



Norges miljø- og
biovitenskapelige
universitet

Masteroppgave 2021 30 stp
Handelshøyskolen

Sammenhenger og volatilitetsoverføringer mellom aksje- og valutamarkedet: En analyse av BRIC-landene

Riduan Hibout og Kim Tørrissen
Master i økonomi og administrasjon

Forord

Denne masteravhandlingen markerer avslutningen av vårt toårige masterprogram i økonomi og administrasjon på NMBU – Norges miljø- og biovitenskapelige universitet. Prosessen med å skrive masteravhandlingen har vært utfordrende, men samtidig gøy og utrolig lærerik.

Vi ønsker å takke NMBU som har vært en bidragsyter for vår læring og sosialt samvær gjennom studieløpet. Vi vil også takke vår hovedveileder Atle Guttormsen for god veiledning og støtte gjennom prosessen. Vi ønsker å takke Ole Gjølberg for gode råd og innspill. Vi ønsker også å takke Mikaella Zitti for hennes hjelp med statistiske metoder.

Til slutt ønsker vi å takke alle venner og familie som har støttet oss gjennom prosessen, takk for tålmodigheten!

Ås, 31.05.2021

Riduan Hibout

Kim Tørrissen

Abstract

The purpose of this master thesis is to analyze the relationship between the stock market and currency market for Brazil, Russia, India and China (BRIC). We have used the stock indices Bovespa (Brazil), MOEX (Russia), NIFTY50 (India) and SSE Composite (China). For the currency we have collected local currency against the american dollar. We have used weekly data for the period from january 2006 to december 2020. To examine the relationship between the stock market and currency market returns and the volatility we have used the EGARCH model. We find significant volatility spillover from the currency market to the stock market for all four countries. This spillover effect is asymmetric which indicates that negative shocks create more volatility than positive shocks. Conversely, we find significant volatility spillover from the stock market to the currency market for three out of four countries. For India we find no evidence of volatility spillover. The volatility spillover was found to be asymmetric for Brazil, Russia and India. For China, no evidence for asymmetric volatility was found.

The results of this study may be of interest for individual investors, multinational companies, hedge funds and others who diversify their portfolios through international investments. For multinational companies, among others, the results of this study can help to construct effective hedging strategies against currency risk.

Sammendrag

Formålet med denne masteroppgaven er å se på forholdet mellom aksje- og valutamarkedet for Brasil, Russland, India og Kina (BRIC). Vi har innhentet data fra aksjeindeksene Bovespa (Brasil), MOEX (Russland), NIFTY50 (India) og SSE Composite (Kina). For valutakursene har vi innhentet data for hvert lands lokale valuta målt mot amerikanske dollar. All data er ukentlig for perioden januar 2006 til og med desember 2020. En EGARCH-modell brukes for å analysere forholdet i avkastning og volatilitet for hvert land. Vi finner indikasjoner på volatilitetsoverføringer fra valutamarkedet til aksjemarkedet for alle land. Denne volatilitetsoverføringen er asymmetrisk, som betyr at negative sjokk påvirker volatiliteten i større grad enn gode sjokk. Motsatt vei finner vi signifikante volatilitetsoverføringer fra aksjeavkastningen til valutaavkastningen for tre av fire land, med India som unntaket. Volatilitetsoverføringen er asymmetrisk for Brasil, Russland og India, for Kina ble det ikke funnet støtte.

Resultatene av denne studien kan være av interesse for individuelle investorer, internasjonale selskaper, hedgefond og andre som diversifiserer porteføljene gjennom internasjonale investeringer. For blant annet multinasjonale selskaper vil resultatet av denne studien hjelpe med å konstruere effektive hedgingstrategier mot valutarisiko.

Innholdsfortegnelse

Forord	3
Abstract.....	4
Sammendrag	5
Tabelliste	8
Figurliste	8
1. Innledning	9
2. Tidligere studier av sammenhenger mellom aksje- og valutamarkedet.....	13
3 Teori	16
3.1 Forholdet mellom valutakurs og aksjeavkastning.....	16
3.1.1 Den flytorienterte modellen	17
3.1.2 Den aksjeorienterte modellen.....	18
3.2 Random walk og hypotesen om effisiente markeder.....	18
3.2.1 Svak, semisterk og sterk form	19
3.2.2 EMH og motstand	20
3.3 Valutarisiko og diversifisering	20
3.4 Kjøpekraftsparitet	22
3.4.1 Burgernomics.....	22
3.4.2 The Law of One Price	23
3.4.3 Absolutt kjøpekraftsparitet.....	24
3.4.4 Relativ kjøpekraftsparitet.....	24
4. Data	25
4.1 Datainnhenting	25
4.2 Enhetsrot og stasjonaritet	28
4.2.1 Stasjonaritet.....	28
4.2.2 Testing for stasjonaritet	29
4.3 Autokorrelasjon.....	31
5. Metode.....	32
5.1 ARCH-modellen.....	32
5.2 GARCH-modellen.....	34
5.3 ARCH-effekter	35
5.4 EGARCH-modellen	36
5.4.1 Estimering av EGARCH-modellen.....	38

5.5 Granger kausalitetstest.....	41
6. Analyse.....	44
6.1 Prisutvikling	44
6.2 Deskriptiv analyse	50
6.3 Spredningsplott.....	52
6.4 Korrelasjonsanalyse	54
6.5 Testing for stasjonaritet	55
6.6 Granger-kausaltetstest.....	57
6.7 ARCH-test	58
6.8 EGARCH.....	58
6.8.1 Robusthetsanalyse av EGARCH-modellen	62
7. Konklusjon og videre forskning	63
Referanseliste.....	66
Vedlegg.....	77
Vedlegg A1: LM ARCH-test av aksjeindeksene	77
Vedlegg A2: LM ARCH-test av valutakurs	78
Vedlegg B1: ADF-test av aksjeindeksene.....	79
Vedlegg B2: ADF-test av valutakurs	80
Vedlegg C1: EGARCH-modellen - valutamarkedet til aksjemarkedet	81
Vedlegg C2: EGARCH- modellen - aksjemarkedet til valutamarkedet	82
Vedlegg D1: LM ARCH test av EGARCH-modellen - valutamarkedet til aksjemarkedet ...	83
Vedlegg D2: LM ARCH test av EGARCH-modellen - aksjemarkedet til valutamarkedet ...	84
Vedlegg E1: Ljung-Box test for EGARCH-modellen - valutamarkedet til aksjemarkedet...	85
Vedlegg E2: Ljung-Box test for EGARCH-modellen - aksjemarkedet til valutamarkedet...	86
Vedlegg F1: Granger kausalitetstest.....	87

Tabelliste

Tabell 1: Oversikt over landene og dere respektive aksjeindeks og valuta.....	26
Tabell 2: Deskriptiv statistikk for Bovespa, MOEX, NIFTY50, SSE, brasilianske real, russiske rubel, indiske rupi og kinesiske yuan.....	50
Tabell 3: Korrelasjonsmatrise for alle variabler.....	54
Tabell 4: ADF-test.....	56
Tabell 5: Granger-kausaltetstest.....	57
Tabell 6: Koeffisientene for EGARCH modell, volatilitetsoverføring fra valutamarkedet til aksjemarkedet.....	58
Tabell 7: Koeffisientene for EGARCH modell, volatilitetsoverføring fra aksjemarkedet til valutamarkedet.	60

Figurliste

Figur 1: Prisutvikling for aksjeindeks for hvert land.....	44
Figur 2: Prisutvikling for valuta for hvert land.....	45
Figur 3: Relativ prisutvikling for aksjeindeks og valuta for hvert land, med felles startpunkt på 100.....	47
Figur 4: Logaritmisk avkastning for aksjeindeksen for hvert land.....	48
Figur 5: Logaritmisk avkastning for valutaen for hvert land.....	48
Figur 6: Spredningsplott for avkastningen mellom indekser og valuta for hvert land.....	51

1. Innledning

De siste tiårene har utviklingen innen internasjonale investeringer økt drastisk (Nistor, 2015). Denne økningen i internasjonale investeringer skaper dermed høyere tilbud og etterspørsel av valuta, som igjen har skapt en viss grad av gjensidig avhengighet mellom aksjeavkastning og endringer i valutakurs (Kanas, 2000). Denne gjensidige avhengigheten kan medføre noen ulemper. Eksponeringen mot utenlandske markeder kan for eksempel overføre sjokk i et marked over til et annet marked, noe som kan medføre store internasjonale økonomiske svingninger. Under finanskrisen i 2008 kunne denne økonomiske smitten (financial contagion) observeres, med en spredning av økonomiske sjokk fra et marked til et annet, og til slutt en tilnærmet global økonomisk krise.

For investorer kan gjensidig avhengighet mellom aksje- og valutamarkedet øke den usystematiske risikoen i internasjonale porteføljer, som igjen kan redusere eventuell gevinst fra en diversifisering av porteføljen internasjonalt (Kanas, 2000). Investorer benytter seg ofte av valuta som et verktøy for diversifisering og krever derfor en estimering av korrelasjonen mellom aksje- og valutakurs. Derfor vil forståelsen av forholdet mellom aksje- og valutamarkedet hjelpe investorer og forvaltere håndtere og hedge risiko effektivt (Dimitrova, 2005). Som eksempel meldte teknologiselskapet Kahoot! i sin kvartalsrapport for Q4 2020 om en økning i underskuddet sammenlignet med Q4 2019. Av det totale tapet på 28,2 millioner dollar i Q4 2021 var 16,9 millioner grunnet valutatap på selskapets beholdninger av utenlandsk valuta, som ifølge kvartalsrapporten stort sett består av amerikanske dollar (Oslo Børs, 2021).

BRIC-landene har stadig blitt viktigere de siste tiårene, spesielt innen verdensøkonomien. BRIC-landene omfatter Brasil, Russland, India og Kina. Dette er land kategorisert som fremvoksende økonomier, som har opplevd stor økonomisk vekst gjennom de siste tiårene. Selve begrepet BRIC ble først brukt av sjefsøkonomen i Goldman Sachs, Jim O'Neill (2001). Når han presenterte dette begrepet ble det vektlagt noen nøkkeltall for å illustrere den økonomiske betydningen av landene, blant annet ble det fremhevet at Kinas nominelle BNP var større enn hva som var tilfelle for Italia. Det ble også påpekt at BRIC sin andel av det globale BNP

var på 8 % nominelt, og hele 23,3 % kjøpekraftskorrigert (PPP). Det ble også sagt at G7 burde hente inn representanter fra BRIC-landene (O'Neill, 2001). To tiår senere ser de tilsvarende nøkkeltallene slik ut, i nominelle tall er det kun USA som har BNP større enn Kina, og dersom vi benytter PPP-tall gikk de forbi amerikanerne allerede i 2017 (Elegant, 2021). Når det kommer til andel av det globale BNP utgjør BRIC per 2019 23,6 % av det nominelle, og hele 29,8 % av kjøpekraftskorrigert globalt BNP (World Bank, 2021a; World Bank, 2021b). Samtidig er det ingen grunn til å tenke seg at BRIC-landenes betydning for verdensøkonomien skal stoppe på dette nivået, og allerede i 2003 ble det spekulerte at disse fire nasjonene vil i løpet av 2050 forbigå majoriteten av verdens ledende økonomier (Wilson & Purushothamam, 2003).

Økonomien i BRIC-landene kjennetegnes av eksportrettet råvare- og industriproduksjon. Fordelingen mellom hvilke sektorer som er dominerende varierer en del mellom de ulike landene. Ifølge Kasman (2009) har BRIC-landene utviklet seg til en økonomisk blokk fordi Brasil og Russland forsyner nødvendige råmaterialer til India og Kina. Brasil og Russland er innehavere av en betydelig olje- og gassnæring, men også andre råvarer som metaller, jordbruk og trevirke er viktig. Resultatet er at begge land har en relativt råvaretung eksportindustri, og stort sett overskudd på handelsbalansen (Santander, 2021a; Santander, 2021b). Råvarer handles ofte i amerikanske dollar, og regnes som verdens reservevaluta. I tillegg er amerikanske dollar preget av stabilitet fordi de fleste land sitter på valutareserver i dollar. Vanligvis eksisterer det et omvendt forhold mellom råvarepriser og dollar, der prisen på råvarer øker når dollaren depresieres, og omvendt (Sankararaman et al., 2018). Konsekvensen kan dermed bli at kjøpekraften for Russland og Brasil svekkes når dollaren appresieres, og omvendt.

Kina har også betydelig råvareproduksjon, spesielt kritiske råvarer, som sjeldne jordmetaller (Penke, 2021). Til forskjell fra Brasil og Russland har Kina forholdsvis lite eksport av råvarer. For de sjeldne jordmetallene som utvinnes i Kina eksisterer det eksporthindringer iverksatt at myndighetene, siden de benyttes som innsatsfaktorer innen hjemlig elektronikkproduksjon (Baruzzi, 2021). Den kinesiske eksporten domineres av maskiner, utstyr og elektronikk. En betydelig andel av verdens elektroniske produkter er produsert i Kina (Agarwal, 2018). Den store eksportsektoren gjør også at landet har hatt vedvarende overskudd på

handelsbalansen i lang tid (Santander, 2021c). Derfor har Kina reinvestert mye av overskuddet i amerikanske statsobligasjoner, og er en av de største ikke-amerikanske innehavere av amerikansk statsgjeld (Amadeo, 2021; Seth, 2021).

India skiller seg ut, som det landet, som har hatt vedvarende underskudd på handelsbalansen over mange år. Dette skyldes i hovedsak import av store mengder olje for å dekke landets energibehov. Indisk eksport domineres av tjenesteproduksjon innen IT, siden landet har en stor IT-industri. Andre viktige eksportvarer er smykker, diamanter og farmasøytiske produkter (Santander, 2021d).

Det vi ønsker å undersøke i denne oppgaven er sammenhengen mellom aksje- og valutamarkedet i de fremvoksende økonomiene Brasil, Russland, India og Kina. Vi benytter en *exponential general autoregressive conditional heteroscedasticity* (EGARCH) modell for å undersøke i hvilken grad det eksisterer volatilitetsoverføringer mellom aksje- og valutamarkedet i BRIC-landene. Det vi skal teste i forbindelse med volatilitetsoverføring er om tidligere volatilitet i aksjemarkedet kan forklare volatiliteten i valutamarkedet. Det vi med andre ord skal finne er om volatiliteten i avkastningen for det ene markedet kan påvirke volatiliteten i avkastningen i det andre. Forskningsspørsmålet vårt er: *Eksisterer det et forhold mellom aksje- og valutamarkedet og hvilke effekter har markedene på hverandre.*

Årsaken for valget av akkurat BRIC-landene er den store betydningen de har på verdensøkonomien, og mangelen på denne typen studier rettet mot BRIC-landene. BRIC-landene er betydelige størrelser i verdensøkonomien, men demografisk er de av større betydning, siden de utgjør hele 40 % av jordens befolkning per 2021. India og Kina er verdens to mest folkerike land, med ca. 1,4 milliard innbyggere hver (UNFPA, 2021). De høye folketallene i India og Kina kombinert med tilgang på rimelig arbeidskraft, gjør dem spesielt konkurransedyktige sammenlignet med vestlige og andre høyinntektsland (Radulescu et al., 2014). Landene har også stort sett opplevd en velstandsøkning over lengre tid. Dette gjelder spesielt Kina, som etter eget sigende har redusert sin andel mennesker som lever under landets fattigdomsgrense fra 50 % i år 2000 til 0,0 % nå i 2021 (Elster, 2021). Den nye store kinesiske middelklassen har med sin nyvunne velstand også blitt store forbrukere av varer og tjenester, som dermed også bidrar til å videre styrke landets økonomi

(Kharas & Dooley, 2020). Vi forventer å gjøre funn på gjensidig toveis volatilitetsoverføringer fordi markedene i større grad har blitt integrerte. For Kina er forventningene usikre på grunn av kontrollen kinesiske myndigheter har på valutaen mot amerikanske dollar.

Denne masteroppgaven er skrevet for investorer, hedgefond, forskere og studenter som er interessert i finansmarkedet. Leseren av denne studien bør ha generell kunnskap og forståelse innenfor statistikk, finans og investering for å kunne forstå alle konsepter, modeller og data som anvendes.

Oppgaven er organisert som følger. I kapittel 2 presenteres tidligere studier av sammenhenger mellom aksje- og valutamarkedet. Kapittel 3 ser på aktuelle teorier. Kapittel 4 beskriver datasettene og hvordan det er bearbeidet. Kapittel 5 beskriver de ulike modellene som benyttes i analysen. Kapittel 6 presenterer og tolker resultatene fra analysen. Kapittel 7 inneholder konklusjon, drøfting og forslag til videre studie.

2. Tidligere studier av sammenhenger mellom aksje- og valutamarkedet

Det finnes flere studier som undersøker forholdet mellom aksje- og valutamarkedet. Studier av hvordan et finansielt marked kan forutsi et annet er stadig økende, og det er gjort funn på at finansmarkedene i større grad er integrerte etter finanskrisen i 2008-2009 (Kim et al., 2013; Babecky et al., 2013; Zivkov et al. 2015; Bong-Han et al., 2015). Resultatene av studiene for volatilitetsoverføring kan deles opp i tre grupper. Først, studier som viser toveis forhold mellom markedene. Det betyr at volatiliteten i aksjemarkedet overføres til valutamarkedet, og motsatt. Videre eksisterer det studier som viser ensrettet forhold, der volatiliteten enten overføres fra aksjemarkedet til valutamarkedet eller fra valutamarkedet til aksjemarkedet. Til slutt finnes det studier som ikke finner noe forhold mellom markedene, der volatiliteten i det ene markedet ikke overføres til det andre.

Forholdet mellom aksje- og valutamarkedet har tiltrukket både akademia og finansbransjen, og spiller en sentral rolle i risikohåndtering og porteføljediversifisering. Globaliseringen og den finansielle liberaliseringen tilbyr investorer flere muligheter for diversifisering på tvers av markeder i ulike regioner. Internasjonal diversifisering gir høyere valutarisiko, dette fenomenet skaper en kobling mellom aksje- og valutamarkedet. Denne koblingen observeres både ved å analysere avkastning og volatiliteten. For å hedge mot endringer i valutakurs blir dermed både aksjer og valuta benyttet strategisk mot risiko (Apte, 2001).

Nevnte studie av Apte (2001) studerte volatilitetsoverføringen mellom aksje- og valutamarkedet for India. Resultatene viser signifikant volatilitetsoverføring mellom begge markedene. Dette er i strid med funnene til Kanas (2000). En empirisk analyse av Mishra et al. (2007) undersøkte forholdet mellom volatiliteten av det Indiske aksje- og valutamarkedet. Mishra et. al (2007) peker ut at studien utført av Apte ikke er robust, ettersom observasjonene fra 1991 til 1994 av aksjeindeksen kun er simulerte tall, og ikke faktiske observasjoner. Årsaken til dette var manglende observasjoner for aksjemarkedet i perioden. Studien av Mishra et al. (2007) fant støtte på toveis

forhold mellom markedene, og at begge markedene beveget seg i takt med hverandre. De signifikante funnene foreslår at det eksisterer informasjonsflyt og at markedene dermed er integrert med hverandre.

For Kina utførte Xiong og Han (2015) en studie som rapporterte toveis volatilitetsoverføring mellom aksje- og valutamarkedet. Det ble avdekket at den asymmetriske overføringen av volatilitet mellom begge markedene over tid er redusert. Studien viser at det kinesiske aksjemarkedet raskt fanger opp endringer i realøkonomien.

En studie av det brasilianske markedet utført i 2015 ble det gjort funn på at avkastningen i aksjemarkedet har en signifikant effekt på prisformeringen av brasilianske real (Ely, 2015). Studien viste derimot en ikke-lineær Granger-årsak fra real til brasilianske aksjemarkedet. Samme år ble det utført en annen studie av tre fremvoksende økonomier (Brasil, Nederland, Sør-Afrika og Tyrkia), og tre utviklede økonomier (Irland, Nederland og Spania), ved bruk av ukentlige observasjoner (Mozumder et al., 2015). Det ble gjort funn på asymmetrisk volatilitetsoverføring mellom flere land. For Brasil ble det gjort funn på toveis volatilitetsoverføring. En studie av Chkili (2012) undersøkte åtte fremvoksende land, Argentina, Brasil, Hong Kong, Malaysia, Singapore, Mexico, Indonesia og Sør-Korea. Studien viste signifikante toveis volatilitetsoverføring i majoriteten av landene. For de brasilianske markedene fant forskerne signifikant Granger-årsak. For volatiliteten ble det gjort funn på at volatilitet i aksjemarkedet førte til økt volatilitet i valutamarkedet, og motsatt.

En studie av Granger, Huang og Yang (2000) undersøkte forholdet mellom aksje- og valutakurser for ni asiatiske land. Enhetsrot og kointegrasjonsmodeller ble benyttet for å avgjøre Granger-kausaltet mellom aksje- og valutakurser. For Sør-Korea ble det gjort funn på at valutakursene påvirker aksjekursene med positiv korrelasjon. For Filippinene indikerte resultatene at aksjekursene påvirket valutakursene med negativ korrelasjon.

En analyse av Thailand og fire andre asiatiske land gjorde funn på at depresiering av valutakurs har en negativ påvirkning på aksjeavkastning (Fang, 2002). Det ble i tillegg gjort funn på at valutakursen økte volatiliteten i aksjemarkedet for perioden 1997-1999. Implikasjonene er at internasjonale investorer og forvaltere som planlegger å investere i de øst-asiatiske landene, og deres nye framvoksende aksjemarkeder, måtte evaluere stabiliteten av valutamarkedet før dem kunne ta del i investeringer.

Det hevdes at aksjemarkedet også påvirker valutamarkedet (Babarumshah et al., 2002). Denne påstanden er forenlig med studier som viser en ensidig kausalitet fra aksjemarkedet til valutakurser (Ebrahim, 2000; Bahmani-Oskooee & Sohrabian, 1992; Yu, 1997). I en studie av Ma og Kao (1990) ble det demonstrert at dersom et land er eksportorientert medfører dette en appresiering i lokal valuta, som påvirker lokale aksjer negativt. På den andre siden vil det i land som er importorienterte være motsatt. Det legges til at en sterkere lokal valuta, relativt til andre valutaer, har en positiv effekt på det lokale aksjemarkedet.

En studie av Patro et al. (2014) undersøkte hvordan lokale aksjemarkeder reagerer når landets sentralbank devaluerer den lokale valutaen. Devalueringen ser ut til å være forventet av markedet, og blir dermed priset inn på forhånd. Dette resulterer i signifikante reduksjon i avkastning, helt opp til ett år før sentralbanken offentliggjør sin beslutning. Denne negative trenden vedvarer i opptil ett kvartal etter offentliggjøringen, og blir deretter fulgt av en positiv trend. Studien viser at tendensene forsterkes for framvoksende økonomier.

3 Teori

Hele økonomien i et land er påvirket av valutakursendringer. Valutakursen er blant annet med på å bestemme hva og hvor mye selskaper selger til utlandet. For eksempel vil en depresiering i lokal valuta, relativt til utenlandsk, intensivere eksporten. Dette vil være med på å styrke konkurransekraften lokalt. Teoretiske og empiriske analyser har undersøkt dette feltet i flere år, og levner liten tvil om at både valuta- og aksjemarkedet er viktige indikatorer for prestasjonen i økonomien. I dette kapitlet legger vi frem teori som forklarer forholdet mellom markedene. Vi trekker derfor inn diversifisering og hedging, da resultatet av studien vil gi nyttig informasjon om valutasikring. Siden arbitrasjemuligheter kan oppstå på grunn av valutakursforskjell vil kjøpekraftsparitet drøftes.

3.1 Forholdet mellom valutakurs og aksjeavkastning

Funn gjort i studien til Mukherjee og Naka (1995) viser støtte for at makroøkonomiske variabler, inklusive valutakurs, har et langsiktig kointegrert forhold med aksjemarkedet. Studien til Mukherjee og Naka viste positivt forhold mellom valutakursen og Tokyo Stock Exchange (TSE), der resultatet viste at TSE økte når japanske yen depresierte mot amerikanske dollar. Tian og Ma (2010) utførte en studie der forholdet mellom aksje- og valutamarkedet ble undersøkt. Det ble gjort funn på at Shanghai A Share indeksen og kinesiske yuan mot amerikanske dollar har et langsiktig forhold, og positiv korrelasjon. En prosent endring i CNY/USD forårsaket 32 % endring i aksjeindeksen. Generelt sett er funnene konsistente med at valutamarkedet påvirker aksjemarkedet signifikant. Dette funnet samsvarer med den flytorienterte modellen, som presenteres i neste avsnitt..

3.1.1 Den flytorienterte modellen

Den flytorienterte modellen forklarer at valutakursen spiller en sentral rolle for et lands internasjonale konkurransedyktighet (Dornbusch & Fischer, 1980). Modellen legger til grunn en forutsetning om at valutakursen kan påvirke handelsbalansen og konkurransefortrinn internasjonalt, og kan dermed påvirke realinntekten til et land. Dersom et lands lokale valuta appresieres relativt til andre, vil dette medføre en trussel overfor eksportører, og igjen påvirke aksjekursen i markedet negativt. Effekten av dette er større for eksportfokuserte økonomier (Tian & Ma, 2010). For eksportorienterte selskaper vil en depresiering i lokal valuta gjøre eksportvarer billigere og øke etterspørselen etter disse varene. I dette tilfellet overføres kausaliteten fra valutakursen til aksjeprisen.

Appresiering i lokal valuta vil redusere selskapets profitt da utenlandsk etterspørsel av selskapets eksportvarer reduseres. For importorienterte selskaper fører en depreciert lokal valuta til en ufordelaktig posisjonering i markedet. Sensitiviteten for valutakursendringer i importorienterte selskap vil være det motsatte. En depresiering i lokal valuta reduserer selskapsverdien, og motsatt vil appresiering i lokal valuta øke selskapsverdien. Ettersom verdien av finansielle eiendeler er bestemt av nåverdien av fremtidig kontantstrømmer vil forventningene om valutakursendringer spille en viktig rolle. Dersom den lokale valutaen depresieres vil det medføre at lokale selskaper er mer konkurransedyktige på grunn av rimeligere eksport. Videre vil den høyere eksporten øke selskapenes profitt, som gir en påfølgende økt aksjepris. Den flytorienterte modellen postulerer at valutakursendringer fører til endringer i aksjeprisen.

3.1.2 Den aksjeorienterte modellen

Den aksjeorienterte modellen av Branson og Henderson (1985) påpeker at valutakursen er bestemt av tilbud og etterspørsel etter verdipapirer. En økning i lokal aksjepris fører til appresiering av lokal valutakurs. Når lokale aksjepriser øker, vil investorens intensjon være å kjøpe mer lokale aksjer, som påvirker investoren til å selge utenlandske aksjer, for å ha mer lokal valuta med intensjon om å investere mer i det lokale aksjemarkedet. Denne økningen i investorens formue er grunnet en oppgang i lokale aksjer, noe som motiverer for å etterspørre flere lokale aksjer. Dette fører også til en økning i renter, som igjen medfører en sterkere lokal valuta. Den monetære tilnærmingen postulerer en svak til ingen kausalitet mellom valuta- og aksjemarkedet (Jebran & Iqbal, 2016). Modellen går ut på at aksjemarkedet spiller en viktig rolle i bestemmelsen av dynamikken i valutamarkedet. Det innebærer at påvirkningen skjer fra aksjemarkedet til valutamarkedet. Siden aksjepriser er nåverdier av fremtidige kontantstrømmer i selskapet er dette noe som påvirkes av økonomiens prestasjon (Tian & Ma, 2010). Med dette vil en økning i aksjemarkedet føre til en appresiering i lokal valutakurs. Tian og Ma (2010) konkluderer med at det finnes en teoretisk enighet i forholdet mellom aksje- og valutapriser.

3.2 Random walk og hypotesen om effisiente markeder

Hypotesen om effisiente markeder ble utledet når Maurice Kendall (1953) forsket på mønstrene i aksjemarkedet. Kendall gjorde funn på at aksjepriser ikke fulgte et synlig mønster, men at aksjeprisen reflekterer selskapets forventning og følger økonomiens generelle prestasjon. Forskningen til Kendall ga indikasjon på at aksjemarkedet beveger seg tilfeldig, og var umulig å forutsi. Først var det mye motstand fra økonomer angående funnene, men de ble etter hvert akseptert (Bodie et al., 2018).

Hypotesen om effisiente markeder, eller på engelsk *efficient market hypothesis* (EMH), er konseptet om at aksjeprisen allerede inneholder all tilgjengelig informasjon (Fama, 1970). Dersom hypotesen holder, må markedsprisen reflektere forventningene om hva aksjen vil være verdt i morgen. EMH spesifiserer ikke hvilke

mekanismer som er gjeldende i forbindelse med at prisene skal reflektere all informasjon, og spesifiserer heller ikke rasjonaliteten til markedsprisen. Det vil si at det foreligger en sannsynlighet at EMH forblir i skyggene dersom det er muligheter for en markedsboble (Bodie et al., 2018).

Random walk teorien og EMH går parallelt. Dersom aksjeprisen responderer til informasjon må prisen enten gå opp eller ned, som en respons til informasjonen. Informasjonen må altså være uforutsigbar, og derfor vil påfølgende respons også være uforutsigbar. Det er nettopp dette som fører til teorien om random walk, en teori som sier at prisbevegelser må være tilfeldige og uforutsigbare (Hull, 2012).

3.2.1 Svak, semisterk og sterk form

Hypotesen om effisiente markeder deles i tre forskjellige typer, svak, semisterk og sterk form. Disse forskjellige typene baserer seg på hvordan "all tilgjengelig informasjon" skiller seg ut.

Ifølge (Hull, 2012) er det ingen grunn, ved svak EMH, å studere trender i prisen ved å utføre en trendanalyse, da den nåværende aksjeprisen reflekterer blant annet historisk informasjon og volum. Det vil ikke være mulig å tjene en profitt i noen særlig grad dersom denne teorien holder. Siden faktorer i historien gjentar seg, så vet investorene hvilken retning prisen vil bevege seg og det vil umuliggjøre høy profitt umulig siden alle vet i hvilken retning prisen kommer til å bevege seg-

En semisterk form sier at all offentlig tilgjengelig informasjon, både nåværende og historisk gjeldende for firmaets prospekter må være reflektert i aksjeprisen. Prisen på aksjen bør respondere umiddelbart når ny informasjon blir offentliggjort. Ettersom prisen nå reflekterer all historisk informasjon og prisen beveger seg i takt med ny informasjon, vil også denne formen gjøre det umulig for investorer å tjene betydelig fortjeneste siden alle investorer i utgangspunktet ender opp med å betale en høy pris (Bodie et al., 2018).

En sterk form av EMH tilsier at all tilgjengelig informasjon tilgjengelig for minst en investor, både offentliggjort og mindre offentlig, altså privat informasjon. Dersom denne formen av teorien holder, vil det ikke være mulig å tjene noe profitt på innsidehandel ettersom prisen allerede inkluderer både innsideinformasjon og all annen tilgjengelig informasjon. Med dette vil det ikke være mulig å ha en fordel i markedet og dermed ingen profitt.

3.2.2 EMH og motstand

EMH sier at det ikke er mulig å tjene noe særlig profitt på markedet og at det maksimale en kan tjene er den forventede avkastningen som inkluderer risiko. Ved testing av EMH har det blitt funnet svakheter som ikke stemmer med hypotesen. Dette gjelder blant annet Eugene Fama, som er en nestorene innen etableringen av EMH, takket være hans gjennomgang av forskningen på feltet (Fama, 1970). Ifølge Fama (1990) ble det observert aksjer som ikke fulgte en random walk, dette gjelder blant annet verdiaksjer. Det ble også observert et momentum der aksjer som har gjort det godt tidligere, vil fortsette å gjøre det i fremtiden.

3.3 Valutarisiko og diversifisering

Valutarisiko er en type risiko for internasjonale investorer og selskaper. Vi ønsker å trekke inn relevant teori, siden valutakurs har påvirkning på prestasjonen for lokale selskaper, og dermed påvirker aksjepriser. Ved konstruering, eller besittelse av en internasjonal portefølje, er valutarisiko delvis mulig å diversifisere. På den andre siden vil kunnskapen om forholdet mellom disse to volatile finansielle markedene være en viktig faktor for de valgene investorer gjør i porteføljen. Det har blitt foreslått ved stabile tider i aksjemarkedet, at investorer kan nøytralisere risikoen mellom aksjer og valutakurs i det lokale markedet ved å hedge.

Diversifisering kan drastisk redusere porteføljens risiko. En måte er å inkludere verdipapirer som ikke korrelerer med hverandre. Om en portefølje består av to ulike verdipapirer, vil en kunne redusere risikoen av porteføljen dersom verdipapirene ikke korrelerer. Man kan for eksempel trekke inn Brent Crude olje og amerikanske dollar. Disse har historisk sett hatt et inverst forhold. Når prisen på USD depresieres, fører dette til en prisøkning av Brent Crude. Om man tar utgangspunkt i det vil en portefølje bestående utelukkende av Brent Crude og USD ha en risikonøytraliserende effekt. Dette går selvsagt på bekostning av avkastning. Dersom to verdipapirer korrelerer perfekt vil det ikke være mulig å redusere risikoen ved å investere i disse to samtidig, og dermed vil ikke diversifisering være hensiktsmessig (Markowitz, 1991). Med diversifisering av porteføljen kan man predikere en mer pålitelig avkastning, og lavere variasjon for porteføljen, samtidig som risiko reduseres (Elton et al., 2007).

For å sikre seg mot valutakursendringer kan et selskap eller en investor velge å hedge, der hensikten er å nøytraliserer risikoen så langt det lar seg gjøre ved å bruke et verdipapir, som for eksempel futuresmarkedet (Hull, 2012). "*Foreign currency hedging specifically tries to reduce the risk that arises from future movements in an exchange rate*" (Bligh, 2012). Valutasikring er spesielt viktig for selskaper som er involvert i grenseoverskridende handel. Det er heller ikke uvanlig at valutaer i fremvoksende markeder kan være preget av høyere volatilitet, dette kan være både som resultat av politisk ustabilitet og en økonomi som er dominert av en enkelt industri, for eksempel petroleum. Det er også viktig å nevne at hensikten med hedging ikke er å profitere på valutaforskjeller, men utelukkende å sikre seg mot nedsiderisiko i forbindelse med valutakursendringer.

The International Swaps and Derivatives Association (ISDA) rapporterte at nesten alle verdens største selskaper bruker derivater for å hedge bedriften mot valutakursendringer. Bank of International Settlement (BIS) rapporterer at den utestående renten og valutaderivater har økt fra 6,1 milliarder USD til 35,6 milliarder USD, og fra 3,3 milliarder USD til 8,8 milliarder USD, i den relativt korte perioden fra 2000 til 2009 (Campello et al., 2011).

3.4 Kjøpekraftsparitet

En grunnleggende regel innen økonomi er at prisnivået mellom to land skal være identisk, når begge lands respektive valutaer har blitt omregnet til en felles valuta, også kjent som kjøpekraftsparitet (Pakko & Pollard, 2003).

3.4.1 Burgernomics

I 1986 introduserte *The Economist* "the Big Mac™ index", en uformell måte å måle over- og undervurdering av valutaer relativt til dollaren (Clements et al., 2007). Opphavet til hamburgeren Big Mac™ er naturlig nok restaurantkjeden McDonald's, som allerede for flere tiår siden var tilstedeværende i et betydelig antall land, og per 2020 har 39 198 utsalgssteder fordelt over 119 land/markeder (Lock, 2021). Big Mac™ er stort sett det samme produktet uansett på hvilket utsalgssted en måtte finne seg, noe som innebærer at innsatsfaktorene bør være noenlunde like.

Metoden som benyttes for å beregne kjøpekraftsparitet ved hjelp av Big Mac™ utføres ved å sammenligne prisen for en hamburger mellom USA, og de andre landene som inngår i indeksen. Deretter sammenlignes vekslingskursen på valutaene relativt mot amerikanske dollar. Differansen mellom prisforskjellen for en Big Mac™, og prisforskjellen mellom en dollar og lokal valuta, bestemmer om en valuta er over- eller undervurdert. Dette eksemplifiseres ved en Big Mac™ som koster £3,29 i Storbritannia og \$5,66 i hjemlandet USA, innebærer en vekslingsrate på 0,58. Dersom den faktiske vekslingsraten er 0,74 blir resultatet at det britiske pundet er undervurdert med 21,6 % (The Economist, 2021).

I all sin lettvinthet har Big Mac™ index (BMI) noen problemer. Ifølge Clements et al. (2007) er de aller fleste valutaer inkludert i indeksen vedvarende feilpriset. Hensikten med BMI er den skal være en langsiktig vekslingskurs, som den da faktiske kursen skal trekkes mot, men en slik mekanisme eksisterer altså ikke. Årsaken til dette er at BMI ikke vurderer den absolutte kjøpekraftspariteten, som blant annet betyr at internasjonale handelsbarrierer ikke hensyntas. Samtidig sier Clements et al. (2007)

at med en modifisering av BMI kan den nevnte feilprisingen korrigeres for, og da vil indeksen være en god kandidat til å spore vekslingskurser på lang og mellomlang sikt.

3.4.2 The Law of One Price

Kjøpekraftsparitet kan deles opp i tre forskjellige teorier: The Law of One Price (LOP), absolutt kjøpekraftsparitet og relativ kjøpekraftsparitet. Det er LOP som er lagt til grunn for teoriene. Teorien går ut på at man får kjøpt den samme varen i utlandet som i sitt eget land etter å ha hensyntatt valutakursene. Med andre ord skal prisenivået være likt, selv om man kjøper noe i et annet land etter konvertering til samme valuta. Dersom LOP holder, vil arbitrasjemuligheter bli eliminert av markedet. Det vil si at man i teorien ikke har mulighet til å kjøpe en vare i et marked med lavere pris, og selge varen videre i et marked der varen er priset høyere (Rogoff, 1996).

$$P_i = SP^*_i \quad (3.1)$$

I formelen 3.1 over representerer P_i prisenivået for en vare i hjemlandet. S er den nominelle valutakursen og P^* er prisenivået av et gode i utlandet. Formelen over legger til grunn et "effektivt" marked, som blant annet betyr ingen transportkostnader, ingen transaksjonskostnader og perfekt informasjon i markedet. I realiteten er kjøpekraftspariteten vanskelig å oppnå, da en må inkludere ulike kostnader for å få varene transportert over grenser. Dette inkluderer transportkostnader, tariffavtaler, fortollingsgebyrer og andre kostnader som kan forekomme.

3.4.3 Absolutt kjøpekraftsparitet

Som alternativ til LOP kan en sammenligne den absolutte kjøpekraftspariteten for en vare mellom to land. Dersom denne teorien holder vil valutakursen være i likevekt når verdien av en vare er lik mellom to land. Den generelle kjøpekraftsteorien predikerer at markedskreftene medfører at valutakursen justerer seg over tid dersom prisen på en vare ikke er lik. Absolutt kjøpekraftsparitet er gitt ved formel 3.2:

$$P = SP^* \quad (3.2)$$

3.4.4 Relativ kjøpekraftsparitet

Relativ kjøpekraftsparitet innebærer at den prosentvise endringen i valutakurs skal være lik differansen mellom inflasjonen hjemme og i utlandet over tid. Med andre ord skal valutakursen og inflasjonsnivået i to land over tid være lik. Dersom land A har en inflasjon på 2 % og land B i samme periode har en inflasjon på 4 % kan vi si at prisen for varer har økt mer i land B enn land A. Ifølge teorien vil forskjellen på 2 prosentpoeng medføre en depresiering av valutaen på 2 prosentpoeng for land B per år, eller at valutaen for land A appresieres med 2 prosentpoeng. Relativ kjøpekraftsparitet er en dynamisk utvidelse av absolutt kjøpekraftsparitet.

4. Data

For å undersøke og analysere aksje- og valutamarkedet markedene må vi innhente finansielle data. Ettersom vi undersøker finansielle tidsserier, og benytter oss av statistiske modeller, kan det lett oppstå problemer med rådata som gjør utførelsen av analysen komplisert. Vi vil derfor i dette kapitlet forklare hvilke data vi har samlet inn og hvordan datasettet er bearbeidet og testet for å kunne gå videre med analysen.

4.1 Datainnhenting

Innsamlet data for denne studien består av ukentlige observasjoner for aksjeindekser og valutakurser fra Brasil, Russland, India og Kina i perioden januar 2006 til og med desember 2020. Det er lokal valuta for hvert av de fire landene mot amerikanske dollar som er hentet ut. Valutaene for de ulike landene er representert ved brasilianske real, russiske rubel, indiske rupi og kinesiske yuan. Aksjeindeksene benyttet i oppgaven er Bovespa i Brasil, MOEX i Russland, NIFTY50 i India og SSE Composite i Kina.

Vi har hentet inn data om viktige aksjeindekser for hvert av de fire landene, og vil dermed kunne fungere som økonomiske indikatorer. Handelen på de ulike indeksene foregår i landets valuta. Aksjeindeksen i Brasil, Bovespa, opprinnelig et portmanteau for “**B**olsa de **V**alores de **S**ão **P**aulo”, på norsk São Paulo børs. Denne indeksen representerer om lag 80 % av antall handler og finansielt volum på det som heter Brasil, Bolsa, Balcão, også kjent som B3 (B3, u.å.). Per mai 2021 består Bovespa av om lag 84 ulike selskaper (Investing.com, 2021). For Russland benytter vi MOEX-indeksen. Denne var kjent som MICEX frem til 2017. Aksjeindeksen følger de største og mest likvide selskapene som er notert på Moscow Stock Exchange, per mars 2021 utgjør dette 44 selskaper (MOEX, 2021). For det indiske markedet har vi hentet ut data for NIFTY50, som representerer det vektete snittet for 50 av de største selskapene som er notert på National Stock Exchange of India (NSE), lokalisert i

Mumbai. Per mars 2019 representerte NIFTY50 om lag 66,8 % av den frie flytjusterte markedsverdien for aksjer notert på NSE (NSE, 2021). Når det kommer til det kinesiske markedet har vi hentet ut data for SSE Composite, en forkortelse for Shanghai Stock Exchange Composite. Dette er fastlands-Kinas største aksjeindeks målt i markedsverdi, en all-share indeks for alle aksjer som handles på Shanghai-børsen (Amadeo, 2020).

Land	Aksjeindeks	Valuta mot amerikanske dollar
Brasil	<i>BOVESPA</i>	Brasilianske real = <i>BRL/USD</i>
Russland	<i>MOEX</i>	Russiske rubel = <i>RUB/USD</i>
India	<i>NIFTY50</i>	Indiske rupi = <i>INR/USD</i>
Kina	<i>SSE</i>	Kinesiske yuan = <i>CNY/USD</i>

Tabell 1: Oversikt over landene og dere respektive aksjeindeks og valuta.

Vi bruker lokal valuta målt mot amerikanske dollar fordi en stor andel av varene som produseres i disse landene prises i amerikanske dollar. For Brasil og Russland, som er store oljeeksportører, prises oljen i amerikanske dollar. India eksporterer en del mineraler, som også er priset i amerikanske dollar. En av Kinas største handelspartnere er USA, som betyr at Kina er avhengig av valutakursen for å være konkurransedyktig i USA.

Vi har valgt perioden januar 2006 til og med desember 2020 fordi vi ønsker å inkludere store og viktige hendelser i verdensøkonomien, som finanskrisen i 2008/2009, oljeprisfallet i midten av forrige tiår, og naturligvis den pågående Covid-19 pandemien. Også andre viktige hendelser som er mer lokale for de respektive landene er ønskelig å inkludere. For Brasil nevnes korrupsjonssaken operasjon bilvask, også kjent som Lava Jato, som ble offentliggjort i 2014. Denne saken fikk store konsekvenser, både politisk og økonomisk. Lava Jato forårsaket en flerårig resesjon, og det estimeres at fem til syv millioner arbeidsplasser gikk tapt (Brasil

Wire, 2017; Giovanaz, 2019). Den Russiske invasjonen av Krimhalvøya i 2014 medførte betydelige økonomiske konsekvenser. Hendelsen medførte blant annet innføring av økonomiske sanksjoner på en allerede svak russisk økonomi. Dette resulterte i en økonomisk resesjon med tilhørende depresiering av russiske rubel (Nelson, 2017).

Vi bruker ukentlige data for en høy oppløsning og inkluderer kortvarige sjokk i analysen, men likevel jevner ut ubetydelige sjokk. Høyere oppløsning kunne vært oppnådd ved bruk av daglige observasjoner, men det ble vurdert at behovet ikke var til stede på bakgrunn av tidsperioden vi undersøker. Det viste seg også å være krevende å fremskaffe daglige data av tilfredsstillende kvalitet. Innsamlet data er hentet ut fra Investing.com. I utgangspunktet var det ønskelig å benytte Refinitiv/Thomson Reuters Datastream, men grunnet manglende observasjoner for samtlige indekser og valutaer ble det ikke aktuelt. De innhentede dataene fra Investing.com hadde den ønskede ukentlige frekvensen, og viste seg å være av tilfredsstillende kvalitet.

I studien benytter vi oss av logaritmisk avkastning for både aksje- og valutamarkedet. Dette fordi gjennomsnittlig avkastning gjør at tidsserien får en asymmetrisk fordeling, og da kan vi ikke over lengre tidsperioder benytte oss av standardavviket av terminalverdien. I følge Bodie et al. (2018) vil en med kortsiktige tidshorisonter kunne benytte seg av gjennomsnittlig avkastning, men over lengre tid vil en lognormal fordeling gi et mer korrekt bilde på avkastningen. Ettersom omfanget av denne studien strekker seg over en lang tidsperiode, vil en logaritmisk tilnærming være korrekt. Formelen for den logaritmiske avkastningen er:

$$r_i = \ln(P_t/P_{t-1}) \quad (4.1)$$

I ligning 4.1 over, representerer P prisen på underliggende aktiva. r_i representerer den logaritmiske avkastningen, P_t er avkastning ved tid t , og P_{t-1} er avkastning for forrige periode. \ln er den naturlige logaritmen. For beregning av avkastningen på

aksjeindeksen vil P_t være prisen på aksjeindeksen. Når vi beregner avkastningen på valutamarkedet, vil P_t være lokal valutakurs målt mot amerikanske dollar.

4.2 Enhetsrot og stasjonaritet

I denne studien er innsamlet data kategorisert som tidsseriedata. Tidsserie referer til datasekvenser av observasjoner hentet over en periode. Det vil si at verdien til en variabel i dag er avhengig av tidligere verdier, enten indirekte eller direkte.

Stasjonaritet i dataene betyr rent intuitivt at en tidsserie er stabil over tid. Med andre ord er en tidsserie stasjonær dersom variablene vi tester ikke er avhengig av tiden (Verbeek, 2012).

4.2.1 Stasjonaritet

Forutsetningen om stasjonaritet er viktig for å kunne utføre robuste hypotesetester og redusere usikkerheten i modellen. For å kunne anvende oss av EGARCH-modellen må tidsserien være stasjonær. Vi kan skille mellom svak og streng stasjonaritet. En tidsserie som har streng stasjonaritet vil ha en fordeling som holder seg lik med tiden. Det betyr at sannsynligheten for at Y faller innenfor et bestemt intervall er lik for både nå, og ved hvilken som helst tid i fortiden, eller fremtiden. Ved svak stasjonaritet er sannsynligheten for at verdien av Y faller innenfor et bestemt intervall er lik nå som for ethvert tidspunkt både i fremtiden og fortiden. I denne studien fokuserer vi kun på svak stasjonaritet. En stasjonær variabel vil ha en konstant varians, konstant gjennomsnittet og konstant autokorrelasjon over tid. Tidsserien vil derfor fluktuere rundt en gjennomsnittsverdi. En tidsserie som er svakt stasjonær også kjent som kovariansstasjonær må oppfylle følgende betingelser:

1. $E(Y_t) = \mu$, forventningsverdien til Y er konstant over tid.
2. $E((Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu))$, konstant autokovarians.
3. $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 < \infty$, variansen til Y er konstant over tid.

Y_k er kovariansen, eller autokovariansen mellom Y_t og Y_{t+k} , det vil si to Y -verdier med k perioders mellomrom. Verdien av kovariansen mellom to observasjoner vil være avhengig bare av distansen k mellom observasjonene, og ikke av tidspunkt t . Derfor sies en tidsserie å være svakt stasjonær dersom den har konstant autokovarians, forventningsverdi og varians. En variabel som er ikke-stasjonær vil på den andre siden ha en økende trend over tid. For en variabel som er stasjonær vil eksempelvis et sjokk gradvis elimineres bort. Effekten av sjokk som oppstår på tidspunkt t , vil ha en mindre effekt på tidspunkt $(t+1)$ og enda mindre på tidspunkt $(t+2)$, mens for en ikke-stasjonær variabel vil effekten av sjokket aldri elimineres. Dette har konsekvenser for langtidseffekten av sjokk. Resultatene kan derfor ikke være med på prognostisering, og vil derfor være av relativt liten praktisk verdi. Ikke-stasjonære data medfører også at t -verdiene ikke følger en t -fordeling og F -verdiene ikke følger F -fordelingen. Hypotesetesting vil derfor ikke være gyldige (Brooks, 2014).

4.2.2 Testing for stasjonaritet

Før en foretar formelle tester for stasjonaritet, er det av fordel å undersøke tidsseriene visuelt i et tidsdiagram. Et slikt plott kan gi mye informasjon og gi indikasjon på hvilke egenskaper tidsserien har, som for eksempel korrelasjon og trender. Et autokorrelasjonsplott (ACF-plott) er et annet diagram som kan gi nyttig informasjon. ACF-plottet gir informasjon om dataene svinger mye utenfor estimatenes konfidensintervall, ved å se om seriekorrelasjonen i dataene endrer seg over tid.

For å teste tidsserien for stasjonaritet foretas en enhetsrot-test. Analysen av stasjonaritet utføres ved å anvende Augmented Dickey-Fuller testen (ADF) (Dickey & Fuller, 1979). En forutsetning for den normale Dickey-Fuller (DF-test) testen er at u_t har et konstant gjennomsnitt og varians, og ingen autokorrelasjon. Ved autokorrelasjon blir den normale DF-testen overdimensjonert, som vil medføre at størrelsen på testen vil være høyere enn den nominelle størrelsen brukt (Brooks, 2014). ADF-testen blir derfor brukt i denne studien, som korrigerer for at u_t ikke er autokorrelert. Formelen til ADF-testen er:

$$\Delta r_t = \Phi r_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta r_{t-i} + u_t \quad (4.2)$$

I ADF-testen inkluderer vi differensierte ledd i r for å fjerne strukturen som medfører autokorrelasjon i residualene. Dette utføres ved å inkludere laggede endringsverdier på høyresiden i modellen. Formålet med ADF-testen er å undersøke nullhypotesen om at $\Phi = 1$ mot alternativhypotesen $\Phi < 1$. Stasjonaritet vil oppnås så lenge $\Phi < 1$. Testen undersøker derfor verdien av Φ . Vi bruker Akaikes informasjonskriterium (AIC) for valget av antall differensierte ledd som inkluderes i testen.

Nullhypotesen for ADF-testen:

H_0 : Serien inneholder enhetsrot

H_1 : Serien er stasjonær

Nullhypotesen forkastes dersom t-verdien er lavere enn kritisk verdi. Forkastning av nullhypotesen indikerer at tidsserien er stasjonær.

4.3 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon gir informasjon om samvariasjonen mellom feilleddene.

Autokorrelasjon er definert som:

$$\text{Corr}(u_t, u_{t-i}) = \frac{\text{Cov}(u_t, u_{t-i})}{\sqrt{\text{Var}(u_t)\text{Var}(u_{t-i})}} \quad (4.3)$$

Dersom det oppstår en systematisk sammenheng mellom feilleddene u_t , vil man ha problemer med autokorrelasjon. Dersom autokorrelasjon eksisterer mellom feilleddene må man estimere en god EGARCH-modell som fanger distribusjonen godt (Hull, 2006). Det er viktig å understreke at vi i denne studien skal analysere volatilitet i finansielle tidsserier. Selv om autokorrelasjon forekommer betyr ikke det nødvendigvis at modellen produserer unøyaktige resultater. Det forventes at tidsserien vil vise noe form for heteroskedastisitet. For å kunne anvende EGARCH-modellen må tidsseriene inneholde volatilitetsklynger (ARCH-effekt). Dersom tidsseriene er fraværende for heteroskedastisitet vil en mest sannsynlig ikke kunne konkludere med at tidsseriene inneholder ARCH-effekt, da feilleddene i modellen ikke vil være betinget heteroskedastiske.

For å teste for autokorrelasjon anvender vi Ljung-Box-testen (Ljung & Box, 1978). For Ljung-Box-testen bruker vi de standardiserte residualene. Testen er gitt ved følgende formel:

$$Q_k = T(T + 2) \sum_{i=1}^k \frac{\tau_k^2}{T-k} \sim \chi_k^2 \quad (4.4)$$

I formelen 4.4 representerer T antall observasjoner i utvalget, k er antall lag og τ_k er autokorrelasjon ved tidspunkt k . Ljung-Box-testen tester følgende hypoteser:

H_0 : ingen autokorrelasjon i residualene

H_1 : residualene er autokorrelerte

5. Metode

I dette kapitlet presenteres metodene vi har anvendt for å svare på problemstillingen i oppgaven. Etersom analysen blir utført på finansielle tidsserier med klynger i volatiliteten, vil vi benytte oss av statistiske modeller innenfor økonometri. Volatilitetsklynger forekommer ofte i finansielle tidsserier, der perioder med høy volatilitet har påfølgende høy volatilitet, og perioder med lav volatilitet følges av perioder med lav volatilitet. På bakgrunn av omfanget av denne studien der vi ønsker å undersøke forholdene mellom aksje- og valutamarkedet, både ved å se på avkastning og volatilitetsoverføringer, vil det bli lagt mest vekt på EGARCH-modellen. Siden EGARCH-modellen er en utvidet modell, og inngår i ARCH/GARCH familien skal vi kort presentere ARCH og GARCH før vi presenterer EGARCH. Modellen har blitt benyttet i flere studier, dette spesifiseres nærmere i delkapitlet om EGARCH.

5.1 ARCH-modellen

I finansielle data vil man ofte finne perioder med konsentrert volatilitet. Ofte vil perioder med høy volatilitet være konsentrert over lengre tid, før det motsatte oppstår. Disse klyngene av volatile perioder er en form for heteroskedastisitet. Korrelasjonen oppstår i volatiliteten av avkastningene, og ikke i selve avkastningen (Cont, 2001).

I OLS-regresjon forutsettes det at variansen til feilleddet er homoskedastisk. Det forutsettes at variansen er konstant og at den ikke vil variere over tid. I finansielle tidsserier, som opplever perioder med høy volatilitet, og perioder med lav volatilitet, er det viktig å anvende modeller som er best egnet for det. Ofte vil man finne at finansielle data har feilledd som ikke har konstant varians. Feilleddet er i det tilfellet heteroskedastisk. Modeller med betinget heteroskedastisitet er gode på å estimere nettopp markeder med slike egenskaper. ARCH-modellen er godt egnet for det. Betinget heteroskedastisitet identifiserer ikke-konstant volatilitet, som er relatert til forrige periodes volatilitet ($t-1$).

ARCH-modellen (autoregressive conditional heteroskedasticity) ble utviklet av Robert Engle (1982). Som navnet tilsier antar modellen at feilleddet er heteroskedastisk. Navnet autoregressiv kommer av at modellen trekker realiserte verdier av tidligere feilledd. Den betingede variansen av feilleddet u_t kan betegnes som σ_t^2 og kan skrives som følgende i ligning:

$$\Sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \quad (5.1)$$

I ligning 5.1 er $E(u_t)$ forventet å være null, slik at:

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \quad (5.2)$$

På grunn av forventningen om at $E(u_t) = 0$, viser ligning 5.2 over at den betingede variansen av en normal distribuert variabel u_t er lik den forventede betingede verdien av u_t^2 med gjennomsnitt på null. I ARCH-modellen er σ_t^2 basert på tidligere kvadrerte feilledd. Under presenteres en enkel ARCH(1) modell, siden den betingede gjennomsnittet (conditional mean) er inkludert. I modellen er den betingede variansen avhengig av forrige periodes u_t^2 .

ARCH(1) kan skrives som:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (5.3)$$

Den fulle modellen kan modifiseres etter forskerens ønske, men et eksempel på en full modell i henhold til Brooks (2014) er:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad (5.4)$$

$$u_t = v_t \sigma_t \quad v_t \sim N(0,1) \quad (5.5)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (5.6)$$

Hvitstøyprosessen antas å være normalfordelt med gjennomsnitt på null og varians på 1, og er i ligning 5.5 representert som $v_t \sim N(0,1)$. v_t er uavhengig av σ_t , som er den ikke-negative stokastiske prosessen. Variansen til feilleddet er ikke lenger konstant, og er avhengig av den laggede verdien til feilleddet. ARCH-modellen er en god predikeringsmodell siden den inkluderer all tilgjengelig informasjon, som gjør den fordelaktig fremfor modeller som gir ubetingede predikeringer.

5.2 GARCH-modellen

Tim Bollerslev (1986) utvidet den originale modellen til Engle. Det ble påpekt av Engle at ARCH-modellen var spesifisert mer som glidende gjennomsnitt enn autoregressiv (Asteriou & Hall, 2011). Bollerslev kalte den nye modellen *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH). Modellen inkluderer den betingede variansen å være avhengig av sine tidligere ledd, og kan i sin enkleste form skrives slik:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (5.7)$$

Ligning 5.7 over er en GARCH (1,1) som er den mest brukte og populære representasjonen av GARCH modellen, der σ_t^2 er den betingede variansen. For å forstå fundamentet bak oppbyggingen av modellen ser vi også på GARCH(p,q), som kan skrives slik:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5.8)$$

Ligning 5.8, har σ_t^2 som den betingede variansen i nåværende periode. Den nåværende betingede variansen er avhengig av q , som er antall kvadrerte feilledd i tidligere perioder. p er antall lag av den betingede variansen. α måler omfanget av et

sjokk har på volatiliteten. u^2_{t-i} er kvadrerte feilledd i forrige periode. β måler persistensen i volatiliteten, med andre ord hvor vedvarende tidligere sjokk er på volatiliteten. σ^2_{t-1} er variansen i forrige periode $t-1$. GARCH(1,1) modellen har ofte blitt brukt i litteraturen der det analyseres tidsserier med volatilitetsklynger (Brooks, 2014). I kapittel 5.4 skal vi presentere EGARCH-modellen og årsaken til at vi har benyttet den.

5.3 ARCH-effekter

Vi ønsker å teste for ARCH-effekt før modellen estimeres, siden det ikke har noen hensikt å estimere modellen om ARCH-effekten ikke eksisterer. Dersom ARCH-effekt eksisterer betyr det at tidsserien har en betinget heteroskedastisitet, en forutsetning for å kunne anvende EGARCH-modellen. Det er variansen til residualene som testes, og testen sjekker forholdet i heteroskedastisiteten. Med andre ord sjekkes autokorrelasjonen av heteroskedastisiteten. For å teste ARCH-effekten anvender vi oss av Lagrange Multiplier test (LM-test). Denne testen ble utarbeidet av Engle (1982).

I den praktiske utførelsen av testen benytter vi EViews versjon 11, og følger Brooks (2014). Først foretar vi en ordinær OLS-regresjon på hver av variablene, der r_t er avkastning i tidspunkt t , og der r_t er basert på dens tidligere avkastninger. Vi tester modellen:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 r_{t-2} + u_t \quad (5.9)$$

Videre kvadrerer vi residualene og foretar en regresjon basert på tidligere kvadrerte feilledd.

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-1}^2 \dots \alpha_3 u_{t-p}^2 + v_t \quad (5.10)$$

I ligning 5.10 er v_t residualene fra den opprinnelige regresjonen og p er lag inkludert i denne regresjonen. Fra regresjonen finner vi R^2 .

Testobservatoren er gitt ved å multiplisere T med R^2 , der T er antall observasjoner. Testen følger kjikvadratfordelingen med p frihetsgrader.

For denne testen vil vi benytte følgende nullhypotese:

$$H_0: \alpha_1 = 0, \alpha_2 = 0, \alpha_3 = 0, \dots, \text{og } \alpha_q = 0$$

$$H_A: \alpha_1 \neq 0, \alpha_2 \neq 0, \alpha_3 \neq 0, \dots, \text{eller } \alpha_q \neq 0$$

Nullhypotesen innebærer at variabelen er homoskedastisk, og alternativhypotesen at variabelen er heteroskedastisk. ARCH-testen utføres både på nivå, og førsteordens differensiering. T-verdien følger en χ^2 fordeling med q frihetsgrader. Dersom p-verdien er signifikant forkaster vi nullhypotesen, og konkluderer med at det er ARCH(q) effekt i den underliggende variabelen.

5.4 EGARCH-modellen

Vi vil undersøke forholdet mellom avkastning og volatilitetsoverføringen mellom aksje- og valutamarkedet ved bruk av EGARCH-modellen. Modellen benyttes for å fange opp forholdet mellom valuta- og aksjemarkedet, og om det eksisterer et asymmetrisk forhold i volatiliteten.

Modellen ble utledet av Daniel Nelson (1991), og er en asymmetrisk GARCH-modell som er utviklet for å fange asymmetrien i volatiliteten for hvert marked. Ved positive nyheter har finansielle aktiva en tendens til å gå inn i en periode med stabilitet, som da reduserer volatiliteten. Motsatt med dårlige nyheter, også referert til som negative sjokk, hvor markedet responderer mer turbulent med tilhørende økende volatilitet. Med andre ord betyr dette at nåværende volatilitet har tendenser til å være positivt korrelert med forrige periodes volatilitet.

Den ordinære GARCH-modellen går ut ifra at positive og negative sjokk har samme effekt på volatiliteten, mens EGARCH-modellen tar hensyn til at negative sjokk skaper mer volatilitet enn positive sjokk. Årsaken til dette er fordi den betingede variansen i en GARCH-modell er en funksjon av de laggede residualene. Modellen forklarer både noe om fortegnseffekter og nivåene av persistens på volatilitet ved sjokk (Dutta, 2014).

Siden EGARCH er i stand til å fange opp denne asymmetrien blir dette den foretrukne modellen i vår studie. Modellen har blitt brukt i flere studier som har forsket på forholdet mellom aksje- og valutamarkedet, for eksempel: (Beer & Hebein, 2008; Choi et al., 2009; Mishra et al., 2007; O'Donnell & Morales, 2009; Yang & Doong, 2004).

Det er flere måter å uttrykke EGARCH(1,1) modellen. Vi forklarer modellen slik Nelson (1991) spesifiserte den, som vi i neste delkapittel modifierer for studiens problemstilling. Den betingede variansen estimert av en EGARCH(1,1) modell vil være:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right] - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad (5.11)$$

EGARCH-modellen har flere fordeler i forhold til andre modeller, som for eksempel GARCH. Siden EGARCH estimerer den naturlige logaritmen, $\ln(\sigma_t^2)$, vil denne være positiv selv om parametrene er negative. Det betyr at en ikke trenger å begrense modellen med kun positive parametre. ω er volatilitetens konstant. $\beta \ln(\sigma_{t-1}^2)$ refererer til ARCH-term, og måler volatilitetens persistens. Parameteren gir innsikt i hvordan tidligere volatilitet hjelper med å predikere volatiliteten i fremtiden.

Den asymmetriske effekten er målt ved $\gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$. Denne parameteren viser

korrelasjonen mellom avkastning og volatilitet. En signifikant og negativ γ indikerer "leverage effect", som betyr at negative sjokk har større påvirkning på volatiliteten

enn gode nyheter. Denne parameteren kalles også for GARCH-term. Parameteren

$\alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right] - \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ er ARCH-term og referer til omfanget et sjokk i variansen påvirker

fremtidig volatilitet i avkastningen. I neste delkapittel modifierer vi modellen for å estimere effektene volatiliteten i valutakursen har på aksjeindeksen.

5.4.1 Estimering av EGARCH-modellen

Vi tester hver tidsserie separat for ARCH-effekt. Dersom ARCH-effekt ikke er til stede vil det som nevnt ikke være noen hensikt å estimere en EGARCH-modell, og en kunne i stedet benyttet en OLS-regresjon. Dersom vi kan forkaste H_0 indikerer det at tidsserien inneholder ARCH-effekt, og vi kan dermed gå videre med estimering av EGARCH-modellen. Vi estimerer følgende EGARCH(1,1) modell for å undersøke hvilken effekt valutakursens tilhørende avkastning og volatilitet har på aksjemarkedet.

Volatilitet fra valutamarkedet til aksjemarkedet:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1(VK)} + \varepsilon_t \quad (5.12)$$

$$h_{t(AP)} = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \varphi \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \delta (\text{resid}(VK)) \quad (5.13)$$

Ligningene 5.12 og 5.13 over representerer EGARCH(1,1) modellen, som vi skal estimere for å analysere forholdet i avkastningen og undersøke om volatiliteten i valutamarkedet overføres til aksjemarkedet.

For å finne den optimale lag lengden har vi brukt AIC. AIC viste at modellen (1,1) var mest passende. EGARCH(1,1) modellen inkluderer 1 ARCH-term, $\beta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$, og 1 GARCH-term, $\varphi \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$, derav notasjonen i parentes. ARCH-term referer til hvor mange autoregressive lag som er inkludert i modellen. GARCH-term referer til hvor mange lag med glidende gjennomsnitt modellen inkluderer. For modellen som er estimert for aksjemarkedet til valutamarkedet vil ARCH-term være parameteren $\lambda_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$ i ligning 5.15.

Ligning 5.12 er den betingede ligningen, *conditional mean equation*, og ligning 5.13 er den betingede variansen, *conditional variance equation*. I ligning 5.13 er α_0 skjæringspunktet. α_1 er effektene av forrige periodes avkastning på nåværende avkastning ($t-1$) i aksjemarkedet. α_2 er effektene avkastningen i valutakurs har på avkastningen på aksjemarkedet. ε_t er feilledet. *VK* står for valutakurs.

I ligning 5.13 har vi: $h_{t(AP)}$ representerer den betingede variansen av aksjeavkastning, referert til som (*AP*). β_0 er konstanten for volatiliteten. $\beta_1 h_{t-1}$ måler persistensen i volatiliteten. β_2 fanger opp reaksjonen av volatiliteten ved nyheter, og er et mål på den asymmetriske effekten av volatilitet. Dersom parameteren $\beta_2 > 0$ er asymmetri-effekten til stedet. Dersom $\beta_2 = 0$ er modellen symmetrisk. φ gir innsikt i omfanget av effekten markedssjokk påvirker fremtidig volatilitet i avkastning. Parameteren δ måler effekten av endringer i volatiliteten fra valutamarkedet til aksjemarkedet. Dersom denne er signifikant betyr det at volatiliteten fra valutamarkedet overføres til aksjemarkedet. Dersom koeffisienten er signifikant og positiv betyr det at volatiliteten i valutamarkedet øker volatiliteten i aksjemarkedet. Feilledet er generert volatilitet tilhørende residualer fra valutamarkedet.

Volatilitet fra aksjemarkedet til valutamarkedet:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1(AP)} + \varepsilon_t \quad (5.14)$$

$$h_{t(VK)} = \lambda_0 + \lambda_1 h_{t-1} + \lambda_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \varphi \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \psi (\text{resid}(AP)) \quad (5.15)$$

Ligning 5.14 og 5.15 representerer EGARCH (1,1) modellen og er spesifisert for å undersøke forholdet i avkastning, og effektene volatiliteten i aksjemarkedet har på valutamarkedet.

Ligning 5.14 er den betingede ligningen, *conditional mean equation*, og ligning 5.15 er den betingede variansen, *conditional variance equation*. For ligning 5.14 har vi: r_t er avkastningen i valutamarkedet. α_0 er skjæringspunktet. α_1 er effektene av forrige periodes avkastning på nåværende avkastning ($t-1$) i valutamarkedet. α_2 er effektene avkastningen i aksjemarkedet har på avkastningen i valutamarkedet. ε_t er feilleddet.

I ligning 5.15 har vi: $h_{t(VK)}$ som representerer den betingede variansen av valutaavkastning, referert til som (VK). λ_0 er konstanten for volatiliteten. $\lambda_1 h_{t-1}$ måler persistensen i volatiliteten. λ_2 fanger opp reaksjonen av volatiliteten ved nyheter, og er et mål på den asymmetriske effekten av volatilitet. Dersom parameteren $\lambda_2 > 0$ er asymmetrieffekten til stede. Dersom $\lambda_2 = 0$, er modellen symmetrisk. φ gir innsikt i omfanget av effekten markedssjokk påvirker fremtidig volatilitet i avkastning. Parameteren ψ måler effektene av endringer i volatiliteten fra aksjemarkedet til valutamarkedet. Dersom denne er signifikant betyr det at volatiliteten fra aksjemarkedet overføres til valutamarkedet. Dersom koeffisienten er signifikant og positiv betyr det at volatiliteten i aksjemarkedet øker volatiliteten i valutamarkedet. Feilleddet er generert volatilitet tilhørende residualer fra aksjemarkedet.

For evaluering av modellen har vi benyttet oss av Akaikes informasjonskriterium (AIC) uttrykt som (Akaike, 1974):

$$AIC = -2l/T + 2k/T \quad (5.16)$$

l er verdien av log likelihood funksjonen, T er antall observasjoner og k er antall parametre. AIC er et mål på "goodness of fit" som brukes til å sammenligne en modell mot en annen. Verdien kan både være positiv og negativ. Modellen som har lavest verdi er best tilpasset (Brooks, 2014).

5.5 Granger kausalitetstest

Clive Granger (1969) utviklet en metode for å undersøke om endringer i et datasett fører til endringer i et annet, med en eller flere laggede verdier av en variabel. Det vil si at vi tester om tidligere avkastning i y_t kan predikere, og dermed forårsake avkastninger i x_t . For å teste det kausale forholdet mellom to stasjonære tidsserier y_t og x_t , estimeres en *Vector autoregressive model* (VAR) for hver av de fire nasjonene basert på følgende formel:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + u_{1t} \quad (5.17)$$

$$x_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + u_{2t} \quad (5.18)$$

I ligningene 5.17 og 5.18 over representerer y_t avkastning på aksjeindeksen, og x_t avkastningen i den respektive valutakursen. u_{1t} og u_{2t} er feilleddet, og antas å ikke være korrelerte. Vi tar utgangspunkt i ligning 5.17 for å presentere fremgangsmåten. For ligning 5.18 vil fremgangsmåten være det omvendte, da vil x_t testes. For å utføre

testen foretas en regresjon av y_t på laggede y -verdier:

$$y_t = a_1 + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + u_{1t} \quad (5.19)$$

Vi henter ut kvadratsummen av feilledet, *residual sum of squares* (RSS), fra denne begrensede modellen. RSS merkes som RSS_R . Videre foretas en regresjon av y_t på laggede y pluss en parameter x med lag. Vi får da følgende:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + u_{1t} \quad (5.20)$$

Vi henter ut RSS fra denne ubegrensede regresjonen og merker den som RSS_U . Vi tester følgende nullhypotese:

$H_0: \sum_{i=1}^n \beta_i = 0$ eller at x_t ikke Granger-forårsaker y_t

$H_1: \sum_{i=1}^n \beta_i \neq 0$ eller at x_t Granger-forårsaker y_t

Til slutt kalkuleres F-verdien for koeffisientene:

$$F = \frac{RSS_R - RSS_U / m}{RSS_U / (n - k)} \quad (5.21)$$

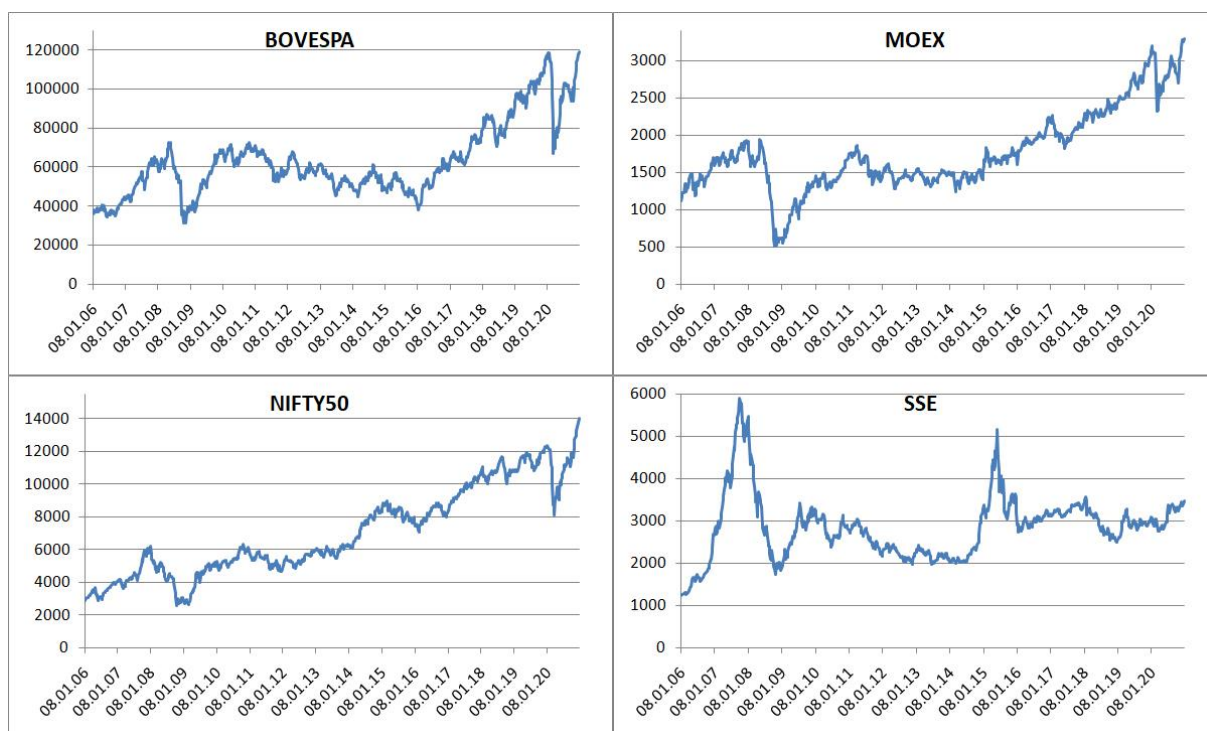
F-verdien følger $F_{m,n-k}$ fordelingen der $k = m+n+1$. Dersom F-verdien er høyere enn den kritiske verdien forkaster vi nullhypotesen og konkluderer at x_t forårsaker y_t (Brooks, 2014). For å spesifisere testen med riktig lag benytter vi oss av AIC. Det er viktig å bemerke at en signifikant test ikke nødvendigvis betyr at det eksisterer en årsakssammenheng, derav det engelske uttrykket: "*correlation does not imply causation*". Svakheten med VAR-modellen er at modellen ikke legger begrensninger i noen av parametrene under estimering. Dette medfører en del statistisk støy. Kausalitetstesten er relativt simpel og baserer seg på følgende: y_t Granger-forårsaker x_t dersom x_t kan bli predikert med høyere sannsynlighet ved bruk av tidligere verdier av y_t .

6. Analyse

I dette kapittelet presenterer vi resultatene av analysene. Før vi drøfter resultatene av hovedmodellen presenteres først prisutviklingen for aksjeindeksene og valutakursene før vi presenterer deskriptiv statistikk og drøfter observasjonene ved bruk av spredningsplott.

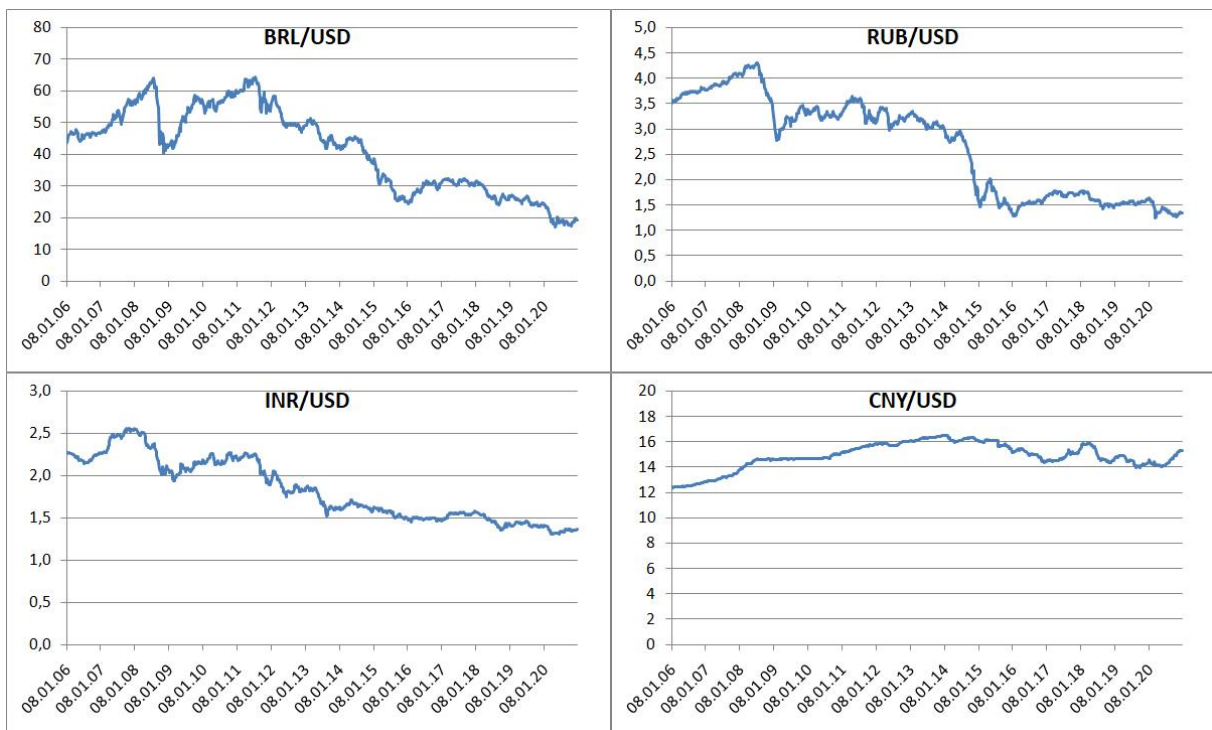
6.1 Prisutvikling

Grafene under, i figur 1 og figur 2, viser prisutviklingen til de valgte indeksene. I tillegg vises deres respektive lokale valuta målt mot amerikanske dollar. For å redusere antall desimaler for valutaene, og dermed øke lesbarheten, er prisen multiplisert med 100.



Figur 1: Prisutvikling for aksjeindeks for hvert land.

For indeksene Bovespa og MOEX i figur 1 ser vi en nokså lik utvikling. Det store prisfallet i perioden 2008-2009 skyldes finanskrisen som herjet i den globale økonomien. Grafene viser en kraftig gjenoppheving av prisen etter finanskrisen i perioden 2009-2011. Etter denne perioden er prisutviklingen svakt nedadgående mot 2016. Denne utviklingen kan nok tilskrives oljeprisfallet som startet sommeren 2014, noe som vil påvirke både Russland og Brasil, siden de begge er store oljeprodusenter og -eksportører. I tillegg opplevde begge land skader på økonomien i form av hjemlige sjokk. For Russland gjelder dette den nevnte invasjonen av Krimhalvøya i 2014, med påfølgende økonomiske sanksjoner blant annet fra EU og USA. For Brasil opplevde de som nevnt tidligere en relativt stor økonomisk tilbakegang i forbindelse med den store korrupsjonssaken Operação Lava Jato (operasjon bilvask), som blant annet medførte at daværende president Dilma Rouseff ble avsatt i en riksrettssak i 2016. I tillegg ser vi et stort prisfall i 2020, som med høy sannsynlighet har sammenheng med den pågående Covid-19 pandemien.



Figur 2: Prisutvikling for valuta for hvert land. Prisen på valutaene er multiplisert med 100 for å redusere desimaler

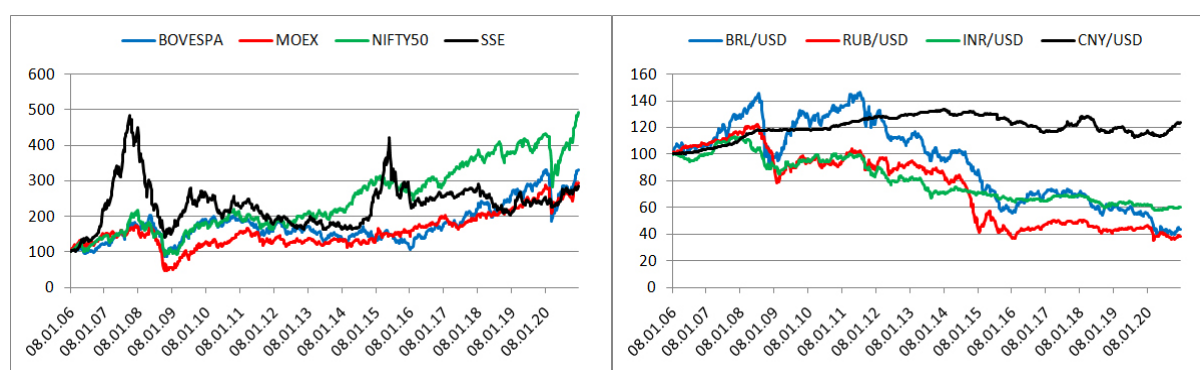
For deres respektive valutaer, BRL/USD og RUB/USD, observeres det lignende tendenser i prisutviklingen i figur 2. Dette kan forklares av oljeprisfallet i 2014, ettersom både Brasil og Russland har betydelige oljereserver. Begge valutaene er på sitt sterkeste like før finanskrisen, før de opplever en kraftig depresiering, deretter appresierer de seg noenlunde raskt i etterkant av krisen, BRL i større grad enn RUB. I etterkant av finanskrisen opplever de begge en lengre periode med depresiering, der de opplever en kraftig depresiering rundt 2014-2015. 60 % av Russlands eksport avhenger av oljeprisen, og på grunn av en fallende oljepris og høye produksjonskostnader av olje ble nok Russland sterkt påvirket av fallet i oljeprisen (Geohistory, 2018). Etter en stabilisering rundt 2016-2017, depresierer begge valutaer seg mot slutten av perioden.

Den indiske indeksen NIFTY50 ser ut til å ha en mer stabil prisutvikling enn de to foregående. Vi observerer et kraftig fall i forbindelse med finanskrisen og Covid-19 pandemien, noe som er forventet. I likhet med indeksen har INR/USD også hatt en noenlunde stabil prisutvikling, og var på det sterkeste i forkant av finanskrisen, før en sterk depresiering grunnet krisen. I etterkant av finanskrisen er prisutviklingen noenlunde stabil, før en depresiering som varer i perioden 2011-2014. Derfra og ut perioden depresierer valutaen seg svakt.

Kina er landet som skiller seg klart mest ut både for indeksen og valutaen. For SSE starter perioden med et kraftig prishopp i perioden 2007-2008 for så å oppleve et nesten tilsvarende kraftig prisfall i 2008-2009 grunnet finanskrisen. Vi observerer også at SSE aldri når tilbake til samme høye nivået i forkant av krisen, som kan indikere at SSE var kraftig overpriset i den perioden. Innhenting etter finanskrisen bringer ikke SSE tilbake til gamle høyder, og i perioden 2009 til 2014 er prisutviklingen negativ. Fra 2015 opplever SSE en kraftig prisoppgang og et nesten like kraftig prisfall. Det kraftige negative prisutslaget i 2015-2016 kan være et resultat av tre svakheter i den kinesiske økonomien, som på daværende tidspunkt ble trukket frem som indikatorer på varig svekket fremtidig vekst (Hsu, 2016). Den første av de tre svakhetene som ble trukket frem var en reduksjon i privatinvesteringer i anleggsmidler, grunnet overinvestering i eiendomsmarkedet med en tilhørende frykt for en boligboble. Den andre årsaken var overkapasitet innen tungindustrien, blant annet stål, aluminium, sement og kull. Tredje og siste var manglende

konkurranseskraft og effektivitet i tertiærnæringene, som gjorde at de ikke kunne veie opp for vekstreduksjonen i øvrige sektorer.

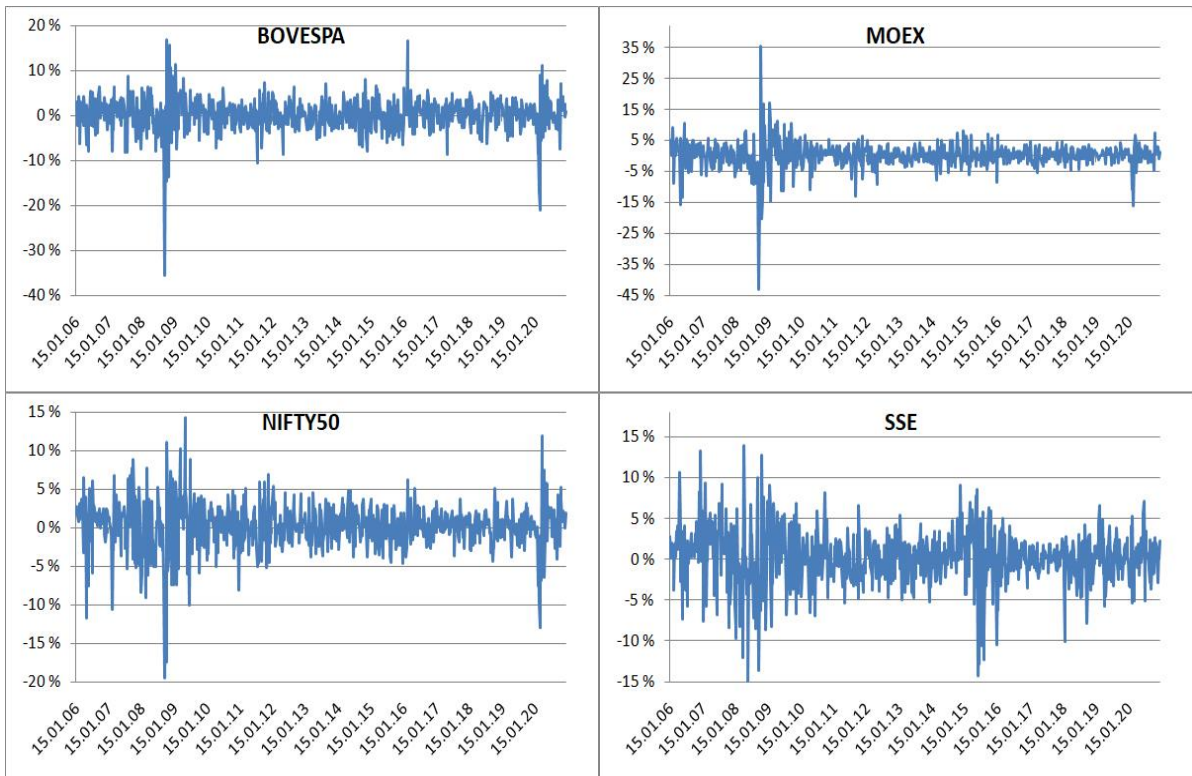
Fra 2016 og ut er prisen noenlunde stabil, der Covid-19 pandemien har medført lite negativ effekt, heller det motsatte. Dette kan nok forklares med at Kina fikk rask kontroll på smittesituasjonen i landet, samtidig som etterspørselen etter kinesiskproduserte smittevernutstyr nærmest eksploderte i løpet av kort tid (Chen, 2020). Når det kommer til den kinesiske valutaen (CNY) derimot, er den bemerkelsesverdig stabil, og den eneste av valutaene som ikke depresierer seg mot amerikanske dollar hele perioden sett under ett. Dette kommer nok av at prisen på CNY/USD er under kontroll av kinesiske myndigheter.



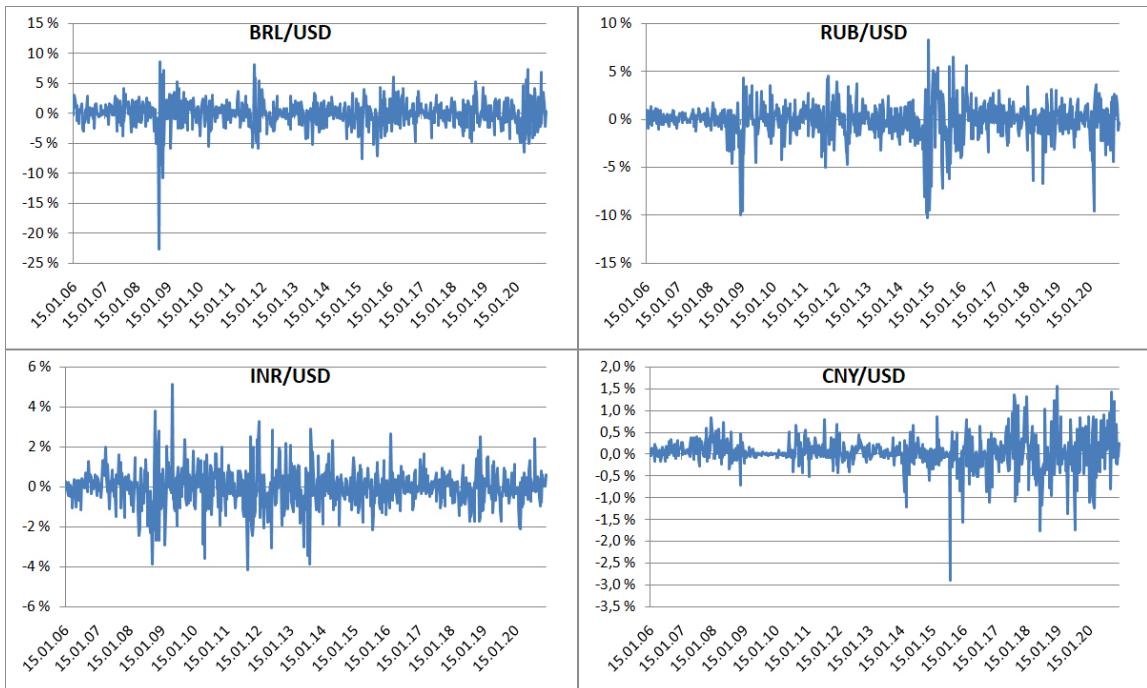
Figur 3: Relativ prisutvikling for aksjeindeks og valuta for hvert land, med felles startpunkt på 100.

I figur 3 over kan vi se hvordan de ulike aksjeindeksene har utviklet seg relativt til hverandre gjennom perioden, fra et felles startpunkt på 100. Av grafen til venstre ser vi tydeligere at aksjeindeksene i Brasil og Russland har en ganske lik utvikling. NIFTY50 skiller seg noe ut, men det foreligger en tydelig korrelasjon med de to førstnevnte i deler av perioden. Kina skiller seg helt klart ut, spesielt på valutaen som ikke samsvarer med de andre på noen måte.

I figurene 4 og 5 under kan vi observere hvordan avkastningen for de ulike indeksene og valutaene har beveget seg gjennom perioden. Kraftigst utslag observeres under økonomiske kriser, det gjelder spesielt finanskrisen (2008-2009) der vi kan observere store utslag for alle indekser og valutaer, foruten kinesiske yuan.



Figur 4: Logaritmisk avkastning for aksjeindeksen for hvert land.



Figur 5: Logaritmisk avkastning for valutaen for hvert land.

Det som kommer frem av figur 4 og 5 over er hvordan volatiliteten tiltar under økonomiske kriser. Blant annet kan vi observere hvordan finanskrisen, Covid-19 og noen av de tidligere diskuterte lokale krisene har økt volatiliteten for flere av aksjeindeksen og valutaene. Samtidig kommer det frem hvordan volatiliteten synker når økonomien ikke er i krise. Dermed vil høy volatilitet avle videre høy volatilitet over lengre tidsrom før trenden brytes, og motsatt tendens er gjeldende for lav volatilitet. På bakgrunn av det vi kan observere av grafene er vi tilstrekkelig sikre på at det finnes volatilitetsklynger i variablene, og dermed kan EGARCH-modellen benyttes i videre analyser.

6.2 Deskriptiv analyse

I tabell 2 under presenteres deskriptiv statistikk for variablene som inngår i analysen. Som nevnt tidligere benytter vi oss av logaritmisk avkastning for alle variabler.

	BOVESPA	MOEX	NIFTY50	SSE	BRL/USD	RUB/USD	INR/USD	CNY/USD
Gjennomsnitt	0,0016	0,0014	0,0021	0,0014	-0,0011	-0,0013	-0,0007	0,0003
Standardavvik	0,0377	0,0419	0,0306	0,0347	0,0228	0,0196	0,0098	0,0039
Maksimum	0,1684	0,3542	0,1436	0,1394	0,0864	0,0827	0,0516	0,0156
Minimum	-0,3549	-0,4322	-0,1948	-0,1490	-0,2263	-0,1026	-0,0418	-0,0289
Skjevhet	-1,3074	-1,1579	-0,7155	-0,3360	-1,3354	-1,1318	-0,0431	-0,8893
Kurstosis	13,2307	23,6666	5,3837	2,3787	13,7160	5,5877	2,8009	7,4078
Jarque-Bera	5649,49	17567,74	962,58	188,89	6065,08	1128,53	242,72	1801,40

Tabell 2: Deskriptiv statistikk for Bovespa, MOEX, NIFTY50, SSE, brasilianske real, russiske rubel, indiske rupi og kinesiske yuan. Alle valutaer målt mot amerikanske dollar. Antallet observasjoner for alle variabler er 756.

I tabell 2 over ser vi deskriptiv statistikk over avkastningene for alle variablene over hele perioden. For Bovespa kan vi se at den gjennomsnittlige ukentlige avkastningen for perioden er 0,16 %, med en 8,24 % årlig avkastning. Det ukentlige standardavviket, eller risiko, er pålydende 3,77 % som på årsbasis blir 27,17 %. Jarque-Bera forteller om variabelen er normalfordelt. Verdien er på 5649, en såpass høy verdi er en klar indikasjon på at variabelen ikke er normalfordelt, noe som er forventet med finansielle data. Felles for alle variablene er at ingen er normalfordelt, grunnet høye Jarque-Bera verdier. Den manglende normalfordelingen innebærer at variablene er leptokurtiske. Manglende normalfordeling kommer gjerne av volatilitet i

markedet, noe som igjen gjør at vi kan forutsette at denne og andre variabler med lignende egenskaper er volatile (Bodie et al., 2018).

For MOEX har denne variabelen en gjennomsnittlig ukentlig avkastning for perioden på 0,14 %, som for årsbasis blir 7,45 %. Videre har MOEX et standardavvik som gir en ukentlig risiko på 4,19 %, med en årlig risiko på 30,23 %. Den gjennomsnittlige ukentlige avkastningen for NIFTY50 er på 0,21 %, med en årlig snittavkastning på 10,96 %. Det ukentlige standardavviket er på 3,06 %, som på årlig basis blir 22,07 %. Den siste av aksjeindeksene er SSE. Ukentlig gjennomsnittsavkastning er på 0,14 %, og årlig utgjør dette 7,19 %. Ukentlig standardavvik er på 3,47 %, og på årsbasis 25,05 %.

For valutaavkastningen viser BRL/USD den ukentlige gjennomsnittlige avkastningen -0,11 %, med en årlig avkastning på -5,69 %. Ukentlig standardavvik er 2,28 %, og på årsbasis 16,45 %. For RUB/USD, ser vi en gjennomsnittlig ukentlig avkastning for perioden på -0,13 %, som årlig blir -6,62 %. Når det gjelder det ukentlige standardavviket er det på 1,96 %, og på årsbasis 14,10 %. For INR/USD har valutakryset en ukentlig gjennomsnittlig avkastning på -0,07 %, som årlig gir gjennomsnittsavkastning på -3,48 %. Standardavviket er 0,98 % for ukentlige observasjoner, med et årlig standardavvik på 7,08 %. Til slutt har vi CNY/USD, som representerer kinesiske yuan relativt til amerikanske dollar. Vi observerer at den gjennomsnittlige ukentlige avkastningen til kinesiske yuan er 0,03 %, med en årlig avkastning på 1,46 %, og skiller seg dermed ut blant valutaene ved å være den eneste med positiv gjennomsnittsavkastning. Standardavviket per uke er 0,39 %, og per år 2,78 %, noe som innebærer at det er den valutaen med det laveste standardavviket.

6.3 Spredningsplott

For å danne seg et bilde av samvariasjonen mellom ulike variabler benyttes et spredningsplott. Figur 6 presenterer spredningsplottene mellom aksjeindeksene og deres respektive valuta. Spredningsplottene benytter logaritmisk avkastning for hele perioden.



Figur 6: Spredningsplott for avkastningen mellom indekser og valuta for hvert land.

Grafen øverst til venstre i figur 6 viser plottet mellom Bovespa og BRL/USD. Det observeres et positivt lineært forhold mellom variablene, men med noe spredning. Dette innebærer dermed at det er en positiv korrelasjon mellom avkastningen. Det positive forholdet antyder at en økning i valutakurs medfører en økning for aksjeindeksen, og motsatt. Vi observerer også at kurven ikke er veldig bratt, noe som kan indikere en forholdsvis liten beta, og dermed at samvariasjonen mellom variablene ikke er betydelig.

For Russland viser figur 6, i likhet med spredningsplottet for Brasil, et positivt lineært forhold mellom variablene. Spredningen ser ut til å være på omtrent samme nivå, men kurven er noe slakere enn for Brasil. Dette kan indikere en liten beta, som betyr at variablene ikke har den sterkeste innvirkningen på hverandre.

Grafen nederst til venstre i figur 6 viser spredningsplottet for India. I likhet med de to øvrige spredningsplottene observerer vi en positiv sammenheng mellom variablene. I likhet med observasjonen for Russland er denne sammenhengen relativt svak. Derimot skiller dette spredningsplottet seg ut ved å ha en noe lavere spredning. Plottet indikerer en liten beta og en svak samvariasjon mellom INR/USD og NITFY50.

Til slutt presenterer vi plottet for Kina i grafen nederst til høyre i figur 6. Dette spredningsplottet skiller seg markant ut fra de tre øvrige ved at kurven viser en flat trend. Det gir antydning til at det ikke er noen samvariasjon mellom variablene. Av den grunn er samvariasjonen mellom SSE og CNY/USD ikke betydelig.

6.4 Korrelasjonsanalyse

	BOVESPA	MOEX	NIFTY50	SSE	BRL/USD	RUB/USD	INR/USD	CNY/USD
BOVESPA	1,000							
MOEX	0,639	1,000						
NIFTY50	0,593	0,538	1,000					
SSE	0,243	0,191	0,234	1,000				
BRL/USD	0,649	0,490	0,430	0,184	1,000			
RUB/USD	0,412	0,284	0,300	0,141	0,393	1,000		
INR/USD	0,394	0,354	0,534	0,201	0,422	0,318	1,000	
CNY/USD	0,175	0,056	0,142	0,086	0,156	0,208	0,175	1,000

Tabell 3: Korrelasjonsmatrise for alle variabler.

Matrisen i tabell 3 over viser i hvilken grad de ulike variablene korrelerer med hverandre. I en korrelasjonsmatrise vil verdiene variere fra -1 til 1, der -1 er perfekt negativ korrelasjon og 1 er perfekt positiv korrelasjon.

Vi observerer at graden av korrelasjon mellom de ulike børsindeksene og deres respektive lokale valutaer varierer stort. Bovespa og brasilianske real har den sterkeste korrelasjonen med en koeffisient på 0,649. Videre ser vi at også NIFTY50 har en forholdsvis høy korrelasjonskoeffisient på 0,534 med indiske rupi. Dette bildet endrer seg noe når vi ser på MOEX og russiske rubel, som har en svakere korrelasjon enn de to øvrige, med en koeffisient på 0,284. Derimot er det SSE og kinesiske yuan som skiller seg ut med svak korrelasjon på bare 0,086.

Dersom vi ser på hvordan de ulike børsindeksene korrelerer med hverandre, ser vi at Bovespa, MOEX og NIFTY50 korrelerer forholdsvis sterkt med hverandre, samtidig

som SSE skiller seg markant ut ved å ha en markant svakere korrelasjon mot de tre nevnte børsindeksene. Dette er for øvrig et bilde som også gjentar seg når vi ser på hvordan de ulike valutaene korrelerer med hverandre. Dette kan være en indikator på at det er egenskaper ved den kinesiske økonomien som skiller seg ut fra de øvrige BRIC-landene.

6.5 Testing for stasjonaritet

Som nevnt tidligere i kapittel 4 er det viktig at tidsseriene i denne analysen har stasjonære egenskaper. Et visuelt tidsplott av tidsseriene kan gi oss indikasjoner om avkastningen returnerer til gjennomsnittet. Ved å benytte oss av figur 4 og 5, som viser de logaritmiske avkastningene i kapittel 6.1, kan vi observere om dette er tilfelle. Av de nevnte figurene observerer vi at avkastningen trekker seg tilbake mot gjennomsnittet, som er forventet siden datasettet består av logaritmiske avkastninger. Grafene viser god indikasjon på at variablene er stasjonære. For å teste for stasjonaritet anvender vi ADF-testen for å teste om tidsseriene inneholder enhetsrøtter. Vi undersøker alle variablene for stasjonaritet separat og får:

	<i>ADF-Test</i>	<i>På nivå</i>	<i>Førsteordens differensiering</i>	<i>ADF-Test</i>	<i>På nivå</i>	<i>Førsteordens differensiering</i>
Brasil	India					
BOVESPA	-18,11*	-22,48*		<i>NIFTY50</i>	-17,03*	-14,01*
BRL/USD	-17,75*	-19,08*		<i>INR/USD</i>	-24,93*	-14,49*
Russland	Kina					
MOEX	-8,54*	-15,09*		<i>SSE</i>	-25,83*	-15,40*
RUB/USD	-16,70*	-20,47*		<i>CNY/USD</i>	-10,37*	-16,85*

Tabell 4: *ADF-test. Verdiene representerer t-verdier. * indikerer signifikans på 1 % signifikansnivå*

Tabell 4 over presenterer resultatet av ADF-testen. Resultatet av testen viser at tidsseriene ikke inneholder enhetsrot. Vi forkaster H_0 for alle variabler på 1 % nivå, og dermed konkluderes det med at alle variablene er stasjonære. Resultatene i tabellen over er fra ADF-testen utført på nivå, og førsteordens differensiering med skjæringspunkt inkludert. Vi har kjørt testen både uten skjæringspunkt, og med trend og skjæringspunkt, uten at dette endret noe på utfallet av sannsynligheten. Alle variablene var signifikante på 1 % nivå. Utdataene finnes i vedlegg B1 for aksjeindeksene og B2 for valutakursene.

6.6 Granger-kausaltetstest

For å få innsikt og bedre forståelse på hvordan to markedet påvirker hverandre har vi anvendt Granger-kausaltetstest. Resultatene av testen finnes i tabell 5 under.

Resultatene beskriver den prediktive egenskapen den uavhengige variabelen har på den avhengige variabelen. Som nevnt i kapittel 5.5 kapittel tester vi nullhypotesen om at det er ikke er Granger-kausaltet, mot alternativhypotesen om at det er Granger-kausaltet.

Avhengig variabel: R_BOVESPA			
	Kjikkvadrat	df	Sannsynlighet
R_BRL/USD	18,78	10	0,043*

Avhengig variabel: R_BRL/USD			
	Kjikkvadrat	df	Sannsynlighet
R_BOVESPA	14,32	10	0,159

Avhengig variabel: R_MOEX			
	Kjikkvadrat	df	Sannsynlighet
R_RUB/USD	15,75	8	0,046*

Avhengig variabel: R_RUB/USD			
	Kjikkvadrat	df	Sannsynlighet
R_MOEX	13,24	8	0,104

Avhengig variabel: R_NIFTY50			
	Kjikkvadrat	df	Sannsynlighet
R_INR/USD	1,7	2	0,428

Avhengig variabel: R_INR/USD			
	Kjikkvadrat	df	Sannsynlighet
R_NIFTY50	4,68	2	0,097**

Avhengig variabel: R_SSE			
	Kjikkvadrat	df	Sannsynlighet
R_CNY/USD	8,44	5	0,136

Avhengig variabel: R_CNY/USD			
	Kjikkvadrat	df	Sannsynlighet
R_SSE	3,83	5	0,574

Tabell 5: Granger-kausaltetstest. * og ** indikerer henholdsvis 5 % og 10 % signifikansnivå

Av tabell 5 ser vi at avkastningen i brasilianske real Granger-forårsaker Bovespa, men ikke motsatt. Avkastning i russiske rubel Granger-forårsaker MOEX, mens motsatt har vi en sannsynlighet som er like innenfor forkastningsområdet for 10 % signifikansnivå. For India finner vi svake bevis på at avkastningen i NIFTY50 Granger-forårsaker indiske rupi med 10 % signifikansnivå, mens valutakursen har ingen signifikant Granger-effekt. For kinesiske yuan og SSE finner vi ingen bevis på Granger-kausaltet, og beholder nullhypotesen. Utdata for testen finnes i vedlegg F1.

6.7 ARCH-test

For å analysere forholdet mellom valuta- og aksjemarkedet, ved bruk av EGARCH-modellen, har vi først estimert en AR(1) modell for å se etter heteroskedastisitet og autokorrelasjon. EGARCH(1,1) modellen kan bli brukt i tidsserier der det eksisterer ARCH-effekt. I vedlegg A1 og A2 representerer kjikvadratverdiene i den estimerte modellen ARCH-effektene for hver enkelt tidsserie. Alle variablene er signifikante på et 1 % signifikansnivå. Dette innebærer at vi dermed kan slå fast at ARCH-effekten er til stede for alle variablene, og dermed vil EGARCH-modellen være en god kandidat for videre analyse.

6.8 EGARCH

Tabell 6 og 7 viser resultatet av EGARCH(1,1) modellen. Modellen anvendes for å undersøke sammenhengene i avkastningen mellom aksje- og valutamarkedet, og om volatiliteten i det ene markedet bidrar til volatiliteten i det andre. Dette har vi gjort separat for hvert land. Vi presenterer først resultatet av effektene valutamarkedet har på aksjemarkedet, før vi presenterer effektene aksjemarkedet har på valutamarkedet.

Volatilitetsoverføring fra valutamarkedet til aksjemarkedet:

	α_0	α_1	α_2	β_0	β_1	β_2	φ	δ
<i>Brasil</i>	0,003*	-0,069*	0,082	-0,669*	0,920*	-0,083*	0,143*	-5,810*
<i>Russland</i>	0,001	0,012	-0,13**	-0,395*	0,967*	-0,084*	0,210*	-4,556*
<i>India</i>	0,002*	0,008	0,087	-0,731*	0,929*	-0,065*	0,283*	-4,656*
<i>Kina</i>	0,001	0,016	0,056	0,458*	0,969*	0,062*	0,308*	6,795**

Tabell 6: Koeffisientene for EGARCH modell, volatilitetsoverføring fra valutamarkedet til aksjemarkedet. * indikerer signifikant på 5 % nivå, ** indikerer signifikant på 10 % nivå.

I tabell 6 ser vi av EGARCH-modellen at avkastning i RUB/USD har en signifikant negativ effekt på avkastning i MOEX, dette kan vi se av koeffisienten α_2 . Det indikerer at endringer i RUB/USD kan redusere aksjeavkastningen, som igjen reduserer selskapenes profitt og aksjepris. Resultatet samsvarer med funnet som ble gjort i Granger-kausaltetstest. Den negative effekten RUB/USD har på MOEX vil også kunne medføre svingninger i handelsbalansen, og dermed påvirke russisk konkurranseevne negativt. Som et resultat vil dette kunne redusere den økonomiske utviklingen og redusere landets realinntekt (Jebran & Iqbal 2016). For Brasil, India og Kina har den laggede verdien av valutaavkastning ingen signifikant effekt på avkastningen i aksjemarkedene. Dette betyr at en kan konstruere effektive hedgingstrategier for Brasil, India og Kina for å sikre seg mot valutarisiko.

For den betingede variansen representerer koeffisienten δ volatilitetsoverføring fra valutamarkedet til aksjemarkedet, og sier også noe om forholdet i volatiliteten. For alle landene er denne signifikant. Koeffisienten er positiv for Kina og negativ for Brasil, Russland og India. Det betyr at for Kina fører volatilitet i valutakursen til økning i volatiliteten hos aksjemarkedet. For Brasil, Russland og Kina betyr dette at volatiliteten i valutakursen reduserer volatiliteten i aksjemarkedet. Koeffisienten β_2 representerer den asymmetriske volatiliteten, eller "leverage effect", som sier noe om hvordan volatiliteten og avkastningen korrelerer. Alle koeffisientene for β_2 er statistisk signifikante. For Brasil, Russland og India er koeffisienten negativ, som betyr at negative sjokk produserer mer volatilitet enn gode nyheter. For Kina er koeffisienten positiv som betyr at gode nyheter påvirker volatiliteten i større grad enn negative nyheter.

Volatilitetsoverføring fra aksjemarkedet til valutamarkedet:

	α_0	α_1	α_2	λ_0	λ_1	λ_2	φ	ψ
<i>Brasil</i>	0,0004*	-0,035	-0,001	-0,494*	0,954*	-0,056*	0,176*	-3,494*
<i>Russland</i>	0,0004	-0,032	0,031*	-0,282*	0,978*	-0,116*	0,121*	-2,892*
<i>India</i>	0,0005**	0,058	0,015	-0,310*	0,976*	-0,047*	0,120*	-0,660
<i>Kina</i>	0,0004*	0,085*	0,0003	0,0214*	1,001*	0,001	-0,012*	1,131*

Tabell 7: Koeffisientene for EGARCH modell, volatilitetsoverføring fra aksjemarkedet til valutamarkedet. * indikerer signifikant på 5 % nivå, ** indikerer signifikant på 10 % nivå.

I tabell 7 representerer α_2 effekten avkastningen til aksjeindeksene har på avkastningen i valutamarkedet. For aksjeindeksen MOEX finner vi signifikant positiv effekt på RUB/USD i perioden. Det indikerer at endringer i MOEX medfører økt avkastning i RUB/USD. Dette støtter modellen om porteføljebalanse, som postulerer at valutakursendringer responderer på tilbud og etterspørsel i aksjemarkedet. Det vil si at dersom en lokal aksje øker i pris vil det medføre at investorer vil selge aksjer og andre aktiva i utlandet med intensjon om å investere i lokale aktiva. For resterende land finner vi ingen signifikant effekt aksjeindeks har på valuta.

Koeffisienten ψ i tabell 7 representerer volatilitetsoverføringen fra aksjemarkedet til valutamarkedet. For India er koeffisienten ikke statistisk signifikant, noe som indikerer at volatiliteten i NIFTY50 ikke påvirker volatiliteten i indiske rupi. For Kina er koeffisienten signifikant og positiv. Det betyr at volatiliteten i aksjemarkedet fører til økt volatilitet i valutakursen. For Brasil og Russland er koeffisientene negative som betyr at volatiliteten i aksjemarkedet fører til en reduksjon i volatiliteten i valutakursen. For den asymmetriske volatiliteten fra aksjemarkedet til valutamarkedet, λ_2 , er koeffisientene for Brasil, Russland og India negative. Det indikerer at dårlige nyheter har større påvirkning på volatiliteten enn gode nyheter. For Kina er koeffisienten ikke signifikant.

Koeffisientene for β_1 og λ_1 i både tabell 6 og 7 gir indikasjon på volatilitetens persistens, og gir et innsyn i hvordan tidligere volatilitet kan forklare volatilitet i fremtiden. Volatiliteten er persistent om dagens avkastning har en større effekt på den ubetingede variansen mange perioder inn i fremtiden. Dette betyr at dersom den ubetingede variansen ikke er uendelig betyr at volatiliteten er persistent (Mandelbrot, 1963). Finansielle tidsserier har ofte, som nevnt tidligere, volatilitetsklynger. Det er dette som antyder at sjokk i volatiliteten i dag påvirker den forventede volatiliteten mange perioder i fremtiden. For alle variablene ser vi at koeffisientene er signifikante. Det betyr at tidligere volatilitet bidrar til å predikere fremtidig volatilitet. Koeffisienten φ er signifikant for begge modellene. Dette betyr at størrelsen av et markedssjokk har en signifikant påvirkning på volatiliteten.

Funnet av signifikant toveis forhold i begge markedene for Kina samsvarer med funnene gjort av (Jebran & Iqbal, 2016) og (Xiong & Han, 2015). Funnene for ensrettet volatilitetsoverføring for Indiske NIFTY50 og INR/USD samsvarer ikke med funnene gjort av Shahani og Tomar (2020) og Mitra (2017), som viser toveis overføring av volatilitet. Analysen viser toveis volatilitetsoverføring mellom det brasilianske aksje- og valutamarkedet som støttes av funnene gjort av (Mozumder et al., 2015) og (Chkili, 2012)

6.8.1 Robusthetsanalyse av EGARCH-modellen

For å teste hvor godt EGARCH-modellen passer, og hvorvidt den er egnet for tidsseriene vil det bli gjort tre tester. For å teste om det fremdeles finnes ARCH-effekter i tidsseriene foretas en LM ARCH-test. Nullhypotesen er at det eksisterer ARCH-effekter. Dersom det ikke finnes ARCH-effekter i tidsserien, er dette positivt for robustheten for EGARCH-modellen. Videre foretas Ljung-Box test for å teste tidsserien for autokorrelasjon.

I vedleggene D1 og D2 ser vi at LM ARCH-testene ikke er signifikante for alle modellene. Dette betyr at det ikke gjenstår ARCH-effekter i tidsserien, og dermed kan vi si at ligningen for den betingede variansen er godt spesifisert. I vedlegg E1 ser vi resultatet av Ljung-Box testen for EGARCH-modellen som er estimert for valutamarked til aksjemarked. Vi ser at modellene ikke er signifikante som betyr at det ikke er autokorrelasjon i feilledet. For Kina kan vi se autokorrelasjon ved lag 1, 2, 3 og 4 på 5 % signifikansnivå. I vedlegg E2 ser vi resultatet av Ljung-Box testen for EGARCH, som er estimert for effektene fra valutamarkedet til aksjemarkedet. For Russland finner vi autokorrelasjon fra lag 2 og utover. For Kina finner vi autokorrelasjon fra lag 3 og utover. For Brasil og India konkluderer vi med at det ikke er problemer med autokorrelasjon.

Selv om vi ser autokorrelasjon i feilledet betyr ikke det at modellen er feilspesifisert, eller at modellen produserer feil. Modellene i ARCH-familien var utviklet for å analysere volatiliteten i tidsserien, og det antas dermed at dataene til en viss grad viser heteroskedastisitet. I utgangspunktet vil autokorrelasjon produsere store p-verdier, men vi siden analysen inkluderer mange observasjoner vil dette være av mindre betydning.

7. Konklusjon og videre forskning

I denne empiriske studien har vi undersøkt forholdet mellom valuta- og aksjemarkedet for Brasil, Russland, India og Kina. Vi har undersøkt perioden fra januar 2006 til og med desember 2020. Ved bruk av ukentlige observasjoner, sammen med EGARCH modellen som hovedmodell, har vi undersøkt forholdene mellom markedene både ved å analysere avkastning og volatilitet. Prisutviklingen viser en jevnt positiv trend for Bovespa, MOEX og NIFTY50. For deres respektive valutaer ser vi en depresiering etter 2011. Både kinesiske yuan og SSE skiller seg ut. SSE hadde en topp like før finanskrisen i 2008, men har ikke klart å returnere til det nivået. For CNY/USD har valutaen holdt seg meget stabil, noe som forklares av at kinesiske myndigheter kontrollerer valutaen. EGARCH-modellen viser at avkastningen for Russiske rubel har en signifikant positiv effekt på MOEX. Det samme funnet gjør vi for MOEX, med signifikant negativ effekt. Bevisene er noe svake, men signifikante på 10 % nivå. For Brasil, India og Kina finner vi ingen signifikant effekt på avkastningen mellom markedene. Granger-kausaltetstest viser ensrettet kausalitet fra brasilianske real og russiske rubel til deres respektive aksjeindekser. Vi finner også ensrettet kausalitet fra indiske rupi til valutamarkedet. For resten av variablene gjøres det ingen signifikante funn.

For volatiliteten finner vi signifikant toveis volatilitetsoverføring for Brasil, Russland og Kina og deres respektive valutaer. Bevisene for volatilitetsoverføring fra SSE til CNY/USD er svakere enn resten, men signifikante på 10 % nivå. For India finner vi ensrettet volatilitetsoverføring, der volatiliteten i INR/USD kan forklare volatiliteten i NIFTY50, men ikke motsatt.

Koeffisienten for volatilitetsoverføring fra valutamarkedet til aksjemarkedet er kun positiv for Kina. Økende volatilitet i yuan overføres som økt volatilitet i SSE. For resterende land er koeffisienten negativ, som betyr at en økende volatilitet i valutakursen reduserer volatiliteten for aksjeindeksen. For volatilitetsoverføringen fra aksjemarkedet til valutamarkedet finner vi ingen signifikante bevis for India, noe som indikerer at volatiliteten i NIFTY50 ikke kan forklare volatiliteten i INR/USD. For både Brasil og Russland er koeffisientene signifikante og negative, som betyr at en økende

volatilitet i aksjeindeksene reduserer volatiliteten i valutaen. For Kina er koeffisienten signifikant og positiv, som betyr at økende volatilitet i aksjeindeksen reduserer volatiliteten i valutaen.

For Brasil, Russland og India finner vi en negativ korrelasjon mellom avkastning og volatilitet, såkalt "leverage effect". Dette betyr at negative sjokk i aksjemarkedet har større effekt på volatiliteten i valutaen enn gode nyheter. For Kina er koeffisienten ikke signifikant, noe som trolig henger sammen med at prisen på Yuan er under kontroll av myndighetene, og dermed ikke er styrt av markedskreftene. For Brasil, Russland og India gjøres det funn på at negative sjokk i deres respektive valutaer har større innvirkning på aksjemarkedet enn gode nyheter. Kina skiller seg igjen ut, og vi finner bevis på at gode nyheter i valutaen påvirker SSE i større grad enn negative nyheter.

Funnene i denne studien har en del implikasjoner for både investorer og for politikere. For porteføljeforvaltere og hedgere vil informasjonen om volatilitetsoverføringer mellom valuta- og aksjemarkedet kunne bidra til en bedre predikering av atferden til det ene markedet, ved å ha informasjon om det andre markedet. Hedgere kan utvikle mer effektive hedgingstrategier mot valutakursendringer, som kan bidra til valutasikring og mulig dempe konsekvensene av fremtidige økonomiske kriser. Funnene bidrar til bedre kunnskapsgrunnlag for å kunne konstruere porteføljer i de valgte nasjonene, som videre kan øke avkastningen.

For politikere bidrar denne informasjonen til en bedre forståelse av hvordan markedene påvirker hverandre, og på hvilke måter integrasjonen mellom valuta- og aksjemarkedet kan medføre økonomiske konsekvenser. Effekten volatiliteten i valutamarkedet har på aksjemarkedet kan redusere et lands internasjonale handel, og dermed påvirke handelsbalansen og konkurranseevnen negativt. Dette kan i stor grad påvirke landets økonomiske utvikling. Beslutningstakere bør utforme en strategi som bidrar til å minimere den negative innflytelsen fra volatiliteten. Dette for å stabilisere aksje- og valutapriser samtidig, og dermed redusere uønskede negative effekter volatiliteten kan ha på investeringsbeslutninger. Det er viktig for utenlandske direkte investeringer, som vil ha en positiv innflytelse på økonomisk vekst og generell

økonomisk stabilitet for disse nasjonene. Det er fordi forholdet mellom utenlandsk direkte investering og valutakursvolatilitet er negativt.

Forslag til videre forskning

BRIC-landene er et spennende felt med mye utdatert litteratur. Det har dukket opp ideer underveis i denne prosessen, og vi har også måttet ta beslutninger som har ført til begrensninger. For videre forskning vil det være nyttig å dele opp perioden i flere deler, og undersøke om volatilitetsoverføringene endres over tid. Det kan også undersøkes om BRIC-landene er mindre effisiente enn andre økonomier, noe som kan være et viktig bidrag til litteraturen.

Referanseliste

Agarwal, S. (2018, 10. oktober). How India can attract big electronic manufacturing units moving out of China. *Financial Express*. Tilgjengelig fra: <https://www.financialexpress.com/economy/how-india-can-attract-big-electronic-manufacturing-units-moving-out-of-china/1343525/> (lest 18.05.2021).

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19 (6): 716-723. doi: 10.1109/TAC.1974.1100705.

Amadeo, K. (2020, 21. november). China's Stock Market, Including Shanghai, Shenzhen, and Hong Kong. *The Balance*. Tilgjengelig fra: <https://www.thebalance.com/china-stock-market-shanghai-shenzhen-hong-kong-3305480> (lest 04.05.2021).

Amadeo, K. (2021, 7. april). US Debt to China, How Much, Reasons Why, and What If China Sells. *The Balance*. Tilgjengelig fra: <https://www.thebalance.com/u-s-debt-to-china-how-much-does-it-own-3306355> (lest 18.05.2021).

Apte, P. (2001). *The Interrelationship between the Stock Markets and the Foreign Exchange Market*. IIM Bangalore Research Paper No. 169. doi: 10.2139/ssrn.2161245

Asteriou, D. & Hall, G. S. (2011). *Applied Econometrics*. 2. utg. New York, NY: Palgrave Macmillan

B3. (u.å.). *Bovespa Index (Ibovespa)*. Tilgjengelig fra: http://www.b3.com.br/en_us/market-data-and-indices/indices/broad-indices/ibovespa.htm (lest: 04.05.2021).

Babarumshah, A. Z., Masih, M. & Azali, M. (2002). The Stock Market and the Ringgit Exchange Rate: A Note. *Japan and the World Economy*, 14 (4): 471-486. doi: 10.1016/S0922-1425(02)00019-1

- Babecky, J., Komarek, L. & Komarkova, Z. (2013), Financial integration at times of financial instability. *Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance*, 63 (1), 25-45. Tilgjengelig fra: https://journal.fsv.cuni.cz/storage/1264_25_45.pdf (lest 22.05.2021).
- Bahmani-Oskooee, M. & Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24 (4): 459-464. doi: 10.1080/00036849200000020
- Baruzzi, S. (2021, 25. februar). China Tightens Control Over Management of Rare Earths. *China Briefing*. Tilgjengelig fra: <https://www.china-briefing.com/news/china-tightens-control-over-management-of-rare-earths/> (lest 18.05.2021).
- Beer, F. & Hebein, F. (2008). An Assessment Of The Stock Market And Exchange Rate Dynamics In Industrialized And Emerging Markets. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 7 (8): 59-70. doi: 10.19030/iber.v7i8.3283
- Bligh, C. (2012). *Foreign Currency Hedging*. Tilgjengelig fra: https://www.cimaglobal.com/Documents/Student%20docs/2010%20syllabus%20docs/P3/P3_fmarticle_march2012_amendedmay2012.pdf (lest: 10.03.2021).
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. J. (2018). *Investments*. 11. utg. New York, NY: McGraw-Hill Education.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 (3): 307-327. doi: 10.1016/0304-4076(86)90063-1
- Bong-Han, K., Hyeongwoo, K. & Bong-Soo, L. (2015). *Spillover Effects of the U.S. Financial Crisis on Financial Markets in Emerging Asian Countries*. Auburn University Working Paper Series. Tilgjengelig fra: <https://cla.auburn.edu/econwp/Archives/2015/2015-01.pdf> (lest 22.05.2021).
- Branson, W. H. & Henderson, D. W. (1985). Chapter 15 The specification and influence of asset markets. *Handbook of International Economics*, 2: 749-805. doi: 10.1016/S1573-4404(85)02006-8

- Brasil Wire. (2017, 21. juli). How many jobs has Lava Jato cost? *Brasil Wire*. Tilgjengelig fra: <https://www.brasilwire.com/how-many-jobs-has-lava-jato-cost/> (lest: 29.04.2021).
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance*. 3. utg. Cambridge: Cambridge University Press.
- Campello, M., Lin, C., Ma, Y. & Zou, H. (2011). The Real and Financial Implications of Corporate Hedging. *The Journal of Finance*, 66 (5): 1615-1647. doi: 10.1111/j.1540-6261.2011.01683.x
- Chen, K. K. (2020, 20. oktober). Kinas økonomi på riktig spor. *DNB Nyheter*. Tilgjengelig fra: <https://www.dnb.no/dnbnyheter/no/bors-og-marked/kinas-okonomi-paa-riktig-spor> (lest 15.05.2021).
- Chkili, W. (2012). The dynamic relationship between exchange rates and stock returns in emerging countries: Volatility spillover and portfolio management. *International Journal of Management Science and Engineering Management*, 7 (4): 253–262. doi: 10.1080/17509653.2012.10671230
- Choi, D. F. S., Fang, V. & Fu, T. Y. (2009). Volatility spillovers between New Zealand stock market returns and exchange rate changes before and after the 1997 Asian financial crisis. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 1 (2): 106-117. doi: 10.5296/ajfa.v1i2.140
- Clements, K. W., Lan, Y. & Seah, S. P. (2007). *The Big Mac Index 21 Years On: An Evaluation of Burgereconomics*. Tilgjengelig fra: https://www.researchgate.net/publication/46456419_The_Big_Mac_Index_21_Years_On_An_Evaluation_of_Burgereconomics (lest 06.04.2021).
- Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, 1 (2): 223-236. doi: 10.1080/713665670
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366): 427-431. doi: 10.2307/2286348

- Dimitrova, D. (2005). The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: Studied in a Multivariate Model. *Issues in Political Economy*, 14: 1-25.
- Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account. *American Economic Review*, 70 (5): 960-971.
- Dutta, A. (2014) Modelling volatility: Symmetric or asymmetric GARCH models? *Journal of Statistics: Advances in Theory and Applications*, 12 (2), 99-108. Tilgjengelig fra: [http://scientificadvances.co.in/admin/img_data/885/images/\[3\]%20JSATA%207100121408%20Anupam%20Dutta%20\[99-108\].pdf](http://scientificadvances.co.in/admin/img_data/885/images/[3]%20JSATA%207100121408%20Anupam%20Dutta%20[99-108].pdf) (lest 12.05.2021).
- Ebrahim, S. K. (2000). *Volatility transmission between foreign exchange and money markets*. Bank of Canada Staff Working Paper 2000-16. Tilgjengelig fra: <https://www.bankofcanada.ca/2000/08/working-paper-2000-16/> (lest 19.03.2021).
- Elegant, N. X. (2021, 18. januar). China's 2020 GDP means it will overtake U.S. as world's No. 1 economy sooner than expected. *Fortune*. Tilgjengelig fra: <https://fortune.com/2021/01/18/chinas-2020-gdp-world-no-1-economy-us/> (lest 18.05.2021).
- Elster, K. (2021, 26. februar). Kina feiret erklæringen om at ekstrem fattigdom er utryddet. *NRK*. Tilgjengelig fra: <https://www.nrk.no/urix/kina-feiret-erklæringen-om-at-ekstrem-fattigdom-er-utryddet-1.15391698> (lest 19.05.2021).
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Brown, S. J. & Goetzmann, W. N. (2007). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 7. utg. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons Inc.
- Ely, R. A. (2015). Volatility Spillovers and the Risk-Return Relation Between Stock and Foreign Exchange Markets in Brazil. *Latin American Business Review*, 16 (4): 305-325. doi: 10.1080/10978526.2015.1114868
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50 (4): 987-1007. doi: 10.2307/1912773

- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25 (2): 383-417. doi: 10.2307/2325486
- Fama, E. F. (1990). Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity. *The Journal of Finance*, 45 (4): 1089-1108. doi: 10.1111/j.1540-6261.1990.tb02428.x
- Fang, W. (2002). The effects of currency depreciation on stock returns: evidence from five East Asian economies. *Applied Economics Letters*, 9 (3): 195-199, doi: 10.1080/13504850110054931
- Geohistory. (2018, 12. november). How the 2014 Economic Crisis Changed Russia's Economy. *Geohistory*. Tilgjengelig fra: <https://geohistory.today/2014-crisis-russia-economy/> (lest 12.05.2021).
- Giovanaz, D. (2019, 8. juli). Lava Jato caused 5-7 million job losses. *Brasil Wire*. Tilgjengelig fra: <https://www.brasilwire.com/lava-jato-caused-5-7-million-job-losses/> (lest 12.05.2021).
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37 (3): 424-438. doi: 10.2307/1912791
- Granger, C. W. J., Huang, B. & Yang, C. W. (2000). A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia Flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40 (3): 337-354. doi: 10.1016/S1062-9769(00)00042-9
- Hsu. S. (2016, 13. desember). Three Things That Weakened China's Economy In 2016. *Forbes*. Tilgjengelig fra: <https://www.forbes.com/sites/sarahsu/2016/12/13/three-things-that-weakened-chinas-economy-in-2016/?sh=10f3e27512f6> (lest 15.05.2021).
- Hull, J. C. (2006). *Options, Futures and Other Derivatives*. 6. utg. Upper Saddle River, NJ: Pearson.
- Hull, J. C. (2012). *Risk Management and Financial Institutions*. 3. utg. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.

- Investing.com. (2021). *Bovespa (BVSP)*. Tilgjengelig fra:
<https://www.investing.com/indices/bovespa-components> (lest: 04.05.2021).
- Jebran, K. & Iqbal, A. (2016). Dynamics of volatility spillover between stock market and foreign exchange market: evidence from Asian Countries. *Financial Innovation*, 2 (3). doi: 10.1186/s40854-016-0021-1
- Kanas, A. (2000). Volatility Spillovers Between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 27 (3-4): 447-467. doi: 10.1111/1468-5957.00320
- Kasman, A. (2009). The impact of sudden changes on the persistence of volatility: evidence from the BRIC countries. *Applied Economics Letters*, 16 (7): 759-764, doi: 10.1080/17446540802277138
- Kendall M. G. (1953). The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 116 (1): 11-34. doi: 10.2307/2980947
- Kharas, H. & Dooley, M. (2020). *China's Influence on the Global Middle Class*. Tilgjengelig fra: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2020/10/FP_20201012_china_middle_class_kharas_dooley.pdf (lest 19.05.2021).
- Kim, B., Kim, H. & Min, H. (2013), Reassessing the link between the Japanese yen and emerging Asian currencies. *Journal of International Money and Finance*, 33, 306-326. doi: 10.1016/j.jimonfin.2012.11.021
- Ljung, G. M. & Box, G. E. P. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65 (2): 297-303. doi: 10.1093/biomet/65.2.297
- Lock, S. (2021, 8. april). *Number of McDonald's restaurants worldwide from 2005 to 2020*. Tilgjengelig fra: <https://www.statista.com/statistics/219454/mcdonalds-restaurants-worldwide/> (lest 06.04.2021).

- Ma, C. K. & Kao, G. W. (1990). ON EXCHANGE RATE CHANGES AND STOCK PRICE REACTIONS. *Journal of Business Finance & Accounting*, 17 (3): 441-449. doi: 10.1111/j.1468-5957.1990.tb01196.x
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36 (4): 392-417. doi: 10.1086/294632
- Markowitz, H. M. (1991). Foundations of Portfolio Theory. *The Journal of Finance*, 46 (2): 469–477. doi: 10.2307/2328831
- Mishra, A. K., Swain, N. & Malhotra, D. K. (2007). Volatility Spillover between Stock and Foreign Exchange Markets: Indian Evidence. *International Journal of Business*, 12 (3): 343-359. Tilgjengelig fra: https://www.researchgate.net/publication/228637821_Volatility_Spillover_between_Stock_and_Foreign_Exchange_Markets_Indian_Evidence (lest: 20.04.2021).
- Mitra, P. K. (2017). Dynamics of Volatility Spillover Between The Indian Stock Market and Foreign Exchange Market Return. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 21 (2). Tilgjengelig fra: <https://www.abacademies.org/articles/dynamics-of-volatility-spillover-between-the-indian-stock-market-and-foreign-exchange-market-return-6627.html> (lest: 25.04.2021).
- MOEX. (2021). *MOEX Russia Index*. Tilgjengelig fra: <https://fs.moex.com/files/22659/> (lest: 04.05.2021).
- Mozumder, N., De Vita, G., Kyaw, K. S. & Larkin, C. (2015). Volatility Spillover Between Stock Prices and Exchange Rates: New Evidence Across the Recent Financial Crisis Period. *Economic Issues Journal Articles*, 20 (1): 43-64. Tilgjengelig fra: <http://www.economicissues.org.uk/Files/2015/115Mozumder.pdf> (lest: 16.04.2021).
- Mukherjee, T. K. & Naka, A. (1995). DYNAMIC RELATIONS BETWEEN MACROECONOMIC VARIABLES AND THE JAPANESE STOCK MARKET: AN APPLICATION OF A VECTOR ERROR CORRECTION MODEL. *The Journal of Financial Research*, 18 (2): 223–237. doi: 10.1111/j.1475-6803.1995.tb00563.x

- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59 (2): 347-370. doi: 10.2307/2938260
- Nelson, R. M. (2017). *U.S. Sanctions and Russia's Economy*. Tilgjengelig fra: <https://fas.org/sgp/crs/row/R43895.pdf> (lest: 29.04.2021).
- Nistor, P. (2015). FDI Implications on BRICS Economy Growth. *Procedia Economics and Finance*, 32: 981-985. doi: 10.1016/S2212-5671(15)01557-9
- NSE. (2021). *Nifty 50*. Tilgjengelig fra: <https://www.niftyindices.com/indices/equity/broad-based-indices/NIFTY-50> (lest: 04.05.2021).
- O'Donnell, M. & Morales, L. (2009). *Volatility Spillovers Between Stock Returns and Foreign Exchange Rates: Evidence from Four Eastern European Countries*. Tilgjengelig fra: https://www.researchgate.net/publication/228430608_Volatility_Spillovers_Between_Stock_Returns_and_Foreign_Exchange_Rates_Evidence_from_Four_Eastern_European_Countries (lest 24.03.2021).
- O'Neill, J. (2001). *Building Better Global Economic BRICs*. Global Economics Paper No: 66. Tilgjengelig fra: <https://www.goldmansachs.com/insights/archive/archive-pdfs/build-better-brics.pdf> (lest 15.03.2021).
- Oslo Børs. (2021). *Kahoot! AS reports fourth quarter 2020 results*. Tilgjengelig fra: <https://newsweb.oslobors.no/message/524260> (lest 25.05.2021).
- Pakko, M. R. & Pollard, P. S. (2003). Burgernomics: A Big Mac™ Guide to Purchasing Power Parity. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 85 (6): 9-28. Tilgjengelig fra: <https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/03/11/pakko.pdf> (lest 11.05.2021).
- Patro, D. K., Wald, J. K. & Wu, Y. (2014). Currency devaluation and stock market response: An empirical analysis. *Journal of International Money and Finance*, 40: 79-94. doi: 10.1016/j.jimonfin.2013.09.005

- Penke, M. (2021, 13. april). How China's mines rule the market of critical raw materials. *DW*. Tilgjengelig fra: <https://www.dw.com/en/how-chinas-mines-rule-the-market-of-critical-raw-materials/a-57148375> (lest 17.05.2021).
- Radulescu, I. G., Panait, M. & Voica, C. (2014). BRICS Countries Challenge to the World Economy New Trends. *Procedia Economics and Finance*, 8: 605-613. doi: 10.1016/S2212-5671(14)00135-X
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34 (2): 647-668. Tilgjengelig fra: <https://www.jstor.org/stable/2729217?seq=1> (lest 18.05.2021).
- Sankararaman, G., Suresh, S., Komatheswari, T., Surulivel, T. S., Selvabaskar, S., VijayAnand, V. & Rengarajan, V. (2018). A Study on Relationship Between Price of Us Dollar and Selected Commodities. *International Journal of Pure and Applied Mathematics*, 119 (15): 203-224. Tilgjengelig fra: https://www.researchgate.net/publication/326253399_A_study_on_relationship_between_price_of_us_dollar_and_selected_commodities (lest 17.05.2021).
- Santander. (2021a). *Brazilian foreign trade in figures*. Tilgjengelig fra: <https://santandertrade.com/en/portal/analyse-markets/brazil/foreign-trade-in-figures> (lest 17.05.2021).
- Santander. (2021b). *Russian foreign trade in figures*. Tilgjengelig fra: <https://santandertrade.com/en/portal/analyse-markets/russia/foreign-trade-in-figures> (lest 17.05.2021).
- Santander. (2021c). *Chinese foreign trade in figures*. Tilgjengelig fra: <https://santandertrade.com/en/portal/analyse-markets/china/foreign-trade-in-figures> (lest 17.05.2021).
- Santander. (2021d). *Indian foreign trade in figures*. Tilgjengelig fra: <https://santandertrade.com/en/portal/analyse-markets/india/foreign-trade-in-figures> (lest 17.05.2021).

- Seth, S. (2021). *Why China Buys U.S. Debt With Treasury Bonds*. Tilgjengelig fra: <https://www.investopedia.com/articles/investing/040115/reasons-why-china-buys-us-treasury-bonds.asp> (lest 18.05.2021).
- Shahani, R. & Tomar, P. (2020). An Empirical Investigation of the Volatility Spill-over and Asymmetries between Nifty Index and Rupee- Dollar Exchange Rate. *Journal of Business Thought*, 11: 41-50. doi: 10.2139/ssrn.3742155
- Tian, G. G. & Ma, S. (2010). The relationship between stock returns and the foreign exchange rate: the ARDL approach. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 15 (4): 490–508. doi: 10.1080/13547860.2010.516171
- The Economist. (2021, 12. januar). The Big Mac index. *The Economist*. Tilgjengelig fra: <https://www.economist.com/big-mac-index> (lest 06.04.2021).
- UNFPA. (2021). *State of World Population 2021*. Tilgjengelig fra: https://www.unfpa.org/sites/default/files/pub-pdf/SoWP2021_Report_-_EN_web.3.21_0.pdf (lest 20.04.2021).
- Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics*. 4. utg. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Wilson, D. & Purushothamam, R. (2003). *Dreaming With BRICs: The Path to 2050*. Global Economics Paper No: 99 Tilgjengelig fra: <https://www.goldmansachs.com/insights/archive/archive-pdfs/brics-dream.pdf> (lest 15.03.2021).
- World Bank, (2021a). *Gross domestic product 2019*. Tilgjengelig fra: <https://databank.worldbank.org/data/download/GDP.pdf> (lest 18.05.2021).
- World Bank, (2021b). *Gross domestic product 2019, PPP*. Tilgjengelig fra: https://databank.worldbank.org/data/download/GDP_PPP.pdf (lest 18.05.2021).

- Xiong, Z. & Han, L. (2015). Volatility spillover effect between financial markets: evidence since the reform of the RMB exchange rate mechanism. *Financial Innovation*, 1. doi: 10.1186/s40854-015-0009-2
- Yang, S. & Doong, S. (2004). Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries. *International Journal of Business and Economics*, 3 (2): 139-153. Tilgjengelig fra: https://www.researchgate.net/publication/268000643_Price_and_Volatility_Spillovers_between_Stock_Prices_and_Exchange_Rates_Empirical_Evidence_from_the_G-7_Countries (lest 27.04.2021).
- Yu, Q. (1997). Stock Price and Exchange Rates: Experiences in Leading East Asian Financial Centers – Tokyo, Hong Kong and Singapore. *The Singapore Economics Review*, 41: 47-56.
- Zivkov, D., Njegic, J. & Milenkovic, I. (2015), Bidirectional volatility spillover effect between the exchange rate and stocks in the presence of structural breaks in selected Eastern European Economies. *Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance*, 65 (6), 477-498. Tilgjengelig fra: https://journal.fsv.cuni.cz/storage/1344_njegic.pdf (lest 18.05.2021)

Vedlegg

Vedlegg A1: LM ARCH-test av aksjeindeksene

BOVESPA					MOEX				
Heteroskedasticity Test: ARCH					Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	8.112165	Prob. F(1,752)	0.0045		F-statistic	17.47588	Prob. F(1,752)	0.0000	
Obs*R-squared	8.046934	Prob. Chi-Square(1)	0.0046		Obs*R-squared	17.12440	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	
Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 03/27/21 Time: 10:30 Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020 Included observations: 754 after adjustments					Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 03/27/21 Time: 10:32 Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020 Included observations: 754 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001268	0.000210	6.041602	0.0000	C	0.001489	0.000327	4.553698	0.0000
RESID^2(-1)	0.103310	0.036272	2.848186	0.0045	RESID^2(-1)	0.150706	0.036051	4.180417	0.0000

NIFTY50					SSE				
Heteroskedasticity Test: ARCH					Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	21.82858	Prob. F(1,752)	0.0000		F-statistic	41.40422	Prob. F(1,752)	0.0000	
Obs*R-squared	21.26925	Prob. Chi-Square(1)	0.0000		Obs*R-squared	39.34789	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	
Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 03/27/21 Time: 10:37 Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020 Included observations: 754 after adjustments					Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 03/27/21 Time: 10:34 Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020 Included observations: 754 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001001	0.000101	9.940301	0.0000	C	0.000722	9.53E-05	7.570639	0.0000
RESID^2(-1)	0.167939	0.035945	4.672107	0.0000	RESID^2(-1)	0.228449	0.035503	6.434611	0.0000

Vedlegg A1: Lagrange Multiplier test for ARCH-effekt i aksjeindeksene. Utdata fra EViews.

Vedlegg A2: LM ARCH-test av valutakurs

BRL/USD					RUB/USD				
Heteroskedasticity Test: ARCH					Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	8.119635	Prob. F(1,752)	0.0045		F-statistic	25.04266	Prob. F(1,752)	0.0000	
Obs*R-squared	8.054265	Prob. Chi-Square(1)	0.0045		Obs*R-squared	24.30004	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	
Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 03/27/21 Time: 10:38 Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020 Included observations: 754 after adjustments					Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 03/27/21 Time: 10:42 Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020 Included observations: 754 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000461	7.67E-05	6.014464	0.0000	C	0.000312	3.94E-05	7.939439	0.0000
RESID^2(-1)	0.103354	0.036271	2.849497	0.0045	RESID^2(-1)	0.179529	0.035875	5.004265	0.0000
INR/USD					CNY/USD				
Heteroskedasticity Test: ARCH					Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	20.85375	Prob. F(1,752)	0.0000		F-statistic	14.70263	Prob. F(1,752)	0.0001	
Obs*R-squared	20.34502	Prob. Chi-Square(1)	0.0000		Obs*R-squared	14.45904	Prob. Chi-Square(1)	0.0001	
Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 03/27/21 Time: 10:41 Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020 Included observations: 754 after adjustments					Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 03/27/21 Time: 10:40 Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020 Included observations: 754 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.99E-05	8.19E-06	9.760467	0.0000	C	1.26E-05	1.68E-06	7.528744	0.0000
RESID^2(-1)	0.164254	0.035969	4.566590	0.0000	RESID^2(-1)	0.138473	0.036113	3.834401	0.0001

Vedlegg A2: Lagrange Multiplier test for ARCH-effekt av valutakurs. Utdata fra EViews.

Vedlegg B1: ADF-test av aksjeindeksene

BOVESPA			MOEX		
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R_BOVESPA Null Hypothesis: R_BOVESPA has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)			Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R_MOEX Null Hypothesis: R_MOEX has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.10763	0.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.542429	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-3.438796		1% level	-3.438865
	5% level	-2.865158		5% level	-2.865188
	10% level	-2.568752		10% level	-2.568768
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.			*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		
NIFTY50			SSE		
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R_NIFTY50 Null Hypothesis: R_NIFTY50 has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)			Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R_SHANGHAI Null Hypothesis: R_SHANGHAI has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.08447	0.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-25.83280	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-3.438796		1% level	-3.438785
	5% level	-2.865158		5% level	-2.865153
	10% level	-2.568752		10% level	-2.568749
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.			*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		

Vedlegg B1-1: ADF-test av aksjeindeksene på nivå. Utdata fra EViews.

BOVESPA			MOEX		
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R_BOVESPA) Null Hypothesis: D(R_BOVESPA) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)			Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R_MOEX) Null Hypothesis: D(R_MOEX) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-22.47760	0.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.09284	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-3.438842		1% level	-3.438912
	5% level	-2.865178		5% level	-2.865209
	10% level	-2.568763		10% level	-2.568779
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.			*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		
NIFTY50			SSE		
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R_NIFTY50) Null Hypothesis: D(R_NIFTY50) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)			Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R_SHANGHAI) Null Hypothesis: D(R_SHANGHAI) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.00502	0.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.39914	0.0000
Test critical values:			Test critical values:		
	1% level	-3.438924		1% level	-3.438901
	5% level	-2.865214		5% level	-2.865204
	10% level	-2.568782		10% level	-2.568777
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.			*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		

Vedlegg B1-2: ADF-test av aksjeindeksene med førsteordens differensiering. Utdata fra EViews.

Vedlegg B2: ADF-test av valutakurs

BRL/USD

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R_BRL_USD		
Null Hypothesis: R_BRL_USD has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.75180	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.438796	
5% level	-2.865158	
10% level	-2.568752	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

RUB/USD

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R_RUB_USD		
Null Hypothesis: R_RUB_USD has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.69757	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.438796	
5% level	-2.865158	
10% level	-2.568752	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

INR/USD

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R_INR_USD		
Null Hypothesis: R_INR_USD has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-24.93440	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.438785	
5% level	-2.865153	
10% level	-2.568749	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

CNY/USD

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R_CNY_USD		
Null Hypothesis: R_CNY_USD has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.37355	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.438819	
5% level	-2.865168	
10% level	-2.568757	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Vedlegg B2-1: ADF-test av valutakursene på nivå. Utdata fra EViews.

BRL/USD

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R_BRL_USD)		
Null Hypothesis: D(R_BRL_USD) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.07621	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.438865	
5% level	-2.865188	
10% level	-2.568768	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

RUB/USD

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R_RUB_USD)		
Null Hypothesis: D(R_RUB_USD) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.47178	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.438842	
5% level	-2.865178	
10% level	-2.568763	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

INR/USD

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R_INR_USD)		
Null Hypothesis: D(R_INR_USD) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.48639	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.438912	
5% level	-2.865209	
10% level	-2.568779	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

CNY/USD

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R_CNY_USD)		
Null Hypothesis: D(R_CNY_USD) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.85030	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.438865	
5% level	-2.865188	
10% level	-2.568768	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Vedlegg B2-2: ADF-test av valutakursene med førsteordens differensiering. Utdata fra EViews.

Vedlegg C1: EGARCH-modellen - valutamarkedet til aksjemarkedet

BRL/USD -> BOVESPA

Dependent Variable: R_BOVESPA
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 04/15/21 Time: 22:28
 Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
 Included observations: 755 after adjustments
 Convergence achieved after 42 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6)
 *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1)) + C(8)
 *R_BRL_USD

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.003243	0.001233	2.630099	0.0085
R_BOVESPA(-1)	-0.069231	0.049589	-1.396110	0.1627
R_BRL_USD(-1)	0.082245	0.079391	1.035953	0.3002

Variance Equation

C(4)	-0.669303	0.099088	-6.754664	0.0000
C(5)	0.143212	0.039538	3.622129	0.0003
C(6)	-0.083131	0.023111	-3.597053	0.0003
C(7)	0.919683	0.014723	62.46627	0.0000
C(8)	-5.809925	0.511471	-11.35924	0.0000

RUB/USD -> MOEX

Dependent Variable: R_MOEX
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 04/07/21 Time: 17:47
 Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
 Included observations: 755 after adjustments
 Convergence achieved after 57 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6)
 *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1)) + C(8)
 *R_RUB_USD

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001084	0.001016	1.067737	0.2856
R_MOEX(-1)	0.011975	0.044640	0.268248	0.7885
R_RUB_USD(-1)	-0.130269	0.078330	-1.663074	0.0963

Variance Equation

C(4)	-0.394940	0.046203	-8.547925	0.0000
C(5)	0.209836	0.034175	6.139953	0.0000
C(6)	-0.084378	0.020502	-4.115503	0.0000
C(7)	0.966833	0.005179	186.6669	0.0000
C(8)	-4.555908	1.146975	-3.972109	0.0001

INR/USD -> NIFTY50

Dependent Variable: R_NIFTY50
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 04/07/21 Time: 17:50
 Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
 Included observations: 755 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6)
 *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1)) + C(8)
 *R_INR_USD

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002403	0.000909	2.644133	0.0082
R_NIFTY50(-1)	0.008542	0.046780	0.182607	0.8551
R_INR_USD(-1)	0.087560	0.113254	0.773133	0.4394

Variance Equation

C(4)	-0.731385	0.100721	-7.261456	0.0000
C(5)	0.283410	0.036025	7.867102	0.0000
C(6)	-0.064551	0.029026	-2.223940	0.0262
C(7)	0.929187	0.011074	83.90365	0.0000
C(8)	-4.655978	1.639566	-2.839762	0.0045

CNY/USD -> SSE

Dependent Variable: R_SHANGHAI
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 04/07/21 Time: 17:55
 Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
 Included observations: 755 after adjustments
 Convergence achieved after 20 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6)
 *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1)) + C(8)
 *R_CNY_USD

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001206	0.001001	1.204654	0.2283
R_SHANGHAI(-1)	0.016253	0.039820	0.408170	0.6831
R_CNY_USD(-1)	0.056579	0.228452	0.247661	0.8044

Variance Equation

C(4)	-0.457835	0.087761	-5.216831	0.0000
C(5)	0.308344	0.046311	6.658120	0.0000
C(6)	0.062313	0.020075	3.104024	0.0019
C(7)	0.969050	0.010255	94.49749	0.0000
C(8)	6.795069	3.823814	1.777040	0.0756

Vedlegg C1: EGARCH modellen estimert for effekten fra valutamarkedet til aksjemarkedet. C(4) er konstanten. C(5) er ARCH-effekt. C(6) er "leverage effect". C(7) er persistensen i volatiliteten. C(8) er koeffisienten for volatilitetsoverføringen. Utdata fra EViews.

Vedlegg C2: EGARCH- modellen - aksjemarkedet til valutamarkedet

BOVESPA -> BRL/USD

Dependent Variable: R_BRL_USD
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 04/07/21 Time: 18:59
 Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
 Included observations: 755 after adjustments
 Convergence achieved after 45 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(4) + \text{C}(5) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(6) * \text{RESID}(-1) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(8) * \text{R_BOVESPA}$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000410	0.000686	0.598401	0.5496
R_BRL_USD(-1)	-0.035396	0.046764	-0.756914	0.4491
R_BOVESPA(-1)	-0.000971	0.026009	-0.037331	0.9702

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(4)	-0.493931	0.089775	-5.501885	0.0000
C(5)	0.176208	0.035914	4.906326	0.0000
C(6)	-0.055763	0.025584	-2.179592	0.0293
C(7)	0.954145	0.009911	96.26923	0.0000
C(8)	-3.494427	0.363966	-9.600972	0.0000

MOEX -> RUB/USD

Dependent Variable: R_RUB_USD
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 04/07/21 Time: 19:09
 Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
 Included observations: 755 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(4) + \text{C}(5) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(6) * \text{RESID}(-1) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(8) * \text{R_MOEX}$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000433	0.000467	0.925998	0.3544
R_RUB_USD(-1)	-0.031858	0.036515	-0.872474	0.3829
R_MOEX(-1)	0.031272	0.013556	2.306853	0.0211

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(4)	-0.281743	0.042517	-6.626559	0.0000
C(5)	0.120926	0.026179	4.619218	0.0000
C(6)	-0.116125	0.016126	-7.201167	0.0000
C(7)	0.977493	0.004720	207.0996	0.0000
C(8)	-2.891547	0.395583	-7.309577	0.0000

NIFTY50 -> INR/USD

Dependent Variable: R_INR_USD
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 04/07/21 Time: 19:17
 Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
 Included observations: 755 after adjustments
 Convergence achieved after 23 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(4) + \text{C}(5) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(6) * \text{RESID}(-1) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(8) * \text{R_NIFTY50}$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000564	0.000311	-1.812513	0.0699
R_INR_USD(-1)	0.058024	0.043029	1.348501	0.1775
R_NIFTY50(-1)	0.015004	0.011692	1.283256	0.1994

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(4)	-0.309949	0.065495	-4.732436	0.0000
C(5)	0.119859	0.023902	5.014556	0.0000
C(6)	-0.046541	0.015341	-3.033725	0.0024
C(7)	0.976461	0.006295	155.1100	0.0000
C(8)	-0.659542	0.437732	-1.506727	0.1319

SSE -> CNY/USD

Dependent Variable: R_CNY_USD
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 04/07/21 Time: 19:24
 Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
 Included observations: 755 after adjustments
 Convergence achieved after 54 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(4) + \text{C}(5) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(6) * \text{RESID}(-1) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(8) * \text{R_SHANGHAI}$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000467	9.55E-05	4.893821	0.0000
R_CNY_USD(-1)	0.084677	0.028110	3.012328	0.0026
R_SHANGHAI(-1)	0.000275	0.002116	0.129792	0.8967

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(4)	0.021436	0.002699	7.941485	0.0000
C(5)	-0.012404	0.003429	-3.616967	0.0003
C(6)	0.001065	0.002479	0.429692	0.6674
C(7)	1.000777	4.90E-05	20422.83	0.0000
C(8)	1.131298	0.119848	9.439402	0.0000

Vedlegg C2: EGARCH modellen estimert for effekten fra aksjemarkedet til valutamarkedet. C(4) er konstanten. C(5) er ARCH-effekt. C(6) er "leverage effect". C(7) er persistensen i volatiliteten. C(8) er koeffisienten for volatilitetsoverføringen. Utdata fra EViews.

Vedlegg D1: LM ARCH test av EGARCH-modellen - valutamarkedet til aksjemarkedet

BRL/USD -> BOVESPA

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.350697	Prob. F(1,752)	0.5539
Obs*R-squared	0.351465	Prob. Chi-Square(1)	0.5533

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/07/21 Time: 18:16

Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020

Included observations: 754 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.024354	0.078151	13.10736	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.021593	0.036463	-0.592196	0.5539

RUB/USD -> MOEX

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.118355	Prob. F(1,752)	0.2906
Obs*R-squared	1.119664	Prob. Chi-Square(1)	0.2900

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/07/21 Time: 18:23

Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020

Included observations: 754 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.049838	0.092443	11.35662	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.038538	0.036442	-1.057523	0.2906

INR/USD -> NIFTY50

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.080930	Prob. F(1,752)	0.7761
Obs*R-squared	0.081137	Prob. Chi-Square(1)	0.7758

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/07/21 Time: 18:28

Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020

Included observations: 754 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.010493	0.095576	10.57266	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.010373	0.036464	-0.284482	0.7761

CNY/USD -> SSE

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.043761	Prob. F(1,752)	0.8344
Obs*R-squared	0.043875	Prob. Chi-Square(1)	0.8341

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/07/21 Time: 18:13

Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020

Included observations: 754 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.995737	0.071307	13.96407	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.007626	0.036457	0.209191	0.8344

Vedlegg D1: Lagrange Multiplier test. Tester for ARCH-effekt i EGARCH modellen estimert for effekter fra valutamarkedet til aksjemarkedet. Utdata fra EViews.

Vedlegg D2: LM ARCH test av EGARCH-modellen - aksjemarkedet til valutamarkedet

BOVESPA -> BRL/USD

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.003262	Prob. F(1,752)	0.9545
Obs*R-squared	0.003271	Prob. Chi-Square(1)	0.9544

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/07/21 Time: 19:05

Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020

Included observations: 754 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.994028	0.071129	13.97502	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.002082	0.036461	0.057113	0.9545

MOEX -> RUB/USD

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.454982	Prob. F(1,752)	0.5002
Obs*R-squared	0.455916	Prob. Chi-Square(1)	0.4995

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/02/21 Time: 14:43

Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020

Included observations: 754 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.974013	0.074246	13.11871	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.024595	0.036462	0.674523	0.5002

NIFTY50 -> INR/USD

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.235428	Prob. F(1,752)	0.6277
Obs*R-squared	0.235981	Prob. Chi-Square(1)	0.6271

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/07/21 Time: 19:21

Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020

Included observations: 754 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.983454	0.076919	12.78564	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.017691	0.036461	0.485210	0.6277

SSE -> CNY/USD

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	13.22273	Prob. F(1,752)	0.0003
Obs*R-squared	13.02881	Prob. Chi-Square(1)	0.0003

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/07/21 Time: 19:28

Sample (adjusted): 2/05/2006 12/27/2020

Included observations: 754 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.858317	0.091769	9.353057	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.131463	0.036153	3.636307	0.0003

Vedlegg D2: Lagrange Multiplier test. Tester for ARCH-effekt i EGARCH modellen estimert for effekter fra aksjemarkedet til valutamarkedet. Utdata fra EViews.

Vedlegg E1: Ljung-Box test for EGARCH-modellen - valutamarkedet til aksjemarkedet

BRL/USD -> BOVESPA

Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.005	0.005	0.0182	0.893
		2 0.058	0.058	2.5681	0.277
		3 0.042	0.041	3.9022	0.272
		4 0.012	0.008	4.0117	0.404
		5 0.021	0.016	4.3494	0.500
		6 0.023	0.021	4.7663	0.574
		7 -0.051	-0.054	6.7315	0.457
		8 -0.015	-0.019	6.9105	0.546
		9 -0.069	-0.065	10.517	0.310
		10 -0.043	-0.038	11.958	0.288

RUB/USD -> MOEX

Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.030	0.030	0.6777	0.410
		2 0.043	0.042	2.0628	0.357
		3 -0.028	-0.030	2.6378	0.451
		4 0.004	0.004	2.6513	0.618
		5 -0.008	-0.005	2.6960	0.747
		6 -0.017	-0.018	2.9125	0.820
		7 -0.075	-0.073	7.1776	0.411
		8 0.036	0.042	8.1702	0.417
		9 0.018	0.021	8.4156	0.493
		10 0.008	-0.001	8.4660	0.583

INR/USD -> NIFTY50

Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.038	0.038	1.0757	0.300
		2 0.076	0.075	5.4681	0.065
		3 0.008	0.003	5.5208	0.137
		4 -0.007	-0.013	5.5542	0.235
		5 -0.028	-0.028	6.1416	0.293
		6 0.003	0.007	6.1502	0.407
		7 -0.028	-0.025	6.7689	0.453
		8 -0.022	-0.021	7.1458	0.521
		9 -0.059	-0.055	9.8432	0.363
		10 0.008	0.015	9.8911	0.450

CNY/USD -> SSE

Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.044	0.044	1.4475	0.229
		2 0.093	0.091	8.0071	0.018
		3 0.022	0.014	8.3604	0.039
		4 0.040	0.030	9.5485	0.049
		5 -0.022	-0.028	9.9131	0.078
		6 0.055	0.050	12.180	0.058
		7 -0.021	-0.022	12.517	0.085
		8 0.058	0.051	15.062	0.058
		9 0.016	0.015	15.251	0.084
		10 0.023	0.009	15.649	0.110

Vedlegg E1: Ljung-Box test for seriekorrelasjon i EGARCH modellen estimert for effekter fra valutamarkedet til aksjemarkedet. Testen viser på det meste 10 lag. AC = autokorrelasjon. Prob: sannsynligheten. Utdata fra EViews.

Vedlegg E2: Ljung-Box test for EGARCH-modellen - aksjemarkedet til valutamarkedet

BOVESPA -> BRL/USD

Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.032	0.032	0.7589	0.384
		2 0.096	0.096	7.8262	0.020
		3 -0.012	-0.018	7.9321	0.047
		4 -0.003	-0.011	7.9382	0.094
		5 -0.016	-0.013	8.1413	0.149
		6 0.009	0.011	8.2010	0.224
		7 0.031	0.033	8.9173	0.259
		8 0.093	0.089	15.471	0.051
		9 -0.022	-0.034	15.842	0.070
		10 -0.037	-0.053	16.869	0.077

MOEX -> RUB/USD

Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.011	0.011	0.0956	0.757
		2 0.093	0.092	6.5951	0.037
		3 0.060	0.058	9.2968	0.026
		4 0.056	0.047	11.680	0.020
		5 0.080	0.069	16.504	0.006
		6 -0.038	-0.051	17.579	0.007
		7 -0.004	-0.024	17.593	0.014
		8 0.002	-0.001	17.596	0.024
		9 0.030	0.030	18.293	0.032
		10 -0.073	-0.074	22.357	0.013

NIFTY50 -> INR/USD

Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.017	0.017	0.2164	0.642
		2 0.086	0.085	5.7673	0.056
		3 0.017	0.014	5.9755	0.113
		4 0.050	0.043	7.9118	0.095
		5 0.028	0.024	8.5058	0.130
		6 0.021	0.012	8.8396	0.183
		7 -0.039	-0.046	10.010	0.188
		8 0.017	0.012	10.219	0.250
		9 -0.008	-0.005	10.270	0.329
		10 0.011	0.008	10.367	0.409

SSE -> CNY/USD

Sample (adjusted): 1/22/2006 12/27/2020
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.014	-0.014	0.1591	0.690
		2 0.064	0.064	3.3110	0.191
		3 0.096	0.098	10.285	0.016
		4 0.101	0.102	18.124	0.001
		5 0.089	0.084	24.180	0.000
		6 0.065	0.050	27.374	0.000
		7 -0.010	-0.036	27.450	0.000
		8 0.126	0.095	39.582	0.000
		9 0.029	0.011	40.206	0.000
		10 0.037	0.014	41.246	0.000

Vedlegg E2: Ljung-Box test for seriekorrelasjon i EGARCH modellen estimert for effekter fra aksjemarkedet til valutamarkedet. Testen viser på det meste 10 lag. AC = autokorrelasjon. Prob: sannsynligheten. Utdata fra EViews.

Vedlegg F1: Granger kausalitetstest

BOVESPA & BRL/USD

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/21/21 Time: 17:43
Sample: 1/15/2006 12/27/2020
Included observations: 746

Dependent variable: R_BOVESPA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_BRL_USD	18.77865	10	0.0432
All	18.77865	10	0.0432

Dependent variable: R_BRL_USD

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_BOVESPA	14.32172	10	0.1588
All	14.32172	10	0.1588

MOEX & RUB/USD

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 05/02/21 Time: 15:30
Sample: 1/15/2006 12/27/2020
Included observations: 748

Dependent variable: R_MOEX

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_RUB_USD	15.75381	8	0.0460
All	15.75381	8	0.0460

Dependent variable: R_RUB_USD

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_MOEX	13.23917	8	0.1039
All	13.23917	8	0.1039

NIFTY50 & INR/USD

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 05/02/21 Time: 15:25
Sample: 1/15/2006 12/27/2020
Included observations: 754

Dependent variable: R_NIFTY50

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_INR_USD	1.699622	2	0.4275
All	1.699622	2	0.4275

Dependent variable: R_INR_USD

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_NIFTY50	4.677416	2	0.0965
All	4.677416	2	0.0965

SSE & CNY/USD

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 05/02/21 Time: 15:26
Sample: 1/15/2006 12/27/2020
Included observations: 751

Dependent variable: R_SHANGHAI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_CNY_USD	8.442970	5	0.1335
All	8.442970	5	0.1335

Dependent variable: R_CNY_USD

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_SHANGHAI	3.830675	5	0.5740
All	3.830675	5	0.5740

Vedlegg F1: Resultatene av Granger kausalitetstest. Utdata fra EViews.



Norges miljø- og biovitenskapelige universitet
Noregs miljø- og biovitenskapelige universitet
Norwegian University of Life Sciences

Postboks 5003
NO-1432 Ås
Norway