0,10	-0,05	0,15	<b>2,21</b>
SZSC	0,04	0,12	-0,08	-1,00
SSEC	0,01	0,07	-0,06	-0,78

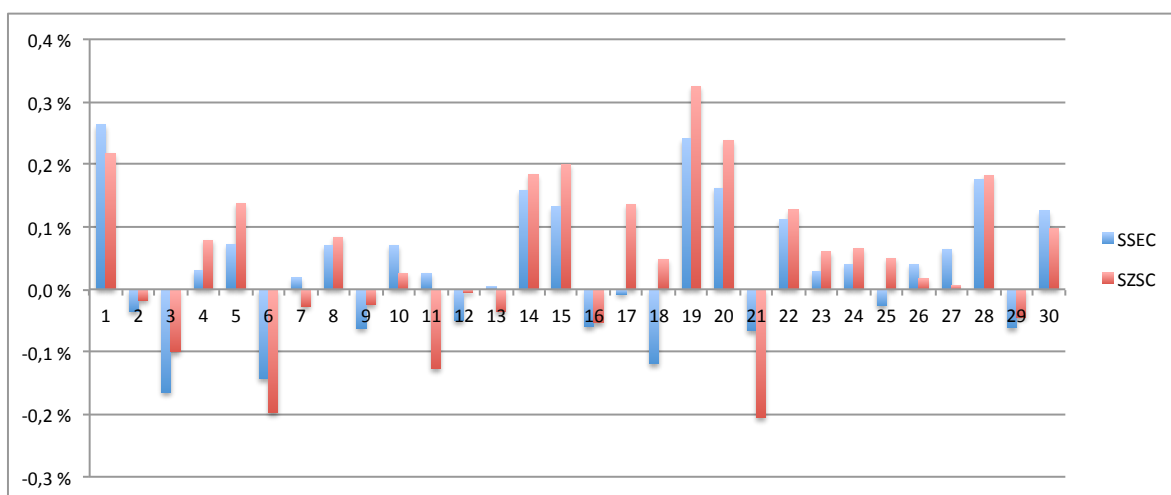
<i>Lykkedatoer - nøytrale datoer</i>				
	<b>Gjennomsnitt (6,8,9), %</b>	<b>Gjennomsnitt (0,1,2,3,7), %</b>	<b>Meravkastning, %</b>	<b>t-verdi</b>
HSI	0,10	0,00	0,09	1,65
SZSC	0,04	0,02	0,02	0,31
SSEC	0,01	0,03	-0,02	-0,32

<i>Ulykkesdatoer - nøytrale datoer</i>				
	<b>Gjennomsnitt (4,5), %</b>	<b>Gjennomsnitt (0,1,2,3,7), %</b>	<b>Meravkastning, %</b>	<b>t-verdi</b>
HSI	-0,05	0,00	-0,05	-0,90
SZSC	0,12	0,02	0,10	1,40
SSEC	0,01	0,03	-0,02	-0,58

I mars i år ble det publisert en studie som av Zhang, Meisami og Mehran (2015). De undersøkte også om datoer som slutter på de lykkebringende tallene 8 og 9 ga signifikant høyere avkastning enn datoer som slutter på det ansett uheldige tallet 5. Deres resultater bekrefter våre observasjoner, da de finner at «heldige datoer» gir en meravkastning relativt til «uheldige datoer», og at denne effekten ikke finnes for S&P 500 eller for gregorianske datoer.

Vi finner ikke tilsvarende meravkastninger for fastlandsindeksene. Her finner vi at datoer som slutter på antatt ulykkebringende tall i følge kinesisk kultur har generert høyere avkastning enn datoene som slutter på antatt lykkebringende tall. For SZSC er det kun den 19. dagen i lunarmåneden som har gitt signifikant positiv avkastning på 5 %-nivå, mens SSEC ikke har noen datoer som har gitt signifikant avkastning i henhold til lunarsolarkalenderen. Vi legger imidlertid merke til at 19. og 1. er signifikant positive på 10 %-nivå.



Figur 8: Gjennomsnittlig daglig avkastning fordelt etter datoer i lunarsolarkalenderen (1995-2015)

## 7.11 Høytidseffekter

Vi har undersøkt om høytidsdager som resulterer i stengt børs gir signifikant forskjellig avkastning enn det man kan forvente ved en ordinær handelsdag. Vi har sett bort fra høytidsdager som faller i helgen og dermed ikke fører til stengt børs på noen av hverdage, mandag til fredag. Videre har vi definert «dag før høytidsdag» som den handelsdagen forut for en dag en dag hvor børsen holder stengt på grunn av høytid, og «dag etter høytidsdag» som den første dagen børsen holder åpent etter en høytid. Det vil si at dersom for eksempel Buddhas bursdag faller på en fredag, vil første «dag etter høytidsdag» være den påfølgende mandagen. Vi har ikke skilt mellom en enkeltstående høytidsdag og en lengre periode med stengt børs som følge av høytidsdager. Unormalt høy avkastning på «dag etter høytid» kan dermed skyldes at man får en premie for den ekstra risikoen man påtar seg ved å holde aksjene en lengre periode, jamfør kalendertidshypotesen.

Tabell 34: Gjennomsnittlig avkastning for handelsdager som ikke faller før eller etter en høytid (ordinær), gjennomsnittlig meravkastning dagen før og etter høytid, samt tilhørende t-verdier (1995-2015)

	1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014		Hele perioden	
	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi
SSEC Ordinær	0,05	0,76	-0,02	-0,44	0,07	1,14	-0,02	-0,44	0,02	0,83
SSEC Før(1)	0,05	0,09	0,33	1,12	0,29	0,84	0,47	<b>2,24</b>	0,31	1,82
SSEC Etter(1)	0,67	1,24	0,31	1,02	0,04	0,11	0,15	0,74	0,23	1,33
SZSC Ordinær	0,07	1,06	-0,03	-0,69	0,08	1,25	0,00	-0,05	0,03	0,91
SZSC Før(1)	0,46	0,86	1,05	<b>2,96</b>	0,56	1,27	0,44	1,67	0,60	<b>3,01</b>
SZSC Etter(1)	0,31	0,58	-0,34	-0,95	0,89	<b>2,03</b>	0,25	0,98	0,30	1,54
HSI Ordinær	0,04	0,70	-0,05	-1,19	0,02	0,30	-0,01	-0,30	0,00	-0,03
HSI Før(1)	0,18	0,60	0,41	<b>1,97</b>	0,11	0,42	0,18	1,07	0,22	1,82
HSI Etter(1)	0,31	1,02	0,48	<b>2,31</b>	0,29	1,06	0,19	1,21	0,31	<b>2,63</b>

Tabell 34 angir gjennomsnittlig avkastning for en dag som ikke faller like før eller like etter en høytid (ordinær), og gjennomsnittlig meravkastning for dagen før en høytid (Før(1)) og dagen etter en høytid (Etter(1)). For hele perioden, 1995-2015, vi at dagen før en høytid gir signifikant større avkastning enn en vanlig handelsdag for SZSC, mens det er dagen etter høytid som gir signifikant effekt for HSI. Disse funnene er signifikante selv på 1 %-nivå. Det mest interessante funnet er imidlertid høytidseffekten på SZSC, da dagen etter stengt børs kan bære med seg avkastning fra dagene da børsen var stengt på grunn av høytid. Signifikante meravkastninger før helligdag kan verken forklares av handelstids- eller kalendertidshypotesen. Selv om meravkastningen ved SSEC ikke er signifikant legger vi også merke til at både dagen før og etter høytid gir høyere gjennomsnittsavkastning for alle tre børsene.

Vi har også identifisert en periode på fem handelsdager før og fem handelsdager etter høytidsdager, med ønske om å sammenlikne disse periodene med andre daglige observasjoner som ikke faller rundt høytid.

**Tabell 35: Daglig avkastning for handelsdager som ikke faller like før eller like etter en høytid (ordinær), daglig meravkastning i periodene før og etter en høytid, samt tilhørende t-verdier (1995-2015)**

	1995-1999		2000-2004		2005-2009		2010-2014		Hele perioden	
	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi	Gjennomsnitt %	t-verdi
<b>Ordinær</b>	0,04	0,59	-0,02	-0,36	0,02	0,32	-0,02	-0,45	0,01	0,30
SSEC <b>Før(5)</b>	0,05	0,22	-0,06	-0,40	0,30	1,61	0,03	0,28	0,08	1,00
<b>Etter(5)</b>	0,19	0,78	0,16	1,16	0,21	1,13	0,11	1,15	0,16	1,89
<b>Ordinær</b>	0,07	0,97	-0,02	-0,41	0,05	0,72	-0,01	-0,15	0,01	0,20
SZSC <b>Før(5)</b>	0,23	0,93	0,02	0,10	0,18	0,88	-0,05	-0,36	0,08	0,85
<b>Etter(5)</b>	-0,07	-0,28	-0,01	-0,08	0,39	1,89	0,22	1,77	0,16	1,66
<b>Ordinær</b>	0,01	0,20	-0,07	-1,34	0,00	0,07	-0,01	-0,34	-0,02	-0,54
HSI <b>Før(5)</b>	0,09	0,62	0,15	1,45	0,00	-0,02	0,06	0,69	0,07	1,20
<b>Etter(5)</b>	0,18	1,17	0,12	1,17	0,15	1,09	0,04	0,50	0,12	<b>1,98</b>

Når vi skiller mellom perioden før og etter en høytid, og tester for en periode på fem handelsdager før og etter høytid er det kun Hang Seng-indeksen som har gitt signifikant meravkastning etter høytid ved 5 % signifikansnivå. Ingen av indeksenes meravkastninger i perioden før høytid har gitt signifikant meravkastning - verken for delperiodene, eller den samlede perioden sett under ett.

Høytidene som inngår i analysen er Nyttår, kinesisk nyttårsfeiring, Qing Ming Jie, arbeidernes dag, Kinas nasjonaldag, Månefesten og Dragebåtfestivalen for alle børsene,

samt Cheung Yeung, Buddhas bursdag, Hong Kong Establishment Day, Dronningens bursdag, frigjøringsdagen, jul og påske for Hongkong-børsen. Enkelte av disse høytidene har blitt avviklet i perioden, mens andre har kommet til. Dermed er utvalget noe begrenset for enkelte høytider. Vi har likevel prøvd å finne hvilke høytider som bidrar til effektene vi har sett. For syns skyld har vi kun inkludert de høytidsdagene med signifikant avkastning i tabellene nedenfor. De signifikante parameterne er illustrert ved uthevet t-verdi.

Tabell 36: Daglige gjennomsnittsavkastninger dagen før og etter ulike høytider (1995-2015), med tilhørende t-verdi

	SSEC		SZSC		HSI	
	Gjennomsnitt	t-verdi	Gjennomsnitt	t-verdi	Gjennomsnitt	t-verdi
<b>CNY1</b>	0,44 %	1,11	0,95 %	<b>2,01</b>	0,43 %	1,15
<b>CNY2</b>	0,90 %	<b>2,26</b>	1,14 %	<b>2,42</b>	0,79 %	<b>2,13</b>
<b>LD1</b>	0,34 %	0,88	0,76 %	1,67	0,53 %	1,19
<b>LD2</b>	0,65 %	1,69	1,21 %	<b>2,66</b>	1,20 %	<b>2,68</b>
<b>DB1</b>	-0,10 %	-0,15	-0,22 %	-0,24	0,59 %	1,46
<b>DB2</b>	-1,30 %	-1,93	-2,08 %	<b>-2,25</b>	-0,27 %	-0,66
<b>CY1</b>	-	-	-	-	0,02 %	0,05
<b>CY2</b>	-	-	-	-	-1,12 %	<b>-2,69</b>

De estimerte kvotientene er gjennomsnittlig avkastning for dagen før eller dagen etter stengt børs som følge av høytidene kinesisk nyttår (CNY), Arbeidernes dag (LD), Dragebåtfesitvalen (DB) og Chung Yeung (CY) i perioden 1995 til 2015. Tallet 1 representerer at dagen kommer *før* høytiden, mens tallet 2 betyr at dagen kommer *etter* høytiden.

Vi ser at det er flest avkastninger på førstkommande handelsdag *etter* en høytid som har signifikante verdier. Dagen etter kinesisk nyttårsfeiring har signifikant positiv gjennomsnittsavkastning for alle tre børsene i Kina. Hang Seng-indeksen har også gitt signifikant positiv gjennomsnittsavkastning dagen etter arbeidernes dag, samt negativ gjennomsnittsavkastning dagen etter Chung Yeung. SZSC har hatt signifikant positiv avkastning dagen før kinesisk nyttår og dagen etter arbeidernes dag, samt negativ avkastning dagen etter Dragebåtfestivalen.

Hvis vi igjen ser på en periode av fem handelsdager før og fem handelsdager etter høytid får vi følgende resultater:

Tabell 37: Daglige gjennomsnittsavkastninger i perioden før og etter høytider (1995-2015), med tilhørende t-verdi

	SSEC		SZSC		HSI	
	Gjennomsnitt	t-verdi	Gjennomsnitt	t-verdi	Gjennomsnitt	t-verdi
<b>NY1</b>	0,32 %	1,75	0,29 %	1,4	-0,02 %	-0,07
<b>NY2</b>	0,45 %	<b>2,43</b>	0,31 %	1,5	-0,04 %	-0,22
<b>CNY1</b>	0,37 %	<b>2,09</b>	0,57 %	<b>2,7</b>	0,15 %	0,92
<b>CNY2</b>	0,34 %	1,93	0,42 %	<b>1,99</b>	0,22 %	1,33

Dagene etter nyttår og før kinesisk nyttår gir signifikant positiv avkastning for SSEC, mens dagene før og etter kinesisk nyttår er signifikant positive for SZSC. For HSI finner vi ingen signifikante verdier.

De signifikante gjennomsnittsavkastningene som kommer i etterkant av en høytid kan forklares ut fra kalendertidshypotesen om at dette er en risikopremie man får for å holde på aksjene en lengre periode (kalendertid). Da er det til sammenlikning bemerkelsesverdig at mandager og tirsdager har gitt såpass svake avkastninger.

## 7.12 Effekten av Yin og Yang

Tabell 38: Årlig gjennomsnittsavkastning og standardavvik for Yin- og Yang-år

	SSEC		SZSC		HSI	
	Gjennomsnitt	Standardavvik	Gjennomsnitt	Standardavvik	Gjennomsnitt	Standardavvik
Alle	8,9 %	37,8 %	12,3 %	45,6 %	5,8 %	30,3 %
Yin	7,8 %	26,7 %	8,7 %	34,7 %	11,1 %	35,3 %
Yang	10,0 %	48,0 %	15,9 %	56,2 %	0,5 %	25,0 %
	(20,4%)	(37,0%)	(26,7%)	(47,3%)	(7,5%)	(12,5%)

Meisami (2013) undersøkte om Yin- og Yang-år ga forskjellig avkastning for HSI i perioden 1950 til 2011. Han fant at Yang-år ga høyere avkastning, men at disse meravkastningene ikke var signifikante. I vår testperiode (1995-2015) finner vi at HSI har hatt lavere avkastning i Yang-år enn i Yin-år, men at forskjellen ikke er signifikant. Vi finner høyere gjennomsnittsavkastning for Yang-år enn for Yin-år for de to andre indeksene. Yang-årene har større standardavvik enn Yin-år for SSEC og SZSC, men motsatt for HSI. Ettersom vi kun har ti observasjoner for hvert år, og standardavvikene er høye, viser t-testene at forskjellen i gjennomsnittsavkastning ikke er signifikant for noen av indeksene.

Ettersom finanskrisen førte til et enormt fall på kinesiske børser under et Yang-år har vi også sett på om forskjellen er signifikant dersom man ser bort fra dette året. Når vi utelot dette året fra våre analyser finner vi naturligvis at gjennomsnittsavkastningen for Yang-år øker, mens standardavviket reduseres. Disse verdiene er satt inn i tabell 38 med parenteser. Heller ikke når vi ser bort fra finanskrisen kan vi forkaste hypotesen om at Yin-år gir lik avkastning som Yang-år. Vi kan med andre ord ikke påvise at Yang- og Yin-år har gitt forskjellig avkastning i perioden 1995 til 2015.



## 8 Diskusjon, konklusjon og videre forskning

Markedseffisienshypotesen konstaterer at det ikke er mulig å predikere avkastninger på bakgrunn av historiske data. Det foreligger en mengde studier av effisiens i det kinesiske aksjemarkedet, men konklusjonene er motstridene. Flere av studiene forkaster nullhypotesen om svak-form effisiens, blant annet på grunnlag av seriekorrelasjon og kalenderanomalier, mens andre studier støtter antakelsen om at aksjemarkedet følger en random walk.

Ved bruk av AR(n)-modeller, Runs test og Ljung-Box test finner vi kortsiktig seriekorrelasjon for flere av de kinesiske indeksene, i likhet med flere andre studier (H. Y. Chung, 2006; Darrat & Zhong, 2000; Ma & Barnes, 2001; Mookerjee & Yu, 1999a). De parametriske testene finner signifikant kortsiktig seriekorrelasjon for SZSC, HSI, B-, P Chip- og Red Chip-indeksen. Når vi inkluderer flere lag finner vi også seriekorrelasjon for A-aksjene. Resultatet fra disse testene indikerer imidlertid at SSEC og H-indeksen følger en random walk. Ved bruk av den ikke-parametriske testen, Runs test, finner vi signifikant kortsiktig seriekorrelasjon for fastlandsbørsene, men ikke for HSI eller noen av aksjeklasseindeksene. For H-indeksen finner vi derimot en svak seriekorrelasjon i de månedlige observasjonene. Vi registrerer at den kortsiktige seriekorrelasjonen blant børsindeksene er sterkest for SZSC. Det tyder på at Shenzhenbørsen er mindre effisient enn de andre markedene. Seriekorrelasjonen var sterkest i delperioden som inkluderer finanskrisen, 2005-2009. Ved bruk av AR-modellene finner vi ikke seriekorrelasjon etter 2010, men Runs test indikerer seriekorrelasjon for SZSC siden 2005 og frem til 2015. Ut fra dette konkluderer vi med at HSI og SSEC har blitt mer effisient på grunnlag av fraværende seriekorrelasjon de siste årene. Vi konstaterer også at avkastningene til A- og H-aksjene er mindre forutsigbare enn avkastningene til de andre aksjeklassene.

Lead-lag modellene bekrefter at avkastningen til de ulike børsindeksene har signifikant samvariasjon med de andre indeksenes tidligere avkastninger. Resultatene understøttes av tidligere studier, som også hevder at S&P 500 har en signifikant evne til å predikere avkastningene i det kinesiske markedet (Johansson 2010; Goh, Jiang, Tu og Wang 2013; Ye 2014). Analysen av underperiodene indikerer at dette lead-lag forholdet har blitt sterkere etter 2005, og at modellenes forklaringskraft har økt siden 1995. Særlig har avkastningen til S&P 500 fått økt påvirkningskraft på de kinesiske fastlandsindeksene. At de

kinesiske indeksene i økene grad responderer på avkastningen til S&P 500 kan skyldes at de kinesiske markedene har blitt mer åpne. Lead-lag forholdet er sterkest mellom HSI og S&P 500, men vi finner ikke signifikant lead-lag forhold mellom SZSC og HSI. Av de kinesiske indeksene er det kun avkastningen til HSI som virker ”ledende” på avkastningen til S&P 500.

Lead-lag forholdene mellom aksjeklasseindeksene er ikke like sterkt som mellom børsindeksene. For A- og H-indeksen kan vi ikke bevise at avkastningene drives av tidligere avkastninger i de andre aksjeklassene på verken daglig, ukentlig eller månedlig basis. For de tre resterende aksjeklassene finner vi imidlertid signifikante lead-lag forhold. Vi finner fraværet av signifikant lead-lag forhold mellom A- og H-indeksen interessant, da aksjene utstedes av de samme selskapene. Samtidig som denne oppgaven ble skrevet har kinesiske investorer begynt å utnytte arbitrasjemulighetene prisavviket mellom A- og H-aksjene skaper (Bird, 2015). Dette etter at myndighetene på slutten av 2014 ga befolkningen mulighet til å investere i begge aksjeklassene. Markedet for B-aksjene er lite likvid og har lavt handelsvolum, hvilket kan føre til misvisende estimater.

I analysene hvor vi undersøkte hvordan store prisendringer i S&P 500 har påvirket de kinesiske børsindeksene fant vi at store endringer i S&P 500 har vært etterfulgt av signifikant meravkastning for HSI og SSEC. Store prisfall for S&P 500 ser ut til å ha større effekt på de kinesiske indeksene enn store prisoppganger. For den samlede perioden, 1995-2015, finner vi ikke at store kursendringer for S&P 500 har hatt noen signifikant effekt på avkastningen til SZSC. De ti siste årene har imidlertid store kursnedganger for S&P 500 ført til signifikant negativ meravkastning for SZSC. Store kursendringer for HSI har vært etterfulgt av signifikant meravkastning for S&P 500, men fastlandsindeksene ser ikke ut til å kunne predikere avkastningene til S&P 500 på samme måte. Delanalysene indikerer at store endringer i fastlandsindeksene førte til signifikant meravkastning for S&P 500 i perioden 2005-2009. Det er viktig å tolke resultatene i lys av finanskrisen som inntraff i denne perioden, da de fleste av verdens aksjemarkeder fulgte de samme trendene hva gjaldt avkastning. Finanskrisen skremte mange av de individuelle investorene midlertidig vekk fra markedet, og det er mulig at de institusjonelle investorene i større grad lot seg påvirke av utviklingen i USA-markedet.

For den samlede perioden (1995-2015) finner vi gjensidig volatilitetsoverføring mellom HSI og S&P 500 og SSEC og S&P 500, men ingen signifikant volatilitetskorrelasjon eller volatilitetsoverføring mellom SZSC og S&P 500. I perioden 1995-1999 finner vi ingen spillovereffekter mellom fastlandsindeksene og S&P 500, men senere har volatilitetsoverføringen enten vært gjensidig, eller gått fra S&P 500 til SSEC og SZSC. Oppsummert er det lite som tyder på at volatiliteten til SSEC og SZSC kan brukes til å forutse volatiliteten til S&P 500, i tråd med det Yang, Kolari og Min (2003) fant. Vi finner imidlertid at korrelasjon i avkastningsvolatilitet mellom Kina og USA, samt volatilitetsoverføringen fra Kina til USA, har økt siden 1995. Før millenniumskiftet var volatilitetsspillover mellom HSI og S&P 500 gjensidig, men i den senere tid har volatiliteten til S&P 500 hatt predikerende kraft på volatiliteten til HSI. Moon og Yu (2010) fant at volatiliteten til S&P 500 påvirker volatiliteten til SSEC i perioden 1999-2005, men at dette snudde etter 2005. Vi kan bekrefte at det fantes en spillovereffekt fra SSEC til S&P 500 i perioden 2005-2009, men vi finner at denne effekten ikke er signifikant etter 2009.

Våre funn indikerer at volatilitetskorrelasjonen mellom de tre kinesiske indeksene er signifikant, men vi finner ikke signifikant volatilitetsoverføring mellom indeksene i perioden 1995-2015. Når vi studerer delperiodene finner vi at volatilitetskorrelasjonen mellom de kinesiske indeksene har økt siden 1995. Etter tusenårsskiftet finner vi også periodevis volatilitetsspillover fra HSI til SSEC, og fra SZSC til SSEC. Det kan tyde på at ny informasjon til tider har blitt reflektert tregere i prisene til SSEC enn for de andre indeksene. Volatiliteten til SZSC lar seg ikke predikere av volatiliteten til de tre andre indeksene, hvilket antyder at SZSC er mindre sårbar for svingninger i de andre markedene. Det kan også tyde på at ny informasjon reflekteres raskt i prisene til SZSC, og at SZSE i så måte er mer effisient enn de andre markedene.

Alle de tre kinesiske børsindeksene har negativ gjennomsnittsavkastning på tirsdager og torsdager, samt positiv gjennomsnittsavkastning de resterende handelsdagene. Disse funnene er i tråd med tidligere studier (H. Y. Chung, 2006; Kling & Gao, 2005; Mitchell & Ong, 2006; R. Zhang et al., 2006). Zhang, Li, Tang og Zhang (2006) fant positiv tirsdagseffekt i kinesiske indekser etter 1997. Vi finner også dette i perioden 2000-2004, men våre analyser tilsier at denne effekten har reversert. For HSI finner vi at fredager har gitt signifikant positiv avkastning, men at denne avkastningen ikke er signifikant større enn snittet av de andre dagene ved 5 % signifikansnivå. For SSEC finner vi at fredag og onsdag

har gitt signifikant positiv meravkastning, mens tirsdag og torsdag har gitt signifikant negativ meravkastning. Også for SZSC finner vi at hele perioden har gitt signifikant større avkastninger på onsdager, og signifikant lavere avkastning på torsdager. Vi finner også at det meste av SZSC og SSECs avkastning genereres i løpet av børsens åpningstider, mens det meste av HSIs avkastning genereres i løpet av tiden hvor børsen har vært stengt. Når vi deler inn i underperioder finner vi at flere av ukedagseffektene er periodeavhengig, men det generelle bildet er at de samlede ukedagsanomalienes styrke verken har avtatt eller økt betraktelig for noen av indeksene. Onsdagsavkastningen har vært positiv, og torsdagsavkastningen har vært negativ, for alle perioder for SZSC og SSEC. Vi finner sterkeste indikasjoner på ukedagseffekter for SSEC, og svake ukedagseffekter for HSI. Dette antyder at fastlandsbørsene er mindre effisiente enn børsen i Hongkong, hva angår ukedagseffekter.

Vi klarer ikke finne at noen måneder gir signifikant høyere avkastning enn de andre månedene sett under ett. I en videreføring av Wong (1995) og Cadsby og Ratners (1992) analyser finner heller ikke vi månedseffekter på børsen i Hongkong. Våre observasjoner er i samsvar med Kling og Gaos (2005) påstand om at kursutviklingen i februar måned ved SSEC og SZSC likner desember måned for amerikanske indekser. Hypotesen om at alle månedene har lik varians forkastes for alle de tre kinesiske indeksene. Ettersom juni har signifikant høyere varians enn februar, og februar har hatt signifikant høyere avkastning enn juni har det imidlertid vært mulig å oppnå høyere risikojustert avkastning i februar enn i juni for fastlandsindeksene. Februaravkastningen har vært positiv siden millenniumsskiftet, mens den negative meravkastningen i juni har økt siden 1995. Disse funnene kan danne grunnlag for profitable handelsstrategier, og vil i så tilfelle være i uoverensstemmelse med markedseffisienshypotesen. Vi kan imidlertid ikke si oss enig med Kling og Gao i at månedseffektene er mer signifikante enn ukedagseffektene. Med unntak av antydning til nyttårseffekt ved inngangen til et nytt lunarår finner vi ikke månedseffekt i henhold til lunarsolarkalenderen.

For den samlede perioden, 1995-2015, finner vi signifikant meravkastning dagen før en høytid for SZSC og dagen etter en høytid for HSI. Sistnevnte effekt er imidlertid ikke i strid med EMH, da det kan argumenteres for at denne effekten er et resultat av økt risiko, jamfør kalendertidshypotesen. Dersom man ser på femdagersvinduet før og etter en høytid er det kun i etterkant av stengt børs ved HKSE at finner signifikant meravkastning. Det er i

forbindelse med nyttår, kinesisk nyttår og arbeidernes dag at vi finner signifikant positive avkastninger. Helligdagseffekten er tilsynelatende periodeavhengig, men ser ikke ut til å ha avtatt for SSEC, hvor vi finner signifikant meravkastning dagen før en høytid i perioden 2010-2015. Våre funn er blant annet i overensstemmelse med Groenewold, Tang og Wus (2003) analyser, som viste at kinesisk nyttår har periodevis effekt på børsene i Fastlandskina.

Man regner med at 1 av 13 kinesere investerer i aksjer. Meglerhusene har likhetstrekk med kasinoer, hvor datamaskinene er oppstilt på samme måte som spilleautomater. Etersom gambling ikke er lovlig i Kina, er det en del som tyr til aksjemarkedet i håp om å tjene raske penger. Som tidligere nevnt er numerologi en viktig handelsstrategi for mange kinesere. Samtidig som vi arbeidet med denne oppgaven publiserte Zhang, Meisami og Mehran (2015) en studie om numerologi som handelsstrategi med utgangspunkt i HSI. De fant, i likhet med oss, at HSI har signifikant høyere avkastning på datoer som ender på tall om er ansett som lykkebringende i den kinesiske kulturen. Våre undersøkelser viser imidlertid at tilsvarende handelsstrategi ikke gir signifikant meravkastning for SSEC og SZSC. Dermed er det grunn til å stille spørsmålsteget ved om funnene ved HSI kan være et resultat av tilfeldigheter i datagrunnlaget, eller om investorene i Hongkong i større grad benytter numerologi som handelsstrategi. Med utgangspunkt i kinesisk folkløse undersøkte vi også om Yin- og Yang-år har gitt signifikant forskjellig avkastning. Vi fant at Yang-år har gitt høyere gjennomsnittsavkastning enn Yin-år ved fastlandsbørsene, men med kun ti observasjoner for hver av årene er ikke funnene signifikante. Yang-år har også hatt høyere volatilitet enn Yin-år. Meisami (2013) fant at Yang-år har gitt signifikant høyere avkastning enn Yin-år for HIS i perioden 1950 til 2011. Vi finner imidlertid at denne effekten har reversert de siste 20 årene, hvor vi finner høyere gjennomsnittsavkastning for Yin-år enn for Yang-år. Heller ikke denne forskjellen var signifikant.

Seriekorrelasjonen, ukedagseffektene, helligdagseffektene, lead-lag forholdene og volatilitetsoverføringen vi har funnet utfordrer hypotesen om effisiente markeder. Fraværet av tilfeldig kursutvikling har implikasjoner for både investorer og handelsstrategier, kapitalprisinde modeller og markedseffisiens. Forutsigbarhet i aksjekursene kan gi informerte investorer muligheten til å tjene ekstraordinær profitt ved å basere sin handel på denne systematikken. På grunn av at meravkastningene har positivt fortegn mandag, onsdag og fredag, og negativt fortegn tirsdag og torsdag er det usikkert om det er lønnsomt å basere

sin handel på disse ukedagseffektene. Transaksjonskostnadene en slik handelsstrategi medfører kan gjøre at de statistisk signifikante meravkastningene ikke er økonomisk signifikante. I denne studien har vi ikke utviklet en slik handelsstrategi, men det kunne vært interessant å teste en handelsregel basert på ukedager opp mot en kjøp og hold-strategi i en eventuell oppfølgingsstudie. Funnene er likevel av verdi, da investorer kan øke den forventede avkastningen av sin investering ved å utsette eller fremskynde kjøp og salg av aksjer til det mest fordelaktige tidspunktet. Hvis en større andel av investorene utnytter disse anomaliene vil markedene på sikt bevege seg mot effisiens. I en videreføring av våre analyser kan det også være relevant å se nærmere på hvilke effekter man finner dersom man kombinerer flere av modellene vi har brukt.

### **8.1 Avsluttende konklusjon**

På bakgrunn av de anvendte analysene finner vi flere brudd på hypotesen om at aksjemarkedet Kina er effisient på svak form. De kinesiske indeksene blir i økende grad påvirket av børsutviklingen i USA. Verken avkastningen eller volatiliteten til SSEC og SZSC har signifikant predikerende kraft på S&P 500, men våre studier viser at påvirkningen fra Kina til USA har økt gjennom perioden. SZSC lar seg i minst grad predikere av utviklingen til de andre markedene, men lar seg i størst grad predikere av tidligere avkastninger og volatilitet i eget marked. Den kortsiktige seriekorrelasjonen har avtatt for SSEC og HSI, men ikke for SZSC. Shenzhenindeksen var også den eneste indeksen som hadde signifikant meravkastning i forkant av høytider over hele perioden, mens Shanghaiindeksen har hatt tilsvarende effekt de siste fem årene. Vi finner færrest kalenderanomalier i Hongkong, men handelsstrategier basert på antatt lykkebringende tall har gitt signifikant meravkastning. Markedet i Hongkong er også mest påvirkbart av aksjekursutviklingen i USA. Volatilitetsoverføringen mellom indeksene antyder at SSEC periodevis responderer tregere enn de andre indeksene på ny informasjon. Det er også flest ukedaganomalier for Shanghaiindeksen. Våre funn indikerer at A- og H-aksjene er mer effisiente enn de andre aksjeklassene, hvor vi blant annet finner sterk seriekorrelasjon.

De generelle resultatene av denne studien er i samsvar med oppfatningen om at framvoksende markeder er mindre effisiente enn utviklede markeder. Med unntak av handelsstrategier basert på numerologi, er HSI tilsynelatende mer effisient enn de to fastlandsmarkedene. I likhet med andre framvoksende markeder har de kinesiske

aksjemarkedene på fastlandet karakteristikk som skiller det fra de fleste utviklede markeder. Segmenteringen av aksjeklassene og det politiske miljøet er eksempler på dette. Med tanke på at det kinesiske aksjemarkedet har vært gjennom store omveltninger og sterk vekst, er det rimelig å forvente at aksjemarkedet er mindre effektivt enn mer modne markeder. Ettersom markedet blir stadig mer liberalisert og integrert med resten av verdensmarkedet er det trolig kun et tidsspørsmål før det kinesiske aksjemarkedet når samme effisiensnivå som modnere aksjemarkeder.

## Litteraturliste

- Abdel-Khalik, A. R., Wong, K. A., & Wu, A. (1999). The information environment of China's A and B shares: Can we make sense of the numbers? *The International Journal of Accounting*, 34(4), 467-489.
- Aggarwal, R., & Rivoli, P. (1989). Seasonal and Day - of - the - Week Effects in Four Emerging Stock Markets. *Financial Review*, 24(4), 541-550.
- Araújo Lima, E. J., & Tabak, B. M. (2004). Tests of the random walk hypothesis for equity markets: evidence from China, Hong Kong and Singapore. *Applied Economics Letters*, 11(4), 255-258.
- Areddy, J. T. (2007). Chinese investors crunching numbers are glad to see 8s. *The Wall Street Journal*, May, 24.
- Ariel, R. A. (1987). A monthly effect in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 18(1), 161-174.
- Bailey, W. (1994). Risk and return on China's new stock markets: Some preliminary evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2(2), 243-260.
- Balsara, N. J., Chen, G., & Zheng, L. (2007). The Chinese stock market: An examination of the random walk model and technical trading rules. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 43-63.
- Bird, M. (2015). Chinese investors are going crazy for Hong Kong shares and they're surging higher. *Business Insider*.
- Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41(3), 529-543. doi: 10.1111/j.1540-6261.1986.tb04513.x
- Body, Z., Kane, A., & Marcus, A. (2009). *Investments*: New York: McGraw-Hill.
- Box, G. E., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American statistical Association*, 65(332), 1509-1526.
- Boyd, J. H., & Smith, B. D. (1999). The Use of Debt and Equity in Optimal Financial Contracts. *Journal of Financial Intermediation*, 8(4), 270-316.
- Brooks, R. D. (2003). *Time-varying betas on China's A and B-share Indices*. Paper presented at the The 15th Annual ACESA Conference, Melbourne.
- Brown, P., & Mitchell, J. (2008). Culture and stock price clustering: Evidence from The Peoples' Republic of China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 16(1-2), 95-120.
- Cadsby, C. B., & Ratner, M. (1992). Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: Some international evidence. *Journal of Banking & Finance*, 16(3), 497-509.
- Carpenter, J. N., Lu, F., & Whitelaw, R. F. (2014). *The Real Value of China's Stock Market*.
- Chen, G., Kwok, C. C., & Rui, O. M. (2001). The day-of-the-week regularity in the stock markets of China. *Journal of Multinational Financial Management*, 11(2), 139-163.
- Chen, G.-M., Kim, K. A., Nofsinger, J. R., & Rui, O. M. (2004). Behavior and performance of emerging market investors: Evidence from China. *unpublished Washington State University Working paper (January)*.
- Chen, K. J., & Li, X. M. (2006). Is technical analysis usefull for stock traders in China? Evidence from the SZSE Component A-share Index. *Pacific Economic Review*, 11(4), 477-488.
- Chow, G. C., Fan, Z.-z., & Hu, J.-y. (1999). Shanghai stock prices as determined by the present-value model. *Journal of Comparative Economics*, 27(3), 553-561.



- Chow, G. C., & Lawler, C. C. (2003). A time series analysis of the Shanghai and New York stock price indices. *Annals of Economics and Finance*, 4, 17-36.
- Chung, H. Y. (2006). Testing weak-form efficiency of the Chinese stock market.
- Chung, R., Darrat, A. F., & Li, B. (2014). Chinese superstition in US commodity trading. *Applied Economics Letters*, 21(3), 171-175.
- Chuvakhin, N. (2002). Efficient market hypothesis and behavioral finance—is a compromise in sight. *Graziadio Business Report*, 2-5.
- Condoyanni, L., O'hanlon, J., & Ward, C. W. (1987). Day of the week effects on stock returns: international evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 14(2), 159-174.
- 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. *Review of Financial studies*, 2(4), 607-623.
- Darke, P. R., & Freedman, J. L. (1997). The belief in good luck scale. *Journal of Research in Personality*, 31(4), 486-511.
- Darrat, A. F., & Zhong, M. (2000). On Testing the Random - Walk Hypothesis: A Model - Comparison Approach. *Financial Review*, 35(3), 105-124.
- De Bondt, W. F. M., & Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact? *The journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- Dickinson, J. P., & Muragu, K. (1994). Market efficiency in developing countries: A case study of the Nairobi Stock Exchange. *Journal of Business Finance & Accounting*, 21(1), 133-150.
- Dubois, M., & Louvet, P. (1996). The day-of-the-week effect: The international evidence. *Journal of Banking & Finance*, 20(9), 1463-1484.
- Economist. (2011). Government's role in the industry. The long arm of the state. *The Economist*.
- Emmons, C. F. (1992). Hong Kong's feng shui: popular magic in a modern urban setting. *The Journal of Popular Culture*, 26(1), 39-50.
- 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. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The journal of Finance*, 46(5), 1575-1617. doi: 10.2307/2328565
- Feng-yuan, L. (2008). Social Culture, Numeric Bias and Stock Price: An Empirical Study on Price Clustering in Stock Market of Mainland China [J]. *China Soft Science*, 6, 006.
- Fields, M. J. (1931). Stock prices: A problem in verification. *Journal of Business of the University of Chicago*, 415-418.
- Fortin, N. M., Hill, A. J., & Huang, J. (2014). Superstition in the housing market. *Economic Inquiry*, 52(3), 974-993.
- French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 55-69.
- FT. (2013). China reopens government bond futures market. *Financial Times*.
- FT. (2014). Dual-listed shares now cost 23% more in China. *Financial Times*.
- FTSE. (2014). FTSE Insight: China's Complex Share Classes.
- Fudenberg, D., & Levine, D. K. (2006). Superstition and rational learning. *Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper*(2114).
- Gao, S. (2002). China Stock Market in a Global Perspective.

- Gersten, B. (2013). Will the Year of the Snake Bring Another Stock Market Crash? *Money Morning*. Retrieved from <http://moneymorning.com/2013/02/11/will-the-year-of-the-snake-bring-another-stock-market-crash/>
- Goh, J. C., Jiang, F., Tu, J., & Wang, Y. (2013). Can US economic variables predict the Chinese stock market? *Pacific-Basin Finance Journal*, 22(0), 69-87.
- Greenwood, J., & Smith, B. D. (1997). Financial markets in development, and the development of financial markets. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1), 145-181.
- Groenewold, N., Tang, S. H. K., & Wu, Y. (2003). The efficiency of the Chinese stock market and the role of the banks. *Journal of Asian Economics*, 14(4), 593-609.
- Groenewold, N., Tang, S. H. K., & Yanrui, W. (2004). The dynamic interrelationships between the greater China share markets. *China Economic Review*, 15(1), 45-62.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Gu, W. (2014). As China Opens Stock Market to Foreign Investors, Bargains Await Risk Takers. *The Wall Street Journal*.
- Gultekin, M. N., & Gultekin, N. B. (1983). Stock market seasonality: International evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(4), 469-481.
- Haugen, R. A., & Jorion, P. (1996). The January effect: Still there after all these years. *Financial Analysts Journal*, 52(1), 27-31.
- Hernandez, M. D., Wang, Y. J., Minor, M. S., & Liu, Q. (2008). Effects of superstitious beliefs on consumer novelty seeking and independent judgment making: Evidence from China. *Journal of Consumer Behaviour*, 7(6), 424-435.
- Hirshleifer, D., & Shumway, T. (2003). Good day sunshine: Stock returns and the weather. *The journal of Finance*, 58(3), 1009-1032.
- Hirshleifer, D. A., Jian, M., & Zhang, H. (2014). Superstition and financial decision making. Available at SSRN 1460522.
- HK Government. (2014). *Hong Kong: The Facts*.
- HKEx. (2013). Fact sheet on the listing of H-shares.
- HSI. (2015). Hang Seng Index.
- Hu, J. W.-S., Chen, M.-Y., Fok, R. C. W., & Huang, B.-N. (1997). Causality in volatility and volatility spillover effects between US, Japan and four equity markets in the South China Growth Triangular. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7(4), 351-367.
- Huang, B.-N. (1995). Do Asian stock market prices follow random walks? Evidence from the variance ratio test. *Applied Financial Economics*, 5(4), 251-256. doi: 10.1080/758536875
- Huang, B.-N., Yang, C.-W., & Hu, J. W.-S. (2000). Causality and cointegration of stock markets among the United States, Japan and the South China Growth Triangle. *International Review of Financial Analysis*, 9(3), 281-297.
- Jaffe, J., & Westerfield, R. (1985). The Week - End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence. *The journal of Finance*, 40(2), 433-454.
- Jiang, Y., Cho, A., & Adaval, R. (2009). The Unique Consequences of Feeling Lucky: Implications for Consumer Behavior. *Journal of Consumer Psychology*, 19(171-184).
- Johansson, A. C. (2010). China's financial market integration with the world. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 8(3), 293-314.
- Johnson, M., & Jackson, G. (2015). Hanergy: The 10-minute trade. *Financial Times*.

- Kang, J., Liu, M.-H., & Ni, S. X. (2002). Contrarian and momentum strategies in the China stock market: 1993–2000. *Pacific-Basin Finance Journal*, 10(3), 243-265.
- Kavussanos, M. G., Visvikis, I. D., & Alexakis, P. D. (2008). The Lead-Lag Relationship Between Cash and Stock Index Futures in a New Market. *European Financial Management*, 14(5), 1007-1025. doi: 10.1111/j.1468-036X.2007.00412.x
- Keim, D. B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13-32.
- Kling, G., & Gao, L. (2005). Calendar effects in Chinese stock market. *Annals of Economics and Finance*, 6(1), 75-88.
- Kohers, G., Kohers, N., Pandey, V., & Kohers, T. (2004). The disappearing day-of-the-week effect in the world's largest equity markets. *Applied Economics Letters*, 11(3), 167-171.
- Kolb, R. W., & Rodriguez, R. J. (1987). Friday the Thirteenth: Part VII'-A Note. *Journal of Finance*, 1385-1387.
- Lai, K. (2012). Differentiated markets: Shanghai, Beijing and Hong Kong in China's financial centre network. *Urban Studies*, 49(6), 1275-1296.
- Laurence, M., Cai, F., & Qian, S. (1997). Weak-form efficiency and causality tests in Chinese stock markets. *Multinational Finance Journal*, 1(4), 291-307.
- Lee, C. F., Chen, G.-m., & Rui, O. M. (2001). Stock Returns and Volatility on China's Stock Markets. *Journal of Financial Research*, 24(4), 523-543.
- Li, H. (2007). International linkages of the Chinese stock exchanges: a multivariate GARCH analysis. *Applied Financial Economics*, 17(4), 285-297.
- Li, H. (2012). The impact of China's stock market reforms on its international stock market linkages. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 52(4), 358-368.
- Lim, T.-S., & Loh, W.-Y. (1996). A comparison of tests of equality of variances. *Computational Statistics & Data Analysis*, 22(3), 287-301.
- Lin, K.-P., Menkveld, A. J., & Yang, Z. (2009). Chinese and world equity markets: A review of the volatilities and correlations in the first fifteen years. *China Economic Review*, 20(1), 29-45.
- Liu, X., Song, H., & Romilly, P. (1997). Are Chinese stock markets efficient? A cointegration and causality analysis. *Applied Economics Letters*, 4(8), 511-515.
- Long, D. M., Payne, J. D., & Feng, C. (1999). Information transmission in the Shanghai equity market. *Journal of Financial Research*, 22(1), 29-45.
- Lu Jianxin, J. W. (2010). Timeline: China's intervention in the stock market. *Reuters*.
- Luo, J., Gan, C., Hu, B., & Kao, T. (2009). An empirical analysis of Chinese stock price anomalies and volatility. *Investment Management and Financial Innovations*, 6(1), 1-18.
- Ma, S. (2004). *The efficiency of China's stock market*. Aldershot: Ashgate.
- Ma, S., & Barnes, M. L. (2001). *Are China's stock markets really weak-form efficient?*: Centre for International Economic Studies.
- Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 59-82. doi: 10.2307/3216840
- Marquering, W., Nisser, J., & Valla, T. (2006). Disappearing anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies. *Applied Financial Economics*, 16(4), 291-302.
- McGuinness, P. B. (2005). A re-examination of the holiday effect in stock returns: the case of Hong Kong. *Applied Financial Economics*, 15(16), 1107-1123.

- Meisami, A. (2013). Zodiac Calendar and Market Returns. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 5(1), 344-354.
- Mitchell, J. D., & Ong, L. L. (2006). *Seasonalities in China's stock markets: cultural or structural?* : International Monetary Fund.
- Mookerjee, R., & Yu, Q. (1999a). An empirical analysis of the equity markets in China. *Review of Financial Economics*, 8(1), 41-60.
- Mookerjee, R., & Yu, Q. (1999b). Seasonality in returns on the Chinese stock markets: the case of Shanghai and Shenzhen. *Global Finance Journal*, 10(1), 93-105. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S1044-0283\(99\)00008-3](http://dx.doi.org/10.1016/S1044-0283(99)00008-3)
- Moon, G.-H., & Yu, W.-C. (2010). Volatility Spillovers between the US and China Stock Markets: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric GARCH Approaches. *Global Economic Review*, 39(2), 129-149.
- Mornigstar. (2013). Morningsstar's Guide to Investeing in Chinese Equities via ETFs (pp. 27).
- NorgesBank. (2009). Norges Banks vurdering av det teoretiske og empiriske grunnlaget for aktiv forvaltning og vår forvaltningsstrategi for forvaltningen av Statens pensjonsfond utland [Press release]
- Overmyer, D. L. (2003). *Religion in China today*: Cambridge University Press.
- Pang, Q. (1988). An analysis of Hong Kong stock return seasonality and firm size anomalies for the period 1977 to 1986. *Hong Kong Journal of Business Management*, 6, 69-90.
- Phillips, D. P., Liu, G. C., Kwok, K., Jarvinen, J. R., Zhang, W., & Abramson, I. S. (2001). The Hound of the Baskervilles effect: natural experiment on the influence of psychological stress on timing of death. *BMJ*, 323(7327), 1443-1446.
- Reinganum, M. R. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89-104.
- Seddighi, H. R., & Nian, W. (2004). The Chinese stock exchange market: operations and efficiency. *Applied Financial Economics*, 14(11), 785-797.
- Shiller, R. J. (2003). From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83-104. doi: 10.2307/3216841
- Sifeng, L. L. L. (2008). Are There Holiday Effect in China' s Stock Market?[[]. *Journal of Financial Research*, 2, 014.
- Simmons, L. C., & Schindler, R. M. (2003). Cultural superstitions and the price endings used in Chinese advertising. *Journal of International Marketing*, 11(2), 101-111.
- SIPF. (2009). Introduction to B Share.
- Song, F. (2002). *The Development of the Chinese Stock Markets*.
- SSE. (2014). *Fact Book* (pp. 257).
- Su, D., & Fleisher, B. M. (1998). Risk, return and regulation in Chinese stock markets. *Journal of Economics and Business*, 50(3), 239-256.
- Tang, G. Y., & Kwok, K. (1997). Day of the week effect in international portfolio diversification: January vs non-January. *Japan and the World Economy*, 9(3), 335-352.
- Tian, G. G. (2007). Are chinese stock markets increasing integration with other markets in the greater China region and other major markets? *Australian Economic Papers*, 46(3), 240-253. doi: 10.1111/j.1467-8454.2007.00317.x
- Wang, P., & Wang, P. (2010). Price and volatility spillovers between the Greater China Markets and the developed markets of US and Japan. *Global Finance Journal*, 21(3), 304-317.

- Wang, Y., & Iorio, A. D. (2007). Are the China-related stock markets segmented with both world and regional stock markets? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17(3), 277-290.
- WFE. (2015a). Annual Query Tool.
- WFE. (2015b). Monthly Report, January 2015. Retrieved 02.03.2015, from <http://www.world-exchanges.org/statistics/monthly-reports>
- Wong, K. A. (1995). Is there an intra-month effect on stock returns in developing stock markets? *Applied Financial Economics*, 5(5), 285-289.
- Wong, R. (2000). *Asian Financial Crisis: Causes and Development*.: Hong Kong Institute of Economics and Business Strategy. The University of Hong Kong.
- Woolley, P. (2010). The future of finance and the theory that underpins it. The London School of Economics and Political Science.
- Wu, S. (1996). The analysis of the efficiency of securities market in our country. *Jin Ji Yan Jiu (Economics Research)*, 1-39.
- Xie, Y., Stapczynski, S. E., & Cao, B. (2015). China Enters Stock Frenzy as Rookie Traders Open Record Accounts. *Bloomberg Business*.
- Xu, C. K. (2000). The microstructure of the Chinese stock market. *China Economic Review*, 11(1), 79-97.
- Yang, J., Kolari, J. W., & Min, I. (2003). Stock market integration and financial crises: the case of Asia. *Applied Financial Economics*, 13(7), 477-486.
- Ye, G. L. (2014). The interactions between China and US stock markets: New perspectives. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31(0), 331-342.
- Yuan, K., Zheng, L., & Zhu, Q. (2006). Are investors moonstruck? Lunar phases and stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 13(1), 1-23.
- Zhang, J., Meisami, A., & Mehran, J. (2015). Market Behavior in " Lucky" Days. *Journal of Applied Finance & Banking*, 5(2), 19-28.
- Zhang, R., Li, X., Tang, Y., & Zhang, S. (2006). *Common Volatility Spillover Analysis and Empirical Study on the Financial Market*. Paper presented at the Proc. 8th Int. Conf. on Industrial Management.
- Zhou, X., Zhang, W., & Zhang, J. (2012). Volatility spillovers between the Chinese and world equity markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 247-270.

## Vedlegg

**Vedlegg 1: Lead-lag på tvers av børsindeksene for delperiodene basert på daglige avkastninger. Koeffisienter er oppgitt med tilhørende t-verdi og R<sup>2</sup>.**

		SSEC t-1	SZSC t-1	HSI t-1	S&P 500 t-1	Justert R <sup>2</sup> ,%	
1995-1999	<b>SSEC</b>	$\beta_i$	0,12	-0,08	0,05	-0,01	0,27
		T-verdi	1,95	-1,33	1,64	-0,09	
	<b>SZSC</b>	$\beta_i$	0,05	0,00	0,03	-0,02	0,02
		T-verdi	0,82	0,06	0,94	-0,26	
	<b>HSI</b>	$\beta_i$	0,02	-0,02	-0,06	0,75	13,42
		T-verdi	0,38	-0,41	<b>-2,28</b>	<b>13,60</b>	
	<b>S&amp;P 500</b>	$\beta_i$	-0,02	-0,01	0,11	-0,06	4,11
		T-verdi	-0,86	-0,30	<b>7,01</b>	-1,91	
2000-2004	<b>SSEC</b>	$\beta_i$	0,05	-0,01	0,02	0,01	-0,13
		T-verdi	0,78	-0,29	0,90	0,20	
	<b>SZSC</b>	$\beta_i$	0,05	0,00	0,03	0,00	-0,05
		T-verdi	0,70	0,07	0,77	0,14	
	<b>HSI</b>	$\beta_i$	-0,02	-0,02	-0,04	0,46	16,03
		T-verdi	-0,38	-0,47	-1,38	<b>15,15</b>	
	<b>S&amp;P 500</b>	$\beta_i$	-0,08	0,04	0,16	-0,07	2,53
		T-verdi	-1,36	0,90	<b>5,87</b>	<b>-2,24</b>	
2005-2009	<b>SSEC</b>	$\beta_i$	0,05	-0,05	-0,03	0,23	2,44
		T-verdi	0,65	-0,76	-0,87	<b>5,76</b>	
	<b>SZSC</b>	$\beta_i$	-0,14	0,19	-0,04	0,20	2,11
		T-verdi	-1,71	<b>2,55</b>	-1,12	4,74	
	<b>HSI</b>	$\beta_i$	0,05	-0,11	-0,16	0,56	18,70
		T-verdi	0,75	-1,81	<b>-5,22</b>	<b>16,31</b>	
	<b>S&amp;P 500</b>	$\beta_i$	0,00	-0,05	0,32	-0,24	12,90
		T-verdi	0,02	-1,00	<b>12,53</b>	<b>-8,32</b>	
2010-2015	<b>SSEC</b>	$\beta_i$	0,06	-0,05	-0,06	0,20	2,62
		T-verdi	0,96	-1,00	-1,55	5,88	
	<b>SZSC</b>	$\beta_i$	-0,07	0,11	-0,08	0,19	1,67
		T-verdi	-0,89	1,90	-1,68	4,38	
	<b>HSI</b>	$\beta_i$	0,02	-0,06	-0,07	0,52	20,82
		T-verdi	0,34	-1,57	<b>-2,27</b>	<b>17,60</b>	
	<b>S&amp;P 500</b>	$\beta_i$	0,00	-0,02	0,27	-0,19	6,57
		T-verdi	-0,08	-0,65	<b>8,10</b>	<b>-5,90</b>	

**Vedlegg 2: Gjennomsnittlig avkastning per måned (alle) og gjennomsnittlig meravkastning per måned i henhold til gregoriansk kalender, samt tilhørende t-verdi. Fordelt etter de tre kinesiske børsindeksene og fire underperioder.**

		SSEC												
		Alle	Jan	Feb	Mar	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Des
1995-1999	Gjennomsnitt, %	1,49	-1,09	-0,65	7,14	3,70	3,17	4,83	-1,47	-2,86	-1,26	0,74	-3,77	-8,47
	t-verdi	1,25	-0,25	-0,17	1,83	0,95	0,81	1,24	-0,38	-0,73	-0,32	0,19	-0,97	<b>-2,17</b>
2000-2004	Gjennomsnitt, %	-0,13	3,61	2,91	4,39	-0,24	-0,08	-0,11	-3,06	-2,04	-2,81	-2,58	1,92	-1,90
	t-verdi	-0,17	1,47	1,19	1,79	-0,10	-0,03	-0,05	-1,25	-0,83	-1,15	-1,05	0,78	-0,78
2005-2009	Gjennomsnitt, %	1,58	-2,25	2,30	-3,49	5,96	0,36	-4,49	4,01	-4,36	0,57	-4,50	0,05	5,86
	t-verdi	1,08	-0,46	0,47	-0,72	1,23	0,07	-0,93	0,82	-0,90	0,12	-0,93	0,01	1,21
2010-2014	Gjennomsnitt, %	-0,02	-0,91	2,45	-2,21	-1,14	-2,19	-5,59	1,94	-0,37	0,83	3,22	-0,29	4,25
	t-verdi	-0,03	-0,35	0,93	-0,84	-0,44	-0,83	<b>-2,13</b>	0,74	-0,14	0,32	1,23	-0,11	1,62

		SZSC												
		Alle	Jan	Feb	Mar	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Des
1995-1999	Gjennomsnitt, %	1,97	-0,83	-2,18	4,57	5,40	1,64	4,50	0,79	-4,12	-3,07	7,03	-2,57	-11,15
	t-verdi	1,33	-0,15	-0,45	0,94	1,11	0,34	0,92	0,16	-0,84	-0,63	1,44	-0,53	<b>-2,29</b>
2000-2004	Gjennomsnitt, %	-0,40	3,89	3,93	5,40	-1,39	0,81	-0,58	-3,13	-1,87	-2,63	-2,90	1,62	-3,16
	t-verdi	-0,49	1,44	1,45	2,00	-0,51	0,30	-0,21	-1,15	-0,69	-0,97	-1,07	0,60	-1,17
2005-2009	Gjennomsnitt, %	2,23	1,97	5,10	-2,45	4,85	1,77	-7,13	3,46	-6,00	-0,68	-7,22	1,68	4,65
	t-verdi	1,47	0,39	1,01	-0,49	0,96	0,35	-1,42	0,69	-1,19	-0,13	-1,43	0,33	0,92
2010-2014	Gjennomsnitt, %	0,27	-1,78	5,27	-3,46	-2,35	0,32	-4,55	3,41	2,46	0,62	1,98	-1,13	-0,80
	t-verdi	0,30	-0,60	1,76	-1,16	-0,79	0,11	-1,52	1,14	0,82	0,21	0,66	-0,38	-0,27

		HSI												
		Alle	Jan	Feb	Mar	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Des
1995-1999	Gjennomsnitt, %	1,36	-3,67	5,90	-0,23	0,58	-0,64	-0,38	-1,96	-5,30	2,64	-1,23	3,39	0,89
	t-verdi	1,02	-0,76	1,36	-0,05	0,13	-0,15	-0,09	-0,45	-1,22	0,61	-0,28	0,78	0,20
2000-2004	Gjennomsnitt, %	-0,29	-0,42	0,75	-4,30	-1,23	0,68	1,01	0,40	0,51	-4,69	1,89	4,27	1,14
	t-verdi	-0,36	-0,15	0,27	-1,58	-0,45	0,25	0,37	0,15	0,19	-1,72	0,69	1,56	0,42
2005-2009	Gjennomsnitt, %	0,72	-5,17	-0,27	-1,79	6,50	0,72	-0,52	5,14	-1,70	0,52	-2,70	-1,14	0,40
	t-verdi	0,75	-1,63	-0,08	-0,56	2,05	0,23	-0,16	1,62	-0,54	0,16	-0,85	-0,36	0,13
2010-2014	Gjennomsnitt, %	0,17	0,88	1,55	-1,72	0,76	-3,47	-1,45	3,42	-2,89	-0,72	4,87	-1,31	0,09
	t-verdi	0,26	0,43	0,70	-0,78	0,34	-1,57	-0,65	1,55	-1,31	-0,33	<b>2,20</b>	-0,59	0,04

**Vedlegg 3: Gjennomsnittlig avkastning per lunarmåned (alle) og gjennomsnittlig meravkastning per lunarmåned, samt tilhørende t-verdier. Fordelt etter de tre kinesiske børsindeksene og fire underperioder.**

		SSEC												
		Alle	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1995-1999	Gjennomsnitt, %	1,14	2,18	6,13	2,75	10,44	-5,06	1,29	-1,01	-1,22	-0,90	-1,11	-11,75	-1,73
	t-verdi	0,80	0,46	1,31	0,59	<b>2,23</b>	-1,08	0,28	-0,22	-0,26	-0,19	-0,24	<b>-2,27</b>	-0,37
2000-2004	Gjennomsnitt, %	-0,13	4,08	2,17	-0,06	-1,34	1,95	-3,60	-2,75	-3,01	-0,93	-0,71	-0,42	4,61
	t-verdi	-0,18	1,64	0,87	-0,02	-0,54	0,78	-1,44	-1,10	-1,21	-0,37	-0,29	-0,17	1,85
2005-2009	Gjennomsnitt, %	1,52	0,04	-1,48	2,90	-0,81	-3,46	2,33	1,57	-0,82	-5,20	2,55	1,96	0,42
	t-verdi	1,06	0,01	-0,31	0,61	-0,17	-0,73	0,49	0,33	-0,17	-1,10	0,54	0,41	0,09
2010-2014	Gjennomsnitt, %	0,04	0,41	0,41	-3,57	-2,80	-4,05	1,92	1,27	-1,25	4,22	3,12	-0,16	0,46
	t-verdi	0,05	0,16	0,16	-1,39	-1,09	-1,58	0,75	0,50	-0,49	1,64	1,21	-0,07	0,18

		SZSC												
		Alle	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1995-1999	Gjennomsnitt, %	1,65	0,81	3,85	4,83	7,66	-1,19	-0,38	-1,52	-0,77	3,82	-2,47	-13,34	-1,31
	t-verdi	1,02	0,15	0,72	0,91	1,44	-0,22	-0,07	-0,29	-0,14	0,72	-0,46	<b>-2,26</b>	-0,25
2000-2004	Gjennomsnitt, %	-0,39	5,47	2,64	-0,48	-1,03	1,52	-3,88	-2,51	-2,27	-1,47	-1,32	-1,37	4,69
	t-verdi	-0,48	<b>2,02</b>	0,98	-0,18	-0,38	0,56	-1,43	-0,93	-0,84	-0,54	-0,49	-0,51	1,73
2005-2009	Gjennomsnitt, %	2,15	3,77	-3,32	3,15	0,43	-5,83	1,19	-0,16	-2,34	-8,59	4,60	4,98	2,12
	t-verdi	1,35	0,72	-0,63	0,60	0,08	-1,11	0,23	-0,03	-0,44	-1,63	0,87	0,94	0,40
2010-2014	Gjennomsnitt, %	0,31	2,76	0,35	-4,96	0,33	-3,76	4,57	3,36	-1,89	1,09	0,51	-0,73	-1,63
	t-verdi	0,39	1,03	0,13	-1,84	0,12	-1,40	1,70	1,25	-0,70	0,40	0,19	-0,29	-0,60

		HSI												
		Alle	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1995-1999	Gjennomsnitt, %	0,53	2,57	0,50	-0,06	0,16	-1,11	-1,16	-1,72	3,63	-2,93	1,86	0,35	-2,09
	t-verdi	0,95	1,38	0,27	-0,03	0,09	-0,60	-0,63	-0,93	1,96	-1,58	1,00	0,17	-1,13
2000-2004	Gjennomsnitt, %	-0,11	0,51	-3,53	-0,20	0,62	0,10	0,19	-0,91	-0,42	1,76	0,83	-0,72	1,77
	t-verdi	-0,29	0,42	<b>-2,90</b>	-0,16	0,51	0,08	0,15	-0,75	-0,35	1,45	0,68	-0,59	1,46
2005-2009	Gjennomsnitt, %	0,33	-1,08	1,74	1,81	-0,58	0,83	0,72	1,27	0,54	-3,39	0,11	-0,11	-1,85
	t-verdi	0,68	-0,69	1,10	1,15	-0,37	0,52	0,45	0,81	0,34	<b>-2,15</b>	0,07	-0,07	-1,17
2010-2014	Gjennomsnitt, %	0,05	0,95	-0,52	-0,16	-1,27	-0,63	1,68	-0,63	-0,42	1,39	-0,45	0,36	-0,31
	t-verdi	0,17	1,02	-0,56	-0,17	-1,37	-0,68	1,82	-0,68	-0,45	1,50	-0,48	0,43	-0,34





Norges miljø- og  
biovitenskapelige  
universitet

Postboks 5003  
NO-1432 Ås  
67 23 00 00  
[www.nmbu.no](http://www.nmbu.no)