

Forord

Denne avhandlingen avslutter mitt masterstudium i Finansiell økonomi ved Institutt for samfunnsøkonomi, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet (NTNU).

Det finnes lite forskning på fremvoksende økonomier, såkalte Frontier Markets, selv om det er mer aktuelt for investorer å diversifisere i andre land, nå som mulighetene er der. Jeg ønsker å fylle noe av dette forskningsgapet med denne avhandlingen. Frontier Markets beskriver en del av Emerging Markets. Det er mulig å investere i Frontier Markets, men markedet har lavere markedskapital og likviditet enn Emerging Markets.

Budskapet med oppgaven er å bevisstgjøre leseren om risikoen ved å investere i enkelte land i Frontier Markets, og gjøre leseren oppmerksom på diversifiseringsmuligheter.

Jeg har hentet inspirasjon fra bladet *Dine Penger nr. 8 2012*, ved artikkelen *Investér i nye markeder* av Tone Iren Sørheim. Artikkelen fikk meg til å ville undersøke disse markedene nærmere.

Jeg vil takke veileder, Egil Matsen, for god oppfølging, raske og gode tilbakemeldinger. Retter også en takk til Hans Jørgen Tranvåg, for hjelp og enkel opplæring i *Thomson Reuters Datastream*.

Jeg ønsker også å takke familie og nære venner for støtte under et hardt semester.

Innhold og eventuelle feil står for forfatterens regning.

Sammendrag

Investeringer på tvers av land øker, spesielt for vestlige investorer. For å avdekke muligheter og risikoer i de minste, men likevel investerbare, landene har jeg benyttet teori om internasjonal diversifisering og tester. Mye av forskningen som finnes gjelder for Emerging Markets, mens det finnes lite for Frontier Markets.

Tilgjengelig datamateriale har gitt meg mulighet til å analysere 20 av 32 land fra Frontier Markets. Jeg har benyttet tidsserier på forskjellige lengder, de lengste fra 2001 – 2013 og de korteste fra 2005 – 2013.

For å avdekke muligheter for en vestlig investor i Frontier Markets, har jeg benyttet meg av analyse på historisk avkastning frem til februar 2013. For å analysere volatiliteten tilknyttet Frontier Markets har jeg benyttet meg av teori og empiri. Jeg har avdekket risiko ved å se på konstant volatilitet, historisk volatilitet og en GARCH-modell. I tillegg til dette, har jeg benyttet meg av Internasjonal CAPM, for å avdekke bevegelsesmønstre til tidsseriene. Oppgaven avslutter med en empirisk undersøkelse av resultatene for Internasjonal CAPM.

Mine analyser tyder på at det finnes gode investeringsmuligheter i disse markedene, men at avkastningene sannsynligvis vil følge verdensmarkedet. Enkelte av landene har fastkursregime, hvor valutaene er låst mot amerikanske dollar, som unngår en del av valutarisikoen.

Abstract

Investments across countries increase, especially for investors from the Western World. To identify opportunities and risks in the smallest, yet investable, countries I have used theory of international diversification and tests. Much of today's research is applicable to Emerging Markets, while there is little research on Frontier Markets.

Available data material has given me the opportunity to analyse 20 of 32 countries from Frontier Markets. I have used the time series of different lengths, the longest from 2001 - 2013 and the shortest from 2005 to 2013.

In order to uncover opportunities for an investor, from the Western World, in Frontier Markets I analysed historical returns until February 2013. To analyse the volatility associated Frontier Markets I have availed both theory and empiricism. I have uncovered risk at the constant volatility, historical volatility and GARCH model. In addition to this, I have availed International CAPM, to detect movement patterns in each index time series. The thesis finishes with an empirical examination of the results of the International CAPM.

My analysis suggests that there are good investment opportunities in these markets, but the returns are likely to follow the world market. Some countries have fixed exchange-rate regime, where currencies are locked against the U.S. dollar, which avoids some of the currency risk.

Innholdsfortegnelse

Forord	i
Sammendrag	ii
Abstract	iii
Innholdsfortegnelse	iv
Tabeller	vi
Figurer	vii
Kapittel 1 – Innledning.....	1
1.1 Problemstilling.....	2
Kapittel 2 – Teori.....	3
2.1 Frontier Markets.....	3
2.2 Avkastning	8
2.3 Historisk volatilitet	9
2.4 Historisk korrelasjon	10
2.5 GARCH.....	12
2.6 Ljung-Box og Portmantea test	14
2.7 Internasjonal CAPM	15
Kapittel 3 – Metode.....	19
3.1 Datamateriale	19
Kapittel 4 – Analyse	25
4.1 Deskriptiv statistikk	25
4.2 Historisk volatilitet.....	31
4.3 Korrelasjon	32
4.3.1 Historisk korrelasjon	32
4.3.2 Korrelasjon på tvers av Frontier Markets.....	33
4.3.3 Rullerende korrelasjon	36

4.4 GARCH.....	37
4.5 Ljung-Box test.....	39
4.6 Internasjonal CAPM.....	40
Kapittel 5 – Konklusjon	42
Kapittel 6 - Kritikk	45
Appendiks.....	I
A. Histogram av avkastning	I
B. Avkastning og nivå	XI
C. Resultater av Ljung-Box test	XXI
D. Volatilitet og korrelasjon	XXIV
E. Rullerende korrelasjon.....	XXXIV
F. OLS på Internasjonal CAPM.....	XXXVII
Referanseliste	XL

Tabeller

Tabell 1 - Oversikt over Frontier Markets.....	20
Tabell 2 - Utvalgte land i Frontier Markets	21
Tabell 3 - Kriterier for valg av risikofri rente	24
Tabell 4 - Deskriptiv statistikk	26
Tabell 5 - Avkastning og risiko i Frontier Markets.....	30
Tabell 6 - Korrelasjonsmatrise mellom aksjemarkeder i Frontier Markets	34
Tabell 7 - GARCH parametere estimert for hver indeks.....	38
Tabell 8 - Ljung-Box test på tidsserier fra 04.01.2001.....	XXI
Tabell 9 - Ljung-Box test på tidsserier fra 13.06.2002.....	XXII
Tabell 10 - Ljung-Box test på tidsserie fra 10.06.2004	XXII
Tabell 11 - Ljung-Box test på tidsserier fra 09.06.2005	XXIII
Tabell 12 - Ljung-Box test på tidsserier fra 08.12.2005.....	XXIII
Tabell 13 - OLS-regresjon på ICAPM.....	XXXIX

Figurer

Figur 1 - Rammeverket for klassifisering av MSCI.....	6
Figur 2 - Totalavkastning World Index og Frontier Markets	7
Figur 3 - Frontier Markets	20
Figur 4 - Utvalgte land i Frontier Markets.....	22
Figur 5 - Plottediagram over ukentlig avkastning mot standardavvik.....	27
Figur 6 - Historisk volatilitet for MSCI World Index.....	32
Figur 7 - Histogram avkastning MSCI Argentina.....	I
Figur 8 - Histogram avkastning MSCI Jordan	II
Figur 9 - Histogram avkastning MSCI Pakistan	II
Figur 10 - Histogram avkastning MSCI Sri Lanka.....	II
Figur 11 - Histogram avkastning MSCI Kroatia.....	III
Figur 12 - Histogram avkastning MSCI Estland	III
Figur 13 - Histogram avkastning MSCI Kenya	IV
Figur 14 - Histogram avkastning MSCI Libanon	IV
Figur 15 - Histogram avkastning MSCI Mauritius	V
Figur 16 - Histogram avkastning MSCI Nigeria	V
Figur 17 - Histogram avkastning MSCI Slovenia	VI
Figur 18 - Histogram avkastning MSCI Tunisia.....	VI
Figur 19 - Histogram avkastning MSCI Bulgaria	VII
Figur 20 - Histogram avkastning MSCI Bahrain.....	VII
Figur 21 - Histogram avkastning MSCI Kuwait.....	VIII
Figur 22 - Histogram avkastning MSCI Oman	VIII
Figur 23 - Histogram avkastning MSCI Qatar	IX
Figur 24 - Histogram avkastning MSCI De forente Arabiske Emirater.....	IX
Figur 25 - Histogram avkastning MSCI Kazakhstan	X
Figur 26 - Histogram avkastning MSCI Romania.....	X
Figur 27 - Avkastning for MSCI Argentina	XI
Figur 28 - Avkastning for MSCI Jordan.....	XI
Figur 29 - Avkastning for MSCI Pakistan.....	XII
Figur 30 - Avkastning for MSCI Sri Lanka	XII

Figur 31 - Avkastning for MSCI Kroatia.....	XIII
Figur 32 - Avkastning for MSCI Estland.....	XIII
Figur 33 - Avkastning for MSCI Kenya.....	XIV
Figur 34 - Avkastning for MSCI Libanon.....	XIV
Figur 35 - Avkastning for MSCI Mauritius.....	XV
Figur 36 - Avkastning for MSCI Nigeria.....	XV
Figur 37 - Avkastning for MSCI Slovenia.....	XVI
Figur 38 - Avkastning for MSCI Tunisia.....	XVI
Figur 39 - Avkastning for MSCI Bulgaria.....	XVII
Figur 40 - Avkastning for MSCI Bahrain.....	XVII
Figur 41 - Avkastning for MSCI Kuwait.....	XVIII
Figur 42 - Avkastning for MSCI Oman.....	XVIII
Figur 43 - Avkastning for MSCI Qatar.....	XIX
Figur 44 - Avkastning for MSCI De forente Arabiske Emirater.....	XIX
Figur 45 - Avkastning for MSCI Kazakhstan.....	XX
Figur 46 - Avkastning for MSCI Romania.....	XX
Figur 47 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Argentina.....	XXIV
Figur 48 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Jordan.....	XXIV
Figur 49 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Pakistan.....	XXV
Figur 50 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Sri Lanka.....	XXV
Figur 51 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Kroatia.....	XXVI
Figur 52 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Estland.....	XXVI
Figur 53 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Kenya.....	XXVII
Figur 54 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Libanon.....	XXVII
Figur 55 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Mauritius.....	XXVIII
Figur 56 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Nigeria.....	XXVIII
Figur 57 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Slovenia.....	XXIX
Figur 58 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Tunisia.....	XXIX
Figur 59 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Bulgaria.....	XXX
Figur 60 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Bahrain.....	XXX
Figur 61 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Kuwait.....	XXXI
Figur 62 Korrelasjon og volatilitet MSCI Oman.....	XXXI

Figur 63 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Qatar.....	XXXII
Figur 64 -Korrelasjon og volatilitet MSCI De forente Arabiske Emirater	XXXII
Figur 65 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Kazakhstan.....	XXXIII
Figur 66 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Romania.....	XXXIII
Figur 67 - Rullerende korrelasjon for indekser fra 2001.....	XXXIV
Figur 68 - Rullerende korrelasjon for indekser fra 2002	XXXIV
Figur 69 - Rullerende korrelasjon for indeks fra 2004	XXXV
Figur 70 - Rullerende korrelasjon for indekser fra 2005 (1)	XXXV
Figur 71 - Rullerende korrelasjon for indekser fra 2005 (2).....	XXXVI

Kapittel 1 – Innledning

I innledningen til dette kapittelet har jeg benyttet Sørheim (2012) som kilde.

Videre i oppgaven vil jeg benytte meg av følgende definisjoner. Fremvoksende markeder er Frontier Markets, nye markeder er Emerging Markets og modne markeder er Developed Markets. Spesielt Frontier- og Emerging Markets er brukt noe om hverandre i finanslitteraturen. Enkelte ratingselskaper velger å dele Emerging Markets i to deler, nemlig Frontier- og Emerging Markets. Fra nå av vil jeg benytte meg av de engelske uttrykkene, da jeg synes dette er mer oversiktlig enn de norske uttrykkene.

Nye markeder er vekstøkonomier som befinner seg i en lav- eller mellominntektsøkonomi. Disse markedene har ofte hatt høy økonomisk vekst over tid, i tillegg til store strukturelle forbedringer. Forbedringene er blant annet lavere arbeidsledighet, økt levealder og et bedre velferdstilbud.

Forskjellen mellom landene i Frontier- og Emerging Markets er store. Noen land er tidlig i utviklingsfasen, mens andre har vært i utviklingsfasen over lengre tid. Ofte oppnår nye markeder sterk økonomisk vekst over lengre tid. Dette innebærer økonomier som på få tiår tar igjen mye av gapet mellom egen og modne økonomier. Når dette skjer kan det oppstå en økonomisk boble, hvor aksjekursene baseres på urealistiske framtidsutsikter. Et eksempel på en slik boble finnes fra flere land i Asia på 1990-tallet. Sterk økonomisk vekst førte til at kvinner inntok arbeidsmarkedet, i tillegg til sparerater som var høye og stigende, som gjorde den økonomiske veksten mulig. I 1997 kom Asia-krisen og boblen var et faktum. BNP og landets aksjekurser ble svært svekket. Verdensøkonomien fulgte etter, men opphentinga gikk hurtigere enn normalt.

I Frontier- og Emerging Markets er det, som i andre markeder, viktig med diversifisering. Den politiske- og juridiske risikoen er høyere enn i modne markeder i Vesten. Egypt er et eksempel på dette, da aksjekursene vinteren 2011 ble negativt påvirket av sosiale opptøyer, strukturelle samfunnsendringer og radikale lovendringer.

I Frontier Markets er det mulighet til å oppnå store avkastinger, men utfallsrommet er også større enn i Developed Markets. I denne oppgaven ønsker jeg å se på hvor mye større risikoen er i utvalgte land og om det er en diversifiseringsmulighet for vestlige investorer.

Noen av de viktigste risikofaktorene å ta hensyn til når man skal investere i Frontier Markets er volatilitet, korrelasjon og valutarisiko.

1.1 Problemstilling

I denne oppgaven ønsker jeg å synliggjøre muligheter og risikoer ved å investere kapital i Frontier Markets. Dette har jeg gjort med et syn fra den vestlige verden, hvor jeg har tatt utgangspunkt i avkastning og valuta med USD (amerikanske dollar) som basevaluta.

Jeg vil analysere diversifiseringsmulighetene for en vestlig investor, for å se om investeringer i Frontier Markets kan være et investeringsalternativ. Ved å analysere volatilitet for aksjeindeksene, skal jeg synliggjøre hvordan risikoen er i Frontier Markets.

Ved å benytte et vestlig perspektiv, der avkastninger er målt i amerikanske dollar, skal jeg presentere historisk avkastning og avdekke samvariasjon i markedene. Dette presenteres på tvers av Frontier Markets og mot en verdensindeks. En grunnleggende faktor ved internasjonale investeringer er valutarisiko. For å forklare valutarisiko benyttes Internasjonal CAPM, som analyserer innvirkningen valuta har på investeringer fra en vestlig investor.

Opgaven vil presentere forskjell i samvariasjon før, under og etter finanskrisen.

Jeg analyserer ikke andre faktorer som påvirker kursene, om det ikke er store utslag som krever en gjennomgang. Faktorer som jeg ikke tar hensyn til er beskrevet i kapittel 5, slik at leseren er klar over hva som ikke dekkes – og konsekvensene av dette.

Til slutt diskuterer jeg også mulighetene for å benytte seg av Frontier Markets som diversifisering i en portefølje som ellers består av Developed Markets.

Kapittel 2 – Teori

I dette kapitlet vil jeg gjennomgå teorien som jeg kommer til å benytte i min oppgave. Jeg forutsetter at leseren er kjent med grunnleggende finansteori, statistiske begreper og økonometri. Teorien og metoden jeg velger å benytte vil legge grunnlaget for analysedelen og drøftingen rundt problemstillingen.

2.1 Frontier Markets

Internasjonale investeringer er en nøkkel for god diversifisering. Selv om det stadig åpnes nye markeder, er det fremdeles ikke alle land som er investerbare. Vektene til verdensmarkedsporteføljen er dermed fremdeles ikke hva den skal være ifølge teorien (Solnik og McLeavey, 2004). Det er flere barrierer som fører til at det internasjonale markedet ikke er fullkomment. For det første er det kulturelle forskjeller mellom investeringsmarkedene, kanskje mer i Frontier Markets enn i andre. Investorer er ofte ukjente med kulturen og markedet, for eksempel handelsprosedyrer, rapportering, forskjellige språk og tidssoner og så videre. Flere investorer velger derfor å investere i sitt eget marked. Flere av bedriftene i eget marked har uansett eksponering mot utlandet gjennom eksport, utenlandske subsidier, utenlandske datterselskaper og lignende.

For det andre er det en politisk risiko ved å investere i fremmede markeder. Flere land, særlig i de mindre markedene, er politisk ustabile og har derfor høy politisk risiko. Slike markeder har tidligere vært påvirket av politiske og økonomiske kriser, som igjen har påvirket de lokale investeringene.

Det tredje punktet er markedseffisiens. Flere markeder er små med liten grad av handel. Slike lite likvide markeder gjør det vanskelig for investorer å kjøpe eller selge andeler i aktiva når det er ønskelig. Dette fører blant annet til at prisene ikke nødvendigvis reflekterer prisen aktivumet ville hatt i et likvid marked. Når det i tillegg kan være liten kontroll på kapitalmarkedet i landet, fører det til at investorer må følge ekstra godt med på slike investeringer. Dette punktet tar også for seg manipulering av priser og innsidehandel. Dette er en risiko man tar ved å investere i mindre markeder,

som også henger sammen med politisk uro og kulturforskjeller. Globaliseringen av finansmarkedet har allikevel ført til forbedrede nasjonale kontrollreguleringer (Solnik og McLeavey, 2004).

Det er også andre faktorer som spiller inn på internasjonale investeringer, som blant annet reguleringer, transaksjonskostnader, skatt og valutarisiko. Flere land i små markeder har begrensinger på hvor stor andel utenlandske investorer kan eie i et lokalt selskap. Transaksjonskostnadene i forskjellige land vil være varierende, avhengig av blant annet fast eller prosentvis kurtasje og forskjell i kjøps- og salgsprisene. Skattesystemet i hvert enkelt marked har stor innvirkning på en investor. I noen land skatter en utenlandsk investor ingenting av eventuelle gevinster, mens det i andre land er høye skattesatser. Dette avhenger av avtalen mellom investorens hjemland og landet investeringen finner sted i, samt skattereglene hjemlandet har for utenlandske investeringer generelt. Valutarisiko påtar man seg med en gang man plasserer penger i et annet marked med annen valuta (Solnik og McLeavey, 2004). Dette er et punkt jeg kommer tilbake til senere i oppgaven.

Frasen *Frontier Markets* ble først introdusert av Farida Khambata ved *International Finance Corporation* (IFA) i 1992. Da hun brukte frasen til å beskrive små land med relativt høy utvikling, som allikevel var for små til å bli klassifisert som *Emerging Markets*. Det er, så langt, ingen endelig definisjon på *Frontier Markets*. Det er dog allment akseptert at det er økonomier som har mindre utvikling enn *Emerging Markets*. Ulike ratingbyråer har klassifisert *Frontier Markets*, men med forskjellige kriterier. Fra 1996 til 2010 har store byråer som S&P, Goldman Sachs, Morgan Stanley, FTSE og IFC arbeidet med å lage indekser for *Frontier Markets* (Watkins Jr, 2010) og (Marshall et al., 2012).

MSCI introduserte *MSCI Frontier Index* i 2007, men hadde data fra de fleste landene som ble inkludert i denne indeksen fra før av. MSCI har valgt å dele de finansielle markedene i tre. *Frontier* -, *Emerging* - og *Developed Markets*, som er beskrevet tidligere. Hovedfokuset i denne oppgaven vil være *Frontier Markets*. Landene i denne kategorien har en umoden økonomi. Med unntak av nasjoner som har store oljeressurser, som for eksempel Kuwait, Nigeria og De Forente Arabiske Emirater, er

dette land som mangler gode handelsforbindelser og er generelt mer isolert fra økonomiene i Emerging Markets og Developed Markets. I nyere tid har mange av disse landene utviklet sofistikerte kapitalmarkeder, som gjør det mulig for utenlandske investorer å investere i disse markedene i jakten på diversifisering og avkastning (Wawrzaszek og Vadlamudi, 2011).

Risikoen i disse landene er kjent for å være høyere enn i Developed Markets på grunn av drivere som blant annet politisk ustabilitet, skjøre økonomier og underutviklet banksystem. På grunn av relativt lavt handelsvolum og kompliserte handelsregler i forhold til den vestlige verden, vil investeringer i disse landene være utfordrende (Wawrzaszek og Vadlamudi, 2011). Til tross for dette, kan dette være et alternativ til diversifisering for en vestlig investor.

Avkastningen til *Frontier Markets Index* har i perioden 06.2002 – 12.2009 gitt høyere avkastninger enn *Emerging Markets Index* og *S&P500* (indeks over de 500 største selskapene i USA), men dette har også vært en kompensasjon for høyere volatilitet (Wawrzaszek og Vadlamudi, 2011).

MSCI har klassifisert disse tre markedene ut ifra tre kriterier; økonomisk utvikling, størrelse og likviditet. I tillegg har de vektlagt tilgangen for utenlandske investorer i markedet¹. Figuren 1 viser hvordan klassifiseringen er utført (kilde for figuren er gitt i fotnote 1).

¹

http://www.msci.com/resources/products/indices/global_equity_indices/gimi/stdindex/MSCI_Market_Classification_Framework.pdf

Criteria	Frontier	Emerging	Developed
A Economic Development			
A.1 Sustainability of economic development	No requirement	No requirement	Country GNI per capita 25% above the World Bank high income threshold* for 3 consecutive years
B Size and Liquidity Requirements			
B.1 Number of companies meeting the following Standard Index criteria Company size (full market cap)** Security size (float market cap)** Security liquidity	2 USD 449 mm USD 33 mm 2.5% ATVR	3 USD 898 mm USD 449 mm 15% ATVR	5 USD 1796 mm USD 898 mm 20% ATVR
C Market Accessibility Criteria			
C.1 Openness to foreign ownership	At least some	Significant	Very high
C.2 Ease of capital inflows / outflows	At least partial	Significant	Very high
C.3 Efficiency of the operational framework	Modest	Good and tested	Very high
C.4 Stability of the institutional framework	Modest	Modest	Very high

* High income threshold for 2010: GNI per capita of USD 12,276 (World Bank, Atlas method)
** Minimum in use for the May 2012 Semi-Annual Index Review, updated on a semi-annual basis

Figur 1 - Rammeverket for klassifisering av MSCI

Siden hovedfokuset i denne oppgaven vil være Frontier Markets, vil jeg gå mer detaljert inn på denne klassifikasjonen. Som figuren over viser, vil ikke bærekraften i økonomien ha betydning for andre klasser enn Developed Markets. Det må være minst to selskaper som har markedsverdi på minst \$ 449 millioner, der minst \$ 33 millioner må være aksjer som omsettes i markedet og likviditeten til aksjene må være 2,5 % ATVR (Annualized Traded Value Ratio). Utregningen av ATVR kan leses i fotnote, men går i hovedsak ut på å finne gjennomsnittlig månedlig median av omsatt verdi de siste 12 månedene og annualisere disse².

I tillegg til dette må noen selskaper ha åpenhet for utenlandske eierforhold, delvis «brukervennlig» kapitalinngang/-utgang, beskjeden stabilitet i det institusjonelle rammeverket og beskjeden effektivitet i det operasjonelle rammeverket.

I juni, hvert år, offentliggjør MSCI eventuelle endringer av land i de forskjellige markedene. Datamaterialet for denne oppgaven hentet i februar 2013, og endringer gjort etter dette er ikke tatt hensyn til.

²

http://www.msci.com/eqb/methodology/meth_docs/MSCI_Frontier_Emerging_Market_APEX_Methodology_Nov10.pdf

MSCI Frontier Markets ble introdusert i 2002 og er diversifisert med en dekning av 25 land i MSCI's klassifisering av Frontier Markets³. Totalavkastningen til denne indeksen i forhold til MSCI World Index har vært forskjellig i denne perioden. I figur 2 er totalavkastningen til MSCI Frontier Markets markert i grønt, mens MSCI World Index er markert i rødt. Disse er indeksert til 100 den 6.6.2002, i tidsrommet den første indeksen ble introdusert. Totalavkastningen i denne perioden har vært bedre i Frontier Markets. Som illustrasjonen viser har oppgangen frem til finanskrisen vært formidabel, men nedgangen under finanskrisen var større enn i Developed Markets. Etter finanskrisen har totalavkastningen til indeksene vært vanskeligere å skille enn før finanskrisen. Dette kan være et tegn på at volatiliteten har blitt lavere etter finanskrisen. Utviklingen på avkastningen til verdensindeksen har vært mer stabil enn i Frontier Markets.



Figur 2 - Totalavkastning World Index og Frontier Markets

³ http://www.msci.com/resources/factsheets/index_fact_sheet/msci-frontier-markets-index.pdf

2.2 Avkastning

Det er to måter å regne avkastninger på, *enkel avkastning* eller *kontinuerlig forrentet avkastning* (*logaritmisk avkastning*). I denne oppgaven vil jeg benytte meg av logaritmiske avkastninger. Grunnen til dette er beskrevet i neste avsnitt. Kontinuerlig forrentet avkastning er definert i ligning 1.

$$r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1} = \ln \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right) \quad 1$$

Der r_t gir kontinuerlig forrentet avkastning på tidspunkt t , p_t er prisen på aktivumet på tidspunkt t og p_{t-1} er prisen på aktivumet på tidspunkt $t-1$ ⁴. For å få riktig avkastning på indeksene er det viktig å ta hensyn til dividende som er utbetalt i perioden, slik at den totale avkastningen blir riktig. Dette har jeg skrevet mer om i kapittel 2.

Innen finanslitteratur blir logaritmisk avkastning oftest benyttet. Fordelen med dette er at avkastningen blir kontinuerlig over tid, og dermed er frekvensen ubetydelig. Kontinuerlig forrentet avkastning er tidsadditiv, slik at avkastningen over to dager er lik avkastningen første dagen pluss avkastningen den andre dagen. Ulempen med å benytte seg av denne formen for avkastning er at vektet gjennomsnitt av en portefølje bestående av enkel avkastning ikke kan benyttes. Logaritmefunksjonene inneholder en ikke-lineær transformasjon, og summen av en logaritmen er ikke lik logaritmen av en sum (Brooks, 2008).

Nivået på indeksene jeg har valgt å inkludere i denne oppgaven, er alle en form for stokastisk modell, som følger en random walk-prosess.

For å samle avkastningsintervaller i grupper, kan man framstille data ved å benytte histogram. Arealet til hver søyle vil da si noe om antall observasjoner i avkastningsintervallet. Dette benyttes også til å se på fordelingen av data, blant annet for å se om avkastningene til hver enkelt tidsserie er normalfordelt eller ikke. Dette gir

⁴ Jeg gjør oppmerksom på at jeg benytter egen notasjon, for at formler skal være samkjørt gjennom oppgaven. Benevnningen vil derfor ikke nødvendigvis være lik som kilden.

mulighet til å se om man kan arbeide videre med datamaterialet man har hentet (Bjørnstad et al., 2004).

2.3 Historisk volatilitet

Historisk volatilitet brukes ofte, sammen med implisitt volatilitet, for å analysere risikoen til for eksempel avkastning til en tidsserie. Estimatet kan beregnes for en periode ved å se på endringen i avkastningene til for eksempel en indeks. Dette gir en pekepinn på hvordan risikoen er for indeksen, i forhold til andre ønskede indekser man måler volatiliteten til. *Dagens Næringsliv* gir for eksempel en oversikt over historisk- og implisitt volatilitet som en oversikt over «Uroindekser på Oslo Børs».

Den enkleste modellen for å finne volatiliteten er å bruke historiske estimat (Brooks, 2008). Innenfor finans referer standardavviket for aksjeavkastningen til volatilitet. Historisk varians over de siste n dagene er gitt ved (Rakkestad, 2002):

$$\sigma_T^2 = \sum_{t=T-n}^{t=T-1} \frac{(r_t - \bar{r})^2}{n} \quad 2$$

Det vil si at standardavviket, og dermed volatiliteten, for de siste n dagene er $\sigma_T = \sqrt{\sigma_T^2}$. Volatiliteten vil ha lik måleenhet som avkastningen, mens måleenheten til variansen er kvadratrotten av måleenheten til avkastningen. I ligningen over er T tidspunkt for målt volatilitet, r_t og \bar{r} representerer henholdsvis avkastning på tidspunkt t og gjennomsnittsavkastning.

Ved å finne et historisk estimat på volatilitet, *n-periodisk historisk volatilitet*, kan man danne en tidsserie med volatilitetsestimater. Dette vil hjelpe til å gi en oversikt for å se hvordan volatiliteten har endret seg over tid. Jo kortere tidsserie man måler volatiliteten til avkastningene på, desto mer påvirket blir volatiliteten. Dette er en svakhet som kommenteres videre i kapittel 5.

Historisk volatilitet er en av de enkleste måtene å se på risiko over tid. Alle avkastningene som inkluderes i beregningene vil påvirke volatiliteten like mye, det vil si at de er likt vektet. Om man finner volatiliteten for hele tidsserien, vil man få en konstant volatilitet. Om man derimot ser på *n-periodisk historisk volatilitet* vil man også få en konstant parameter, men kvaliteten på estimatet er avhengig av lengden til

perioden på den historiske tidsserien. Jo høyere n er, desto mer glidende vil grafen til tidsserien av volatilitetsestimatene være.

Det er normalt å uttrykke volatilitet i annualisert form, slik at sammenligning blir lettere. Volatiliteten kan annualiseres ved å benytte seg av følgende uttrykk (Alexander, 2001):

$$\text{Annualisert volatilitet} = \sigma\sqrt{T} \quad 3$$

der T er en annualisert faktor, som for eksempel antall ukentlige avkastninger per år. Annen litteratur kaller denne faktoren for skaleringsfaktor, da den *skalerer* opp for eksempel 22-dagers estimat til 1-års estimat. Om tidsserien antas å være uavhengig og ha identisk sannsynlighetsfordeling, vil variansen over en tidshorisont på t -dager være t ganger variansen over en tidshorisont på én dag. Fordelen med dette er at man kan analysere på det nivået man ønsker å sammenligne volatiliteter.

Hver observasjon av avkastningen blir i metoden over vektet helt lik, uavhengig om det var avkastningen for eksempelvis tjue eller én dag siden. For å fange opp dynamikken i tidsserien bedre, kan man vekte observasjonene ulikt. Noen modeller veker observasjonene ulikt. *Exponentially Weighted Moving Average (EWMA)* benytter seg av eksponentiell vekting, der vekter avtar eksponentialt med avstanden i tid fra estimeringstidspunktet. Jeg kommer til å benytte GARCH-verktøyet, som har noe bedre egenskaper enn EWMA (Brooks, 2008). Forskjellen mellom uvektede observasjoner og GARCH er liten når estimeringsperioden er kort, men øker når estimeringsperioden er lengre. I praksis pleier variansen å være mean-reverting, dette tar GARCH(1,1) hensyn til. Dette gjør GARCH mer teoretisk anvendelig enn EWMA-modellen (Hull, 2006). GARCH-verktøyet vil beskrives senere i oppgaven.

2.4 Historisk korrelasjon

Korrelasjon er et sentralt verktøy for å analysere diversifisering av porteføljer, både lokalt og internasjonalt. Hvis børser i forskjellige land beveger seg parallelt, vil det ikke finnes diversifiseringsmuligheter (Solnik, 2000). Jeg vil videre ta for meg korrelasjon, og hvordan dette kan brukes i denne oppgaven.

Korrelasjon måler hvordan to variabler, i dette tilfellet avkastninger, beveger seg i forhold til hverandre. I denne oppgaven har jeg valgt å se på korrelasjonen mellom hvert land sin avkastning, i forhold til referanseindeksen MSCI World Index⁵.

I denne oppgaven ønsker jeg å fokusere på utviklingen i avkastningene til hver enkelt landindeks. Både i forhold til referanseindeksen og påvirkningen av finanskrisen (forskjell før og etter perioden). Korrelasjonen som måles mellom to tidsserier ikke nødvendigvis er konstant, noe Solnik (2000) har forsket på. Han har målt korrelasjoner på avkastninger mellom landindeksene til Tyskland og USA, EAFE⁶ og USA, og Frankrike og Tyskland. Forskningen viste at svingningene i korrelasjonen har vært store i perioden 1961 til 1994 (Solnik et al., 1996).

Under turbulente perioder som oljesjokket i 1974, kollapsen i 1987 og golfkrigen i 1991 ble hele verdensmarkedet påvirket av de samme faktorene. I mindre volatile perioder for verdensmarkedet, beveger aksjekursene i hvert enkelt land seg mer uavhengig av verdensindeksen. Det er altså i krisetider internasjonal korrelasjon øker, da globale faktorer dominerer. Dette er dokumentert i flere studier (Solnik, 2000). Det er observert at internasjonal korrelasjon øker i perioder med høy volatilitet i markedet (Solnik og McLeavey, 2004), samt at volatiliteten smitter mellom de forskjellige markedene (Solnik et al., 1996). Hvis korrelasjonen hadde vært konstant over tid, vil kovariansen mellom disse to markedene (i er landet og WI er MSCI World Index) vært produktet av de to markedenes volatilitet, $\sigma_i\sigma_{WI}$, og korrelasjonen, $\rho_{i,WI}$, mellom disse markedene.

$$COV_{i,WI} = \rho_{i,WI}\sigma_i\sigma_{WI}$$

I denne oppgaven vil jeg også inkludere rullerende korrelasjon. Det vil si at jeg finner korrelasjonen for en periode, for deretter å flytte perioden med en observasjon. Denne

⁵ Det er også mulig å benytte *MSCI All Country World Index* som referanseindeks. Førstnevnte indeks representerer 24 land i Developed Markets (http://www.msci.com/resources/factsheets/index_fact_sheet/msci-world-index.pdf), mens sistnevnte indeks representerer 45 land i både Developed- og Emerging Markets (http://www.msci.com/resources/factsheets/index_fact_sheet/msci-acwi.pdf). Siden *MSCI World Index* representerer markedet for en vestlig investor, bruker jeg denne som referanseindeks.

⁶ http://www.msci.com/resources/factsheets/index_fact_sheet/msci-eafe-index-usd-net.pdf MSCI-indeks som representerer Developed Markets ekskludert USA og Canada.

øvelsen vil gi en oversikt over utviklingen av korrelasjonen mellom avkastningene over tid.

2.5 GARCH

Det er gjort mange forsøk på å estimere tidsvarierende volatilitet, for å se på endringen i volatilitet over tid. En modell som plukker opp endringer i volatiliteten er autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH)-modellen (Engle, 1982). Denne ble senere utvidet til generalised ARCH (Bollerslev, 1986).

Rakkestad (2002) forklarer heteroskedasitet som «varierende varians». De fleste finansielle tidsserier viser *clustering* i volatiliteten. Dette gjelder for både daglig, ukentlig og månedlig frekvenser. Det viser seg ofte at volatilitet endres på grunn av nyheter rundt selskapet, regionen eller sektoren. Volatilitetsclustering impliserer en sterk autokorrelasjon i kvadrerte avkastninger. En metode for å observere volatilitetsclustering er å se på førsteordens autokorrelasjonskoeffisient i kvadrerte avkastninger (Alexander, 2001).

Forskjellen mellom historisk volatilitet og GARCH(p,q) er gitt av henholdsvis ubetinget og betinget volatilitet. Som beskrevet tidligere estimeres en konstant parameter når man ser på historisk volatilitet i en tidsserie. Betinget volatilitet derimot, er en stokastisk prosess som varierer over tid avhengig av volatiliteten i tidsperioden før estimatet. Det vil si at man etter perioder med høy volatilitet, vil trekke observasjoner fra en sannsynlighetsfordeling som har stort standardavvik.

For GARCH-modellen kan den forventende betingende avkastningen modelleres ved ligningen 4.

$$r_t = k + \varepsilon_t \quad 4$$

Der k er en konstant og ε_t er en uforventet avkastning (en stokastisk variabel). Sistnevnte vil, siden k er forventet avkastning, være et uttrykk for det forventede avviket i avkastningen.

GARCH-modellen bygger på ARCH, som uttrykkes ved den betingende variansen i ligning 5.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad 5$$

Ved å bruke dette som utgangspunkt kan man ende opp med en GARCH-modell, som er mer praktisk anvendelig (Brooks, 2008). Ved å legge til p autoregressive ledd i ligningen over får man inkludert en vektet sum av de tidligere volatilitetsestimaterne.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad 6$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad 7$$

Denne modellen har et «minne» på p og q tidsperioder som tar hensyn til henholdsvis ε (forventet avvik i avkastning/uforventet avkastning) og σ (varians). Ofte er det tilstrekkelig med en GARCH(1,1)-modell for å fange volatilitetsclustering i en tidsserie. Innen finansiell litteratur fremkommer det sjeldent modeller av høyere orden, det vil si at $p=q=1$ (Brooks, 2008). I denne oppgaven kommer jeg derfor til å benytte meg av GARCH(1,1).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad 8$$

I ligning 8 beskriver parameteren α_0 det langsiktige gjennomsnittet volatilitetsprognosene konvergerer mot. Parameterne α_1 og β_1 har ofte verdier på henholdsvis lavere enn 0,25 og ca. 0,7 (Rakkestad, 2002) i finansielle data. En høy verdi på β vil gi utslag i hvor lang tid det tar før betinget volatilitet forsvinner eller «dør ut». En høy α -verdi vil gi utslag i hvor raskt modellen reagerer på store bevegelser i uforventede avkastninger. Tilsammen skal koeffisientene tilfredsstillende ligningen $\alpha + \beta < 1$, uten dette er ikke GARCH(1,1)-prosessen definert. Jeg går ikke inn på beviset i denne oppgaven, men dette er gitt av teorem 1 i Bollerslev (1986). Om denne

forutsetningen ikke oppfylles vil ikke GARCH(1,1)-prosessen være stabil, og den langsiktige variansen er da negativ (Hull, 2006).

GARCH, med flere utvidelser, gir mulighet for statistiske tester for både prising av aktivum og porteføljeanalyse. Tidligere forskning viser at disse modellene er gode på tidsserieanalyse, og spesielt vellykkede på anvendelser innenfor finans (Engle, 2001).

2.6 Ljung-Box og Portmantea test

Som nevnt i delkapittelet over ser GARCH-verktøyet på feilleddene i funksjonen til tidsserien. Om feilleddene er korrelerte med hverandre, vil de være autokorrelerte eller seriekorrelerte. Ved modellering av tidsserier er en vanlig antakelse at autovariansen til feilleddene er 0, det vil si at $Cov(u_t, u_{t-j}) = 0$ når $j \neq 0$ – at det ikke er støy i modellen. For å se om denne antagelsen om autokorrelasjonen bekreftes, kan man benytte seg av tester. Ljung og Box utarbeidet i 1978 en Ljung-Box test, en modifisert utgave av den tidligere Box-Pierce testen som ble utarbeidet i 1970 (Ljung og Box, 1978) og (Brooks, 2008). Ljung-Box testen har en observer verdi gitt ved ligning 9.

$$Q^* = T(T + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{t}_k^2}{T - k} \sim X_m^2 \quad 9$$

Hvor \hat{t}_k er autokorrelasjonskoeffisienten etter k lag og er kvadrert for å unngå at positive og negative koeffisienter nøytraliserer hverandre. Som nevnt tidligere benytter jeg i denne oppgaven et konfidensintervall på 95 %. T representerer hele utvalget og m er maksimal lengde lag, som man bestemmer. Når man forkaster nullhypotesen om at autokorrelasjonskoeffisientene er null, vil man ha en autokorrelasjon i tidsserien. Om verdien på en gitt autokorrelasjonskoeffisient er utenfor 95 % konfidensintervall, vil det bekreftes hvilken k -orden av autokorrelasjon som finnes i tidsserien. Man kan deretter konkludere med om det er autokorrelasjon til stede i tidsserien eller ikke (Brooks, 2008). Om nullhypotesen blir forkastet for alle \hat{t}_k , kan man konkludere med at det er autokorrelasjon i tidsserien. I dette tilfellet vil Q være større enn den kritiske verdien. Da vil minst en koeffisient være signifikant forskjellig fra null.

Siden dette er finansielle tidsserier, trenger ikke nødvendigvis modellen å være lineær. Det finnes ikke-lineære modeller, som man ikke kan bruke tradisjonelle verktøy for. GARCH(1,1) er et eksempel på dette. Det finnes tester for å se om det finnes ikke-lineære mønster i en tidsserie. En generell test kalles *Portmanteau*-test og er designet for å påvise avvik fra tilfeldighet (departures from randomness) i datasettet. Dette er testen som er implementert i *PcGive*, et verktøy i *OxMetrics* (Doornik og Hendry, 2007).

2.7 Internasjonal CAPM

I dette avsnittet har jeg for det meste benyttet meg av Solnik og McLeavey (2004) som kilde.

Tidligere forskning viser at realvalutakursen kan ha en signifikant effekt på realiserte gevinster, og at dette utgjør en risiko. Internasjonal CAPM (ICAPM) ble utviklet under forutsetning av at investorene bryr seg om avkastningen i egen (lokal) valuta. Alle forutsetningene for CAPM holder fremdeles. Statskasseveksler (U.S. Treasury Bill) kan være risikofri rente for en amerikansk investor, men ikke for en norsk investor, på grunn av valutarisikoen. For en norsk investor vil risikofri rente tilsvare renten på norske statskasseveksler.

I denne sammenhengen er det naturlig å inkludere dekket renteparitet. Dekket renteparitet sier at man ikke skal tjene på rentedifferansen i to land, når man tar hensyn til spot- og terminkurs (heretter kalt forwardkurs). Betingelsen for dekket renteparitet er gitt ved ligningen under.

$$\frac{F(1 + r_{UV})}{S_0} = (1 + r_{LV}) \quad 10$$

Forholdet mellom forwardkursen, F , og spotkursen, S_0 , multiplisert med én pluss utenlandsk risikofri rente, r_{UV} , er lik én pluss den lokale risikofrie renten, r_{LV} . Når denne betingelsen holder vil det ikke være mulighet for å foreta rentearbitrasje i de to markedene, og ligning 10 kan skrives om.

$$F = \frac{S_0(1 + r_{LV})}{(1 + r_{UV})} \quad 11$$

Risikopremien til den utenlandske valutaen (foreign currency risk premium (FCRP)) er et viktig begrep i teorien for ICAPM. Risikopremien til en investering er lik forventet avkastning fratrukket lokal risikofri rente.

$$RP = E(R) - r_{LV} \quad 12$$

Når en investor investerer i et utenlandsk investeringsprodukt, må investoren først veksle lokal valuta til fordel for utenlandsk valuta, for så å gjøre investeringen. Investorer må altså vurdere risikoen i realvalutakursen når man investerer i utenlandske verdipapirer. I tillegg til risikoen knyttet til investeringen, vil en investor også ta hensyn til risikopremien i den utenlandske valutaen. Den er definert i ligning 13.

$$FCRP = \frac{E(S_1) - S_0}{S_0} - (r_{LV} - r_{UV}) \quad 13$$

Risikopremien til den utenlandske valutaen er forventet valutaappresiering minus forskjellen i risikofri rente mellom lokal, r_{LV} , og utenlandsk valuta, r_{UV} . Om rentepariteten holder, kan ligning 13 skrives om til:

$$FCRP = \frac{E(S_1) - F}{S_0} \quad 14$$

For ICAPM er følgende separasjonsteorem gitt av Solnik (2000): Den normative konklusjonen er at den optimale investeringsstrategien for en investor er en kombinasjon av to porteføljer. En portefølje med risiko som er tilgjengelig for alle investorer og en personlig sikret portefølje for å redusere risiko i kjøpekraft.

Om det ikke er noe usikkerhet rundt fremtidig inflasjon i noen land, vil den personlige sikrede porteføljen reduseres til lokalt risikofritt aktivum. Man står i så fall igjen med et enklere separasjonsteorem. Alle investorer bør holde en kombinasjon av:

1. Risikofritt aktivum i lokal valuta
2. Verdensmarkedsporteføljen som er optimalt sikret mot utenlandsk valutarisiko

Verdensmarkedsporteføljen, sikret mot valutarisiko, vil være den samme for alle investorer og den eneste porteføljen med risikoaktiva en investor kan investere i. I punkt nr. 2 er det ikke definert hva som utgjør optimal sikring, da dette avhenger av

blant annet velstand, risikoaversjon og utenlandsk investeringsposisjon. Verdensmarkedsporteføljen er en portefølje av alle verdipapir i verden vektet med deres andel av den totale markedskapitaliseringen (Solnik, 2000).

Forholdet mellom pris og risiko er mer kompleks for ICAPM enn lokal (vanlig) CAPM, nettopp fordi ICAPM tar hensyn til sensitiviteten for aktivum i forhold til endringer i valutakurser. Det legger derfor til risikopremie for hver valuta. Dette kan formuleres som følger:

$$E(R) = r_{LV} + (\beta_G * MRP_G) + (\gamma_1 * FCRP_1) + (\gamma_2 * FCRP_2) + \dots + (\gamma_k * FCRP_k) \quad 15$$

der:

$E(R)$	Aktivumets forventede avkastning
r_{LV}	Risikofri rente for lokal (hjemlig) valuta
β_G	Sensitivitet for aktivumets avkastning i lokale valuta, mot endringer i porteføljen til verdensmarkedet
MRP_G	Risikopremien til verdensmarkedet ($E(R) - r_{LV}$)
γ_1 til γ_k	Sensitivitet for aktivumets avkastning i lokal valuta, mot endringer i verdien for valutaene 1 til k - valutaeksponering
$FCRP_1$ til $FCRP_k$	Risikopremie i utenlandsk valuta 1 til k

Ligning 15 viser at forventet avkastning på et aktivum, er lik investorens lokale risikofrie rente, pluss risikopremie til verdensmarkedet skalert for aktivumets verdensmarkedsbeta, pluss risikopremien til hver utenlandske valuta. Alle avkastninger er målt i lokal valuta, eller basevaluta (Adler og Dumas, 1983).

ICAPM er kun gjeldene i en verden med fullkomment (integrrert) kapitalmarked, hvor det er fri kapitalflyt. Om det ikke er integrert kapitamarked, vil ikke risiko være priset likt i de forskjellige markedene og ICAPM vil dermed ikke fange det nøyaktige forholdet mellom risiko og avkastning på tvers av kapitalmarkedene.

Denne teorien impliserer at alle investorer holder porteføljen til verdensmarkedet og lokal risikofri rente i en optimal sikring av porteføljen. Det er få praktiske

retningslinjer på hvordan man optimaliserer sikring av porteføljen. Sikring av valuta blir uansett et empirisk valg som avhenger av investorens risikotoleranse. Dette blir også vanskelig så lenge det er nødvendig at investoren må vurdere risikopremien for hver valuta, som kan være både positiv og negativ, og forandres over tid. På lang sikt er det normalt å anta at disse risikopremiene er null, da risikopremien på valutaen kun bør være avhengig av forskjellen i renten i de forskjellige landene.

Noe av fokuset i denne oppgaven vil være på valutaeksponering og korrelasjoner. I verddivurderinger av internasjonale aktiva står forholdet mellom bevegelser i valuta og avkastning på aktiva sentralt. Lokal valutaavkastning, R , er lik utenlandsk valutaavkastning, R_{UV} , pluss appresiering i utenlandsk valuta, $\% \Delta S$:

$$R_{LV} = R_{UV} + \% \Delta S \quad 16$$

Siden eksponeringen av en valuta mot seg selv er 1, vil sensitivitet på lokal valuta være lik sensitivitet til den utenlandske valutaen pluss 1. I ligningen under er γ_{UV} sensitiviteten på utenlandsk valuta og γ sensitiviteten på lokal valuta.

$$\gamma = \gamma_{UV} + 1 \quad 17$$

Kapittel 3 – Metode

Datamaterialet til denne oppgaven er behandlet med flere verktøy, som blir beskrevet senere i dette kapittelet. Alle data er sekundærdata, som er hentet fra en database som jeg også beskriver senere i dette kapittelet. Jeg har valgt å analysere dataene på ukentlig avkastningsform. Målet med oppgaven er å kunne generalisere resultatene, og gi leseren en god gyldighet.

3.1 Datamateriale

I dette oppgavesettet benyttes datamateriell fra de kommersielle dataleverandørene *Thomson Reuters Datastream* og *Reuters EcoWin Pro*. Det er flere ratingbyråer som har definert landene i Frontier Markets og har aksjeindekser for de forskjellige landene. Jeg har valgt å bruke Morgan Stanley Capital International (MSCI) med bakgrunn i tilgang i Thomson Reuters Datastream og historikken til landene MSCI har definert som Frontier Markets. MSCI Frontier Markets-indekser tar for seg investerbare muligheter i 31 land som er definert som Frontier Markets. Det finnes to indekser for hvert land, en *Standard* som dekker store og mellomstore investerbare selskaper i landet. Disse dekker ca. 85 % av aksjeuniverset i hvert enkelt land. Det finnes også *Investable Market Indices (IMI)* som tar for seg store, mellomstore og små selskaper i landet. Disse dekker ca. 99 % av aksjeuniverset i hvert enkelt land. Dessverre er det kortere historikk på disse indeksene, jeg har derfor valgt å benytte meg av Standard-indekser.

I tabell 1 følger en oversikt som viser landene som er underlagt klassifiseringen Frontier Markets. For å illustrere dette, har jeg også laget et kart der landene er markert i rødt. Se figur 3.

Frontier markets				
Amerika	Europa og CIS ⁷	Afrika	Midtøsten	Asia
Argentina	Bosnia-Hercegovina	Botswana	Bahrain	Bangladesh
Jamaica	Bulgaria	Ghana	Jordan	Pakistan
Trinidad og Tobago	Kroatia	Kenya	Kuwait	Sri Lanka
	Estland	Mauritius	Libanon	Vietnam
	Litauen	Nigeria	Oman	
	Kazakhstan	Tunisia	Qatar	
	Romania	Zimbabwe	Saudi Arabia	
	Serbia		De arabiske emiratene	
	Slovenia			
	Ukraina			

Tabell 1 - Oversikt over Frontier Markets



Figur 3 - Frontier Markets

Oppgaven skal ha et vestlig perspektiv. Alle indeksene kan lastes ned fra *Thomson Reuters Datastream* i lokal valuta, dollar eller euro. Indeksene målt i euro har kortere historikk enn indeksene målt i lokale valuta og dollar. Dette henger sammen med at euro først ble lansert i 1999 og senere⁸. Siden dollar har lengre historikk og er en sentral valuta for vestlige investorer, benytter jeg meg derfor av indeksene i dollar.

Som rådata har jeg lastet ned både daglig, ukentlig og månedlig data. Med månedlig og ukentlig data unngår vi problemet med forskjellige tidssoner og lokale fri/helligdager som kan være et problem med daglig data (Kranøy, 2011). Det gir også

⁷ Commonwealth of Independent States

⁸ http://ec.europa.eu/economy_finance/euro/index_en.htm

færre problemer enn daglig data, på grunn kortsiktige korrelasjoner på grunn av støy (Aggarwal et al., 1999).

Et problem er at flere av landene i Frontier Markets har kort historikk på datamaterialet. En del av denne oppgaven er å diskutere forskjellige aspekter før og etter finanskrisen. Jeg har derfor valgt å fjerne noen land, for å fokusere på de landene med historisk data nevnt i tabellen under.

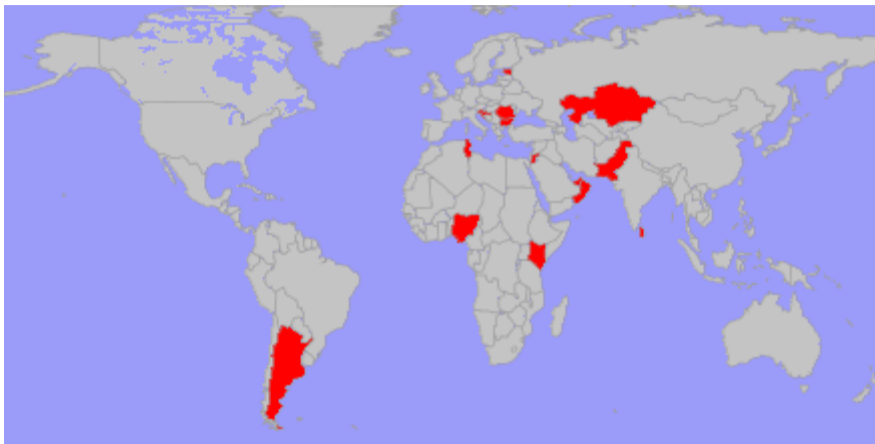
Under følger en oversikt over de 20 landene i Frontier Markets jeg har valgt å undersøke videre.

	Starttidspunkt	Antall observasjoner
Land	Ukentlig	Ukentlig
Argentina	04.01.2001	1313
Jordan	04.01.2001	1313
Pakistan	04.01.2001	1052
Sri Lanka	04.01.2001	1052
Kroatia	06.06.2002	560
Estland	06.06.2002	560
Kenya	06.06.2002	560
Libanon	06.06.2002	560
Mauritius	06.06.2002	560
Nigeria	06.06.2002	560
Slovenia	06.06.2002	560
Tunisia	03.06.2004	456
Bulgaria	02.06.2005	404
Bahrain	02.06.2005	404
Kuwait	02.06.2005	404
Oman	02.06.2005	404
Qatar	02.06.2005	404
De arabiske emiratene	02.06.2005	404
Kazakhstan	01.12.2005	378
Romania	01.12.2005	378

Tabell 2 - Utvalgte land i Frontier Markets

De 20 utvalgte landene er illustrert på figuren under. Som figuren viser er det ett land fra Sør-Amerika, seks fra Europa, fire fra Afrika og to fra Asia. De syv siste landene

ligger i Midtøsten (både Afrika og Asia). De 20 utvalgte indeksene har minst 378 observasjoner⁹. Resten av indeksene har for få observasjoner til videre analyse.



Figur 4 - Utvalgte land i Frontier Markets

Indeksene til MSCI rapporteres både som *pris, net* og *gross*. I denne oppgaven benytter jeg meg av *Gross Total Return*, for å få en mest mulig realistisk avkastning – sett fra investors perspektiv. Disse indeksene reinvesterer så mye som mulig av selskapets dividendeutdeling. Denne indeksen tar ikke for seg eventuelle skattefradrag¹⁰.

I denne oppgaven fokuserer jeg altså på 20 av 31 land i Frontier Markets. Fem av disse landene har to indekser fra MSCI. Den vanlige indeksen tar hensyn til investerbare aksjer for internasjonale investorer, mens dens andre indeksen (innenlandsk) er rettet mot investorer som ikke er begrenset av Foreign Ownership Limits (FOLs)¹¹ – lokale investorer. Jeg har fjernet innenlandske indekser fra videre undersøkelser, da oppgaven er å fokusere på investeringsmuligheter for, nettopp, vestlige og dermed utenlandske investorer.

For å analysere internasjonal CAPM har jeg også behov for valutakurser fra de utvalgte landene. Disse har jeg hentet fra *Reuters EcoWin Pro*, med daglig data. Jeg har gjort

⁹ Saudi Arabia har i utgangspunktet god nok historikk på data, men har i perioden 29.09.2010 – 25.06.2012 et opphold. MSCI og Saudi Stock Exchange (Tadawul) var da ikke enige om rapportering. 30.04.2012 kom partene igjen til enighet (<http://www.msci.com/resources/pressreleases/MSCI%20Reintroduces%20Indices%20April%2030%202012%20FINAL.pdf>), og MSCI kunne da gjenoppta indeksen. På grunn av dette har jeg valgt å utelate Saudi Arabia for videre undersøkelser

¹⁰ <http://www.msci.com/products/indices/tools/index.html#TOTALRET>

¹¹ http://www.msci.com/products/indices/country_and_regional/fm/mena/#

om denne dataen til ukentlig data. Denne programvaren er også benyttet for å hente risikofrie renter for beregning av ICAPM. Siden det var vanskelig å finne historiske risikofrie renter for de tyve landene, måtte jeg for denne delen av oppgaven benytte meg av datasettet fra 01.12.2005 – 21.02.2013. Jeg har benyttet meg av OLS-regresjon for å analysere sensitivitet.

Jeg har satt følgende kriterier for følgende rente i det aktuelle landet, i prioritert rekkefølge:

1. Kort statsrente (3 måneder eller 6 måneder)
2. Lang statsrente (statsobligasjon)
3. Sentralbankrente (styringsrente utlån)
4. Et gjennomsnitt av risikofri rente for de landene jeg har observasjoner, det vil si Libanon, Kazakhstan, Pakistan, Sri Lanka, Kroatia, Jordan, Kuwait, Qatar og Kenya.

Tabell 3 gir oversikt over hvilke kriterier som er oppfylt. Tre tidsserier har sentralbankrente som risikofri rente, men det var ikke nok observasjoner til å fylle hele perioden. Risikofri rente for Mauritius, Nigeria og De forente Arabiske Emirater har derfor en gjennomsnittlig risikofri rente frem til startdatoen for sentralbankrenten, se tabell 3. Estland byttet 01.01.2011 valuta fra estonian kroon (EKK) til euro (EUR)¹², jeg har derfor fjernet datasettet fra denne delen i oppgaven. Det er verdt å nevne at 3-mnd statsrente i Libanon er null for hele perioden.

¹² <http://www.ecb.int/euro/changeover/estonia/html/index.en.html>

Land	Kriterie
Argentina	4
Jordan	1
Pakistan	1
Sri Lanka	1
Croatia	1
Estonia	4
Kenya	3
Libanon	1
Mauritius	4 frem til 01.2007, 3 etter dette
Nigeria	4 frem til 06.2007, 3 etter dette
Slovenia	4
Tunisia	4
Bulgaria	4
Bahrain	4
Kuwait	4
Oman	4
Qatar	3
United Arab Emirates	4 frem til 11.2007, 3 etter dette
Kazakhstan	4
Romania	1

Tabell 3 - Kriterier for valg av risikofri rente

Kapittel 4 – Analyse

4.1 Deskriptiv statistikk

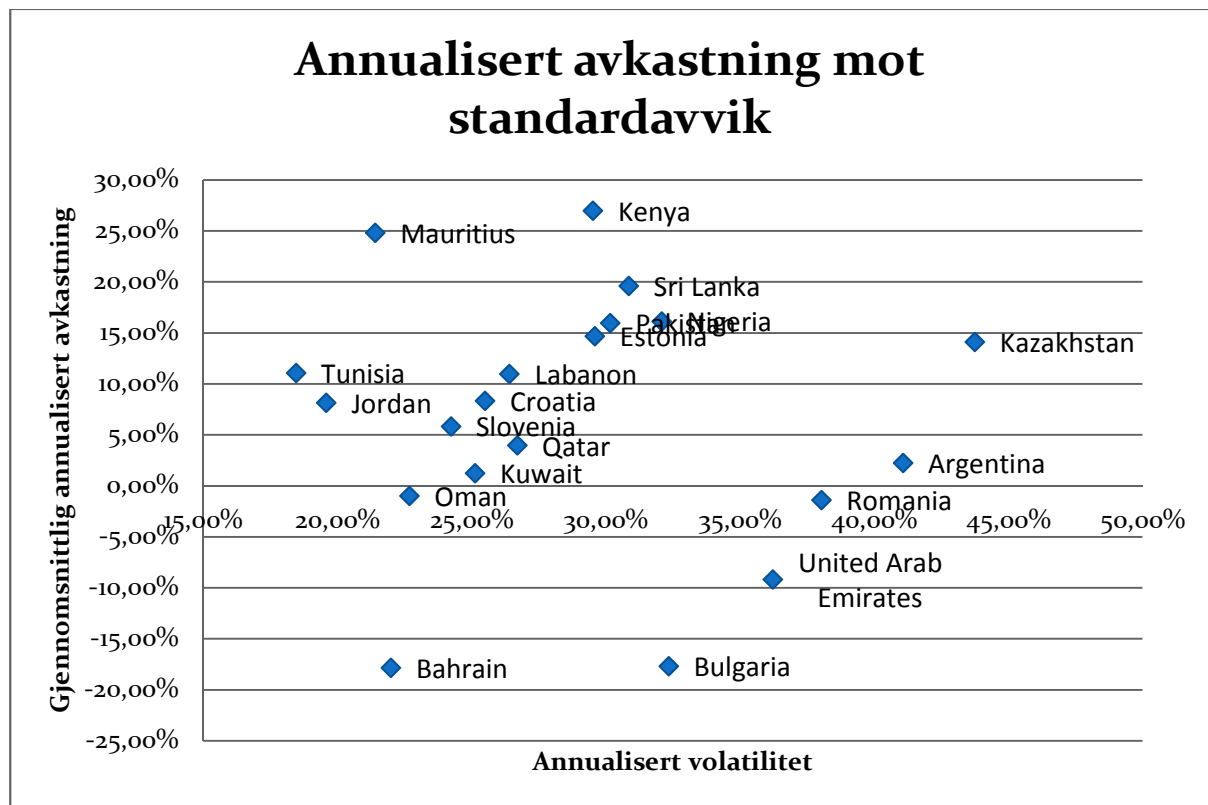
I appendiks B er det en oversikt over avkastning og nivå for hver indeks. De blå grafene representerer avkastningen til indeksen for det representative landet og leses av i høyre akse, mens de røde grafene representerer nivået på totalindeksen til det representative landet. Den røde grafen leses av i venstre akse. For oppmerksomhetsskyld poengterer jeg at en investor kan ikke investere direkte i indeksene til MSCI, men at det er flere meglere som tilbyr indirekte investeringer via sertifikater, derivater og lignende.

Tabell 4, på neste side, rapporterer deskriptiv statistikk på avkastningen målt i USD for hver enkelt landindeks. Jeg har valgt å fokusere på avkastningen over perioden indeksen har vært tilgjengelig, det vil si at tidsserien for enkelte land er lengre enn for andre. Tabellen presenterer gjennomsnittlig avkastning, standardfeil, median, standardavvik, utvalgsvarians, kurstosis, skjevhet, minimum, maksimum, sum og antall observasjoner av avkastning. Antall observasjoner er forskjellig for indeksene. Den fete skriften i overskriftene i tabell 4, symboliserer at kolonnen er annualisert.

Tabell 4 - Deskriptiv statistikk

Land	Gjennomsnitt	Standardfeil	Median	Standardavvik	Utvalgsvarians	Kurtosis	Skjevhet	Minimum	Maksimum	Sum	Antall
Argentina	2,23 %	0,0023	24,23 %	41,08 %	0,0032	4,6557	-0,5356	-0,3075	0,2635	26,87 %	633
Jordan	8,12 %	0,0011	8,20 %	19,59 %	0,0007	3,1079	-0,5333	-0,1400	0,0936	95,06 %	633
Pakistan	15,95 %	0,0017	26,88 %	30,17 %	0,0018	6,5467	-1,2675	-0,2426	0,1614	180,41 %	633
Sri Lanka	19,60 %	0,0017	6,14 %	30,86 %	0,0018	11,8759	1,1605	-0,2082	0,3671	218,23 %	633
Croatia	8,32 %	0,0015	6,37 %	25,51 %	0,0013	4,1581	-0,2878	-0,1961	0,1432	86,01 %	559
Estonia	14,66 %	0,0017	17,94 %	29,59 %	0,0017	3,5084	0,1338	-0,1607	0,2048	147,27 %	559
Kenya	26,95 %	0,0017	31,02 %	29,52 %	0,0017	11,4506	1,0014	-0,1376	0,3612	257,13 %	559
Labanon	10,94 %	0,0015	-2,62 %	26,41 %	0,0013	7,7494	0,7246	-0,1889	0,2372	111,70 %	559
Mauritius	24,78 %	0,0013	15,12 %	21,41 %	0,0009	4,3647	-0,1548	-0,1422	0,1390	238,51 %	559
Nigeria	16,09 %	0,0019	12,04 %	32,08 %	0,0020	2,3912	-0,3010	-0,1688	0,1734	160,64 %	559
Slovenia	5,79 %	0,0014	8,94 %	24,24 %	0,0011	3,8818	-0,6979	-0,2109	0,1159	60,58 %	559
Tunisia	11,05 %	0,0012	8,83 %	18,46 %	0,0007	6,9393	0,3149	-0,1299	0,1662	91,79 %	455
Bahrain	-17,88 %	0,0015	-8,74 %	22,00 %	0,0009	11,6344	-1,7019	-0,2132	0,1092	-152,34 %	403
Bulgaria	-17,71 %	0,0022	-9,25 %	32,35 %	0,0020	9,3829	-1,4840	-0,3084	0,1768	-150,78 %	403
Kuwait	1,22 %	0,0017	15,61 %	25,13 %	0,0012	7,6962	-0,9520	-0,2129	0,1694	9,39 %	403
Oman	-1,00 %	0,0016	5,65 %	22,69 %	0,0010	10,5388	-1,5152	-0,2231	0,1116	-7,81 %	403
Qatar	3,94 %	0,0018	6,55 %	26,71 %	0,0014	6,9716	-1,0256	-0,2273	0,1288	29,96 %	403
United Arab Emirates	-9,21 %	0,0025	0,00 %	36,23 %	0,0025	7,9943	-1,4039	-0,3280	0,2068	-74,81 %	403
Kazakhstan	14,08 %	0,0031	5,52 %	43,76 %	0,0037	5,9994	0,6759	-0,2551	0,3576	95,63 %	377
Romania	-1,40 %	0,0027	29,59 %	38,04 %	0,0028	5,0967	-0,8842	-0,3304	0,2242	-10,23 %	377

For å illustrere punktene jeg kommer til å diskutere mest, har jeg laget en figur med oversikt over avkastning og volatilitet for hele perioden til tidsserien for ukentlig data.



Figur 5 - Plottediagram over ukentlig avkastning mot standardavvik

Gjennomsnittlig annualisert avkastning er høyest for Kenya, Mauritius og Sri Lanka, på henholdsvis 26,95 %, 24,78 % og 19,60 %. Av de 20 landene jeg har analysert er det kun fem land som har negativ gjennomsnittlig annualisert avkastning. Oman, Romania, De forente arabiske emirater, Bulgaria og Bahrain har henholdsvis gjennomsnittlig ukentlig avkastning på -1,00 %, -1,40 %, -9,21 %, -17,71 % og -17,88 %. Det er også verdt å nevne at Kazakhstan, Argentina og Romania har høye standardavvik i forhold til de andre indeksene. Indeksen til Kazakhstan har et annualisert standardavvik på ca. 43,76 %. Selv om Mauritius har den nest største gjennomsnittlig annualisert avkastningen, er standardavviket det tredje lavest, på kun 21,41 %. De forente Arabiske Emirater har fjerde høyest volatilitet og fremdeles en avkastning som er negativ. Her har man altså ikke fått kompensasjon i avkastning som følge av høy risiko. Om jeg hadde inkludert land fra Developed Markets i figur 3, ville de fleste landene vært plassert øverst til venstre i plottediagrammet, da bytteforholdet

mellom avkastning og volatilitet har vært bedre i disse markedene for den perioden jeg ser på (Claessens et al., 1995).

Man kan også observere at det er store ekstremverdier i datasettet. Romania har største negative ukentlig avkastning på -33,04 %, mens Sri Lanka har høyest ukentlig avkastning på 36,71 %. Det finnes en metode som fjerner ekstremverdier utenfor et gitt intervall, som blant annet er gjort i tidligere forskning (Gaud et al., 2005), dette har jeg skrevet mer om i Kapittel 5.

Jeg legger også merke til at medianavkastningen for Libanon, Bahrain og Bulgaria er negativ med henholdsvis -2,62 %, -8,74 % og 9,25 %.

Volatilitet og varians vil jeg kommentere i neste delkapittel.

Sri Lanka, Bahrain, Kenya og Oman har alle avkastninger med kurtosis på over 10. Dette kan tyde på at det er positive- og negative ekstremavkastninger utover normalfordelingen og at fordelingen har fetere hale(r) enn normalfordelingen. Dette stemmer godt med figur 10, 20, 13 og 22 i appendiks A, som alle viser at indeksene har flere ekstremavkastninger og også fetere haler. Kurtosis vil være tre for en standard normalfordeling. Det er kun indeksen for Nigeria som har avkastninger med kurtosis lavere enn 3, da denne er på 2,39.

Skjevhet beskriver asymmetri i sannsynlighetsfordelingen og positiv skjevhet vil si at høyre hale er lenger og at fordelingen er konsentrert til venstre. Dette bekreftes for Sri Lanka og Kenya i histogrammene, se figur 10 og 13. Oman og Bahrain har negativ skjevhet og har lengre hale mot venstre. Konsentreringen skjer på høyre side, se figur 22 og 20. Dette er de mest ekstreme verdiene, som for kurtosen som er beskrevet over. Dette er noe jeg bør være oppmerksom på senere, da disse er mindre normalfordelte enn avkastningene til de andre indeksene.

Under punktene maksimum og minimum vil det ytterste extrempunktet til hver tidsserie stå. Dette viser at det finnes ekstremverdier på blant annet Sri Lanka og Kenya, der indeksen har hatt en ukentlig avkastning på ca. 36 %, mens Romania og De forente Arabiske Emirater har ekstremverdier på ca. -33 %.

Det blir vanskelig å sammenligne kolonnen «Sum» i tabell 8, da tidsseriene har forskjellige startpunkt. Det kan allikevel nevnes at indeksen for Kenya har økt ca. 257 % siden start, Mauritius ca. 239 % og Sri Lanka ca. 218 %. Igjen nevner jeg at indeksene er justert for valuta (amerikanske dollar), så dette er avkastningen en vestlig investor ville hatt ved å plassere penger i indeksen, om mulig. Bahrain og Bulgaria har fra start av hatt en negativ avkastning på henholdsvis -152 % og -151 %.

I appendiks A er det en oversikt over histogram av ukentlig avkastninger på alle tyve landindeksene. I disse histogrammene sier arealet til søylene noe om antall observasjoner i det gitte intervallet. Den røde grafen viser tetthetsfunksjonen til de observerte verdiene i tidsserien, mens den grønne grafen viser normalfunksjonen ved standardavviket, μ , der standardavviket er gitt for hele tidsserien. Jeg har kommentert grafene som skiller seg mest ut, under diskusjonen om skjevhet og kurtosis. Resten av indeksene ser ut til å være tilnærmet normalfordelte.

En oppsummerende tabell 5 illustrerer utviklingen i Frontier Markets fra 2001 til 2013. Denne gir også oversikt over avkastning og volatilitet, som er diskutert tidligere. Andre kolonne gir gjennomsnittlig annualisert avkastning i USD (på USD-indeksene), tredje kolonne gir en oversikt over valutagevinsten i perioden. Dette er basert på indirekte valutakurs, med USD som basevaluta. Det vil si hvor mange enheter av fremmed valuta man får for en USD. XXX symboliserer valutakoden (ISO 4217¹³) til det respektive landet. Den fjerde kolonnen gir en oversikt over total risiko, volatiliteten til avkastningen til den representative indeksen. Det er faktisk risiko en investor hadde hatt ved en investering i utfallsrommet. Kolonne fem gir en oversikt over korrelasjon, som vil bli diskutert i kapittel 3.3. Den siste kolonnen forteller hvor lang tidsserien til det respektive landet er.

¹³ <http://www.iso.org/iso/home.htm>

Land	Gjennomsnittlig avkastning %	Valutagevinst USD/XXX	Total risiko	Korrelasjon med MSCI World	Utvalgsperiode
Argentina	2.23%	14.19%	41.08%	0.491	04.01.2001 - 21.02.2013
Jordan	8.12%	0.00%	19.59%	0.138	04.01.2001 - 21.02.2013
Pakistan	15.95%	4.30%	30.17%	0.093	04.01.2001 - 21.02.2013
Sri Lanka	19.60%	3.59%	30.86%	0.068	04.01.2001 - 21.02.2013
Kroatia	8.32%	-2.76%	25.51%	0.465	06.06.2002 - 21.02.2013
Estland	14.66%	Ikke inkludert*	29.59%	0.434	06.06.2002 - 21.02.2013
Kenya	26.95%	1.03%	29.52%	0.156	06.06.2002 - 21.02.2013
Lebanon	10.94%	-0.07%	26.41%	0.166	06.06.2002 - 21.02.2013
Mauritius	24.78%	0.14%	21.41%	0.190	06.06.2002 - 21.02.2013
Nigeria	16.09%	3.03%	32.08%	0.032	06.06.2002 - 21.02.2013
Slovenia	5.79%	-2.29%	24.24%	0.518	06.06.2002 - 21.02.2013
Tunisia	11.05%	2.53%	18.46%	0.261	02.06.2004 - 21.02.2013
Bulgaria	-17.88%	-0.96%	22.00%	0.599	02.06.2005 - 21.02.2013
Bahrain	-17.71%	0.00%	32.35%	-0.004	02.06.2005 - 21.02.2013
Kuwait	1.22%	-0.43%	25.13%	0.153	02.06.2005 - 21.02.2013
Oman	-1.00%	0.00%	22.69%	0.255	02.06.2005 - 21.02.2013
Qatar	3.94%	0.01%	26.71%	0.266	02.06.2005 - 21.02.2013
UAE	-9.21%	0.00%	36.23%	0.284	02.06.2005 - 21.02.2013
Kazakhstan	14.08%	1.59%	43.76%	0.470	01.12.2005 - 21.02.2013
Romania	-1.40%	0.86%	38.04%	0.575	01.12.2005 - 21.02.2013

Tabell 5 - Avkastning og risiko i Frontier Markets

Korrelasjonen drøftes i kapittel 3.3. Valutagevinsten forklarer hvordan USD har styrket seg i forhold til det respektive landet. For disse utvalgsperiodene har valutaen styrket seg mest i forhold til ARS (argentinsk peso), med hele 14,19 %. For resten av valutaene er det små forskjeller over tid, valutagevinsten varierer fra -2,76 % - 4,30 %. Av disse tyve landene er det Bahrain, Jordan, Libanon, Oman, Qatar og De forente Arabiske Emirater som har fastkursregime¹⁴. Disse ble gjeldene før 2001 for alle de nevnte land. Dette stemmer bra med tabellen over, som viser at de nevnte valutagevinster er 0 % for disse indeksene, med noen desimaler for og imot på valutaene LBP (Libanesisk pund) og QAR (Qatarsk rial). For disse landene vil det ikke være valutarisiko for en vestlig investor med USD som basevaluta, så lenge regimet består. Politisk uro er en faktor som kjennetegner Frontier Markets, noe jeg også har diskutert i kapittel 5.

¹⁴ <http://www.investmentfrontier.com/2013/02/19/investors-list-countries-with-fixed-currency-exchange-rates/>

4.2 Historisk volatilitet

I appendiks D er det figurert for alle indekser, som viser historisk korrelasjon og volatilitet. Den blå grafen representerer historisk volatilitet og leses av i venstre akse. På grunn av lange tidsserier vil disse være noe uoversiktlige på indekser med mange observasjoner, som for eksempel Argentina, Jordan, Pakistan og Sri Lanka.

For ukentlig frekvens har jeg basert historisk volatilitet på de siste fire observasjonene, grafene viser dermed 4-ukers historisk volatilitet. Dette er annualisert ved å bruke 52 uker i året.

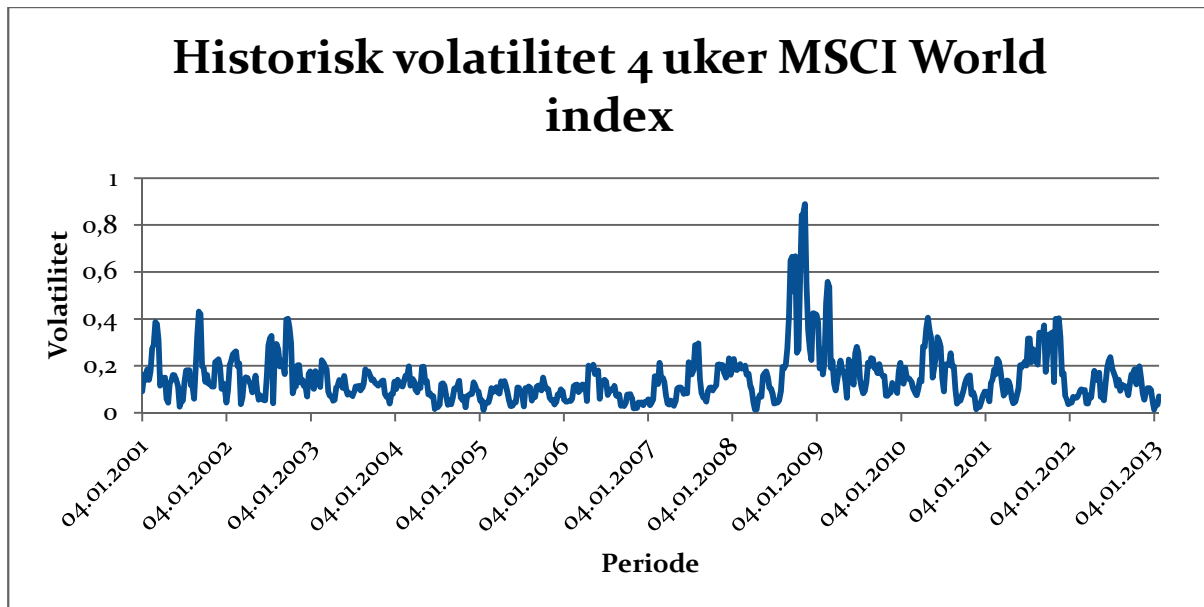
$$\text{Annualisert volatilitet} = \sigma\sqrt{52} \quad 18$$

Kun Argentina og Tunisia har høyest historisk volatilitet utenom finanskrisen i 2008/2009. Avkastningene på indeksen til de andre landene har høyest historisk volatilitet under finanskrisen, da dette er perioden med mest usikkerhet. Argentina hadde høyere historisk volatilitet på slutten av 2001, starten av 2002. Dette skyldes at økonomien kollapset etter nesten fire år i resesjon. De var ute av stand til å betale sin gjeld til utlandet og erklærte seg selv konkurs¹⁵. Tidlig i januar 2002 fjernet Argentina fastkursregime mot USD og argentinsk peso ble fritt tilgjengelig på markedet (Boschi, 2005). Dette smittet også over på andre land i Latin-Amerika, men de er ikke dekket i denne oppgaven. Pakistan hadde også høy volatilitet i 2002, sannsynligvis på grunn av den globale resesjonen i 2001 -2003 – som blant annet var forårsaket av IT-boblen. Alle landene har høyere volatilitet enn normalt i denne perioden, men ikke så høy som under finanskrisen (med unntak av Argentina). Tunisia har høyere historisk volatilitet i 2004 enn under finanskrisen. Grunnen til dette har jeg ikke funnet ut av.

Den konstante volatiliteten over hele tidsserien er gitt i tabellen over deskriptiv statistikk (tabell 4). Her dokumenteres volatilitet til avkastningene, blant annet at Kazakhstan, Argentina og Romania alle har henholdsvis 43,76 %, 41,08 % og 38,04 %. Lavest volatilitet har Tunisia og Jordan, hvor indeksenes avkastning har volatilitet på henholdsvis 18,46 % og 19,59 %. De to sistnevnte landene har med lav risiko også hatt positiv gjennomsnittlig daglig avkastning på henholdsvis 0,15 % og 0,20 % basert på hele tidsserien.

¹⁵ <http://www.nrk.no/nyheter/verden/1.7847167>

Til sammenligning har den konstante volatiliteten for avkastningen til MSCI World Index vært 18,48 % for perioden 04.01.2001 – 21.02.2013, altså lik tidsserie som de fire indeksene med flest observasjoner. Under er også en figur av historisk volatilitet i denne perioden.



Figur 6 - Historisk volatilitet for MSCI World Index

Som figuren viser er volatiliteten relativt stabil, med unntak av finanskrisen og de første årene i tidsserien. Dette har jeg kommentert tidligere i oppgaven. Sammenlignet med enkeltland som jeg analyserer, har verdensindeksen gjennomgående lavere og mer stabil volatilitet. Dette er ikke overraskende, da markedene i World Index er mer stabile og er antatt til å ha lavere volatilitet. MSCI World inkluderer 24 land – og har derfor større diversifisering enn landindeksene jeg har analysert. Som kjent gir diversifisering lavere volatilitet.

4.3 Korrelasjon

4.3.1 Historisk korrelasjon

Under analysen på historisk korrelasjon har jeg sett på korrelasjon for hele perioden under ett og korrelasjonen basert på ukentlig avkastning de siste fire ukene. Disse er representert ved de røde grafene i hele appendiks D, og kan leses av i høyre akse. Jeg har valgt å ha korrelasjon og volatilitet i samme graf, for å spare plass og se om det kan være noen synlige sammenhenger. Volatiliteten ble diskutert i forrige delkapittel.

Som grafene viser, varierer internasjonal korrelasjon over tid og mellom land. Legg merke til at ingen av de 20 landene i denne analysen er inkludert i MSCI World Index og påvirker dermed ikke denne indeksen.

19 av de 20 landene har positiv samvariasjon med MSCI World Index, som betyr at avkastningen til alle landindeksene til en viss grad beveger seg med verdensindeksen. I dette avsnittet kommenterer jeg den femte kolonnen i figur 5. Av grafene er det vanskelig å indentifisere noen stabil trend i korrelasjonen. Jeg har også regnet ut konstant korrelasjon hele tidsperioden for hvert enkelt land, det vil si at antall observasjoner avhenger av lengden på tidsserien til det respektive landet. Landene som utmerker seg er MSCI Bulgaria, MSCI Romania og MSCI Slovenia, med korrelasjon på avkastningene på henholdsvis 0,599, 0,575 og 0,518. Indeksene til Nigeria og Bahrain utmerker seg som indeksene med lavest korrelasjon mot referanseindeksen. De har henholdsvis en korrelasjon på 0,032 og -0,004, og indeksene beveger seg tilnærmet uavhengig av verdensindeksen.. MSCI Bahrain er den eneste indeksen med negativ korrelasjon på avkastningen i forhold til MSCI World, selv om denne verdien er så lav at det kan klassifiseres som fravær av korrelasjon. Det vil si at landindeksene til Bulgaria, Romania og Slovenia har en noe sterk samvariasjon med MSCI World Index. For alle markedene, utenom Bahrain, er dette en positiv korrelasjon med Developed Markets, som forteller at finansielle plasseringer i disse markedene historisk sett har gitt en avkastning med samme fortegn som i Developed Markets til en vestlig investor.

4.3.2 Korrelasjon på tvers av Frontier Markets

Fra perioden 08.12.2005 til 21.02.2013 har jeg laget en korrelasjonsmatrise over de tjue tidsseriene, som tar for seg korrelasjonen mellom de ukentlige avkastningene, både for indeksene i dollar og indeksene i lokal valuta. Tabell 6, på neste side, viser korrelasjon på tvers av avkastningene i aksjemarkedene for to forskjellige land. Korrelasjonene i bunn til venstre i tabellen gir korrelasjonene når alle avkastninger er målt i dollar, mens korrelasjonene øverst til høyre er gitt når avkastninger målt i lokal valuta. Jeg vil først diskutere korrelasjonene for avkastninger målt i dollar.

Korrelasjonsmatrise aksjemarkeder, 08.12.2005 - 21.02.2013																				
Ukentlig avkastning i U.S. Dollar (venstre bunn) og i lokal valuta (øverst til høyre)																				
	Argentina	Bahrain	Bulgaria	Croatia	Estonia	Jordan	Kazakhstan	Kenya	Kuwait	Lebanon	Mauritius	Nigeria	Oman	Pakistan	Qatar	Romania	Slovenia	Sri Lanka	Tunisia	UAE
Argentina	1	0.090	0.357	0.283	0.369	0.122	0.403	0.224	0.136	0.190	0.141	-0.064	0.274	0.088	0.250	0.343	0.344	0.179	0.094	0.200
Bahrain	0.098	1	0.188	0.117	0.101	0.222	0.038	0.154	0.301	0.205	0.213	0.181	0.254	0.131	0.258	0.245	0.102	0.093	0.043	0.334
Bulgaria	0.478	0.176	1	0.493	0.362	0.250	0.304	0.235	0.082	0.130	0.347	0.097	0.292	0.104	0.314	0.406	0.514	0.199	0.108	0.320
Croatia	0.442	0.097	0.584	1	0.312	0.265	0.255	0.218	0.052	0.137	0.253	0.082	0.222	0.066	0.279	0.370	0.426	0.212	0.126	0.264
Estonia	0.477	0.093	0.481	0.482	1	0.300	0.281	0.346	0.107	0.031	0.199	0.108	0.328	0.054	0.318	0.349	0.286	0.249	0.080	0.288
Jordan	0.128	0.219	0.264	0.271	0.298	1	0.131	0.176	0.261	0.218	0.200	0.146	0.330	0.023	0.402	0.256	0.241	0.177	0.101	0.395
Kazakhstan	0.394	0.037	0.361	0.308	0.337	0.112	1	0.120	0.004	0.104	0.101	0.075	0.192	0.086	0.192	0.297	0.319	0.192	0.093	0.181
Kenya	0.291	0.166	0.309	0.282	0.386	0.183	0.157	1	0.088	0.077	0.274	0.038	0.298	0.070	0.236	0.254	0.224	0.216	0.047	0.213
Kuwait	0.159	0.304	0.121	0.114	0.136	0.268	0.001	0.126	1	0.086	0.160	-0.014	0.401	0.293	0.453	0.245	0.119	0.050	0.055	0.452
Lebanon	0.196	0.205	0.159	0.175	0.067	0.215	0.097	0.095	0.092	1	0.056	0.154	0.134	0.049	0.158	0.153	0.180	0.055	0.081	0.150
Mauritius	0.210	0.215	0.380	0.276	0.266	0.233	0.170	0.299	0.194	0.060	1	0.054	0.250	0.116	0.260	0.330	0.293	0.242	0.084	0.327
Nigeria	-0.048	0.177	0.090	0.060	0.104	0.142	0.055	0.043	0.006	0.146	0.062	1	0.015	0.060	0.053	0.208	0.131	0.033	0.040	0.079
Oman	0.295	0.253	0.323	0.267	0.344	0.328	0.196	0.314	0.403	0.132	0.303	0.049	1	0.233	0.524	0.299	0.288	0.178	0.119	0.619
Pakistan	0.094	0.132	0.103	0.067	0.053	0.009	0.077	0.090	0.295	0.040	0.130	0.078	0.239	1	0.075	0.145	0.100	0.050	0.050	0.214
Qatar	0.265	0.258	0.334	0.288	0.325	0.391	0.211	0.265	0.457	0.158	0.303	0.068	0.517	0.087	1	0.384	0.224	0.108	0.061	0.612
Romania	0.434	0.217	0.520	0.520	0.475	0.229	0.348	0.270	0.269	0.158	0.360	0.196	0.306	0.145	0.381	1	0.376	0.232	0.050	0.336
Slovenia	0.478	0.093	0.609	0.577	0.461	0.246	0.378	0.276	0.155	0.204	0.313	0.119	0.318	0.090	0.251	0.525	1	0.296	0.139	0.308
Sri Lanka	0.190	0.097	0.208	0.229	0.244	0.178	0.199	0.225	0.070	0.067	0.269	0.040	0.191	0.058	0.115	0.229	0.290	1	0.102	0.171
Tunisia	0.252	0.062	0.221	0.277	0.233	0.138	0.204	0.125	0.089	0.139	0.126	0.063	0.187	0.063	0.121	0.202	0.276	0.110	1	0.125
UAE	0.213	0.334	0.330	0.271	0.290	0.390	0.191	0.219	0.457	0.149	0.353	0.096	0.617	0.225	0.611	0.328	0.310	0.183	0.168	1

Det er kun en av korrelasjonene som er negativ, det er korrelasjonene mellom avkastningene til indeksene for Nigeria og Argentina. Denne er målt til $-0,048$. Kvadratet av dette (R^2) indikerer den prosentvise likheten i variansen mellom markedene. I dette tilfellet er denne kun $0,23\%$ ($R^2 = (-0,048^2)$) og avkastningene reagerer motsatt av hverandre. Korrelasjonen for avkastningene mellom indeksene til Kenya og Kazakhstan; Nigeria og Kuwait; Pakistan og Jordan. Med korrelasjoner på henholdsvis $0,001$, $0,006$ og $0,009$ er R^2 så lav at de ikke blir påvirket av samme faktorer.

Markedene som korrelerer mest er indeksene til (rangert) De forente Arabiske Emirater og Oman; De forente Arabiske Emirater og Qatar; Slovenia og Bulgaria med verdier på $0,617$, $0,611$ og $0,609$. Dette gir mening, da De forente Arabiske Emirater, Oman og Qatar er naboland i Midtøsten, som alle har olje og gass som viktigste industri. Dette betyr blant annet at $38,07\%$ av bevegelser i indeksen for De forente Arabiske Emirater og Oman er et resultat av felles påvirkning. $61,93\%$ ($100\% - 38,07\%$) av bevegelsene i indeksen til De forente Arabiske Emirater er dermed uavhengig av Oman, og vice versa.

Som tabell 6 viser, er de alle utenom to indekser positivt korrelerte. Det vil si at aksjemarkedene i Frontier Markets til en viss grad følger hverandre, men i forskjellig grad.

Øverst til høyre i samme tabell er korrelasjonen mellom avkastningene til indeksene i lokal valuta. Det vil ikke gi så mye mening å diskutere dette, da få investorer vil ha mulighet eller ønske om å investere i opp til tyve forskjellige valutaer. En investor vil ha et standpunkt, som i denne oppgaven er antatt å være fra USA. Jeg velger uansett å se på hvor stor innvirkning valuta har hatt på de ulike indeksene. De største forskjellene på korrelasjonene i disse tilfellene er rangert Slovenia og Estland; Estland og Kroatia; Kroatia og Argentina. Avkastningene for indeksene til disse landene gir størst forskjell for om investoren benytter seg av avkastning i dollar eller lokal valuta. Estland byttet, som nevnt tidligere, 01.01.2011 valuta fra Estonian Kroon (EKK) til Euro (EUR). Dette kan være en faktor til dette resultatet, men var også resultatet for en investor ved denne overgangen.

4.3.3 Rullerende korrelasjon

For samtlige tjue indekser har jeg analysert rullerende korrelasjon mot verdensindeksen. Jeg har benyttet meg av treårs-rullerende korrelasjon, som er basert på ukentlig avkastning i alle markeder. Jeg har tatt for meg hele årstall, det vil si at tidsseriene som starter midt i et år ikke har grunnlag for utregning før starten av året etterpå. Siden tidsseriene har forskjellige lengder, vil rullerende korrelasjon ha flere observasjoner hos de lengste tidsseriene. Legg merke til at alle rullerende korrelasjoner slutter i 2012, da det kun var åtte observasjoner for samtlige tidsserier i 2013. Eksempler på punkter for rullerende korrelasjon er 2001 – 2003, 2002 – 2004, ..., 2010 – 2012.

Jeg har delt dette opp i figur 67, 68, 69, 70 og 71 i appendiks E, der hver figur gir oversikt over indeksene som har likt antall observasjoner (og dermed likt starttidspunkt). Av de lengste tidsseriene er det aksjemarkedet i Argentina som beveger seg mest i samsvar med verdensindeksen. Siden 2005 har korrelasjonen ligget like under 0,7, men har en negativ trend de siste årene. Aksjemarkedet i Jordan og Sri Lanka ser ut til å ha økt korrelasjonen med verdensindeksen under finanskrisen. Begge markedene gikk fra henholdsvis lav og negativ korrelasjon, til å øke korrelasjonen til over 0,2 med en gang 2008 ble inkludert. I ettertid har begge sunket, men korrelasjonen i aksjemarkedet for MSCI Jordan har fra 2010 – 2012 vært omtrent null, upåvirket av verdensindeksen.

Aksjemarkedene i Slovenia og Kroatia har beveget seg relativt i samme mønster, mot MSCI World i den gitte perioden. I dette tilfellet har også korrelasjonen økt under finanskriser, men er også redusert de siste årene. Fra å ha vært på ca. 0,2 i 2003 – 2005 til å være i underkant av 0,7 i 2008-2010. Libanon, Kenya og Mauritius har alle markeder der rullerende korrelasjon med verdensmarkedet har samme bevegelsesmønster. I disse tilfellene har også korrelasjonen økt etter og under finanskriser. MSCI Nigeria har i under finanskrisen en korrelasjon på omtrent null, og dermed ikke vært noen lineær sammenheng mot verdensindeksen. Korrelasjonen mot verdensindeksen var høyere både før og etter finanskrisen. Ved diversifisering i dette markedet, ville man altså få en avkastning uberørt av verdensmarkedet.

MSCI Tunisia har en korrelasjon fra litt over 0,2 i 2005 – 2007 og i underkant av 0,2 i 2010-2012. I mellomtiden har korrelasjonen derimot økt til nesten det dobbelte, særlig i årene med 2008 inkludert.

Aksjemarkedet i Bulgaria har hatt en synkende trend i korrelasjonen fra 2006 og frem til nå. Korrelasjonen i 2010 – 2012 var litt over 0,5, som betyr at indeksen i stor grad beveger seg i samme retning som verdensindeksen. Indeksene for Qatar, Kuwait, Oman og De forente Arabiske Emirater har likt mønster gjennom hele perioden. Dette er naturlig, da dette er like markeder, basert på geografi og ressurser. For disse aksjemarkedene har rullerende korrelasjon vært jevnt mellom 0,2 og 0,4. Også i disse tilfellene har korrelasjonen mot verdensindeksen vært høyest i årene under finanskrisen, men noe forsinket i forhold til markedene som er beskrevet i avsnittene før. Indeksene for Qatar, Oman og Kuwait har høyest rullerende korrelasjon i 2009-2011. MSCI Bahrain har i hele perioden hatt lav korrelasjon mot MSCI World, fra svakt positiv til svakt negativ i hele perioden. Nedgangen i for indeksen var stor rett etter finanskrisen, og har fra 2009 til 2013 sunket, i motsetning til de fleste andre indeksen.

MSCI Kazakhstan og MSCI Romania har begge sterke korrelasjoner med MSCI World. For førstnevnte har rullerende korrelasjon vært i intervallet 0,48 til 0,60. For sistnevnte har rullerende korrelasjon vært ca. 0,60, men har økt til 0,68 i siste periode (2010 – 2012).

4.4 GARCH

Videre i oppgaven har jeg benyttet meg av et signifikansnivå på 5 %, som også er gjeldene for resten av oppgaven.

I tabell 7 blir GARCH-estimatene presentert. Om ruten er markert blå, vil det si at parameteren er signifikant på 5 % -nivå. Alle parameterne til β_1 er signifikante i GARCH(1,1)-modellen. For Sri Lanka, Libanon, Bahrain og Qatar ble ikke standardavvik, t-verdi og p-verdi rapportert. 15 av 20 land har signifikant α_1 -koeffisient og β_1 -koeffisient. Summen av GARCH-koeffisientene ligger alle over 0,849, de fleste nærmere 1. Det impliserer at det er ekstrem persistens i volatiliteten (Aggarwal et al., 1999), som vil si at både forrige periodes uforventede avkastning og betingede volatilitet påvirker ekstremt over tid.

	k	α_0	α_1	β_1
<i>Argentina</i>	0.005	0.000	0.205	0.733
<i>Jordan</i>	0.002	0.000	0.113	0.830
<i>Pakistan</i>	0.004	0.000	0.093	0.903
<i>Sri Lanka</i>	0.001	0.000	0.194	0.805
<i>Croatia</i>	0.002	0.000	0.090	0.876
<i>Estonia</i>	0.005	0.000	0.140	0.789
<i>Kenya</i>	0.006	0.000	0.265	0.650
<i>Libanon</i>	-0.002	0.000	0.681	0.319
<i>Mauritius</i>	0.003	0.000	0.204	0.785
<i>Nigeria</i>	0.006	0.000	0.126	0.831
<i>Slovenia</i>	0.002	0.000	0.118	0.800
<i>Tunisia</i>	0.002	0.000	0.194	0.655
<i>Bulgaria</i>	0.000	0.000	0.226	0.735
<i>Bahrain</i>	0.000	0.000	0.664	0.336
<i>Kuwait</i>	0.001	0.000	0.162	0.805
<i>Oman</i>	0.001	0.000	0.125	0.852
<i>Qatar</i>	0.001	0.000	0.185	0.815
<i>United Arab Emirates</i>	0.001	0.000	0.188	0.798
<i>Kazakhstan</i>	0.004	0.000	0.212	0.742
<i>Romania</i>	0.004	0.000	0.101	0.884

Tabell 7 - GARCH parametere estimert for hver indeks

Forventet avkastning, k , er signifikant for ni indekser (blå ruter). Disse landindeksene har en forventet avkastning som er statistisk signifikant, med signifikansnivå på 5 %.

Den uforventede avkastningen inkluderes, som nevnt i teorikapittelet, som et ledd i GARCH(1,1)-modellen, ved den betingede variansen. Parameteren α_0 er statistisk signifikant for åtte landindekser. Felles for disse åtte landene er at de langsiktige gjennomsnittlige volatilitetsprognosene konvergerer mot null. Dette avgjør hvor den funksjonen for den betingede volatiliteten skjærer y-aksen. I disse tilfellene er dette ved nullpunktet.

Det er 15 av indeksene som har statistisk signifikant α_1 . Av disse er det Kenya, Bulgaria og Kazakhstan som har høyeste verdier på parameterne med henholdsvis 0,265, 0,226 og 0,212. Dette kan tyde på at indeksene til disse landenes betingede volatilitet reagerer raskere på store bevegelser i de uforventede avkastningene (ε_t), enn for eksempel Romania og Pakistan som kun har verdier på 0,101 og 0,093 på sine parametere.

Som nevnt har alle indeksene signifikante verdier på β_1 . Pakistan, Romania og Kroatia har høyest verdi på disse parameterne med henholdsvis verdier på 0,903, 0,884 og 0,876. Den betingende volatiliteten vil forsvinne forttere for disse indeksene enn landindeksene med lavest verdi på denne parameteren. Tunisia og Kenya har parameterverdier på 0,655 og 0,650, og den betingende volatiliteten forsvinner eller «dør ut» saktere for disse indeksene. Bahrain- og Libanonindeksene hadde en parameterverdi lavere enn dette, men jeg velger å se bort ifra disse resultatene. Grunnen til dette er gitt i neste avsnitt. Gitt i de to siste avsnittene kan vi se at Kenyaindeksen reagerer raskt på store bevegelser i uforventet avkastning og at den betingende variansen bruker lang tid på å «dø ut», sett mot de andre indeksene.

Både Sri Lanka, Libanon, Bahrain og Qatar har en avkastning der GARCH(1,1)-koeffisienter som til sammen utgjør 1. GARCH(1,1)-prosessen er for disse indeksene ikke definert og oppfyller ikke kravet gitt av teorem 1 i (Bollerslev, 1986). Tidsserien er ikke stabil og resultatene for disse indeksene er ikke gyldige. Modellene er ikke-stasjonær og kalles Integrated GARCH – dette går jeg ikke nærmere inn på i denne oppgaven.

Indeksene til Argentina, Kenya og Kazakhstan har statistisk signifikante verdier på alle sine parametere. GARCH(1,1)-prosessen har klart å modellere dynamikken i disse tidsseriene.

4.5 Ljung-Box test

I appendiks C rapporteres Ljung-Box Q-statistikk, med tilhørende p-verdier avhengig av 1, 5, 10, 20 eller 50 lag. Så lenge p-verdien er lavere enn 0,05, kan jeg konkludere med at det indikerer autokorrelasjon i tidsserien og at nullhypotesen ikke forkastes.

For de lengste tidsseriene; Argentina, Jordan, Pakistan og Sri Lanka er det kun indeksen av Argentina som bekrefter at det ikke er autokorrelasjon lik null for alle antall lag. For MSCI Pakistan er derimot autokorrelasjonen signifikant lik null for de siste fire lag. Ut ifra dette kan jeg konkludere med at MSCI Pakistan ikke har autokorrelasjon lik null og feilleddene derfor har autovariasjon.

Av indeksene som starter 13.06.2002 er det kun Mauritius og Slovenia som ser ut til å ha autokorrelasjon i tidsseriene. Sistnevnte viser signifikant tilstedeværelse av autokorrelasjon for $k=5,10, 20$ og 50 , derimot ikke på $k=1$. MSCI Kenya og MSCI Libanon har, som Argentina, ingen signifikante indikasjoner på autokorrelasjon. Dette gjelder også for MSCI Tunisia, hvor indeksen startet 10.06.2004.

Indeksene for Bulgaria, Bahrain, Kuwait og Oman indikerer signifikant tilstedeværelse av autokorrelasjon, da de to førstnevnte har signifikante verdier på alle målte lag. De to sistnevnte har signifikante resultater på fire av fem lag.

De forente Arabiske Emirater har kun indikasjon på autokorrelasjon på Ljung-Box Q-tabell, hvor antall lag er 1. På de resterende lag finnes det ikke indikasjon på autokorrelasjon.

På de to siste tidsseriene, med oppstart 08.12.2005 er det ulik konklusjon. MSCI Kazakhstan indikerer ingen autokorrelasjon, mens MSCI Romania indikerer autokorrelasjon – også 1 % signifikansnivå.

Dette er klare signaler om at det er volatilitetsclustering i tidsseriene, og er et signal om at volatiliteten dermed ikke er konstant over hele perioden til hver tidsserie. Jeg har derfor tatt med resultatene av GARCH(1,1) i neste delkapittel.

4.6 Internasjonal CAPM

I denne delen av oppgaven analyseres betaverdien, i tillegg til å se på valutaeksponeringen for indeksene. Tabell 13, i appendiks F, gir en oversikt over resultatene. Igjen gjør jeg oppmerksom på at MSCI Estland ikke er med i denne undersøkelsen. Beta er sensitivitet for avkastningen til indeksen i lokal valuta, mot endringer i MSCI World. Betaen er signifikant positiv for alle land med unntak av indeksene til Pakistan og Nigeria. MSCI Bahrain er den eneste indeksen som har negativ beta, men denne er ikke statistisk signifikant. Det er tre indekser som har beta høyere enn 1: Indeksene til Argentina, Romania og Kazakhstan har betaverdier på henholdsvis 1,14, 1,02 og 1,00. Av de signifikante resultatene er det indeksen for Nigeria som har lavest beta, med en verdi på kun 0,08. Gjennomsnittlig størrelse på beta for indeksene i Frontier Markets er 0,41.

Sensitiviteten for avkastningene i lokal valuta mot valutaeksponering (gamma) er statistisk signifikant for alle land utenom Libanon, Bahrain, Kuwait, Oman, Qatar, De forente Arabiske Emirater og Kazakhstan. Om jeg hadde valgt 10 % signifikansnivå ville også denne sensitiviteten vært signifikant for Kuwait og Kazakhstan. Denne sensitiviteten er høyest for MSCI Libanon og MSCI Oman, som er de eneste positive, på henholdsvis 0,53 og 0,31. Resten av de signifikante verdiene er negative, hvor MSCI Jordan har -4,68, som er det desidert laveste.

Gjennomsnittlig gammaverdi på indeksene i Frontier Markets er -0,95. Om risikopremien på utenlandsk valuta øker med en prosent, vil avkastningen til MSCI Jordan reduseres med 4,68 %. Dette skjer blant annet når den indirekte valutakursen (med USD som basevaluta), styrker seg. Valutaen for de respektive landene går da ned, noe som gir utslag på avkastningen for den respektive indeksen. Økt risikopremie på risikopremien til utenlandsk valuta, reduserer avkastningen for den vestlige investoren ifølge CAPM. Gjennomsnittlig vil avkastningen reduseres med 0,95 % om risikopremien på utenlandsk valuta øker med én prosent. En amerikansk investor kan spre risiko, blant annet på investeringsalternativer som reagerer motsatt av USD. Om investoren ønsker positiv effekt av dette, bør man investere i Libanon eller Oman. Betaen er derimot lav, under 0,3, men beveger seg i samme retning som verdensmarkedet.

Indeksene til Argentina, Jordan, Pakistan, Sri Lanka, Kenya og Nigeria har signifikant lavere gamma enn -1. For disse indeksene reduseres avkastningen mer enn økningen i risikopremien på utenlandsk valuta. Om en investor frykter økt risikopremie på utenlandsk valuta, bør investeringen plasseres i Kroatia, Mauritius, Slovenia, Tunisia, Bulgaria eller Romania, der gamma er høyere enn -1. Ingen indekser har signifikant positiv gamma.

Kapittel 5 – Konklusjon

Oppgaven bekrefter at det er lignende resultater for Frontier Markets, som i Emerging Markets. Resultatene i denne oppgaven kommer godt overens med forskningen Solnik et al. (1996) har gjort på Emerging Markets. Sistnevnte marked har mange forskningsartikler i forhold til Frontier Markets. Da dette også er mindre markeder, relativt sett, var det grunn til å velge samme metoder som forfattere har benyttet i den type forskning.

I sin helhet kan Frontier Markets gi gode diversifiseringsmuligheter for en portefølje som kun består av Developed Markets, og dermed redusere risikoen for en internasjonal investor. Bidraget til avkastning på lang sikt kan, som vist, være bra. Korrelasjonen er gjennomgående positiv, noe som ikke overrasker. Når det er nedgang i Developed Markets, blir det også negativ avkastning i Frontier Markets – ofte mye, på grunn av den høye volatiliteten.

Hovedpoenget med å diversifisere risiko er å redusere totalrisikoen i en portefølje, samtidig som man håper på en høyere avkastning enn ved ikke å gjøre dette. Den totale risikoen, isolert sett, er høyere ved å investere i Frontier Markets, på grunn av valutarisiko. Jeg har ikke målt eventuell diversifiseringsgevinst i denne oppgaven. Noen av landene har fastkursregime og fjerner denne risikoen. Det er fremdeles andre risikofaktorer, ikke nødvendigvis målbare, som jeg ikke har sett på i denne oppgaven. Disse kommenterer jeg kort i kapittel 5.

Hovedfokuset i oppgaven har vært indeksene som er målt i USD, da fokuset har vært for et vestlig perspektiv. Gjennomsnittlig avkastning i Frontier Markets har vært høyest for MSCI Kenya, MSCI Mauritius og MSCI Sri Lanka. Alle disse indeksene har flytende valutakursregime, og en vestlig investor vil oppleve valutarisiko ved å investere i disse landene. Om investoren velger å investere i Bahrain, Jordan, Libanon, Oman, Qatar eller de forente Arabiske Emirater, vil denne risikoen justeres. Disse landene har fast valutakurs, nettopp mot USD. Neste kapittel nevner kort om faktorer som kan endre et fastkursregime.

For hele tidsseriene er det minst svingninger i MSCI Tunisia og MSCI Jordan, som har lavest volatilitet på avkastningene. Historisk har også disse indeksene gitt

gjennomsnittlig positiv annualisert avkastning. Landindeksene til Argentina og Kazakhstan har hatt avkastninger med høyest volatilitet blant Frontier Markets, nærmest en dobling av volatilitet, og dermed risikoen, i MSCI World. Samtlige indekser hadde en økning i volatilitet under finanskrisen, inkludert MSCI World. For samtlige indekser er det store forskjeller i historisk volatilitet, spesielt på indeksene med få observasjoner. En investor i disse markedene må tåle store svingninger.

Flesteparten av landene har en indeks som korrelerer, i en viss grad, med verdensindeksen. MSCI Bahrain og MSCI Nigeria, har vært helt uten samvariasjon med verdensindeksen. Dette har vært negativt for Bahrain og positivt for MSCI Nigeria. En investor i det nigerianske markedet hadde, ved en portefølje tilsvarende MSCI Nigeria, hatt positiv avkastning i tillegg til lav samvariasjon med verdensindeksen. Dette gjelder kun for årene i den historiske tidsserien, som ikke garanterer at det samme vil skje i fremtiden. Denne indeksen ville gitt gode diversifiseringseffekter for en vestlig investor.

Markedene også korrelerer innad. Det er spesielt markedene som ligger i Midtøsten som beveger seg i takt. Slovenia og Bulgaria gjør også dette, det kan skyldes lik geografi og demografi. Landene som er inkludert fra Midtøsten, er alle oljenasjoner og ligger i det samme geografiske området. Det er ikke unaturlig at disse markedene avhenger av hverandre.

Ved å bruke rullerende korrelasjon fant jeg ut at korrelasjonen til landene i Frontier Markets har økt mot verdensindeksen under og etter finanskrisen, men at det nå beveger seg tilbake til verdier likt perioden før finanskrisen. MSCI Tunisia er allerede i denne fasen.

Jeg har inkludert GARCH-analyse av volatiliteten for hver indeks. Ved å benytte meg av GARCH-verktøyet har jeg klart å modellere dynamikken i flere tidsserier. For indeksene til Argentina, Kenya og Kazakhstan ble alle parametere statistisk signifikante. Av signifikante resultater kan det konkluderes med at den betingede volatiliteten på avkastningene til MSCI Kenya, MSCI Bulgaria og MSCI Kazakhstan reagerer raskere enn for eksempel MSCI Romania og MSCI Pakistan. Den betingede volatiliteten forsvinner raskest for indeksene til Pakistan, Romania og Kroatia.

Til slutt har jeg analysert Internasjonal CAPM i Frontier Markets. Indeksene til Argentina, Romania og Kazakhstan har beveget seg signifikant høyere eller likt verdensindeksen i tilsvarende periode. MSCI Nigeria har signifikant lavest beta, mens gjennomsnittlig størrelse på beta er 0,41 i Frontier Markets.

Det er indeksen til Jordan som skiller seg mest ut med negativt utslag på sensitiviteten på avkastning i lokal valuta i forhold til valutaeksponeringen. Selv om de har et fastrenteregime, har indeksen i lokal valuta (sett fra Jordan) hatt store forskjeller i avkastningen i forhold til MSCI Jordan målt i USD. Gjennomsnittlig verdi på gamma er 0,95 % i Frontier Markets, og det er ingen indekser med signifikant positiv gamma. Avkastningen til MSCI Mauritius og MSCI Romania påvirkes minst om risikopremien på utenlandsk valuta øker.

Kapittel 6 - Kritik

I denne oppgaven har jeg ikke tatt hensyn til eventuell skatt for investorer. Skattespørsmålet vil i de fleste tilfeller være avhengig av i hvilket land man realiserer gevinsten. PWC har laget en oversikt over de ti beste landene med lavest skattebyrde i verden. I denne oversikten er det tatt hensyn til skattesats, antall innbetalinger og tid det tar å forholde seg til skattesystemet. Mange av landene jeg har analysert er inkludert i denne listen. Under er et utdrag av listen, kun med landene jeg har analysert¹⁶.

1. De forente Arabiske Emirater
2. Qatar
7. Bahrain
10. Oman

Av disse landene har blant annet *Dubai*, emirat i *De forente Arabiske Emirater*, et nullskattesystem. Dette er noe som påvirker kursene til bedriftene i de forskjellige landene, og ikke gir det sammenligningsgrunnlaget jeg har gitt uttrykk for i oppgaven. Dette vil være mer tidkrevende, men også gi et bedre resultat. Dubai blir også kategorisert som et skatteparadis uten utleveringsavtale. Selv med få innbyggere er det store verdier i omløp på grunn av denne kategoriseringen. Om dette endres, vil også kursene på selskapene i landet endres.

Det kan være vanskelig å beregne kortsiktige prognoser med volatilitet, når det er ekstremverdier i datasettet. I denne oppgaven har jeg beregnet volatilitet basert på de fire siste observasjonene, der alle fire observasjoner er vektet likt. Ved ekstremverdier i noen av disse fire observasjonene, vil det gi store utslag på volatiliteten. Ved å øke antall observasjoner ville prognosene for volatilitet vært mer nøyaktige. Dette er grunnen til at jeg inkluderte GARCH.

I praksis har mange av markedene jeg har diskutert i denne oppgaven, på en eller annen måte ikke fullt integrert i det internasjonale markedet. Dette kan føre til at prising av aktivum er feilpriset i forhold til deres internasjonale verdi. Forskning viser

¹⁶ MAGASINET *Dagens Næringsliv*, lørdag 29.juni.2013

at Emerging Markets har vært priset feil i forhold til «internasjonal pris» (Harvey, 1995) og (Erb et al., 1997). Sannsynligvis vil dette endres, og har sannsynligvis gjort dette siden kilene er relativt gamle, gjennom liberalisering.

Jeg benyttet Standard-indeksler fra MSCI og fikk ikke brukt IMI-indeksene på grunn av korte tidsserier på IMI-indeksene (Disse indeksene er beskrevet i kapittel 2). Oppgaven ville vært bedre om jeg hadde benyttet meg av IMI-indeksler, da disse dekker større deler av investeringsuniverset i hvert enkelt land.

Det hadde vært en mulighet å dele de tyve utvalgte landene inn i nye markeder, slik at jeg kunne kategorisert landene som er like – sett fra investors ståsted. Det kunne gitt leseren en bedre oversikt over risikoen og mulighetene i enkelte delmarkeder, som for eksempel landene som var inkludert fra Midtøsten.

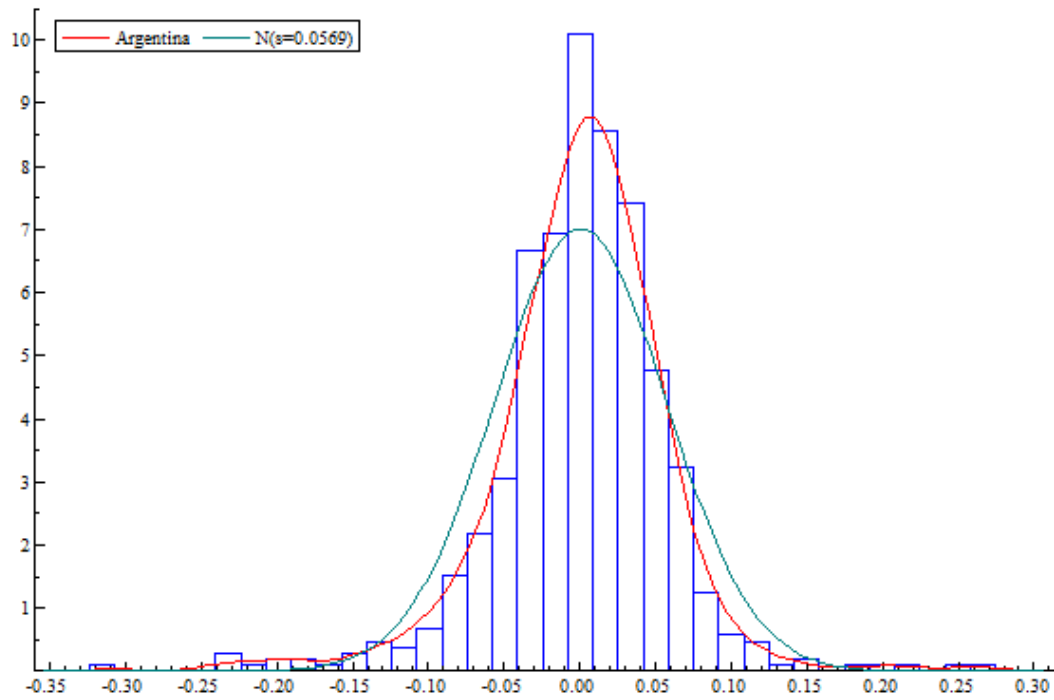
Datasettet kunne inneholdt bedre historikk på risikofrie renter. Dette skyldes dårlig utvalg av renter i EcoWin Reuters. Heldigvis har ikke dette gitt store konsekvenser for FCRP, men ville likevel gitt et mer riktig analyseverktøy.

Det finnes flere alternativer til flerfaktormodeller som jeg ikke har presentert i oppgaven, både for lokal og internasjonal CAPM. Jeg har valgt å bruke modellen som er presentert i Solnik (2000), og velger å forholde meg til denne. En spennende problemstilling kan være å se på effektene av flere påvirkningsfaktorer enn de jeg allerede har tatt hensyn til. Dette var siste delen av oppgaven, og jeg ønsket kun å se på en enklere modell.

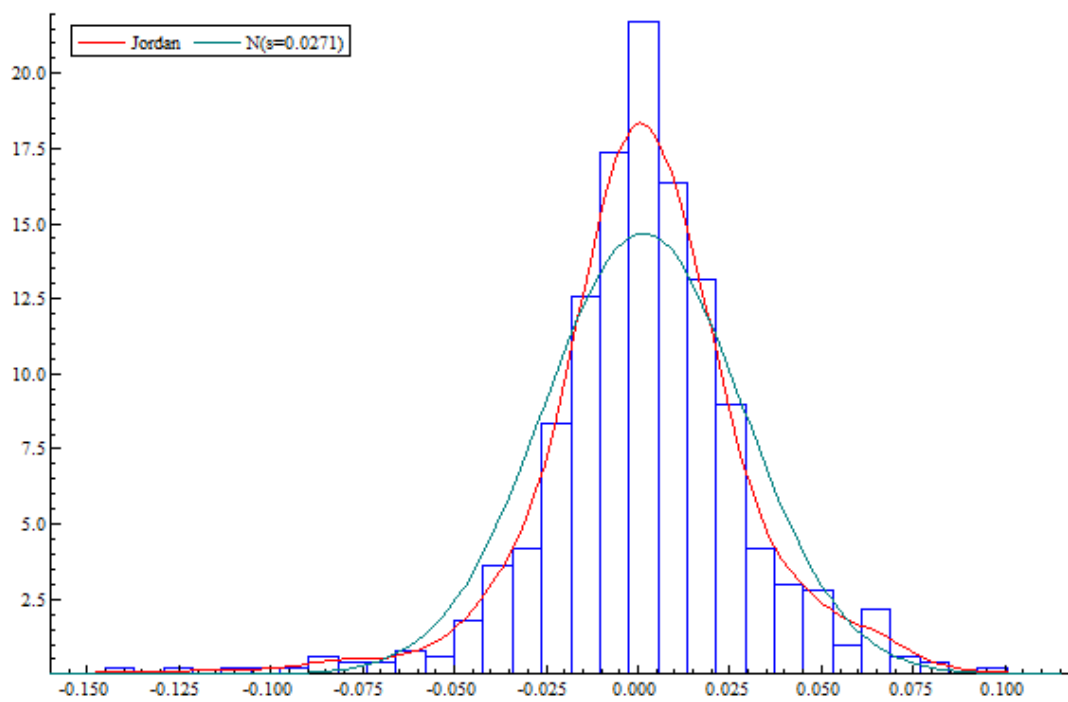
I denne oppgaven jeg har ikke diskutert diversifiseringsgevinst ved å investere i en kombinasjon av flere indekser. Jeg forventer ikke at dette vil gitt en endring i konklusjonen i denne avhandlingen, men spesifikke delkonklusjoner i tillegg.

Appendiks

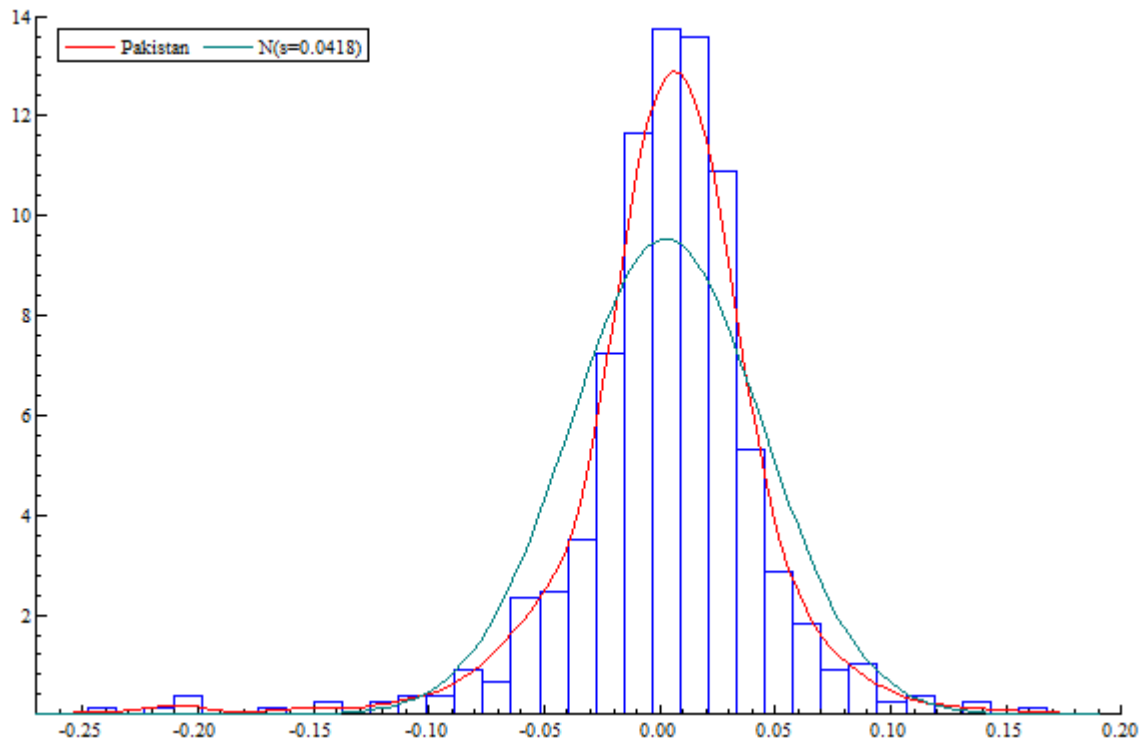
A. Histogram av avkastning



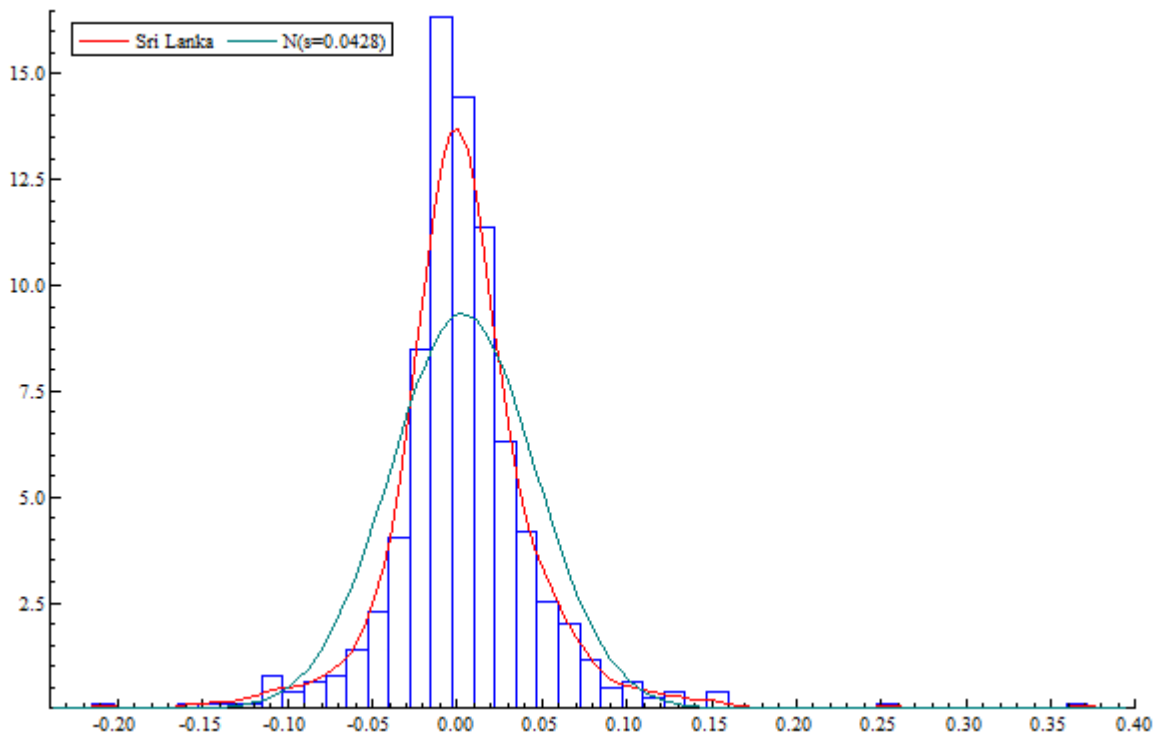
Figur 7 - Histogram avkastning MSCI Argentina



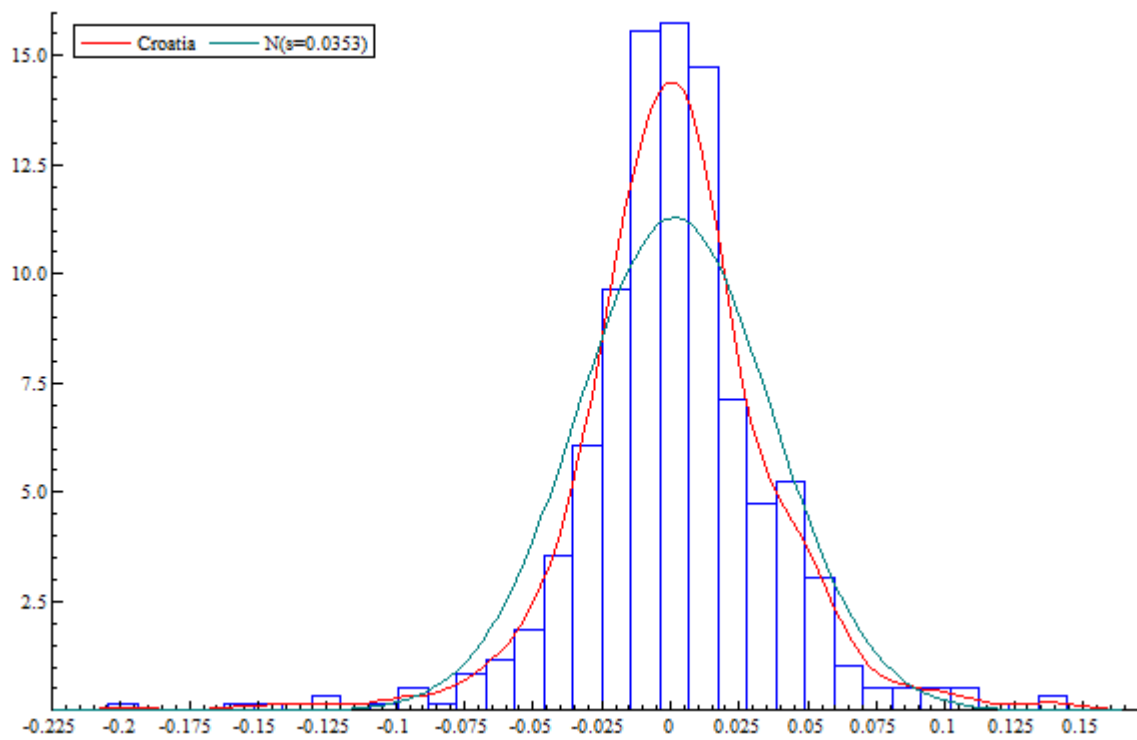
Figur 8 - Histogram avkastning MSCI Jordan



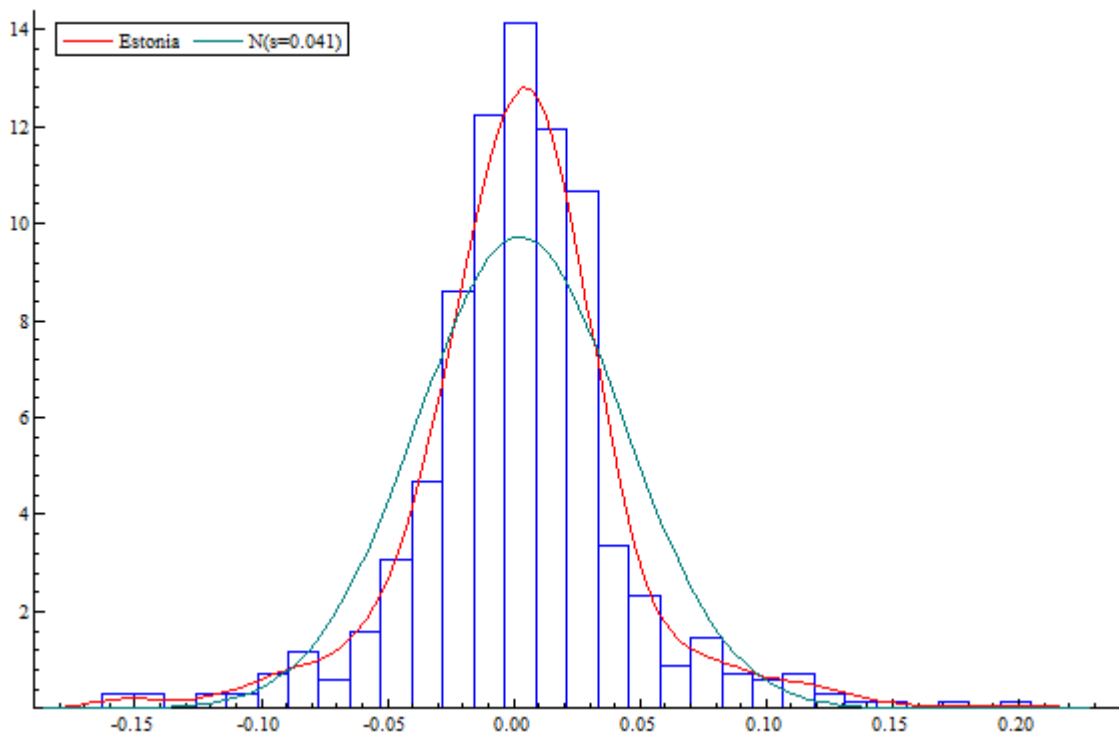
Figur 9 - Histogram avkastning MSCI Pakistan



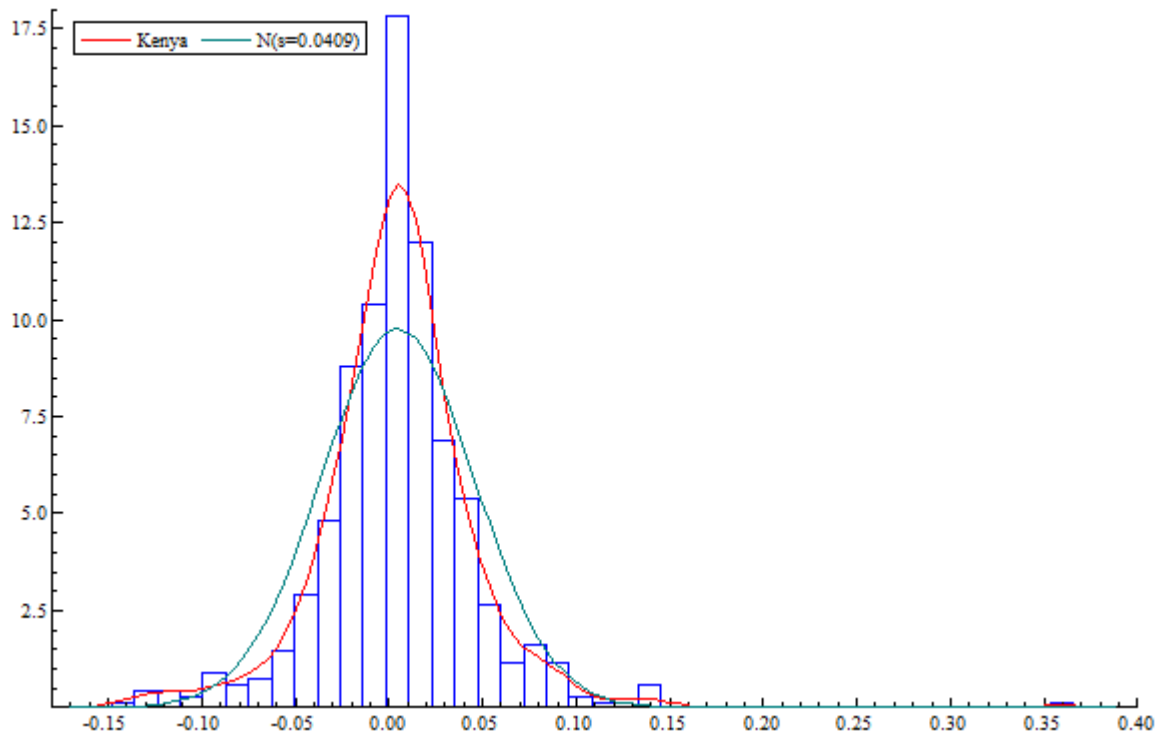
Figur 10 - Histogram avkastning MSCI Sri Lanka



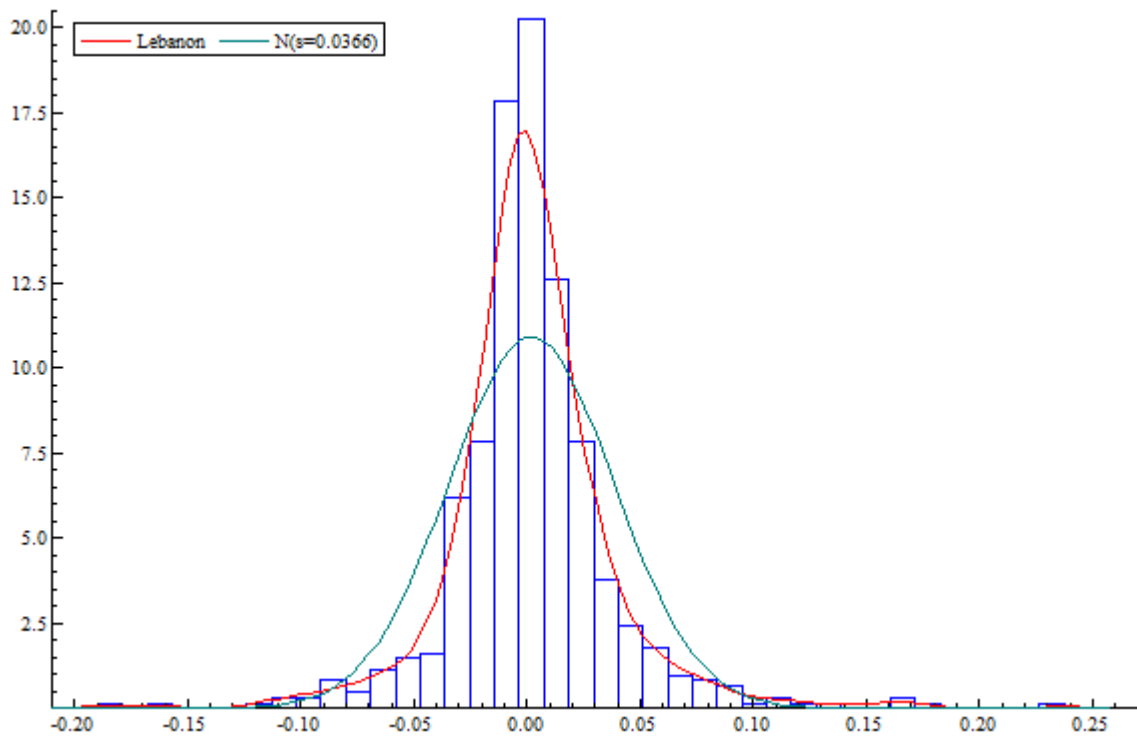
Figur 11 - Histogram avkastning MSCI Kroatia



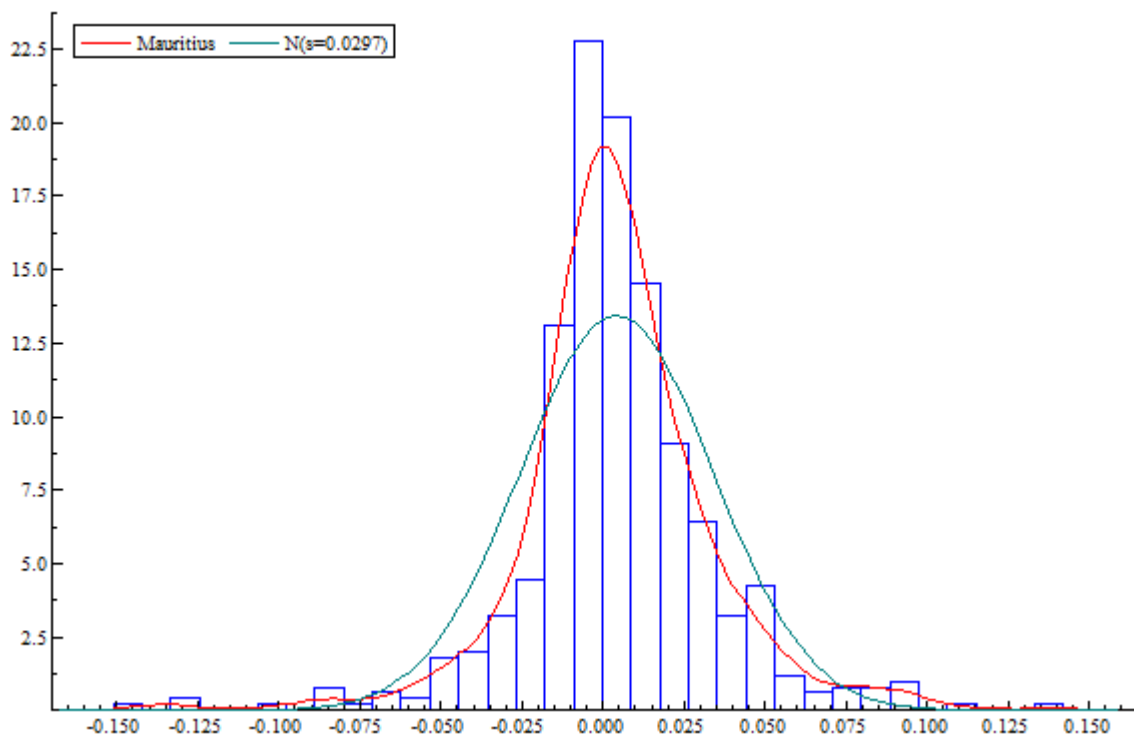
Figur 12 - Histogram avkastning MSCI Estland



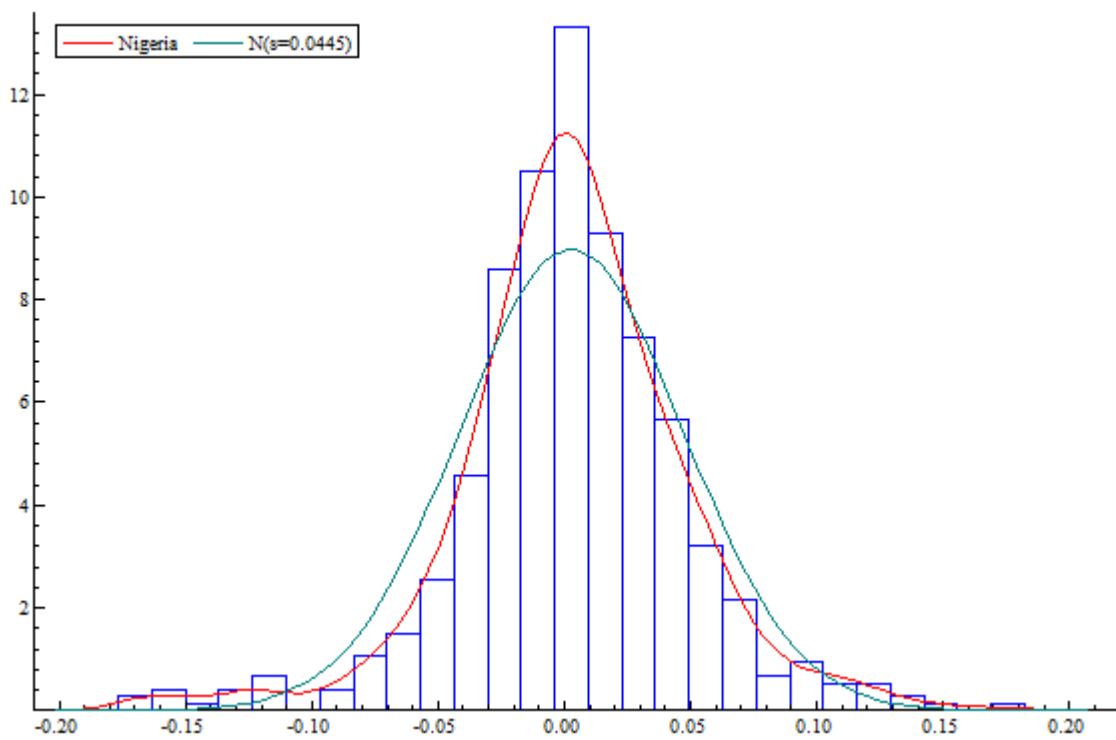
Figur 13 - Histogram avkastning MSCI Kenya



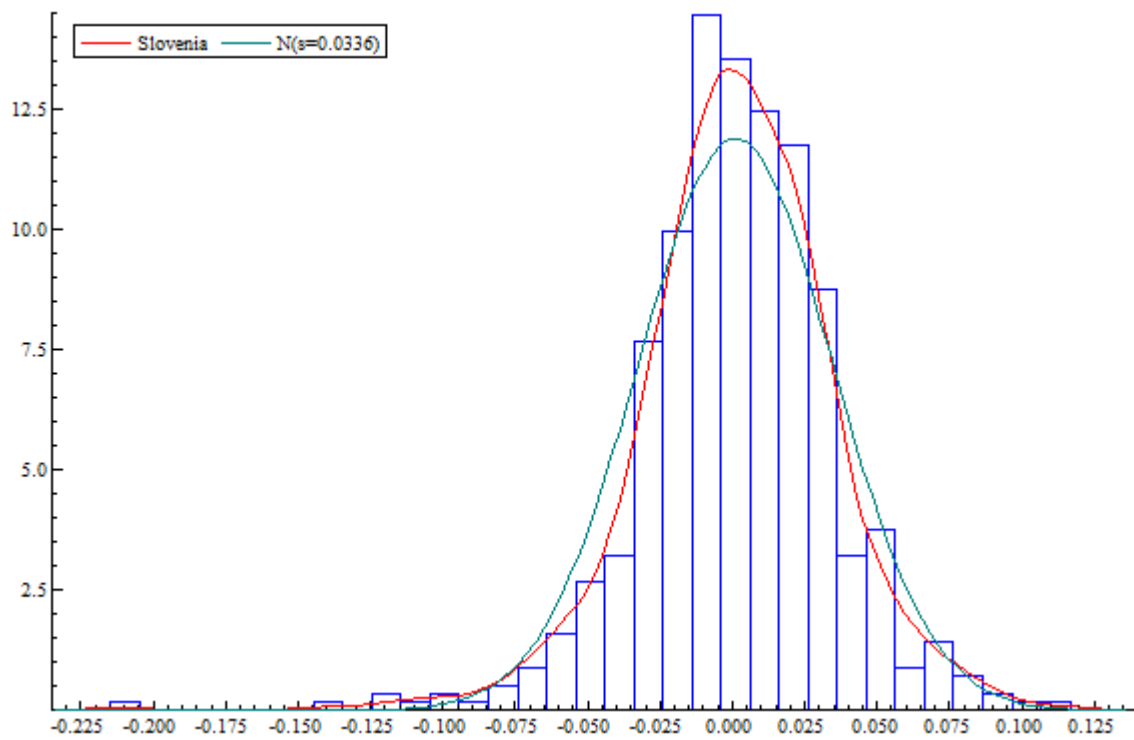
Figur 14 - Histogram avkastning MSCI Libanon



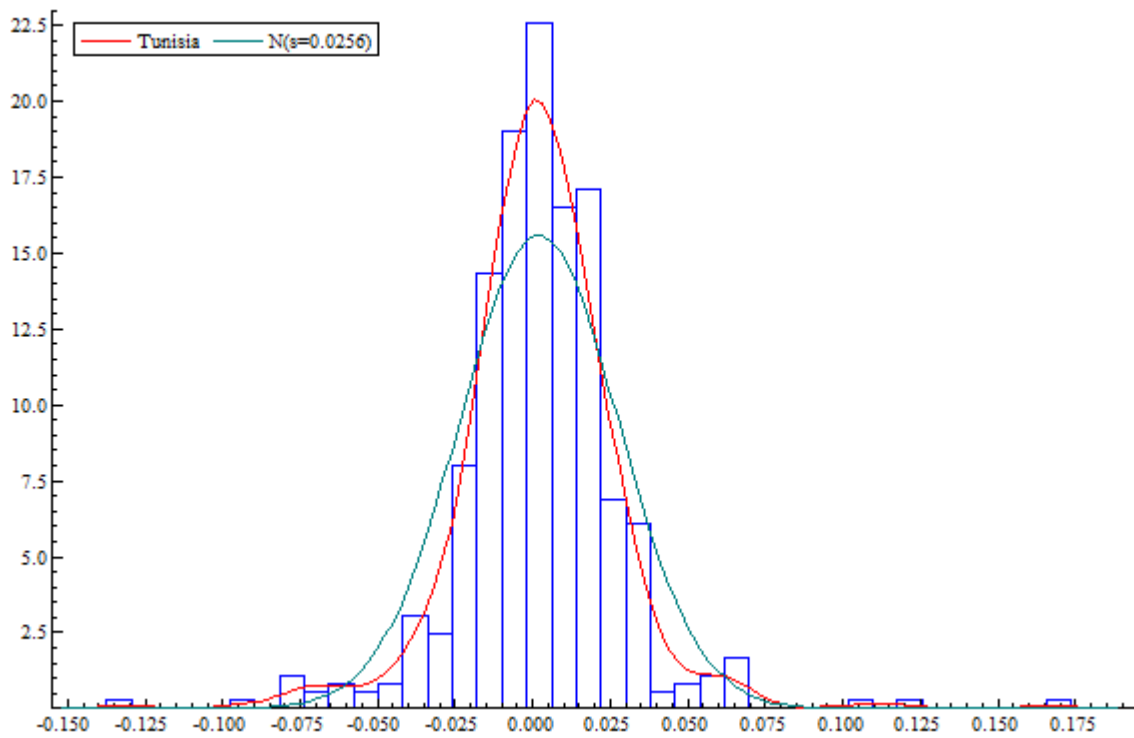
Figur 15 - Histogram avkastning MSCI Mauritius



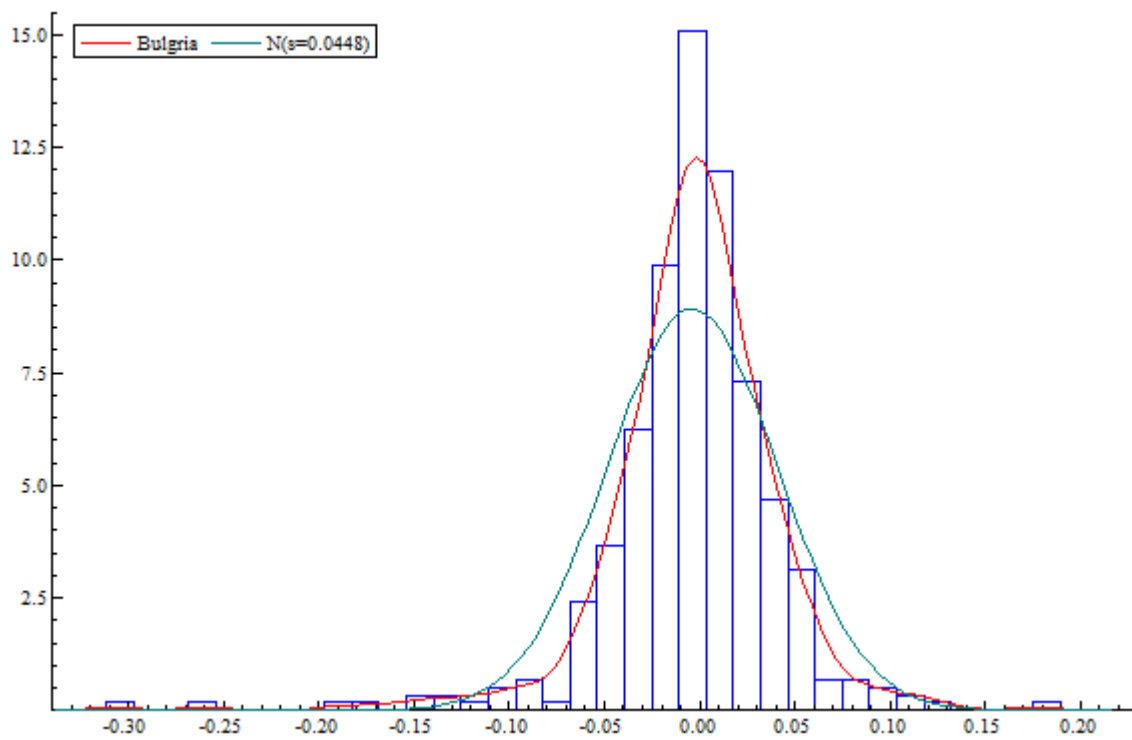
Figur 16 - Histogram avkastning MSCI Nigeria



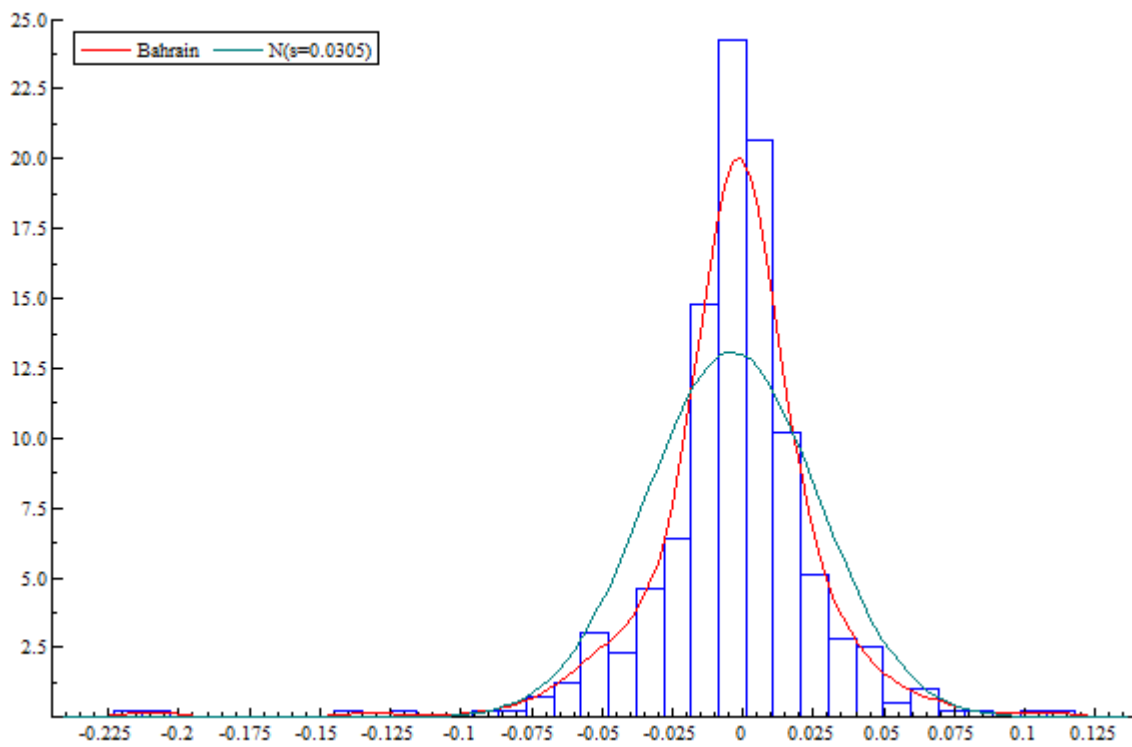
Figur 17 - Histogram avkastning MSCI Slovenia



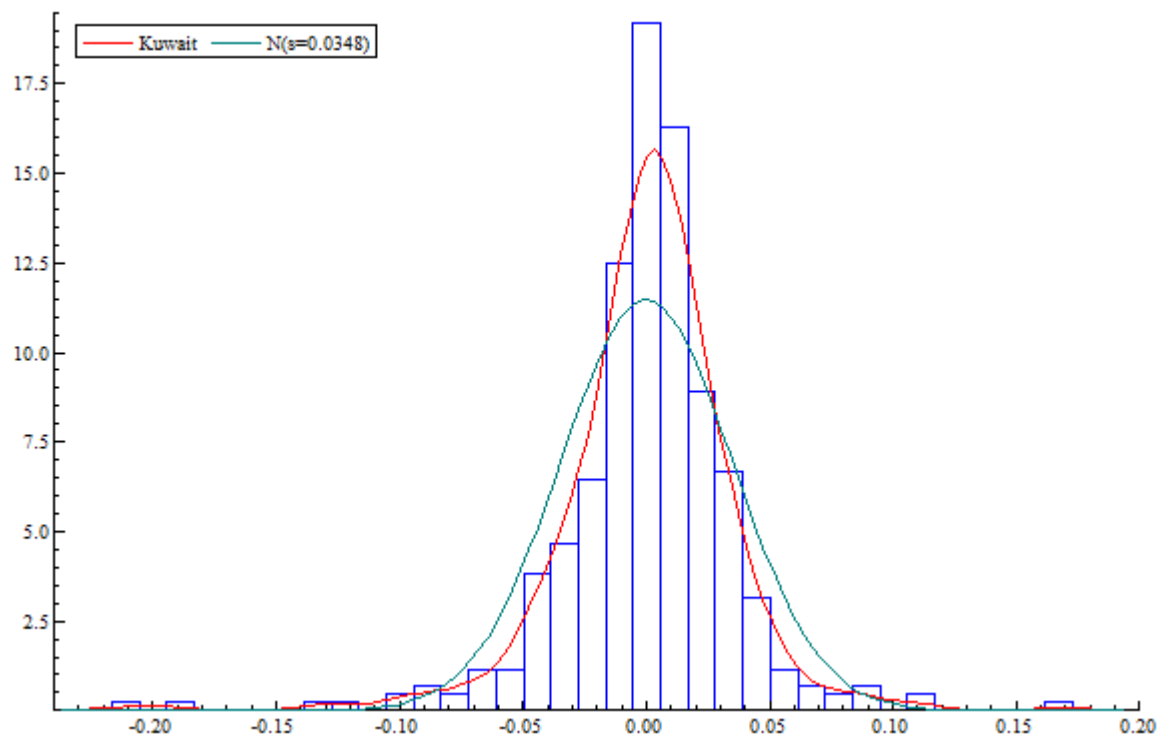
Figur 18 - Histogram avkastning MSCI Tunisia



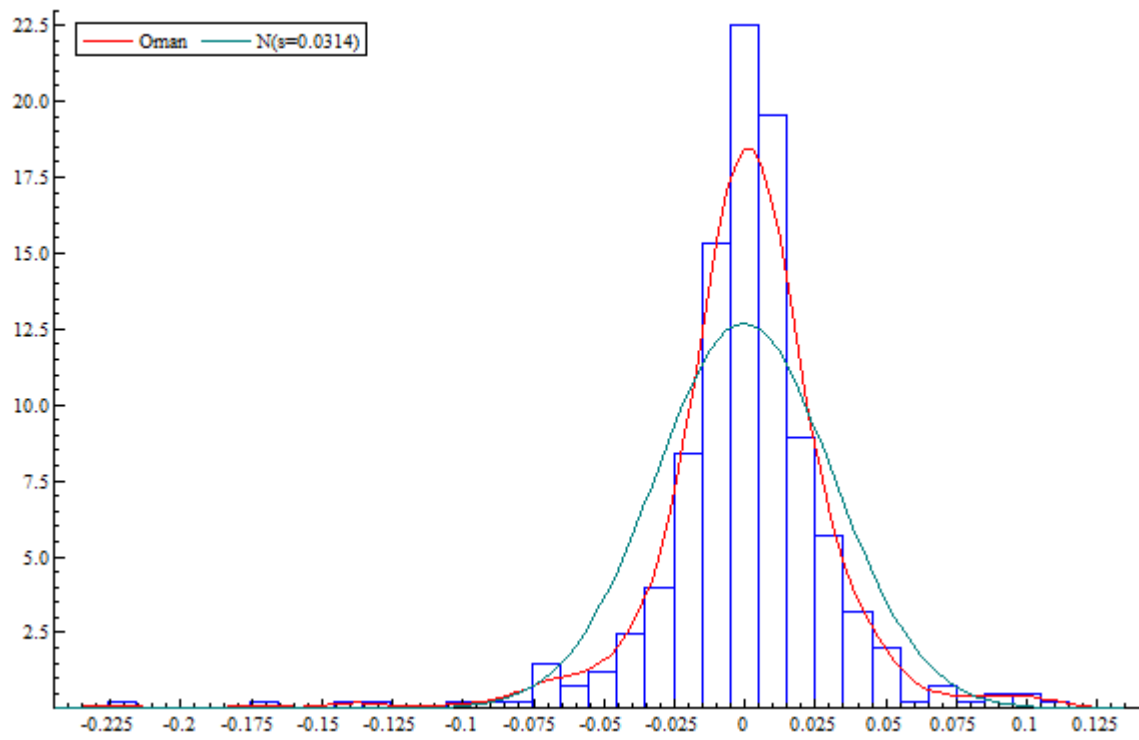
Figur 19 - Histogram avkastning MSCI Bulgaria



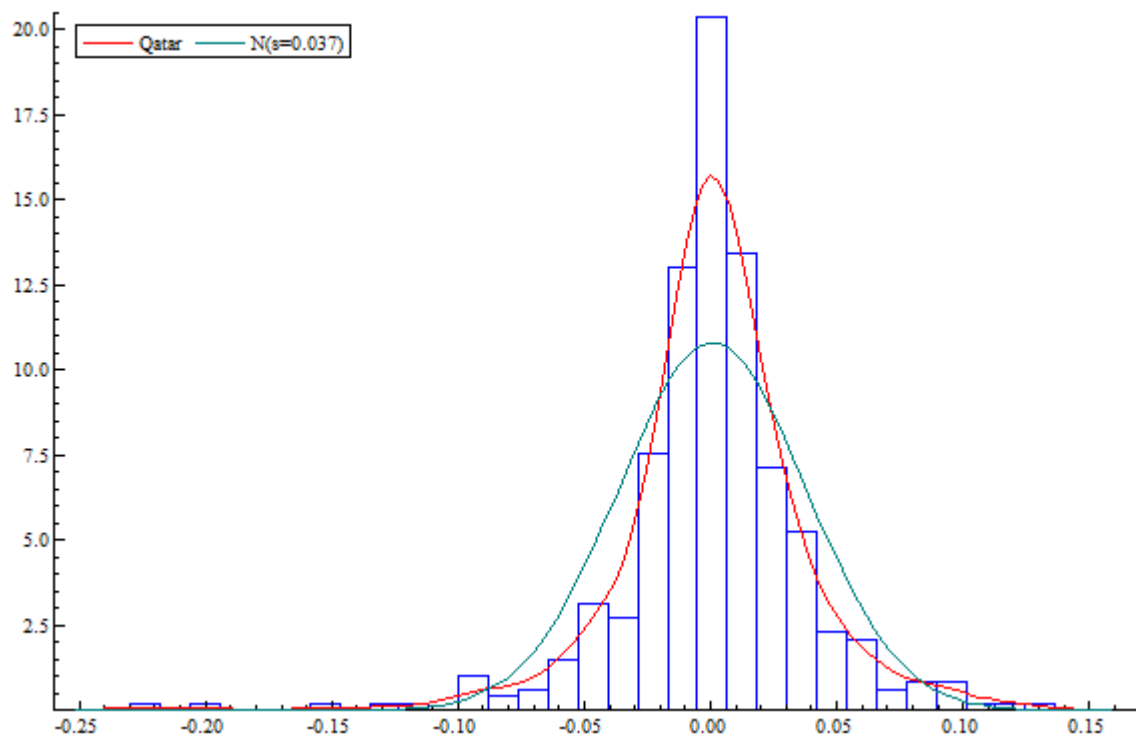
Figur 20 - Histogram avkastning MSCI Bahrain



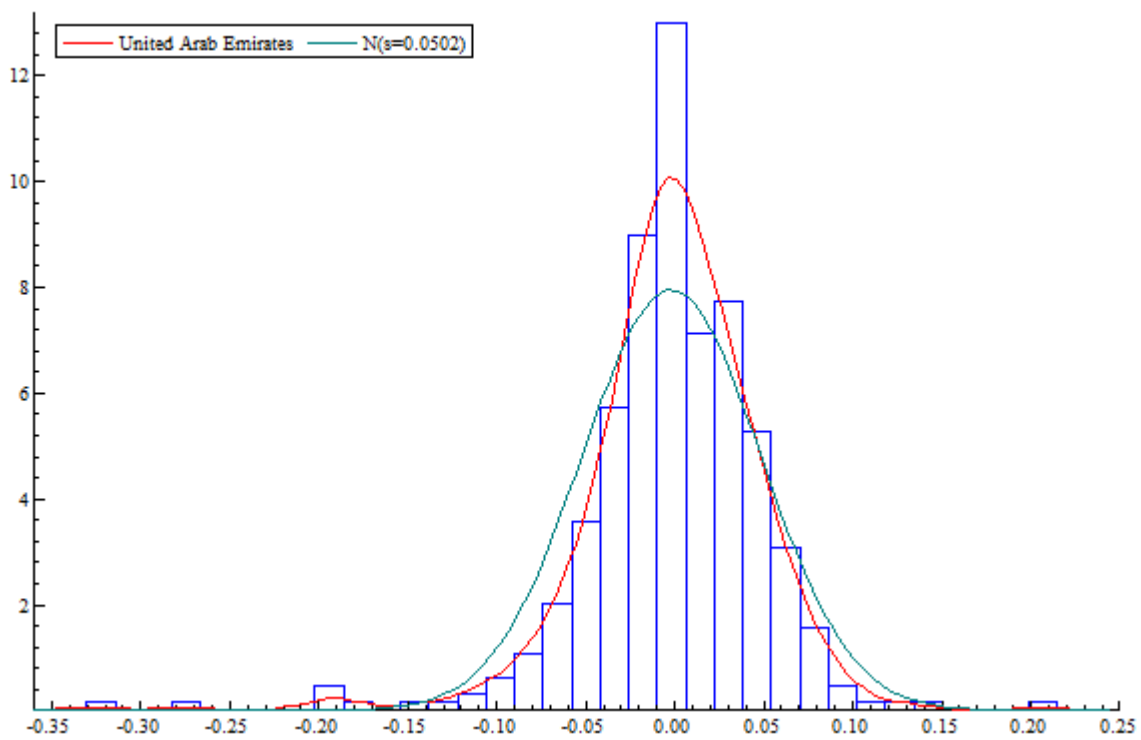
Figur 21 - Histogram avkastning MSCI Kuwait



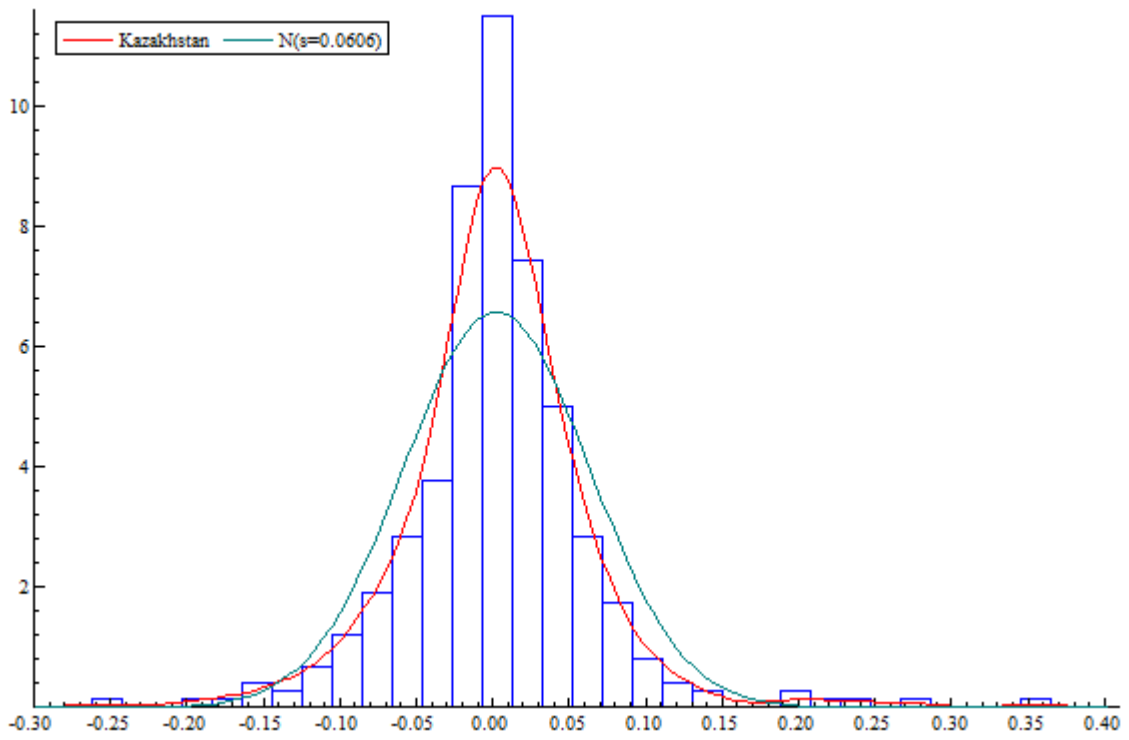
Figur 22 - Histogram avkastning MSCI Oman



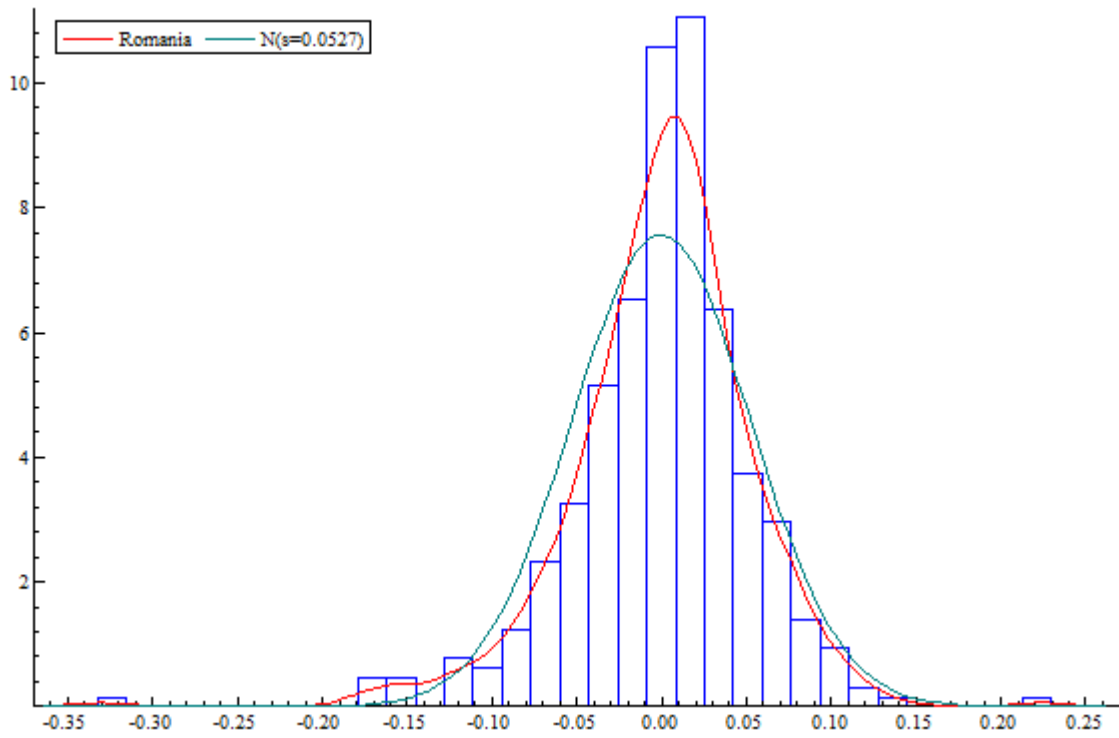
Figur 23 - Histogram avkastning MSCI Qatar



Figur 24 - Histogram avkastning MSCI De forente Arabiske Emirater

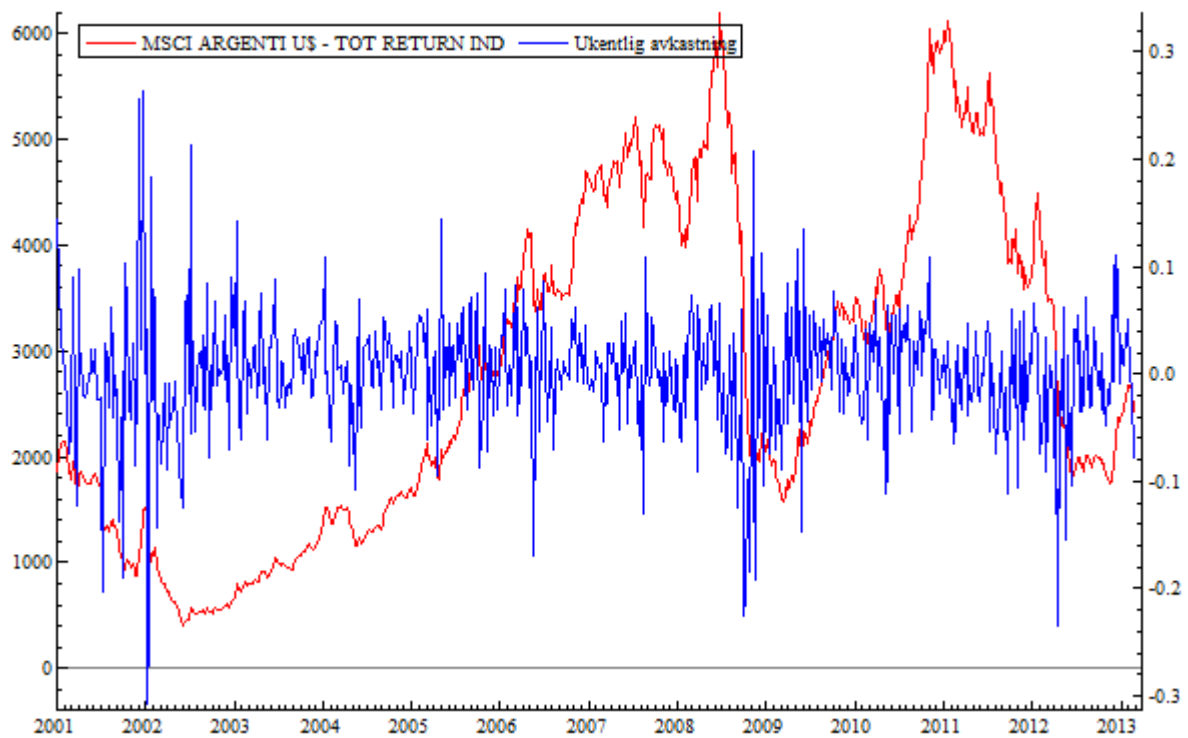


Figur 25 - Histogram avkastning MSCI Kazakhstan

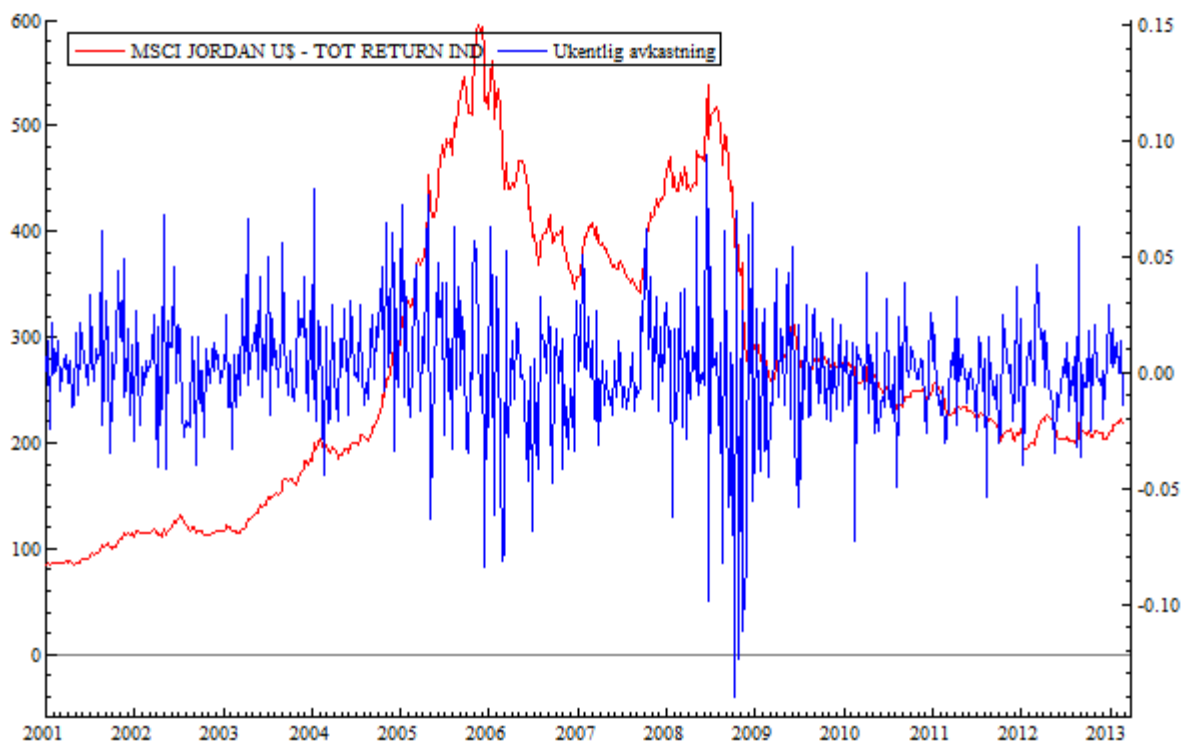


Figur 26 - Histogram avkastning MSCI Romania

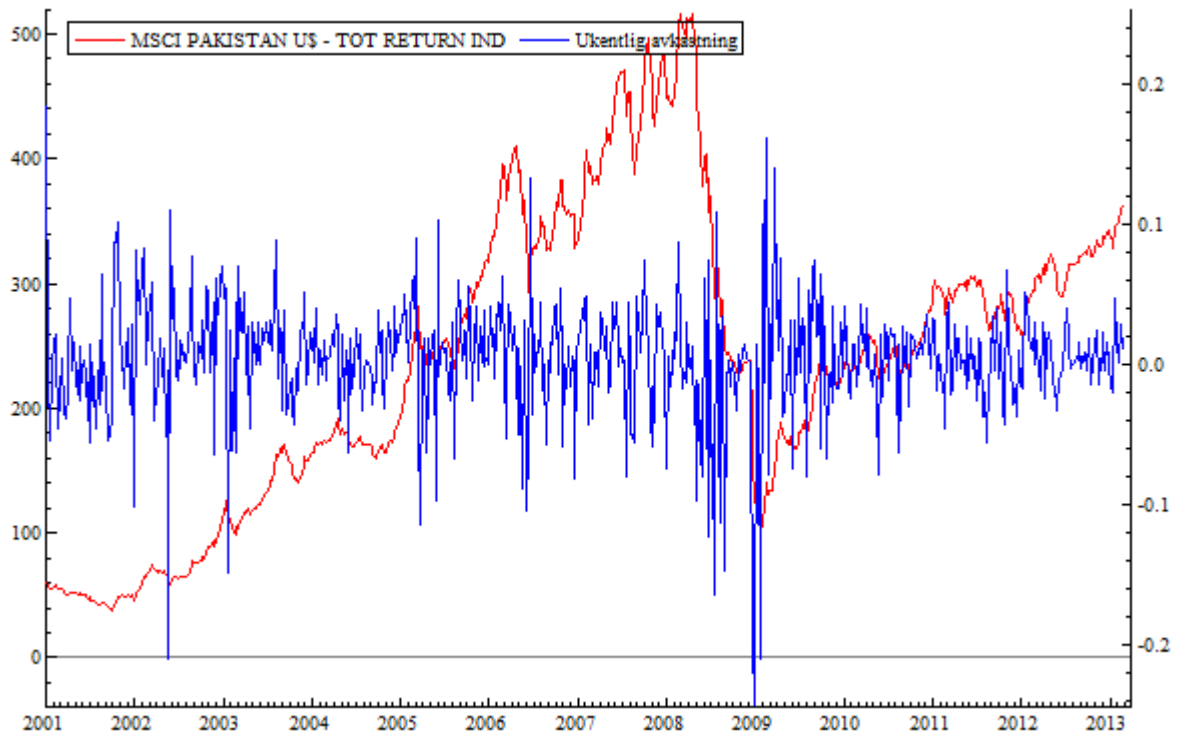
B. Avkastning og nivå



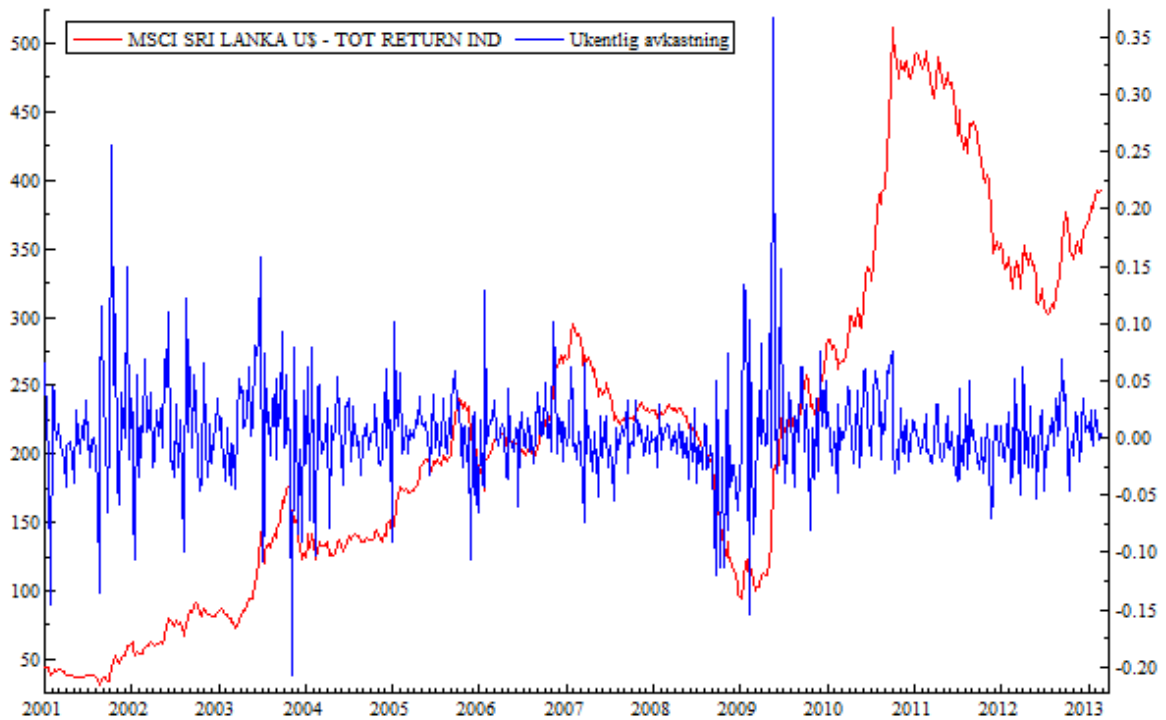
Figur 27 - Avkastning for MSCI Argentina



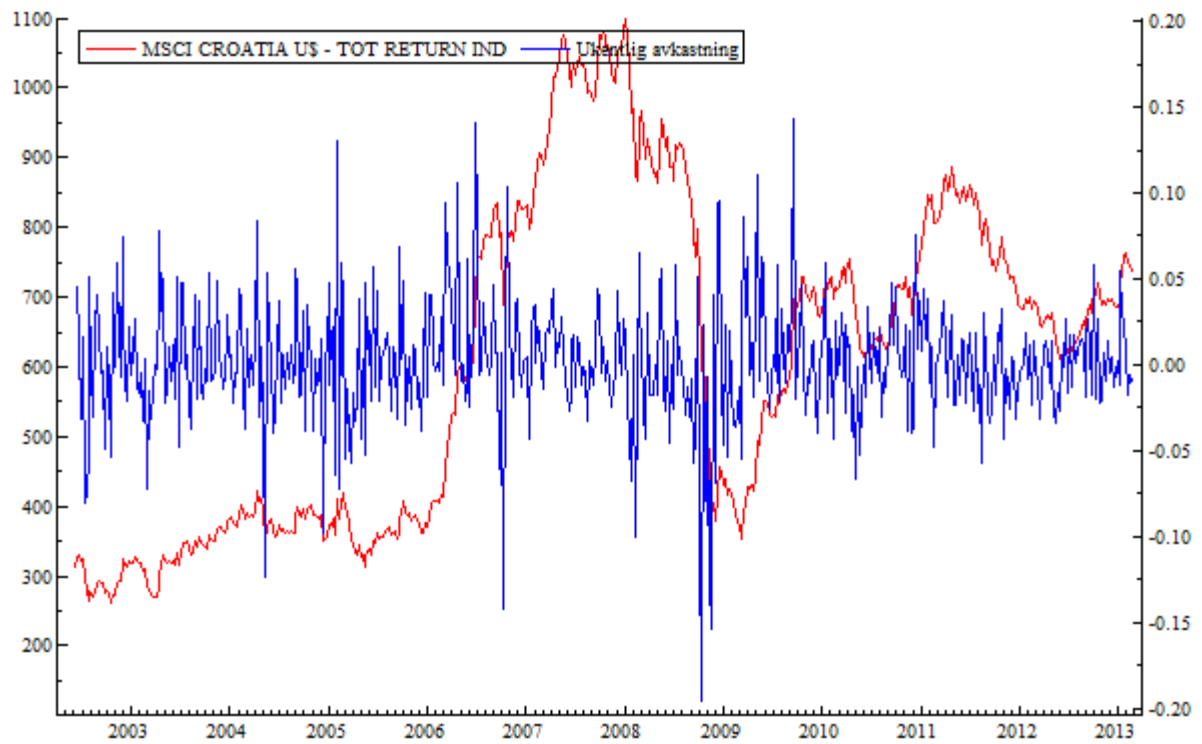
Figur 28 - Avkastning for MSCI Jordan



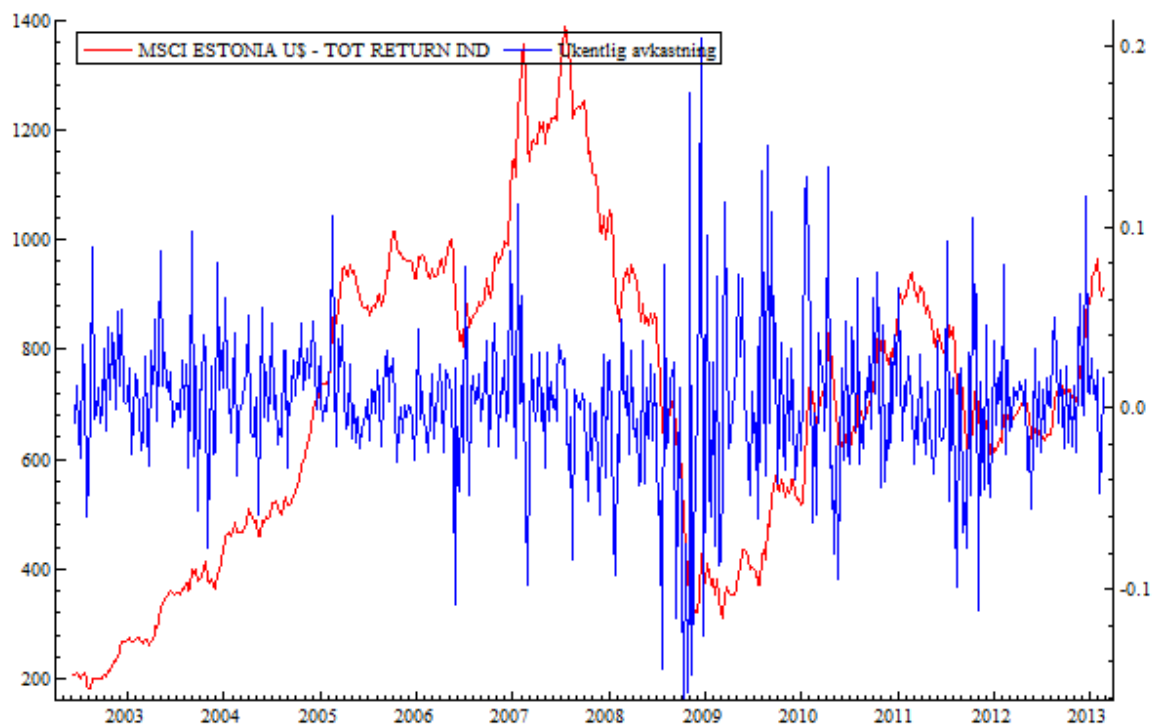
Figur 29 - Avkastning for MSCI Pakistan



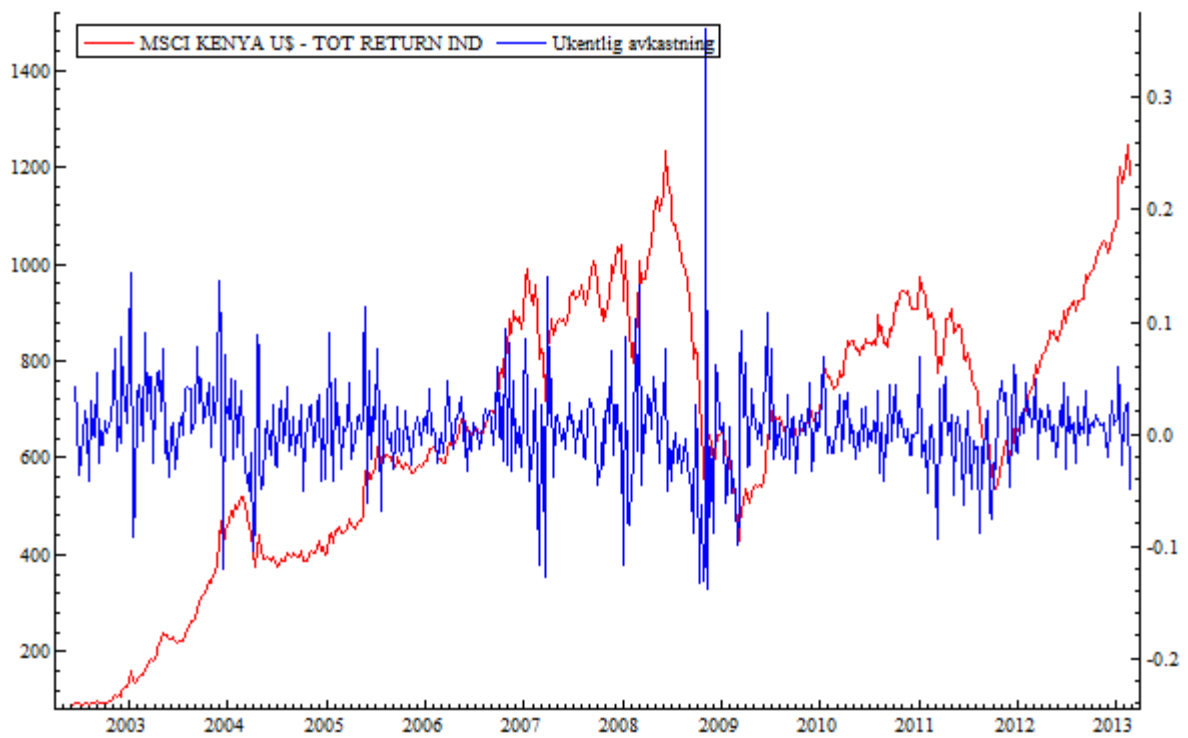
Figur 30 - Avkastning for MSCI Sri Lanka



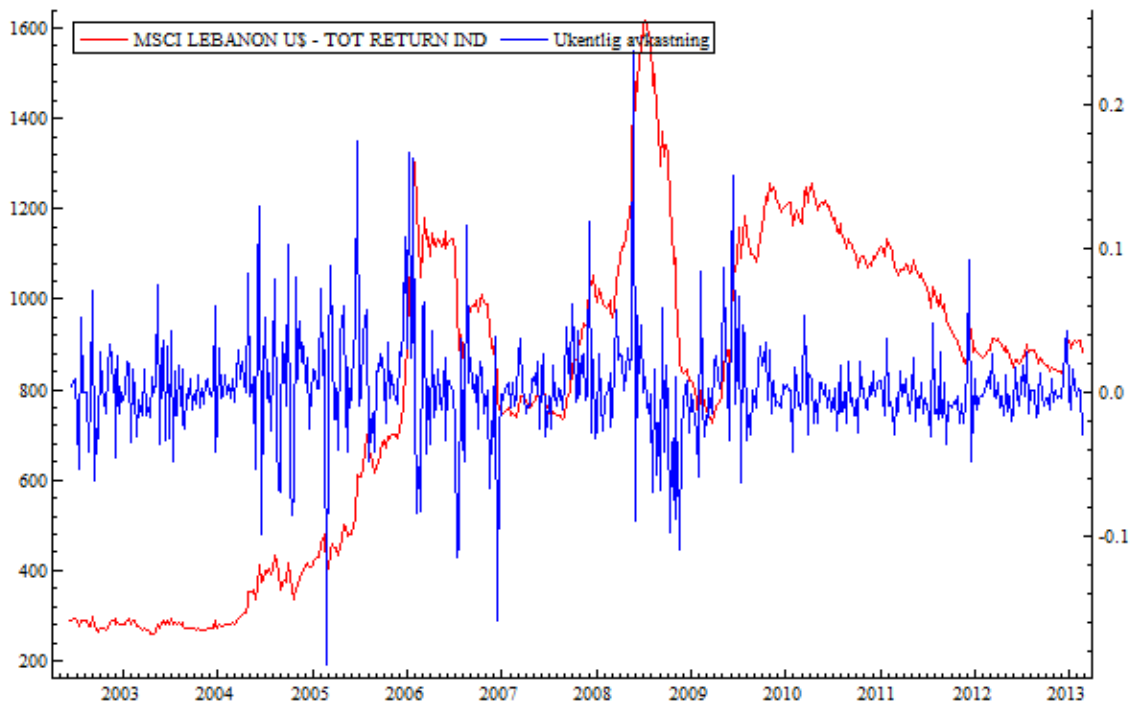
Figur 31 - Avkastning for MSCI Kroatia



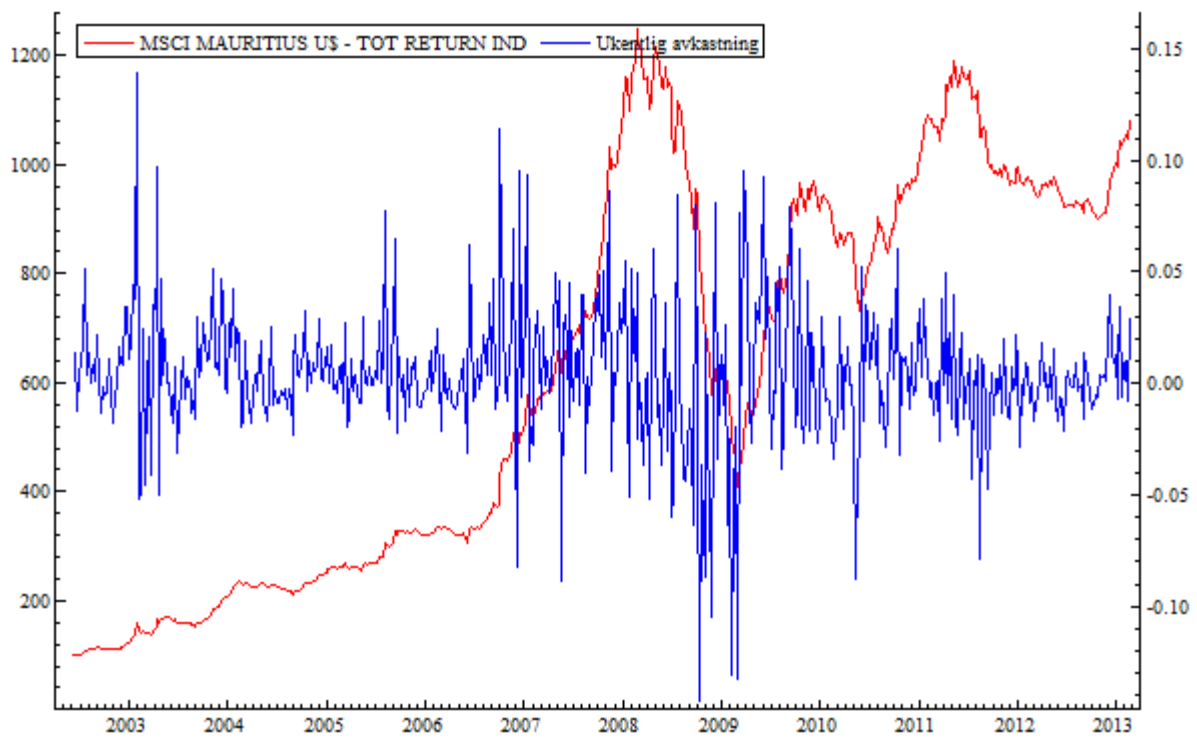
Figur 32 - Avkastning for MSCI Estland



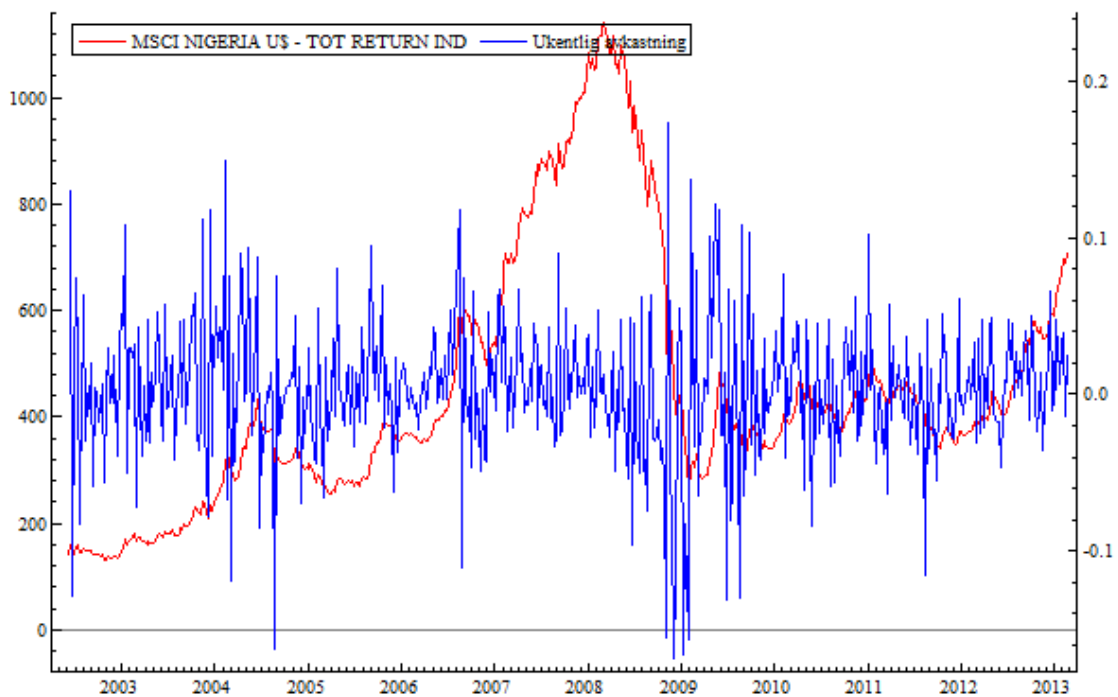
Figur 33 - Avkastning for MSCI Kenya



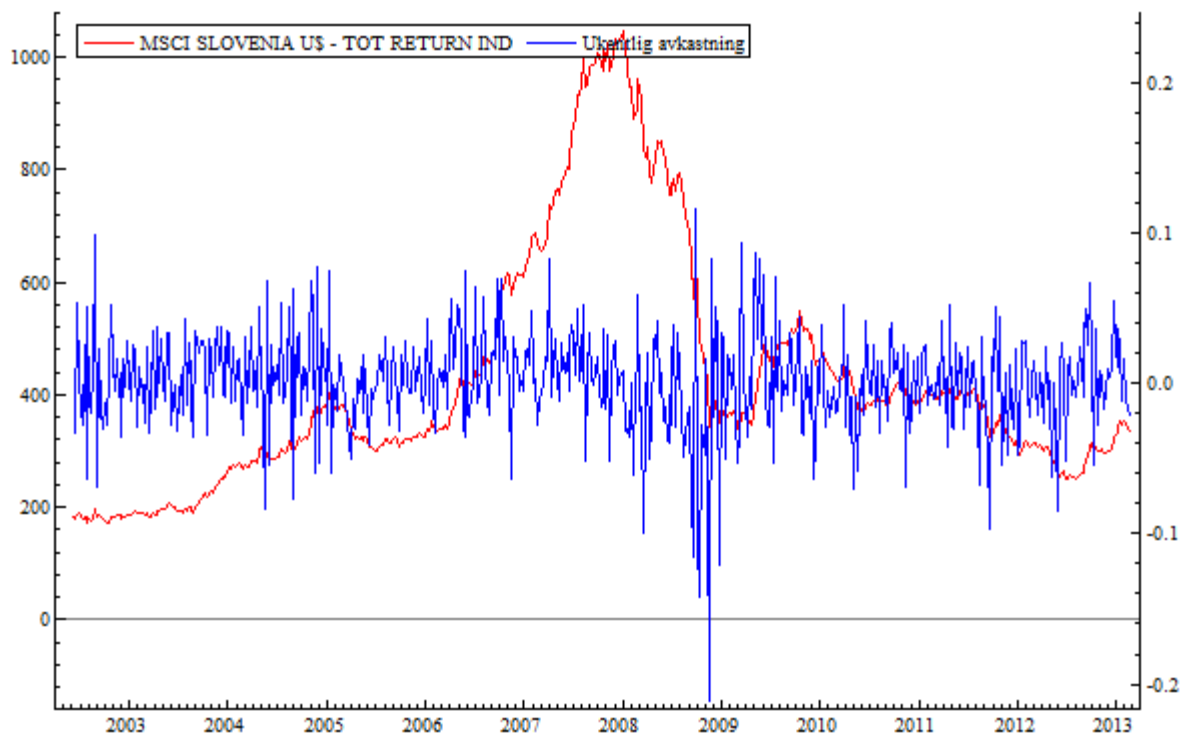
Figur 34 - Avkastning for MSCI Libanon



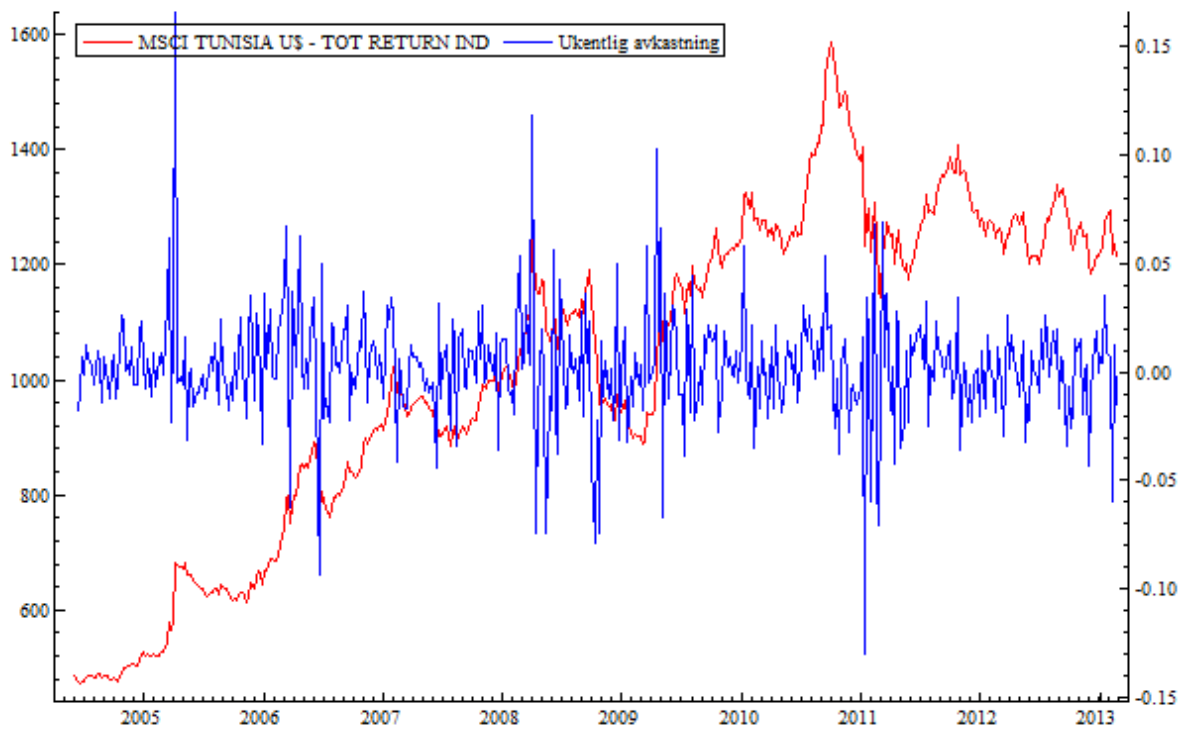
Figur 35 - Avkastning for MSCI Mauritius



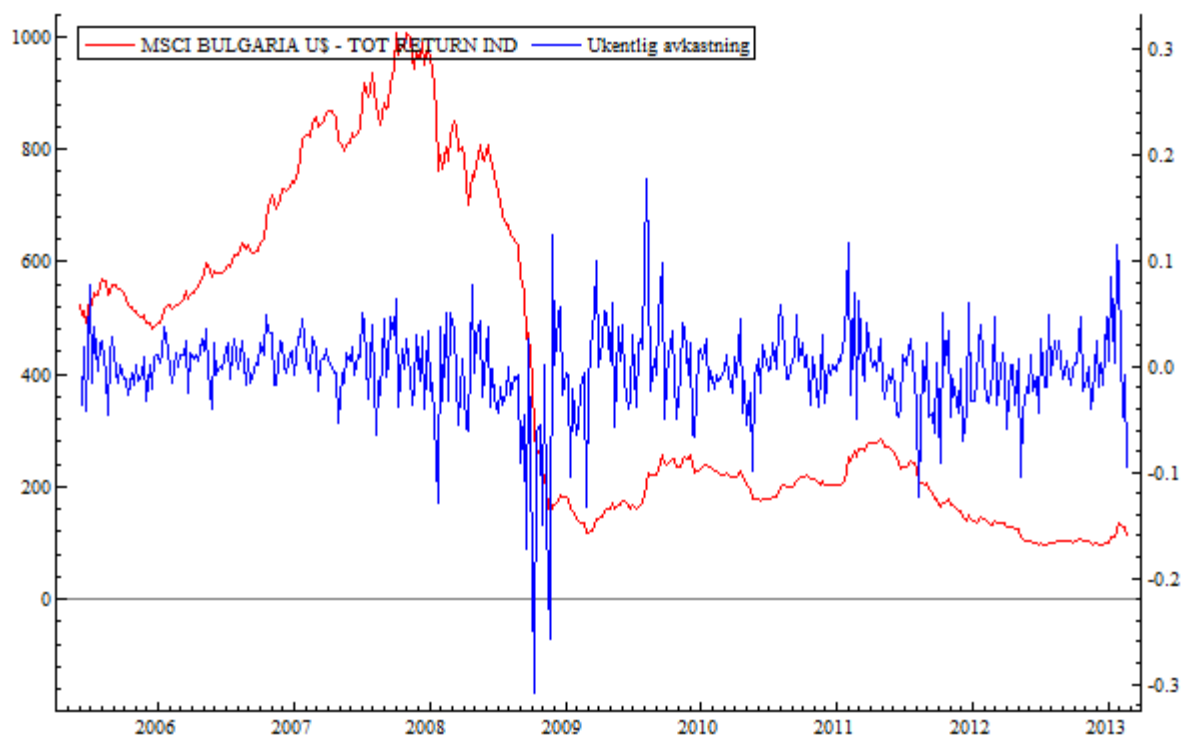
Figur 36 - Avkastning for MSCI Nigeria



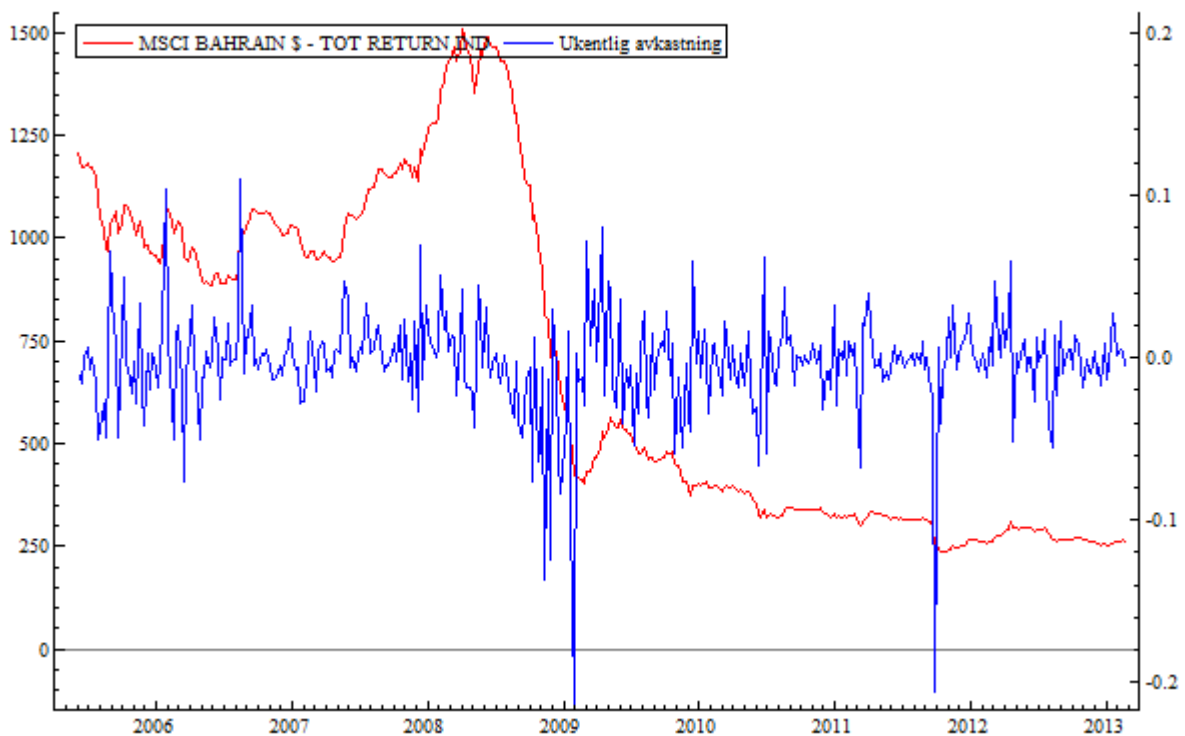
Figur 37 - Avkastning for MSCI Slovenia



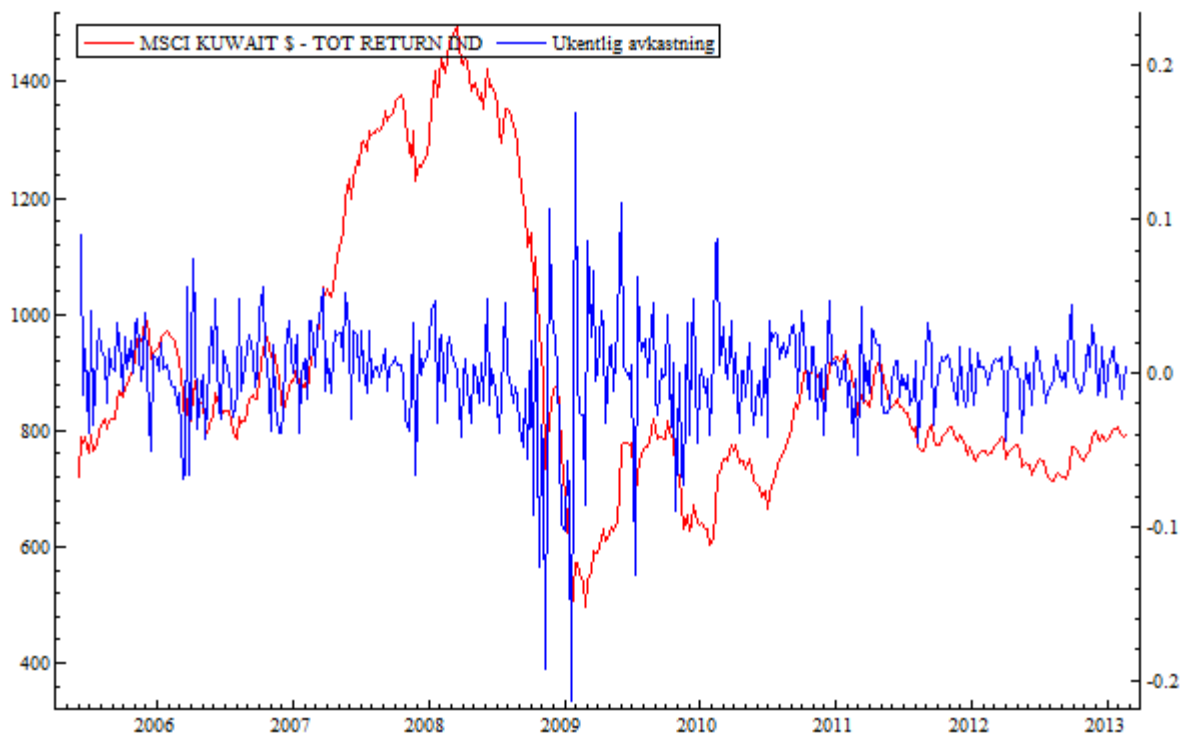
Figur 38 - Avkastning for MSCI Tunisia



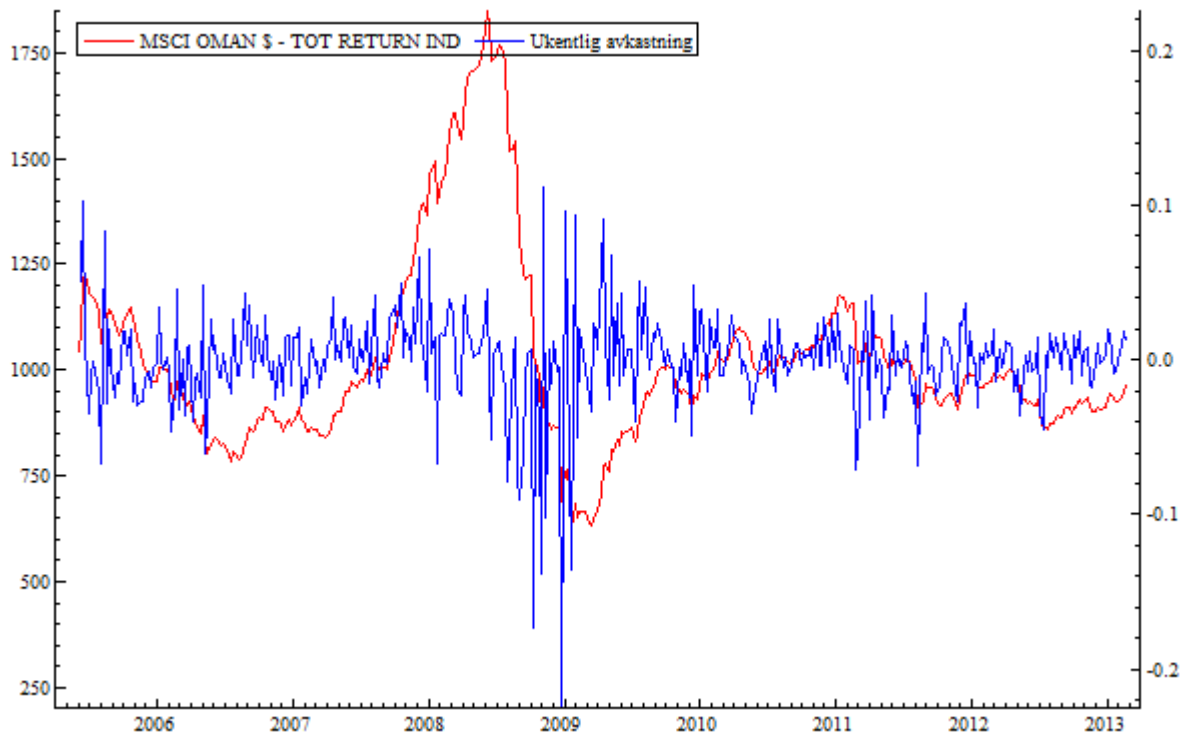
Figur 39 - Avkastning for MSCI Bulgaria



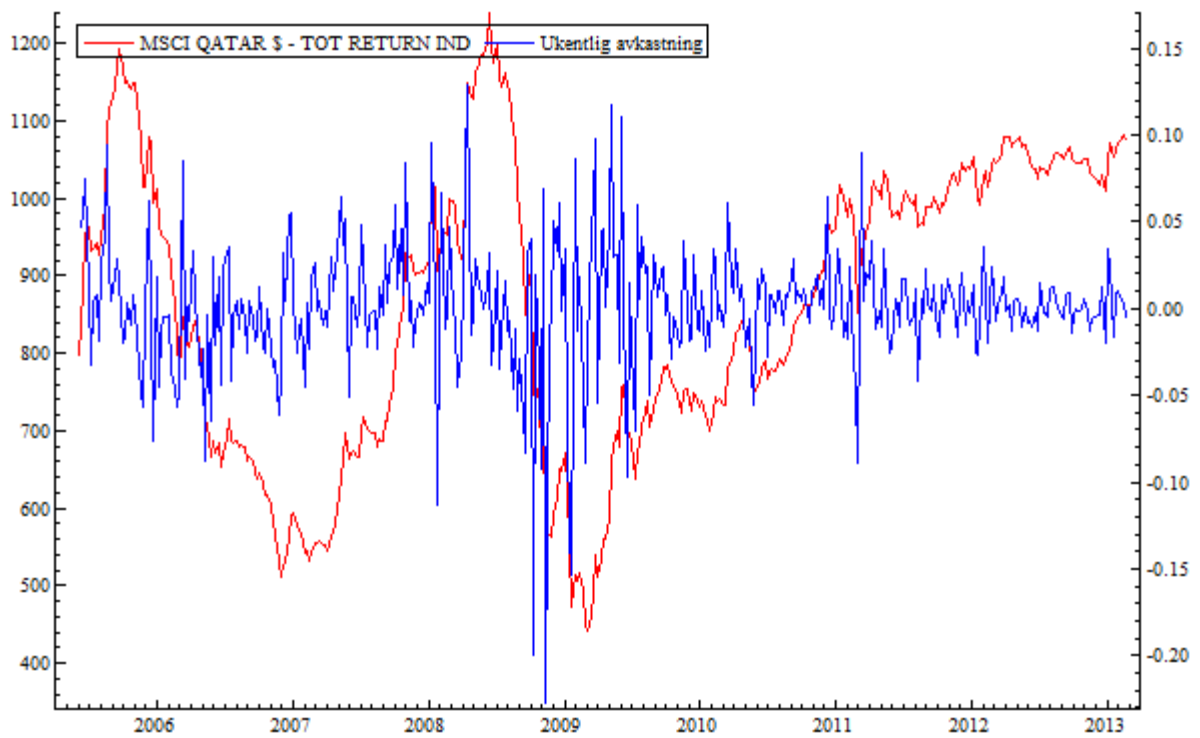
Figur 40 - Avkastning for MSCI Bahrain



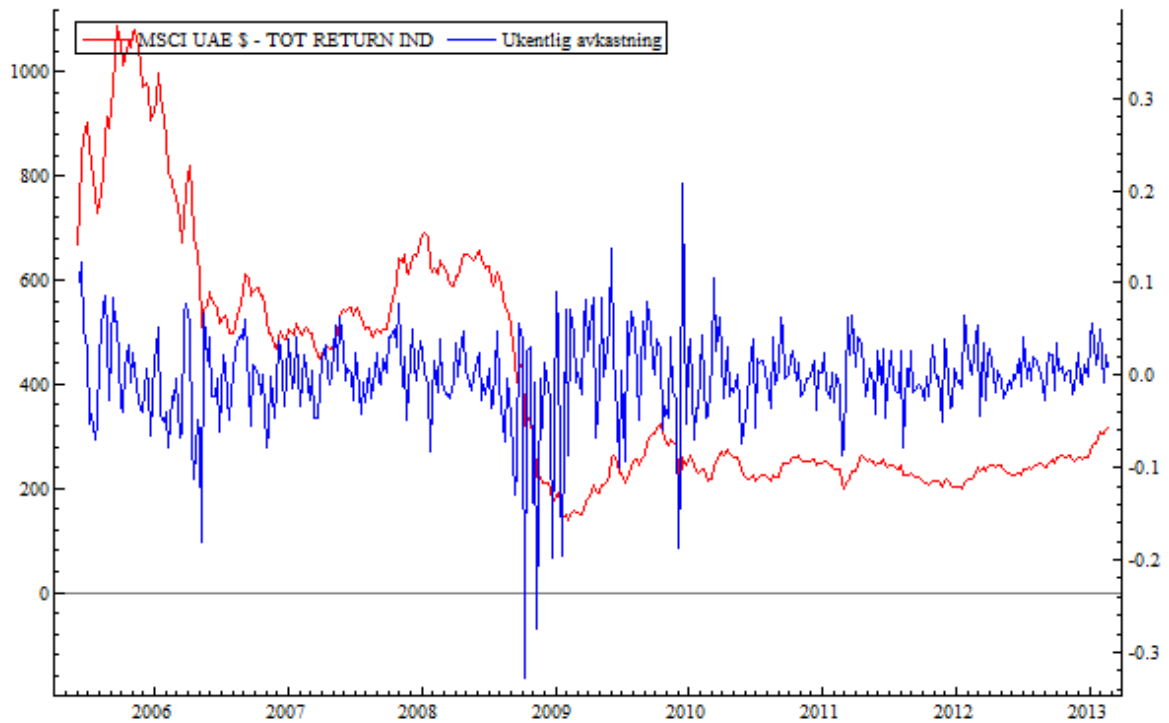
Figur 41 - Avkastning for MSCI Kuwait



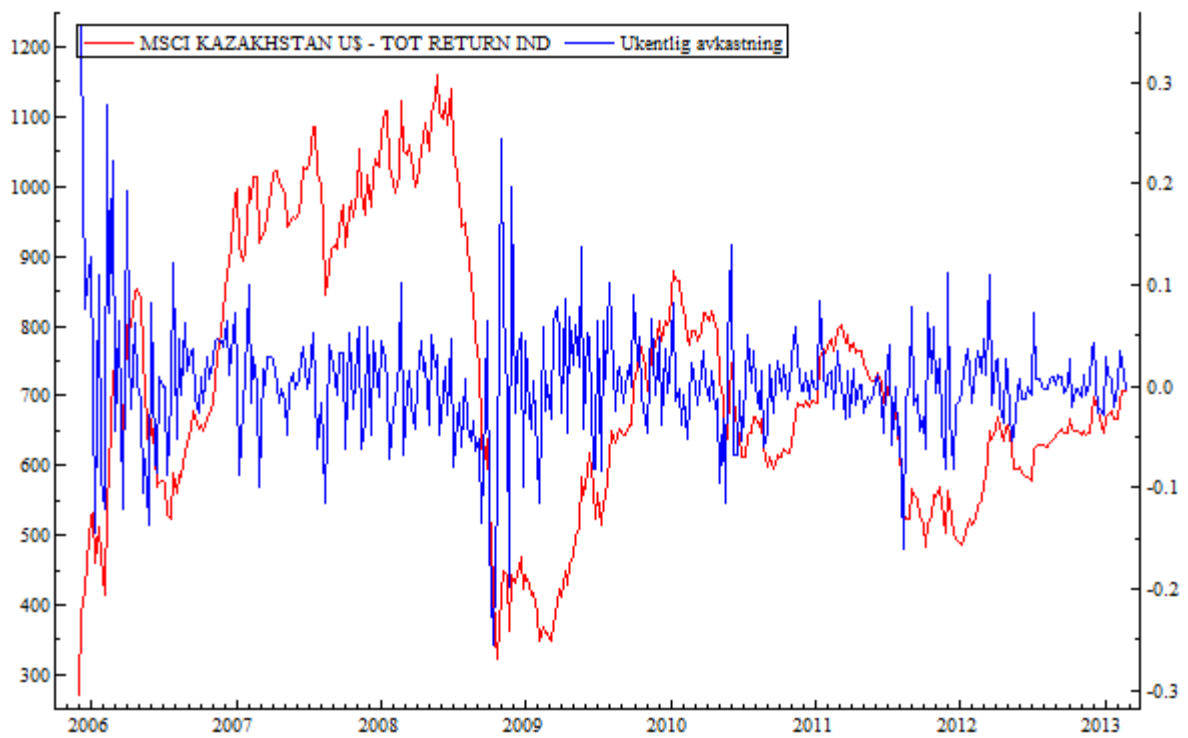
Figur 42 - Avkastning for MSCI Oman



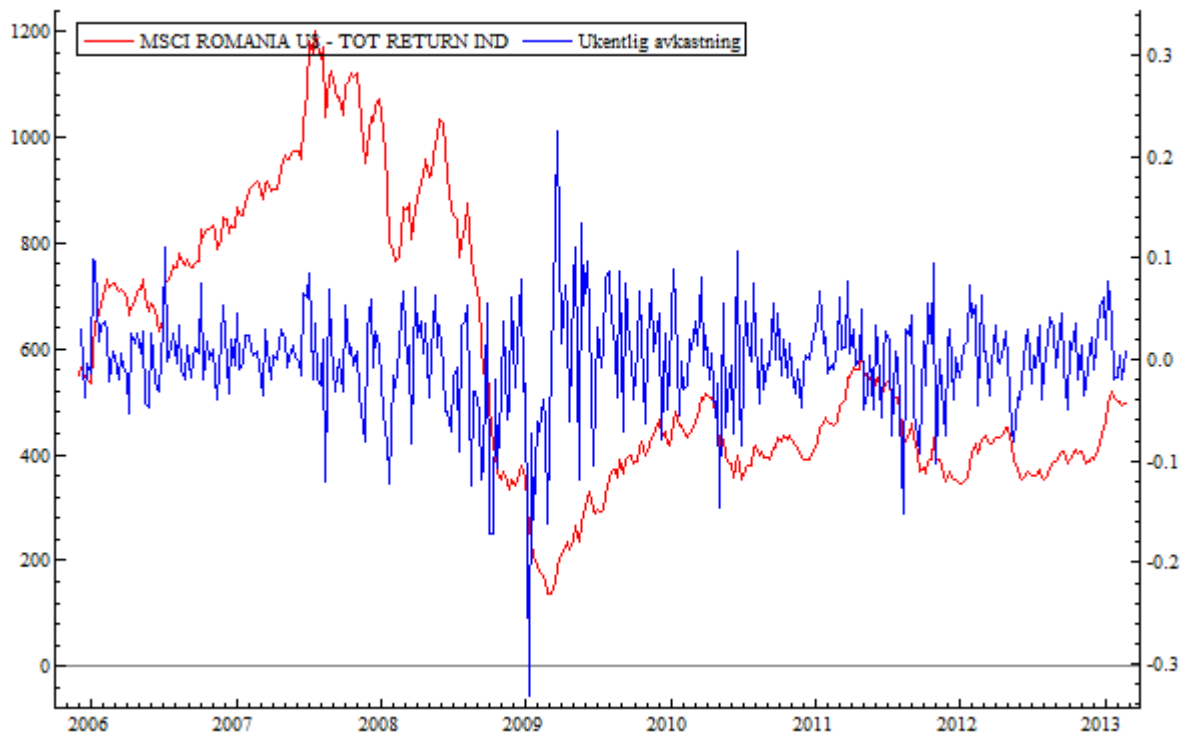
Figur 43 - Avkastning for MSCI Qatar



Figur 44 - Avkastning for MSCI De forente Arabiske Emirater



Figur 45 - Avkastning for MSCI Kazakhstan



Figur 46 - Avkastning for MSCI Romania

C. Resultater av Ljung-Box test

```
Series #1/4: Argentina
-----Q-Statistics on Raw data
Q( 1) = 1.52221 [0.2172852]
Q( 5) = 5.58530 [0.3486832]
Q(10) = 16.4709 [0.0869230]
Q(20) = 23.5945 [0.2605561]
Q(50) = 61.9464 [0.1197195]
-----

Series #2/4: Jordan
-----Q-Statistics on Raw data
Q( 1) = 0.327779 [0.5669696]
Q( 5) = 11.9180 [0.0359285]*
Q(10) = 24.6096 [0.0061366]**
Q(20) = 34.0223 [0.0259741]*
Q(50) = 66.8505 [0.0558000]
-----

Series #3/4: Pakistan
-----Q-Statistics on Raw data
Q( 1) = 3.36634 [0.0665416]
Q( 5) = 24.0585 [0.0002116]**
Q(10) = 30.2650 [0.0007752]**
Q(20) = 39.9773 [0.0050285]**
Q(50) = 82.9754 [0.0023317]**
-----

Series #4/4: Sri Lanka
-----Q-Statistics on Raw data
Q( 1) = 1.23990 [0.2654905]
Q( 5) = 4.38202 [0.4958228]
Q(10) = 12.1281 [0.2765729]
Q(20) = 32.7813 [0.0356518]*
Q(50) = 56.4757 [0.2458547]
-----
```

Tabell 8 - Ljung-Box test på tidsserier fra 04.01.2001

Series #1/7: Croatia		Series #5/7: Mauritius	
-----Q-Statistics on Raw data		-----Q-Statistics on Raw data	
Q(1) = 3.69527	[0.0545670]	Q(1) = 14.0060	[0.0001822]**
Q(5) = 14.3058	[0.0137792]*	Q(5) = 27.7726	[0.0000403]**
Q(10) = 22.0492	[0.0148560]*	Q(10) = 42.2458	[0.0000068]**
Q(20) = 29.4696	[0.0789157]	Q(20) = 72.7828	[0.0000001]**
Q(50) = 70.2487	[0.0309589]*	Q(50) = 130.510	[0.0000000]**
-----		-----	
Series #2/7: Estonia		Series #6/7: Nigeria	
-----Q-Statistics on Raw data		-----Q-Statistics on Raw data	
Q(1) = 3.04472	[0.0810001]	Q(1) = 0.169057	[0.6809513]
Q(5) = 8.77495	[0.1183845]	Q(5) = 15.0813	[0.0100205]*
Q(10) = 16.7164	[0.0808789]	Q(10) = 21.8810	[0.0157223]*
Q(20) = 39.1654	[0.0063586]**	Q(20) = 28.8776	[0.0901977]
Q(50) = 73.6617	[0.0163665]*	Q(50) = 55.3643	[0.2794357]
-----		-----	
Series #3/7: Kenya		Series #7/7: Slovenia	
-----Q-Statistics on Raw data		-----Q-Statistics on Raw data	
Q(1) = 0.0389381	[0.8435714]	Q(1) = 1.10835	[0.2924408]
Q(5) = 10.6821	[0.0580606]	Q(5) = 15.8276	[0.0073538]**
Q(10) = 15.2852	[0.1220064]	Q(10) = 44.0833	[0.0000032]**
Q(20) = 24.1134	[0.2374725]	Q(20) = 58.4901	[0.0000122]**
Q(50) = 45.0027	[0.6736903]	Q(50) = 100.975	[0.0000266]**
-----		-----	
Series #4/7: Lebanon			
-----Q-Statistics on Raw data			
Q(1) = 0.441287	[0.5065019]		
Q(5) = 10.7560	[0.0564377]		
Q(10) = 15.4191	[0.1175144]		
Q(20) = 26.9096	[0.1378257]		
Q(50) = 64.0344	[0.0876346]		

Tabell 9 - Ljung-Box test på tidsserier fra 13.06.2002

Series #1/1: Tunisia	
-----Q-Statistics on Raw data	
Q(1) = 1.37298	[0.2413005]
Q(5) = 3.30044	[0.6537747]
Q(10) = 10.5441	[0.3941214]
Q(20) = 24.1817	[0.2345444]
Q(50) = 48.8807	[0.5183118]

Tabell 10 - Ljung-Box test på tidsserie fra 10.06.2004

Series #1/6: Bulgaria	Series #4/6: Oman
-----Q-Statistics on Raw data	-----Q-Statistics on Raw data
Q(1) = 14.3718 [0.0001500]**	Q(1) = 0.704456 [0.4012906]
Q(5) = 60.8957 [0.0000000]**	Q(5) = 14.5454 [0.0124919]*
Q(10) = 82.5763 [0.0000000]**	Q(10) = 43.6933 [0.0000037]**
Q(20) = 119.033 [0.0000000]**	Q(20) = 62.0362 [0.0000034]**
Q(50) = 170.065 [0.0000000]**	Q(50) = 115.213 [0.0000005]**
-----	-----
Series #2/6: Bahrain	Series #5/6: Qatar
-----Q-Statistics on Raw data	-----Q-Statistics on Raw data
Q(1) = 9.35730 [0.0022210]**	Q(1) = 3.14370 [0.0762209]
Q(5) = 42.0183 [0.0000001]**	Q(5) = 6.03339 [0.3029839]
Q(10) = 53.5554 [0.0000001]**	Q(10) = 21.8925 [0.0156616]*
Q(20) = 59.4698 [0.0000086]**	Q(20) = 34.8921 [0.0206863]*
Q(50) = 89.1591 [0.0005511]**	Q(50) = 79.0854 [0.0054492]**
-----	-----
Series #3/6: Kuwait	Series #6/6: United Arab Emirates
-----Q-Statistics on Raw data	-----Q-Statistics on Raw data
Q(1) = 0.0470109 [0.8283486]	Q(1) = 5.19687 [0.0226276]*
Q(5) = 12.9497 [0.0238543]*	Q(5) = 9.80858 [0.0808443]
Q(10) = 29.9788 [0.0008635]**	Q(10) = 17.2080 [0.0698863]
Q(20) = 40.9309 [0.0038021]**	Q(20) = 28.2042 [0.1046520]
Q(50) = 80.1355 [0.0043538]**	Q(50) = 66.9323 [0.0550449]
-----	-----

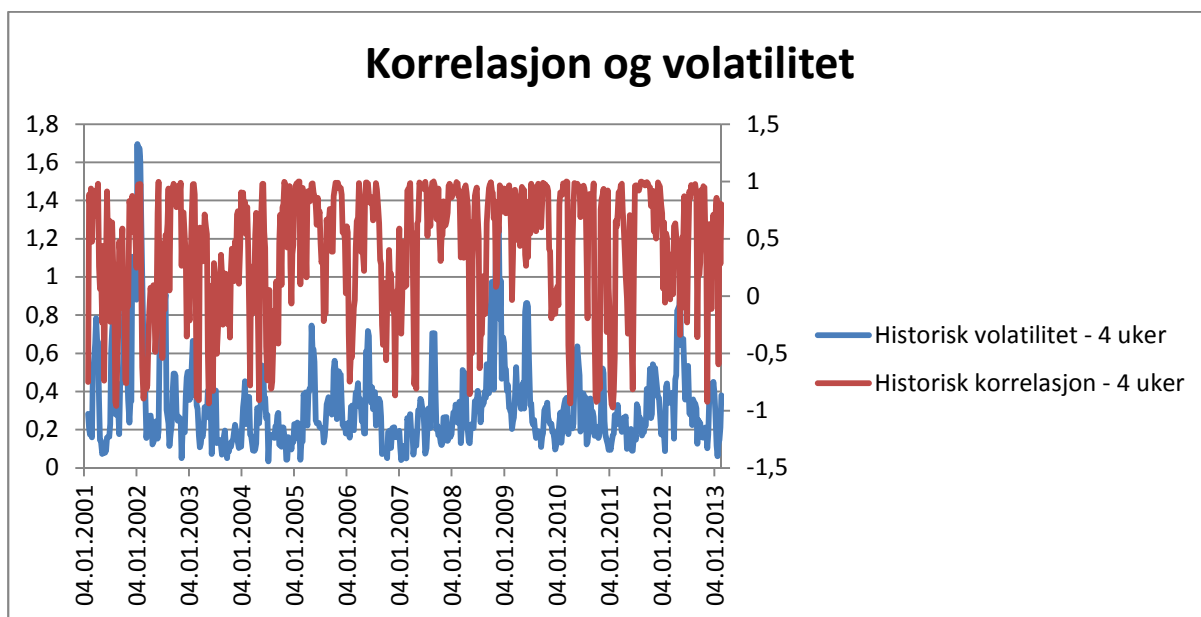
Tabell 11 - Ljung-Box test på tidsserier fra 09.06.2005

Series #1/2: Kazakhstan
-----Q-Statistics on Raw data
Q(1) = 1.02169 [0.3121176]
Q(5) = 3.59010 [0.6097999]
Q(10) = 11.5389 [0.3171002]
Q(20) = 22.1635 [0.3317046]
Q(50) = 39.5880 [0.8544700]

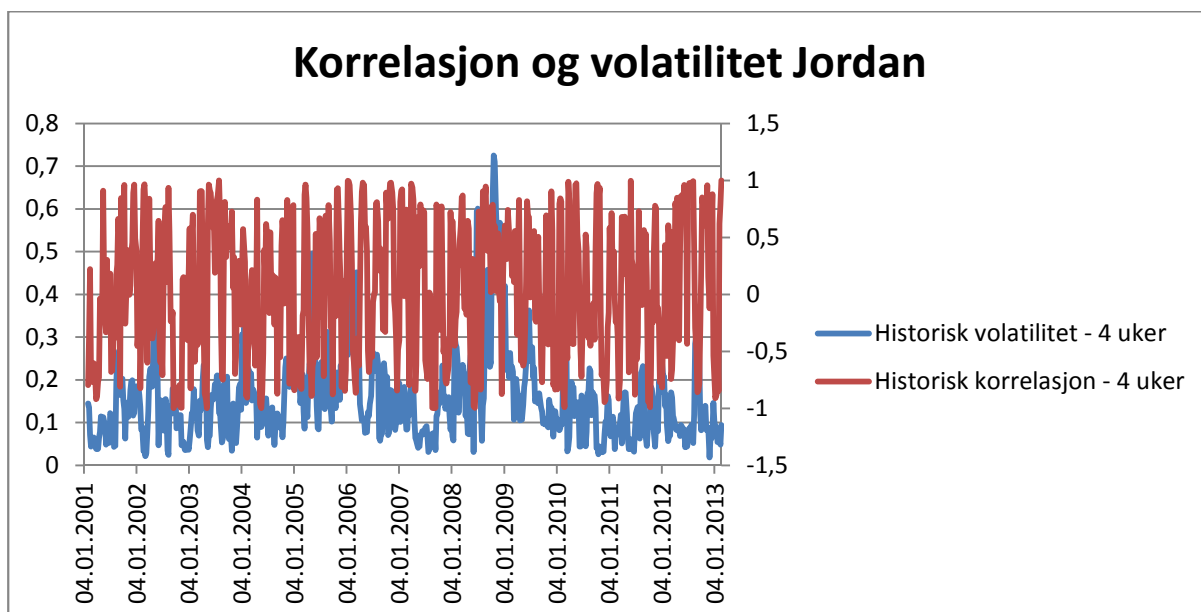
Series #2/2: Romania
-----Q-Statistics on Raw data
Q(1) = 11.1878 [0.0008234]**
Q(5) = 26.7078 [0.0000650]**
Q(10) = 34.5256 [0.0001504]**
Q(20) = 42.7624 [0.0021974]**
Q(50) = 84.8980 [0.0015067]**

Tabell 12 - Ljung-Box test på tidsserier fra 08.12.2005

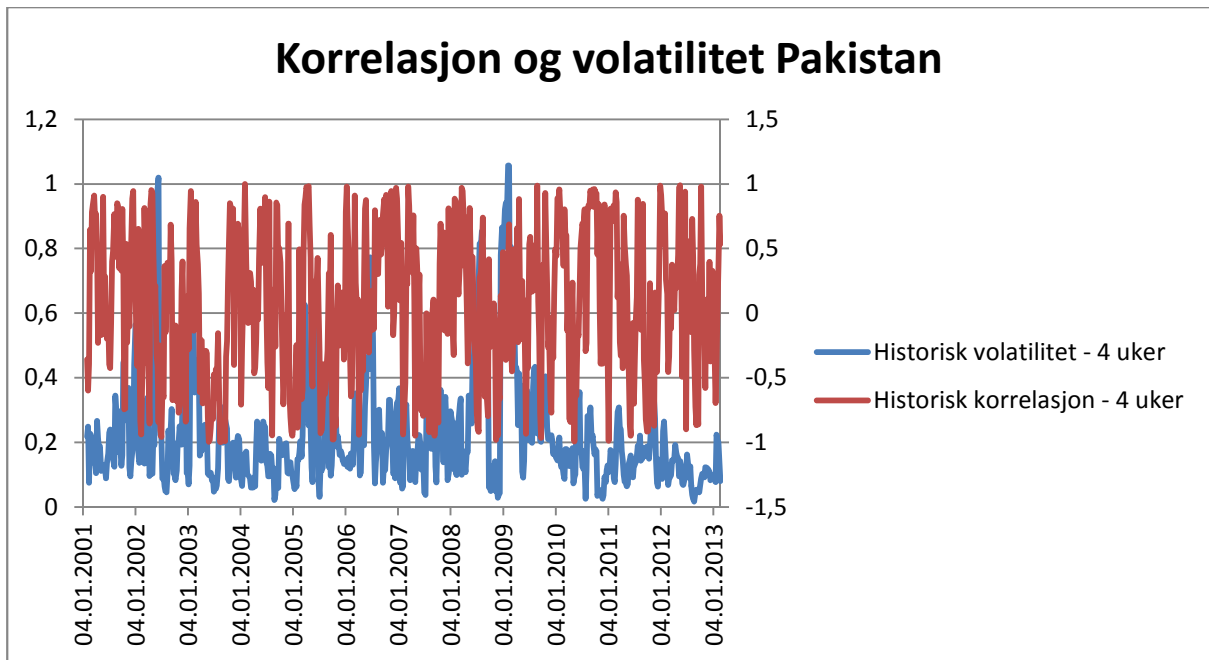
D. Volatilitet og korrelasjon



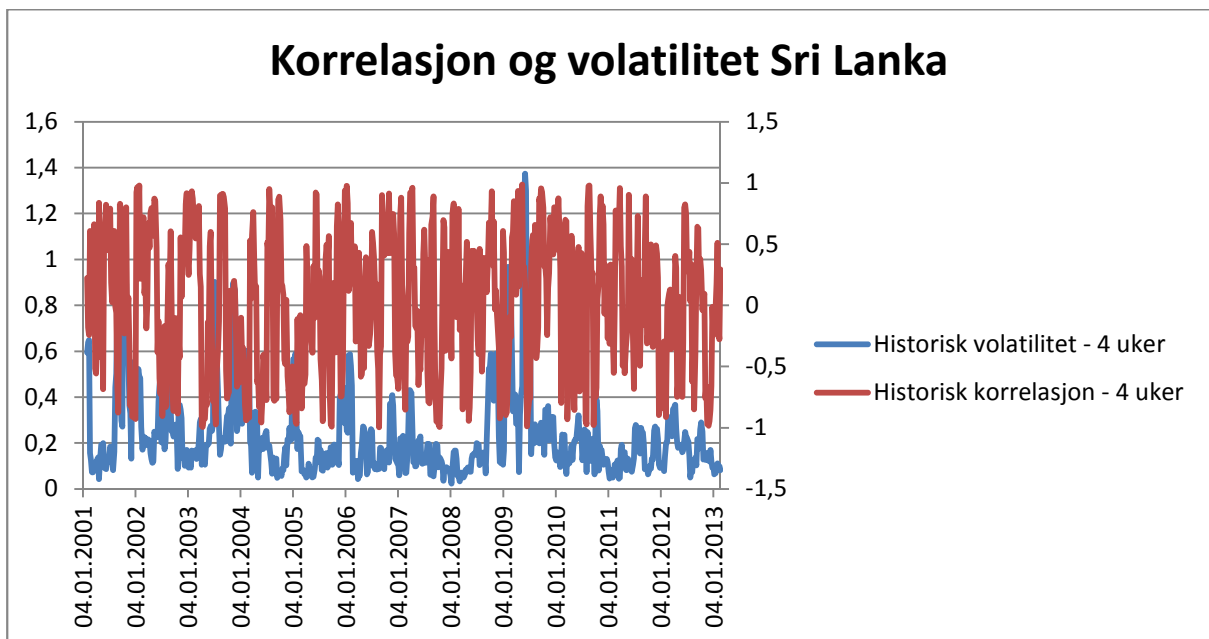
Figur 47 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Argentina



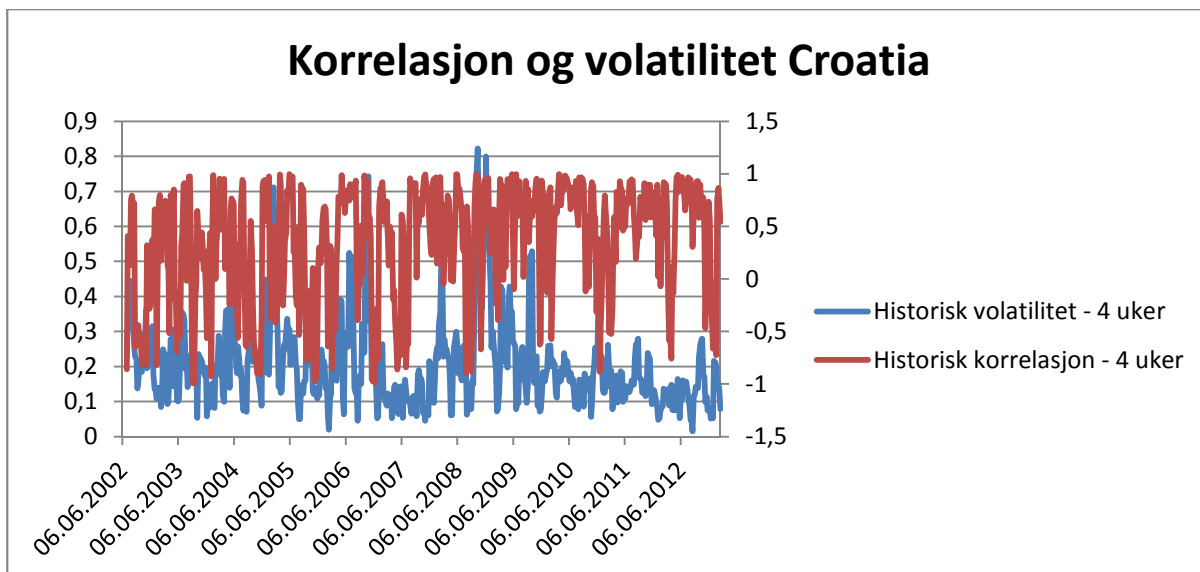
Figur 48 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Jordan



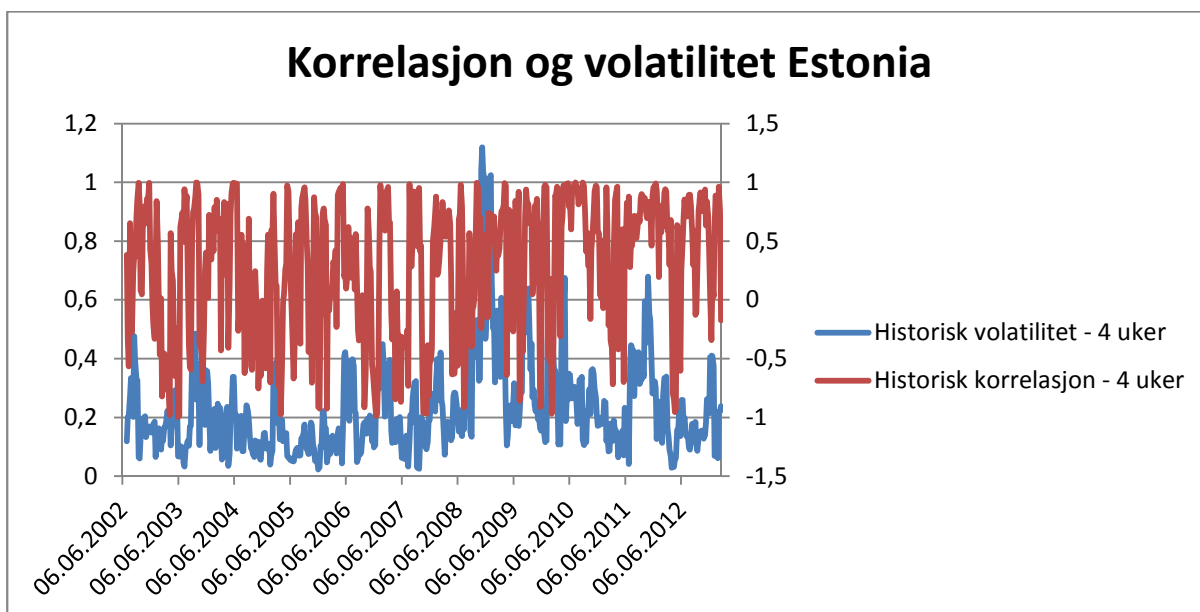
Figur 49 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Pakistan



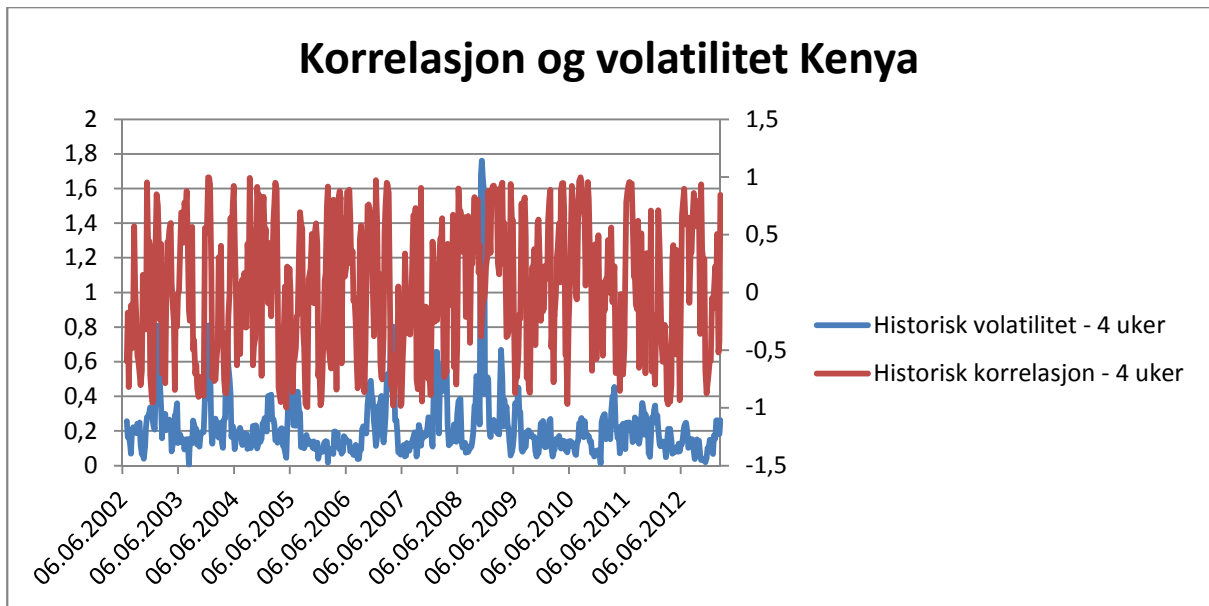
Figur 50 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Sri Lanka



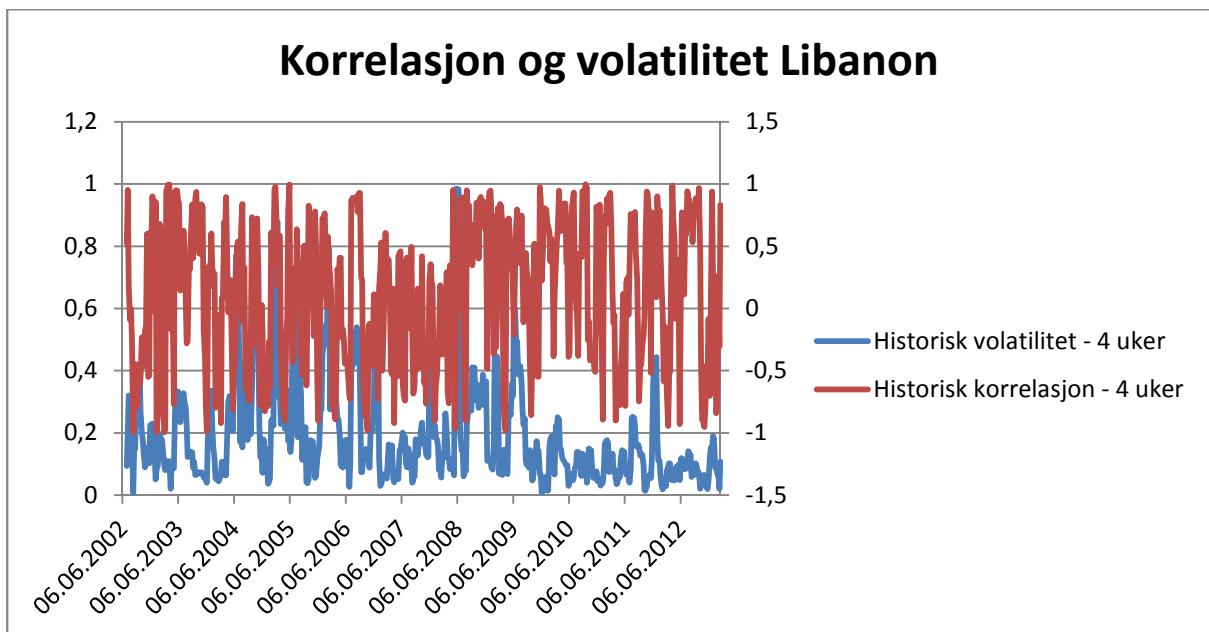
Figur 51 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Kroatia



Figur 52 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Estland

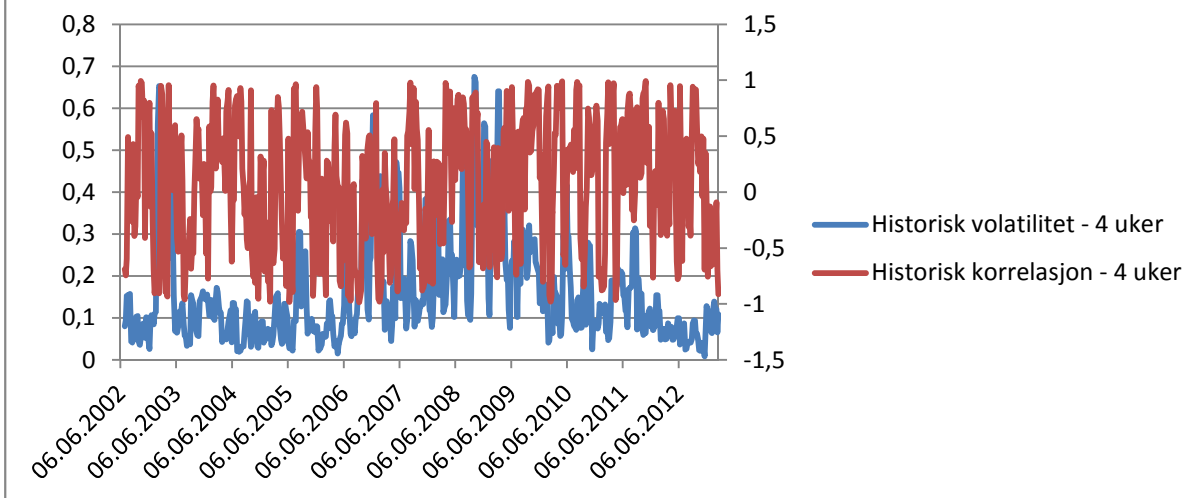


Figur 53 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Kenya



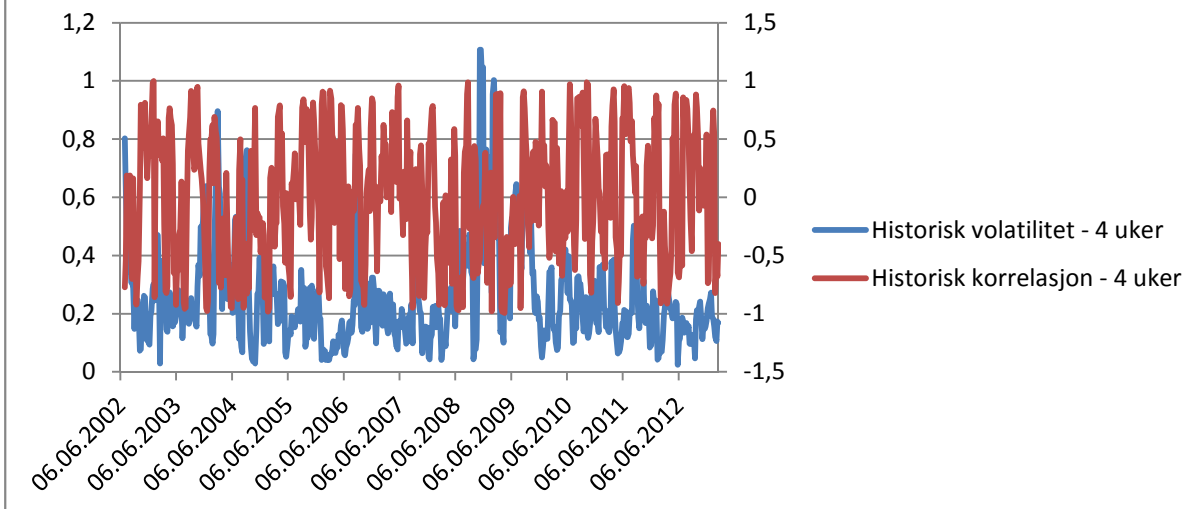
Figur 54 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Libanon

Korrelasjon og volatilitet Mauritius

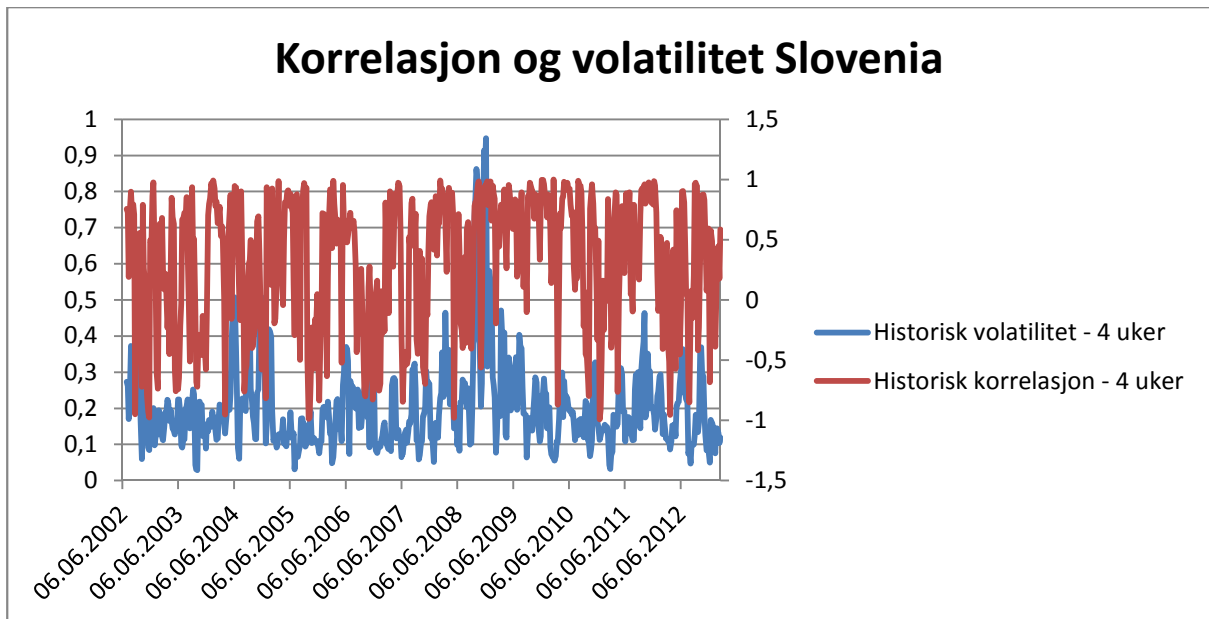


Figur 55 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Mauritius

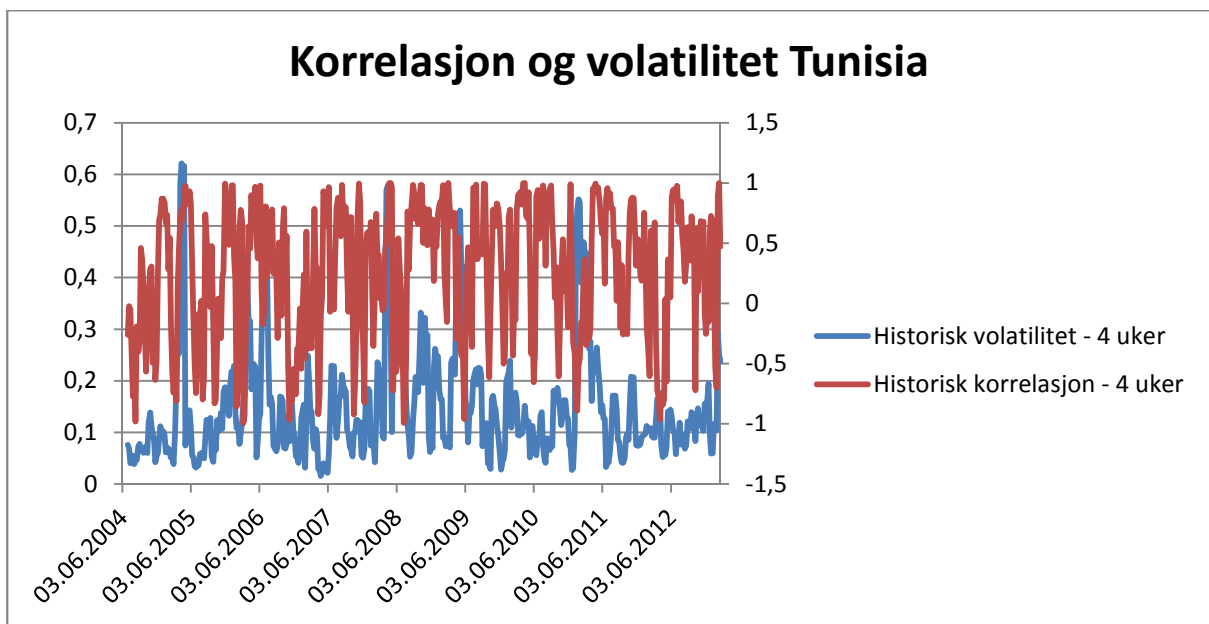
Korrelasjon og volatilitet Nigeria



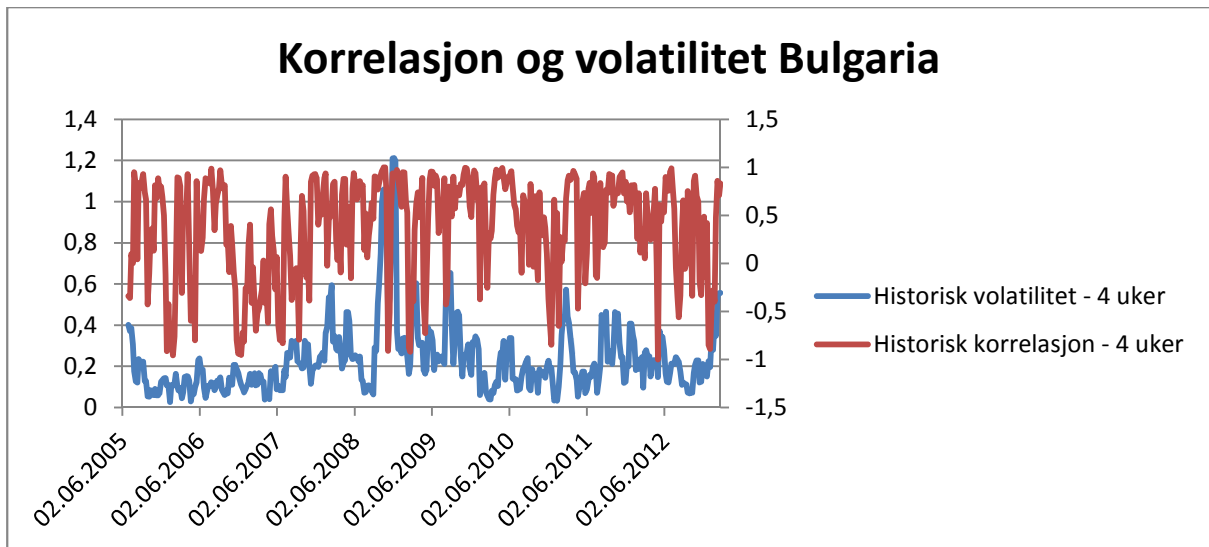
Figur 56 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Nigeria



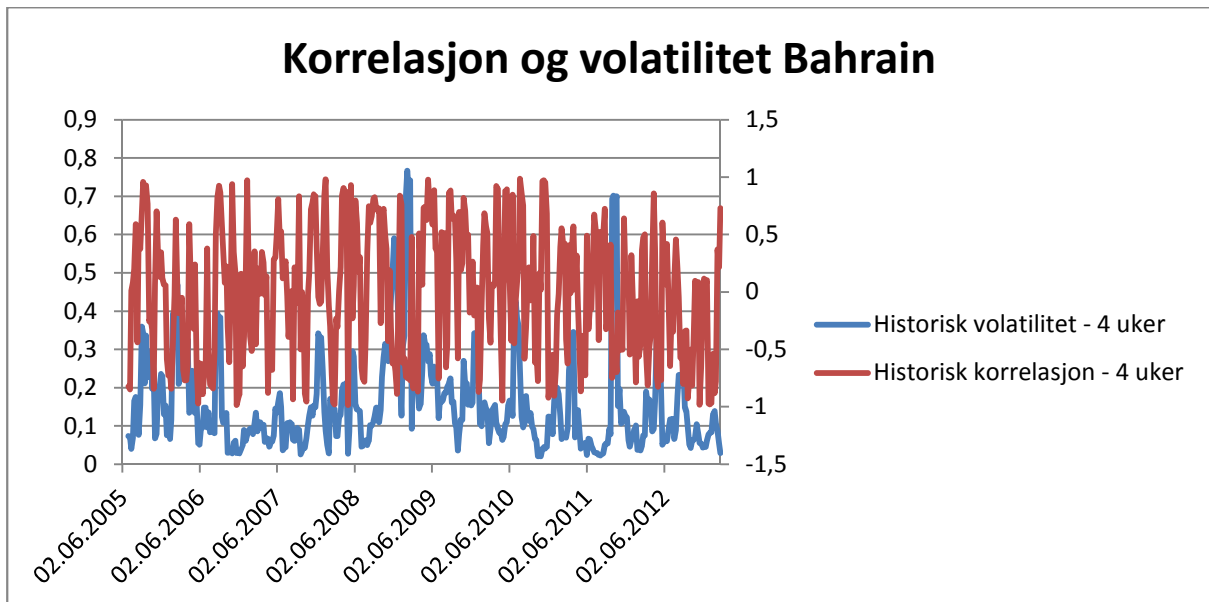
Figur 57 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Slovenia



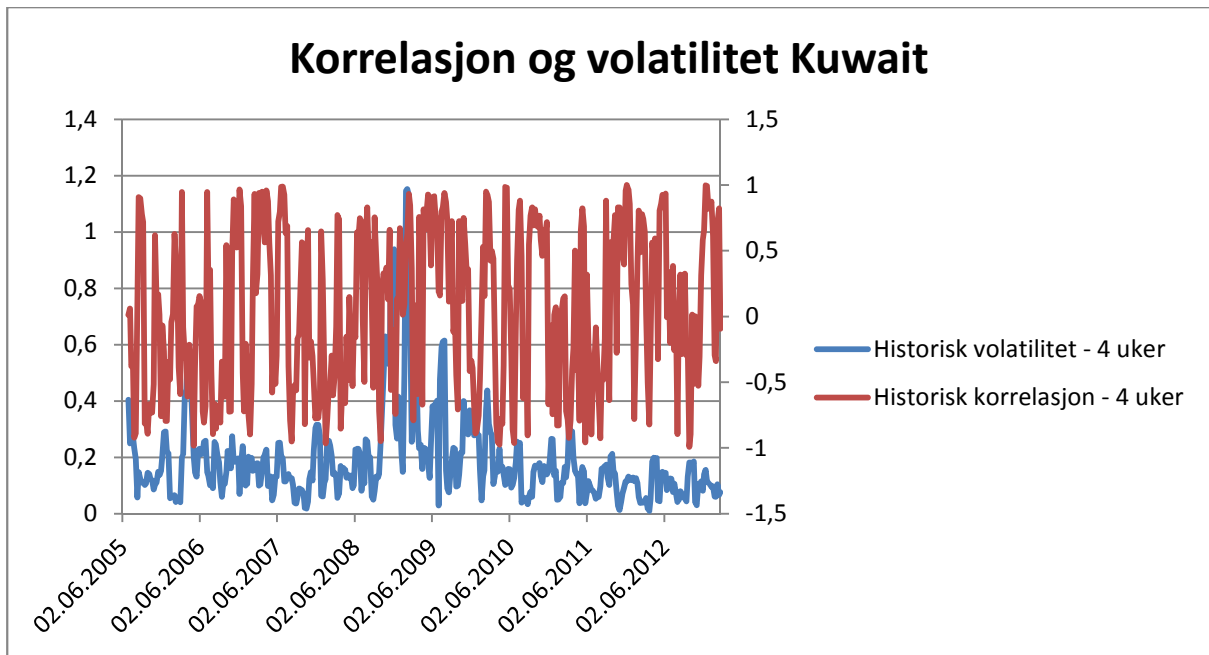
Figur 58 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Tunisia



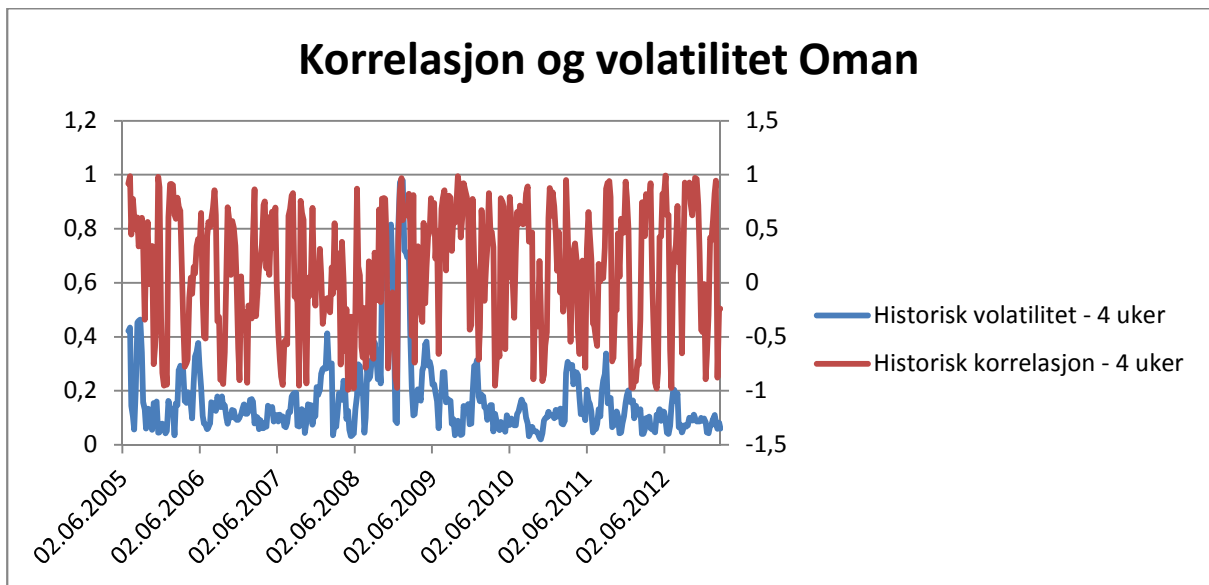
Figur 59 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Bulgaria



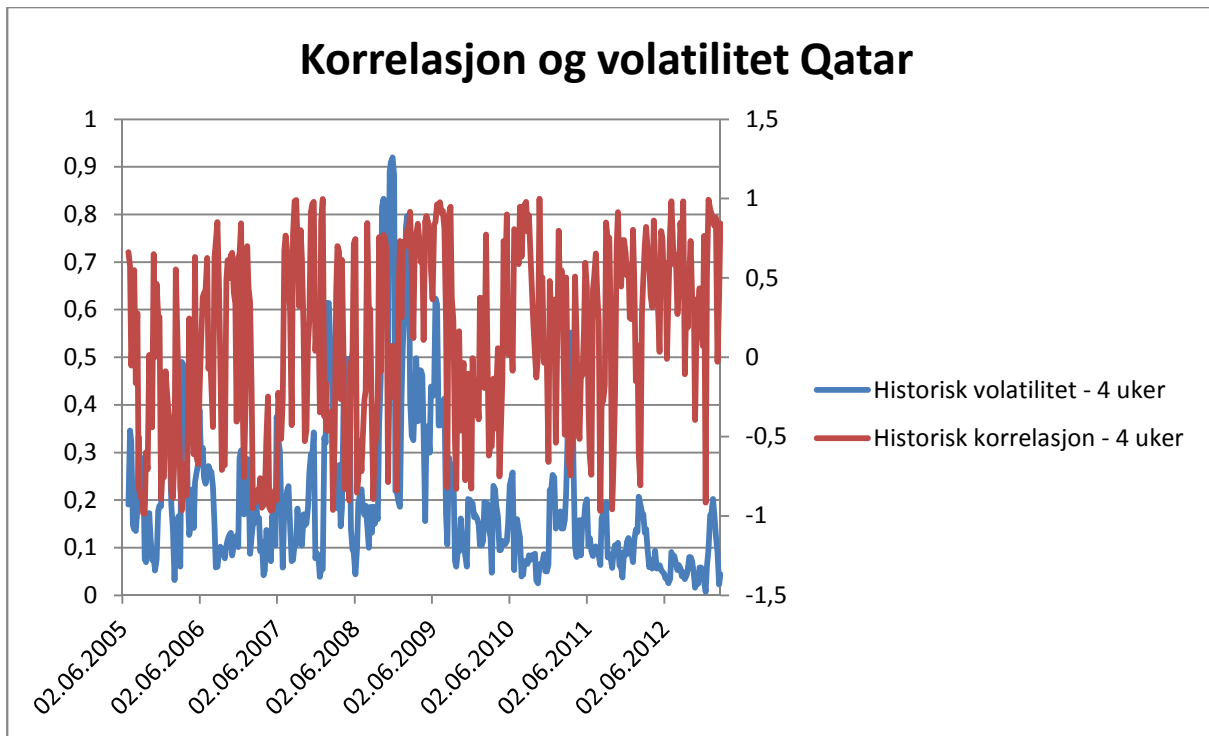
Figur 60 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Bahrain



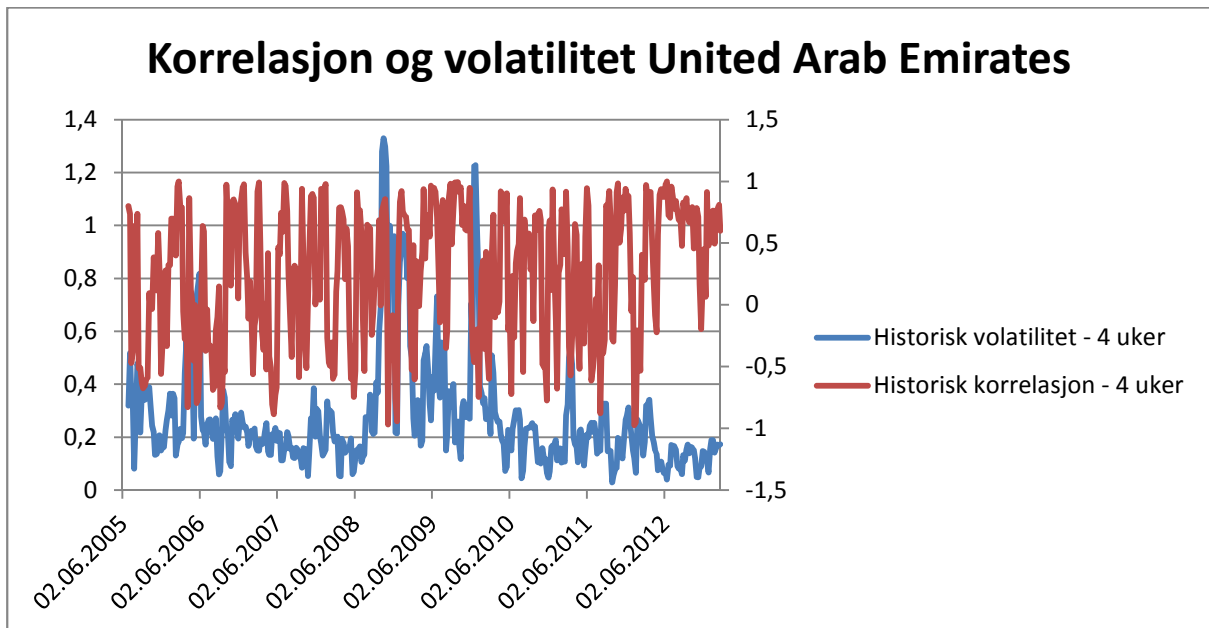
Figur 61 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Kuwait



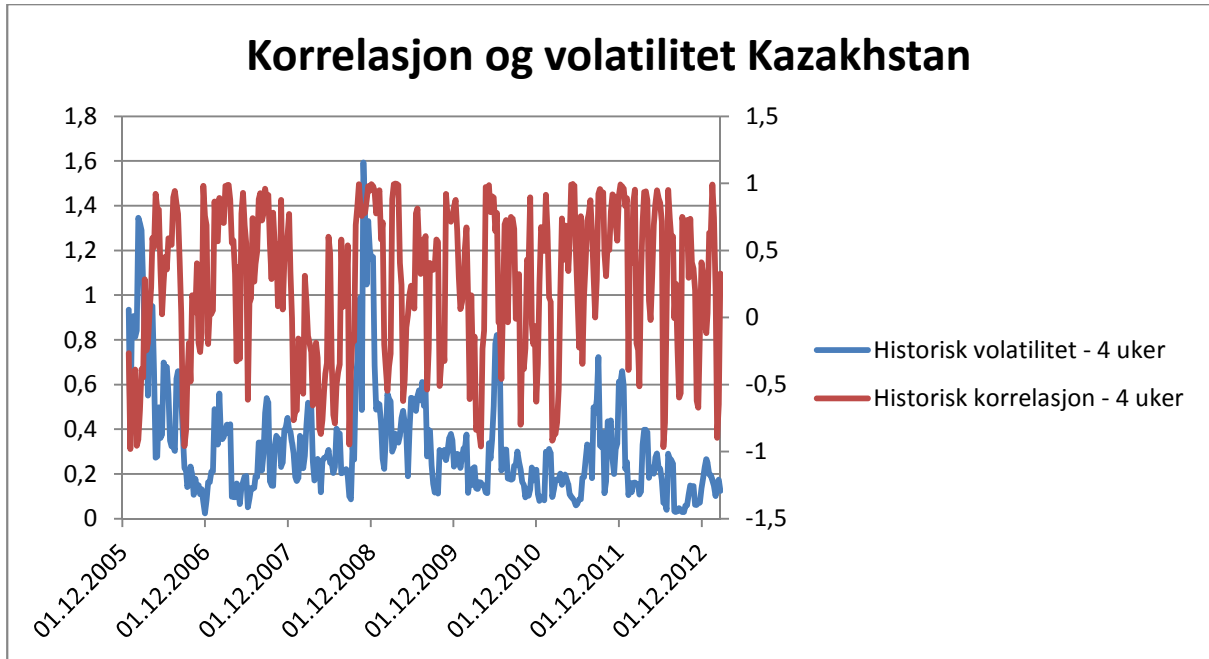
Figur 62 Korrelasjon og volatilitet MSCI Oman



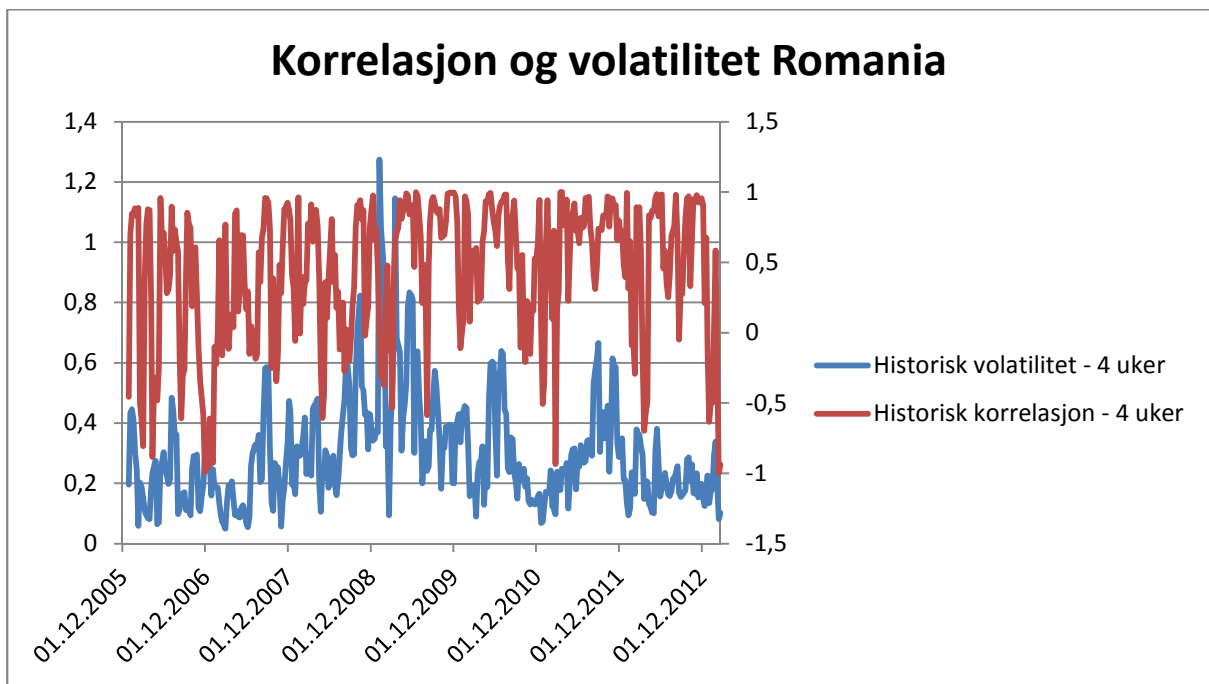
Figur 63 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Qatar



Figur 64 -Korrelasjon og volatilitet MSCI De forente Arabiske Emirater

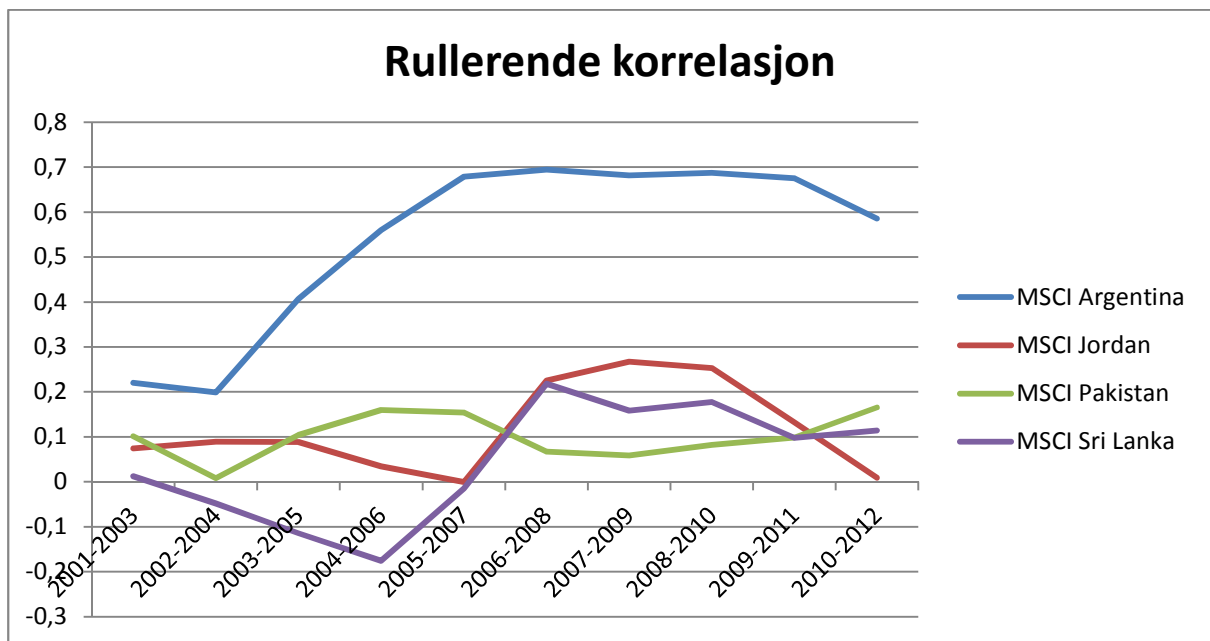


Figur 65 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Kazakhstan

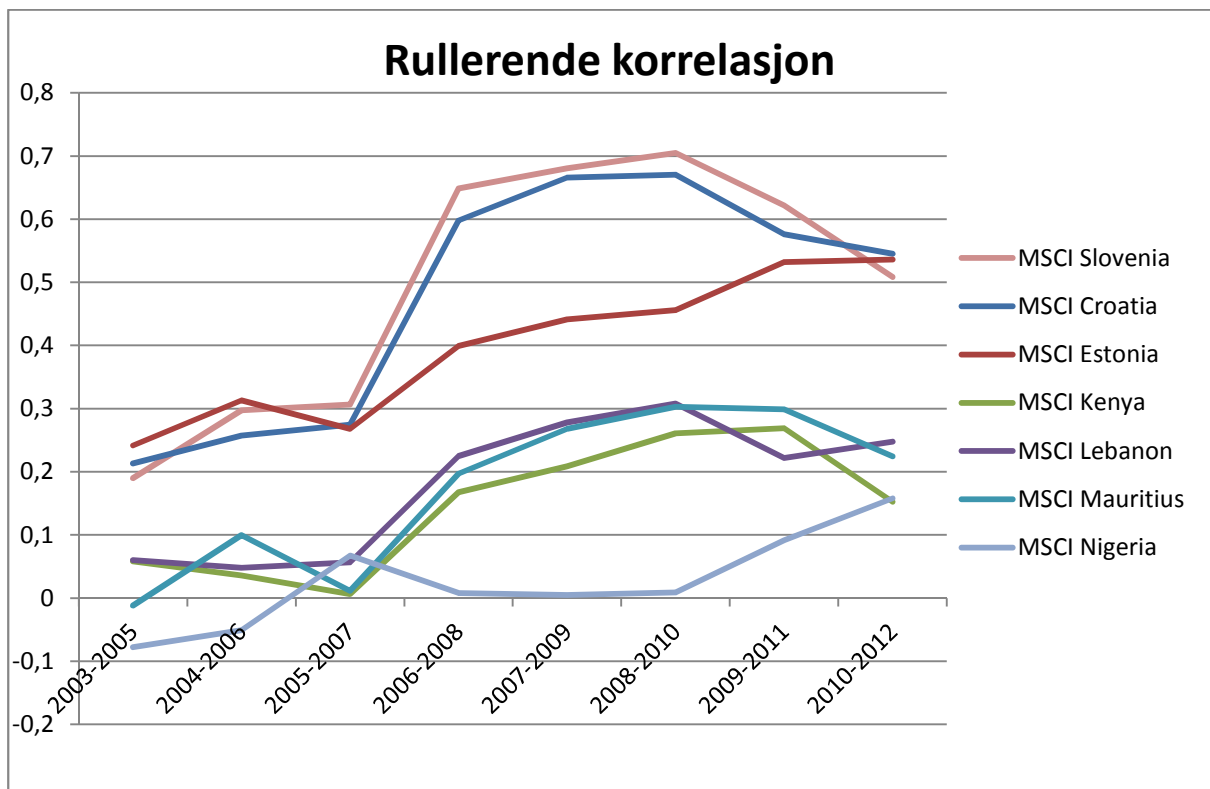


Figur 66 -Korrelasjon og volatilitet MSCI Romania

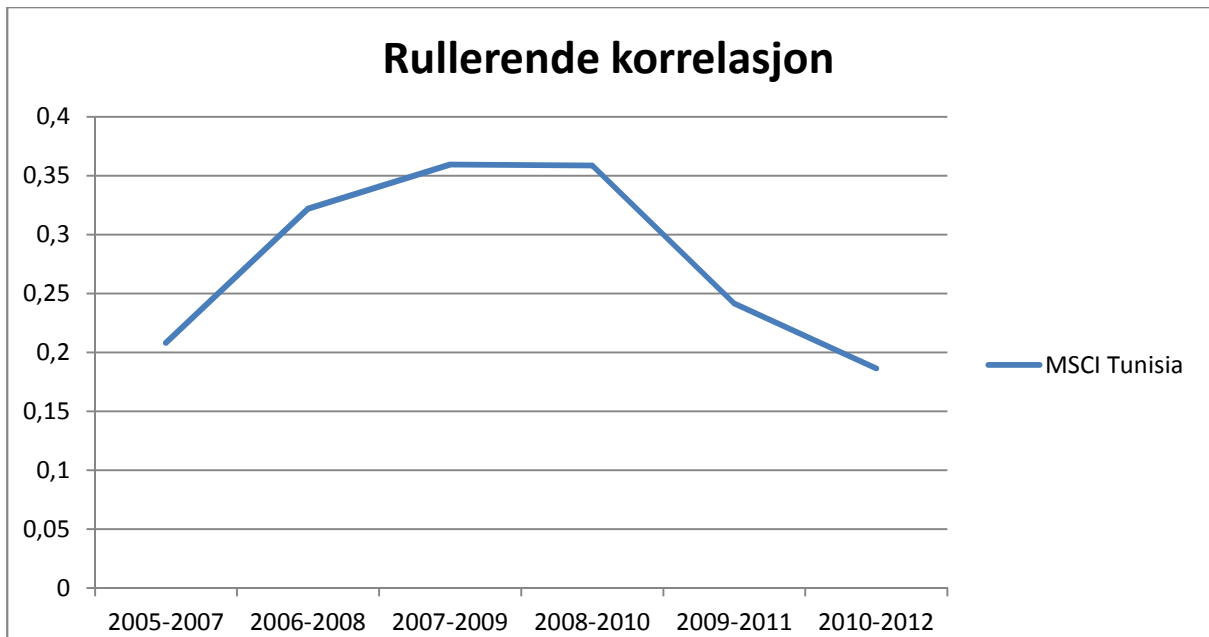
E. Rullerende korrelasjon



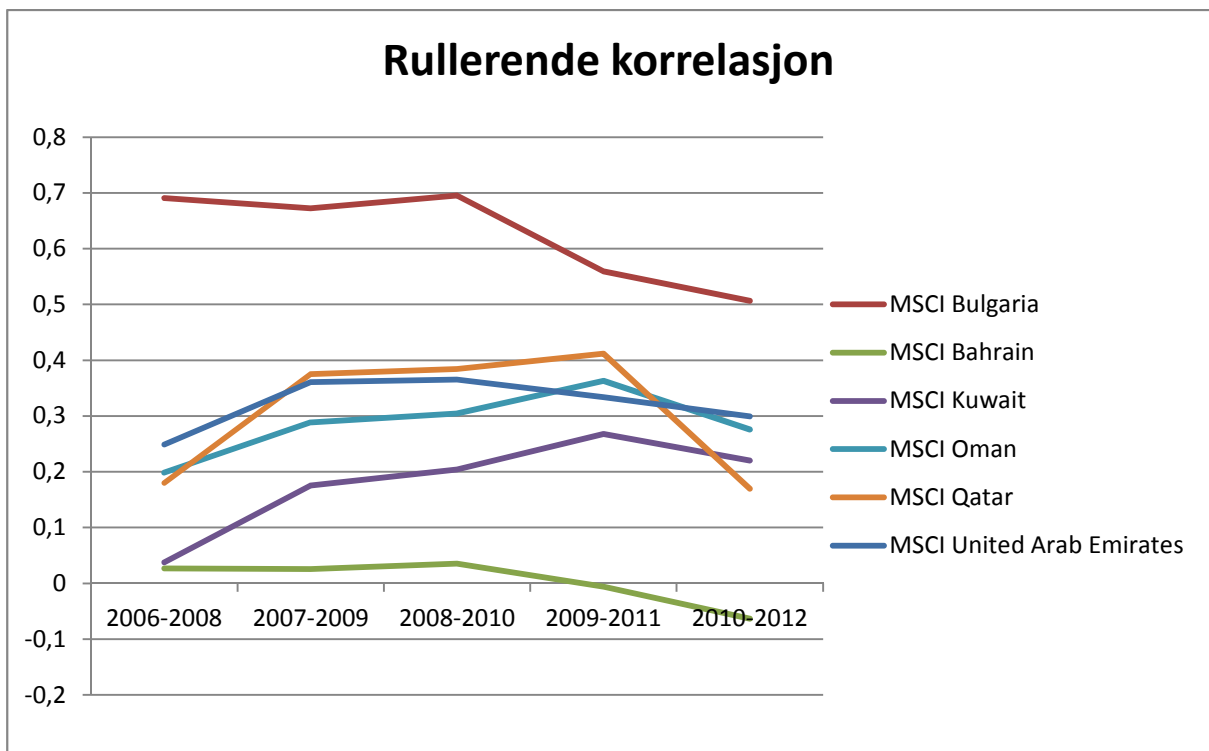
Figur 67 - Rullerende korrelasjon for indekser fra 2001



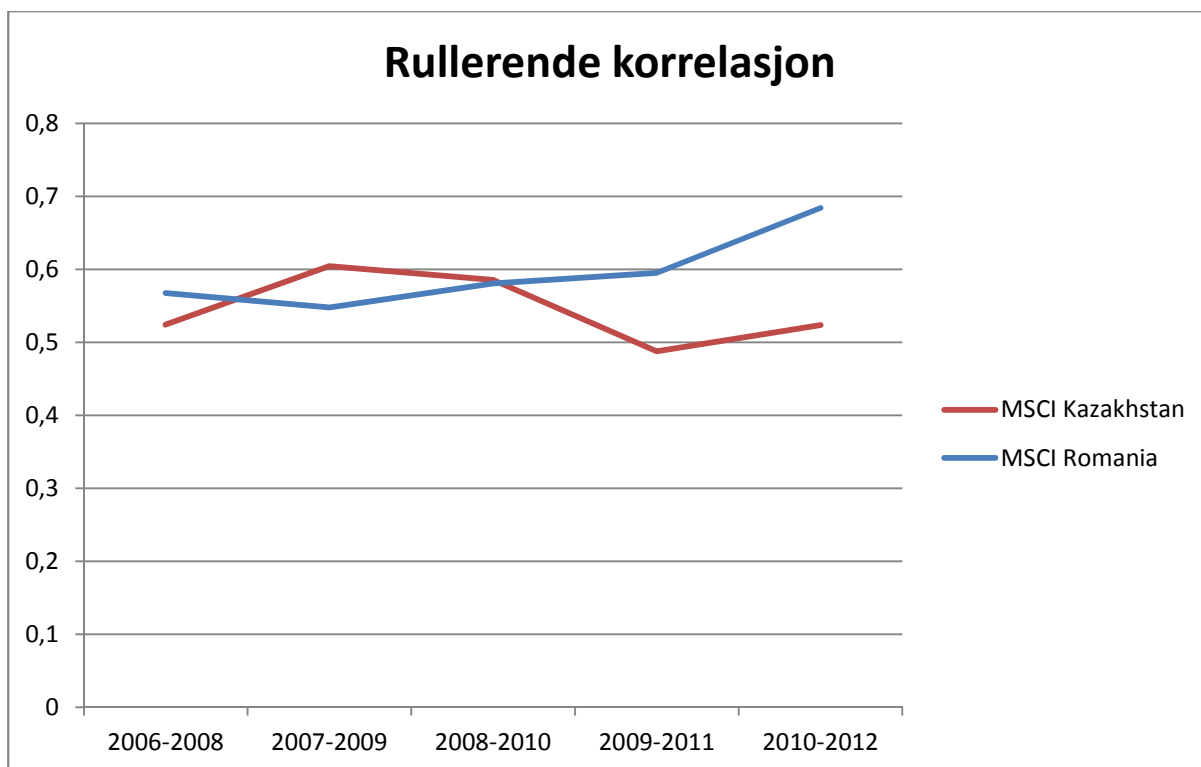
Figur 68 - Rullerende korrelasjon for indekser fra 2002



Figur 69 - Rullende korrelasjon for indeks fra 2004



Figur 70 - Rullende korrelasjon for indekser fra 2005 (1)



Figur 71 - Rullerende korrelasjon for indekser fra 2005 (2)

F. OLS på Internasjonal CAPM

Landindeks Resultater fra OxMetrics						
		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Argentina	Constant	0.00262562	0.002251	1.17	0.2441	0.0036
	MRP World	1.13738	0.07483	15.2	0.0000	0.3818
	FCRP Argentina	-1.84447	0.4558	-4.05	0.0001	0.0419
Jordan	Constant	-0.00285510	0.001441	-1.98	0.0483	0.0104
	MRP World	0.172769	0.05114	3.38	0.0008	0.0296
	FCRP Jordan	-4.68118	1.412	-3.31	0.0010	0.0285
Pakistan	Constant	0.00384524	0.002384	1.61	0.1076	0.0069
	MRP World	0.116164	0.07849	1.48	0.1397	0.0058
	FCRP Pakistan	-1.21234	0.3182	-3.81	0.0002	0.0374
Sri Lanka	Constant	0.00517785	0.002035	2.54	0.0113	0.0170
	MRP World	0.176483	0.06888	2.56	0.0108	0.0172
	FCRP Sri Lanka	-1.80469	0.3032	-5.95	0.0000	0.0865
Kroatia	Constant	0.00133733	0.001439	0.929	0.3534	0.0023
	MRP World	0.508820	0.06155	8.27	0.0000	0.1545
	FCRP Croatia	-0.724331	0.1171	-6.19	0.0000	0.0929
Kenya	Constant	0.00462613	0.001827	2.53	0.0117	0.0169
	MRP World	0.133340	0.06567	2.03	0.0430	0.0109
	FCRP Kenya	-1.71796	0.1498	-11.5	0.0000	0.2601
Libanon	Constant	0.000813197	0.001906	0.427	0.6698	0.0005
	MRP World	0.268973	0.06365	4.23	0.0000	0.0456
	FCRP Lebanon	0.529897	0.8849	0.599	0.5497	0.0010
Mauritius	Constant	0.00322024	0.001619	1.99	0.0474	0.0105
	MRP World	0.232367	0.05838	3.98	0.0001	0.0406
	FCRP Mauritius	-0.296975	0.09620	-3.09	0.0022	0.0248

Nigeria		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	0.00386892	0.002235	1.73	0.0843	0.0079
	MRP World	0.0795400	0.07814	1.02	0.3094	0.0028
	FCRP Nigeria	-1.26974	0.2291	-5.54	0.0000	0.0759
Slovenia		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	3.07485e-005	0.001390	0.0221	0.9824	0.0000
	MRP World	0.536926	0.05944	9.03	0.0000	0.1791
	FCRP Slovenia	-0.765055	0.1183	-6.47	0.0000	0.1006
Tunisia		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	0.00208278	0.001279	1.63	0.1042	0.0070
	MRP World	0.160544	0.05271	3.05	0.0025	0.0242
	FCRP Tunisia	-0.498079	0.1447	-3.44	0.0006	0.0307
Bulgaria		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	-0.00415260	0.001877	-2.21	0.0276	0.0129
	MRP World	0.864384	0.08033	10.8	0.0000	0.2364
	FCRP Bulgaria	-0.402798	0.1597	-2.52	0.0121	0.0167
Bahrain		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	-0.00358654	0.002526	-1.42	0.1565	0.0054
	MRP World	-0.00742157	0.05617	-0.132	0.8949	0.0000
	FCRP Bahrain	0.201886	3.910	0.0516	0.9588	0.0000
Kuwait		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	-0.000343775	0.001802	-0.191	0.8488	0.0001
	MRP World	0.161881	0.06643	2.44	0.0153	0.0156
	FCRP Kuwait	-0.846600	0.4765	-1.78	0.0764	0.0084
Oman		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	-0.000412715	0.001938	-0.213	0.8315	0.0001
	MRP World	0.294964	0.05500	5.36	0.0000	0.0714
	FCRP Oman	0.309874	2.305	0.134	0.8931	0.0000
Qatar		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	0.000330941	0.001987	0.167	0.8678	0.0001
	MRP World	0.370698	0.06532	5.68	0.0000	0.0793
	FCRP Qatar	-1.41965	2.952	-0.481	0.6309	0.0006
De arabiske emiratene		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	-0.00353779	0.002704	-1.31	0.1915	0.0046
	MRP World	0.534417	0.08701	6.14	0.0000	0.0916
	FCRP UAE	-1.25244	4.944	-0.253	0.8001	0.0002
Kazakhstan		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
	Constant	0.00239195	0.002761	0.866	0.3869	0.0020
	MRP World	1.00073	0.09776	10.2	0.0000	0.2189
	FCRP Kazakhstan	-0.411776	0.2113	-1.95	0.0521	0.0101

		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Romania	Constant	-0.000191081	0.002198	-0.0869	0.9308	0.0000
	MRP World	1.01762	0.07915	12.9	0.0000	0.3065
	FCRP Romania	-0.192999	0.05246	-3.68	0.0003	0.0349

Tabell 13 - OLS-regresjon på ICAPM

Referanseliste

- ADLER, M. & DUMAS, B. 1983. International portfolio choice and corporation finance: A synthesis. *The Journal of Finance*, 38, 925-984.
- AGGARWAL, R., INCLAN, C. & LEAL, R. 1999. Volatility in emerging stock markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34.
- ALEXANDER, C. 2001. *Market models: a guide to financial data analysis*, Chichester, Wiley.
- BJØRNESTAD, H., OLSSON, U. H. & TOLCSINER, F. 2004. *Matematikk for økonomi og samfunnsfag*, Kristiansand, Høyskoleforl.
- BOLLERSLEV, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31, 307-327.
- BOSCHI, M. 2005. International financial contagion: evidence from the Argentine crisis of 2001-2002. *Applied Financial Economics*, 15, 153-163.
- BROOKS, C. 2008. *Introductory econometrics for finance*, Cambridge, Cambridge University Press.
- CLAESSENS, S., DASGUPTA, S. & GLEN, J. 1995. Return behavior in emerging stock markets. *The World Bank Economic Review*, 9, 131-151.
- DOORNIK, J. A. & HENDRY, D. F. 2007. *PcGive 12*, London, Timberlake Consultants.
- ENGLE, R. 2001. GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, 15, 157-168.
- ENGLE, R. F. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- ERB, C. B., HARVEY, C. R. & VISKANTA, T. E. 1997. *Country risk in global financial management*, Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts.
- GAUD, P., JANI, E., HOESLI, M. & BENDER, A. 2005. The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data. *European Financial Management*, 11, 51-69.
- HARVEY, C. R. 1995. Predictable risk and returns in emerging markets. *Review of Financial studies*, 8, 773-816.
- HULL, J. 2006. *Options, futures, and other derivatives*, Upper Saddle River, N.J., Prentice Hall.
- KRANØY, K. K. 2011. *Testing for cointegration between equity markets: a Scandinavian perspective*, Trondheim, K.K. Kranøy.

- LJUNG, G. M. & BOX, G. E. 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297-303.
- MARSHALL, B. R., NGUYEN, N. H. & VISALTANACHOTI, N. 2012. Frontier Market Transaction Costs and Diversification. Working Paper edn.
- RAKKESTAD, K. J. 2002. Estimering av indikatorer for volatilitet. *Estimation of volatility indicators*.
- SOLNIK, B. 2000. *International investments*, Reading, Mass., Addison-Wesley.
- SOLNIK, B., BOUCRELLE, C. & LE FUR, Y. 1996. International market correlation and volatility. *Financial analysts journal*, 17-34.
- SOLNIK, B. & MCLEAVEY, D. 2004. *International investments*, Boston, Mass., Pearson Education.
- SØRHEIM, T. I. 2012. Investér i nye markeder. *Dine Penger nr. 8*, 57-59.
- WATKINS JR, S. C. 2010. *Frontier market analysis: a case study of Iraq's real estate industry*. Massachusetts Institute of Technology.
- WAWRZASZEK, J. & VADLAMUDI, H. 2011. Frontier Markets: An Emerging Opportunity for Diversifying Risks and Returns. *Journal of Investment Consulting*, 12, 31-38.