

Jørn Toft Bysveen

# Empirisk analyse av udekket renteparitet

Modellering av risikopremie i valutamarkedet

Masteroppgave

Trondheim, september 2009

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for samfunnsvitenskap og teknologiledelse  
Institutt for samfunnsøkonomi

Hovedveileder: Dagfinn Rime





# Forord

Denne masteroppgaven er utført i perioden 2008/2009 på Institutt for Samfunnsøkonomi ved NTNU. Masteroppgaven er et obligatorisk og avsluttende arbeid innen mastergradstudiet i samfunnsøkonomi.

Avhandlingen er skrevet i L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X. Oxmetrics 5 og Microsoft Excel 2007 er brukt under de empiriske testingene av datasettene, samt selve modelleringen.

Jeg vil takke Maren Romstad i DnB NOR Markets, samt veilederen min Dagfinn Rime ved Norges Bank for data, fruktbare innspill og kommentarer.

Trondheim, 1. september 2009

.....  
Jørn Toft Bysveen



# Innhold

<b>1 Innledning</b>	<b>1</b>
<b>2 Litteraturoversikt</b>	<b>3</b>
<b>3 Data</b>	<b>7</b>
3.1 Databeskrivelse . . . . .	7
3.2 Tidsserieanalyse . . . . .	8
<b>4 Metode og resultater</b>	<b>13</b>
4.1 Test av udekket renteparitet . . . . .	13
4.1.1 Tidsvarierende koeffisienter . . . . .	14
4.2 Forklaringsvariable . . . . .	15
4.3 Modifisert UIP-ligning . . . . .	21
4.4 Modellering av risikopremie . . . . .	25
4.5 Anvendelse av informasjonskriterier . . . . .	28
4.6 Modellering av risikopremie: Lokal nivå modell . . . . .	33
<b>5 Konklusjon</b>	<b>36</b>
<b>Bibliografi</b>	<b>39</b>
<b>Appendiks</b>	<b>46</b>
<b>A Sentrale begreper og uttrykk</b>	<b>47</b>
<b>B Dekomponering av terminrabatt-koeffisienten</b>	<b>51</b>
<b>C Statistiske begreper og tester</b>	<b>55</b>
<b>D Minste kvadraters metode</b>	<b>63</b>
<b>E Tidsvarierende koeffisienter</b>	<b>65</b>
<b>F Modellspesifikasjoner</b>	<b>75</b>

<b>G Residualstatistikk</b>	<b>83</b>
<b>H Residualfigurer</b>	<b>89</b>
<b>I Kalman-filteralgoritmen</b>	<b>99</b>

# Figurer

E.1	Rekursiv regresjon: EUR/NOK 1m . . . . .	65
E.2	Rekursiv regresjon: EUR/NOK 3m . . . . .	66
E.3	Rekursiv regresjon: EUR/NOK 6m . . . . .	66
E.4	Rekursiv regresjon: EUR/NOK 12m . . . . .	67
E.5	Rekursiv regresjon: USD/NOK 1m . . . . .	67
E.6	Rekursiv regresjon: USD/NOK 3m . . . . .	68
E.7	Rekursiv regresjon USD/NOK 6m . . . . .	68
E.8	Rekursiv regresjon USD/NOK 12m . . . . .	69
E.9	Rullerende regresjon: EUR/NOK 1m . . . . .	70
E.10	Rullerende regresjon: EUR/NOK 3m . . . . .	70
E.11	Rullerende regresjon: EUR/NOK 6m . . . . .	71
E.12	Rullerende regresjon: EUR/NOK 12m . . . . .	71
E.13	Rullerende regresjon: USD/NOK 1m . . . . .	72
E.14	Rullerende regresjon: USD/NOK 3m . . . . .	72
E.15	Rullerende regresjon: USD/NOK 6m . . . . .	73
E.16	Rullerende regresjon: USD/NOK 12m . . . . .	73
H.1	Residualgrafikk EUR/NOK 1m: Klassisk regresjonsmodell . . . . .	89
H.2	Residualgrafikk EUR/NOK 3m: Klassisk regresjonsmodell . . . . .	90
H.3	Residualgrafikk EUR/NOK 6m: Klassisk regresjonsmodell . . . . .	90
H.4	Residualgrafikk EUR/NOK 12m: Klassisk regresjonsmodell . . . . .	91
H.5	Residualgrafikk USD/NOK 1m: Klassisk regresjonsmodell . . . . .	91
H.6	Residualgrafikk USD/NOK 3m: Klassisk regresjonsmodell . . . . .	92
H.7	Residualgrafikk USD/NOK 6m: Klassisk regresjonsmodell . . . . .	92
H.8	Residualgrafikk USD/NOK 12m: Klassisk regresjonsmodell . . . . .	93
H.9	Residualgrafikk EUR/NOK 1m: Lokal nivå modell . . . . .	94
H.10	Residualgrafikk EUR/NOK 3m: Lokal nivå modell . . . . .	95
H.11	Residualgrafikk EUR/NOK 6m: Lokal nivå modell . . . . .	95
H.12	Residualgrafikk EUR/NOK 12m: Lokal nivå modell . . . . .	96
H.13	Residualgrafikk USD/NOK 1m: Lokal nivå modell . . . . .	96
H.14	Residualgrafikk USD/NOK 3m: Lokal nivå modell . . . . .	97
H.15	Residualgrafikk USD/NOK 6m: Lokal nivå modell . . . . .	97
H.16	Residualgrafikk USD/NOK 12m: Lokal nivå modell . . . . .	98

# Tabeller

3.1	Deskriptiv statistikk for log-avkastning og rentedifferanser . . . . .	10
3.2	Ljung-Box test for log-avkastning og rentedifferanser . . . . .	11
3.3	Utvidet Dickey-Fuller test . . . . .	12
4.1	Udekket renteparitet . . . . .	14
4.2	Modifisert UIP: Beste regresjoner . . . . .	24
4.3	Risikopremie: Maksimal forklaringsgrad . . . . .	27
4.4	Modellering av risikopremie: Minimering av AIC-kriteriet . . . . .	30
4.5	Modellering av risikopremie: Minimering av HQ-kriteriet . . . . .	31
4.6	Modellering av risikopremie: Minimering av SC-kriteriet . . . . .	32
4.7	Modellering av risikopremie: Lokal nivå modell . . . . .	35
G.1	Klassisk regresjonsmodell for EUR/NOK 1m: Residualstatistikk . . . . .	83
G.2	Klassisk regresjonsmodell for EUR/NOK 3m: Residualstatistikk . . . . .	84
G.3	Klassisk regresjonsmodell for EUR/NOK 6m: Residualstatistikk . . . . .	84
G.4	Klassisk regresjonsmodell for EUR/NOK 12m: Residualstatistikk . . . . .	84
G.5	Klassisk regresjonsmodell for USD/NOK 1m: Residualstatistikk . . . . .	85
G.6	Klassisk regresjonsmodell for USD/NOK 3m: Residualstatistikk . . . . .	85
G.7	Klassisk regresjonsmodell for USD/NOK 6m: Residualstatistikk . . . . .	85
G.8	Klassisk regresjonsmodell for USD/NOK 12m: Residualstatistikk . . . . .	86
G.9	Residualstatistikk EUR/NOK 1m: Lokal nivå modell . . . . .	87
G.10	Residualstatistikk EUR/NOK 3m: Lokal nivå modell . . . . .	87
G.11	Residualstatistikk EUR/NOK 6m: Lokal nivå modell . . . . .	87
G.12	Residualstatistikk EUR/NOK 12m: Lokal nivå modell . . . . .	87
G.13	Residualstatistikk USD/NOK 1m: Lokal nivå modell . . . . .	88
G.14	Residualstatistikk USD/NOK 3m: Lokal nivå modell . . . . .	88
G.15	Residualstatistikk USD/NOK 6m: Lokal nivå modell . . . . .	88
G.16	Residualstatistikk USD/NOK 12m: Lokal nivå modell . . . . .	88



# Kapittel 1

## Innledning

Irving Fisher var den første som formulerte udekket renteparitetsbetingelsen (UIP), og hans betydningsfulle empiriske undersøkelser knyttet til temaet er gitt i Fisher (1896), Fisher (1907) og Fisher (1930).<sup>1</sup> Udekket renteparitet er en viktig byggestein i internasjonal finans og danner grunnlaget for flere makroøkonomiske modeller (Flood & Rose 2002).<sup>2</sup> I følge teorien skal en positiv (negativ) rentedifferanse mellom to land medføre at lavrente-valutaen depresieres (appresieres) i forhold til høyrente-valutaen. Mer spesifikt: under betingelsene om risikonøytralitet og markedseffisiens skal forventet avkastning på to finansobjekter, hvis eneste forskjell er valutabenevning, være lik når de er konvertert til en felles valuta.<sup>3</sup> I praksis vil gevinsten ved å ta opp lån i en lavrente-valuta, for så å investere det belånte beløpet i en høyrente-valuta, gitt likevekt, motsvares av en like stor kostnad i form av depresiering i høyrente-valutaen. Alternativt, dersom en ser bort fra arbitrasje skal forventet valutakursutvikling tilsvare terminrabatten.<sup>4</sup> Dette innebærer at terminkursen skal være en forventningsrett predikator av fremtidig spotkurs. En annen måte å si det på er at terminrabatten gir en forventningsrett prediksjon av fremtidig valutakursutvikling.<sup>5</sup> I flere empiriske undersøkelser som blant annet Hansen & Hodrick (1980), Bilson (1981), Fama (1984), Burnside, Eichenbaum & Rebelo (2007) og Burnside, Eichenbaum & Rebelo (2009) har det vist seg at resultatene er det stikk motsatte av hva teorien postulerer.<sup>6</sup> De empiriske resultatene impliserer at høyrente-valutaer appresieres i forhold til lavrente-valutaer, og ikke depresieres. Det betyr at investorer med investeringer i høyrente-valutaen tjener både på rentedifferansen (som

---

<sup>1</sup>Dimand (1999) nevner at Fisher ikke var den første som observerte relasjonen, og at han anerkjenner viktige bidrag relatert til fenomenet fra tidligere økonomer som John Stuart Mill, Alfred Marshall og John Bates Clark.

<sup>2</sup>Udekket renteparitet er presentert mer i detalj i appendiks A.

<sup>3</sup>Risikonøytralitet innebærer at terminkurs er lik markedets forventning om fremtidig spotkurs. Markedseffisiens innebærer i hvilken grad all informasjon er inkorporert i forventningsdannelsen av fremtidig priser.

<sup>4</sup>Antagelsen om at det ikke er arbitrasje er basert på at dekket renteparitetsbetingelsen holder. Dekket renteparitetsbetingelsen er presentert i appendiks A.

<sup>5</sup>Med valutakursutvikling menes differansen i logaritmen av spotkurs.

<sup>6</sup>Det bør nevnes at Froot & Thaler (1990), Lewis (1995) og Engel (1996) representerer referanser som gir oversikt over hvilke empiriske undersøkelser som er gjort på dette temaet.

er kjent på investeringstidspunktet) og appresieringen av valutaen. Bruddet på udekket renteparitetsbetingelsen kan skyldes tidsvarierende risikopremie og/eller feil i forventingsdannelsen. I denne avhandlingen antas det rasjonelle forventninger, og eksistensen av risikopremie blir et viktig bidrag i å forklare bruddet på udekket renteparitetsprinsippet. Det benyttes en mikrostruktur-basert tilnærming der flere trading-relaterte variabler anvendes for å prøve å forklare bruddet på udekket renteparitetsprinsippet og risikopremien. Flere ordrestrømsbaserte modeller har hatt suksess i å forklare terminrabatt-skjevheten. Modeller og tilhørende resultater presentert i Evans & Lyons (2007) og Rime, Sarno & Sojli (2007) foreslår at ordrestrømmene er en form for transmisjonsmekanisme som aggregerer heterogene oppfatninger relatert til prisrelevant informasjon og sjokk, som igjen påvirker tilbud og etterspørsel i markedet, og av den grunn kan være viktig for prisdannelsen. I følge Breedon & Vitale (2004) og Breedon & Ranaldo (2008) kan ordrestrøm være en viktig komponent av risikopremien gjennom porteføljeskift-effekter.

Avhandlingen analyserer valutakryssene USD/NOK og EUR/NOK med hensyn på udekket renteparitet ved hjelp av regresjonsanalyse. Tidshorisontene som analyseres er 1, 3, 6 og 12 måneders tidshorisont. Det presenteres også en modifisert regresjonsligning som inkluderer forskjellige variabler som er relatert til differansen i aksjeindeksavkastning mellom Norge og utlandet, porteføljeskift-effekter, volatilitet, oljepris, feedback-mekanisme og carry trade effekter. Resultatene i undersøkelsene er i overensstemmelse med tidligere resultater; udekket renteparitetshypotesen forkastes.

Risikopremien er per definisjon en *ex ante* størrelse.<sup>7</sup> Analysen avsluttes med å modellere risikopremien ved bruk av både den klassiske regresjonsmodellen og strukturell tidsrekkemodellering.<sup>8</sup> Sistnevnte modelltilnærming har bedre residualegenskaper, og fanger opp dynamikken i risikopremien på en bedre måte.

Strukturen i avhandlingen er gitt som følger: neste seksjon gir en kort litteraturoversikt. Seksjon 3 gir en presentasjon av data som er benyttet i analysen, samt gjengir resultatene fra en tidsrekkeanalyse gjennomført på viktige variabler. I seksjon 4 viser empiriske undersøkelser av UIP-relasjonen. Det at UIP-hypotesen forkastes antas å skyldes eksistens av risikopremie i valutamarkedet. I den sammenheng presenteres modeller og analyser av risikopremien for både EUR/NOK og USD/NOK med anvendelse av både regresjon og strukturell tidsrekkemodellering. Seksjon 5 konkluderer basert på momentene som er diskutert i analysen.

---

<sup>7</sup>Jeg velger å definere risikopremien for perioden  $t$  og  $k$  måneder frem i tid som:  $rp_{t+k} = E[s_{t+k}] - s_t - (i_{t,k} - i_{t,k}^*)$ .

<sup>8</sup>For en grundig gjennomgang av strukturell tidsrekkemodellering anbefales Harvey (1989).

## Kapittel 2

# Litteraturoversikt

Et veldokumentert fenomen i internasjonal finans er avviket fra UIP-betingelsen. Ma & Meredith (2002) viser at i en rekke studier er renteeffekten motsatt av det som postuleres i UIP. Det innebærer at valutaen som har høyest rente appresieres i forhold til valutaen med lav rente på kort sikt. I følge forfatterne skyldes dette at myndighetenes handlingsparameter er de kortsiktige pengemarkedsrentene. Derimot hevder de at på en langsiktig horisont holder UIP-hypotesen dersom en ser på obligasjonsrenter og langsiktige endringer i valutakursen.

Flood & Rose (1996) gjennomfører empiriske undersøkelser av valutaer fra ERM i EMS for tidsperioden 1974-1994.<sup>1</sup> Tidshorisonten i analysene er henholdsvis 1 og 3 måneder. Her regresses differansen av spotkurs mot rentedifferansen.<sup>2</sup> Koeffisienten for rentedifferansen ( $\beta$ ) er også i dette tilfellet signifikant ulik null, og koeffisientene ved tidshorisonten på 1 måned er større enn tilsvarende koeffisienter på 3 måneders horisont. I undersøkelsen blir også valutaer fra flytende valutakursregimer undersøkt. I dette tilfellet er stigningskoeffisienten negativ over samme tidsperiode.

De samme forfatterne finner at UIP-hypotesen holdt i større grad på 90-tallet enn i tidligere tidsperioder. Flood & Rose (2002) tester UIP-hypotesen på et utvalg av utviklings- og industrialiserte land. Testene gir en positiv sammenheng mellom rentedifferanse og valutakursutvikling; høyrente-valutaer depresieres i forhold til lavrente-valutaer. Denne effekten er sterkest for land med høy inflasjon, som for eksempel Argentina, Brasil og Russland. Likevel påpeker forfatterne at avviket fra UIP fortsatt er stort, og at standardavviket til koeffisientene er store.

Huisman, Koedijk, Kool & Nissen (1998) undersøker om UIP-hypotesen holder i et utvalg av 15 OECD-land. UIP testes ved bruk av en paneldata-modell, og tidsperioden som analyseres er 1979-1996.  $\beta$ -koeffisientene i analysen er både signifikant forskjellig fra 0 og 1. For å nyansere resultatene defineres det to kategorier: unormale og normale perioder. En unormal periode defineres som periode der snittet av valutaenes terminpremie er blant de 5% største i hele datautvalget. I denne sammenhengen holder UIP kun i unormale

---

<sup>1</sup>ERM er en forkortelse for Exchange Rate Mechanism. EMS er en forkortelse for Europeiske Monetære System.

<sup>2</sup>Spotkursene er på logaritmisk form.

perioder.

Bernhardsen (1997) gjennomfører tester av UIP-hypotesen for forskjellige europeiske valutaer opp mot tyske mark. Her benyttes månedlige observasjoner fra 1979-1996. Foruten spotkursen anvendes 1, 3, 6 og 12 måneders renter. For å teste UIP benyttes vanlig regresjon, paneldata og regresjon med bootstrapping. De ulike metodikkene gir ikke nevneverdig forskjellige resultater. Undersøkelsen konkluderer med at UIP ikke holder generelt. Spesielt er  $\beta$ -koeffisientene lavere på lengre tidshorisonter i forhold til korte tidshorisonter. De er også lavere for valutaer utenfor ERM enn valutaer i ERM.

Det at UIP ikke holder kan skyldes brudd på betingelsen om risikonøytralitet og/eller markedseffisiens.<sup>3</sup>

Det finnes andre forklaringer som ikke medfører brudd på UIP- eller rasjonalitetsbetingelsen.<sup>4</sup> Noen av forklaringene relaterer seg til "Peso-problemet", samtidig skjevhet, ufullstendig informasjon med rasjonell læring, selvoppfyllende profetier og rasjonelle "bobler".

"Peso-problemet" kan tilbakeføres til Rogoff (1980) og Krasker (1980). Fenomenet skyldes at den meksikanske renten var betydelig høyere enn den amerikanske renten selv om valutakursen mellom den meksikanske peso og amerikansk dollar var konstant. Årsaken til dette var at investorene krevde en risikopremie for å investere i pesoen på grunn av en betydelig sannsynlighet for devaluering.

Samtidig skjevhet innebærer brudd på forventningsretthets-hypotesen.<sup>5</sup> Sjokk som utløser en appresiering i den fremtidige valutakursen har en tendens til å medføre at den nåværende valutakursen depresieres. Depresieringen fører til at produksjon og inflasjon øker, som igjen fører til høyere rente. I denne sammenheng blir rentedifferansen en forventningsskjev prediktor av fremtidig valutakursutvikling, spesielt for korte tidshorisonter (Ma & Meredith 2002).

I følge Lewis (1988) og Lewis (1989b) kan prediksjonsskjevheter oppstå under UIP-betingelsen og betingelsen om rasjonelle forventninger dersom markedsaktørene ikke har full informasjon, men gjennomgår en prosess med rasjonell læring.

Andre forklaringer som støtter opp om UIP-hypotesen, og gir forklaringer til prediksjonsskjevhetene er selvoppfyllende profetier som kan gi rasjonelle "bobler". Dette er et fenomen som har har liten empirisk støtte (Mussa 1990).

Som appendiks B viser kan Famas  $\beta$  dekomponeres.<sup>6</sup> Under risikonøytralitet og perfekt kapitalmobilitet er  $\beta_0$  lik null. Gitt rasjonalitets-betingelsen er terminrabatten og prediksjonsfeilen ukorrelert; dvs.  $\beta_u = 0$ . Under disse betingelsene er Famas berømte  $\beta$  lik 1, og terminkursen er en perfekt prediktor av neste periodes spotkurs. I en slik situasjon eksisterer det ingen risikopremie.

<sup>3</sup>Dette er en nødvendig, men ikke en tilstrekkelig betingelse for brudd på UIP-hypotesen. Dette skyldes at det i tillegg kreves en mekanisme som innebærer korrelasjon mellom terminrabatten og risikopremien. Dersom denne korrelasjonen ikke eksisterer vil rentedifferansen (terminrabatten) fortsatt være en forventningsrett prediktor av den forventede valutakursutviklingen.

<sup>4</sup>Definisjon av rasjonalitets-betingelsen er gitt i appendiks A.

<sup>5</sup>Forventningsretthets-hypotesen innebærer at terminkursen er en forventningsrett prediktor for fremtidig spotkurs.

<sup>6</sup>Den berømte Fama-regresjonen er i gitt i ligning (A.8) i appendiks A.

Det er mange studier som gir en  $\beta$  mindre enn 1, og ofte negativ. Her presenteres noen resultater fra vitenskapelige studier som kan diskuteres opp mot dekomponeringen av  $\beta$  i appendiks B. Froot & Thaler (1990) regner en ut en gjennomsnitts  $\beta$ -koeffisient, basert på 75 publiserte undersøkelser, lik -0.88. Ut i fra  $\beta$ -dekomponeringen i denne avhandlingen kan dette enten skyldes negativ korrelasjon mellom ordrestrøm og terminrabatten, eller negativ korrelasjon mellom prediksjonsfeil og terminrabatt.

Froot & Frankel (1989) gjennomfører i sin studie undersøkelser av valutakryssene GDP/USD, USD/CHF, USD/DEM, USD/FRF, USD/JPY. Her sees det på flere tidshorisonter, og undersøkelsen gir resultater for det som tilsvarer  $\beta_u$ . Anslagene spriker mellom -0.52 og -6.07, hvilket avhenger av datagrunnlaget og tidshorisont.

Andre har også gjort tilsvarende studier som Froot og Frankels analyse, noen eksempler er Frankel & Chinn (1993), Chinn & Frankel (2002), Cavaglia, Verschoor & Wolff (1994) og Bacchetta, Mertens & van Wincoop (2009). Det som kjennetegner disse utvidede undersøkelsene er at flere valutakryss analyseres over lengre perioder. Bacchetta et al. (2009) har data for prediksjon av spotkurs for henholdsvis 3, 6 og 12 måneder frem i tid. For de forskjellige valutakryssene og tidsperiodene ligger  $\beta_u$ -verdiene mellom -0.76 og -3.62.

Den negative  $\beta_u$  innebærer at systematiske prediksjonsfeil vil føre til at terminkursen er en forventningsskjev predikator av fremtidig spotkurs. Den systematiske prediksjonsfeilen kan skyldes lærings-effekter og “Peso-problemet”, og ikke nødvendigvis irrasjonalitet. Dette er vist i Lewis (1989a), Lewis (1989b) og Evans & Lewis (1995). En beskrivelse av “Peso-problemet” er gitt i Lewis (1995). I følge Bacchetta & van Wincoop (2007) kan kombinasjonen lav frekvens av en investors porteføljeskift og tilfeldig gange forventninger (Random Walk) skape prediksjonsfeil og en negativ  $\beta$ -verdi.

Dersom forutsetningen om perfekt kapitalmobilitet ikke holder, vil det fremkomme en risikopremie komponent i UIP-relasjonen. I følge dekomponeringen av  $\beta$  ser vi at dersom det er sterk negativ kovarians mellom en tidsvarierende risikopremie og terminrabatten medfører dette at  $\beta < 1$ . Det har vært gjennomført få empiriske undersøkelser som tester denne antagelsen. I følge Cumby (1988), Hordrick (1989), Bekaert, Hodrick & Marshall (1997) og Lustig & Verdelhan (2007) hevdes det at en sterk grad av risikoaversjon er nødvendig for å at  $\beta$  skal være negativ.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup>Risikoaversjon er et begrep som relaterer seg til en investors holdning til risiko. En investor er risikoavers dersom hun foretrekker en liten gevinst med stor sannsynlighet i forhold til en stor gevinst med liten sannsynlighet, selv om investeringsalternativene har lik forventningsverdi. Mer detaljert om risikoaversjon er beskrevet i Varian (1992).



# Kapittel 3

## Data

### 3.1 Databeskrivelse

Valutakursene som analyseres er henholdsvis EUR/NOK og USD/NOK. Siden euroen (EUR) ble først innført 1. januar 1999, benyttes tyske mark (DEM) som en tilnærming for EUR i perioden før 1. januar 1999. Mer konkret: valutakrysset DEM/NOK med justeringsfaktoren 1.95584 benyttes som et estimat for historisk verdier av EUR/NOK.<sup>1</sup> For pengemarkedsrentene i interbankmarkedet benyttes norske (NIBOR), europeiske (EURIBOR) og amerikanske (LIBOR) pengemarkedsrenter for horisontene 1, 3, 6 og 12 måneder frem i tid.<sup>2</sup> Før opprettelsen av EURIBOR (1. januar 1999) ble tyske pengemarkedsrenter (FIBOR) benyttet.<sup>3</sup>

Foruten å teste udekket renteparitet, etableres ulike variabler i den hensikt å prøve forklare avviket fra udekket renteparitetsprinsippet og den eksisterende risikopremien i de nevnte valutakryssene. For å konstruere de forskjellige variablene benyttes tidsserier for aksjeindekser, oljepris, implisitt volatilitet utledet fra valuta-opsjonspriser og ordrestrømmer.

Aksjeindeksene som benyttes er OBX, DAX og S&P 500. OBX-indeksen består av de 25 mest likvide aksjene i Oslo Børs hovedindeks OSEBX basert på siste 6 måneders omsetning. DAX-indeksen inneholder de 30 mest omsatte aksjene på Frankfurt-børsen. S&P 500 er det en indeks hvor 500 store amerikanske selskaper inngår. Aksjene velges ut av en komité i den hensikt å representere et bredt utvalg av amerikanske sektorer. Både OBX- og DAX-indeksen er dividendejusterte indekser, hvilket betyr at dividenden blir reinvestert. S&P 500 er ikke dividendejustert, noe som bør tas i betraktning i diskusjonen av resultatene seinere i avhandlingen.

For oljeprisen benyttes terminprisen for brent olje levering en måned frem i tid. Dette er en finansiell kontrakt som handles på InterContinentalExchange (ICE). Kontrakten noteres i USD og en kontrakt tilsvarer 1000 fat olje.

---

<sup>1</sup>Konverteringsformelen som benyttes er lik:  $EUR/NOK = 1,95584 \times DEM/NOK$ .

<sup>2</sup>LIBOR er forkortelse for London Interbank Offered Rate, EURIBOR er en forkortelse for Euro Interbank Offered Rate, og NIBOR er en forkortelse for Norwegian Interbank Offered Rate.

<sup>3</sup>FIBOR er en forkortelse for Frankfurt Interbank Offered Rate.

Som et av flere mål på usikkerheten i forbindelse med valutaen benyttes GCRI-indeksen, hvor indekstallene i denne oppgaven er fra DnB NOR Markets og Reuters.<sup>4</sup> Dette er en indeks basert på implisitt volatilitet i opsjonsmarkedet for de tre valutaene amerikanske dollar, euro og yen. Dataene er hentet fra Reuters, og gir grunnlaget for DnB NOR Markets GCRI-indeks.<sup>5</sup>

I tillegg benyttes ordrestrømsstørrelser fra Norges Bank i analysen. Her anvendes tidsserier for sentralbankens nettokjøp av spot- og terminvaluta, internasjonale aktørers nettokjøp av spot- og terminvaluta og norske aktørers nettokjøp av spot- og terminvaluta. Data for nettokjøp av aksjer, obligasjoner og sertifikater som er registrert i Verdipapirsentralen anvendes også i konstruksjonen av variabler som benyttes for å forklare avviket i udekket renteparitetsprinsippet og risikopremien.

Før selve analysen av udekket renteparitet presenteres det i neste seksjon tidsrekkeanalyse av viktige variabler som log-avkastningen på valutakurs og rentedifferanse for ulike tidshorisonter for valutakryssene EUR/NOK og USD/NOK. Motivasjonen for dette er å avdekke egenskaper ved disse tidsseriene som kan hjelpe til å forklare avviket fra udekket renteparitet.

## 3.2 Tidsserieanalyse

Denne seksjonen studerer tidsserieegenskapene for log-avkastning til valutakryssene USD/NOK og EUR/NOK, samt rentedifferansene mellom NIBOR og LIBOR/EURIBOR for tidshorisontene 1, 3, 6 og 12 måneder.<sup>6</sup> Det teoretiske fundamentet for de forskjellige testene er gitt i appendiks C.

Tabell 3.1 gjengir deskriptiv analyse av realisert avkastning for henholdsvis USD/NOK, EUR/NOK og tilhørende rentedifferanser for tidshorisontene 1, 3, 6 og 12 måneder. Når det gjelder realisert avkastning har denne negativt gjennomsnitt for begge valutakursene, mens gjennomsnittet for rentedifferansene er positivt. Det innebærer at i utvalgsperioden har den norske kronen i snitt styrket seg mot både USD og EUR. Dette har skjedd til tross for at den norske renten, i gjennomsnitt, har vært høyere enn begge de utenlandske pengemarkedsrentene, hvilket strider mot UIP-hypotesen. Dette vil diskuteres mer utførlig seinere i avhandlingen.

Seriene med log-avkastning for USD/NOK har en negativ skjevhets-koeffisient hvilket betyr at sannsynligheten for negativ avkastning (appresiering av NOK) er større enn sannsynligheten for positiv avkastning (depresiering av NOK). Motsatt resultat gjelder for log-avkastning relatert til EUR/NOK og begge rentedifferansene.

Angående kurtose er den overskytende kurtosen for rentedifferansene negativ, men positiv for log-avkastningsseriene (foruten 12 måneders avkastning i USD/NOK valu-

<sup>4</sup>GCRI står for Global Currency Risk Indicator. For innblikk i det teoretiske rammeverket anbefales Brousseau & Scacciavillani (1999).

<sup>5</sup>Implisitt volatilitet er volatiliteten på opsjonens underliggende instrument som forventes av markedet i tidsperioden frem til opsjonen forfaller. Denne variabelen inverteres ut fra Black & Scholes opsjonsformel. For mer detaljert informasjon om denne opsjonsformelen er gitt i Black & Scholes (1973).

<sup>6</sup>Log-avkastning defineres som  $\ln(\frac{S_{t+k}}{S_t})$ , der  $k$  er antall måneder frem i tid.



takryssset), hvorav en positiv overskytende kurtose-koeffisient indikerer at sannsynlighetsfunksjonen har fetere haler enn normalfordelingen tilsier.

Ikke unaturlig forkastes Jarque-Bera testens nullhypotese om at rentedifferansen og forventet avkastning er normalfordelt. Dog er det et unntak: vi ser at realisert avkastning i USD/NOK-valutakryssset på 1 måneders horisont ikke forkaster nullhypotesen om normalitet.

Tabell 3.2 viser Ljung-Box testen for log-avkastningsseriene og rentedifferansen mellom Norge og USA, og mellom Norge og EU. Tabellen viser at både log-avkastningsseriene og rentedifferanseseriene har seriekorrelasjon signifikant forskjellig fra null. Det virker som at seriekorrelasjon øker med lengden på tidshorizonten som analyseres. Dette gjelder for både realisert avkastningsseriene og rentedifferanseseriene. Det innebærer at mye av informasjon i forrige observasjon er gitt i den nye observasjonen.

For å teste stasjonaritet benyttes den utvidede Dickey-Fuller testen. Ut fra tabellen 3.3 forkastes nullhypotesen om ikke-stasjonaritet for realisert avkastningsseriene, dog resultatene for lengre tidshorisonter er ikke entydige. Når det gjelder rentedifferansene kan ikke nullhypotesen om ikke-stasjonaritet forkastes. Dette må en ta hensyn til i regresjonene i UIP, da eksistens av ikke-stasjonaritet kan gi opphav til spuriøse regresjoner.

Tabell 3.1: Deskriptiv statistikk

Deskriptiv statistikk for valutakryssenes log-avkastning og rentedifferansen mellom NIBOR og LIBOR/EURIBOR. Tidshorisontene som analyseres er henholdsvis 1, 3, 6 og 12 måneder. Jarque-Bera testobservatoren (JB) er  $\chi^2(2)$ -fordelt, med kritisk verdi på lik 5.99 på 5%-signifikansnivå. En normalfordelt variabel har skjevhets- og overskytende kurtosis-koeffisient lik 0.

a) USD									
	Antall obs.	Gjennomsn.	Std. avvik	Skjevhet	Overskytende kurt.	Min.	Maks.	JB	
$\Delta_{st,1m}^{usdnok}$	611	-0.0001	0.0267	-0.1849	0.1948	-0.07789	0.0768	4.4457	
$\Delta_{st,3m}^{usdnok}$	611	-0.0018	0.0468	-0.2967	0.4352	-0.1665	0.1343	13.788	
$\Delta_{st,6m}^{usdnok}$	611	-0.0034	0.0630	-0.3079	0.2035	-0.1987	0.1716	10.710	
$\Delta_{st,12m}^{usdnok}$	611	-0.0089	0.0950	-0.3549	-0.2840	-0.2793	0.1992	14.880	
$(i_{t,30}^* - i_{t,1m}^*)$	611	0.001	0.0019	0.3704	-0.8386	-0.0022	0.0063	31.870	
$(i_{t,90}^* - i_{t,3m}^*)$	611	0.003	0.0056	0.4306	-0.7804	-0.0062	0.0179	34.387	
$(i_{t,180}^* - i_{t,6m}^*)$	611	0.0055	0.0108	0.4858	-0.7239	-0.0143	0.0334	37.369	
$(i_{t,360}^* - i_{t,12m}^*)$	611	0.0096	0.0203	0.5324	-0.6814	-0.0255	0.0589	40.686	
b) EUR									
	Antall obs.	Gjennomsn.	Std. avvik	Skjevhet	Overskytende kurt.	Min.	Maks.	JB	
$\Delta_{st,1m}^{eurnok}$	611	5.1339e-005	0.0153	0.3035	1.9431	-0.057135	0.058731	105.50	
$\Delta_{st,3m}^{eurnok}$	611	-1.3344e-005	0.0273	0.4454	0.8380	-0.077342	0.11214	38.079	
$\Delta_{st,6m}^{eurnok}$	611	-0.0001	0.0368	0.4620	1.2325	-0.1032	0.13597	60.409	
$\Delta_{st,12m}^{eurnok}$	611	-0.0027	0.0533	0.702	0.51477	-0.1104	0.17098	56.927	
$(i_{t,1m}^* - i_{t,1m}^*)$	611	0.0008	0.0016	0.255	-1.2404	-0.0028	0.0045	45.791	
$(i_{t,3m}^* - i_{t,3m}^*)$	611	0.0027	0.0044	0.2427	-1.3797	-0.0055	0.0118	54.458	
$(i_{t,6m}^* - i_{t,6m}^*)$	611	0.0054	0.0083	0.2403	-1.4473	-0.0092	0.0219	59.203	
$(i_{t,12m}^* - i_{t,12m}^*)$	611	0.0111	0.0149	0.2441	-1.4869	-0.0128	0.0390	62.349	

Tabell 3.2: Test for seriekorrelasjon

Tabellen viser verdier for Ljung-Box testobservatoren for log-avkastning relatert til valutakryssene USD/NOK og EUR/NOK, samt rentedifferansen mellom NIBOR og LIBOR/EURIBOR.

Tidshorisontene som analyseres er henholdsvis 1, 3, 6 og 12 måneder. Tidsperioden er fra 15.01.1993-24.09.2004. Ljung-Box testobservatoren,  $Q(m)$ , er  $\chi^2(m)$ -fordelt. Kritiske verdier for henholdsvis  $Q(5)$ ,  $Q(10)$  og  $Q(20)$  er 11.07, 18.31 og 31.41 på 5% signifikansnivå.

a) USD			
	Q(5)	Q(10)	Q(20)
$\Delta s_{t,1m}^{usdnok}$	566.6	577.2	607.4
$\Delta s_{t,3m}^{usdnok}$	1643.6	1909.0	1936.3
$\Delta s_{t,6m}^{usdnok}$	2330.5	3796.6	5275.3
$\Delta s_{t,12m}^{usdnok}$	2719.2	4985.2	8509.7
$(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*)$	2869.2	5475.8	9818.8
$(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*)$	2883.2	5500.7	9855.8
$(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*)$	2883.7	5506.21	9887.1
$(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*)$	2891.2	5509.9	9889.6
b) EUR			
	Q(5)	Q(10)	Q(20)
$\Delta s_{t,1m}^{euronok}$	554.5	558.8	567.3
$\Delta s_{t,3m}^{euronok}$	1772.0	2178.6	2217.7
$\Delta s_{t,6m}^{euronok}$	2367.5	3771.5	4729.9
$\Delta s_{t,12m}^{euronok}$	2689.8	4785.1	7227.5
$(i_{t,30} - i_{t,1m}^*)$	2917.1	5618.0	10305.9
$(i_{t,90} - i_{t,3m}^*)$	2941.3	5666.1	10332.5
$(i_{t,180} - i_{t,6m}^*)$	2936.8	5670.9	10354.4
$(i_{t,360} - i_{t,12m}^*)$	2937.3	5683	10460.3

Tabell 3.3: Test av stasjonaritet

Tabellen viser verdier for den utvidede Dickey-Fuller (ADF) testobservatoren for log-avkastning i valutakryssene USD/NOK og EUR/NOK, samt rentedifferansen mellom NIBOR og LIBOR/EURIBOR. Tidshorisontene som analyseres er henholdsvis 1, 3, 6 og 12 måneder. Tidsperioden er gitt ved 15.01.1993-24.09.2004. Kritiske verdier for ADF-testen er -2.86 på 5% signifikansnivå.

a) USD	
	$t - ADF$
$\Delta s_{t,1m}^{usdnok}$	-5.93
$\Delta s_{t,3m}^{usdnok}$	-5.78
$\Delta s_{t,6m}^{usdnok}$	-3.84
$\Delta s_{t,12m}^{usdnok}$	-2.38
$(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*)$	-1.73
$(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*)$	-1.98
$(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*)$	-1.68
$(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*)$	-1.39
b) EUR	
	$t - ADF$
$\Delta s_{t,1m}^{eurnok}$	-6.83
$\Delta s_{t,3m}^{eurnok}$	-4.17
$\Delta s_{t,6m}^{eurnok}$	-4.35
$\Delta s_{t,12m}^{eurnok}$	-2.98
$(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*)$	-1.98
$(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*)$	-1.64
$(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*)$	-1.33
$(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*)$	-1.23

# Kapittel 4

## Metode og resultater

### 4.1 Test av udekket renteparitet

Intuisjonen bak udekket renteparitet er at det skal være lik forventet avkastning mellom to finansobjekter der den eneste forskjellen er valutabenevning.<sup>1</sup> For å teste udekket renteparitet estimeres ligningen (4.1). Ligningen estimeres ved bruk av minste kvadraters metode (MKM), der standardfeilene justeres for seriekorrelasjon og heteroskedastisitet.<sup>2</sup> Nullhypotesen er:  $\alpha_k = 0$  og  $\beta_k = 1$ , der  $k$  er 1, 3, 6 eller 12 måneder.

$$\Delta s_{t+k} = \alpha_k + \beta_k(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}, \quad (4.1)$$

Videre defineres  $\Delta s_{t+k}$  i ligning (4.1) som  $s_{t+k} - s_t$ .  $(i_{t,k} - i_{t,k}^*)$  definerer rentedifferansen mellom tidspunkt  $t$  og  $t + k$ .

Tabell 4.1 gir en oppsummering av resultatene fra regresjonsligningen (4.1) for de ulike tidshorisontene og forskjellige valutakryssene. Konstantleddet i EUR/NOK-regresjonene er ikke signifikant forskjellig fra null.  $\beta$ -koeffisienten er av negativ verdi, og signifikant forskjellig fra en (men ikke signifikant forskjellig fra null).<sup>3</sup>

Konstantleddet i USD/NOK-regresjonene er ikke signifikant forskjellig fra null for de to korteste tidshorisontene (1 måned og 3 måneder), men er signifikant forskjellig fra null for de to lengste tidshorisontene (6 måneder og 12 måneder). Som for EUR/NOK-regresjonene er alle  $\beta$ -koeffisientene i USD/NOK-regresjonene negative og signifikant forskjellig fra en.

Forskjellen mellom valutakryssene er at  $\beta$ -verdiene i USD/NOK-regresjonene er signifikant forskjellig fra null på 5%-nivå, med unntak av 1 måneders regresjonen. Videre er  $R^2$ -verdiene gjennomgående høyere for regresjonene relatert til USD/NOK enn EUR/NOK. Det betyr at UIP-regresjonen forklarer mer av variansen i log-avkastningen til USD/NOK enn i log-avkastningen til EUR/NOK. Ut fra denne enkle analysen har

---

<sup>1</sup>En utledning av udekket renteparitet er presentert i appendiks A.

<sup>2</sup>MKM og standardfeil justert for seriekorrelasjon og heteroskedastisitet presenteres mer detaljert i appendiks D.

<sup>3</sup>Diskusjon av signifikans i avhandlingen tar utgangspunkt i et 5% signifikansnivå.

udekket renteparitetsrelasjonen lav forklaringskraft, og nullhypotesen i udekket renteparitet forkastes for begge valutakryss, uavhengig tidshorisont.

Tabell 4.1: Test av udekket renteparitet

Tabellen viser verdier for regresjonen  $\Delta s_{t+k} = \alpha_k + \beta_k(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$  for forskjellige tidshorisonter (1, 3, 6 og 12 måneder). Valutakryssene som analyseres er EUR/NOK og USD/NOK. Tidsperioden for regresjonene er 15.01.1993-16.01.2004. Tall i parentes er heteroskedastisk og seriekorrelasjons konsistente standardfeil (HASCE).

a) EUR			
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta$	$R^2$
1M	0.0013 (0.0011)	-0.9128 (0.6859)	0.0096
3M	0.0035 (0.0025)	-0.8651 (0.5169)	0.0210
6M	0.0054 (0.0033)	-0.7555 (0.4521)	0.0289
12M	0.0028 (0.0054)	-0.2454 (0.4248)	0.0047
b) USD			
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta$	$R^2$
1M	0.0023 (0.0021)	-2.0038 (1.086)	0.0216
3M	0.0068 (0.0044)	-2.1940 (0.7879)	0.0733
6M	0.0135 (0.0056)	-2.2827 (0.5647)	0.1644
12M	0.0202 (0.0075)	-2.4870 (0.4258)	0.2883

#### 4.1.1 Tidsvarierende koeffisienter

Ved bruk av rekursiv regresjon og rullerende regresjon er det tydelig at koeffisientene i regresjonslikningen (4.1) er tidsvarierende.

Figurene E.1-E.8 i appendiks E viser resultater fra rekursiv regresjon av log avkastningen for de forskjellige valutakryssene ved ulike tidshorisonter frem i tid. Koeffisientene har ulik utvikling, og avhenger av hvilket valutakryss som analyseres. Grafene indikerer at  $\beta$ -koeffisientene er tidsvarierende og negative for lange perioder. For USD/NOK er  $\alpha$ -koeffisientene negativ, men snur om til å bli positiv rundt årsskiftet 1996/1997.  $\beta$ -koeffisientene har en motsatt utvikling. Ved de første observasjonene er de positive, men når mer av utvalget tas med får de etter hvert en negativ verdi. Dette skjer som for  $\alpha$ -koeffisientene i årsskiftet mellom 1996/1997.

Utviklingen i koeffisientene for EUR/NOK regresjonene følger et annet forløp. For 1

til 6 måneders regresjonene får man et nivåskifte for både  $\alpha$  og  $\beta$  i månedene før 1999. En av årsakene kan være introduksjonen av euro den 1. januar i 1999. Ved dette tidspunktet innføres en overgang fra bruk av DEM/FIBOR til EUR/EURIBOR data i regresjonene. For de lengre tidshorizontene (6 og 12 måneder) er både  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisientene positive for perioden 1995-1996, hvilket var en periode der Peso-krisen regjerte. 3 måneders tidshorizonten utvikler seg likt de lengre tidshorizontene. Dog har  $\beta$ -koeffisienten liten positiv verdi i kortere perioder innen tidsintervallet 1995-1996.

For den korteste tidshorizonten er  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten negativ stort sett hele tiden. Ved slutten av analyseperioden er riktig nok  $\alpha$ -verdien positiv. Det er verdt å merke seg at uansett tidshorizont oppnår  $\alpha$ -koeffisienten sin laveste verdi i perioden mellom 4. kvartal i 1996 og 1. kvartal 1997. Tilsvarende har  $\beta$ -koeffisienten sin laveste verdi mellom 4. kvartal 1996 og januar 1997.

De rullerende regresjonene er gjort med et vindu på 52 ukentlige observasjoner. Figurene E.9 - E.16 i appendiks E visualiserer resultatene fra de rullerende regresjonene. Som de rekursive regresjonene illustrerer er det mye som tyder på at koeffisientene er tidsvarierende.  $\alpha$ -koeffisientene har liten variasjon og har lav (positiv og negativ) verdi frem til 1997. Videre ser vi at  $\beta$ -koeffisientene i EUR/NOK-regresjonene har lave verdier i tidsperioden der Asia-krisen (1997-1998) preget de finansielle markedene.

Når det gjelder utviklingen i koeffisientverdiene følger 1 og 3 måneders regresjonene hverandre tett, tilsvarende er det for 6 og 12 måneders horisontene. Dette er en effekt som er uavhengig valutakryss. For de korte tidshorizontene merker vi oss de lave verdiene for både  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisientene rundt årsskiftet 1997/1998 uavhengig valuta.

En annet spesielt moment uavhengig tidshorizont gjelder i tidsperioden mellom 3./4. kvartal 2002. Her oppnår  $\alpha$ -verdiene ekstreme minimum, mens  $\beta$ -verdiene hadde høye (og positive) verdier. Dette er en tidsperiode der kronen styrket seg selv med høy rentedifferanse ovenfor utlandet. Oppsummert gjør visuell inspeksjon det vanskelig å bekrefte UIP-hypotesen.

## 4.2 Forklaringsvariable

Forrige seksjon har vist at UIP-relasjonen ikke holder empirisk, hvilket kan tilskrives eksistens av en risikopremie. For å kunne forklare risikopremien mener jeg følgende mekanismer kan ha betydning:

1. Carry-trade
2. Feedback
3. Porteføljeskift
4. Usikkerhet
5. Konjunkturer
6. Oljepris

Hver av disse mekanismene kan representeres med et sett av variabler. Ut i fra dataene som er presentert i seksjon 3.1 lages det transformasjoner av opprinnelige variabler/mekanismer i den hensikt å konstruere nye variabler som skal kunne forklare variasjonen i risikopremien i de to ulike valutakryssene. Variablene som presenteres her er valgt ut fra flere typer transformasjoner, og representerer de transformasjonene som har sterkest forklaringskraft med hensyn til risikopremien i de ulike valutakryssene. Seleksjonen av transformasjoner er basert på visuell inspeksjon av spredningsplott mellom risikopremien og de ulike transformasjonene, samt enkle regresjoner der risikopremien regresses mot de ulike transformasjonene.

### Carry-trade

Carry-trade er et begrep som relateres til en situasjon der en aktør tar opp lån i en lavrente-valuta, og benytter det belånte beløpet til å investere i en høyrente-valuta. Med andre ord innebærer aktørens posisjon en mistro til at UIP holder, og det reflekterer et syn på at høyrente-valutaen vil appresieres mot lavrente-valutaen, hvilket innebærer at aktøren profitterer på den positive renteforskjellen, samt appresieringen i høyrente-valutaen. Noen studier som viser at det eksisterer positiv avkastning for bestemte valutakryss og tidsperioder med en carry-trade strategi er gitt i Galati, Heath & Maquire (2007), Burnside et al. (2007), Burnside et al. (2009) og Lustig, Roussanov & Verdelhan (2008). Det nevnes flere årsaker til at en carry-trade strategi er profitterbar. Noen av forklaringene er volatilitet og illikviditet (Rinaldo & Sarkar 2008, Jylhä & Suominen 2009) og selvoppfyllende profetier relatert til likviditetsbeskrankninger (Plantin & Shin 2008). Det sistnevnte argumenteres ut fra deres modell der ubalanser i handel har effekt på valutakursen: den valutaen som shortes faller i verdi, og den valutaen som kjøpes stiger i verdi.

I denne avhandlingen anvendes følgende variabel for å representere carry-trade effekten:

$$X_{t,k}^{CARRY} = (i_{t,k} - i_{t,k}^*)^2 \quad (4.2)$$

### Feedback

Det kan tenkes at aktørene justerer sine fremtidige forventninger basert på estimatet for forventet avkastning fra tidspunkt  $t - k$ . Av den grunn definerer jeg variabelen  $X_{t,k}^{FEEDBACK} = \Delta s_{t-k,k}$  for å fange opp denne mekanismen. Dette leddet vil også kunne fange opp eventuell seriekorrelasjon i den utvidede UIP-ligningen.<sup>4</sup>

### Usikkerhet

For å definere et mål på usikkerhet benyttes rullende gjennomsnitt av både realisert varians og implisitt volatilitet. Naug (2003) viser at med sin valutakurs modell med en volatilitetsrelatert variabel, kan denne variabelen forklare 35% av den norske kronens

<sup>4</sup>Seriekorrelasjon defineres i appendiks C.



styrkning gjennom året 2002. Av den grunn kan det tenkes at usikkerhet i valutamarkedet kan ha innvirkning på risikopremien.

Realisert varians tilnærmes i denne sammenheng som et glidende snitt av valutakrysets kvadrerte log-avkastning. Matematisk uttrykkes dette ved ligningen:

$$X_{t,k}^{RV,USIKKERHET} = \frac{1}{m} \sum_{\tau=t-m}^t r_{\tau}^2, \quad (4.3)$$

hvor  $m = 4, 13, 26, 52$  for henholdsvis  $k = 1, 3, 6, 12$ . Samtidig er  $r_{\tau}$  definert ved:

$$r_{\tau} = \ln\left(\frac{S(\tau)}{S(\tau-1)}\right), \quad (4.4)$$

der  $\tau$  angir tidspunktet. Her kan det nevnes at spotkursene har ukentlig frekvens.

GCRI-indeksen er et annet mål på usikkerheten i valutamarkedet. Den reflekter utviklingen i den implisitte volatiliteten for valutaene USD, EUR og JPY. Brousseau & Scacciavillani (1999) beskriver GCRI-indeksen nærmere. Implisitt volatilitet er den volatiliteten som gir teoretisk opsjonspris lik markedsmessig opsjonspris. Som for realisert varians benytter vi et glidende gjennomsnitt. Det gir oss følgende definisjon av variabelen:

$$X_{t,k}^{IV,USIKKERHET} = \frac{1}{m} \sum_{\tau=t-m}^t I_{\tau}^{GCRI}, \quad (4.5)$$

med  $I_{\tau}^{GCRI}$  på ukentlig basis. Som tidligere er  $m = 4, 13, 26, 52$  for henholdsvis  $k = 1, 3, 6, 12$ . Dette betyr at  $X_{t,k}^{USIKKERHET}$  kan enten være gitt ved enten  $X_{t,k}^{IV,USIKKERHET}$  eller  $X_{t,k}^{RV,USIKKERHET}$ .

### Porteføljeskift

Variablene som tilhører denne kategorien er gitt ved sentralbankens, samt norske og utenlandske investorers nettokjøp av valutaspot og valutatermin. I tillegg kommer nettokjøp av aksjer, sertifikater og obligasjoner som er registrert i Verdipapirsentralen. Disse variablene er transformert i to varianter. Variant 1 er gitt ved:

$$\hat{X}_{t,k}^{FLOW} = \delta_{t,k} Z_{t,k}^{FLOW}, \quad (4.6)$$

der:

$$\begin{cases} \delta_{t,k} = 1, & Z_{t,k}^{FLOW} > \tilde{Z}_{t,k}^{FLOW} \\ \delta_{t,k} = 0, & \text{ellers} \end{cases} \quad (4.7)$$

Her representerer  $\tilde{Z}$  median-verdien til variabelen  $Z$ .  $Z_{t,k}$  defineres som den akkumulerte

differansen mellom en porteføljeskift-variabelen over tidsperioden lik  $k$  måneder tilbake i tid på tidspunktet  $t$ . Matematisk kan det uttrykkes som:

$$Z_{t,k}^{FLOW} = Y_t^{FLOW} - Y_{t-k}^{FLOW} \quad (4.8)$$

$$Y_t^{FLOW} = Y_{t-1}^{FLOW} + I_t^{FLOW} \quad (4.9)$$

Som tidligere har vi at  $m = 4, 13, 26, 52$  for henholdsvis  $k = 1, 3, 6, 12$ .  $Y$  representerer den akkumulerte verdien av den ukentlige porteføljeskift-variabelen gitt ved  $I_t^{FLOW}$ .

Variant 2 av porteføljeskift-variabelen er gitt ved:

$$\bar{X}_{t,k}^{FLOW} = X_t^{FLOW} - \frac{1}{m} \sum_{\tau=t-m}^t I_{\tau}^{FLOW}, \quad (4.10)$$

der sammenhengen mellom  $k$  og  $m$  er som nevnt tidligere. Basert på de matematiske ligningene representeres  $X_{t,k}^{FLOW}$  med to varianter:  $\hat{X}_{t,k}^{FLOW}$  og  $\bar{X}_{t,k}^{FLOW}$ .

Motivasjonen for å ta med porteføljeskiftsrelaterte variabler (ordrestrømsvariabler) er at de inneholder viktig informasjon om endringer hos investorenes forventninger. I denne sammenheng vil ordrestrømsvariablene opptre som en transmisjonsmekanisme som aggregerer heterogene oppfatninger hos investorer, nyheter og sjokk til prisrelevant informasjon. I blant annet Rime et al. (2007) vises det hvordan aktørers heterogene forventninger til fundamentale faktorer gjenspeiler endringer i valutakurs forandringer gjennom ordrestrømsvariabler.

### Konjunkturer

Som et mål på konjunkturbevegelser benyttes differansen mellom avkastningen på OBX-indeksen og S&P500/DAX30. Analogt til porteføljeskift-variablene benyttes to transformasjoner av de opprinnelige variablene. Først defineres differansen i log-avkastningen mellom OBX-indeksen og de utenlandske som:

$$A_t = r_t^{OSEBX} - r_t^u, u \in DAX30, S\&P500, \quad (4.11)$$

der  $r_t$  er ukentlig log-avkastning. Ukentlig avkastning er definert i ligning (4.4). Versjon 1 kan defineres som tidligere:

$$\hat{X}_{t,k}^{KONJUKTUR} = \delta_{t,k} Z_{t,k}^{KONJUKTUR}, \quad (4.12)$$

hvor  $\delta_{t,k}$  er en dummyvariabel gitt ved uttrykket:

$$\begin{cases} \delta_{t,k} = 1, Z_{t,k}^{KONJUKTUR} = \tilde{Z}_{t,k}^{KONJUKTUR} \\ \delta_{t,k} = 0, \text{ellers} \end{cases} \quad (4.13)$$

Som tidligere representerer  $\tilde{Z}$  medianen til variabelen  $Z$ . Den akkumulerte differansen i relativ avkastning for tidsperioden  $t$  og  $k$  måneder tilbake i tid er gitt ved:

$$Z_{t,k}^{KONJUKTUR} = Y_t^{KONJUKTUR} - Y_{t-k}^{KONJUKTUR} \quad (4.14)$$

$$Y_t^{KONJUKTUR} = Y_{t-1}^{KONJUKTUR} + A_t^{KONJUKTUR} \quad (4.15)$$

Variant/transformasjon 2 er uttrykt ved:

$$\bar{Z}_{t,h}^{KONJUNKTUR} = A_t^{KONJUNKTUR} - \frac{1}{m} \sum_{\tau=t-m}^t A_\tau^{KONJUNKTUR} \quad (4.16)$$

Det gjør at  $X_{t,k}^{KONJUNKTUR}$  kan ta formen  $\bar{X}_{t,k}^{KONJUNKTUR}$  eller  $\hat{X}_{t,k}^{KONJUNKTUR}$ .

### Oljepris

Det hevdes at norsk økonomi er påvirket av utviklingen i oljeprisen. Akram (2000) finner en ikke-lineær sammenheng mellom oljepris og kronekursen, hvor sammenheng avhenger av nivået på oljeprisen. Bjørnstad & Jansen (2006) finner en svak, men signifikant sammenheng mellom realvalutakurs og oljeprisnivå. Også i denne sammenheng presenteres to transformasjoner som kan tenkes å representere oljeprisens effekt på valutakursen, spesielt USD/NOK.

Variant 1 beskrives som tidligere med:

$$B_t^{OLJE} = r_t^{Brent}, \quad (4.17)$$

der  $r_t^{Brent}$  representerer (realisert) ukentlig log-avkastning for oljeprisen på tidspunkt  $t$ , der realisert log-avkastning er definert ved ligning (4.4). Videre er  $\hat{X}_{t,k}^{OLJE}$  gitt ved følgende ligning:

$$\hat{X}_{t,k}^{OLJE} = \delta_{t,k} Z_{t,k}^{OLJE}, \quad (4.18)$$

der dummyvariabelen  $\delta_{t,k}$  er definert som:

$$\begin{cases} \delta_{t,k} = 1, Z_{t,k}^{OLJE} = \hat{Z}_{t,k}^{OLJE} \\ \delta_{t,k} = 0, \text{ellers} \end{cases} \quad (4.19)$$

Den akkumulerte differansen i oljeprisens avkastning mellom tidspunkt  $t$  og  $k$  måneder tilbake i tid defineres ved følgende ligninger:

$$Z_{t,k}^{OLJE} = Y_t^{OLJE} - Y_{t-k}^{OLJE} \quad (4.20)$$

$$Y_{t,h}^{OLJE} = Y_{t-1}^{OLJE} + B_t^{OLJE} \quad (4.21)$$

Når det gjelder variant 2 er dette en variabel som representerer avviket mellom oljeprisens avkastning på tidspunkt  $t$  og det rullerende gjennomsnittet av oljeprisens avkastning de siste  $k$  måneder.

$$\bar{X}_{t,k}^{OLJE} = B_t^{OLJE} - \frac{1}{m} \sum_{\tau=t-m}^t B_\tau^{OLJE} \quad (4.22)$$

Som tidligere gjelder en bestemt sammenheng mellom  $m$  og  $k$ . Oppsummert, vil transformasjonen  $\hat{X}_{t,k}^{OLJE}$  eller  $\bar{X}_{t,k}^{OLJE}$  representere oljepris effekten uttrykt ved  $X_{t,k}^{OLJE}$ .

### 4.3 Modifisert UIP-ligning

I denne delen av analysen utvider vi den opprinnelige regresjonsligningen gitt ved (4.1) med de forskjellige variablene presentert i seksjon 4.2. Hensikten med dette er å se om variablene vil fange opp effekten av risikopremien, slik at  $\beta$ -koeffisientens verdi blir lik 1. Matematisk kan den modifiserte UIP-regresjonsligningen uttrykkes med:

$$\begin{aligned} \Delta s_{t+k} = & \alpha_k + \beta_{1,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \beta_{2,k}X_{t,k}^{CARRY} + \beta_{3,k}X_{t,k}^{FEEDBACK} \\ & + \beta_{4,k}X_{t,n}^{FLOW} + \beta_{5,k}X_{t,n}^{USIKKERHET} + \beta_{6,k}X_{t,n}^{KONJUNKTUR} \\ & + \beta_{7,k}X_{t,n}^{OLJE} + \varepsilon_{t+k}, \end{aligned} \quad (4.23)$$

der  $n \leq k$ . De forskjellige variablene kan representeres ved de variantene/transformasjonene presentert i seksjon 4.2. For hvert valutakryss og tidshorison har det vært kjørt regresjoner der flere mulige kombinasjoner av variablenes transformasjoner har vært testet i den hensikt å se om UIP-hypotesen holder, samt det å finne den beste ligningen for hvert valutakryss og tidshorison. Den beste ligningen i denne sammenheng er den regresjonsligningen som har størst forklaringsgrad i form av  $R^2$ . Basert på notasjonen i ligning (4.23) har man tillatt å benytte transformasjoner av variabler der  $n \leq k$ .

De beste regresjonsligningene for hver tidshorison er presentert i appendiks F. De beste modellene for EUR/NOK er gitt ved ligningene (F.1)-(F.4). Tilsvarende er de beste regresjonsmodellene for USD/NOK gitt ved ligningene (F.5) - (F.8). Resultatene fra modellene er gitt i tabellen 4.2.

For EUR/NOK regresjonene har konstantleddet og rentedifferanse-koeffisienten signifikant verdi forskjellig fra null uansett tidshorison. Spesielt har de negative  $\beta_1$ -verdiene følgende intuisjon: En økning i rentedifferansen ovenfor utlandet gir en appresiering av NOK mot EUR.

Oljepris-variabelen som har best forklaringskraft i EUR/NOK-regresjonene er den variabelen som tar hensyn til akkumulert log-avkastning over en viss tidsperiode, hvilket tilsvarende variant 1 i seksjon 4.2. Effekten av denne variabelen er signifikant for alle tidshorisonene, foruten 6 måneders regresjonen. Fortegnet på denne effekten er negativ for de korte tidshorisonene (1 og 3 måneder), men positiv for de lengre tidshorisonene. En tolkning av dette blir at en økning i oljeprisen gir en appresiering av NOK på kort tidshorison, men en depresiering på lengre tidshorisoner.

Porteføljeskift-koeffisienten har kun signifikant verdi for de lengste tidshorisonene (6 og 12 måneder). I begge tilfeller er det akkumulert differanse i norske investorers nettokjøp av valuta på termin som er den beste porteføljeskift-variabelen. Fortegnet er positivt i begge tilfellene, hvilket impliserer at en økning i norske investorers nettokjøp av valuta på termin vil føre til at NOK depresieres mot EUR. For de korte tidshorisonene (1 og 3 måneder) er de beste porteføljeskift-variablene henholdsvis VPS-registerte kjøp av sertifikater og utlandets nettokjøp av valuta på spot. Begge variablene er av variant 1 som beskrevet i seksjon 4.2, men har ingen signifikante koeffisientverdier forskjellig fra null.

Konjunktur-koeffisienten har signifikant verdi forskjellig fra null på de to lengste tidshorisonene. I begge tilfeller representeres konjunktur-variabelen ved akkumulert dif-

feranse i avkastningen mellom OBX- og DAX-indeksen over en 6 måneders periode. I begge tilfeller er fortegnet positiv noe som betyr at en økning i meravkastningen på OBX-indeksen vil føre til en depresiering av NOK. Denne effekten er negativ på de korte tidshorisonter, men dog ikke signifikant forskjellig fra null.

Carry-trade- og feedback-effekten er kun signifikant i 12 måneders regresjonen. Basert på fortegnene i tabell 4.2 vil en stor positiv/negativ rentedifferanse føre til en svekkelse i kronen, mens en depresiering i forrige 12 måneders periode vil føre til en appresiering i den neste 12 måneders perioden.

Foruten 3 måneders regresjonen har usikkerhet-koeffisienten ingen signifikant verdi forskjellig fra null, utenom for 3 måneders horisonten. I dette tilfellet representeres usikkerhet-variabelen med et glidende gjennomsnitt av GCRI-indeksen. Fortegnet er negativt. Det innebærer at en økning i implisitt volatilitet på de mest likvide valutaene i verden (USD, CHF og JPY) vil føre til en appresiering av NOK, hvilket virker merkelig. Det kan påpekes at denne variabelen har en liten koeffisientverdi.

For de andre tidshorisonter representeres usikkerhet-variabelen med et glidende gjennomsnitt av kvadrert avkastning. Koeffisientene i disse tilfellene har tallverdier som ikke er signifikant forskjellig fra null. Koeffisientenes fortegn er positivt, hvilket virker mer intuitivt: Økt realisert volatilitet fører til en svekkelse av NOK.

Vi legger merke til 12 måneders tidshorisonter har alle koeffisientene verdier signifikant forskjellig fra null, og forklaringskraften i regresjonsmodellene er større jo lengre tidshorisonter er.

For USD/NOK-regresjonene er konstantleddet signifikant forskjellig fra null for alle tidshorisonter utenom 6 måneders regresjonen. Koeffisienten for rentedifferansen er for alle horisonter negativ. Disse verdiene er signifikant forskjellige fra null for alle tidshorisonter utenom 1 måneders regresjonen.

Koeffisienten for usikkerhet-variabelen er signifikant forskjellig fra null for alle horisonter foruten 6 måneders regresjonen. I de tilfellene variablene er representert med glidende gjennomsnitt av GCRI-indeksen (1,3 og 6 måneder) har koeffisienten positiv verdi, mens når variabelen er representert ved glidende gjennomsnitt av kvadrert avkastning er fortegnet negativt. Et positivt fortegn indikerer at en økning av usikkerhet i form av implisitt volatilitet innebærer at NOK depresieres mot USD.

Carry-trade-effekten har kun koeffisient signifikant forskjellig fra null for 3 måneders regresjonen. Koeffisientens fortegn er positiv for 1 og 6 måneders regresjonen, men negativ for 3 og 12 måneders regresjonen. For feedback-mekanismen har koeffisienten signifikant verdi ulik null for 3 og 12 måneders regresjonen. Verdien av koeffisientene er positiv for 1 måneders regresjonen og negativ for de resterende tidshorisonter.

Det er andre porteføljeskift-variabler som er representert i de optimale regresjonsligningene for USD/NOK enn EUR/NOK. For de 3 regresjonene med lengst tidshorisonter er koeffisientene relatert til porteføljeskift-variabelen signifikant forskjellige fra null. De transformasjonene som representerer denne variabelen er for stigende tidshorisonter Norges Banks nettokjøp av valuta på spot, VPS registrerte nettokjøp av aksjer og VPS registrerte nettokjøp av obligasjoner. Alle tre nevnte transformasjoner er av variant 1 som er beskrevet mer matematisk i seksjon 4.2. Av alle tidshorisonter er det bare for 3 måneders

regresjonen fortegnet på koeffisienten er negativ.

Konjunktur-variabelens koeffisient er signifikant forskjellig fra null for alle regresjonene foruten 6 måneders regresjonen. For 1 måneders regresjonen benyttes transformasjonen gitt betegnelsen variant 2 i seksjon 4.2, mens for de resterende regresjonene benyttes transformasjonen med betegnelsen variant 1. Studie av fortegnene sier oss at en økning i meravkastningen på OBX-indeksen i forhold til S&P 500-indeksen vil svekke NOK på svært kort sikt (1 måned), men styrke NOK på de resterende tidshorisontene.

Effekten av oljepris er uttrykt ved variant 2 av oljepris-variabelen beskrevet i seksjon 4.2 for 1 måneders regresjonen, og variant 1 for de resterende regresjonene. Det er kun for 6 og 12 måneders regresjonen at koeffisienten for oljepris-variabelen er signifikant forskjellig fra null. Ut i fra tabell 4.2 vil en økt oljepris føre at NOK depresieres på kort sikt (1 måned) og appresieres på de lengre tidshorisontene.

Tabell 4.2: Modifisert UIP: Beste regresjonsligninger

Tabellen viser verdier for regressjonsmodellene som har størst forklaringsgrad. Tidshorisontene som analyseres er 1, 3, 6 og 12 måneder for både valutakryssene EUR/NOK og USD/NOK. De beste EUR/NOK-regresjonene er gitt ved ligningene (F.1)-(F.4), mens USD/NOK-regresjonene er representert ved ligningene (F.5)-(F.8). Modellspeifikasjonene er gjengitt i appendix F. Tidspersiden for regresjonene er 15.01.1993-16.01.2004. Tall i parentes er heteroskedastisk og seriekorrelasjons konsistente standardfeil (HASCPE).

a) EUR									
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	$R^2$
1M	0.0096 (0.0035)	-3.6565 (1.189)	-163.645 (415.8)	-0.0087 (0.0857)	0.0010 (0.0006)	8.20823 (11.85)	-0.0326 (0.0274)	-14.3997 (4.628)	0.0730
3M	0.0420 (0.0189)	-2.68304 (1.252)	7.2594 (148.5)	-0.0220 (0.0994)	-0.0010 (0.0004)	-0.0014 (0.0014)	-0.0603 (0.0427)	-30.4325 (10.41)	0.1175
6M	-0.0068 (0.0090)	-0.2219 (1.108)	-76.1284 (60.39)	-0.0432 (0.0752)	0.0018 (0.0004)	3.80 (40.62)	0.1484 (0.0399)	0.7413 (2.226)	0.2850
12M	-0.0463 (0.0124)	-3.0668 (0.7574)	78.8567 (23.92)	-0.6113 (0.0715)	0.0027 (0.0003)	335.542 (96.02)	0.1794 (0.0447)	2.3015 (1.035)	0.5271
b) USD									
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	$R^2$
1M	-0.0227 (0.0110)	-2.2819 (1.970)	171.797 (576.6)	0.0071 (0.0595)	0.0021 (0.0014)	0.0017 (0.0008)	0.0808 (0.0389)	45.5539 (116.0)	0.0706
3M	-0.1011 (0.0299)	-3.2534 (1.405)	-12.1264 (153.1)	-0.3556 (0.0769)	0.0012 (0.0003)	0.0071 (0.0017)	0.2144 (0.0697)	-0.6009 (3.926)	0.3003
6M	7.44e-005 (0.0372)	-5.6049 (1.092)	52.0614 (40.04)	-0.1258 (0.0766)	-0.0040 (0.0014)	0.0040 (0.0021)	-0.0040 (0.0547)	-20.5819 (5.901)	0.4323
12M	0.2140 (0.0302)	-4.5974 (0.7803)	-10.9269 (14.93)	-0.2242 (0.0938)	-0.0091 (0.0025)	-564.258 (147.4)	-0.2652 (0.0559)	-44.5488 (4.823)	0.6843



## 4.4 Modellering av risikopremie

Forrige seksjon viste oss at UIP-hypotesen forkastes. Dette gjelder uavhengig tidshorison og valutakryss. Dette skyldes spesielt fortegnet og tallverdien til  $\beta_1$ -koeffisienten. I denne seksjonen modellerer vi risikopremien for 1, 3, 6 og 12 måneder frem i tid. Risikopremien defineres i denne sammenheng som:

$$RP_{t+k} = \Delta s_{t+k} - (i_{t,k} - i_{t,k}^*) \quad (4.24)$$

Det gir følgende generelle regresjonsmodell for risikopremien:

$$\begin{aligned} RP_{t+k} = & \alpha_k + \beta_{1,k} X_{t,k}^{CARRY} + \beta_{2,k} X_{t,k}^{FEEDBACK} \\ & + \beta_{3,k} X_{t,n}^{FLOW} + \beta_{4,k} X_{t,n}^{USIKKERHET} + \beta_{5,k} X_{t,n}^{KONJUNKTUR} \\ & + \beta_{7,k} X_{t,n}^{OLJE} + \varepsilon_{t+k}, \end{aligned} \quad (4.25)$$

Først tar vi for oss den beste ligningen der alle variabler representeres. Her er fokuset rettet mot å finne den regresjonen som har størst forklaringsgrad. Deretter presenteres de optimale regresjonsmodellene basert på informasjonskriteriene AIC, HQ og SC.<sup>5</sup>

Tabell 4.3 oppsummerer resultatene for de regresjonene som maksimerer forklaringsgraden for de ulike tidshorisonene og valutakryssene. De regresjonene er gjengitt i ligningene (F.9)-(F.16) i appendiks F. Når det gjelder EUR/NOK-regresjonene har carry-trade-koeffisienten signifikant verdi forskjellig fra null for alle tidshorisonene foruten 12 måneders regresjonen. Ut i fra fortegnet vil en økning i rentedifferansen redusere risikopremien.

Feedback-variabelens koeffisient har en liten forklaringsgrad for EUR/NOK-regresjonene. Koeffisienten er kun signifikant (ulik null) for 12 måneders regresjonen. Foruten den korteste horisonten er koeffisientverdiene negative.

Porteføljeskift-variabelens koeffisient er kun signifikant for de to lengste tidshorisonene. I begge tilfellene er det transformasjonen gitt betegnelsen variant 1 i seksjon 4.2 som best representerer porteføljeskift-variabelen. Mer konkret vil en økning i norske investors nettokjøp av valuta på termin føre til at risikopremien for EUR/NOK øker.

Det er kun på den lengste tidshorisonen usikkerhet-variabelen i form av glidende snitt av GRCI-indeksen har en koeffisient signifikant forskjellig fra null. Ut i fra tabellen vil økt usikkerhet i form av en økning i GRCI-indeksen redusere risikopremien i valutakrysset EUR/NOK. Denne effekten gjelder også for de andre tidshorisonene, foruten 6 måneders regresjonen.

Koeffisienten til konjunktur-variabelen er signifikant for de to lengste tidshorisonene. I begge tilfeller har koeffisienten positiv verdi, mens for de korte tidshorisonene har koeffisienten negativ verdi. Dog med en verdi som ikke er signifikant forskjellig fra null. Av den grunn kan en vente seg at økt meravkastning på OBX-indeksen i forhold til DAX-indeksen vil føre til økt risikopremie for EUR/NOK på lengre tidshorisoner.

<sup>5</sup>Informasjonskriteriene er beskrevet i appendiks C.

Oljepris-variabelen har ingen koeffisient med verdi signifikant forskjellig fra null. Likevel kan det bemerkes at koeffisientens verdi er negativ for de to korteste tidshorisontene og positiv for de to lengste tidshorisontene.

Når det gjelder de regresjonene som beskriver risikopremien for valutakryssset USD/NOK er disse gitt ved ligningene (F.13)-(F.16) i appendiks F. Koeffisienten tilknyttet carry-trade-variabelen er signifikant for alle tidshorisonter foruten den korteste horisonten. Og for alle tidshorisontene har koeffisienten negativ verdi; økning i rentedifferansen mellom Norge og USA gir en reduksjon i risikopremien.

Feedback-mekanismen har generelt lav forklaringskraft for USD/NOK-regresjonene, men koeffisienten har signifikant verdi for 3 måneders regresjonen. Koeffisienten har positiv verdi for 1 måneders regresjonen, og negativ verdi i regresjonene for de resterende tidshorisontene.

Porteføljeskift-variabelen har en koeffisient som er signifikant ulik null for alle tidshorisontene som analyseres. Koeffisientens verdi er positiv for alle de tre korteste tidshorisontene, men er negativ for den lengste tidshorisonten. I alle tilfelle representeres denne variabelen av en transformasjon av variant 1 utført på en underliggende variabel. For stigende horisont er de underliggende variablene gitt ved VPS-registrerte nettkjøp av sertifikater, Norges Bank nettkjøp av valuta på spot (både 3 og 6 måneder) og VPS-registrerte nettkjøp av obligasjoner. Som et konkret eksempel på å beskrive intuisjonen i resultatet for denne koeffisienten: en økning i VPS-registrerte nettkjøp av sertifikater vil øke risikopremien i USD/NOK for 1 måneders tidshorisonten.

Usikkerhets-variabelen er representert med glidende gjennomsnitt av GRCI-indeksen for de tre korteste tidshorisontene, og glidende gjennomsnitt av kvadrert avkastning for den lengste tidshorisonten. Fortegnet for koeffisienten er negativt for den lengste tidshorisonten og positivt for de resterende tidshorisontene. Det betyr at generelt at økt usikkerhet i form av høy implisitt volatilitet for de store valutaene øker risikopremien i USD/NOK. Når det gjelder signifikans er det kun for 1 måneders regresjonen denne koeffisienten ikke er signifikant forskjellig fra null.

Meravkastningen på OBX-indeksen i forhold S&P 500-indeksen har sterkest effekt på kort tidshorisont. Basert på koeffisienten til konjunktur-variabelen har den signifikante verdier kun for de to korteste tidshorisontene. For de tre korteste tidshorisontene er verdiene positive, men negativ for den lengste tidshorisonten. Ut fra dette kan en tolke at en økning i meravkastningen på OBX-indeksen i forhold til den amerikanske S&P 500-indeksen vil øke risikopremien på kort sikt.

Effekten av oljepris virker sterkest på lang sikt. Koeffisienten til oljepris-variabelen er kun signifikant for den lengste tidshorisonten. Vi ser at koeffisienten har positiv verdi for de to korteste tidshorisontene, og negativ verdi for de lengste tidshorisontene. Dette innebærer at økt oljepris vil slå ut i redusert risikopremie for de lengste tidshorisontene.

Generelt har USD/NOK-regresjonene høyere forklaringsgrad enn EUR/NOK-regresjonene. I den sammenheng kan det være nyttig å repetere at det ble brukt tyske valuta- og rentedata som erstatning for mangel av euro valutadata og EURIBOR rentedata før innføringen av euro.

Tabell 4.3: Risikopremie: Maksimal forklaringsgrad

Tabellen viser verdier for de regresjonene som har best forklaringsgrad med hensyn på modellering av risikopremien. Her modelleres risikopremien for 1, 3, 6 og 12 måneder frem i tid. Valutakryssene som analyseres er EUR/NOK og USD/NOK. De beste regresjonsligningene for EUR/NOK er gitt ved ligningene (F.9)-(F.12), mens de beste regresjonsligningene for USD/NOK er gitt ved ligningene i (F.13)-(F.16). Alle ligningene er presentert i appendiks F. Tidsperioden for regresjonene er 15.01.1993-16.01.2004. Tall i parentes er heteroskedastisk og serrikkorrelasjons konsistente standardfeil (HASCe).

a) EUR								
Tidshorison	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$
1M	0.0045 (0.0031)	-1127.32 (415.4)	0.0206 (0.0861)	0.0012 (0.0007)	8.8518 (12.12)	-0.0262 (0.0286)	-4.6086 (3.677)	0.0702
3M	0.0330 (0.0190)	-354.918 (108.0)	-0.0547 (0.1001)	-0.0009 (0.0005)	-0.0013 (0.0013)	-0.0476 (0.0303)	-13.2034 (7.867)	0.1422
6M	-0.0275 (0.0242)	-130.137 (37.36)	-0.0491 (0.0908)	0.0020 (0.0004)	0.0010 (0.0017)	0.1553 (0.0400)	5.2771 (2.993)	0.3539
12M	0.1271 (0.0319)	-11.1356 (9.406)	-0.3255 (0.0684)	0.0013 (0.0004)	-0.0123 (0.0023)	0.2036 (0.0521)	1.5665 (0.8311)	0.5083
b) USD								
Tidshorison	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$
1M	-0.0209 (0.0133)	-643.718 (335.8)	0.0179 (0.0565)	0.0029 (0.0013)	0.0015 (0.0008)	0.0785 (0.0392)	3.2150 (5.594)	0.0835
3M	-0.0994 (0.0280)	-366.236 (93.57)	-0.3282 (0.0883)	0.0015 (0.0003)	0.0063 (0.0017)	0.2387 (0.0756)	14.5314 (10.50)	0.3058
6M	-0.0523 (0.0321)	-228.948 (40.37)	-0.1243 (0.0922)	0.0019 (0.0006)	0.0044 (0.0020)	0.0697 (0.0714)	-1.8786 (4.451)	0.3729
12M	0.3019 (0.0275)	-78.7376 (12.22)	-0.0659 (0.0711)	-0.0174 (0.0017)	-1314.45 (105.5)	-0.1039 (0.0589)	-9.9152 (2.393)	0.7823

## 4.5 Anvendelse av informasjonskriterier

Forrige seksjon viste oss at mange av parametrene i regresjonene ikke hadde signifikante verdier. I denne seksjonen anvendes informasjonskriterier for å etablere enkle og parameterfattige modeller uten at forenklingene medfører at forklaringskraften reduseres signifikant. I den sammenheng tar vi utgangspunkt i informasjonskriteriene AIC, HQ og SC. Informasjonskriteriene “straffer” parameterrike og kompliserte modeller på forskjellig måte. Strategien blir å velge den modellen som minimerer verdien for det valgte kriteriet.

For AIC-kriteriet er de beste EUR/NOK-modellene for hver horisont gitt ved ligningene (F.17)-(F.20). Når det gjelder HQ- og SC-kriteriene er tilsvarende ligninger gitt ved henholdsvis (F.25)-(F.28) og (F.33)-(F.36). Resultatene av regresjonene er gitt i tabellene 4.4, 4.5 og 4.6 for henholdsvis AIC-, HQ- og SC-kriteriet.

For 1 måneders regresjonene er det bare carry-trade-effekten som har en signifikant koeffisient. En økning i rentedifferansen mellom Norge og EU vil redusere valutakryssets risikopremie. Dette gjelder uavhengig hvilket av informasjonskriteriene som minimeres.

Lik 1 måneders regresjonene er det den samme modellen som minimerer AIC- og HQ-kriteriet når vi ser på 3 måneders regresjonene. For modellen som minimerer SC-kriteriet har både carry-trade-variabelens koeffisient og konstantleddet verdi signifikant forskjellig fra null. Også i disse regresjonene fører økt rentedifferanse til redusert risikopremie.

Regresjonsmodellen for 6 måneders horisonten har flere koeffisienter som er signifikante. Her er det den samme modell som minimerer alle informasjonskriteriene. For denne modellen er koeffisienten for carry-trade-, konjunktur- og porteføljeskift-variabelen signifikant. Ut i fra fortegnene ser man at en reduksjon i carry-trade-variabelen vil øke risikopremien. En økning i risikopremien får man både av større differanse mellom OBX- og DAX-indeksen, og økning norske investorers nettokjøp av valuta på termin.

For 12 måneders regresjonene er det den samme regresjonsmodellen som har størst forklaringskraft og minimerer AIC-kriteriet. Konstantleddet, samt koeffisienten til feedback-, porteføljeskift- og usikkerhet-variabelen har signifikant verdi forskjellig fra null. Når det gjelder minimering av både HQ- og SC-kriteriet er det den samme modell som er representert. I denne modellen er alle koeffisientene signifikant forskjellig fra null. Som et eksempel på tolkning av koeffisientenes fortegn vil en økning i oljepris føre til økt risikopremie for EUR/NOK.

USD/NOK-regresjonene som minimerer henholdsvis AIC-, HQ- og SC-kriteriet er gitt ved ligningene (F.21)-(F.24), (F.29)-(F.32) og (F.37)-(F.40). Resultatene for AIC-, HQ- og SC-kriteriet er gitt i tabellene 4.4, 4.5 og 4.6. Det er den samme 1 måneders USD/NOK-regresjonen som minimerer alle informasjonskriteriene. I denne modellen er koeffisientene relatert til carry-trade-, porteføljeskift- og konjunktur-variabelen signifikant forskjellig fra null. For carry-trade-variabelen er koeffisienten negativ, mens for de to andre variablene er den positiv.

Det den samme modellen som minimerer informasjonskriteriene for 3 måneders tidshorisont. Alle koeffisientene er signifikant forskjellige fra null, foruten koeffisienten relatert til oljepris-variabelen. Som et eksempel kan det nevnes at en økning i sentralbankens nettokjøp av valuta på spot vil føre til en økning i risikopremien for USD/NOK.

Den modellen som minimerer AIC-kriteriet for 6 måneders tidshorisont har signifikante koeffisienter for carry-trade-, porteføljeskift- og usikkerhet-variabelen, samt konstantleddet. Når det gjelder HQ- og SC-kriteriet er det den samme modellen som minimerer disse to informasjonskriteriene. Denne modellen har som den andre modellen signifikante koeffisienter for carry-trade-, porteføljeskift- og usikkerhet-variabel. Her vil en reduksjon i rentedifferansen, økning i sentralbankens nettokjøp av valuta på spot og økt implisitt volatilitet føre til at risikopremien relatert til valutakryss USD/NOK øker.

Her rettes fokuset mot 12 måneders tidshorisont. Det er samme modell som minimerer AIC- og HQ-kriteriet. Kjennetegnet ved denne modellen er at konstantleddet er signifikant. Det samme er koeffisientene for carry-trade-, porteføljeskift-, usikkerhet- og oljepris-variabelen. En økning i oljeprisen i dette tilfellet vil redusere risikopremien. Når det gjelder modellen som minimerer SC-kriteriet er alle parametrene signifikante.

I en godt spesifisert regresjonsmodell skal residualene være uavhengige, homoskedastiske og normalfordelte. Tabellene G.1-G.8 i appendiks G viser residualstatistikk for regresjonsmodellene som minimerer SC-kriteriet for de forskjellige tidshorisontene og valutakryssene. Videre viser figurene H.1-H.8 i appendiks H korrelogram, QQ-plott, histogram og utviklingen i residualverdiene for nevnte horisonter og valutakryss. Gjennom visuell inspeksjon av figurer og verdier fra residualstatistikk kommer det frem at residualene er seriekorrelerte og heteroskedastiske. Bare med enkelte unntak er modellenes residualer normalfordelte. Det kommer også frem at ikke-linearitet eksisterer i noen av regresjonsmodellene. Dette impliserer at modellene ikke er riktig spesifisert i enkelte tilfeller. En årsak kan være ikke-stasjonariteten i rentedifferansene avdekket i seksjon 3.2. Mye tyder på at risikopremien er stokastisk, tidsvarierende, og ikke-stasjonær. Av den grunn er neste steg i analysen å modellere risikopremien i strukturell tidsrekkemodellering-rammeverket. Fordelen med dette rammeverket er at det tillattes flere stokastiske komponenter, og ikke-stasjonaritet kan modelleres direkte.

Tabell 4.4: Modellering av risikopremie: Minimering av AIC-kriteriet

Tabellen viser koeffisientverdiene for de regresjonsmodellene som minimerer AIC-kriteriet. EUR/NOK-regresjonene er gitt ved ligningene (F.17)-(F.20), mens USD/NOK-regresjonene er gitt ved (F.21)-(F.24). Tidspersiden for regresjonene er 15.01.1993-16.01.2004. Tall i parentes er heteroskedastisk og seriekorrelasjons konsistente standardfeil (HASCSE).

a) EUR									
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$	
1M	0.0043 (0.0031)	-1061.47 (396.8)	0.0012 (0.0007)	-4.6331 (3.766)					0.0644
3M	0.0325 (0.0189)	-344.084 (109.1)	-0.0009 (0.0006)	-0.0013 (0.0013)	-0.0490 (0.0302)	-12.4976 (8.095)			0.1399
6M	-0.0145 (0.0078)	-120.122 (33.38)	0.0018 (0.0004)	0.1581 (0.0395)	5.2700 (3.037)				0.3504
12M	0.1271 (0.0319)	-11.1356 (9.406)	-0.3255 (0.0684)	0.0013 (0.0004)	-0.0123 (0.0023)	0.2036 (0.0521)	1.5665 (0.8311)		0.5083
b) USD									
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$	
1M	-0.0172 (0.0106)	-734.815 (310.7)	0.0030 (0.0013)	0.0014 (0.0008)	0.0791 (0.0389)				0.0813
3M	-0.0994 (0.0279)	-366.236 (93.57)	-0.3282 (0.0883)	0.0015 (0.0003)	0.0063 (0.0017)	0.2387 (0.0756)	14.5314 (10.50)		0.3058
6M	-0.0606 (0.0290)	-220.953 (38.01)	-0.1190 (0.0902)	0.0019 (0.0006)	0.0048 (0.0019)	0.0683 (0.0729)			0.3721
12M	0.3019 (0.0275)	-78.7376 (12.22)	-0.0659 (0.0711)	-0.0174 (0.0017)	-1314.45 (105.5)	-0.1039 (0.0589)	-9.9152 (2.393)		0.7823

Tabell 4.5: Modellerling av risikopremie: Minimering av HQ-kriteriet

Tabellen viser koeffisientverdier for de regressjonsmodellene som minimerer HQ-kriteriet. EUR/NOK-regresjonene er gitt ved ligningene (F.25)-(F.28), mens USD/NOK-regresjonene er gitt ved (F.29)-(F.32). Tidspersiden for regresjonene er 15.01.1993-16.01.2004. Tall i parentes er heteroskedastisk og seriekorrelasjons konsistente standardfeil (HASCSE).

a) EUR								
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$
1M	0.0043 (0.0031)	-1061.47 (396.8)	0.0012 (0.0007)	-4.6331 (3.766)				0.0644
3M	0.0325 (0.0189)	-344.084 (109.1)	-0.0009 (0.0006)	-0.0013 (0.0013)	-0.0490 (0.0302)	-12.4976 (8.095)		0.1399
6M	-0.0145 (0.0078)	-120.122 (33.38)	0.0018 (0.0004)	0.1581 (0.0395)	5.2670 (3.037)			0.3504
12M	0.1289 (0.0311)	-0.3061 (0.0655)	0.00126 (0.0003)	-0.0130 (0.0021)	0.2008 (0.0512)	2.0334 (0.9551)		0.5052
b) USD								
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$
1M	-0.0172 (0.0106)	-734.815 (310.7)	0.0030 (0.0013)	0.0014 (0.0008)	0.0791 (0.0389)			0.0813
3M	-0.0994 (0.0279)	-366.236 (93.57)	-0.3282 (0.0883)	0.0015 (0.0003)	0.0063 (0.0017)	0.2387 (0.0756)	14.5314 (10.50)	0.3058
6M	-0.0542 (0.0279)	-204.147 (32.87)	0.0018 (0.0006)	0.0045 (0.0019)				0.3645
12M	0.3019 (0.0275)	-78.7376 (12.22)	-0.0659 (0.0711)	-0.0174 (0.0017)	-1314.45 (105.5)	-0.1039 (0.0589)	-9.9152 (2.393)	0.7823

Tabell 4.6: Modellering av risikopremie: Minimering av SC-kriteriet

Tabellen viser koeffisientverdier for de regresjonsmodellene som minimerer SC-kriteriet. EUR/NOK-regresjonene er gitt ved ligningene (F.33)-(F.36), mens USD/NOK-regresjonene er gitt ved (F.37)-(F.40). Tidspersoden for regresjonene er 15.01.1993-16.01.2004. Tall i parentes er heteroskedastisk og seriekorrelasjons konsistente standardfeil (HASCSE).

a) EUR								
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$
1M	0.0014 (0.0014)	-753.416 (298.1)	0.0012 (0.0007)					0.0558
3M	0.0160 (0.0071)	-374.411 (104.8)	-0.0007 (0.0005)	-0.0490 (0.0303)	-12.0725 (8.165)			0.1302
6M	-0.0145 (0.0078)	-120.122 (33.38)	0.0018 (0.0004)	0.1581 (0.0395)	5.2700 (3.037)			0.3504
12M	0.1289 (0.0311)	-0.3061 (0.0655)	0.0012 (0.0003)	-0.0130 (0.0021)	0.2008 (0.0512)	2.0334 (0.9551)		0.5052
b) USD								
Tidshorisont	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$
1M	-0.0172 (0.0106)	-734.815 (310.7)	0.0030 (0.0013)	0.0014 (0.0008)	0.0791 (0.0389)			0.0813
3M	-0.0994 (0.0279)	-366.236 (93.57)	-0.3282 (0.0883)	0.0015 (0.0003)	0.0063 (0.0017)	0.2387 (0.0756)	14.5314 (10.50)	0.3058
6M	-0.0542 (0.0279)	-204.147 (32.87)	0.0018 (0.0006)	0.0045 (0.0019)				0.3645
12M	0.2945 (0.0266)	-73.7643 (10.06)	-0.0175 (0.0018)	-1285.93 (99.87)	-0.1303 (0.0582)	-9.2188 (2.409)		0.7805



## 4.6 Modellering av risikopremie: Lokal nivå modell

Definisjonen av risikopremien anvendt i denne oppgaven består av både en observerbar (terminpris) og en uobserverbar komponent (forventet spotpris). I den sammenheng er det naturlig å betrakte risikopremien som en uobserverbar størrelse. Mer konkret skal risikopremien behandles som en stokastisk, uobserverbar og tidsvarierende størrelse. For å modellere risikopremien i en slik setting anvendes strukturell tidsrekkemodelleringsrammeverket, og mer spesifikt vil risikopremien modelleres ved bruk av en lokal nivå modell med forklaringsvariable.<sup>6</sup> Observasjonsligningen kan på generell form skrives som:

$$RP_{t+k} = u_t + \sum_{i=1}^I \beta_{i,k} X_{t,n}^i + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim NID(0, \sigma_\epsilon^2), \quad (4.26)$$

der  $X_{t,n}^i$  representerer forklaringsvariablene som er definert tidligere i avhandlingen. Som tidligere kan  $n \leq k$  for enkelte variabler. Tilhørende tilstandsligning er gitt ved:

$$u_t = u_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2), \quad (4.27)$$

der nivået ( $u_t$ ) følger en tilfeldig gange prosess (Random Walk). Det kan påpekes at modellspesifikasjonen gitt i ligningene (4.26) og (4.27) skiller seg kun fra den klassiske regresjonsmodellen gitt i ligning (4.25) ved at konstantleddet i den klassiske regresjonsmodellen erstattes av en uobserverbar og stokastisk nivå-komponent.

Kalman-filteralgoritmen har denne samme funksjonen i strukturell tidsrekkemodelleringsrammeverket som MKM har i den klassiske regresjonsmodellen.<sup>7</sup> Kort fortalt består estimeringen av fire steg:

1. Beregne et-steg-frem prediksjonsfeil og tilhørende prediksjonsfeilvarians for den gitte modellspesifikasjonen.
2. Sammenligne prediksjonsfeil opp mot observert virkelig verdi.
3. Beregne sannsynlighetsfunksjonen ved bruk av sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet basert på prediksjonsfeil et-steg-frem.
4. Gjennomføre en glattingsprosess basert på resultatet fra kalman-filteralgoritmen, der alle observasjoner i datasettet anvendes for å minimere prediksjonsfeil betinget den valgte modellspesifikasjonen.

Analysen baseres på de modellspesifikasjonene som minimerte SC-kriteriet i forrige seksjon. Dette gjøres for å kunne sammenligne residual-egenskapene til de klassiske regresjonsmodellene med residual-egenskapene til lokal nivå modellene. Det gjør det mulig å sammenligne modeller med like forklaringsvariabler, men ulik modellspesifikasjon.

<sup>6</sup>En generell introduksjon til lokal nivå modellen er gitt i Commandeur & Koopman (2007).

<sup>7</sup>Kalman-filteralgoritmen er beskrevet mer i detalj i appendiks I.

EUR/NOK-modellene er gitt ved ligningene (F.41)-(F.44), mens USD/NOK-modellene er gitt ved ligningene (F.45)-(F.48). Resultatene for modellenes parameterestimater er presentert i tabell 4.7.

Det bør legges merke til at forklaringsgraden i modellspesifikasjonene under strukturell tidsrekkemodellerings-rammeverket har mye større forklaringskraft enn tilsvarende klassiske regresjonsmodeller. For 1 måneders EUR/NOK-modellen er både nivå-komponenten og koeffisienten til porteføljeskift-variabelen signifikant forskjellig fra null. Det siste impliserer at en økning i VPS-registrerte nettokjøp av sertifikater vil føre til at risikopremien øker.

For både 3 og 6 måneders modellen er nivå-komponenten og koeffisienten til oljepris-variabelen signifikant. Som et eksempel på tolkning av resultatet for disse modellene vil en økning i oljepris føre til økt risikopremie.

12 måneders modellen har flere signifikante parametre. Blant annet er nivå-komponenten, samt koeffisientene relatert til feedback-, olje- og usikkerhet-variabelen signifikant forskjellig fra null. I denne sammenheng vil økt usikkerhet i form av implisitt volatilitet redusere risikopremien på 12 måneders horisont.

Studie av modellresultatene for USD/NOK-modellene avdekker at nivå-komponenten og koeffisienten for usikkerhet-variabelen er signifikant ulik null for 1 måneders modellen. Også i denne sammenheng vil økt implisitt volatilitet slå ut i økt risikopremie, og i denne sammenheng risikopremien for USD/NOK.

3 måneders modellen har større forklaringskraft enn 1 måneders modellen. I tillegg er flere av koeffisientene signifikante (koeffisientene relatert til carry-trade- og feedback-variabelen, samt nivå-komponenten). Når vi beveger oss over på 6 måneders modellen er forklaringskraften sterk (cirka 93 %), men det er kun koeffisienten relatert til porteføljeskift-variabelen som er signifikant.

Foruten nivå-komponenten er koeffisientene for carry-trade-, konjunktur-, usikkerhet- og oljepris-variabelen signifikante forskjellige fra null ved analyse av resultatet for 12 måneders modellen. Fortegnet for konjunktur-koeffisienten forteller oss at en økning i OBX-indeksen i forhold til S&P 500-indeksen vil redusere risikopremien i forbindelse med USD/NOK på 12 måneders horisont.

Residualstatistikken for residualene (standardiserte prediksjonsfeilene) i lokal nivå modellene er gitt i tabellene G.9-G.16 i appendiks G. Videre presenterer figurene H.9-H.16 i appendiks H korrelogram, QQ-plott, histogram og utvikling i standardiserte prediksjonsfeilene. Som tidligere vil en god modell skape residualer som er uavhengige, homoskedastiske og normalfordelte. Residualene for EUR/NOK-modellene innehar ikke disse egenskapene. Kun for 12 måneders modellen kan ikke nullhypotesen om seriekorrelasjon forkastes. Resultatene ser derimot bedre ut for USD/NOK-modellene. For disse modellene kan ikke nullhypotesen om normalitet forkastes. I tillegg kan ikke nullhypotesen for seriekorrelasjonstesten forkastet for 6 og 12 måneders modellene. Oppsummert er residualstatistikken bedre for dette modell-rammeverket enn Box-Jenkins-rammeverket. Likevel er det også her problemer med heteroskedastisitet, seriekorrelasjon og ikke-normalitet i residualene, spesielt for korte tidshorisonter.

Tabell 4.7: Modellering av risikopremie: Lokal nivå modell

Tabellen viser verdier for modellering av risikopremien for 1, 3, 6 og 12 måneder frem i tid. Valutakryssene som analyseres er EUR/NOK og USD/NOK. Risikopremiene modelleres ved bruk av lokal nivå modeller. EUR/NOK-modellene er spesifisert ved ligningene (F.41)-(F.44). Tilsvarende er USD/NOK-modellene gitt ved ligningene (F.45)-(F.48).  $\bar{u}_T$  representerer den estimerte verdien for nivå-komponenten på tidspunkt  $t = T$ . Tidspersiden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004. Tall i parentes er standardfeil.

a) EUR		$\bar{u}_T$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$
Tidshorison									
1M	0.0259 (0.00349)	-0.0000 (0.0000)	0.0012 (0.0004)						0.4875
3M	-0.0380 (0.0023)	-0.0000 (0.0000)	-0.0001 (0.0002)	-0.0129 (0.0124)	-0.0000 (0.0000)				0.8351
6M	-0.0092 (0.0033)	-0.0000 (0.0000)	-0.0001 (0.0001)	-0.0259 (0.0165)	0.0000 (0.0000)				0.9236
12M	0.1950 (0.0742)	-0.3862 (0.0463)	0.0001 (0.0001)	-0.0165 (0.0067)	-0.0038 (0.0165)	0.0024 (0.0008)			0.5052
b) USD									
Tidshorison	$\bar{u}_T$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$R^2$	
1M	-0.0541 (0.0260)	0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0007)	-0.0093 (0.0024)	0.0048 (0.0247)			0.5441	
3M	-0.1079 (0.0501)	-0.0007 (0.0003)	-0.4034 (0.0391)	0.0001 (0.0002)	0.0082 (0.0044)	-0.0116 (0.0372)	0.0004 (0.0004)	0.8619	
6M	-0.0200 (0.0256)	0.0002 (0.0003)	0.0005 (0.0002)	0.0008 (0.0023)				0.9233	
12M	-0.0982 (0.0046)	-0.0005 (0.0002)	0.0001 (0.0008)	-0.0000 (0.0000)	-0.0824 (0.0396)	-0.0006 (0.0007)		0.9732	

## Kapittel 5

# Konklusjon

Avhandlingens intensjon er todelt. Første del går ut på å vise at UIP-hypotesen ikke holder, mens den andre delen går ut på å modellere risikopremien som eksisterer i kjølvannet av at UIP-hypotesen forkastes.

Den negative verdien for  $\beta$ -koeffisienten i UIP-regresjonen innebærer at høyrente-valutaen appresieres mot lavrente-valutaen, hvilket som er motsatt av hva UIP-hypotesen postulerer. Resultater fra rekursiv og rullerende regresjon viser at både  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten er tidsvarierende, og det virker som at UIP-hypotesen ikke holder i selv i delperioder av den totale tidsperioden som analyseres. Ved å modifisere UIP-regresjonen med variabler som antas å kunne forklare risikopremien, blir  $\beta$ -koeffisienten mer negativ. Forklaringskraften i modellene er stigende med hensyn til lengden på tidshorisonen. Uansett, alle disse punktene er argumenter for at det eksisterer en risikopremie i de analyserte valutakryssene.

For modelleringen av risikopremien benyttes både det klassiske regresjons rammeverket og lokal nivå modellen med forklaringsvariable. I regresjonsmodellene er det mange koeffisienter som ikke er signifikante, og spesielt for modelleringen av risikopremien på de korte tidshorisonene. Av den grunn anvendes informasjonskriterier for å finne parameterfattige modeller som har god forklaringskraft med hensyn til risikopremien for ulike tidshorisoner og valutakryss. Hvilke variabler som har koeffisienter som er signifikante er avhengig av hvilken tidshorison og valutakryss som analyseres, samt hvilket informasjonskriterium som anvendes. Generelt gir SC-kriteriet "sterkest straff" for insignifikante parametere av de anvendte informasjonskriteriene. De variablene som jevnt over har best forklaringskraft er carry-trade-, usikkerhet- og porteføljeskift-variabelen. Spesielt har koeffisienten relatert til carry-trade-variabelen ofte signifikant parameterverdi. I forhold til modellenes resultater vil en økning i carry-trade-effekten redusere valutakryssenes risikopremie.

De spesifiserte lokal nivå modellene tilsvare de regresjonsmodellene som minimerer SC-kriteriet. Forskjellen mellom modellene er at konstantleddet erstattes av en uobserverbar stokastisk nivå-komponent. Dette gir større fleksibilitet i modelleringen av risikopremien. For EUR/NOK-modellene har oljepris-variabelen signifikant koeffisientverdi forskjellig fra null for alle tidshorisonene utenom 1 måneders tidshorison. Når det

gjelder USD/NOK-modellene er ikke resultatene så entydige.

Modellene som forsøker å forklare risikopremien på lengre tidshorisonter klarer dette bedre enn modellene som tar for seg de korte tidshorisontene. Videre er forklaringskraften til lokal nivå modellene større enn regresjonsmodellenes forklaringskraft. Som nevnt tidligere skal en god spesifisert modell ha residualer som er uavhengige, homoskedastiske og normalfordelte. Dette er ikke tilfelle for regresjonsmodellene. Når det gjelder lokal nivå modellene er residualegenskapene bedre enn regresjonsmodellene. Dette gjelder spesielt for USD/NOK modellene. For USD/NOK-modellene virker residualene å være uavhengige og normalfordelt på 1, 6 og 12 måneders horisont. Uansett er det problemer med heteroskedastiske residualer uavhengig modell-rammeverk, valutakryss og tidshorison.<sup>1</sup>

Forslag til videre arbeid er å ta utgangspunkt i det strukturelle tidsrekkemodellerings-rammeverket. Mye tyder på at risikopremien er tidsvarierende, med stokastiske og deterministiske komponenter. Strukturell tidsrekkemodellerings-rammeverket er mer fleksibelt og muliggjør å spesifisere en rikere stokastisk prosess for å modellere risikopremien. Her kan man også modellere ikke-stasjonaritet direkte noe som er en fordel. Mer konkret kan man eksempelvis tillatte koeffisientene til forklaringsvariablene å være tidsvarierende og følge en tilfeldig gange- eller ARMA-prosess.<sup>2</sup> En annen retning kan være å finne flere typer variabler relatert til ordrestrøm, eventuelt å utvikle transformasjoner av variabler som bedre forklarer dynamikken i valutakryssenes risikopremie.

---

<sup>1</sup>Heteroskedastisitet i residualene er ikke et problem for 1 måneders USD/NOK lokal nivå modell.

<sup>2</sup>Mer informasjon om tilfeldig gange- og ARMA-prosessen finnes i Tsay (2005).



# Bibliografi

- Akram, Q. F. (2000), When does the oil price affect the Norwegian exchange rate?, Economics Series Working Papers 031, University of Oxford, Department of Economics.
- Andrews, D. (1991), 'Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation', *Econometrica* **59**(3), 817–858.
- Bacchetta, P., Mertens, E. & van Wincoop, E. (2009), 'Predictability in financial markets: What do survey expectations tell us?', *Journal of International Money and Finance* **28**(3), 406–426.
- Bacchetta, P. & van Wincoop, E. (2007), 'Random walk expectations and the forward discount puzzle', *American Economic Review* **97**(2), 346–350.
- Bekaert, G., Hodrick, R. & Marshall, D. (1997), 'The implications of first-order risk aversion for asset market risk premiums', *Journal of Monetary Economics* **40**(1), 3–39.
- Bellemare, M. F. & Brown, Z. S. (2009), On the (mis)use of wealth as a proxy for risk aversion (powerpoint), SCC-76 Meeting, 2009, Galveston, Texas 48913, SCC-76: Economics and Management of Risk in Agriculture and Natural Resources.
- Bernhardsen, T. (1997), A test of uncovered interest parity for ten European countries based on bootstrapping and panel data models, Arbeidsnotat 9/1997, Norges Bank, Oslo.
- Bilson, J. (1981), 'The "speculative efficiency" hypothesis', *Journal of Business* **54**(3), 435–451.
- Bjørnstad, R. & Jansen, E. (2006), Valutakursutviklingen etter 31. mars 2001: Renta bestemmer det meste, Økonomiske Analyser 6/2006.
- Black, F. & Scholes, M. (1973), 'The pricing of options and corporate liabilities', *Journal of Political Economy* **81**(3), 637–654.
- Breedon, F. & Ranaldo, A. (2008), Time-of-day patterns in FX returns and order flow, mimeo, Imperial College Business School.

- Breedon, F., Rime, D. & Vitale, P. (2009), A transaction data study of the forward bias puzzle, typescript, Imperial College Business School.
- Breedon, F. & Vitale, P. (2004), An empirical study of liquidity and information effects of order flow on exchange rates, CEPR Discussion Papers 4586, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Brousseau, V. & Scacciavillani, F. (1999), A global hazard index for the world foreign exchange markets, Working Paper Series 1, European Central Bank.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2007), 'The returns to currency speculation in emerging markets', *American Economic Review* **97**(2), 333–338.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2009), 'Understanding the forward premium puzzle: A microstructure approach', *American Economic Journal: Macroeconomics* **1**(2), 127–154.
- Cavaglia, S., Verschoor, W. & Wolff, C. (1994), 'On the biasedness of forward foreign exchange rates: Irrationality or risk premia?', *Journal of Business* **67**(3), 321–343.
- Chinn, M. & Frankel, J. (2002), Survey data on exchange rate expectations: More currencies, more horizons, more tests, in W. Allen & D. Dickinson, eds, 'In Monetary Policy, Capital Flows and Financial Market Development in the Era of Financial Globalization: Essays in Honor of Max Fry', Routledge, London, pp. 145–167.
- Commandeur, J. J. F. & Koopman, S. J. (2007), *An Introduction to State Space Time Series Analysis*, Oxford University Press.
- Cumby, R. (1988), 'Is it risk? : Explaining deviations from uncovered interest parity', *Journal of Monetary Economics* **22**(2), 279–299.
- Dimand, R. W. (1999), 'Irving Fisher and the Fisher relation: Setting the record straight', *Canadian Journal of Economics* **32**(3), 744–750.
- Doornik, J. A. & Hansen, H. (2008), 'An omnibus test for univariate and multivariate normality', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **70**(s1), 927–939.
- Durbin, J. & Koopman, S. (2001), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press.
- Engel, C. (1996), 'The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence', *Journal of Empirical Finance* **3**(2), 123–192.
- Evans, M. D. & Lewis, K. K. (1995), 'Do long-term swings in the dollar affect estimates of the risk premia?', *Review of Financial Studies* **8**(3), 709–742.
- Evans, M. D. & Lyons, R. K. (2007), Exchange rate fundamentals and order flow, NBER Working Paper 13151, National Bureau of Economic Research, Inc.



- Fama, E. F. (1984), 'Forward and spot exchange rates', *Journal of Monetary Economics* **14**(3), 319–338.
- Fisher, I. (1896), *Appreciation and Interest*, New York: Macmillan for the American Economic Association.
- Fisher, I. (1907), *The Rate of Interest*, New York: Macmillan.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, New York and London: Macmillan.
- Flood, R. P. & Rose, A. K. (1996), 'Fixes: Of the forward discount puzzle', *The Review of Economics and Statistics* **78**(4), 748–752.
- Flood, R. & Rose, A. (2002), 'Uncovered interest parity in crisis', *IMF Staff Papers* **49**(2).
- Frankel, J. & Chinn, M. (1993), 'Exchange rate expectations and the risk premium: Test for a cross section of 17 countries', *Review of International Economics* **1**(2), 136–144.
- Froot, K. & Frankel, J. (1989), 'Forward discount bias: Is it an exchange rate premium?', *The Quarterly Journal of Economics* **104**(1), 139–161.
- Froot, K. & Thaler, R. (1990), 'Anomalies: Foreign exchange', *Journal of Economic Perspectives* **4**(3), 179–192.
- Galati, G., Heath, A. & Maquire, P. (2007), 'Evidence of carry trade activity', *BIS Quarterly Review* pp. 27–41.
- Greene, W. H. (2008), *Econometric Analysis*, 6th edn, Prentice Hall.
- Hansen, L. & Hodrick, R. (1980), 'Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis', *Journal of Political Economy* **88**(5), 829–853.
- Harvey, A. (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2nd edn, The MIT Press.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Times Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Hodrick, R. J. (1989), 'Risk, uncertainty and exchange rates', *Journal of Monetary Economics* **23**(3), 433–459.
- Huisman, R., Koedijk, K., Kool, C. & Nissen, F. (1998), 'Extreme support for uncovered interest parity', *Journal of International Money and Finance* **17**(1), 211–228.
- Judge, G. G., Griffiths, W. E., Hill, R. C., Lütkepohl, H. & Lee, T. C. (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd edn, New York: John Wiley.
- Jylhä, P. & Suominen, M. (2009), Arbitrage capital and currency carry trade returns, Typescript, Helsinki School of Economics.

- Kiviet, J. (1986), 'On the rigor of some mis-specification test for modelling dynamic relationships', *Review of Economic Studies* **53**, 241–261.
- Koopman, S., Shephard, N. & Doornik, J. (1999), 'Statistical algorithms for models in the state space form using sffpack 2.2', *Econometrics Journal* **2**, 113–166.
- Krasker, W. (1980), 'The "peso problem" in testing the efficiency of forward exchange markets', *Journal of Monetary Economics* **6**(2), 269–276.
- Laurent, S. (2007), *Estimating and Forecasting ARCH Models using G@RCH<sup>TM</sup>5*, London: Timberlake Consultants Ltd.
- Lewis, K. K. (1988), 'The persistence of the "peso problem" when policy is noisy', *Journal of International Money and Finance* **7**(1), 5–21.
- Lewis, K. K. (1989a), 'Can learning affect exchange-rate behavior?: The case of the dollar in the early 1980's', *Journal of Monetary Economics* **23**(1), 79–100.
- Lewis, K. K. (1989b), 'Changing beliefs and systematic rational forecast errors with evidence from foreign exchange', *American Economic Review* **79**(4), 621–636.
- Lewis, K. K. (1995), 'Puzzles in international financial markets', in G. M. Grossman & K. Rogoff, eds, 'Handbook of International Economics', Vol. 3, Amsterdam: North-Holland, chapter 37, pp. 1913–1971.
- Lustig, H., Roussanov, N. & Verdelhan, A. (2008), 'Common risk factors in currency markets', NBER Working Papers 14082, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Lustig, H. & Verdelhan, A. (2007), 'The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk', *American Economic Review* **97**(1), 89–117.
- Ma, Y. & Meredith, G. (2002), 'The forward premium puzzle revisited', IMF Working Papers 02/28, International Monetary Fund.
- MacKinnon, J. G. (1991), 'Critical values for cointegration tests', in R. F. Engle & C. W. J. Granger, eds, 'Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration', Oxford: Oxford University Press, pp. 267–276.
- Mussa, M. L. (1990), 'Exchange rates in theory and in reality', Princeton Studies in International Economics 179, International Economics Section, Department of Economics Princeton University.
- Naug, B. (2003), 'Faktorer bak utviklingen i kronekursen - en empirisk analyse', in O. Eitrheim & K. Gulbrandsen, eds, 'Hvilke Faktorer Kan Forklare Utviklingen i Kronekursen', Norges Bank Skriftserie nr. 31.
- Plantin, G. & Shin, H. H. (2008), 'Carry trades and speculative dynamics', Mimeo, Princeton University.

- Ramsey, J. B. (1969), 'Test for specification errors in classical linear least squares regression analysis', *Journal of the Royal Statistical Society B* **31**, 350–371.
- Rinaldo, A. & Sarkar, A. (2008), Exchange rate risk, transaction costs and the forward bias puzzle, Typescript, Swiss National Bank.
- Rao, C. R. (1973), *Linear Statistical Inference*, 2nd edn, New York: Wiley.
- Rime, D., Sarno, L. & Sojli, E. (2007), Exchange rate forecasting, order flow and macroeconomic information, Working Paper 2007/02, Norges Bank.
- Rogoff, K. (1980), Tests of the Martingale Model for Foreign Exchange Futures Markets, PhD thesis, Massachusetts Institute of Technology.
- Tsay, R. S. (2005), *Analysis of Financial Time Series*, New Jersey: John Wiley and Sons.
- Varian, H. R. (1992), *Microeconomic Analysis*, W. W. Norton & Company.
- White, H. (1980), 'A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity', *Econometrica* **48**(4), 817–838.



# Appendiks



## Tillegg A

# Sentrale begreper og uttrykk

### Dekket renteparitet

Dekket renteparitet (CIP) etablerer en relasjon mellom spotkurs ( $S_t$ ) og terminkurs ( $F_t$ ). Relasjonen innebærer at det ikke er mulig å oppnå arbitrasje på en valutainvestering uten risiko.

La både  $S_t$  og  $F_t$  være beløpet av innenlands valuta som må betales for en enhet utenlandsk valuta for levering av utenlandsk valuta på henholdsvis tidspunkt  $t$  og en periode frem i tid  $t + 1$ . Videre representerer  $i_t$  og  $i_t^*$  innenlandsk og utenlandsk rente for tidsperioden mellom  $t$  og  $t + 1$ .<sup>1</sup> En investor som har en enhet hjemlig valuta står ovenfor følgende alternativer:

1. Investere den ene enheten av hjemlig valuta til en rente lik  $i_t$  mellom tidsperioden  $t$  og  $t + 1$ .
2. Investere  $1/S_t$  enheter utenlandsk valuta til en rente lik  $i_t^*$ . For å eliminere valutarisikoen kan investoren konvertere sluttbeløpet ( $1/S_t(1+i_t^*)$ ) i utenlandske valuta enheter til hjemlig valuta ved å selge til en valutakurs lik  $F_t$ .

Markedslikevekt vil da medføre følgende betingelse:

$$1 + i_t = \frac{F_t(1 + i_t^*)}{S_t} \quad (\text{A.1})$$

Dersom ligningen (A.1) ikke holder vil det eksistere arbitrasjemuligheter i valutamarkedet, det vil si muligheten for å oppnå meravkastning over risikofri rente uten risiko.

Tar man (den naturlige) logaritmen av (A.1), utnytter approksimasjonen  $\ln(1+i) \approx i$ , samt omrokerer på uttrykket kan CIP-betingelsen skrives som:

$$i_t - i_t^* = f_t - s_t, \quad (\text{A.2})$$

---

<sup>1</sup>Det antas for forenkkelhets skyld kontinuerlig forretning.

hvor  $s_t$  og  $f_t$  er henholdsvis logaritmen av spot- og terminkurs. Ligningen (A.2) viser oss at terminrabatten er lik differansen mellom innenlandsk og utenlandsk rentenivå.<sup>2</sup>

## Udekket renteparitet

Investorer har også muligheten til å inngå udekkete valutaposisjoner som innebærer valutarisiko. Det antas som tidligere at en investor har en enhet hjemlig valuta som kan investeres. Investoren har følgende investeringsalternativer i dette tilfellet:

1. Investere den ene enheten hjemlig valuta til en rente lik  $i_t$  mellom tidsperioden  $t$  og  $t + 1$ .
2. Investere  $1/S_t$  enheter utenlandsk valuta til en rente lik  $i_t^*$  mellom tidsperioden  $t$  og  $t + 1$ , for så konvertere det akkumulerte beløpet til hjemlig valuta til valutakursen  $S_{t+1}$  på tidspunkt  $t + 1$ .

I følge udekket renteparitet (UIP) vil markedet føres mot en situasjon der avkastning på den innenlandske investeringen er lik den forventede avkastningen på tidspunkt  $t$  på den utenlandske investeringen. Det gir ligningen:

$$1 + i_t = E_t\left[\frac{S_{t+1}(1 + i_t^*)}{S_t}\right], \quad (\text{A.3})$$

der  $E_t$  er forventningsoperatoren for tidspunkt  $t$ .

## Utleddning av UIP-regresjonsligningen

Ved å anvende den naturlige logaritmen på ligning (A.3), utnytte  $\ln(1 + y) \approx y$ , samt omrokering av leddene i ligning (A.3) får man følgende resultat:

$$E_t[s_{t+1}] - s_t = i_t - i_t^* \quad (\text{A.4})$$

Antagelsen om rasjonelle forventninger innebærer at realisert fremtidig valutakurs er lik forventet valutakurs pluss et feilledd som er ukorrelert med all informasjon på tidspunkt  $t$ . Det gir:

$$s_{t+1} = E_t[s_{t+1}] + \varepsilon_{t+1}, \quad (\text{A.5})$$

der  $\varepsilon_{t+1}$  representerer feilleddet. Ved å sette inn for forventet spotkurs i ligning (A.4), og ved bruk av relasjonen (A.5) medfører at:

$$\Delta s_{t+1} = i_t - i_t^* + \varepsilon_{t+1}, \quad (\text{A.6})$$

---

<sup>2</sup>Terminrabatten defineres ved:  $f_t - s_t$ .



der  $\Delta s_{t+1} = s_{t+1} - s_t$ . Denne ligningen testes empirisk ved følgende regresjonsligning:

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}, \quad (\text{A.7})$$

der nullhypotesen er gitt ved:  $H_0 : \alpha = 0 \ \beta = 1$ , og feilleddene antas å ha snitt lik null, uavhengige og ( $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$ ).

Ved å utnytte at rentedifferansen er lik terminrabatten i ligning (A.7) får man regresjonsligningen i Fama (1984). Denne ligningen er gitt ved:

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (\text{A.8})$$



## Tillegg B

# Dekomponering av terminrabatt-koeffisienten

I dette appendikset presenteres en dekomponering av  $\beta$ -koeffisienten i Fama-regresjonene gitt ved ligningen (A.8). Presentasjonen er basert på det teoretiske rammeverket i Bredon, Rime & Vitale (2009).

Det antas at en investor,  $d$ , har en beholdning av innenlandske obligasjoner på størrelsesorden  $g_{t-1}$  ved der  $t$  representerer tid. I tradingperioden  $t$  kan investoren selge hele eller deler av beholdningen av de innenlandske obligasjonene til fordel for utenlandske obligasjoner. Innenlandske og utenlandske obligasjoner betaler rentene henholdsvis  $i_t$  og  $i_t^*$  i perioden mellom  $t$  og  $t + 1$ .<sup>1</sup>

Investors formuesfunksjon i slutten av perioden ser ut som følgende ved anvendelse av log-linearisering:

$$W_{t+1}^d = (1 + i_t \Delta t) g_{t-1}^d + [(i_t^* - i_t) \Delta t + (s_{t+1} - s_t)] o_t^d \quad (\text{B.1})$$

I ligning (B.1) representerer  $W_{t+1}$  formuen i slutten av tradingperioden,  $s_t$  er logaritmen av spotkursen ved tradingperiodens begynnelse,  $o_t^d$  er mengden av utenlandsk valuta som investoren vil investere i.  $\Delta t$  er lengden på tidsintervallet mellom perioden  $t$  og  $t + 1$  målt i antall år.

Antagelsene bak nyttefunksjonen er at investoren velger sammensetningen av porteføljen for å maksimere den forventede nytten av formuesfunksjon i enden av tradingperioden. Investorene har en CARA-nyttefunksjon med en koeffisient for absolutt risikoaversjon lik  $\gamma_d$ , hvilket innebærer en koeffisient for risikotoleranse lik  $\tau_d = 1/\gamma_d$ .<sup>2</sup>

Når det gjelder investoren antas det optimal mengde av utenlandsk valuta er gitt ved følgende etterspørselsfunksjon:

$$o_t^d(s_t) = v_t^d(E_t^d[s_{t+1}] - s_t + (i_t^* - i_t) \Delta t) \quad (\text{B.2})$$

---

<sup>1</sup>Rentene er annualiserte.

<sup>2</sup>En CARA-nyttefunksjon har egenskapen at den absolutte risikoaversjonen er konstant. For mer detaljer om CARA-nyttefunksjonen henvises den interesserte leser til Bellemare & Brown (2009).

I ligning (B.2) betyr  $E_t^d[s_{t+1}]$  den forventningen av spotkursen ved tradingperiodens slutt betinget all informasjon på tidspunkt  $t$ .  $v_t^d$  representerer investor  $ds$  tradingintensitet gitt ved  $v_t^d = \tau_d \pi_{s+,t}^d$ . I denne sammenheng er  $\pi_{s+,t} \equiv 1/\text{Var}[s_{t+1}|I_t^d]$ , hvor  $I_t^d$  er notasjonen brukt for investoren  $ds$  informasjonssett for tidspunkt  $t$ .

Dersom vi antar at investorene er et kontinuum med masse lik 1, får en ved integrasjon den aggregerte etterspørselen etter utenlandsk valuta:<sup>3</sup>

$$o_t \equiv \int_0^1 o_t^d dd' = v_t(\bar{E}_t^1[s_{t+1}] - s_t + (i_t^* - i_t)\Delta t), \quad (\text{B.3})$$

med  $v_t \equiv \int_0^1 o_t^d dd'$ , hvilket representerer den aggregerte tradingintensiteten, og  $\bar{E}_t^1[s_{t+1}]$  representer den vektete betinget forventede spotkursen, der hver investors vekt er gitt med investorens tilhørende trading intensitet. I denne sammenheng vil  $o_t$  representer ordrestrøm; det vil si forskjellen mellom kjøp og salg av utenlandsk valuta.

Omforming av ligning (B.3) gir:

$$(i_t - i_t^*)\Delta t = (\bar{E}_t^1 - s_t) - \frac{1}{v_t}o_t \quad (\text{B.4})$$

Den modifiserte UIP-ligningen gitt ved (B.4) viser at UIP ikke holder, noe som tilskrives en risikopremie som er lik produktet  $o_t 1/v_t$ . Ved å kombinere ligning (B.4) med dekket renteparitet gir at terminrabatten kan uttrykkes som:

$$f_t - s_t = (\bar{E}_t^1[s_{t+1}] - s_t) - \frac{1}{v_t}o_t \quad (\text{B.5})$$

Famas regresjon uttrykkes ved:

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta f d_t + \epsilon_{t+1}, \quad (\text{B.6})$$

med  $\Delta s_{t+1} \equiv s_{t+1} - s_t$  og  $f d_t \equiv f_t - s_t$ . Ved bruk av MKM er en estimator på  $\beta$  gitt ved  $\hat{\beta}_{MKM}$ , hvor  $\text{plim } \hat{\beta}_{MKM} = \beta$ .  $\beta$  er definert ved:

$$\beta = \frac{\text{cov}(\Delta s_{t+1}, f d_t)}{\text{var}(f d_t)} \quad (\text{B.7})$$

Definerer  $s_{t+1} = \bar{E}_t^1[s_{t+1}] + u_{t+1}$ , med  $u_{t+1}$  som er investorens prediksjonsfeil. Dersom det antas at investoren er rasjonell er  $E_t^1[u_{t+1}] = 0$ . Den modifiserte UIP-ligningen gir da:

$$\Delta s_{t+1} = f d_t + \frac{1}{v_t}o_t + u_{t+1} \quad (\text{B.8})$$

Ved å kombinere ligningene (B.7)-(B.8) får man:

$$\beta = 1 + \beta_0 + \beta u, \quad (\text{B.9})$$

<sup>3</sup>Her forutsettes det at massen av investorer er jevnt fordelt over intervallet  $[0, 1]$ .

hvorav  $\beta_0$  er lik:

$$\beta_0 = \frac{\text{cov}(\frac{1}{v_t}o_t, fd_t)}{\text{var}(fd_t)}, \quad (\text{B.10})$$

og  $\beta_u$  er gitt ved:

$$\beta_u = \frac{\text{cov}(u_{t+1}, fd_t)}{\text{var}(fd_t)}. \quad (\text{B.11})$$



## Tillegg C

# Statistiske begreper og tester

### Statistiske begreper

I denne seksjonen presenteres statistiske begreper som er relevante for den tidsserieanalysen presentert i seksjon 3.2

#### Gjennomsnitt

Utvalgsgjennomsnittet for variabelen  $X$  defineres ved:

$$\bar{X} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t, \quad (\text{C.1})$$

hvor  $T$  er antall observasjoner.

#### Standardavvik

Standardavviket for et utvalg fra en populasjon er gitt av uttrykket:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2} \quad (\text{C.2})$$

#### Skjevhet

Skjevhet er et mål på asymmetrien i en sannsynlighetsfordeling i forhold til en normalfordeling. For et utvalg fra en populasjon uttrykkes skjevheten ved ligningen:

$$S = \frac{\mu^3}{\sigma^3}, \quad (\text{C.3})$$

der  $\mu$  er gitt ved:

$$\mu^k = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^k \quad (\text{C.4})$$

### Kurtose

Kurtose er et mål på spisshet i en sannsynlighetsfordeling (tykkelsen/lengden på halene). For et utvalg fra en populasjon er kurtose gitt ved:

$$K = \frac{\mu^4}{s^4}, \quad (\text{C.5})$$

$\mu^k$  som beskrevet i ligning (C.4).

### Seriekorrelasjon

Seriekorrelasjon innebærer at suksessive verdier for en gitt variabel er korrelert med hensyn på tid.

Kovarians og varians er gitt ved henholdsvis:

$$\text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = E[(X_t - E[X_t])(X_{t+k} - E[X_{t+k}])] \quad (\text{C.6})$$

$$\text{Var}(X_t) = E[(X_t - E[X_t])^2] \quad (\text{C.7})$$

Det gir seriekorrelasjon av orden  $k$  for variabelen  $X_t$ :

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t+k})}{\sqrt{\text{Var}(X_t)\text{Var}(X_t)}} = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t+k})}{\text{Var}(X_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (\text{C.8})$$

Utvalgs-seriekorrelasjon av orden  $k$  er gitt i følgende uttrykk:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{T-k} (X_t - \bar{X})^2} \quad (\text{C.9})$$

Videre kan utvalgs partiell seriekorrelasjonen,  $\hat{\tau}_{k,k}$ , defineres som korrelasjonen mellom  $X_t$  og  $X_{t-k}$  etter at vi har kontrollert for korrelasjonen mellom  $X_t$  og  $X_{t-s}$  for  $s < k$ .

I et korrelogram presenteres verdiene av både partiell- og seriekorrelasjonsfunksjonen for utvalget. Den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen er gitt ved  $\tau_{k,k}$ , mens  $\hat{\tau}_k$  gir seriekorrelasjonsfunksjonen. For å sjekke om verdiene i funksjonen er signifikant forskjell fra null er det tegnet inn et 95% konfidensintervall der grensene er tilnærmet lik  $1,96/\sqrt{T}$ , der  $T$  er antall observasjoner.



## Stasjonaritet

Vi ser på tidsserien  $y_1, \dots, y_T$ , der utfallet er basert på trekning fra den simultane sannsynlighetsfordeling gitt ved  $F(y_1, \dots, y_T)$ . En tidsserie er strikt stasjonær når den simultane sannsynlighetsfordelingen er uavhengig av tid. Det vil si at følgende betingelse gjelder:

$$F(y_1, \dots, y_T) = F(y_{1+m}, \dots, y_{T+m}), \quad (\text{C.10})$$

for en  $m > 0$ . For en svakt stasjonær tidsserie,  $y_t$ , gjelder følgende betingelser:

$$E[y_t] = \mu, \quad t = 1, \dots, \infty \quad (\text{C.11})$$

$$\text{Var}[y_t] = \sigma^2 < \infty \quad (\text{C.12})$$

$$\text{Cov}[y_t, y_s] = \text{Cov}[y_{t+m}, y_{s+m}] \quad (\text{C.13})$$

Det vil i sin tur si at forventingsverdien og variansen er konstant og uavhengig av tid. Kovariansen er bare avhengig av  $s$  ( $s$  er avstand i tid), men ikke tidspunktet  $t$ .

## Statistiske tester

### Tester for normalitet

Jarque-Bera (JB) og Doornik-Hansen anvendes til å teste om en tidsserie er normalfordelt. Jarque-Bera testobservatoren uttrykkes matematisk ved:

$$JB = T \left[ \frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right], \quad (\text{C.14})$$

hvor  $S$  og  $K$  er henholdsvis skjevhet og kurtose som beskrevet ovenfor. Testobservatoren er  $\chi^2(2)$ -fordelt. En forkaster nullhypotesen  $H_0$  om normalitet dersom p-verdien til JB testobservatoren er mindre enn signifikansnivået. Kritisk verdi,  $\chi_{kritisk}^2(2)$ , er 5.99 på 5% signifikansnivå.

I en riktig spesifisert modell skal residualene i regresjonsmodellene og de standardiserte et-steps prediksjonsfeilene i modellene i strukturell tidsserierammeverket være normalfordelte.<sup>1</sup> I *Oxmetrics<sup>TM</sup>* benyttes Doornik-Hansen testobservatoren, hvilket tilsvarer Bowman-Shenton testobservatoren med en utvalgskorreksjon gitt ved Doornik & Hansen (2008), som er tilnærmet  $\chi^2(2)$ -fordelt under nullhypotesen om normalitet. Doornik-Hansen testobservatoren er beskrevet mer i detalj i Doornik & Hansen (2008).

<sup>1</sup>Standardiserte prediksjonsfeilene  $e_t$  defineres ved  $e_t = v_t/F_t$  der definisjonen av  $v_t$  og  $F_t$  er gitt i I.

### Tester for seriekorrelasjon

Det eksisterer en del empiriske tester for å avdekke om det eksisterer seriekorrelasjon i en tidsserie. Vi benytter blant annet Ljung-Box testobservatoren gitt ved:

$$Q(m) = T(T + 2) \sum_{l=1}^m \frac{\hat{\rho}_l^2}{T - l} \quad (\text{C.15})$$

Dersom denne prosessen er identisk og uavhengig er  $Q_m \chi^2(m)$ -fordelt. Nullhypotesen ( $H_0: \rho_i = 0, i \in [0, \dots, m]$ ) testes mot den alternative hypotesen ( $H_A: \rho_i \neq 0, i \in [0, \dots, m]$ ).  $H_0$  forkastes til fordel for  $H_A$  dersom  $Q_m > \chi_\alpha^2(m)$ , hvor  $\chi_\alpha^2(m)$  gir det  $100(1 - \alpha)$  persentilet i  $\chi^2(m)$ -fordelingen. Alternativt forkastes  $H_0$  dersom p-verdien,  $p$ , er gitt ved  $p \leq \alpha$ , der  $\alpha$  er et symbol for valgt signifikansnivå.

For de standardiserte prediksjonsfeilene i lokal nivå modellene anvendes følgende spesifikasjon av Ljung-Box testobservatoren:

$$Q(P, d) = T(T + 2) \sum_{j=1}^d \frac{\hat{\rho}_j^2}{T - j}, \quad (\text{C.16})$$

hvilket er  $\chi^2(2)$ -fordelt under nullhypotesen om uavhengige prediksjonsfeil.  $d$  er lik  $P - n + 1$  der  $n$  er antall parametere i modellen.

Når det gjelder å teste seriekorrelasjonen i residualene i regresjonsmodellene benyttes en test som går under betegnelsen AR 1-2 testen. Dette er en seriekorrelasjonstest der residualene fra den opprinnelige regresjonen ( $u_t$ ) regresseres, i dette tilfellet, mot laggede residualverdier. Mer spesifikt utføres følgende regresjon:

$$u_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-2} + \varepsilon_t \quad (\text{C.17})$$

I ligning (C.17) er nullhypotesen at simultant  $\alpha_1 = 0$  og  $\alpha_2 = 0$ . Nullhypotesen innebærer at det ikke er seriekorrelasjon i residualene. Gitt  $R^2$ -verdien i regresjonen antas det under nullhypotesen at ved et lite utvalg er testen tilnærmet F-fordelt.<sup>2</sup> Det gjør at følgende uttrykk gjelder:

$$\frac{R^2}{1 - R^2} \frac{T - k - s}{s} \sim F(s, T - k - s) \quad (\text{C.18})$$

I ligning (C.18) er  $T$  utvalgets størrelse,  $k$  antall variabler i opprinnelige regresjon og  $s$  antall regressorer i ligning (C.17).

---

<sup>2</sup>Harvey (1990) og Kiviet (1986) hevder at for små utvalg er F-distribusjon en bra approksimasjon for  $\chi^2$ -fordelingen.

## Test for stasjonaritet

For å teste om en variabel er stasjonær eller ikke-stasjonær tar avhandlingen utgangspunkt i den utvidede Dickey-Fuller testen gitt ved:

$$\Delta y_t = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{C.19})$$

En forutsetning for å benytte den utvidede Dickey-Fuller testen er at restleddene er ukorrelerte og normalfordelte. For å fjerne seriekorrelasjon i restleddet inkluderes laggede førstedifferenser. Hypotesene som testes er:

- $H_0 = \psi = 0$  (tidsserien er ikke-stasjonær)
- $H_A = \psi < 0$  (tidsserien er stasjonær)

Testobservatoren uttrykkes som estimert verdi av  $\psi$  dividert på estimert tilhørende standardfeil:

$$t_{obs} = \frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})} \quad (\text{C.20})$$

Det som kompliserer denne analysen er at denne t-observatoren ikke følger den vanlige t-fordelingen. Kritiske verdier er gitt i (MacKinnon 1991) og avhenger av modellformulering under nullhypotesen (uten konstant og trend, med konstant og uten trend, samt med både konstant og trend). Nullhypotesen forkastes dersom  $t_{obs} < t_{kritisk}$ , mens den aksepteres dersom  $t_{obs} > t_{kritisk}$ .

En problemstilling ved anvendelse av den utvidede Dickey-Fuller testen er antall lag som skal inkluderes i modellformuleringen. Mange lag vil medføre at seriekorrelasjonen i restleddet forsvinner, kostnaden er at en får mindre presise estimater på parametrene på grunn av at frihetsgradene “brukes opp”. Det optimale antall lag kan finnes ved å bruke informasjonskriterier eller se på signifikansen til koeffisientene til de laggede endringsleddene i modellformuleringen. Sistnevnte strategi er brukt i denne oppgaven. Denne strategien foreslås av Laurent (2007).

## Tester for heteroskedastisitet

For å teste om de standardiserte prediksjonsfeilene er heteroskedastiske benyttes følgende testobservator:

$$H(h) = \frac{\sum_{t=T-h+1}^T e_t^2}{\sum_{t=d+1}^{d+1+h} e_t^2}, \quad (\text{C.21})$$

der  $h$  er det nærmeste heltallet til  $(T-d)/3$ . Denne testobservatoren er en tosidig  $F(h, h)$ -test.<sup>3</sup>

<sup>3</sup>Denne testen går under betegnelsen H test i denne avhandlingen.

Når det gjelder å teste heteroskedastisiteten i residualene i regresjonsmodellene benyttes to varianter. Den ene er en ARCH test (ARCH 1-1), hvor kvadrerte residualverdier ( $u_t$ ) regresseres mot laggede kvadrerte restleddsverdier. Mer spesifikt kjøres følgende regresjon:

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \varepsilon_t \quad (\text{C.22})$$

I ligningen (C.22) er nullhypotesen at  $\alpha_1 = 0$ . Dersom nullhypotesen forkastes, betyr det at det eksisterer heteroskedastisitet i residualene. Testobservatoren for denne testen er gitt i ligning (C.18).

En annen heteroskedastisitetstest som benyttes på residualene i regresjonene som er utført i denne avhandlingen er en test basert på White (1980).<sup>4</sup> Kvadrerte residualverdier ( $u_t^2$ ) regresseres mot regressorene i den opprinnelige regresjonen ( $x_{i,t}$ ) og deres tilhørende kvadrerte verdier  $x_{i,t}^2$ . Nullhypotesen er at alle koeffisientene i denne regresjonen er simultant lik null, hvilket innebærer ubetinget homoskedastisitet. Denne testen er også F-distribuert ved små utvalg. Som tidligere er F testobservatoren gitt ved (C.18).

### Test for ikke-linearitet

RESET testen er en test som ser etter ikke-linearitet. Eksistens av ikke-linearitet betyr at den opprinnelige modellen er feil spesifisert. Dette testrammeverket benyttes kun på regresjonsmodellene. Her regresseres  $\hat{y}_t$  mot en konstant og  $\hat{y}_t^2, \dots, \hat{y}_t^n$ .

Nullhypotesen er at den opprinnelige modellen er riktig spesifisert. Det innebærer en nullhypotese hvor alle koeffisientene har simultant verdi lik null. Denne testen er gitt også ved F testobservatoren (C.18). Testrammeverket er mer utførlig beskrevet i Ramsey (1969).

### Informasjonskriterier

I denne avhandlingen brukes følgende informasjonskriterier Aikake- (AIC), Hannan-Quinn- (HQ) og Schwartz (SC)-kriteriene for å finne optimal regresjonsmodell ved modelleringen av risikopremien. Uttrykkene for de ulike er gitt ved:

$$SC = \ln(\hat{\sigma}^2) + k(\ln(T))/T \quad (\text{C.23})$$

$$HQ = \ln(\hat{\sigma}^2) + 2k(\ln(\ln T))/T \quad (\text{C.24})$$

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + 2k/T \quad (\text{C.25})$$

Her representerer  $k$  antall parametere i modellen, og  $T$  antall observasjoner. Sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet (Maximum Likelihood) anvendes til å beregne  $\sigma^2$  slik at  $\hat{\sigma}^2$  er gitt ved:<sup>5</sup>

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \quad (\text{C.26})$$

<sup>4</sup>Går under betegnelsen White test seinere i avhandlingen.

<sup>5</sup>Sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet er beskrevet mer utførlig i Greene (2008).

For en nærmere beskrivelse og diskusjon av disse informasjonskriteriene henvises leseren til Judge, Griffiths, Hill, Lütkepohl & Lee (1985).



## Tillegg D

# Minste kvadraters metode

I denne seksjonen utledes MKM estimatoren av  $\beta$  ved bruk av matrisenotasjon. Gitt ligningen:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i x_{i,t} + \varepsilon_t = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (\text{D.1})$$

der  $\boldsymbol{\beta}$  er en  $k \times 1$ -vektor, og  $E[\mathbf{x}_t \varepsilon_t] = \mathbf{0}$ . På matriseform får man følgende system:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad \boldsymbol{\varepsilon} \sim \mathbf{N}_T(\mathbf{0}, \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}), \quad (\text{D.2})$$

hvor  $\mathbf{y}' = (y_1 \dots y_T)$ ,  $\mathbf{X}' = (\mathbf{x}_1 \dots \mathbf{x}_T)$ ,  $\mathbf{x}_t = (x_{1t} \dots x_{kt})'$ ,  $\boldsymbol{\varepsilon}' = (\varepsilon_1 \dots \varepsilon_T)$  og  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1 \dots \beta_T)'$ .  $\mathbf{X}$  er  $T \times k$ -matrise med  $\text{Rank}(\mathbf{X}) = k$ . En av elementene i  $\mathbf{x}_t$  er lik 1 som tilsvarer at en av parametrene er et konstantledd i ligningssystemet (D.2).

Estimering av  $\boldsymbol{\beta}$  ved bruk av MKM medfører å finne estimatet  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  av  $\boldsymbol{\beta}$  gjennom å minimere den kvadratiske funksjonen gitt ved:

$$h(\boldsymbol{\beta}) = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \quad (\text{D.3})$$

Derivering av ligning (D.3) mhp.  $\boldsymbol{\beta}$  og sette uttrykket lik null gir

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y} \quad (\text{D.4})$$

Setter inn for  $\mathbf{y}$  i ligning (D.4) gir:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon} \quad (\text{D.5})$$

Tar man forventningen betinget  $\mathbf{X}$  gir:

$$E[(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})|\mathbf{X}] = E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon}|\mathbf{X}] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'E[\boldsymbol{\varepsilon}] = \mathbf{0} \quad (\text{D.6})$$

Videre er variansen gitt ved:

$$E[(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})' | \mathbf{X}] \quad (\text{D.7})$$

$$= E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} | \mathbf{X}] \quad (\text{D.8})$$

$$= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'E[\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}']\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (\text{D.9})$$

$$= \sigma_{\varepsilon}^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (\text{D.10})$$

Lar vi  $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})$  kan  $\sigma_{\varepsilon}^2$  estimeres:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}'\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}}{T - k} \quad (\text{D.11})$$

Det gir estimatet av variansen til  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  lik

$$\widehat{V}[\hat{\boldsymbol{\beta}}] = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (\text{D.12})$$

MKM vil med seriekorrelasjon og heteroskedastisitet i standardfeilene gi konsistente og forventningsrette parameterestimater, men standardfeilene til parameterestimaterne vil være forventningsskjeve. Dette problemet lar seg løse ved å bruke heteroskedastisk og seriekorrelasjons konsistente standardfeil (HASCe), noe som anvendes i avhandlingen. Det teoretiske fundamentet for beregningen av disse standardfeilene er gitt i Andrews (1991).

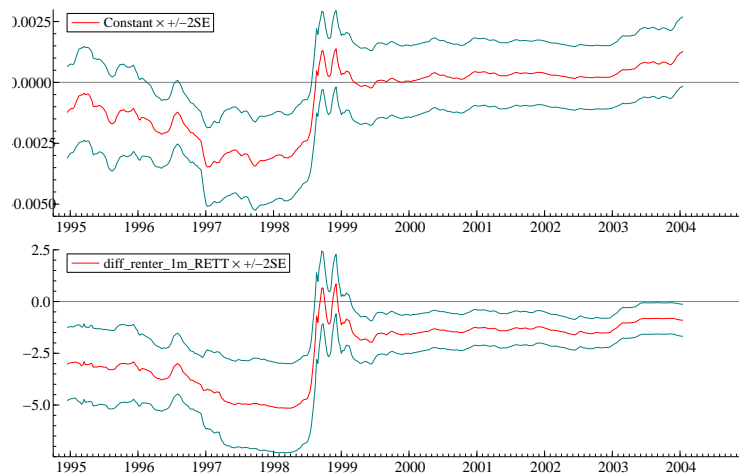


## Tillegg E

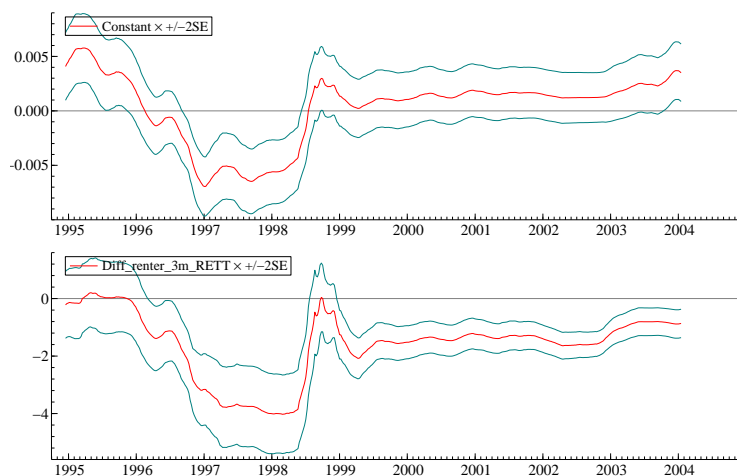
# Tidsvarierende koeffisienter

I denne delen vises figurene for både de rekursive og rullerende regresjonene.

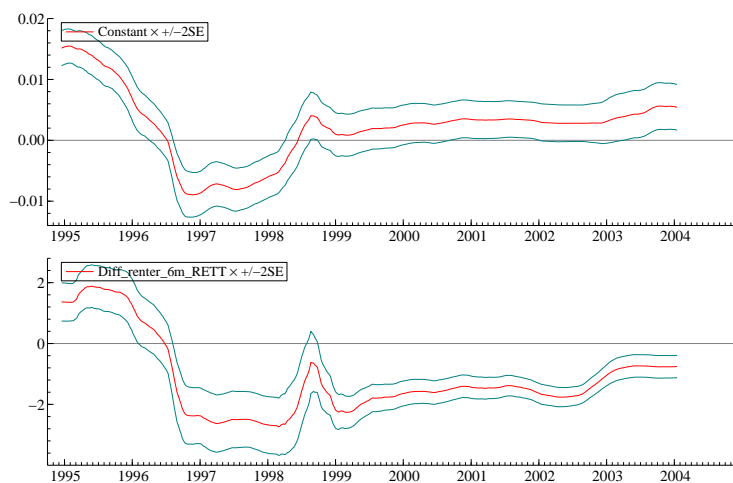
### Rekursiv Regresjon



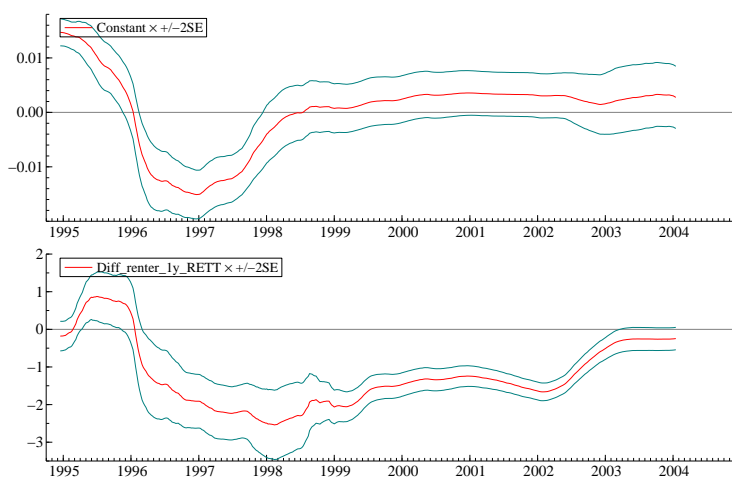
Figur E.1: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rekursiv regresjon. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonslikningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k = 1$  måned. Valutakryssset som analyseres er EUR/NOK.



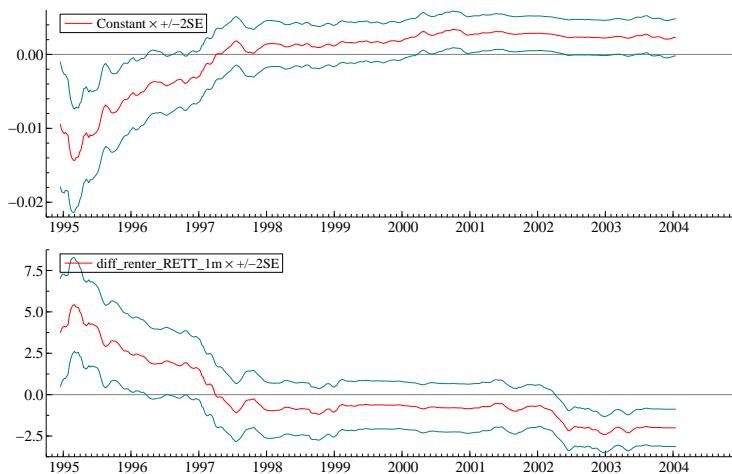
Figur E.2: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rekursiv regresjon. Størrelsen på det rullende vinduet er 100 observasjoner. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k = 3$  måneder. Valutakryset som analyseres er EUR/NOK.



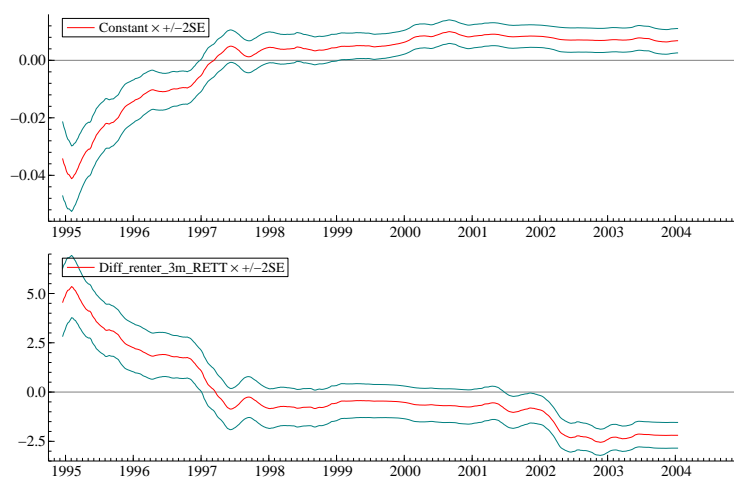
Figur E.3: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rekursiv regresjon. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k = 6$  måneder. Valutakryset som analyseres er EUR/NOK.



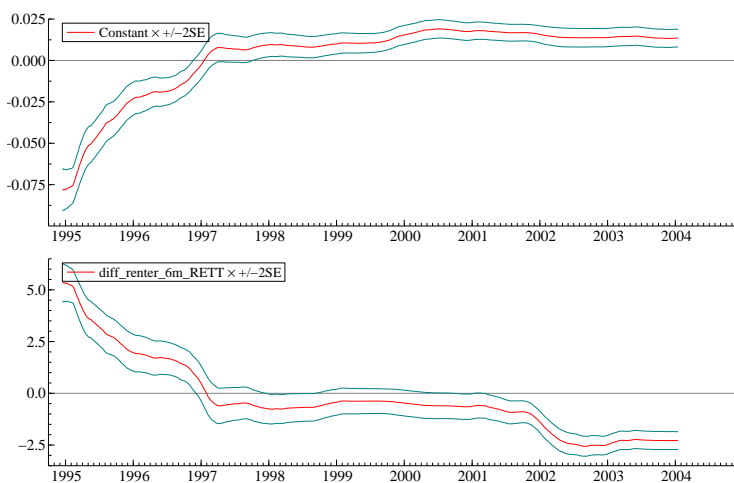
Figur E.4: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rekursiv regresjon. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonslikningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k = 12$  måneder. Valutakryset som analyseres er EUR/NOK.



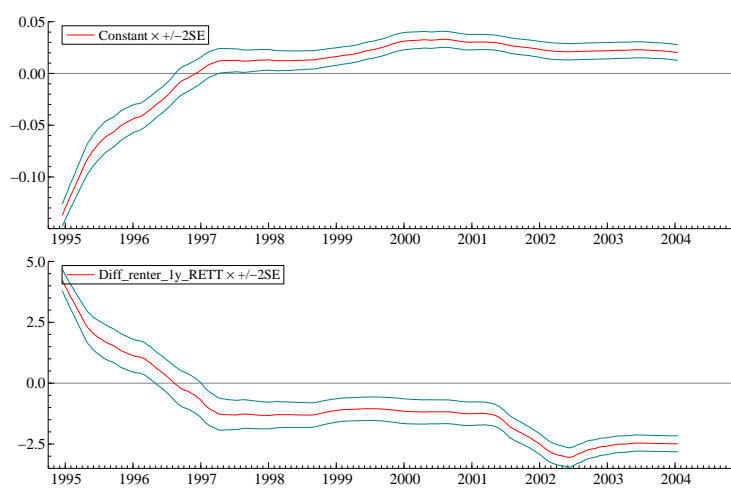
Figur E.5: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rekursiv regresjon. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonslikningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k = 1$  måned. Valutakryset som analyseres er USD/NOK.



Figur E.6: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rekursiv regresjon. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonslikningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k = 3$  måneder. Valutakrysset som analyseres er USD/NOK.

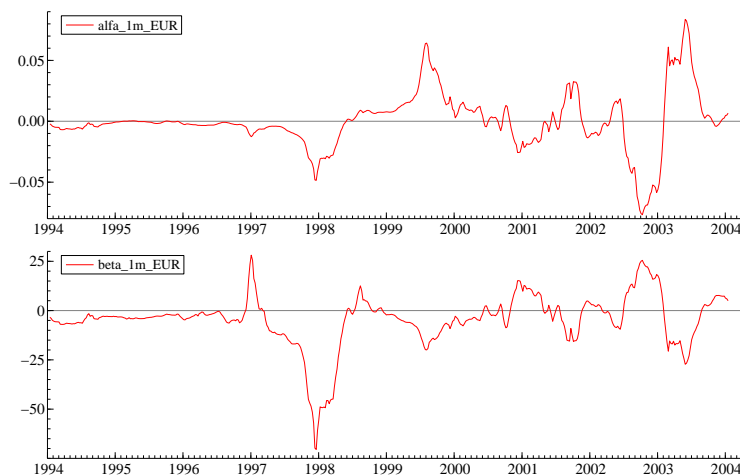


Figur E.7: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rekursiv regresjon. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonslikningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k = 6$  måneder. Valutakrysset som analyseres er USD/NOK.

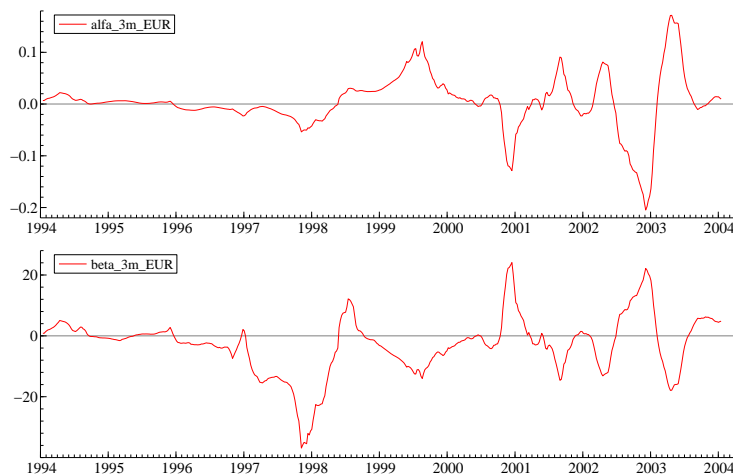


Figur E.8: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rekursiv regresjon. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonslikningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k = 12$  måneder. Valutakrysset som analyseres er USD/NOK.

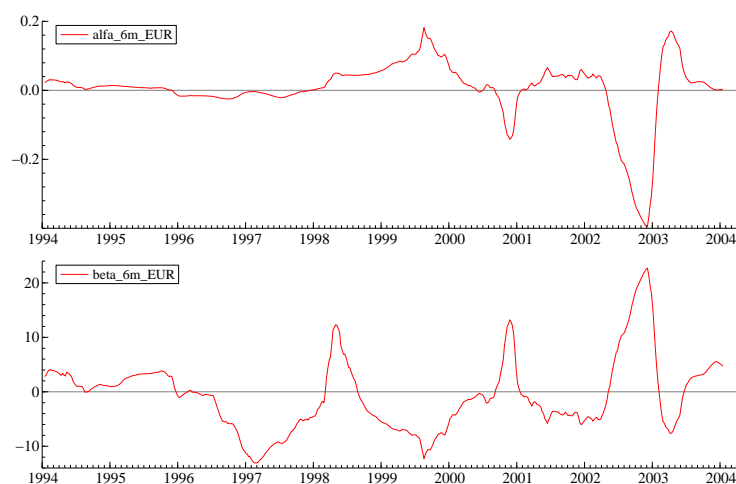
## Rullerende regresjon



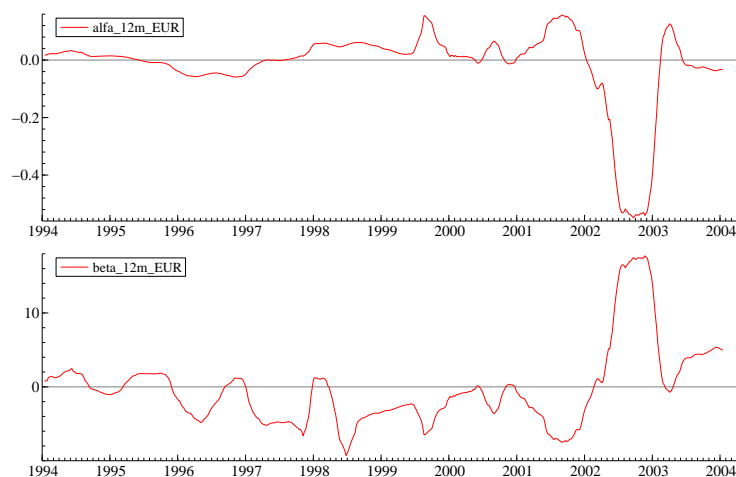
Figur E.9: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rullerende regresjon. Vinduets størrelse er 12 måneder. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k$  er lik 1 måned. Valutakrysset som analyseres er EUR/NOK.



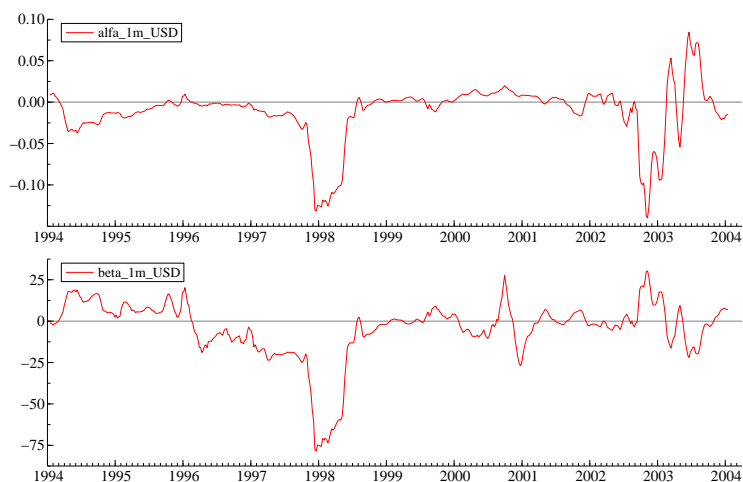
Figur E.10: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rullerende regresjon. Vinduets størrelse er 3 måneder. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k$  er lik 3 måneder. Valutakrysset som analyseres er EUR/NOK.



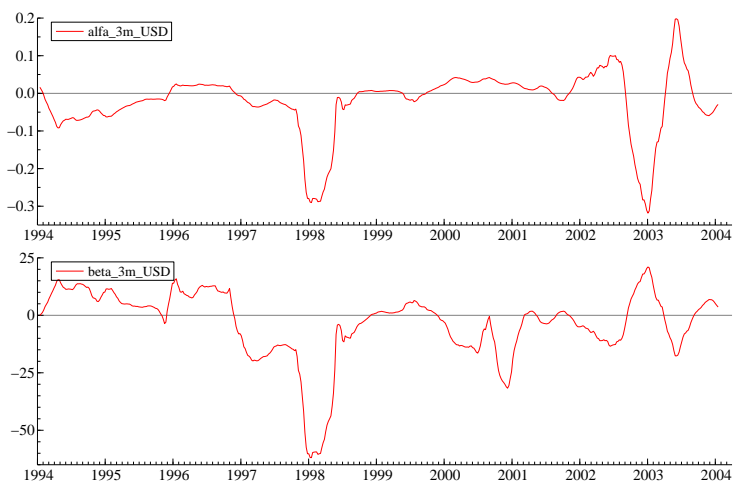
Figur E.11: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rullerende regresjon. Vinduets størrelse er 12 måneder. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k$  er lik 6 måneder. Valutakrysset som analyseres er EUR/NOK.



Figur E.12: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rullerende regresjon. Vinduets størrelse er 12 måneder. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k$  er lik 12 måneder. Valutakrysset som analyseres er EUR/NOK.

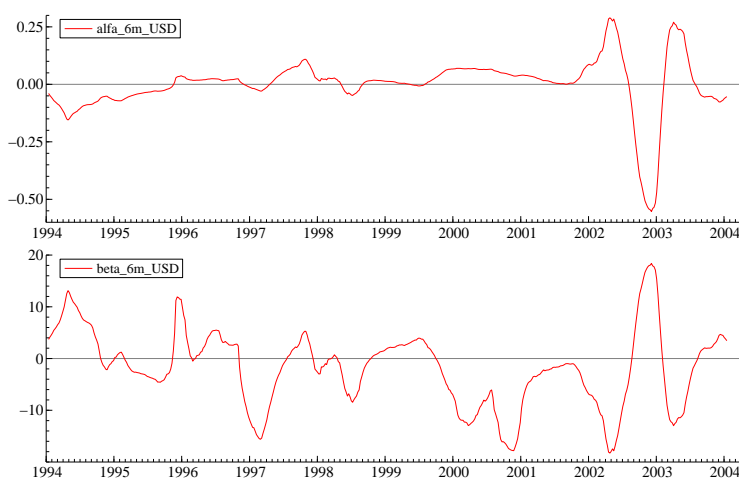


Figur E.13: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rullerende regresjon. Vinduets størrelse er 12 måneder. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k$  er lik 1 måned. Valutakrysset som analyseres er USD/NOK.

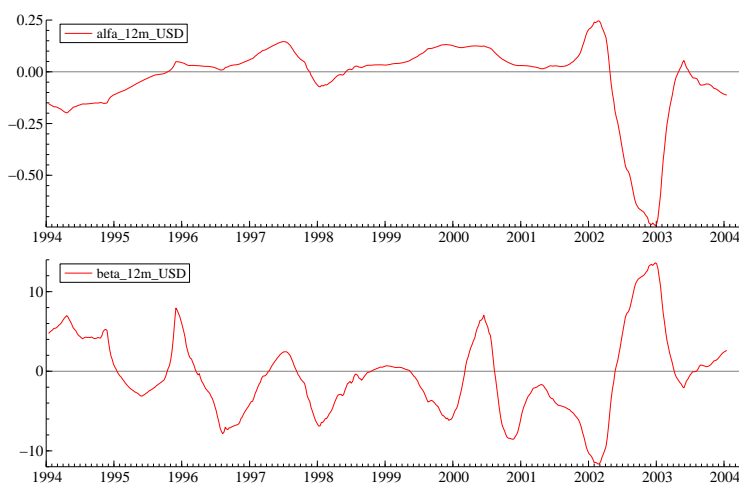


Figur E.14: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rullerende regresjon. Vinduets størrelse er 12 måneder. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k$  er lik 3 måneder. Valutakrysset som analyseres er USD/NOK.





Figur E.15: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rullerende regresjon. Vinduets størrelse er 12 måneder. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k$  er lik 6 måneder. Valutakrysset som analyseres er USD/NOK.



Figur E.16: Viser utviklingen i  $\alpha$ - og  $\beta$ -koeffisienten ved bruk av rullerende regresjon. Vinduets størrelse er 12 måneder. Tidsperioden er 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsligningen er gitt ved  $\Delta s_{t+k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k}(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k}$ , hvor  $k$  er lik 12 måneder. Valutakrysset som analyseres er USD/NOK.



## Tillegg F

# Modellspesifikasjoner

### Modifisert UIP-regresjonsligninger

I denne delen presenteres de modifiserte UIP-regresjonene for hver tidshorisont (1, 3, 6 og 12 måneder) som har størst forklaringskraft. Notasjonsforklaring av porteføljeskiftvariabelen er gitt i slutten av dette appendikset.

#### EUR/NOK

$$\begin{aligned}\Delta s_{t+1m} = & \alpha_{1m} + \beta_{1,1m}(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*) + \beta_{2,1m}X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{3,1m}X_{t,1m}^{FEEDBACK} \\ & + \beta_{4,1m}\hat{X}_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{5,1m}X_{t,1m}^{RV, USIKKERHET} \\ & + \beta_{6,1m}\hat{X}_{t,1m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{7,1m}\hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+1m}\end{aligned}\quad (F.1)$$

$$\begin{aligned}\Delta s_{t+3m} = & \alpha_{3m} + \beta_{1,3m}(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*) + \beta_{2,3m}X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{3,3m}X_{t,3m}^{FEEDBACK} \\ & + \beta_{4,3m}\hat{X}_{t,3m}^{UtlandSpot, FLOW} + \beta_{5,3m}X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} \\ & + \beta_{6,3m}\hat{X}_{t,3m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{7,3m}\hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m}\end{aligned}\quad (F.2)$$

$$\begin{aligned}\Delta s_{t+6m} = & \alpha_{6m} + \beta_{1,6m}(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*) + \beta_{2,6m}X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{3,6m}X_{t,6m}^{FEEDBACK} \\ & + \beta_{4,6m}\hat{X}_{t,6m}^{NorkundeTermin, FLOW} + \beta_{5,6m}X_{t,6m}^{RV, USIKKERHET} \\ & + \beta_{6,6m}\hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{7,6m}\hat{X}_{t,6m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+6m}\end{aligned}\quad (F.3)$$

$$\begin{aligned}\Delta s_{t+12m} = & \alpha_{12m} + \beta_{1,12m}(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*) + \beta_{2,12m}X_{t,12m}^{CARRY} \\ & + \beta_{3,12m}X_{t,12m}^{FEEDBACK} + \beta_{4,12m}\hat{X}_{t,12m}^{NorkundeTermin, FLOW} \\ & + \beta_{5,12m}X_{t,12m}^{RV, USIKKERHET} + \beta_{6,12m}\hat{X}_{t,12m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} \\ & + \beta_{7,12m}\hat{X}_{t,12m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m}\end{aligned}\quad (F.4)$$

## USD/NOK

$$\begin{aligned}
\Delta s_{t+1m} = & \alpha_{1m} + \beta_{1,1m}(i_{t,1m} - i_{t,1m}^*) + \beta_{2,1m}X^{CARRY} \\
& + \beta_{3,1m}X^{FEEDBACK} + \beta_{4,1m}\hat{X}_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} \\
& + \beta_{5,1m}X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{6,1m}\bar{X}_{t,1m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} \\
& + \beta_{7,1m}\bar{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+1m}
\end{aligned} \tag{F.5}$$

$$\begin{aligned}
\Delta s_{t+3m} = & \alpha_{3m} + \beta_{1,3m}(i_{t,3m} - i_{t,3m}^*) + \beta_{2,3m}X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{3,3m}X_{t,3m}^{FEEDBACK} \\
& + \beta_{4,3m}\hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{5,3m}X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} \\
& + \beta_{6,3m}\hat{X}_{t,3m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{7,3m}\hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m}
\end{aligned} \tag{F.6}$$

$$\begin{aligned}
\Delta s_{t+6m} = & \alpha_{6m} + \beta_{1,6m}(i_{t,6m} - i_{t,6m}^*) + \beta_{2,6m}X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{3,6m}X_{t,6m}^{FEEDBACK} \\
& + \beta_{4,6m}\hat{X}_{t,6m}^{VPSAksjer, FLOW} + \beta_{5,6m}X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} \\
& + \beta_{6,6m}\hat{X}_{t,6m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{7,6m}\hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+6m}
\end{aligned} \tag{F.7}$$

$$\begin{aligned}
\Delta s_{t+12m} = & \alpha_{12} + \beta_{1,12m}(i_{t,12m} - i_{t,12m}^*) + \beta_{2,12m}X_{t,12m}^{CARRY} + \beta_{3,12m}X_{t,12m}^{FEEDBACK} \\
& + \beta_{4,12m}\hat{X}_{t,6m}^{VPSObligasjoner, FLOW} + \beta_{5,12m}X_{t,12m}^{RV, USIKKERHET} \\
& + \beta_{6,12m}\hat{X}_{t,12m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{7,12m}\hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m}
\end{aligned} \tag{F.8}$$

## Modellering av risikopremie

## Risikopremie-regresjoner: Regresjoner med størst forklaringskraft

Nedenfor gjengis regresjonsligningene som har størst forklaringskraft i forhold til risikopremien.

## EUR/NOK

$$\begin{aligned}
RP_{t+1m} = & \alpha_{1m} + \beta_{1,1m}X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m}X_{t,1m}^{FEEDBACK} + \\
& \beta_{3,1m}X_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{4,1m}X_{t,1m}^{RV, USIKKERHET} \\
& + \beta_{5,1m}\hat{X}_{t,1m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{6,1m}\hat{X}_{t,1m}^{OLJE} \\
& + \varepsilon_{t+1m}
\end{aligned} \tag{F.9}$$

$$\begin{aligned}
RP_{t+3m} = & \alpha_{3m} + \beta_{1,3m}X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m}X_{t,3m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,3m}\hat{X}_{t,1m}^{NBSpot, FLOW} \\
& + \beta_{4,3m}X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,3m}\bar{X}_{t,3m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} \\
& + \beta_{6,3m}\hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m}
\end{aligned} \tag{F.10}$$

$$\begin{aligned}
RP_{t+6m} = & \alpha_{6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} X_{t,6m}^{FEEDBACK} \\
& + \beta_{3,6m} \hat{X}_{t,6m}^{NorKundeTermin, FLOW} + \beta_{4,6m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} \\
& + \beta_{5,6m} \bar{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{6,6m} \hat{X}_{t,3m}^{OLJE} \\
& + \varepsilon_{t+6m}
\end{aligned} \tag{F.11}$$

$$\begin{aligned}
RP_{t+12m} = & \alpha_{12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{CARRY} + \beta_{2,12m} X_{t,12m}^{FEEDBACK} \\
& + \beta_{3,12m} \hat{X}_{t,12m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{4,12m} X_{t,12m}^{IV, USIKKERHET} \\
& + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{6,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OLJE} \\
& + \varepsilon_{t+12m}
\end{aligned} \tag{F.12}$$

## USD/NOK

$$\begin{aligned}
RP_{t+1m} = & \alpha_{1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} X_{t,1m}^{FEEDBACK} \\
& + \beta_{3,1m} \hat{X}_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{4,1m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} \\
& + \beta_{5,1m} \bar{X}_{t,1m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{6,1m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} \\
& + \varepsilon_{t+1m}
\end{aligned} \tag{F.13}$$

$$\begin{aligned}
RP_{t+3m} = & \alpha_{3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} X_{t,3m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,3m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} \\
& + \beta_{4,3m} X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,3m} \hat{X}_{t,3m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} \\
& + \beta_{6,3m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m}
\end{aligned} \tag{F.14}$$

$$\begin{aligned}
RP_{t+6m} = & \alpha_{6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} X_{t,6m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,6m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} \\
& + \beta_{4,6m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,6m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} \\
& + \beta_{6,6m} \hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+6m}
\end{aligned} \tag{F.15}$$

$$\begin{aligned}
RP_{t+12m} = & \alpha_{12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{CARRY} + \beta_{2,12m} X_{t,12m}^{FEEDBACK} \\
& + \beta_{3,12m} \hat{X}_{t,12m}^{VPSObligasjoner, FLOW} + \beta_{4,12m} X_{t,12m}^{RV, USIKKERHET} \\
& + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{6,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m}
\end{aligned} \tag{F.16}$$

### Modellering av risikopremie: minimering av AIC-kriteriet

Nedenfor presenteres modellene som minimerer AIC-kriteriet.

#### EUR/NOK

$$RP_{t+1m} = \alpha_{1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} X_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{3,1m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+1m} \quad (F.17)$$

$$RP_{t+3m} = \alpha_{3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} \hat{X}_{t,1m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{3,3m} X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,3m} \bar{X}_{t,3m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{5,3m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m} \quad (F.18)$$

$$RP_{t+6m} = \alpha_{6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} \hat{X}_{t,6m}^{NorkundeTermin, FLOW} + \beta_{3,6m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{4,6m} \hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+6m} \quad (F.19)$$

$$RP_{t+12m} = \alpha_{12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{CARRY} + \beta_{2,12m} X_{t,12m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,12m} \hat{X}_{t,12m}^{NorkundeTermin, FLOW} + \beta_{4,12m} X_{t,12m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{6,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m} \quad (F.20)$$

#### USD/NOK

$$RP_{t+1m} = \alpha_{1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} \hat{X}_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{3,1m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,1m} \bar{X}_{t,1m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \varepsilon_{t+1m} \quad (F.21)$$

$$RP_{t+3m} = \alpha_{3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} X_{t,3m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,3m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{4,3m} X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,3m} \hat{X}_{t,3m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{6,3m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m} \quad (F.22)$$

$$RP_{t+6m} = \alpha_{6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} X_{t,6m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,6m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{4,6m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,6m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \varepsilon_{t+6m} \quad (F.23)$$

$$RP_{t+12m} = \alpha_{12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{CARRY} + \beta_{2,12m} X_{t,12m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,12m} \hat{X}_{t,12m}^{VPSObligasjoner, FLOW} + \beta_{4,12m} X_{t,12m}^{RV, USIKKERHET} + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{6,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m} \quad (F.24)$$

## Modellering av risikopremie: minimering av HQ-kriteriet

Nedenfor angis de regresjonsmodellene som minimerer HQ-kriteriet for hver tidshorisont og valutakryss.

### EUR/NOK

$$RP_{t+1m} = \alpha_{1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} X_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{3,1m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+1m} \quad (F.25)$$

$$RP_{t+3m} = \alpha_{3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} \hat{X}_{t,1m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{3,3m} X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,3m} \bar{X}_{t,3m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{5,3m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m} \quad (F.26)$$

$$RP_{t+6m} = \alpha_{6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} \hat{X}_{t,6m}^{NorkundeTermin, FLOW} + \beta_{3,6m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{4,6m} \hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+6m} \quad (F.27)$$

$$RP_{t+12m} = \alpha_{12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{FEEDBACK} + \beta_{2,12m} \hat{X}_{t,12m}^{NorkundeTermin, FLOW} + \beta_{3,12m} X_{t,12m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m} \quad (F.28)$$

### USD/NOK

$$RP_{t+1m} = \alpha_{1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} \hat{X}_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{3,1m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,1m} \bar{X}_{t,1m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \varepsilon_{t+1m} \quad (F.29)$$

$$RP_{t+3m} = \alpha_{3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} X_{t,3m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,3m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{4,3m} X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,3m} \hat{X}_{t,3m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{6,3m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m} \quad (F.30)$$

$$RP_{t+6m} = \alpha_{6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{3,6m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \varepsilon_{t+6m} \quad (F.31)$$

$$RP_{t+12m} = \alpha_{12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{CARRY} + \beta_{2,12m} X_{t,12m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,12m} \hat{X}_{t,12m}^{VPSObligasjoner, FLOW} + \beta_{4,12m} X_{t,12m}^{RV, USIKKERHET} + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{6,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m} \quad (F.32)$$

### Modellering av risikopremie: minimering av SC-kriteriet

I denne delen av avhandlingen vises de regresjonsmodellene som minimerer SC-kriteriet.

#### EUR/NOK

$$RP_{t+1m} = \alpha_{1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} X_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \varepsilon_{t+1m} \quad (F.33)$$

$$RP_{t+3m} = \alpha_{3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} \hat{X}_{t,1m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{3,3m} \bar{X}_{t,3m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{4,3m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m} \quad (F.34)$$

$$RP_{t+6m} = \alpha_{6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} \hat{X}_{t,6m}^{NorkundeTermin, FLOW} + \beta_{3,6m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{4,6m} \hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+6m} \quad (F.35)$$

$$RP_{t+12m} = \alpha_{12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{FEEDBACK} + \beta_{2,12m} \hat{X}_{t,12m}^{NorkundeTermin, FLOW} + \beta_{3,12m} X_{t,12m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m} \quad (F.36)$$

#### USD/NOK

$$RP_{t+1m} = \alpha_{1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} \hat{X}_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{3,1m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,1m} \bar{X}_{t,1m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \varepsilon_{t+1m} \quad (F.37)$$

$$RP_{t+3m} = \alpha_{3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} X_{t,3m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,3m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{4,3m} X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,3m} \hat{X}_{t,3m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{6,3m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+3m} \quad (F.38)$$

$$RP_{t+6m} = \alpha_{6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{3,6m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \varepsilon_{t+6m} \quad (F.39)$$

$$RP_{t+12m} = \alpha_{12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{CARRY} + \beta_{2,12m} \hat{X}_{t,12m}^{VPSObligasjoner, FLOW} + \beta_{3,12m} X_{t,12m}^{RV, USIKKERHET} + \beta_{4,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OSXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OLJE} + \varepsilon_{t+12m} \quad (F.40)$$



## Modellering av risikopremie: Strukturell tidsrekkemodellering

Nedenfor presenteres de lokale nivå-modellene i strukturell tidsrekkemodelleringens-rammeverket.  $\hat{u}_{T,k}$  og  $\tilde{\epsilon}_T$  er estimatet for henholdsvis nivå-komponenten og restleddet på tidspunkt  $T$ . Her gjengis kun observasjonsligningene. Tilstandsligningen er som tidligere ved ligningen (4.27).

### EUR/NOK

$$RP_{t+1m} = \tilde{u}_{T,1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} X_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \tilde{\epsilon}_T \quad (F.41)$$

$$RP_{t+3m} = \tilde{u}_{T,3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} \hat{X}_{t,1m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{3,3m} \bar{X}_{t,3m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{4,3m} \hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \tilde{\epsilon}_T \quad (F.42)$$

$$RP_{t+6m} = \tilde{u}_{T,6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} \hat{X}_{t,6m}^{NorkundeTermin, FLOW} + \beta_{3,6m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{4,6m} \hat{X}_{t,3m}^{OLJE} + \tilde{\epsilon}_T \quad (F.43)$$

$$RP_{t+12m} = \tilde{u}_{T,12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{FEEDBACK} + \beta_{2,12m} \hat{X}_{t,12m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{3,12m} X_{t,12m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OBXDAX, KONJUNKTUR} + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OLJE} + \tilde{\epsilon}_T \quad (F.44)$$

### USD/NOK

$$RP_{t+1m} = \tilde{u}_{T,1m} + \beta_{1,1m} X_{t,1m}^{CARRY} + \beta_{2,1m} \hat{X}_{t,1m}^{VPSSertifikater, FLOW} + \beta_{3,1m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{4,1m} \bar{X}_{t,1m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \tilde{\epsilon}_T \quad (F.45)$$

$$RP_{t+3m} = \tilde{u}_{T,3m} + \beta_{1,3m} X_{t,3m}^{CARRY} + \beta_{2,3m} X_{t,3m}^{FEEDBACK} + \beta_{3,3m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{4,3m} X_{t,3m}^{IV, USIKKERHET} + \beta_{5,3m} \hat{X}_{t,3m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{6,3m} \hat{X}_{t,1m}^{OLJE} + \tilde{\epsilon}_T \quad (F.46)$$

$$RP_{t+6m} = \tilde{u}_{T,6m} + \beta_{1,6m} X_{t,6m}^{CARRY} + \beta_{2,6m} \hat{X}_{t,3m}^{NBSpot, FLOW} + \beta_{3,6m} X_{t,1m}^{IV, USIKKERHET} + \tilde{\epsilon}_T \quad (F.47)$$

$$RP_{t+12m} = \tilde{u}_{T,12m} + \beta_{1,12m} X_{t,12m}^{CARRY} + \beta_{2,12m} \hat{X}_{t,12m}^{VPSObligasjoner, FLOW} + \beta_{3,12m} X_{t,12m}^{RV, USIKKERHET} + \beta_{4,12m} \hat{X}_{t,12m}^{OBXSP, KONJUNKTUR} + \beta_{5,12m} \hat{X}_{t,6m}^{OLJE} + \tilde{\epsilon}_T \quad (F.48)$$

## Notasjonsforklaring

Her følger en notasjonsforklaring relatert til porteføljeskift-variablene som er anvendt i avhandlingen.

- VPSObligasjoner: VPS-registrerte nettokjøp av obligasjoner.
- NBSpot: Norges Banks nettokjøp av valuta på spot.
- VPSSertifikater: VPS-registrerte nettokjøp av sertifikater.
- NorkundeTermin: Norske investorers nettokjøp av valuta på termin.
- VPSAksjer: VPS-registrerte nettokjøp av aksjer.
- UtlandSpot: Utlendingers nettokjøp av valuta på spot.

## Tillegg G

# Residualstatistikk

Her følger residualstatistikk for regresjonsmodellene som minimerer SC-kriteriet, samt residualstatistikk for lokal nivå modellene. Teorien for testrammeverket er gitt i appendiks C.

### Klassiske regresjonsmodeller

#### EUR/NOK

Tabell G.1: Klassisk regresjonsmodell for EUR/NOK 1m: Residualstatistikk

*Tabellen viser residualstatistikk for regresjonsmodellen som minimerer SC-kriteriet. Det testes for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og ikke-linearitet. Tidshorisonten er 1 måned, valutakryset er EUR/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsmodellen er gitt ved ligning (F.33).*

Tidshorisont	Testverdi	P-verdi
AR1-2 test	315.06	[0.0000]
ARCH1-1 test	376.02	[0.0000]
Doornik-Hansen test	58.208	[0.0000]
White test	6.9431	[0.0000]
RESET test	0.5800	[0.4468]

Tabell G.2: Klassisk regresjonsmodell for EUR/NOK 3m: Residualstatistikk

Tabellen viser residualstatistikk for regresjonsmodellen som minimerer SC-kriteriet. Det testes for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og ikke-linearitet. Tidshorisonten er 3 måneder, valutakryset er EUR/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsmodellen er gitt ved

*ligning (F.34).*

Tidshorisont	Testverdi	P-verdi
AR1-2 test	1220.4	[0.0000]
ARCH1-1 test	696.53	[0.0000]
Doornik Hansen test	28.563	[0.0000]
White test	5.1917	[0.0000]
RESET test	0.0347	[0.8524]

Tabell G.3: Klassisk regresjonsmodell for EUR/NOK 6m: Residualstatistikk

Tabellen viser residualstatistikk for regresjonsmodellen som minimerer SC-kriteriet. Det testes for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og ikke-linearitet. Tidshorisonten er 6 måneder, valutakryset er EUR/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsmodellen er gitt ved

*ligning (F.35).*

Tidshorisont	Testverdi	P-verdi
AR1-2 test	1154.1	[0.0000]
ARCH1-1 test	1169.0	[0.0000]
Doornik-Hansen test	38.445	[0.0000]
White test	12.415	[0.0000]
RESET test	21.109	[0.0000]

Tabell G.4: Klassisk regresjonsmodell for EUR/NOK 12m: Residualstatistikk

Tabellen viser residualstatistikk for regresjonsmodellen som minimerer SC-kriteriet. Det testes for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og ikke-linearitet. Tidshorisonten er 12 måneder, valutakryset er EUR/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsmodellen er gitt ved

*ligning (F.36).*

Tidshorisont	Testverdi	P-verdi
AR1-2 test	2387.4	[0.0000]
ARCH1-1 test	1821.5	[0.0000]
Doornik-Hansen test	2.6669	[0.2636]
White test	10.343	[0.0000]
RESET test	6.6902	[0.0100]

Tabell G.5: Klassisk regresjonsmodell for USD/NOK 1m: Residualstatistikk

Tabellen viser residualstatistikk for regresjonsmodellen som minimerer SC-kriteriet. Det testes for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og ikke-linearitet. Tidshorizonten er 1 måned, valutakryssset er USD/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsmodellen er gitt ved ligning (F.45).

Tidshorizont	Testverdi	P-verdi
AR1-2 test	342.21	[0.0000]
ARCH1-1 test	158.32	[0.0000]
Doornik-Hansen test	4.1611	[0.1249]
White test	2.8969	[0.0036]
RESET test	6.6108	[0.0104]

Tabell G.6: Klassisk regresjonsmodell for USD/NOK 3m: Residualstatistikk

Tabellen viser residualstatistikk for regresjonsmodellen som minimerer SC-kriteriet. Det testes for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og ikke-linearitet. Tidshorizonten er 3 måneder, valutakryssset er USD/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsmodellen er gitt ved ligning (F.38).

Tidshorizont	Testverdi	P-verdi
AR1-2 test	908.58	[0.0000]
ARCH1-1 test	988.91	[0.0000]
Doornik-Hansen test	29.314	[0.0000]
White test	7.0152	[0.0000]
RESET test	2.0264	[0.1551]

Tabell G.7: Klassisk regresjonsmodell for USD/NOK 6m: Residualstatistikk

Tabellen viser residualstatistikk for regresjonsmodellen som minimerer SC-kriteriet. Det testes for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og ikke-linearitet. Tidshorizonten er 6 måneder, valutakryssset er USD/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsmodellen er gitt ved ligning (F.39).

Tidshorizont	Testverdi	P-verdi
AR1-2 test	1826.6	[0.0000]
ARCH1-1 test	1676.1	[0.0000]
Doornik-Hansen test	5.9007	[0.0523]
White test	11.130	[0.0000]
RESET test	34.410	[0.0000]

Tabell G.8: Klassisk regresjonsmodell for USD/NOK 12m: Residualstatistikk

*Tabellen viser residualstatistikk for regresjonsmodellen som minimerer SC-kriteriet. Det testes for seriekorrelasjon, normalitet, heteroskedastisitet og ikke-linearitet. Tidshorisonten er 12 måneder, valutakrysset er USD/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004. Regresjonsmodellen er gitt ved ligning (F.40).*

Tidshorisont	Testverdi	P-verdi
AR1-2 test	744.46	[0.0000]
ARCH1-1 test	995.52	[0.0000]
Doornik-Hansen test	10.760	[0.0046]
White test	6.0264	[0.0000]
RESET test	0.59077	[0.4425]

## Strukturell tidsrekke modeller

Tabell G.9: Residualstatistikk EUR/NOK 1m: Lokal Nivå modell

Tabellen viser residualstatistikk for lokal nivå modellen spesifisert ved ligning (F.41). Det testes for seriekorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet. Tidshorizonten er 1 måned og valutakrysset er EUR/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004.

Tidshorizont	Testverdi	P-verdi
Doornik-Hansen test	359.84	[0.0000]
H test	5.3368	[0.0000]
Ljung-Box test	177.62	[0.0000]

Tabell G.10: Residualstatistikk EUR/NOK 3m: Lokal nivå modell

Tabellen viser residualstatistikk for lokal nivå modellen spesifisert ved ligning (F.42). Det testes for seriekorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet. Tidshorizonten er 3 måneder og valutakrysset er EUR/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004.

Tidshorizont	Testverdi	P-verdi
Doornik-Hansen test	228.90	[0.0000]
H test	4.6351	[0.0000]
Ljung-Box test	145.65	[0.0000]

Tabell G.11: Residualstatistikk EUR/NOK 6m: Lokal nivå modell

Tabellen viser residualstatistikk for lokal nivå modellen spesifisert ved ligning (F.43). Det testes for seriekorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet. Tidshorizonten er 6 måneder og valutakrysset er EUR/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004.

Tidshorizont	Testverdi	P-verdi
Doornik-Hansen test	76.284	[0.0000]
H test	2.3960	[0.0000]
Ljung-Box test	41.697	[0.0068]

Tabell G.12: Residualstatistikk EUR/NOK 12m: Lokal nivå modell

Tabellen viser residualstatistikk for lokal nivå modellen spesifisert ved ligning (F.44). Det testes for seriekorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet. Tidshorizonten er 12 måned og valutakrysset er EUR/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004.

Tidshorizont	Testverdi	P-verdi
Doornik-Hansen test	69.158	[0.0000]
H test	1.9445	[0.0000]
Ljung-Box test	25.176	[0.2887]

Tabell G.13: Residualstatistikk USD/NOK 1m: Lokal nivå modell

Tabellen viser residualstatistikk for lokal nivå modellen spesifisert ved ligning (F.45). Det testes for seriekorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet. Tidshorizonten er 1 måned og valutakrysset er USD/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004.

Tidshorison	Testverdi	P-verdi
Doornik-Hansen test	4.3101	[0.1159]
H test	1.4045	[0.0110]
Ljung-Box test	121.51	[0.0000]

Tabell G.14: Residualstatistikk USD/NOK 3m: Lokal nivå modell

Tabellen viser residualstatistikk for lokal nivå modellen spesifisert ved ligning (F.46). Det testes for seriekorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet. Tidshorizonten er 3 måneder og valutakrysset er USD/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004.

Tidshorison	Testverdi	P-verdi
Doornik-Hansen test	0.64170	[0.7255]
H test	1.5370	[0.0018]
Ljung-Box test	40.257	[0.0101]

Tabell G.15: Residualstatistikk USD/NOK 6m: Lokal nivå modell

Tabellen viser residualstatistikk for lokal nivå modellen spesifisert ved ligning (F.47). Det testes for seriekorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet. Tidshorizonten er 6 måneder og valutakrysset er USD/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004.

Tidshorison	Testverdi	P-verdi
Doornik-Hansen test	5.3034	[0.0705]
H test	1.3806	[0.0142]
Ljung-Box test	29.767	[0.1242]

Tabell G.16: Residualstatistikk USD/NOK 12m: Lokal nivå modell

Tabellen viser residualstatistikk for lokal nivå modellen spesifisert ved ligning (F.48). Det testes for seriekorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet. Tidshorizonten er 12 måneder og valutakrysset er USD/NOK. Tidsperioden 15.01.1993-16.01.2004.

Tidshorison	Testverdi	P-verdi
Doornik-Hansen test	1.3127	[0.5187]
H test	1.3774	[0.0179]
Ljung-Box test	18.493	[0.6764]

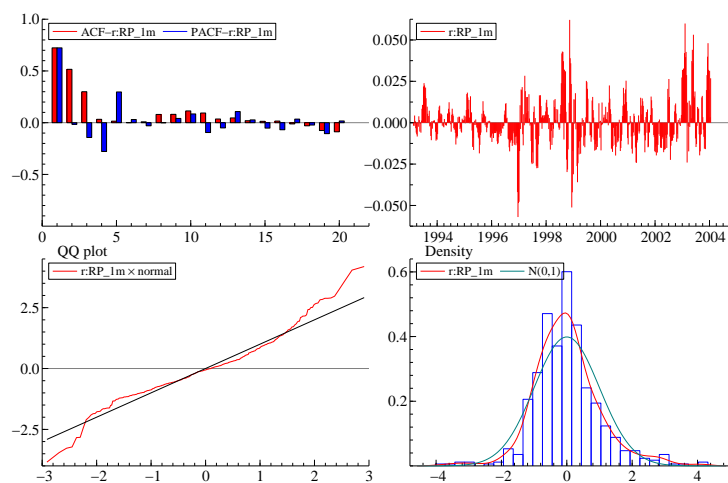


## Tillegg H

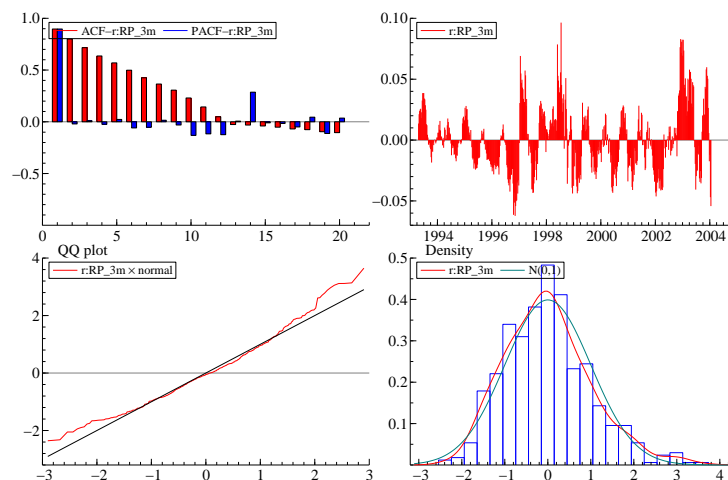
# Residualfigurer

Appendikset inneholder diverse figurer relatert til residualene i modellspekifikasjonene for risikopremien.

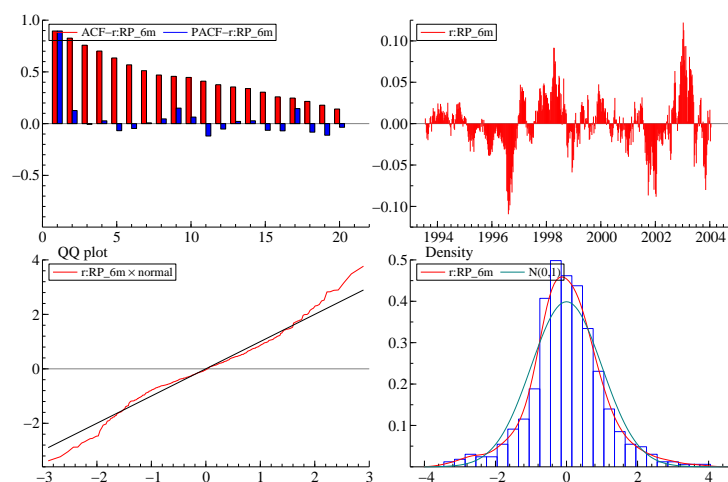
### Klassiske regresjonsmodeller



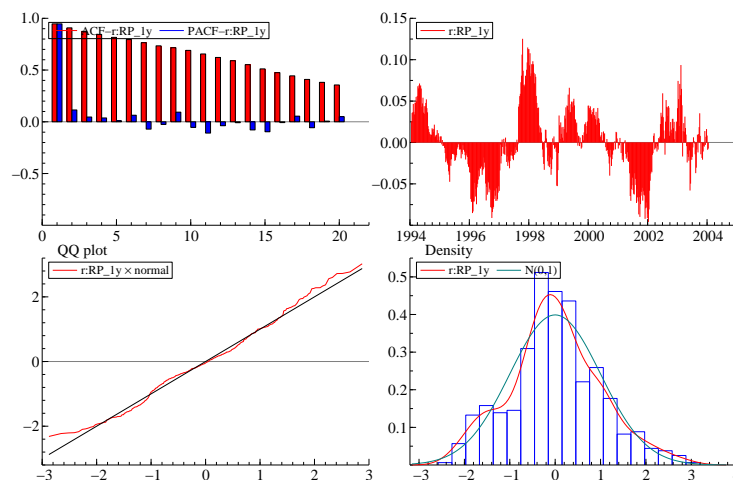
Figur H.1: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. Residualene er basert på den modellen som minimerer SC-kriteriet og er spesifisert ved ligning (F.33). Valutakrysset som modelleres er EUR/NOK og tidshorisonten er 1 måned. I korrelogrammet er ACF en forkortelse for seriekorrelasjonsfunksjonen, mens PACF er en forkortelse for den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen.



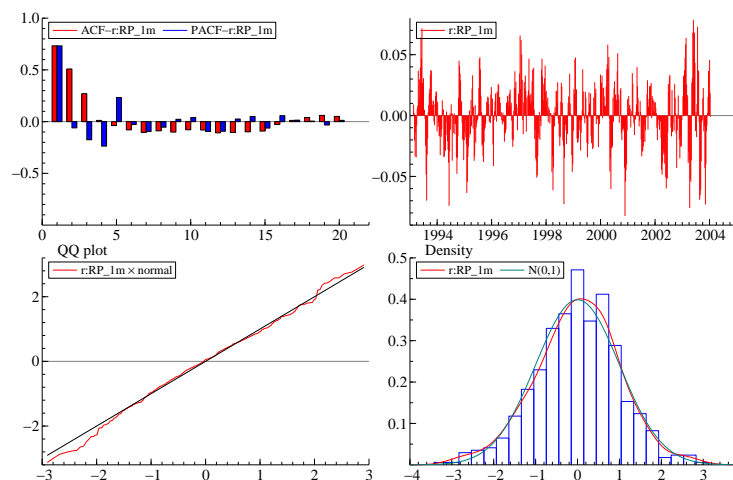
Figur H.2: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. Residualene er basert på den modellen som minimerer SC-kriteriet og er spesifisert ved ligning (F.34). Valutakryset som modelleres er EUR/NOK og tidshorisonten er 3 måneder. I korrelogrammet er ACF en forkortelse for seriekorrelasjonsfunksjonen, mens PACF er en forkortelse for den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen.



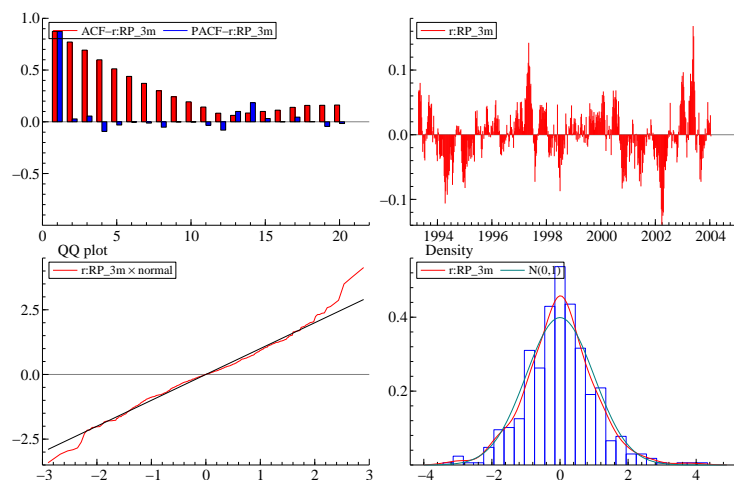
Figur H.3: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. Residualene er basert på den modellen som minimerer SC-kriteriet og er spesifisert ved ligning (F.35). Valutakryset som modelleres er EUR/NOK og tidshorisonten er 6 måneder. I korrelogrammet er ACF en forkortelse for seriekorrelasjonsfunksjonen, mens PACF er en forkortelse for den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen.



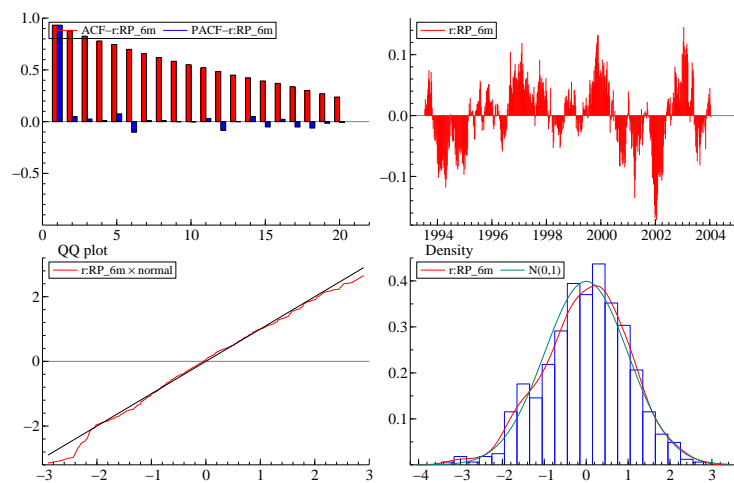
Figur H.4: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. Residualene er basert på den modellen som minimerer SC-kriteriet og er spesifisert ved ligning (F.36). Valutakryset som modelleres er EUR/NOK og tidshorisonten er 12 måneder. I korrelogrammet er ACF en forkortelse for seriekorrelasjonsfunksjonen, mens PACF er en forkortelse for den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen.



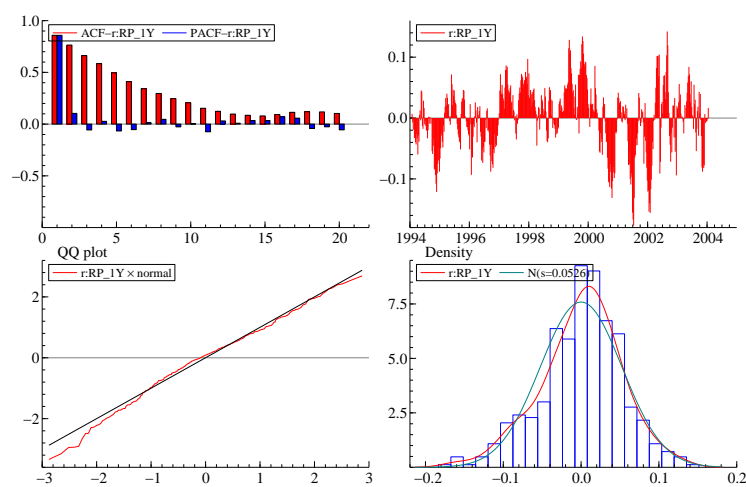
Figur H.5: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. Residualene er basert på den modellen som minimerer SC-kriteriet og er spesifisert ved ligning (F.37). Valutakryset som modelleres er USD/NOK og tidshorisonten er 1 måned. I korrelogrammet er ACF en forkortelse for seriekorrelasjonsfunksjonen, mens PACF er en forkortelse for den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen.



Figur H.6: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. Residualene er basert på modellen som minimerer SC-kriteriet og er spesifisert ved ligning (F.38). Valutakryset som modelleres er USD/NOK og tidshorisonten er 3 måneder. I korrelogrammet er ACF en forkortelse for seriekorrelasjonsfunksjonen, mens PACF er en forkortelse for den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen.

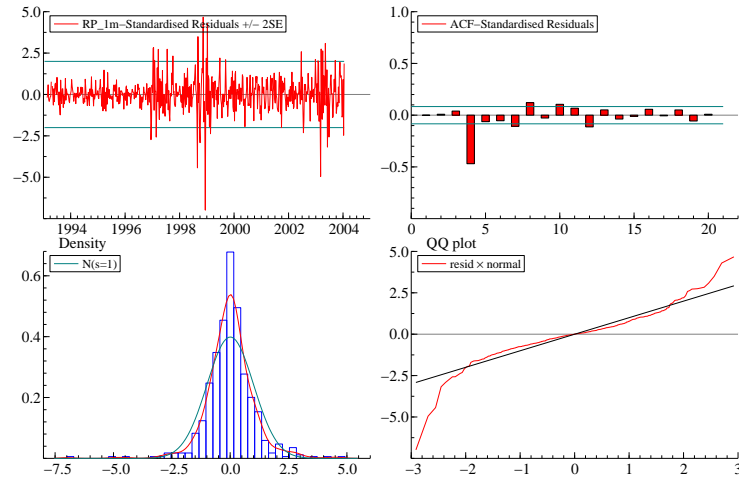


Figur H.7: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. Residualene er basert på den modellen som minimerer SC-kriteriet og er spesifisert ved ligning (F.39). Valutakryset som modelleres er USD/NOK og tidshorisonten er 6 måneder. I korrelogrammet er ACF en forkortelse for seriekorrelasjonsfunksjonen, mens PACF er en forkortelse for den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen.

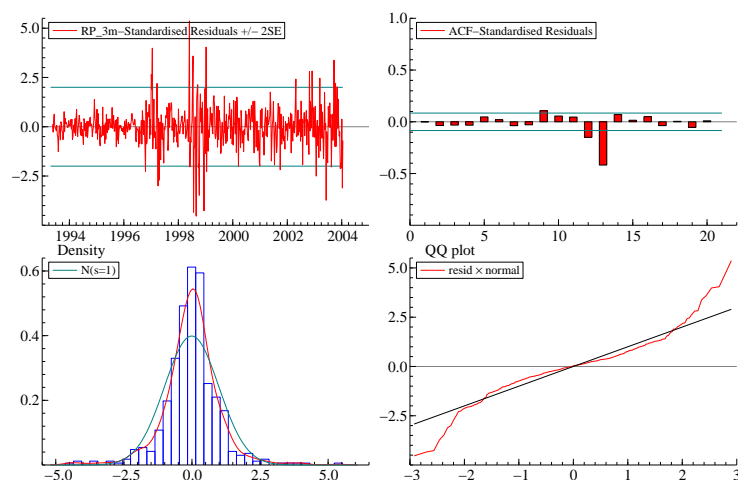


Figur H.8: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. Residualene er basert på den modellen som minimerer SC-kriteriet og er spesifisert ved ligning (F.40). Valutakryset som modelleres er USD/NOK og tidshorisonten er 12 måneder. I korrelogrammet er ACF en forkortelse for seriekorrelasjonsfunksjonen, mens PACF er en forkortelse for den partielle seriekorrelasjonsfunksjonen.

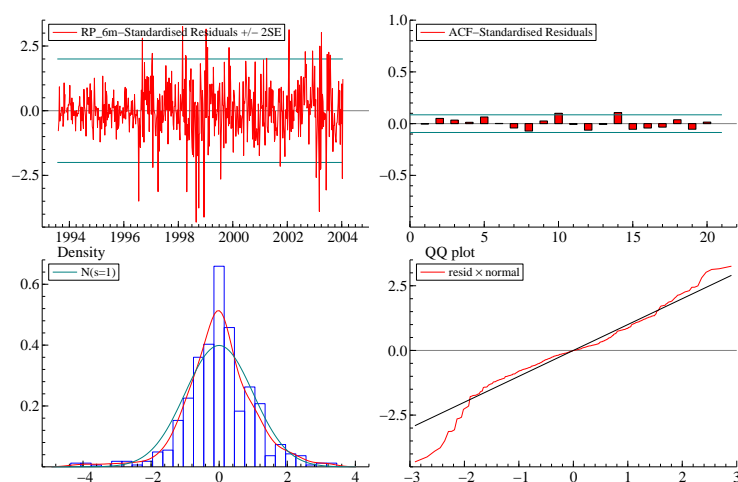
## Strukturell tidsrekkemodellering



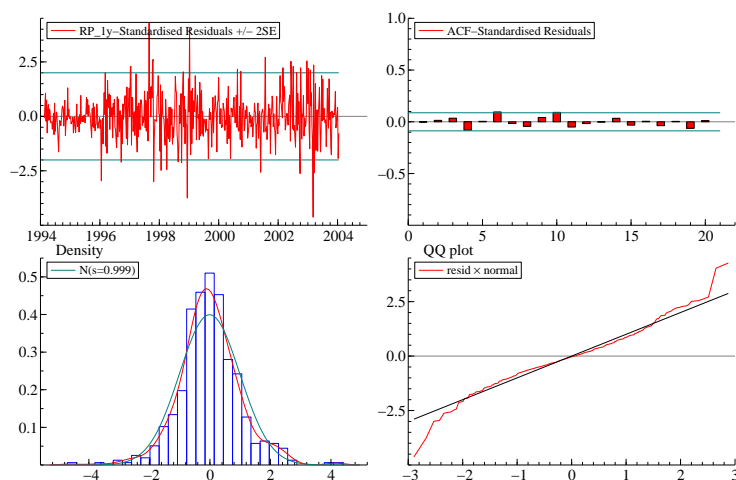
Figur H.9: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. I korrelogrammet er det tegnet inn et 95%-konfidensintervall. Det samme er inntegnet i figuren for utviklingen i residualene. Residualene i figuren har sitt utgangspunkt i modellspesifikasjonen (F.41). Denne modellen modellerer risikopremien i EUR/NOK 3 måneder frem i tid. Tidsperioden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004.



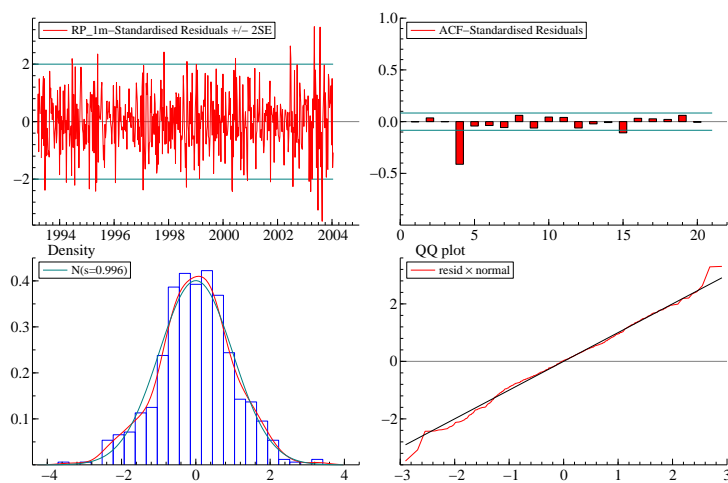
Figur H.10: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. I korrelogrammet er det tegnet inn et 95%-konfidensintervall. Det samme er inntegnet i figuren for utviklingen i residualene. Residualene i figuren har sitt utgangspunkt i modellspefikasjonen (F.42). Denne modellen modellerer risikopremien i EUR/NOK 3 måneder frem i tid. Tidsperioden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004.



Figur H.11: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. I korrelogrammet er det tegnet inn et 95%-konfidensintervall. Det samme er inntegnet i figuren for utviklingen i residualene. Residualene i figuren har sitt utgangspunkt i modellspefikasjonen (F.43). Denne modellen modellerer risikopremien i EUR/NOK 6 måneder frem i tid. Tidsperioden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004.

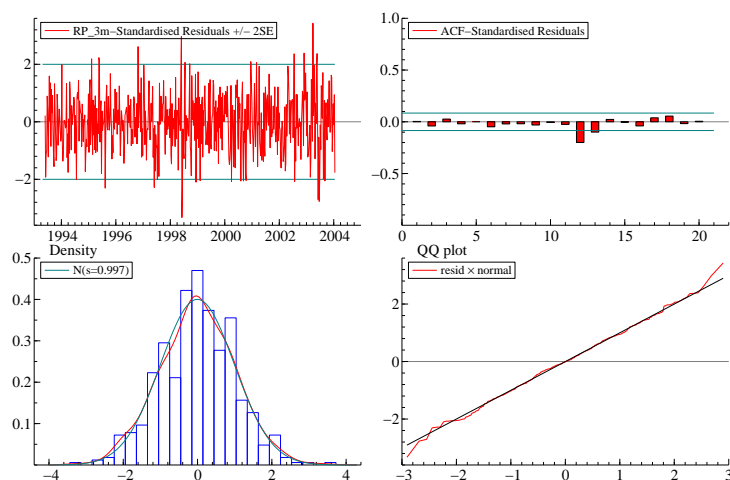


Figur H.12: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. I korrelogrammet er det tegnet inn et 95%-konfidensintervall. Det samme er inntegnet i figuren for utviklingen i residualene. Residualene i figuren har sitt utgangspunkt i modellspesifikasjonen (F.44). Denne modellen modellerer risikopremien i EUR/NOK 12 måneder frem i tid. Tidsperioden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004.

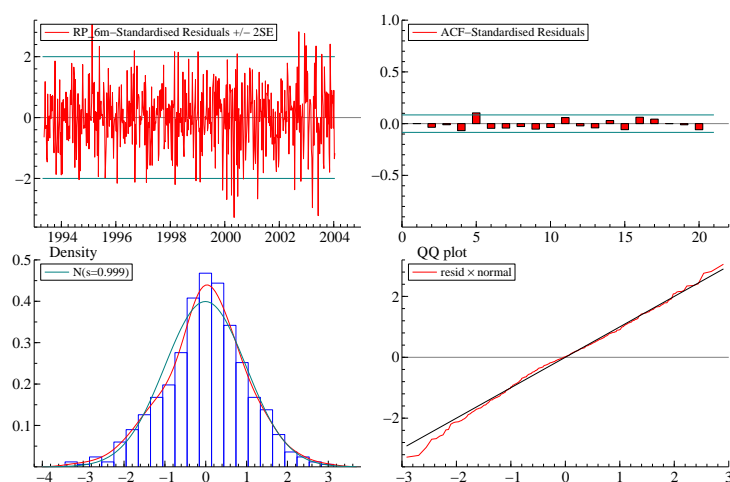


Figur H.13: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. I korrelogrammet er det tegnet inn et 95%-konfidensintervall. Det samme er inntegnet i figuren for utviklingen i residualene. Residualene i figuren har sitt utgangspunkt i modellspesifikasjonen (F.45). Denne modellen modellerer risikopremien i USD/NOK 1 måned frem i tid. Tidsperioden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004.

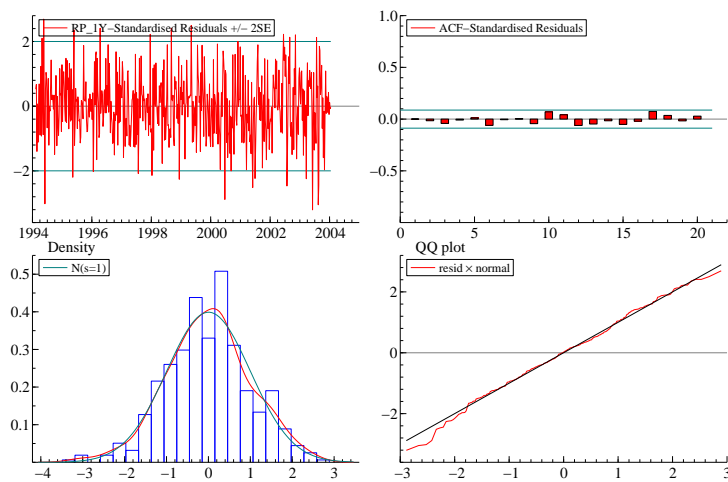




Figur H.14: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. I korrelogrammet er det tegnet inn et 95%-konfidensintervall. Det samme er inntegnet i figuren for utviklingen i residualene. Residualene i figuren har sitt utgangspunkt i modellspesifikasjonen (F.46). Denne modellen modellerer risikopremien i USD/NOK 3 måneder frem i tid. Tidsperioden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004.



Figur H.15: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. I korrelogrammet er det tegnet inn et 95%-konfidensintervall. Det samme er inntegnet i figuren for utviklingen i residualene. Residualene i figuren har sitt utgangspunkt i modellspesifikasjonen (F.47). Denne modellen modellerer risikopremien i USD/NOK 6 måneder frem i tid. Tidsperioden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004.



Figur H.16: Viser utviklingen residualene i tillegg til residualenes seriekorrelogram, histogram og QQ-plott. I korrelogrammet er det tegnet inn et 95%-konfidensintervall. Det samme er inntegnet i figuren for utviklingen i residualene. Residualene i figuren har sitt utgangspunkt i modellspesifikasjonen (F.48). Denne modellen modellerer risikopremien i USD/NOK 12 måneder frem i tid. Tidsperioden for analysen er 15.01.1993-16.01.2004.

## Tillegg I

# Kalman-filteralgoritmen

Denne seksjonen gir en grunnleggende presentasjon av kalman-filteralgoritmen. For en mer detaljert fremstilling av kalman-filteralgoritmen og glatting av parameterestimerer henvises leseren til Durbin & Koopman (2001). Når det gjelder strukturell tidsseriemodellering i Oxmetrics er Koopman, Shephard & Doornik (1999) å anbefale.

Gitt et multivariat ligningssystem med  $N$  ligninger, der  $\boldsymbol{\alpha}_t$  er en tilstandsvektor lik  $p \times 1$  vil observasjons-ligningssystemet ha følgende struktur:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{Z}_t \boldsymbol{\alpha}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{I.1})$$

I ligning (I.1) er observasjonsdesign-matrisen ( $\mathbf{Z}_t$ ) forklaringsvariabel-matrisen ( $\mathbf{X}_t$ ) ikke-stokastiske av orden henholdsvis  $N \times p$  og  $N \times k$ .  $\boldsymbol{\beta}$  er en vektor av orden  $k \times 1$ . Observasjonsfeil-vektoren ( $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ ) består av  $N$  elementer med et snitt lik null og hvert enkelt element er hvit støy prosesser med varians lik  $\mathbf{H}_t$ .  $\mathbf{H}_t$  er observasjonsfeilvariens-matrise av orden  $N \times N$ .

Neste steg er å definere et ligningssystem for tilstandsvektoren. Det gir ligningssystemet:

$$\boldsymbol{\alpha}_t = \mathbf{T}_t \boldsymbol{\alpha}_{t-1} + \mathbf{W}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{R}_t \boldsymbol{\eta}_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (\text{I.2})$$

der transisjons-matrisen ( $\mathbf{T}_t$ ),  $\mathbf{W}_t$  og seleksjons-matrisen ( $\mathbf{R}_t$ ) er matriser av orden henholdsvis  $p \times p$ ,  $p \times k$  og  $p \times g$ . Tilstandsfeil-vektoren ( $\boldsymbol{\eta}_t$ ) er en  $g$ -dimensjonal vektor med snitt lik null, bestående av hvit-støy komponenter og varians  $\mathbf{Q}_t$ .  $\mathbf{Q}_t$  er en tilstandsfeilvariens-matrise av orden  $g \times g$ . Videre antas det at  $\boldsymbol{\eta}_t$  og  $\boldsymbol{\varepsilon}_s$  er ukorrelerte for  $t \neq s$ .

Komponentene i  $\boldsymbol{\alpha}_t$  er i mange tilfeller uobserverbare og må estimeres. Det finnes to former for estimering: glatting og filtrering. Glatting innebærer at  $\boldsymbol{\alpha}_t$  estimeres ved anvendelse av  $\mathbf{Y}_T$ , i motsetning til filtrering som estimerer  $\boldsymbol{\alpha}_t$  betinget  $\mathbf{Y}_t$ .<sup>1</sup> For nærmere beskrivelse av glattingsprosessen anbefales Durbin & Koopman (2001).

---

<sup>1</sup> $\mathbf{Y}_t$  representerer informasjonen på tidspunkt  $t$ .

Gitt at vi står i tidspunkt  $t = 0$  har vi informasjonen  $\alpha_0 \sim N(\mathbf{a}_0, \mathbf{P}_0)$ . Ved å kombinere ligningssystemene for tilstandsligningene og observasjonsligningene, betinget informasjon  $\mathbf{Y}_0$ , gir oss følgende:

$$\begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \mathbf{y}_1 \end{pmatrix} | \mathbf{Y}_0 \sim N\left(\begin{pmatrix} \mathbf{a}_{1|0} \\ \mathbf{Z}_1 \mathbf{a}_{1|0} + \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \mathbf{P}_{1|0} & \mathbf{P}_{1|0} \mathbf{Z}'_1 \\ \mathbf{Z}_t \mathbf{P}_{1|0} & \mathbf{F}_1 \end{pmatrix}\right), \quad (\text{I.3})$$

der man har:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_{1|0} &= \mathbf{T}_1 \mathbf{P}_0 \mathbf{T}'_1 + \mathbf{R}_1 \mathbf{Q}_1 \mathbf{R}'_1 \\ \mathbf{F}_1 &= \mathbf{Z}_1 \mathbf{P}_{1|0} \mathbf{Z}'_1 + \mathbf{H}_1 \\ \mathbf{a}_{1|0} &= \mathbf{T}_1 \mathbf{a}_0 + \mathbf{W}_1 \boldsymbol{\beta} \end{aligned} \quad (\text{I.4})$$

Det gir et steg frem prediksjonsfeil lik:

$$\mathbf{v}_1 = \mathbf{y}_1 - \mathbf{Z}_1 \alpha_{1|0} - \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}, \quad (\text{I.5})$$

hvor man har  $\mathbf{v}_1 | \mathbf{Y}_0 \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{F}_1)$

Ved å anvende resultatene relatert til betingede multivariate normalfordelinger i Rao (1973) får man:

$$\alpha_1 | \mathbf{Y}_1 \sim N(\mathbf{a}_1, \mathbf{P}_1), \quad (\text{I.6})$$

der følgende sammenhenger gjelder:

$$\begin{aligned} \mathbf{a}_1 &= \mathbf{a}_{1|0} + \mathbf{P}_{1|0} \mathbf{Z}'_1 \mathbf{F}_1^{-1} \mathbf{v}_1 \\ \mathbf{P}_1 &= \mathbf{P}_{1|0} - \mathbf{P}_{1|0} \mathbf{Z}'_1 \mathbf{F}_1^{-1} \mathbf{Z}_1 \mathbf{P}_{1|0} \end{aligned} \quad (\text{I.7})$$

Ut i fra dette ser man at kalman-filteralgoritmen er rekursiv. Resultatene kan generaliseres til:  $\alpha_{t-1} | \mathbf{Y}_{t-1} \sim N(\mathbf{a}_{t-1}, \mathbf{P}_{t-1})$ ,  $\alpha_t | \mathbf{Y}_{t-1} \sim N(\mathbf{a}_{t|t-1}, \mathbf{P}_{t|t-1})$  og  $\mathbf{v}_t | \mathbf{Y}_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{F}_t)$ . Beskrivelsen av snitt og varians i normalfordelingen er gitt ved:

$$\begin{aligned} \mathbf{a}_{t|t-1} &= \mathbf{T}_t \mathbf{a}_{t-1} + \mathbf{W}_t \boldsymbol{\beta} \\ \mathbf{P}_{t|t-1} &= \mathbf{T}_t \mathbf{P}_{t-1} \mathbf{T}'_t + \mathbf{R}_t \mathbf{Q}_t \mathbf{R}'_t \end{aligned} \quad (\text{I.8})$$

Dette gir et steg frem prediksjonsligningene:

$$\begin{aligned} \mathbf{v}_t &= \mathbf{y}_t - \mathbf{Z}_t \mathbf{a}_{t|t-1} - \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} \\ \mathbf{F}_t &= \mathbf{Z}_t \mathbf{P}_{t|t-1} \mathbf{Z}'_t + \mathbf{H}_t \end{aligned} \quad (\text{I.9})$$

Som til slutt gir de rekursive ligningene gitt ved:

$$\begin{aligned} \mathbf{a}_t &= \mathbf{a}_{t|t-1} + \mathbf{P}_{t|t-1} \mathbf{Z}'_t \mathbf{F}_t^{-1} \mathbf{v}_t \\ \mathbf{P}_t &= \mathbf{P}_{t|t-1} - \mathbf{P}_{t|t-1} \mathbf{Z}'_t \mathbf{F}_t^{-1} \mathbf{Z}_t \mathbf{P}_{t|t-1} \end{aligned} \quad (\text{I.10})$$

Ut i fra kalman-filteralgoritmen kan den betingede simultane tetthetsfunksjonen for observasjonene beskrives som:

$$f(\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_T | \mathbf{Y}_0) = \prod_{t=1}^T f(\mathbf{y}_t | \mathbf{Y}_{t-1}) = \prod_{t=1}^T f(\mathbf{v}_t | \mathbf{Y}_{t-1}) \quad (\text{I.11})$$

Dersom  $\boldsymbol{\alpha}_t$  er stasjonær kan det utledes en ubetinget simultan tetthetsfunksjon siden de initielle betingelsene gitt ved  $\boldsymbol{\alpha}_0$  og  $\mathbf{P}_0$  er kjent.

