



Valutaprognosers treffsikkerhet

*En empirisk analyse av skandinaviske aktørers valutaprognoser
i perioden 2003 - 2016*

Thor With

Kristian Betten Ørjasæter

Veileder: Jan Tore Klovland

Masterutredning i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

I denne oppgaven har vi analysert valutaprognoene til fire skandinaviske banker i perioden 2003 til 2016. Dette inkluderer noen av de største bankene i Norge, Sverige og Danmark. I tillegg har vi analysert valutaprognoene til Konjunkturinstituttet, som er et statlig institutt for økonomisk forskning i Sverige.

Resultatene viser at samtlige banker gir svakere valutaprognoer enn både en naiv random walk-modell og terminkursen, målt ved prognosefeil. Dette gjelder for samtlige prognosehorisonter og de fleste valutakryss. Undersøkelser av prognosenes retningsangivelse viser at bankene gir prognoser på nivå med et myntkast. Bankene gir imidlertid noe bedre retningsangivelser på enkelte valutakryss.

Videre viser resultatene at Konjunkturinstituttet gir signifikant bedre prognoser enn random walk. I tillegg ser det ut til at de også er bedre på retningsangivelse enn tilfeldig gjetning. Dette er svært overraskende funn.

Undersøkelsen viser at bankene predikerer vesentlig større utslag i valutakursene enn Konjunkturinstituttet, som på sin side gir prognoser tett opp mot spotkurs på prognosetidspunktet. Dette kan være en forklaring på hvorfor bankenes prognoser er så lite treffsikre.

Resultatene viser at bankenes valutaprognoer ikke egner seg som beslutningsgrunnlag for verken privatpersoner eller bedrifter. Prognosene er verdiløse.

Forord

Motivasjon for oppgaven fikk vi gjennom mastergradsfagene *Pengemarkeder og bankvesen* og *Internasjonale finansmarkeder og finansiell stabilitet* på Norges Handelshøyskole. Vi ble svært overrasket over tidligere studier som konkluderer med at ingen kjente modeller evner å gi systematisk gode valutaprognoser. Samtidig har landets største aviser til stadighet oppslag om hvordan bankene tror valutakursene vil utvikle seg fremover. Vi ønsket derfor å finne ut om bankene har grunnlag for å uttale seg om dette.

Masteroppgaven har gitt oss dypere innsikt i valutamarkedet. I tillegg tar vi med oss en rekke erfaringer knyttet til datainnsamling og generell problemløsning. Uten hjelp fra bankene til å fremskaffe historiske prognoser hadde det ikke vært mulig å gjennomføre denne analysen. Vi ønsker derfor å takke Kjersti Haugland og Magne Østnor i DNB Markets, Erik Bruce i Nordea, Göran Österholm i Konjunkturinstitutet, Frank Jullum i Danske Bank og Jakob Graven i Sydbank for all hjelp.

I tillegg ønsker vi å rette en stor takk til veileder Jan Tore Klovland, som har bidratt med inspirasjon, gode innspill og konstruktive tilbakemeldinger.

Thor With og Kristian Betten Ørjasæter

Bergen, 20. desember 2017

Innholdsfortegnelse

1. Bakgrunn for tema og problemstilling	3
2. Teori	3
2.1 Kjennetegn ved valutamarkedet	5
2.2 Finansiell usikkerhet.....	10
2.2.1 Trygge havner.....	10
2.2.2 Carry trade.....	11
2.3 Renteparitet	12
2.3.1 Dekket renteparitet	12
2.3.2 Udekket renteparitet	15
2.4 Kjøpekraftsparitet.....	20
2.4.1 Absolutt kjøpekraftsparitet	20
2.4.2 Relativ kjøpekraftsparitet	21
2.5 Strukturelle valutakursmodeller	25
2.5.1 Den monetære valutakursmodellen	25
2.5.2 Dornbusch overshooting (1976).....	29
2.6 Ordrestrømsanalyse	30
2.7 Teknisk analyse	34
2.8 Random walk.....	36
3. Fra teori til empiri.....	38
3.1 Empiriske undersøkelser av modellens prediksjonsevne	38
3.2 Tidligere undersøkelser av bankenes prediksjonsevne.....	42
3.3 Bankenes syn på teorier, modeller og prediksjoner.....	43
4. Analyse.....	46
4.1 Statistiske metoder	46
4.1.1 Mean absolute error (MAE)	47
4.1.2 Mean squared error (MSE).....	48
4.1.3 Diebold-Mariano	49
4.1.4 Direction of Change (DoC)	50
4.2 Analyse av aktørene	52
4.2.1 Bank A.....	52
4.2.2 Bank B.....	56

4.2.3 Bank C.....	59
4.2.4 Bank D.....	62
4.2.5 Konjunkturinstituttet.....	66
4.3 Samlet analyse av aktørene	69
4.3.1 MAE og MSE.....	69
4.3.2 DoC	76
4.3.2 Oppsummering av bankene	84
4.4 Analyse av prognosens styrke	86
4.4.1 Konjunkturinstituttet.....	86
4.4.2 Bank A.....	87
4.4.3 Bank B.....	87
4.4.4 Bank C.....	88
4.4.5 Bank D.....	89
4.4.6 Bankene samlet.....	90
5. Overordnet konklusjon	92
6. Avsluttende kommentarer	95

Litteraturliste

Appendiks 1: MAE/MSE for alle aktører

Appendiks 2: DoC for alle aktører

Appendiks 3: Oversikt over valutakoder nevnt i oppgaven

Figuroversikt

Tabelloversikt

1. Bakgrunn for tema og problemstilling

På E24.no kunne vi høsten 2017 lese at arrangørene av sykkel-VM 2017 i Bergen gikk på en “valutasmell” (Breivik & Aarø, 2017). Allerede da arrangørene søkte om VM i 2013 var det kjent at det måtte betales en lisensavgift på 7 millioner euro dersom Bergen fikk tildelt VM. Euroen ble på det tidspunktet handlet til en kurs på 7,2 kroner. Arrangørene budsjetterte med at avgiften skulle betales til en kurs på 8 kroner, og la med dette inn en sikkerhetsmargin. I 2015, da de hadde midler til å betale avgiften, hadde euroen styrket seg til 8,7 kroner. De innhentet råd fra blant annet DNB Markets, et av landets største meglerhus, som vurderte at kronen skulle styrke seg. Det kunne derfor lønne seg å vente med å betale lisensavgiften. I desember 2017 handles euroen for opp mot 10 kroner, og regningen er enda ikke betalt. Valutasmellen kan koste sykkelforbundet 8,5 millioner kroner. Hvordan havnet sykkelforbundet i denne situasjonen?

I 1983 publiserte Richard Meese og Kenneth Rogoff artikkelen “*Empirical exchange rates models of the seventies: Do they fit out of sample*”. Her undersøkte de prediksjonsevnen til ulike valutakursmodeller, og sammenlignet resultatet med en random walk modell. Resultatene var oppsiktsvekkende; ingen av modellene klarte å slå random walk. Konklusjonen er forsøkt etterprøvd av flere, men står seg fremdeles i dag. Det er ikke mulig å utvikle modeller basert på fundamentale faktorer som kan forklare og predikere utviklingen i valutakursene.

De største bankene publiserer regelmessige valutaprogner i ulike rapporter. For disse fattes det stor interesse, og er det ikke sjelden vi leser om hva kronekursen vil bli til neste sommer. Både bedrifter og privatpersoner benytter seg av disse prognoser i økonomisk planlegging. Hvorfor publiserer bankene slike prognoser, på tross av resultatene til Meese og Rogoff?

I denne oppgaven analyserer vi treffsikkerheten til prognosene fra et utvalg skandinaviske aktører. Vi undersøker i hvor stor grad aktørene treffer i sine valutaprogner sammenlignet med random walk (RW) og terminkurs. I tillegg undersøker vi aktørenes evne til å angi valutakursens retning. Vi undersøker også om prognosens tidshorisont har betydning for treffsikkerheten, og om treffsikkerheten varierer med valutakryss. Videre undersøker vi om terminkursen kan gi en indikasjon på valutakursutviklingens retning. Tilslutt ser vi nærmere på om størrelsen på

valutakursendringen aktørene predikerer kan påvirke prognosens treffsikkerhet. Disse spørsmålene besvarer følgende hovedproblemstilling:

Har bankenes valutakursprognoser verdi?

I undersøkelsen er fire banker representert. Dette inkluderer Danske Bank, DNB, Nordea og Sydbank, som er anonymisert i oppgaven. I tillegg har vi undersøkt prognosene fra Konjunkturinstituttet, som er et nasjonalt institutt for økonomisk forskning i Sverige. Det gjør vi for å undersøke om det er forskjell i prediksjonsevne mellom kommersielle banker og akademikere. Vi har fått tilgang på prognoser fra 2003 til 2016 for en rekke forskjellige valutakryss og prognosehorisonter.

I del 2 presenterer vi ulike teorier og modeller som forsøker å beskrive og forklare valutakursutvikling. Først ser vi på grunnleggende trekk ved valutamarkedet, samt effekter som oppstår ved finansiell usikkerhet. Deretter tar vi utgangspunkt i sentrale teorier for finansmarkedene. Videre utleder vi to strukturelle valutakursmodeller, før vi til slutt ser på nyere metoder for prediksjon av valutakurser. I del 3 gjennomgår vi noen av de tidligere undersøkelsene av prediksjonsevne, inkludert Meese og Rogoffs artikkel fra 1983. Vi avslutter del 3 med en kort gjennomgang av det bankene tar utgangspunkt i ved utarbeidelsen av sine prognoser. I del 4 presenterer vi innledningsvis hvilke metoder og målekriterier vi har benyttet i analysen. Videre er analysen tredelt. I 4.2 undersøker vi aktørene hver for seg basert på 3 ulike mål. Disse målene analyserer generell treffsikkerhet på prognosene, samt om bankene treffer på retningen de spår. Dette samles i en oversikt for alle bankene som vi sammenligner med Konjunkturinstituttet i 4.3. I 4.4 undersøker vi hvor store utslag i valutakursene bankene i gjennomsnitt predikerer, og vi diskuterer om dette har implikasjoner for prognosens treffsikkerhet. Del 5 består av en overordnet konklusjon av resultatene. I del 6 kommenterer vi de viktigste resultatene, og sammenligner dette med tidligere forskning. Til slutt diskuterer vi mulige svakheter ved oppgaven.

2. Teori

I teoridelen vil vi først introdusere viktige kjennetegn ved valutamarkedet, samt hvordan finansiell usikkerhet kan påvirke markedet. Videre vil vi presentere renteparitet og kjøpekraftsparitet som to av de mest grunnleggende antakelsene innen finansiell økonomisk teori. Deretter vil vi utlede to sentrale strukturelle valutakursmodeller, *den monetære valutakursmodellen* og *Dornbusch' overshooting-modell*. Til sist vil vi gå gjennom ordrestrømsanalyse, teknisk analyse og random walk.

2.1 Kjennetegn ved valutamarkedet

Valutamarkedet er verdens største finansielle marked, og er av mange ansett som det mest effisiente markedet i verden. Det skal i det følgende presenteres noen generelle karakteristika ved valutamarkedet. Vi tar utgangspunkt i Bank of International Settlements' (BIS) rapport fra 2016.

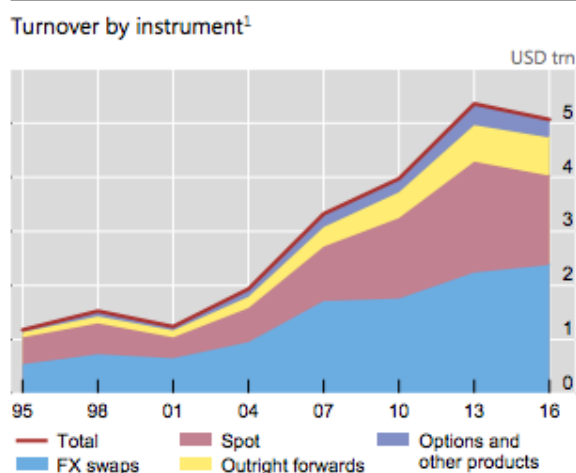
2.1.1 Omsetning

Valuta handles direkte mellom banker, og ikke på sentraliserte børser slik annen verdipapirhandel ofte gjør. Det er fire sentrale handelssentre rundt omkring i verden som står for mesteparten av handlene. Disse er lokalisert i London, New York, Hong Kong og Singapore. Dette medfører at valutamarkedet er åpent 24 timer i døgnet. Daglig omsettes valuta for omtrent \$5070 milliarder (Bank of International Settlements, 2016).

2.1.2 Viktige instrumenter

Figur 2.1 viser gjennomsnittlig daglig omsetning per år fordelt på de forskjellige instrumentene spothandel, valutawaps (FX swaps), terminavtaler (outright forwards), samt opsjoner og andre produkter. Av figuren ser vi at omtrent 50 % av den daglige omsetningen skjer som valutawaps. Omtrent 35 % av handelen skjer gjennom spotmarkedet, mens resten fordeler seg på terminavtaler (15 %) og opsjoner (10 %) (Bank of International Settlements, 2016).

Global foreign exchange turnover



Figur 2.1. Gjennomsnittlig daglig omsetning per år i milliarder USD fordelt på ulike instrumenter. Kilde: BIS

Spothandel innebærer kjøp eller salg av valuta med levering ikke senere enn to bankdager frem i tid (Klovland, 2017). Prisen tilsvare kursen på tidspunktet for kontraktsinngåelse. Handel i spotmarkedet påvirker spotkursene direkte. En terminavtale innebærer at to parter inngår en kontrakt hvor kjøper og selger forplikter seg til å handle valuta til en på forhånd avtalt pris på et gitt tidspunkt i fremtiden. Dette påvirker ikke spotkursen direkte, men indirekte kan den påvirkes ved at banker eller andre motparter sikrer sin posisjon i spotmarkedet. Videre innebærer en valutaswap at man ved kontraktsinngåelse avtaler å veksle to valutaer til en gitt pris, og at man på et senere tidspunkt veksler tilbake til en kurs som er fastsatt i kontrakten. En valutaswap består således ofte av en spothandel og en terminavtale. En opsjon forplikter en part til å selge valuta til en på forhånd bestemt kurs og gir en kjøper en rett, men ikke plikt, til å kjøpe til denne kursen, eller omvendt. Valutaswaps, terminavtaler og opsjoner handles blant annet for å spekulere i, eller sikre seg mot, valutasvingninger.

Valutamarkedet i Norge skiller seg fra det globale markedet. Dette kommer av at Norges pengemarked er tett integrert med eurovalutamarkedet. I Norge fordeler omsetningen i valutamarkedet seg på valutaswaps (66 %) og spothandel (34 %) (Norges Bank, 2016).

2.1.3 Volum

Det er flere faktorer som bidrar til det betydelige volumet i valutahandelen, og at volumet har økt de siste 20 årene. I en artikkel fra 2011 fremsetter King og Rime en rekke forklaringer på dette. I tråd med den teknologiske utviklingen er systemene for oppgjør av handel forbedret. Dette gir lavere transaksjonskostnader, som igjen fører til at flere handelsstrategier er blitt lønnsomme. I tillegg er det billigere å sikre seg mot valutasvingninger. En annen faktor er at internasjonale varemarkeder over perioden har blitt langt mer integrerte enn tidligere, blant annet som følge av at en rekke handelshindre er fjernet. Dette har ført til økt internasjonal handel, noe som igjen øker etterspørselen etter utenlandsk valuta (King & Rime, 2011).

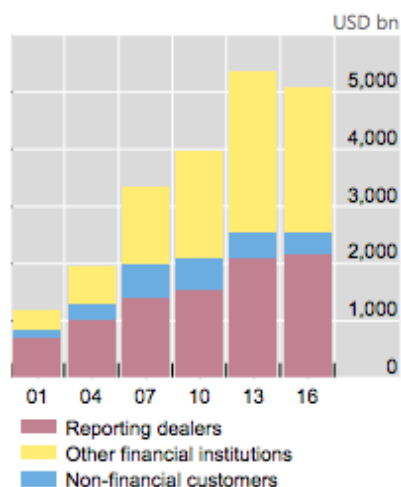
På tross av at volumet i valutamarkedet har økt markant de siste 20 årene, har det vært en liten nedgang i tidsperioden 2013-2016. BIS peker i rapporten på flere årsaker til dette. Globalt har det vært en makroøkonomisk tilbakegang. Internasjonal handel som andel av BNP har i samme periode falt i likhet med netto internasjonale kapitalstrømmer. Dette har trolig bidratt til å dempe etterspørselen etter valuta i spotmarkedet.

2.1.4 Aktører

Figur 2.2 viser at andre finansielle institusjoner står for omtrent 50 % av handelen i valutamarkedet. Disse aktørene består blant annet av mindre banker, investeringsbanker og ulike fond (Bank of International Settlements, 2016). Denne gruppens andel av total handel har falt noe siden forrige rapport. Rapporterende forhandlere, slik som for eksempel store banker og meglerhus, står for omtrent 40 % av handelen. Denne andelen har holdt seg stabil siden forrige rapport. Ikke-finansielle kunder er blant annet bedrifter og andre foretak, og står for omtrent 10 % av handelen. Også denne gruppens andel har holdt seg stabil siden forrige rapport.

Net-net basis,¹ daily averages in April

2001–16

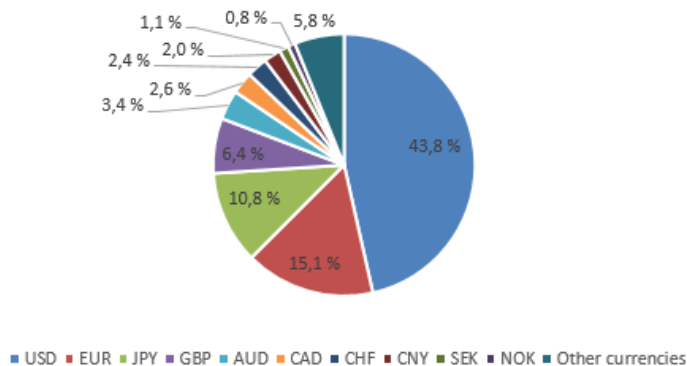


Figur 2.2: Gjennomsnittlig daglig omsetning i milliarder USD fordelt på ulike aktører. Kilde: BIS

2.1.5 Valutaer og valutakryss

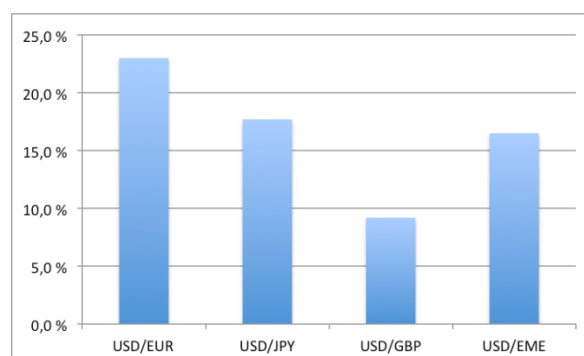
Figur 2.3 viser hvordan valutahandelen fordeler seg mellom ulike valutaer. USD står for den klart største andelen, med cirka 46 %. Dette skyldes blant annet at USD brukes som betalingsmiddel i handel mellom mange land, og at valutaen fungerer som nøkkelvaluta. En nøkkelvaluta er definert slik at den brukes som oppgjørsmiddel mellom to parter i internasjonale transaksjoner. Etter USD følger EUR, JPY og GBP med henholdsvis 16 %, 11 % og 7 % hver. SEK og NOK står for rundt 1 % av handelen (Bank of International Settlements, 2016).

FX turnover by currency (daily, April 2016)



Figur 2.3: Daglig omsetning i valutamarkedet fordelt på valutakryss. Kilde: BIS

Figur 2.4 viser omsetning av valuta fordelt på valutakryss i 2016. USD/EUR er det klart mest handlede valutakrysset, etterfulgt av USD/JPY og USD/GBP (Bank of International Settlements, 2016). USD/EME viser andelen USD handlet mot fremvoksende økonomier sin valuta. Fordelingen vitner om betydelig integrasjon mellom markedene i USA og Europa, Japan og Storbritannia. Fordelingen mellom valutakryssene har vært tilnærmet uforandret de siste årene.



Figur 2.4: Daglig omsetning av valuta fordelt på valutapar (2016). Kilde: BIS

2.1.6 Volatilitet

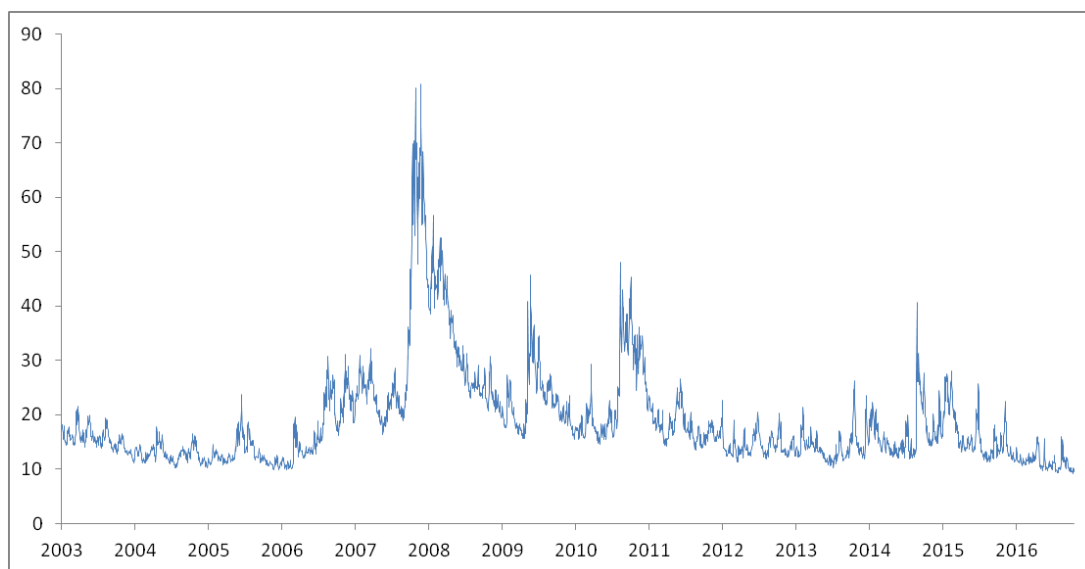
Valutahandel kan ha flere motiver. Det mest åpenbare er at valuta i seg selv er et betalingsmiddel for kjøp og salg av varer og tjenester. Økt integrasjon mellom markeder i land som ikke deler valuta har dermed ført til en økt etterspørsel etter utenlandsk valuta. I tillegg anses valuta i seg selv som en finansiell eiendel, og den blir derfor handlet som en investering. Siden valuta kan betraktes både som et betalingsmiddel og en finansiell eiendel, blir prisingen komplisert. Dette fører til økte svingninger i valutakursene.

2.1.7 Oppsummering

Som vi har sett er valutamarkedet det største finansielle markedet i verden. Ulike instrumenter og aktører påvirker valutakursene på ulike måter, og i ulik grad. Dette medfører økt volatilitet i valutakursene, og er med på å gjøre valutaprognoser utfordrende.

2.2 Finansiell usikkerhet

Finansiell uro kjennetegnes av stor usikkerhet og økt volatilitet i markedet. Det finnes flere mål på slik usikkerhet, eksempelvis VIX-, GRI-, og RHI-indeksene. VIX-indeksen måler forventet kortsiktig volatilitet i opsjoner knyttet til den amerikanske aksjekursindeksen S&P 500 (Chicago Board Options Exchange, 2017). Økt indeksverdi indikerer at investorer forventer økt volatilitet i aksjekursene fremover, noe som også betyr økende usikkerhet. GRI-indeksen er en global indeks som baserer seg på implisitt volatilitet regnet ut fra tre måneders valutaoppsjoner mellom EUR, USD og JPY (Klovland, 2017). En høyere verdi indikerer økt usikkerhet. RHI-indeksen er et gjennomsnitt av ulike indikatorer, og en høyere verdi av denne samsvarer med redusert uro.



Figur 2.5: VIX-indeks 2003-2017. Rundt finanskrisen i 2008-2009 ser vi at indeksen viser svært høye verdier.

Kilde: (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2017)

2.2.1 Trygge havner

Usikkerhet i finansmarkedene og generell politisk uro påvirker også valutakursene. I tider med finansiell usikkerhet vil investorer typisk forsøke å redusere eksponering mot risiko. En måte å gjøre dette på er å flytte investeringene mot likvide valutaer, såkalte ”trygge havner”. Disse strategiene er kjent som ”flight to liquidity” og ”flight to quality”. God likviditet er spesielt viktig for investorer da de ønsker å kunne selge seg ut raskt uten påvirkning på pris.

Flatner undersøkte en rekke valutaer med hensikt å kartlegge om de var ”trygge havner” eller ikke (Flatner, 2009). Flatner sammenligner de ulike målene på finansiell uro med utvikling i valutakurs for ulike kryss. Valutaer som oppfører seg som trygge havner vil typisk være positivt korrelert med VIX- og GRI-indeksene, og negativt korrelert med RHI-indeksen. Flatner tar utgangspunkt i en periode med finansiell uro fra 2007-2009.

Funnene tyder på at JPY og CHF oppførte seg som trygge havner i perioden. Det samme gjorde USD etter Lehman-konkursen. Det at USD ikke oppførte seg som en trygg havn før etter Lehman-konkursen, kan skyldes at investorene mente at problemene i den amerikanske fastlandsøkonomien gjorde den økonomiske fremtiden i USA usikker. Da omfanget av de finansielle problemene ble kjent i markedene styrket imidlertid USD seg. Noen valutaer oppfører seg også som motsatt av trygge havner. Flatner finner at dette er AUD, NZD, ZAR, BRL og TRY. Flatner fant ikke bevis for at NOK, EUR, GBP m.fl. kunne kategoriseres verken som trygg havn-valuta eller det motsatte.

2.2.2 Carry trade

Spekulanter og investorer kan være med å påvirke valutakursene. Carry trade er en strategi for å forsøke å utnytte renteforskjeller mellom land (Doff & Eder, 2017). Typisk vil en investor låne penger i et lavrenteland, og plassere disse i et høyrenteland. Eksempelvis kan man låne i JPY og plassere i AUD. En oppbygging av en slik posisjon vil føre til en depresiering av JPY, da investoren må selge JPY for å kjøpe AUD. Samtidig vil AUD appresiere ved økt etterspørsel etter valutaen.

Strategien er imidlertid svært utsatt for endringer i valutakursene, og dette utgjør en stor risiko for investoren. I tider med økt finansiell uro vil investorene typisk lukke posisjonene sine. Dette medfører i vårt eksempel salg av AUD og kjøp av JPY. Dette vil føre til en depresiering av AUD og en appresiering av JPY. På denne måten vil JPY være positivt korrelert med finansiell uro, mens AUD vil være negativt korrelert. Dette er i tråd med Flatner sin studie av trygge havner. Carry trade er en strategi som tar sikte på å utnytte avvik fra udekket renteparitet.

2.3 Renteparitet

Hypotesen om renteparitet forklarer bevegelser i valutakurser med ulikheter i rentenivåer mellom land. Renteparitet er en viktig antakelse i flere modeller innenfor internasjonal økonomisk teori, og vi skiller mellom dekket og udekket renteparitet. Teorien ble formalisert allerede i 1923 av Keynes. Hovedprinsippet bak renteparitetshypotesen er at en identisk plassering i to ulike land skal gi den samme avkastningen (Keynes, 1923). Eventuelle renteforskjeller vil motvirkes av endringer i valutakurs. Hypotesen om dekket og udekket renteparitet bygger på ulike investeringsstrategier; henholdsvis arbitrasje og spekulasjon.

2.3.1 Dekket renteparitet

I et perfekt marked skal dekket renteparitet (Covered Interest Parity – CIP) teoretisk sett holde som følge av et arbitrasjeprinsipp. Arbitrasje vil si å utnytte prisforskjeller mellom (tilnærmet) identiske varer i forskjellige markeder (Morningsstar, 2017). Dersom det finnes en prisforskjell vil aktører i markedet kjøpe varer der de er relativt sett billigere, og selge varer der de er relativt sett dyrere. I et effisient marked vil prisforskjellen forsvinne, da prisene vil drives mot en likevekt.

Vi tar utgangspunkt i en norsk investor som ønsker å investere 1 USD i pengemarkedet på 1 års horisont, uten å utsette seg for valutarisiko. Hun kan da velge å plassere pengene i det amerikanske pengemarkedet umiddelbart, slik at pengene forrentes i ett år til den amerikanske renten i^* . For å unngå valutarisiko inngår hun en avtale i terminmarkedet om kjøp av NOK (salg av USD) om 1 år, til kursen F . Hun vil med dette oppnå en avkastning på $1 * (1 + i^*) * F$. Alternativt kan investoren veksle om til NOK i spotmarkedet til kurs S umiddelbart, for så å investere i det norske pengemarkedet til renten i . Hun vil med dette oppnå en avkastning på $1 * S * (1 + i)$. I henhold til arbitrasjeprinsippet vil forventet avkastning på dette være den samme, noe som gjør at vi kan utlede en formel for CIP:

$$(2.1) \quad F \times (1 + i^*) = S \times (1 + i)$$

Dersom vi skriver om likning (2.1), får vi et uttrykk for terminkursen:

$$(2.2) \quad F = S \times \frac{(1+i)}{(1+i^*)}$$

Vi ser av likning (2.2) at hypotesen om CIP sier at det eksisterer en likevektssammenheng mellom spot valutakurs (S), terminkursen for valuta (F), innenlandsk pengemarkedsrente (i) og utenlandsk pengemarkedsrente (i^*). Videre ser vi at spotkurs S og terminkurs F er lik, med unntak av en justering for forskjeller i rentenivået mellom hjemland og utland. Denne sammenhengen kan også brukes til å lage en enkel prognose for fremtidig spotkurs, som da kun påvirkes av forskjellen i rentenivået. Vi vil i analysedelen av oppgaven teste terminkursen som prognosealternativ opp mot bankenes prognoser.

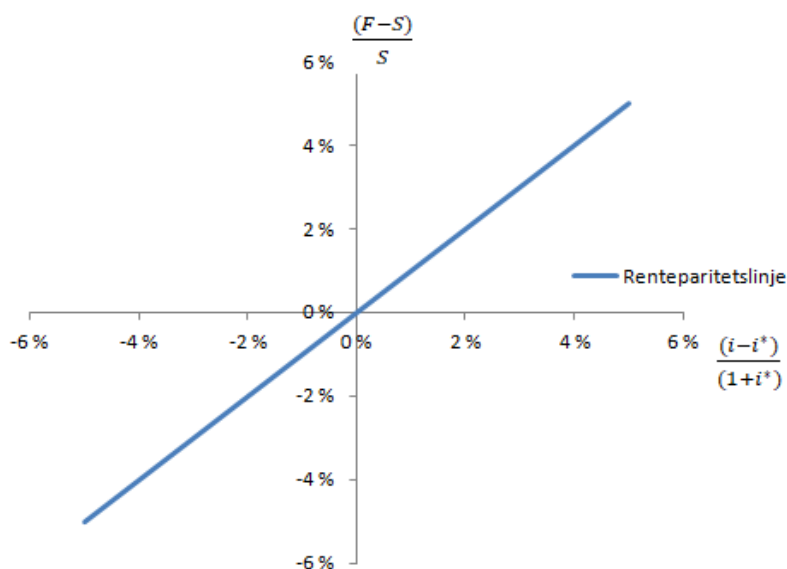
For å se nærmere på sammenhengen mellom de fire variablene, kan vi skrive om uttrykket i likning (2.2):

$$(2.3) \quad \frac{(i-i^*)}{(1+i^*)} = \frac{(F-S)}{S}$$

$$\textit{rentedifferanse} = \textit{terminpremie}$$

Av uttrykket ser vi at dersom den rentedifferansen er positiv, altså at den innenlandske renten er høyere enn den utenlandske renten ($i > i^*$), vil vi forvente at hjemlandets valuta skal depresiere for å utligne renteforskjellen. Uttrykket $\frac{(F-S)}{S}$ kalles terminpremien. En positiv terminpremie er i dette tilfellet nødvendig for at det skal bli attraktivt å selge på termin. Vi vil se det motsatte dersom den innenlandske renten er lavere enn den utenlandske renten ($i < i^*$). Dette vil gi en negativ terminpremie (rabatt) som gir investorer kompensasjon for å investere i terminmarkedet.

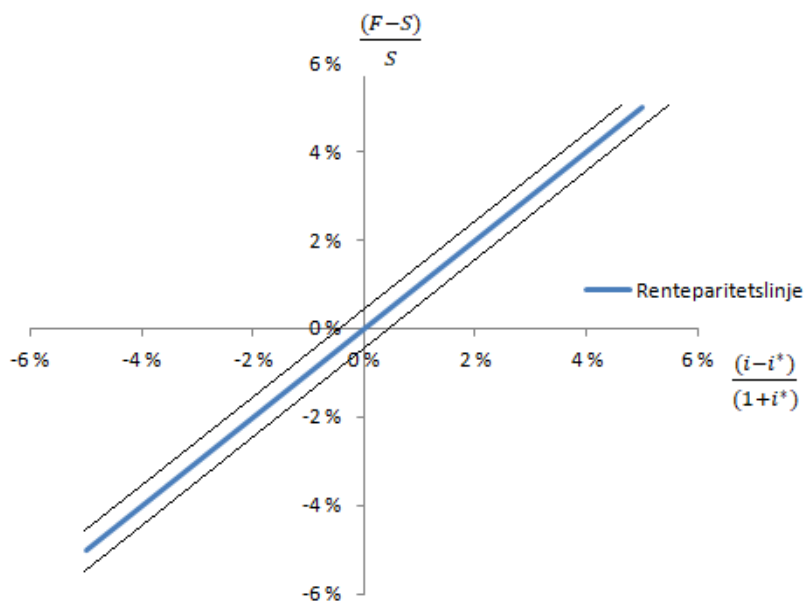
Denne sammenhengen kan vi observere grafisk ved hjelp av renteparitetslinjen (Levich, 2001).



Figur 2.6 - Renteparitetslinjen

Ifølge teorien vil forholdet mellom terminpremien og rentedifferansen alltid ligge på paritetslinjen. Dette følger direkte av arbitrasjepriinsippet. Dersom vi ikke er på linja, for eksempel ved at rentedifferansen er større enn terminpremien, vil innenlandsk rente være for høy sammenlignet med terminkursen. Dette fører til at det blir mer attraktivt å investere i hjemlandet enn i utlandet. Investorer vil kunne ta opp lån i utenlandsk valuta, for så umiddelbart å veksle om til NOK til kursen S . Deretter plasserer de til den innenlandske renten i , samtidig som de handler i terminmarkedet slik at de kan veksle tilbake om for eksempel 1 år til terminkurs F . På denne måten vil de få en risikofri gevinst. Dette vil føre til at terminkursen igjen stiger, og at vi er tilbake på renteparitetslinjen. Det samme vil vi se dersom rentedifferansen er lavere enn terminpremien. Terminkursen vil da falle slik at vi igjen kommer på renteparitetslinjen.

Levich så også på en situasjon der det tas hensyn til at markedet ikke er perfekt. I figur 2.6 er også transaksjonskostnader inkludert. Dette fremkommer som de to parallelle linjene langs renteparitetslinjen.



Figur 2.7 – Renteparitetslinje med transaksjonskostnader

Følger vi det samme arbitrasjeprinsippet som ved et perfekt marked, ser vi at forholdet mellom rentedifferansen og terminpremien her kan bevege seg innenfor de to grensene. Levich beskrev dette som et "inaktivitetsbånd", der arbitrasjegevinsten er lavere enn transaksjonskostnadene innenfor båndet. Siden kostnadene er høyere enn arbitrasjegevinsten, vil ikke arbitrasje være lønnsomt. Dette impliserer at dekket renteparitet ikke holder for små renteforskjeller. Andre kostnader, som for eksempel skattekostnader, vil påvirke dette på samme måte.

Empirisk testing av CIP

Det er flere som har testet hypotesen om CIP. Det viktige ved slik testing er at renter og valutakurser observeres på samme tidspunkt, og at rentene er sammenlignbare med hensyn til blant annet løpetid, sikkerhet og likviditet (Klovland, 2017). I praksis ser vi at dette bare er oppfylt i eurovalutamarkedet. Eurovalutamarkedet er et tilnærmet perfekt kapitalmarked der restriksjonene på kapitaltransaksjoner er små. Eurovalutamarkedet kan defineres slik at det er en mismatch mellom landet som har utstedt valutaen og den bankreguleringen valutaen berammes av (Allen, 1997). Et eksempel på dette er et USD-innskudd i London.

Keynes listet opp en rekke årsaker som kan medføre at CIP ikke holder. Dette inkluderte motpartsrisiko ved terminavtalene, samt risiko knyttet til kapitalkontroll mellom land. Keynes mente videre at avvikene måtte over 50 basispunkter for å kunne være mulig å utnytte grunnet transaksjonskostnader (Keynes, 1923).

Det er foretatt flere empiriske undersøkelser av avvikene fra CIP. Taylor testet om det var mulig å oppnå arbitrasjegevinst i eurovalutamarkedet ved å utnytte avvik fra hypotesen (Taylor, 1988). Dataene han brukte var fra 11., 12. og 13. november 1985, der han observerte variablene hvert 10. minutt fra kl. 09:00 til 16:30. Taylor fant noen muligheter for gevinst, men disse var marginale, og sannsynligvis også lavere enn transaksjonskostnadene. Taylor konkluderte derfor med at valutamarkedet er svært effisient. En tilsvarende studie kom med samme konklusjon ved lignende tester i 1989 (Committeri, Rossi, & Santorelli, 1993).

Det ser imidlertid ut til at avvikene fra CIP blir større i tider med finansiell uro. Under den internasjonale finanskrisen i 2008-2009 økte avvikene fra CIP betraktelig. Etter Lehman Brothers-kollapsen 15. september 2008 var avviket på over 200 basispunkter på de mest aktive valutakryssene (Levich, 2011). Avviket holdt seg over 100 basispunkter de neste 3 månedene. Våren 2009 var avvikene nede i 25-50 basispunkter, men likevel høyere enn før krisen inntraff. Flere undersøkelser viser at avvikene fra CIP nådde en ny normal, fra 15-25 basispunkter før finanskrisen til 25-50 basispunkter etter. Videre studier finner at avvikene fra CIP er signifikant større og mer volatile etter finanskrisen (Du & Tepper, 2016)., noe som impliserer at arbitrasjeprinsippet ikke holder i like stor grad som før.

Oppsummert ser vi at CIP tidligere har holdt godt i eurovalutamarkedene i perioder uten finansiell uro, og at eventuelle avvik ikke kan utnyttes grunnet transaksjonskostnader. Imidlertid finner vi store avvik i perioder med finansiell uro. Årsakene til dette er brudd på forutsetningene om et perfekt marked, samt stor usikkerhet blant investorer. Etter finanskrisen ser det ut til at arbitrasjeprinsippet ikke holder i like stor grad som før. Det kan derfor se ut til at hypotesen om CIP ikke lenger er gyldig i like stor grad som før finanskrisen.

Vi vil i analysedelen av oppgaven undersøke i hvilken grad terminkursen kan gi gode prognoser på valutakursene.

2.3.2 Udekket renteparitet

Udekket renteparitet (Uncovered Interest Parity – UIP) er basert på individuelle forventninger til valutakursbevegelser. Også her forutsettes det et perfekt kapitalmarked. I motsetning til CIP er ikke dette en arbitrasjerelasjon. Hypotesen går ut på at det finnes en likevektssammenheng mellom spot valutakurs (S_t), forventet spotkurs i neste periode ($E_t(S_{t+1})$), utenlandsk pengemarkedsrente (i^*) og innenlandsk pengemarkedsrente (i). Siden det ikke finnes noen objektiv notering av forventet spotkurs i neste periode vil dette medføre spekulasjon – aktørene tar åpne posisjoner som medfører valutarisiko (Klovland, 2017).

UIP går ut på at en investor skal oppnå den samme forventede avkastningen ved en plassering i det innenlandske pengemarkedet som i det utenlandske. En risikonøytral investor skal derfor være indifferent mellom de to plasseringene. Matematisk kan dette uttrykkes som:

$$(2.4) \quad (1 + i^*) \times E_t(S_{t+1}) = S_t \times (1 + i)$$

I teorien noteres ofte UIP som et uttrykk for innenlandsk rente:

$$(2.5) \quad i = i^* + \frac{E_t(S_{t+1}) + S_t}{S_t} \times (1 + i^*)$$

Det siste leddet kan fjernes fordi dette ikke er en arbitrasjerelasjon (Klovland, 2017):

$$(2.6) \quad i \approx i^* + \frac{E_t(S_{t+1}) + S_t}{S_t}$$

Ut fra ligning (2.6) kan vi lese at dersom den innenlandske renten er høyere enn den utenlandske renten vil den hjemlige valutakursen depreciere. Gjør den ikke det vil spekulanter kunne oppnå meravkastning ved å låne i utlandet (til lav rente) og investere i hjemlandet (til høy rente). Denne spekuleringsstrategien kalles som tidligere nevnt carry trade, og går ut på å utnytte avvik fra UIP. Dersom hypotesen om UIP holder vil man ikke kunne tjene på carry trade.

Empirisk testing av UIP

Også UIP har i stor utstrekning blitt testet empirisk. Slik som ved CIP må renter og valutakurser observeres på samme tidspunkt, samt være sammenlignbare. Generelt ser det ut til at hypotesen i liten grad holder.

Siden vi ikke har noe objektivt tall på fremtidig forventet spotkurs, er det vanlig å bruke historiske tall. Vi kan da sette opp en regresjonsfunksjon ved å ta utgangspunkt i ligning (2.6), der vi bytter ut forventet spotkurs med faktisk oppnådd spotkurs.

$$(2.7) \quad \frac{S_{t+1} + S_t}{S_t} = \alpha + \beta(i + i^*) + u_t$$

Hvor u_t er et feilledd.

Siden $\ln(1+i) \approx i$, kan vi skrive likningen på logaritmisk form.

$$(2.8) \quad \ln(S_{t+1}) - \ln(S_t) = \alpha + \beta(i + i^*) + u_t$$

Dersom UIP holder skal vi finne $\alpha = 0$ og $\beta = 1$.

En stor overvekt av de empiriske testene av UIP tar for seg data med kort tidshorison (Chinn & Meredith, 2004). Årsakene til dette er sammensatt. For det første har det vært vanskelig å innhente data for lengre tidshorisoner, og for det andre har testing av UIP gjerne foregått samtidig med testing av CIP. Som vi vet trengs terminkurs ved testing av sistnevnte, noe som i mindre grad finnes på lengre tidshorisoner. De fleste empiriske tester viser da at UIP ikke holder på kort sikt. Froot og Thaler kalkulerte en ut en gjennomsnitts β -koeffisient, basert på over 70 publiserte undersøkelser. Resultatet fra dette ble en β lik -0,88, noe som er stikk i strid med hypotesen (Froot & Thaler, 1990).

En mulig årsak til at UIP holder så dårlig på kort sikt er *peso*-problemet. Begrepet har sitt opphav fra en periode der den meksikanske pengemarkedsrenten var markant høyere enn den amerikanske. Likevel var valutakursen konstant, noe som skyldtes at investorene krevde en

risikopremie for å investere i pesoen. Risikoen ligger i at det hele tiden er en liten sannsynlighet for at det blir en stor valutakursendring (Klovland, 2017).

I tillegg kan det tenkes at UIP holder, men at den bare er gyldig over store renteforskjeller. Transaksjonskostnader, likviditetspremier og investeringspreferanser kan skape et inaktivitetsbånd der investorer ikke tar kortsiktige udekkede posisjoner.

Chinn & Meredith (2004) tester UIP for både kort og lang tidshorizont. På kort sikt finner også de at hypotesen holder dårlig. På lengre sikt finner de imidlertid støtte for UIP, og de ser at på 5-10 år har samtlige β -koeffisienter riktig fortegn, vist i tabell 2.8. Samtidig ligger α -koeffisientene nær null.

Table 2. Long-Horizon Tests of Uncovered Interest Parity					
$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t,t+k}$					
Panel 2a. Benchmark Government Bond Yields, 10-Year Maturity (MA(39)-adjusted standard errors in parentheses)					
	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	N
Deutsche mark	0.003 (0.004)	0.924 (0.232)		0.44	72
Japanese yen	0.037 (0.005)	0.399 (0.144)	***	0.10	72
U.K. pound	-0.003 (0.004)	0.563 (0.104)	***	0.44	72
French franc	0.005 (0.011)	0.837 (0.442)		0.04	72
Italian lira ¹	-0.013 (0.007)	0.197 (0.151)	***	0.00	56
Canadian dollar	-0.001 (0.002)	1.120 (0.335)		0.21	72
Constrained panel ²	. . .	0.616 (0.148)	***	0.53	360

Notes: Point estimates from the regression in equation (7) (serial correlation robust standard errors in parentheses, calculated assuming $k-1$ moving average serial correlation). Sample period: 1983: Q1–2000: Q4. *, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent, and 1 percent marginal significance level.

¹Sample period: 1987: Q1–2000: Q4.

²Fixed-effects regression, excluding the lira. Sample period: 1983: Q1–2000: Q4.

Tabell 2.1: Chinn & Meredith (2004) – Langsiktig test av UIP

Oppsummert kan vi si at UIP holder dårlig på kort sikt. Estimaten er ofte langt fra det hypotesen tilsier, og det kan derfor se ut til at kortsiktige renteforskjeller sier lite om fremtidig valutakurser. For lengre tidshorisonter gis UIP betydelig mer støtte. Det kan derfor tyde på at forskjeller i lange renter kan si noe om fremtidige valutakurser.

2.4 Kjøpekraftsparitet

Kjøpekraftsparitet, eller Purchasing Power Parity (PPP), er en teori som ser på sammenhengen mellom to lands valutakurser og prisnivå for en kurv med identiske handlede varer (MacDonald, 2007). Prisenivå kan representere for eksempel konsumvarer, produsentpriser, eksportvarer eller arbeidskraft. PPP er en teori som forsøker å si noe om hvilket nivå en valutakurs skal ligge på basert på ovennevnte variabler. Forutsetningene for teorien om kjøpekraftsparitet er at kurven består av identiske varer, at transaksjonskostnadene er lik null og at preferansene til konsumentene i de to landene er like. Vi skiller mellom kjøpekraftsparitet på absolutt og relativ form (Klovland, 2017).

2.4.1 Absolutt kjøpekraftsparitet

Absolutt kjøpekraftsparitet kan uttrykkes matematisk på følgende måte (Macdonald, 1995):

$$(2.9) \quad S = \frac{P}{P^*}$$

P og P^* representerer prisnivå for den handlede kurven med varer henholdsvis i hjemlandet og utlandet. S representerer den nominelle valutakursen definert som prisen for en enhet utenlandsk valuta målt i innenlandsk valuta. Hvis S synker, appresierer innenlandsk valuta i forhold til utenlandsk valuta. Dersom en kurv med identiske handlede varer koster NOK 100 i Norge og GBP 10 i Storbritannia betyr det at prisen på GBP målt i NOK i følge absolutt kjøpekraftsparitet skal være 10.

I følge teorien om absolutt PPP skal den reelle valutakursen være konstant over tid. Realvalutakursen viser prisnivået i et land i forhold til prisnivået i et annet land. Realvalutakursen Q kan uttrykkes matematisk på følgende måte:

$$(2.10) \quad Q = S \times \frac{P^*}{P}$$

Realvalutakursen kan uttrykkes ved hjelp av logaritmisk form på følgende måte:

$$(2.11) \quad q = s + p^* - p$$

Små bokstaver representerer logaritmiske verdier. Ifølge teorien skal q være konstant lik 1. Dersom q er større eller mindre enn 1 er valutakursen henholdsvis under- eller overvurdert. Er valutakursen undervurdert er det billigere å kjøpe varene i hjemlandet enn i utlandet, og motsatt dersom valutakursen er overvurdert.

Teorien bygger på et arbitrasjeprinsipp og en rekke forutsetninger. Forutsetningen for arbitrasjeprinsippet er at transaksjonskostnadene er null. I virkeligheten eksisterer det imidlertid en rekke transaksjonskostnader, for eksempel fraktkostnader, kostnader knyttet til informasjonsusikkerhet, toll og avgifter, som gjør at sammenhengen presentert i ligning (2.11) ikke holder direkte.

2.4.2 Relativ kjøpekraftsparitet

Relativ kjøpekraftsparitet bygger videre på absolutt kjøpekraftsparitet og omhandler sammenhengen mellom dagens spotkurs og fremtidig spotkurs, og de forventede inflasjonsratene hjemme og ute (Klovland, 2017). Sammenhengen kan uttrykkes matematisk på følgende måte:

$$(2.12) \quad \Delta s_t \approx \Delta p_t - \Delta p_t^* = \pi_t - \pi_t^*$$

Hvor $\Delta s_t = \ln(S_t) - \ln(S_{t-1})$, eller prosentvis endring i valutakursen mellom periode $t-1$ og t . Videre representerer uttrykket $\Delta p_t - \Delta p_t^* = \pi_t - \pi_t^*$ forskjellen mellom forventet prisendringen og inflasjon hjemme og ute. Relativ kjøpekraftsparitet sier altså at endringen i valutakurs målt i prosent skal være lik forskjellen mellom inflasjon hjemme og ute.

Dersom absolutt PPP holder, vil også relativ PPP holde. Imidlertid er det ikke slik at absolutt PPP holder dersom relativ PPP holder. Vi kan derfor stadfeste at forutsetningene for absolutt PPP er strengere enn for relativ PPP.

Empiriske erfaringer med PPP

Det er gjort en rekke empiriske undersøkelser for å undersøke om absolutt og relativ kjøpekraftsparitet kan forklare variasjon i valutakurser, og i så fall i hvor stor grad. I følge teorien er det to kilder til avvik fra relativ PPP: *monetære forstyrrelser av temporær karakter* og *realøkonomiske forstyrrelser av mer permanent karakter* (Klovland, 2017).

Monetære forstyrrelser av temporær karakter skyldes blant annet at finansmarkedene på den ene siden og varemarkedene på den andre siden tilpasser seg i ulik hastighet. Dersom for eksempel renten endres vil dette slå nokså umiddelbart ut i valutakursen samtidig som det er betydelig etterslep før den fulle effekten slår ut i konsumprisindeksen (Culbertson, 1960). Tregheten når det gjelder prisendring i varemarkedene er kjent som *rigide priser*. På kort sikt vil vi derfor observere et avvik fra PPP i tillegg til at den reelle valutakursen påvirkes.

Når det gjelder *realøkonomiske forstyrrelser av mer permanent karakter* kan dette skyldes forskjeller i produktivitetsveksten i konkurranseutsatt sektor for hjemland i forhold til utland, jfr Balassa-Samuelson eller *terms of trade*-effekter slik som for eksempel oljeprissjokk.

Balassa (1964) og Samuelson (1964) undersøker konsekvensene av ulik produktivitetsvekst mellom land og effekten dette har på det relative prisenivået mellom landene. For å illustrere, tar vi utgangspunkt i et hjemland, for eksempel en liten åpen økonomi som den norske, og et utland. Høyere produktivitetsvekst hjemme sammenlignet med ute, vil føre til høyere lønnsvekst i konkurranseutsatt sektor hjemme sammenlignet med ute. Lønnsveksten i konkurranseutsatt sektor vil imidlertid også føre til lønnsvekst i skjermet sektor, fordi skjermet sektor konkurrerer med konkurranseutsatt sektor om arbeidskraft innad i landet. Balassa-Samuelson konkluderer med at valutakursen appresierer dersom hjemlandet har relativt sett høyere produktivitetsvekst enn utlandet, noe som er i strid med absolutt kjøpekraftsparitet. I følge Balassa-Samuelson skyldes dette at reell valutakurs dermed ikke er stasjonær, men avhengig av produktivitetsveksten i landene.

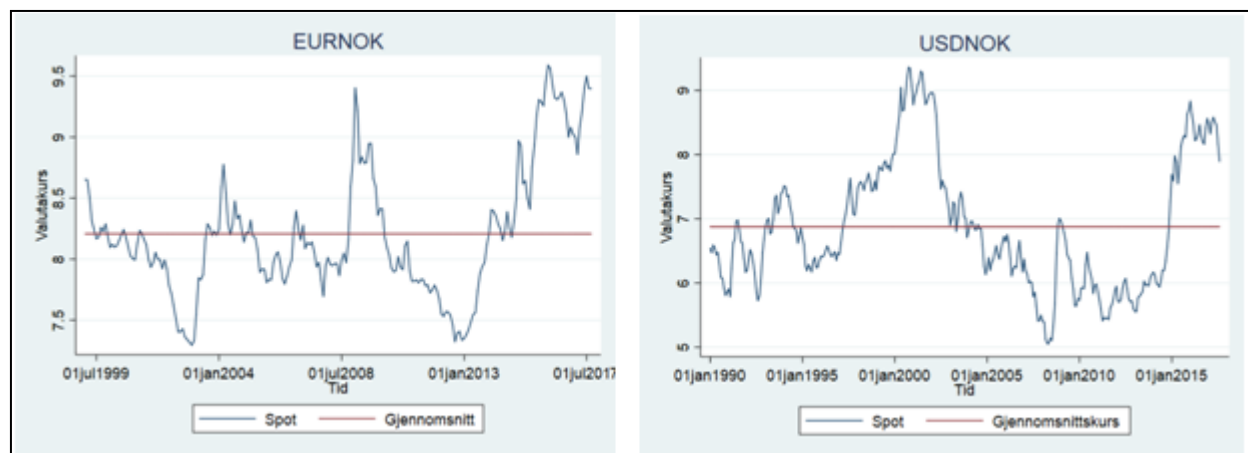
Teorien til Balassa-Samuelson har fått blandet støtte i empirisk forskning. For eksempel ser man svak sammenheng innen industrialiserte land og innen utviklingsland. Blant annet dette har ført til at relativ kjøpekraftsparitet har blitt benyttet i større grad enn absolutt kjøpekraftsparitet i forskningen. I følge Dornbusch' modell, utledet i 2.5.2, fremheves det at sjokk kan medføre

umiddelbar endring i valutakursen. Som følge av rigide varepriser endres imidlertid ikke disse med momentan virkning. Ergo kan kjøpekraftsparitet kun holde på lengre sikt, i følge Dornbusch.

Studiene til Abuaf & Jorion (1990) og Diebold, Husted & Rush (1991) gir støtte til en konvergering for relativ PPP. Disse forskningsartiklene peker på mangelfull økonometri som en av forklaringene til tidligere manglende støtte for hypotesen. I tillegg tillater begge artiklene at det relative likevektsnivået endres underveis, noe som drastisk reduserer tilbakevendings tiden. Frenkel (1978) finner støtte for PPP på kort og lang sikt i 1920-årene. Funnene har imidlertid møtt sterk kritikk, blant annet som følge av at inflasjonen i denne perioden var svært høy og at Frenkel benyttet seg av mindre utviklet økonometri i sin analyse. Senere forskning av blant andre Huzinga (1987) og Meese & Rogoff (1988) finner ikke støtte for å forkaste PPP på lang sikt til fordel for random walk.

En interessant observasjon er de forholdsvis store avvikene fra relativ PPP-likevekt på kort og mellomlang sikt. I tillegg er konvergerings hastigheten tilbake til PPP-likevekt lav. Rogoff diskuterer dette fenomenet i *"The purchasing power parity puzzle"* (Rogoff, 1996). På kort og mellomlang sikt observeres det høy volatilitet i valutakursene, noe som skulle tilsi at finansielle sjokk påvirker de reelle valutakursene i stor grad. Samtidig burde prisrigiditeten som oppstår etter finansielle sjokk være halvert i løpet av et til to år. I praksis observerer man imidlertid en halveringstid på mellom tre til fem år for finansielle sjokk. Rogoff forsøker å besvare hva som kan være årsaken til den lange konvergeringstiden tilbake til relativ PPP-likevekt og peker på at de internasjonale varemarkedene kan være mindre integrerte enn antatt. Dette kan skyldes at transaksjonskostnader, slik som for eksempel toll, avgifter, transport- og informasjonskostnader, er høyere enn antatt.

Ved å plote spotkursen og gjennomsnittskurs for EURNOK og USDNOK, vist i figur 2.8, kan det se ut til at det eksisterer en "mean reversion". Det betyr at valutakursene på lang sikt tenderer til å vende tilbake til historisk gjennomsnitt, selv om betydelige avvik kan forekomme på kort og mellomlang sikt. Likevektsnivået for EURNOK (1999 til i dag) og USDNOK (1990 til i dag) ser ut til å være henholdsvis kroner 8,20 og kroner 6,90.



Figur 2.8: Valutakursutvikling og gjennomsnitt, EURNOK og USDNOK. Kilde: Norges bank

Konklusjonen basert på gjennomgangen over er at empirisk forskning er delt i synet om PPP holder både på kort og lang sikt. På kort sikt kan absolutt og relativ PPP langt på vei forkastes. På lang sikt kan absolutt PPP også forkastes, samtidig som relativ PPP synes å holde i større grad. Det må imidlertid presiseres at funnene er omstridt som følge av at de peker i forskjellig retning. De siste ti til femten år har imidlertid flere studier vist en klar tendens til at relativ PPP holder forholdsvis bra på lang sikt.

2.5 Strukturelle valutakursmodeller

Etter at flytende valutakurs ble normalen i de fleste industrialiserte land etter Bretton Woods-kollapsen i 1973, har det vært utallige forsøk på å forklare og predikere utviklingen i valutakurser. Flere av modellene er strukturelle, det vil si at de tar utgangspunkt i makroøkonomiske fundamentalfaktorer slik som pengepolitikk og konjunkturutvikling. De strukturelle modellene er sett på som grunnmodeller innenfor valutakursteorien. Vi vil i denne delen se nærmere på *den monetære valutakursmodellen* og Rudi Dornbusch sin *overshooting-modell*.

2.5.1 Den monetære valutakursmodellen

Den monetære modellen er ofte sett på som en av de mest elementære innenfor valutateorien. Modellen tar utgangspunkt i at valutakursen er den relative prisen på to lands penger, og at kursen bør bestemmes ut fra tilbud og etterspørsel av disse pengene. I Frankel & Rose (1995) baserer modellen seg på tre sammenhenger: *pengemarkedslikevekt*, *kjøpekraftsparitet* og *udekket renteparitet*.

Utleddning

Pengemarkedslikevekt bestemmes av tilbud og etterspørsel etter penger, og det antas i denne modellen at vi har full prisfleksibilitet. Det betyr at en endring i pengemengden vil endre prisene i markedet umiddelbart. Matematisk kan vi uttrykke pengemarkedslikevekten på følgende måte:

$$(2.13) \quad \frac{M}{P} = L(y, i) = Y^\beta (1+i)^{-\alpha} \times \epsilon$$

For å gjøre ligningen noe enklere kan vi skrive dette på logaritmisk form:

$$(2.14) \quad \ln M - \ln P = \beta y - \alpha \ln(1+i) + \ln \epsilon$$

Dersom vi definerer små bokstaver som logaritmiske verdier får vi:

$$(2.15) \quad m - p = \beta y - \alpha \times i + \epsilon$$

Vi har at m er pengemengde, p er prisindeks, y er reell BNP, i er nominell rente, og ϵ er et feilledd.

Kjøpekraftsparitet kan uttrykkes som vist tidligere:

$$(2.16) \quad s = p - p^* - v$$

Merk at v er en stasjonær forstyrrelse i den relative PPP-relasjonen, som innebærer et avvik fra PPP.

Udekket renteparitet, som vi har utledet tidligere, kan også skrives på logaritmisk form:

$$(2.17) \quad i - i^* = E_t(s_{t+1} - s_t) + \rho$$

hvor ρ er et uttrykk for risikopremie.

For å utlede modellen må vi trekke pengemarkedslikevekt i utlandet fra likevekten i hjemlandet:

$$(2.18) \quad \begin{aligned} (m - p) - (m^* - p^*) &= \beta(y - y^*) - \alpha(i - i^*) + (\epsilon - \epsilon^*) \\ (p - p^*) &= (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha(i - i^*) - (\epsilon - \epsilon^*) \end{aligned}$$

Setter vi inn PPP-relasjonen fra likning 2.16 får vi:

$$(2.19) \quad s = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha(i - i^*) - (\epsilon - \epsilon^*) - v$$

Setter vi inn UIP fra likning 2.17 får vi:

$$(2.20) \quad s = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \alpha E_t(s_{t+1} - s_t) - (\epsilon - \epsilon^*) - v$$

$$(2.21) \quad s = f + \alpha E_t(s_{t-1} - s_t)$$

Fundamentalfaktorene for valutakursen er gitt ved f:

$$(2.22) \quad f = (m - m^*) - \beta(y - y^*) + \text{risikopremie} + \text{residualer}$$

Ut fra modellen ser vi at spotkursen (s) vil drives av endringer i, og forventninger til, fundamentalfaktorene pengepolitikk (m) og konjunkturutvikling (y). Generelt kan vi se på valutakursen som en formuespris som avhenger av neddiskontert verdi av fremtidige fundamentalfaktorer ($E_t f_{t+1}, E_t f_{t+2}, \dots$) (Klovland, 2017).

$$(2.23) \quad s_t = f_t + \alpha E_t(s_{t-1} - s_t)$$

$$(2.24) \quad s_t = \frac{1}{1 + \alpha} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha}{1 + \alpha}\right)^i \times E_t f_{t-1}$$

Hvor α er en diskonteringsrente mellom 0 og 1 som gjør slik at fremtidige verdier av fundamentalfaktorene blir mindre verdt enn verdien av fundamentalfaktoren i dag. Eksempelvis vil forventninger til pengepolitikken om 1 år bety mer enn forventningene til pengepolitikken om 10 år.

Endringen i fundamentalfaktorene kan vi knytte til begrepet *news*: ny informasjon om fundamentalfaktorene vil endre valutakursen, men bare dersom den nye informasjonen endrer verdien av forventede fremtidige fundamentalfaktorer. Dersom informasjonen allerede er

forventet av markedet vil den være innbakt i kursen og vil således ikke påvirke valutakursen i dag. News kan uttrykkes matematisk:

$$(2.25) \quad news_t = f_t - E_{t-1}(f_t)$$

Ifølge modellen er det bare news om fundamentalfaktorene som vil påvirke valutakursen.

Implikasjoner av modellen

En ekspansiv pengepolitikk i hjemlandet ($m \uparrow$) vil føre til en depresiering av valutakursen ($s \uparrow$). Intuisjonen bak dette følger av PPP-relasjonen: økt pengemengde fører til høyere prisnivå som alt annet likt fører til en svekket valutakurs (Klovland, 2017). Samme effekt får vi dersom utlandet fører en kontraktiv pengepolitikk slik at pengemengden ute minker ($m^* \downarrow$). Analogt vil valutakursen appresiere dersom hjemlandet fører en kontraktiv pengepolitikk eller utlandet fører en ekspansiv pengepolitikk.

Lavere økonomisk aktivitet ($y \downarrow$) i hjemlandet vil føre til depresiering av valutakursen. Intuisjonen bak dette skyldes at lavere etterspørsel etter penger hjemme fører til lavere rente hjemme. Lavere rente gir mindre etterspurt valuta som gir depresiering (Klovland, 2017). Samme effekt ser vi ved økt økonomisk aktivitet i utlandet ($y^* \uparrow$), der høyere rente ute vil føre til at den utenlandske valutaen relativt sett blir mer attraktiv. Motsatt vil valutakursen appresiere dersom den økonomiske aktiviteten øker i hjemlandet, eller hvis utlandets økonomiske aktivitet faller.

Høyere risikopremie ($\rho \uparrow$) i hjemlandet vil føre til depresiering av valutaen. Investorer vil da kreve kompensasjon for risiko ved investeringer i hjemlandets valuta (Klovland, 2017). Lavere risikopremie vil føre til appresiering av valutaen. Motsatt vil valutakursen appresiere dersom risikopremien i utlandet øker, og den vil depresiere dersom risikopremien i utlandet reduseres.

Valutaen vil depresiere dersom forventninger om valutakursdepresiering ($E_t s_{t+1} \uparrow$) (Klovland, 2017). Motsatt vil valutaen appresiere dersom forventningene til valutakursappresiering øker.

Kritikk av modellen

Som vi har sett bygger modellen på forutsetning om pengemarkedslikevekt, kjøpekraftsparitet og udekket renteparitet. For at modellen skal være god må disse forutsetningene være oppfylt.

Pengemarkedslikevekten i modellen forutsetter full prisfleksibilitet. Denne antakelsen er tvilsom, da vi vet at det spesielt i varemarkedene er mer rigide priser. I tillegg er ikke likevekten nøyaktig beskrevet, da det ikke er sannsynlig at $\rho = 0$

Som vi har sett tidligere er heller ikke antakelsen om kjøpekraftsparitet oppfylt, spesielt ikke på kort og mellomlang sikt. På lang sikt har den bedre støtte. Det har videre vist seg at den stasjonære forstyrrelsen i PPP er systematisk forskjellig fra null. I tillegg har vi sett at hypotesen om udekket renteparitet ikke holder i særlig grad på kort sikt.

Oppsummert ser vi gode grunner til at modellen ikke klarer å forklare utvikling i valutakurser på kort sikt. De strenge forutsetningene som ligger til grunn for modellen er ikke oppfylt

2.5.2 Dornbusch overshooting (1976)

Dersom PPP holder på kort sikt, må prisene endres umiddelbart dersom vi får en endring i pengemengden. Dette impliserer at myndighetene ikke kan påvirke reelle størrelser, noe som er i henhold til klassisk monetær teori. Utover 1970-tallet begynte man imidlertid å tvile på denne forutsetningen på kort sikt grunnet høy volatilitet i reelle valutakurser (Neely & Sarno, 2002). Dette førte til utvikling av nye valutakursmodeller, og vi ser her nærmere på Dornbusch modell fra 1976 slik den er beskrevet i Rogoff (2002) og Neely og Sarno (2002).

Utleddning

Også i denne modellen forutsettes det at udekket renteparitet holder:

$$(2.26) \quad i = i^* + \frac{E_t(S_{t+1}) + S_t}{S_t}$$

Videre baseres modellen på et enkelt uttrykk for pengeetterspørsel:

$$(2.27) \quad m_t - p_t = -\eta i_{t+1} + \varphi y_t$$

der m er pengetilbud, p er innenlandsk prisnivå og y er innenlandsk produksjon. Alle variablene er logaritmiske. η (innenlandsk rentenivå) og φ (inntektselastisitet) er positive parametere.

Modellen forutsetter også at relativ PPP holder på lang sikt:

$$(2.28) \quad \frac{S_t}{S_0} = \frac{P}{P^*}$$

der S_t er spot valutakurs ved tid t og P er prisindeksen, markert med $*$ for utlandet. Dersom denne sammenhengen holder, vil reell valutakurs Q være konstant.

I tillegg antas det som nevnt at innenlandsk prisnivå p ikke endrer seg umiddelbart ved uventede monetære sjokk, men at den tilpasser seg gradvis mot en ny likevekt. Dette virker å være en realistisk antakelse, som også har empirisk støtte (Mussa, 1986).

I modellen antas det videre at output y er eksogent gitt, det vil si at y reagerer i liten grad på endringer i pengemengden m . I tillegg antas det at pengemengden er nøytral på lang sikt, det vil si at en permanent økning i pengemengden fører til en proporsjonal økning i prisnivået på lang sikt. Til slutt antas det at aktørene er rasjonelle.

Implikasjoner av modellen

The Economist (1990) beskriver på en enkel måte hvordan modellen forklarer kortsiktige og langsiktige endringer i valutakursen som følge av en uventet økning i pengemengden m , skissert i figur 2.9.

Lang sikt

På lang sikt ser vi at den uventede økningen i pengemengden ikke endrer de reelle størrelsene. Prisene øker til et nytt likevektsnivå i henhold til PPP-relasjonen, slik at reell PPP er den samme som før økningen i pengemengde. Rentenivået endres ikke, mens nominell valutakurs depresierer

slik at den reelle valutakursen er uendret. Merk for øvrig at en depresiering av valutakursen illustreres ved nedgang i s i figur d, og ikke ved en økning av s slik vi er vant til å se sammenhengen.

Kort sikt

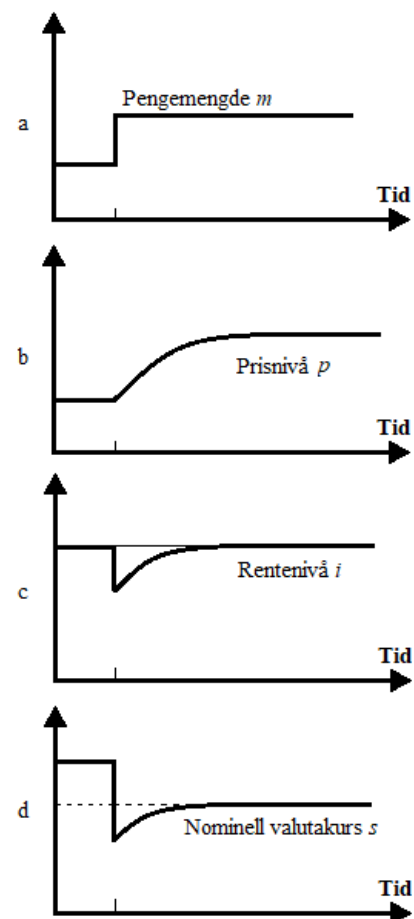
På kort sikt observerer vi imidlertid noen interessante effekter av modellen. Siden prisene i varemarkedene er rigide på kort sikt, vil reell pengemengde stige. Ettersom den reelle pengemengden nå er større enn tidligere, vil renten falle umiddelbart. Når prisene igjen begynner å stige på lang sikt, vil rentenivået vende tilbake til det samme nivået som før.

Siden alle aktørene er rasjonelle, vet de at prisene vil øke proporsjonalt med økningen i pengemengden på lang sikt – og at valutakursen må depreciere. Siden de forventer en depreciering, vil de kreve høyere rente for å investere i valutaen. Men som vi allerede har sett er jo renten nå lavere enn utgangspunktet. For at investorene fremdeles skal ha insentiver for å holde valutaen, må valutakursen derfor depreciere *mer* enn til det langsiktige likevektsnivået. På denne måten forventer investorene en appresiering, noe som kompenserer de for perioden med lav rente. Denne effekten kalles *undershooting*. Motsatt vil en kontraktiv pengepolitikk (nedgang i pengemengden) gi en *overshooting* av valutaen. Det er dette som har gitt opphav til modellens navn.

Kritikk av modellen

Modellen tar hensyn til at prisene i varemarkedene er rigide, noe som i større grad samsvarer med empirien. Således er modellen et steg i riktig retning sammenlignet med den monetære modellen utledet i 2.5.1. Det er likevel tvil rundt modellens forutsetninger som gir grunn til å tvile på resultatenes holdbarhet.

Denne modellen forutsetter, i likhet med den monetære modellen, at udekket renteparitet holder. Som nevnt tidligere hersker det sterk tvil om dette kan forsvares, spesielt på kort sikt. I tillegg



Figur 2.9: Implikasjoner av Dornbusch modell fra 1976. Kilde: The Economist (1990)

forutsetter modellen at relativ PPP holder på lang sikt. Som nevnt er det bedre støtte for dette på lang sikt enn kort sikt, men det er likevel usikkerhet knyttet til denne forutsetningen. Oppsummert ser vi også her at det viktige deler av modellens forutsetninger er brutt, noe som sår tvil om modellens forklaringskraft på kortsiktig valutakursutvikling.

2.6 Ordrestrømsanalyse

Ordrestrømsanalyse går ut på å undersøke om kjøps- og salgsordre inn til banker og meglere kan bidra til å forklare utviklingen i valutakursene. Lyons og Evans finner i ”*Order flow analysis and exchange rate dynamics*” at ordrestrømmer kan bidra til å forklare utvikling i valutakurs på svært kort sikt (Evans & Lyons, 2002). Årsaken til dette er i følge Lyons og Evans at ordrestrømmene er en kilde til informasjon. Helt konkret peker de på at ordrestrømmene kan avsløre motivet til de som initierer handelen. Dermed kan man aggregere informasjon som tidligere var ukjent inn i valutakursene.

Rime og Sojli undersøker i *Ordrestrømsanalyse av valutakurser* om ordrestrømmer kan bidra til å forklare variasjonen i valutakrysset EURNOK (Rime & Sojli, 2006). Funnene er i tråd med Lyons og Evans, og tyder på analyse av ordrestrømmer kan bidra til å kaste lys over utviklingen i EURNOK.

Romstad viser i ”*Ordrestrømsanalyse: et lyspunkt i valutateorien : teori og praktisk anvendelse*” at det eksisterer en sammenheng mellom aggregert ordrestrøm og konkurransekursindeksen (KKI) (Romstad, 2008). KKI er en indeks som viser verdien av NOK målt mot et vektet gjennomsnitt av valutaene til Norges 25 viktigste handelspartnere (Norges Bank, 2017). Romstad hevder at ordrestrømsanalyse er et supplement til de tradisjonelle modellene, men ikke en konkurrent eller arvtager. En modell som inkluderer både tradisjonelle faktorer og ordrestrømmer for ulike kundesegmenter gjør det bedre enn en mikro- og makromodell estimert hver for seg.

Oppsummert viser flere undersøkelser at analyse av ordrestrømmer til en viss grad kan bidra til å forklare kortsiktig valutakursutvikling.

2.7 Teknisk analyse

Teknisk analyse tar utgangspunkt i historiske priser, og i følge de som tror på teknisk analyse kan dette si noe meningsfylt om hvor prisen skal bevege seg i fremtiden. Teknisk analyse skiller seg fra renteparitet, kjøpekraftsparitet og de fundamentale modellene ved at den ikke tar utgangspunkt i fundamentale faktorer (Investtech, 2017). På dette punktet strider dermed teknisk analyse med forutsetningene for nevnte modeller, nemlig at markedene er effisiente. Teorien brukes av flere aktører i markedet, blant annet meglerhus, banker, private og institusjonelle investorer. Samtidig er metoden kritisert av flere økonomiske fagmiljøer nettopp fordi den bryter med hypotesen om effisiente markeder. Teknisk analyse gjøres hovedsakelig med formål å spå kurser på kort- og mellomlang sikt.

Teknisk analyse kan by på flere forskjellige kjøps- og salgssignaler. Disse inkluderer støtte- eller motstandsnivåer. Andre signaler kan være trender, momentum eller ulike ”figurer” tegnet av den historiske prisutviklingen. Figur 2.10 viser et eksempel på hvordan teknisk analyse kan se ut for aksjen Axactor AB (Deltastock, 2017).



Figur 2.10: Eksempel på teknisk analyse av Axactor AB. Kilde: Deltastock

Figuren viser blant annet forskjellige glidende gjennomsnitt og støttenivåer. Den blå og rød linjen er henholdsvis 50 og 200 dagers glidende gjennomsnitt. Dersom de den blå linjen krysser den rød indikerer dette at kursen skal fortsette å stige i tiden fremover.

Det er gjennomført empiriske undersøkelser vedrørende teknisk analyse. Griffioen (2003) undersøker hvorvidt handler basert på teknisk analyse kan gi meravkastning for blant annet valutakryset GBP/USD i perioden 1983 – 1997. Funnene indikerer at selv om det er mulig å finne strategier som gir signifikant meravkastning, så forsvinner den dersom man tar høyde for transaksjonskostnader.

2.8 Random walk

Random walk beskriver en prosess hvor all variasjon er helt tilfeldig og beste prediksjon på fremtidige verdier er denne periodens verdi (Wooldridge, 2015). Matematisk kan en random walk-prosess uttrykkes på følgende måte:

$$(2.29) \quad S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor S_t er verdien i tidspunkt t , S_{t-1} er verdien i forrige periode og ε_t er en uavhengig og tilfeldig komponent med forventning lik null, det vil si $E(\varepsilon_t) = 0$, og varians lik σ . En prediksjon gjort med bakgrunn i random walk vil se slik ut:

$$(2.30) \quad E(S_t) = S_{t-1}$$

Ut fra ligning (2.30) leser vi at forventet spotkurs i periode t er den samme som spotkursen i perioden før t .

Random walk tar utgangspunkt i at dagens pris gjenspeiler all informasjon som påvirker kursen. Dette er i samsvar med teorien om effisiente markeder. En random walk-prosess kjennetegnes blant annet ved at beste estimat for fremtidig verdi, er dagens verdi. Som følge av at denne prosessen er helt tilfeldig kan den sammenlignes med ren gjetning. Den kan derfor brukes til å sammenligne andre prediksjonsmetoder med ren gjetning, noe vi vil gjøre i analysen.

Random walk med driftsledd

Random walk med driftsledd beskriver en prosess hvor man i tillegg til random walk har et driftsledd (Wooldridge, 2015). En slik prosess vil karakteriseres av tilfeldig variasjon rundt en trend. Innen valutakursteori er CIP basert på random walk med driftsledd. Selve driftsleddet vil være forholdet mellom rentesatsene hjemme og ute. Matematisk kan random walk med driftsledd uttrykkes slik:

$$(2.31) \quad S_t = \mu \times S_{t-1} + \varepsilon_t$$

Her representerer μ driftsleddet. Forventet verdi for S_t er da:

$$(2.32) \quad E(S_t) = \mu \times S_{t-1}$$

Vi benytter random walk med driftsledd i analysen gjennom bruk av terminkursen F som prognosealternativ. Forskjellen mellom rentene ute og hjemme representerer driftsleddet:

$$\mu = \frac{(1+i)}{(1+i^*)}$$

Terminkursen vil dermed kunne illustreres slik som i ligning (2.31):

$$(2.33) \quad F_t = \frac{(1+i)}{(1+i^*)} \times S_{t-1}$$

Ligning 2.33 tilsvarer terminkursen i ligning 2.2 fra renteparitet. Terminkursen benyttes som nevnt som prediksjonsmetode senere i oppgaven.

3. Fra teori til empiri

I denne delen vil vi først presentere noen sentrale artikler og studier som har undersøkt prediksjonsevnen til noen av modellene og teoriene som er utledet i teoridelen. Vi vil så se på tidligere undersøkelser av bankenes prognoser gjennom artiklene til Landberg & Tellesbø (2005) og Marthinsen & Rakli (2010), før vi kommenterer hva bankene selv har uttalt er viktig ved utarbeidelse av sine prognoser.

3.1 Empiriske undersøkelser av modellers prediksjonsevne

Etter at flytende valutakurser ble vanlig etter Bretton Woods-kollapsen i 1971 var det flere økonomer som forsøkte å forklare valutakursutviklingen. Felles for dette var at det stor sett ble benyttet historiske data, og modellene ble tilpasset den spesifikke perioden som skulle beskrives (Klovland, 2017). Spørsmålet ble derfor om det er mulig å predikere fremtidig valutakursutvikling. Dette er blitt forsøkt besvart ved flere anledninger, og vi vil i denne delen av oppgaven trekke frem noen av de viktigste funnene.

Vi vil fokusere på noen studier som har testet prediksjonsevnen til noen av modellene vi har beskrevet i teoridelen. Vi tar utgangspunkt i artikkelen til Meese og Rogoff fra 1983, samt diverse etterprøvinger av denne. Videre ser vi på tidligere analyser av bankenes prognoser gjennom artiklene til Landberg & Tellesbø (2005) og Marthinsen & Rakli (2010).

Meese og Rogoff (1983)

I Meese og Rogoffs artikkel testes treffsikkerheten til tre makroøkonomiske modeller, to tidsseriemodeller, i tillegg til terminkurs og random walk.

I studien brukes de ulike modellene til å predikere valutakryssene USDGDP, USDDEM, USDJPY og en eksportvektet dollar på 1, 3, 6 og 12 måneders horisont. Prediksjonene sammenlignes så med faktisk valutakurs. Studien baserer seg på månedlige dataserier fra mars 1973 til juni 1981 (Meese & Rogoff, 1983).

De makroøkonomiske modellene som testes i studien er *Frenkel-Bilson*, *Dornbusch-Frankel* og *Hooper-Morton*. Disse modellene kan skrives på følgende generelle form:

$$(3.1) \quad s = a_1(m - m^*) + a_2(y - y^*) + a_3(i - i^*) + a_4(\pi - \pi^*) + a_5TB + a_6TB^*$$

Hvor m er pengemengde, y er bruttonasjonalprodukt i faste priser eller industriproduksjon, i er nominell rente, π er inflasjonsrate og TB er handelsbalanse. * markerer utlandet. De strukturelle modellene har følgende kjennetegn:

- *Frenkel-Bilson*-modellen forutsetter PPP og fleksible priser, og vi har at $a_4 = a_5 = a_6 = 0$.
- *Dornbusch-Frankel*-modellen forutsetter rigide priser og tillater konsekvente avvik fra PPP. Modellen gir $a_5 = a_6 = 0$.
- *Hooper-Morton*-modellen forutsetter også rigide priser, men ingen av koeffisientene trenger å være lik 0.

De to tidsseriemodellene som testes er en autoregressiv modell (3.2) og en vektor autoregressiv modell med makrovariabel X (3.3).

$$(3.2) \quad s_t = a_1s_{t-1} + a_2s_{t-2} + \dots + a_ns_{t-n}$$

$$(3.3) \quad s_t = a_1s_{t-1} + a_2s_{t-2} + \dots + a_ms_{t-m} + b_1X_{t-1} + b_2X_{t-2} + \dots + b_mX_{t-m}$$

Terminkurs og random walk noteres på samme måte som beskrevet tidligere

Resultatet var overraskende – en random walk modell gjorde det like bra - ofte bedre enn de sofistikerte strukturelle modellene både på kort og lang sikt. De strukturelle modellene presterer dårlig på tross av at de får fordelen av å bruke realiserte verdier av fundamentalvariablene (pengemengde, BNP) som ikke var kjent på prognosetidspunktet. Til forsvar for de strukturelle modellene bemerker Meese og Rogoff at modellene har god forklaringskraft, men at prediksjonen blir svak på grunn av vanskelighetene forbundet med å predikere forklaringsvariablene. Undersøkelsen viser også at random walk-modellen predikerer bedre enn terminkursen, noe som impliserer at både dekket og udekket renteparitet holder dårlig. Det er viktig å påpeke at selv om random walk kommer best ut av undersøkelsen, er det på ingen måte en god prediksjon av valutakursutviklingen (Klovland, 2017).

Etterprøving av konklusjonen til Meese og Rogoff

Studien til Meese og Rogoff har vært kritisert i ettertid blant annet grunnet svak økonometri, og flere har gjennomført tilsvarende studier i ettertid for å motbevise konklusjonen fra 1983.

I Nelson C. Mark sin artikkel fra 1995 testes en monetær modell der pengemengde og realinntekt inngår som fundamentalfaktorene. Studien tar for seg kvartalsvise data fra USA, Tyskland, Japan, Canada og Sveits. Hovedideen er at den monetære modellen bare holder på lang sikt, men at den på kort sikt påvirkes mye av nye sjokk (Mark, 1995). På lang sikt trekkes valutakursen mot likevektsverdien av fundamentalfaktorene.

Mark konkluderer i sin studie med at kortsiktig valutakursutvikling i hovedsak påvirkes av støy. På lengre sikt blir imidlertid denne støyen nøytralisert, og han påstår at han har bevist at makroøkonomiske fundamentalvariabler påvirker valutakursen systematisk på lengre sikt. Dette er i strid med funnene til Meese og Rogoff.

I ettertid har flere etterprøvd de sterke resultatene til Mark. Neely og Sarno (2002) undersøkte hvorvidt Marks studie var robust med tanke på sample-perioden. De la derfor til ytterligere 3 år til med data, noe som ga dårligere resultater for alle valutaer, med unntak av sveitserfranc (Klovland, 2017). De økonometriske forutsetningene for Mark sin modell blir også kritisert. Nelly og Sarno konkluderer med at variasjon i valutakursen i liten grad kan forklares av de monetære modellene. Det kan derfor virke som om at også Mark sine resultater kun gjelder innen en begrenset tidsperiode, og at man derfor ikke trekke generelle slutninger basert på studien fra 1995.

Cheung, Chinn og Pascal (2005) gjorde også en studie der de testet ulike modellens prediksjonsevne mot hverandre. Modellene de testet var en PPP-modell, en modell basert på udekket renteparitet, Dornbusch-Frenkel modell for rigide priser, en PPP-modell med produktivitetsforskjeller og en BEER-modell. De fant at noen av modellene av og til gjorde det litt bedre enn random walk, på enkelte tidshorisonter og på enkelte valutakurs. Likevel konkluderte også de med at ingen av modellene de undersøkte systematisk kunne slå random walk.

I 2008 kom Rogoff og Stavrakeva med en undersøkelse om hvorvidt de strukturelle modellene nå var bedre til å predikere kortsiktig valutakursutvikling (Rogoff & Stavrakeva, 2008). De

konkluderte med at det var ”litt” bedring. Likevel bemerker de at en generell trend for de senere års studier er at de ikke er robuste med hensyn til sampleperioder og testobservatorer, og at en viktig feilkilde er bruk av asymptotiske egenskaper ved testene (Klovland, 2017). Rogoff og Stavrakeva konkluderer med at resultatene fra Meese og Rogoff (1983) fremdeles holder.

Ut fra de studier som er gjennomført etter Meese og Rogoff ser ut til at det til en viss grad er mulig å utvikle en modell som er tilpasset et spesifikt datasett. Ut fra disse resultatene kan det se ut til at modellene kan bidra til å *forklare* utviklingen i valutakurser. utfordringene kommer dersom man forsøker å nyttiggjøre seg modellen videre, for eksempel ved å bruke den på en annen tidsperiode (out-of-sample testing). Slik testing gir ofte dårlige resultater, på tross av at man ser på historiske tall og kan bruke realiserte variabelverdier (renter, økonomisk vekst etc.). Virkelig utfordrende blir det dersom modellene brukes til prognoseformål, altså slik at man også må estimere variabelverdiene som prognosene skal baseres på. Da holder ikke modellene, selv om det kanskje så lovende ut in-sample.

Alt i alt er det gjennomført en rekke studier som har forsøkt å motbevise det oppsiktsvekkende resultatet fra Meese og Rogoff i 1983. Selv om noen hevder at de klarer nettopp det, står resultatet fremdeles i dag. Spesielt på kort sikt (inntil 1 år) er det lite som tilsier at strukturelle modeller er bedre enn en naiv random-walk modell.

3.2 Tidligere undersøkelser av bankenes prediksjonsevne

Landberg og Tellesbø (2004)

Landberg og Tellesbø undersøker i sin oppgave ”*Skandinaviske bankers valutaprognoser – en empirisk analyse: vet bankene hvor haren hopper?*” i hvor stor grad skandinaviske banker er i stand til å predikere hvor et utvalg valutakryss beveger seg. Perioden for undersøkelsene er 1994-2004. Valutakryssene som analyseres er GBPNOK, SEKNOK, USDNOK, EURNOK, USDJPY, EURUSD, USDDEM, DEMNOK. Ved hjelp av ulike målekriterier undersøker de bankenes prognoseevne sammenlignet med terminkurs og random walk.

Resultatene viser at random walk gir bedre prognoser enn bankene i omrent 70 % av tilfellene for valutakryss og horisonter. Når det gjelder prediksjon av retningen klarer ikke bankene å slå tilfeldig gjetning. Funnene samsvarer dermed med Meese og Rogoff (1983) som konkluderte med at random walk over tid ser ut til å gi best valutaprediksjon. Analysen viser imidlertid at bankene er bedre til å predikere valutakursene på lengre sikt enn på kortere sikt. Funnene svekkes imidlertid noe, da de ikke tester for statistisk signifikans.

Marthinsen og Rakli (2010)

Marthinsen og Rakli undersøker i sin oppgave ”*Skandinaviske aktørers valutaprognoser – empirisk analyse av perioden 2000-2010*” i hvor stor grad syv ulike skandinaviske banker treffer med sine valutakursprediksjoner. Oppgaven tar utgangspunkt i valutakryssene USDNOK, EURNOK, USDSEK, EURSEK, USDEUR, JPYUSD og EURGBP i tidsperioden 2000-2010.

Funnene er i samsvar med funnene til Landberg og Tellesbø. Bankenes spådommer er jevnt over dårligere enn RW. USDNOK og USDSEK skiller seg positivt ut for bankenes del ettersom resultatene viser at de er mer treffsikre på disse valutakryssene enn de øvrige. På kort sikt er bankenes spådommer dårligere enn på lengre sikt. Når det gjelder prediksjon av retning, er bankene noe bedre, men Marthinsen og Rakli konkluderer med at bankene ikke gjør det signifikant bedre enn tilfeldig gjetning. I tidsperioden i etterkant av Lehman Brothers-konkursen i september 2008 var resultatene enda dårligere for bankene.

3.3 Bankenes syn på teorier, modeller og prediksjoner

Som vi har sett er det svært mange hensyn å ta når man skal predikere en valutakurs. Ikke bare har vi de fundamentale makrovariablene som renter og økonomisk vekst, men som vi har sett må også investoratferd og finansiell usikkerhet tas i betraktning. Dette er forhold som ikke er vektlagt i de strukturelle modellene vi har studert hittil, og kan muligens være en forklaring på hvorfor de empiriske modellenes prediksjonsevne er svak.

I vår dialog med bankene har vi en enighet om at driverne for valutakursene varierer med prognosehorisont, valutakryss og med tiden. Det er likevel interessant å se at de modeller og teorier som legges til grunn for prediksjonene varierer fra bank til bank.

Vi vil i det følgende gå igjennom hva bankene har uttalt at de baserer seg på ved utarbeidelse av prognosene, på både kort og lang sikt. Siden bankene er anonymisert, behandler vi de samlet. Noen av bankene har vært mer samarbeidsvillige enn andre. Vi har i tillegg til dialog med bankene sett på hva de legger vekt på i ulike rapporter.

Kort sikt

På kort sikt uttaler flere av bankene at det er vanskelig å forholde seg til fundamentale modeller. Hvilke faktorer som er viktige for kursutviklingen varierer veldig med hvilket valutakryss en ser på, og det er derfor en betydelig grad av *skjønn* involvert i utarbeidelsen av prognosene. Det teoretiske rammeverket fungerer mer som en støtte for prognosene. De empiriske modellene gir en krysspeling, som holdes opp mot de aktuelle driverne i markedet.

I tider med finansiell usikkerhet uttaler noen av bankene at det teoretiske rammeverket mister mye av sin relevans. Investorers risikoaversjon vil bety mer enn eksempelvis renteforskjeller, og de vil da predikere en styrking av såkalte trygg havn-valutaer, og svekkelse av de mindre likvide valutaene. Utfordringen med dette er å vite når disse effektene er aktuelle.

Flere av bankene er skeptiske til bruken av teknisk analyse til prognoseformål. Likevel uttaler en av bankene at det kan være nyttig informasjon i slik analyse, spesielt på kort sikt. Den samme banken sier også at ordrestrømsanalyse kan være nyttig på horisonter opp til 1 måned, spesielt for mindre likvide valutaer som kan påvirkes relativt kraftig av etterspørsel.

Lang sikt

På lengre sikt baserer bankene seg i større grad på fundamentale faktorer. Samtidig er skjønn en viktig faktor også her, med subjektive vurderinger av hva som vil være viktige drivere i det aktuelle valutakrysset fremover.

Det er bred enighet blant bankene om at renteutvikling og økonomisk vekst er viktige drivere for valutakursen på lengre sikt. Hvordan disse faktorene påvirker er det ikke like stor enighet om, og det ser ut til at dette varierer med valutakryss og prognosehorisont. En av bankene uttaler at udekket renteparitet benyttes i liten grad, snarere tvert imot. Banken legger som oftest til grunn at høyere rente betyr appresiering, noe som er i strid med UIP. De uttaler også at dekket renteparitet er mer relevant, siden det er dette bedriftene forholder seg til i vurderingen av om hvorvidt de skal sikre fremtidig valutaeksponering eller ikke. Økonomisk aktivitet og ulike nøkkeltall som arbeidsledighet ser også ut til å være noe samtlige banker ser på ved utarbeidelsen av prognosene.

Noen av bankene mener at kjøpekraftsparitet er en viktig rettesnor på lang sikt, og at valuta ofte har en tilbakevendingsmekanisme. En av bankene uttaler at dette kan gi en god pekepinn også kortsiktig, ved at de har en slags ”naturlig verdi” kursen skal nå. I tillegg kan de se om valutaen er over- eller undervurdert. Enkelte andre banker mener at tilbakevendingsmekanismen er for treg, og at den derfor ikke er særlig nyttig på prognoser inntil 1 år. Det samme gjelder ”mean reversion”, altså at kursen vil nærme seg en gjennomsnittskurs.

Flere av bankene presiserer at det er viktig å se på faktorene i et land relativt til andre land. Eksempelvis vil økt økonomisk aktivitet i Norge sett kunne peke i retning av en styrkelse av NOK. Dersom den økonomiske aktiviteten øker mer i for eksempel eurosonen, vil det imidlertid kunne føre til en svekkelse av NOK mot euro. Det er derfor avgjørende å legge et helhetlig bilde til grunn ved utarbeidelse av valutaprognoser.

Konklusjon

De modeller og teorier som benyttes til prognoseformål varierer fra bank til bank. Subjektive vurderinger av hva som er viktige drivere påvirker prediksjonene i stor grad, og ingen av bankene forholder seg slavisk til teoretiske rammeverk. Det er forskjell på hva de vurderer som viktig på kort og lang sikt. På kort sikt tillegges fundamentale faktorer mindre verdi, mens skjønn er benyttet i stor grad. Grad av finansiell usikkerhet har stor betydning. På lengre sikt blir fundamentalfaktorene viktigere, selv om skjønn i stor grad utvises også her. Det er uenighet om hvorvidt PPP kan brukes eller ikke, men flere av bankene forholder seg til en ”naturlig verdi” som kursen antas å ligge rundt. Oppsummert ser det ut til at bankene utviser stor grad av skjønn ved utarbeidelse av prognosene både på kort og lang sikt. Det er viktig å se på utviklingen i faktorer som antas å påvirke valutakursene relativt mot andre land. En av bankene uttaler at det derfor *”kreves kunnskap om og erfaring fra valutamarkedet for å gi slike prognoser.”*

4. Analyse

I denne delen presenterer vi analysene vi har gjennomført av aktørene i undersøkelsen. Spot- og terminkursene er hentet fra Bloomberg.

I del 4.1 presenterer vi hvilke statistiske målekriterier vi har benyttet i analysen. Metodene som er benyttet har tidligere vært anvendt i lignende undersøkelser. Metodene vi benytter er *mean absolute error (MAE)*, *mean squared error (MSE)* og *direction of change (DoC)*. De to første måler prognosefeil, mens den siste angir i hvor stor andel av prognosene aktørene treffer på valutakursutviklingens retning.

I del 4.2 presenterer vi resultatene for hver enkelt aktør. For hver aktør presenterer vi først hvilke valutakryss og horisonter vi analyserer, samt hvilken tidsperiode prognosene er hentet fra. Deretter analyserer vi prognosene basert på de to målekriteriene MAE og MSE, og sammenligner resultatene for hver aktør med terminkurs og random walk. Resultatene for terminkursen presenteres for hver aktør grunnet ulike prognosedatoer og ulike intervaller mellom prognosene. Videre benytter vi retningsmålet DoC for å sammenligne bankens prognoser med tilfeldig gjetning. DoC for tilfeldig gjetning er antatt å være 0,5, noe som betyr at man treffer riktig på retningen halvparten av gangene om man gjetter. Dette kan sammenlignes med et myntkast. Vi sammenligner også terminkursen med tilfeldig gjetning, da vi mener det er interessant å undersøke om rentedifferansen terminkursen er basert på kan ha betydning for retningen.

Videre presenterer vi i del 4.3 en samlet analyse av alle bankene, og sammenligner disse resultatene mot Konjunkturinstituttets resultater. Dette gjør vi for å se om det er forskjell på prognosene til de kommersielle bankene og det statlige økonomiske instituttet. Vi ser på prognosene samlet, samt fordelt på valutakryss og prognosehorisont. Tilslutt undersøker vi i del 4.4 i hvilken grad styrken på prognosene, nærmere bestemt hvor store utslag bankene spår i valutakursen, har betydning for prognosenes treffsikkerhet.

I samtlige analyser tester vi for signifikante avvik. I tabellene markerer vi signifikante avvik med *, ** og ***. Dette viser om observasjonene er signifikante på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 % -nivå. Som standard i oppgaven kommenterer vi resultatene basert på avvik på 10 % -nivå.

4.1 Statistiske metoder

Vi vil i analysen benytte oss av statistiske målemetoder som er benyttet i tilsvarende undersøkelser. Dette inkluderer *mean absolute error* (MAE) og *mean squared error* (MSE), som ser på avvik mellom faktisk valutakurs og en prognose. I det følgende vil vi utlede disse målekriteriene, i tillegg til Diebold Mariano -testen som justerer for autokorrelasjon i datasettet og tester ulike prognosealternativer opp mot hverandre. Tilslutt vil vi gå gjennom Direction of Change (DoC), som vi benytter for å teste evne til å angi riktig retning på valutakursutviklingen.

4.1.1 Mean absolute error (MAE)

MAE er det gjennomsnittlige absolutte avviket fra prognosealternativet og faktisk valutakurs. MAE kan uttrykkes matematisk på følgende måte:

$$(4.1) \quad MAE = \sum_{t=1}^{N_k} \frac{|P(t+k) - S(t+k)|}{N_k}$$

P er prognoseverdien, S er spotkursen, t angir tidsdimensjonen og k angir prognosehorisonten. N_k angir totalt antall observasjoner for prognosehorisont k. MAE summerer absoluttverdiene til både positive og negative avvik, og gir gjennomsnittlig avvik mellom prognose og realisert spotkurs. Den er derfor egnet til å undersøke i hvor stor grad bankene treffer med sine prognoser sammenlignet med andre prognosealternativer.

Ettersom MAE er et uttrykk for det faktiske avviket mellom predikert og realisert verdi, er det ikke hensiktsmessig å sammenligne resultater på tvers av valutakryss direkte. Dette skyldes at forskjellige valutakryss noteres i forskjellig størrelsesorden. Som eksempel kan vi trekke frem USDJPY, som noteres til en kurs rundt 110-115, og EURNOK som noteres til en kurs opp mot 10. En måte å løse dette problemet er å analysere de relative forholdstall for prognosen sammenlignet med RW og terminkursen (Cheung, Chinn, & Pascual, 2005). Lignende argumentasjon kan gjøres gjeldende for MSE. Et forholdstall større enn 1 vil bety at prognosen gir større avvik enn alternativet, og at prognosen da er en dårligere prediksjonsmetode. Dersom

forholdstallet er mindre enn 1 vil prognosen være best. De relative forholdstallene kan presenteres slik for henholdsvis RW og terminkurs:

$$(4.2) \quad \frac{MAE_{prognose}}{MAE_{randomwalk}} \quad \text{og} \quad \frac{MAE_{prognose}}{MAE_{terminkurs}}$$

4.1.2 Mean squared error (MSE)

MSE måler det kvadrerte gjennomsnittlige avviket fra prognose og realisert spotkurs. Matematisk kan MSE uttrykkes slik:

$$(4.3) \quad MSE = \sum_{t=1}^{N_k} \frac{[P(t+k) - S(t+k)]^2}{N_k}$$

Notasjonen er den samme som ved MAE. MSE tar også hensyn til både positive og negative avvik. I tillegg vil MSE straffe større avvik hardere enn mindre avvik som følge av kvadreringen. Selv om MSE er kvadrert i motsetning til MAE, forventer vi stort sett å finne de samme resultatene ved begge metodene.

På grunn av kvadreringen blir MSE mer følsom ovenfor store avvik fra gjennomsnittet, såkalte "uteliggere", som vil bli tillagt uforholdsmessig stor vekt. Dersom datasettet har en skjev fordeling, vil ikke MSE fungere særlig godt. Problematikken med størrelsesorden på valutakursene gjør seg gjeldende også med MSE. Derfor vil vi bruke forholdstall slik som ved MAE.

Vi vil benytte oss av Diebold-Mariano-testen for å undersøke om eventuelle avvik er signifikante, både for MAE og MSE.

4.1.3 Diebold-Mariano

Vi ønsker å teste om MAE og MSE for bankenes prognoser er signifikant ulik RW og terminkurs. Etersom bankenes prediksjoner overlapper hverandre, vil det være autokorrelasjon i datasettet. Diebold-Mariano-testen er utviklet for å teste prediksjonsevnen til ulike modeller, og justerer samtidig for autokorrelasjon i datasettet. For å redusere autokorrelasjonen benytter man datasettets langsiktige varians, basert på et gitt antall lags. I testen benyttes Schwert-kriteriet som metode for å finne dette antallet. For nærmere utledning henvises det til Schwert (1989).

Selve testen går ut på først å måle differansen mellom predikert verdi og realisert spotkurs for MAE og MSE:

$$(4.4) \quad MAE : L_i(t+k) = |F_i(t+k) - S(t+k)|$$

$$(4.5) \quad MSE : L_i(t+k) = [F_i(t+k) - S(t+k)]^2$$

L_i er tapsfunksjonen for hvert tidspunkt t , i representerer enten bankenes prediksjon, RW eller terminkursen.

Diebold-Mariano-testen går ut på å teste differansen d mellom ulike prognosealternativer:

$$(4.6) \quad d_t = L_i(t+k) - L_j(t+k)$$

Hvor i er bankens prognose og j er enten RW eller terminkurs, avhengig av hvilket alternativ vi tester mot. Nullhypotese er at differansen mellom de ulike prognosealternativene er null, og alternativhypotesen er at differansen er forskjellig fra null:

$$H_0 : d_t = 0$$

$$H_1 : d_t \neq 0$$

Vi bruker en tosidig test. Grunnen til at vi gjør det er at tidligere undersøkelser har vist at aktørenes prediksjoner ikke ser ut til å slå RW eller terminkurs. I tillegg kan vi ikke utelukke at bankenes prediksjonsevne endres med tidshorizonten. Vår vurdering er derfor at det er like interessant å undersøke om aktørenes prediksjoner gjør det signifikant bedre eller signifikant dårligere enn RW eller terminkurs.

4.1.4 Direction of Change (DoC)

DoC er et målekriterium som måler evnen til å predikere riktig retning på valutakursen. DoC fremkommer som et tall mellom 0 og 1, som representerer andelen prognoser med riktig retning. Én måte å teste dette på, er å undersøke om aktørenes prediksjoner spår riktig retning i mer enn 50 % av tilfellene, noe som antas å være andelen med riktig retning ved tilfeldig gjetning eller et myntkast.

Matematisk kan DoC uttrykkes på følgende måte:

$$(4.7) \quad DoC = \frac{1}{N_k} \sum_{t=1}^{N_k} V(t+k)$$

V er en binomisk variabel med verdi 0 dersom prognosen ikke spår riktig retning og verdi 1 dersom prognosen spår riktig retning sammenlignet med realisert valutakurs. Tidshorizonten er angitt av t og prognosehorizonten er angitt av k, mens N angir antall observasjoner.

Testen tar utgangspunkt i en binomisk variabel som gis verdi 0 dersom prediksjonen ikke spår riktig retning, og verdi 1 dersom prediksjonen spår riktig retning. Dersom $DoC > 0,5$ på et signifikant nivå betyr det at prognosealternativet er bedre enn tilfeldig gjetning. Tilsvarende, dersom $DoC < 0,5$ på et signifikant nivå, betyr det at prognosealternativet er dårligere enn tilfeldig gjetning. Vi tar utgangspunkt i et 90 og 95 % konfidensintervall.

I likhet med MSE og MAE vil autokorrelasjon påvirke gyldigheten av resultatene. En måte å teste for autokorrelasjon er å gjøre en *runs-test*. Denne testen undersøker om den binomiske variabelen V har mange observasjoner av 0 og 1 etter hverandre. Dersom det er tilfellet, sier man

at det eksisterer "runs" i datasettet og at det er autokorrelasjon. Ved å undersøke prognosene til hver enkelt bank fordelt på valutakryss og horisont ser vi at det finnes observasjoner med flere 0 eller 1 etter hverandre. Dette indikerer autokorrelasjon i datasettet, som medfører problemer med statistisk inferens.

En måte å omgå problemet med autokorrelasjon er å utelate overlappende observasjoner, og deretter benytte t-tester for å undersøke om det er signifikante forskjeller mellom de ulike prognosene. Konsekvensen blir at datasettet får betydelig færre observasjoner for DoC enn for analysene av MSE og MAE. Vi har gjennomført en slik justering.

Tidligere undersøkelser har vist at ulike prognosealternativer ikke gjør det bedre enn tilfeldig gjetning og at prognosehorisont kan ha betydning for treffsikkerheten. Vi vil derfor bruke en tosidig test fordi det er av interesse både dersom prognosealternativene er mer treffsikre og dersom de er mindre treffsikre enn tilfeldig gjetning. Dermed vil nullhypotesen være at prediksjonene gjør det likt som tilfeldig gjetning og alternativhypotesen være at prediksjonene gjør det enten dårligere eller bedre:

$$H_0: DoC = 0,5$$

$$H_1: DoC \neq 0,5$$

Test-observatoren finner vi på følgende måte:

$$t = \frac{DOC - 0,5}{\sqrt{\frac{0,5 \times (1 - 0,5)}{N_k}}}$$

4.2 Analyse av aktørene

I denne delen vil vi presentere resultatene for MAE/MSE og DoC for samtlige aktører. For begge målene presenterer vi en oppsummeringstabell som kommenteres. For hver aktør vil vi først se på bankens prognose sett opp mot random walk, før vi ser prognosen opp mot terminkursen. Dersom noen valutakryss eller prognosehorisonter skiller seg ut vil vi trekke dette frem. Detaljerte tabeller med valutakryss og horisonter finnes i appendiks 1.

4.2.1 Bank A

Fra Bank A har vi mottatt morgenrapporter fra annenhver måned i perioden 2003 til 2016. I tidsperioden har banken gitt prognoser på valutakryssene USDJPY, USDNOK, EURNOK, GBPNOK og SEKNOK. Fra 2003 til midtveis i 2008 ga banken prognoser på 3, 6 og 12 måneders horisont. Etter dette ble horisontene endret til 2, 5 og 11 måneder. I tillegg til dette har banken gitt prognoser på 1 måneds horisont fra 2006.

MAE og MSE

Prognose mot random walk

Hvis vi legger MAE til grunn, ser vi at prognosen gir bedre resultater enn RW i 8 av 35 observasjoner (23 %). Kun 3 av disse er imidlertid signifikante (9 %). RW er best i 27 av observasjonene (77 %), og 16 av disse er signifikante (46 %).

Om vi legger MSE til grunn, ser vi at prognosen er best i 5 av 35 tilfeller (14 %), og 2 av disse er signifikante (6 %). RW er best i 30 av observasjonene (86 %), mens 19 av disse er signifikant bedre enn prognosen (54 %).

Begge målene gir for Bank A samme tendens. RW gir mindre prognosefeil enn bankens prognose. Dette ser vi tydelig for USDJPY, der RW er signifikant bedre enn prognosen på samtlige horisonter. Det ser imidlertid ut som banken gir noe bedre prognoser på 12-måneders horisont, spesielt for EURNOK og USDNOK, der prognosen er signifikant bedre enn RW. For 11-måneders horisont gir ikke analysen samme resultat, noe som ved første øyekast kan virke noe underlig. Dette kan imidlertid være en konsekvens av at 11-måneders prognose først startet i

september 2008, i en tid preget av sterk finansiell uro. Dette kan ha påvirket prognosefeilen negativt. Vi konkluderer med at bank A gir dårligere prognoser enn random walk.

Prognose mot terminkurs

Dersom vi legger MAE til grunn, gir prognosen bedre resultater enn terminkursen i 5 av 35 tilfeller (14 %). Kun 2 av disse er signifikante (6 %). Terminkursen er bedre i 30 av observasjonene (86 %), og av disse er 18 signifikante (51 %).

Ser vi på MSE finner vi omtrent samme resultat. Prognosen er bedre i 5 av tilfellene også her (14 %), men ingen av disse er signifikante. Terminkursen er bedre enn prognosen i 30 tilfeller (86 %), og 21 av disse er signifikante (60 %).

Vi ser det samme mønsteret på valutakryss og horisonter som ved RW. Som forventet gir RW og terminkurs omtrent samme resultat, siden terminkursen og RW er svært like spesielt på de korteste horisontene. Basert på dette ser det ut til at også terminkursen gir bedre prognoser enn bankens egen prognose. Vi konkluderer med at bank A gir dårligere prognoser enn terminkursen.

Bank A	MAE				MSE			
	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	35		35		35		35	
Prognose best	8	23 %	5	14 %	5	14 %	5	14 %
Prognose best *	3	9 %	2	6 %	2	6 %	0	0 %
Prognose best **	1	3 %	0	0 %	1	3 %	0	0 %
Prognose best ***	1	3 %	0	0 %	1	3 %	0	0 %
Prognosen dårligst	27	77 %	30	86 %	30	86 %	30	86 %
Prognosen dårligst *	16	46 %	18	51 %	19	54 %	21	60 %
Prognosen dårligst **	15	43 %	15	43 %	16	46 %	15	43 %
Prognosen dårligst ***	13	37 %	13	37 %	9	26 %	10	29 %

Tabell 4.2.1: Bank A. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***.

DoC Bank A

Vi vil ved hjelp av DoC måle om bankene evner å predikere riktig retning på valutakursutviklingen. DoC angis som et tall mellom 0 og 1, der tallet angir andelen prognoser med riktig retning. Vi sammenligner med tilfeldig gjetning som antas å være 0,5.

Prognose mot tilfeldig gjetning

For bank A har vi totalt 35 observasjoner. Bankens prognoser har truffet bedre enn tilfeldig gjetning i 22 av disse tilfellene (63 %) og dårligere i 13 tilfeller (37 %) om vi ser på alle observasjonene. Om vi ser på resultatene justert for autokorrelasjon treffer banken bedre enn tilfeldig gjetning i 20 tilfeller (57 %), og dårligere i 12 tilfeller (34 %). I resterende 9 % av observasjonene er prognosene eksakt på nivå med tilfeldig gjetning. Det er imidlertid få av observasjonene som er signifikante. Vi har kun funnet 3 observasjoner (9 %) hvor bankens prognoser er signifikant bedre enn tilfeldig gjetning, og 4 observasjoner (11 %) hvor prognosene er dårligere enn tilfeldig gjetning. Banken er svakest på USDJPY, mens ingen valutakryss skiller seg ut positivt. Videre skiller ingen horisonter seg ut i stor grad. Resultatene tyder på at bank A er bedre enn tilfeldig gjetning på valutakursens retning. Det er imidlertid verdt å påpeke at vi har få signifikante funn, noe som kan skyldes størrelsen på datasettet. Dette svekker resultatet noe.

Terminkurs mot tilfeldig gjetning

Terminkursen treffer bedre enn tilfeldig gjetning i 22 tilfeller (63 %) og dårligere i 12 tilfeller (34 %) dersom vi ser på alle observasjoner. Justert for autokorrelasjon ser vi at terminkursen er bedre i 19 tilfeller (54 %) og dårligere i 12 tilfeller (34 %). Terminkursen er signifikant bedre enn tilfeldig gjetning i 3 tilfeller (9 %), og dårligere i 1 tilfelle (3 %). Ikke overraskende er resultatet svært likt som for prognosene, da det er liten forskjell mellom terminkurs og spotkurs (RW). Resultatene peker i retning av at terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning, men også her har vi få signifikante funn.

Bank A	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	35		35	
DoC > 0.5	22	63 %	22	63 %
DoC < 0.5	13	37 %	12	34 %
DoC justert > 0.5	20	57 %	19	54 %
DoC justert < 0.5	12	34 %	12	34 %
DoC justert > 0.5 *	3	9 %	3	9 %
DoC justert > 0.5 **	2	6 %	1	3 %
DoC justert < 0.5 *	4	11 %	1	3 %
DoC justert < 0.5 **	1	3 %	1	3 %

Tabell 4.2.2: Bank A. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

Oppsummering av bank A

Ved å undersøke prognosefeil ser vi at bankens prognoser gjør det signifikant bedre enn random walk i under 10 % av observasjonene. RW er imidlertid signifikant bedre enn prognosen i rundt 50 % av observasjonene. For terminkursen ser vi at resultatene er omtrent det samme. På bakgrunn av disse resultatene konkluderer vi med at bank A gir dårligere prognoser enn både RW og terminkurs. På 12 måneders horisont ser det ut til at bankens prognoser er noe bedre, spesielt for EURNOK og EURSEK. USDJPY er det valutakryset der bankens prognoser gjør det desidert svakest.

Ser vi på prognosens retningsangivelse ser det ut til at bankens prognose presterer noe bedre enn tilfeldig gjetning. Ingen horisonter skiller seg ut positivt, men det kan se ut til at banken er noe svakere på USDJPY. For terminkursen får vi samme resultat. Resultatene tyder på at både bankens prognoser og terminkurs gjør det bedre enn tilfeldig gjetning. Få signifikante observasjoner gjør resultatene imidlertid noe usikre.

4.2.2 Bank B

Fra Bank B har vi mottatt 2 rapporter per år fra 2004 til 2016. I tidsperioden har banken gitt prognoser på EURUSD, EURNOK, EURSEK, EURGBP og USDJPY. For USDJPY kom siste prognose i 2012. Bank B har gjennom hele perioden gitt prognoser på 3, 6 og 12 måneders horisont.

MAE og MSE

Prognose mot random walk

Legger vi MAE til grunn, ser vi at prognosen gir bedre resultater enn RW i 1 av 15 tilfeller (7 %), men dette tilfellet er ikke signifikant. RW gir bedre prognoser i 14 av 15 tilfeller (93 %), mens 6 er signifikante (40 %).

Om vi legger MSE til grunn, observerer vi omtrent det samme resultatet. Prognosen er best i 2 av 15 tilfeller (13 %), og heller ikke her er noen observasjoner signifikant. RW er best i 13 av observasjonene (87 %), hvor 5 (33 %) er signifikante.

Oppsummert viser både MAE og MSE at bankens prognoser gir større prognosefeil enn RW, spesielt på 3-måneders horisont. Det kan se ut til at banken er noe bedre på 12 måneders horisont sammenlignet med kortere prognosehorisonter, spesielt på kryssene EURNOK og EURSEK. Dette er imidlertid ikke signifikant, og vi tillegger det derfor ikke stor vekt. Vi konkluderer med at bank B gir dårligere prognoser enn random walk.

Prognose mot terminkurs

Dersom vi legger MAE til grunn, gir prognosen bedre resultater enn terminkursen i 1 av 15 tilfeller (7 %). Dette tilfellet er imidlertid ikke signifikant. Terminkursen gjør det bedre enn prognosen i 14 av observasjonene (93 %), der 6 er signifikante (40 %). Svakest er prognosen på valutakrysset EURGBP, der terminkursen er signifikant bedre på samtlige horisonter.

Ved å se på MSE får vi det samme resultatet som ved MAE. Terminkursen er signifikant bedre enn prognosen i 6 av tilfellene (40 %), mens prognosen ikke er signifikant bedre i noen tilfeller. Oppsummert ser vi at bankens prognoser gir større prognosefeil enn terminkursen, og at

terminkursen og RW gir omtrent de samme resultatene. Vi konkluderer med at bank B gir dårligere prognoser enn terminkursen.

Bank B	MAE				MSE			
	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	15		15		15		15	
Prognose best	1	7 %	1	7 %	2	13 %	1	7 %
Prognose best *	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best ***	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	14	93 %	14	93 %	13	87 %	14	93 %
Prognosen dårligst *	6	40 %	6	40 %	5	33 %	6	40 %
Prognosen dårligst **	2	13 %	4	27 %	2	13 %	3	20 %
Prognosen dårligst ***	0	0 %	1	7 %	0	0 %	0	0 %

Tabell 4.2.3: Bank B. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***.

DoC Bank B

Prognose mot tilfeldig gjetning

Alle observasjoner tatt i betraktning viser at prognosene er bedre enn tilfeldig gjetning i 7 tilfeller (47 %) og dårligere i 6 tilfeller (40 %). I de resterende tilfellene er prognosen lik tilfeldig gjetning. Justerer vi for autokorrelasjon ved å fjerne overlappende observasjoner får vi omtrent det samme resultatet. Ingen av disse resultatene er signifikante, noe som tyder på at det ikke er særlig forskjell mellom bankens prognose og tilfeldig gjetning når det kommer til retningsangivelse.

Terminkurs mot tilfeldig gjetning

Terminkursen gjør det bedre enn tilfeldig gjetning i 13 av 15 tilfeller (87 %) dersom vi ser på alle observasjonene. Justert for autokorrelasjon er 12 av observasjonene (80 %) bedre, mens 4 av disse (27 %) er signifikant bedre. Tilfeldig gjetning er ikke signifikant bedre enn terminkursen i noen tilfeller. Der ser derfor ut som at terminkursen er bedre på retning enn tilfeldig gjetning, men de fleste av observasjonene er ikke signifikante.

Bank B	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	15		15	
DoC > 0.5	7	47 %	13	87 %
DoC < 0.5	6	40 %	2	13 %
DoC justert > 0.5	7	47 %	12	80 %
DoC justert < 0.5	7	47 %	3	20 %
DoC justert > 0.5 *	0	0 %	4	27 %
DoC justert > 0.5 **	0	0 %	2	13 %
DoC justert < 0.5 *	0	0 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %

Tabell 4.2.4: Bank B. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

Oppsummering av bank B

Ved å undersøke MAE og MSE ser vi at bankens prognoser ikke er signifikant bedre enn RW eller terminkursen i noen tilfeller. Både RW og terminkurs er signifikant bedre enn bankens prognoser i omtrent 40 % av tilfellene. På bakgrunn av dette konkluderer vi med at banken gir dårligere prognoser enn både RW og terminkurs. Resultatene fra undersøkelsen kan tyde på at banken gir noe bedre resultater på 12-måneders horisont, men vi har ikke funnet signifikante observasjoner som bekrefter dette. EURGBP skiller seg ut som valutakryset der banken gir svakest prognoser.

Ser vi på prognosens retningsangivelse ser det ut til at bankens prognose presterer jevnt med tilfeldig gjetning. Ingen observasjoner er signifikant ulike. Terminkursen ser ut til å gi en noe bedre prognose på retning, der terminkursen er signifikant bedre enn tilfeldig gjetning i 4 av tilfellene (27 %).

4.2.3 Bank C

Fra Bank C har vi mottatt 4 rapporter per år fra 2004 til første halvdel av 2017. I tidsperioden har banken gitt prognoser på USDJPY, GBPUSD, EURSEK, USDSEK, EURNOK og USDNOK. Bank C har gjennom hele perioden gitt prognoser på 3, 6 og 12 måneders horisont.

MAE og MSE

Prognose mot random walk

Både ved MAE og MSE ser vi at RW er best ved samtlige observasjoner. Målt ved hjelp av MAE er 12 av observasjonene (67 %) signifikante, mens hele 14 observasjoner (78 %) er signifikante målt ved MSE. Flere av observasjonene er signifikante på 1 % -nivå. Grunnen til forskjellen mellom MAE og MSE er at store avvik mellom prognosen og virkelig spotkurs gir relativt større utslag for MSE. Dette tyder på at banken har kommet med enkelte prediksjoner som har vist seg å bomme betydelig.

Resultatene peker i retning av at random walk gir en bedre prediksjon for fremtidig valutakurs enn bankens egen prognose. Klart svakest er prognosene for GBPUSD, der RW er signifikant bedre på 1 % -nivå ved alle observasjoner. Ingen kryss skiller seg ut positivt, og oppsummert gir banken relativt til RW svært dårlige prognoser. Vi konkluderer med at bank C gir signifikant dårligere prognoser enn random walk.

Prognose mot terminkurs

Ved både MAE og MSE er prognosen bedre enn terminkursen ved ett tilfelle (6 %), men dette er ikke signifikant. Terminkursen er bedre i de andre 17 tilfellene (94 %), og her er 13 tilfeller (72 %) signifikant ved MAE. Målt ved hjelp av MSE er 14 tilfeller (78 %) signifikante. Også her er GBPUSD det valutakryset med de dårligste prognosene. Banken gir generelt sett dårlige prognoser, både relativt til RW og til terminkursen. Vi konkluderer med at bank C gir dårligere prognoser enn terminkursen.

Bank C	MAE				MSE			
	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	18		18		18		18	
Prognose best	0	0 %	1	6 %	0	0 %	1	6 %
Prognose best *	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best ***	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	18	100 %	17	94 %	18	100 %	17	94 %
Prognosen dårligst *	12	67 %	13	72 %	14	78 %	14	78 %
Prognosen dårligst **	12	67 %	12	67 %	11	61 %	11	61 %
Prognosen dårligst ***	7	39 %	8	44 %	4	22 %	8	44 %

Tabell 4.2.5: Bank C. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***.

DoC Bank C

Prognose mot tilfeldig gjetning

Hvis vi ser på alle observasjoner, gjør prognosen det bedre enn tilfeldig gjetning i 9 av 18 tilfeller (50 %). Hvis vi ser på observasjonene justert for autokorrelasjon, er 7 av observasjonene (39 %) bedre enn RW. 1 observasjon (6 %) signifikant bedre enn RW. På bakgrunn av dette ser det ut til at banken predikerer retning på omtrent samme nivå som tilfeldig gjetning.

Terminkurs mot tilfeldig gjetning

Terminkursen gjør det bedre enn RW i 12 av 18 tilfeller (67 %) dersom vi ser på alle observasjonene. Justert for autokorrelasjon er 9 av observasjonene (50 %) bedre enn tilfeldig gjetning. Av disse er imidlertid ingen signifikante. Derimot er RW signifikant bedre enn terminkursen ved 1 tilfelle (6 %). Det ser derfor ut til at også terminkursen presterer jevnt med tilfeldig gjetning.

Bank C	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	18		18	
DoC > 0.5	9	50 %	12	67 %
DoC < 0.5	8	44 %	6	33 %
DoC justert > 0.5	7	39 %	9	50 %
DoC justert < 0.5	11	61 %	4	22 %
DoC justert > 0.5 *	1	6 %	0	0 %
DoC justert > 0.5 **	1	6 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 *	0	0 %	1	6 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	1	6 %

Tabell 4.2.6: Bank C. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

Oppsummering av bank C

Ved å undersøke prognosefeil målt med MAE og MSE ser vi at bank C sine prognoser ikke gjør det signifikant bedre enn verken RW eller terminkursen i noen tilfeller. RW er imidlertid signifikant bedre enn prognosen i 67 % av tilfellene målt ved MAE, og i hele 78 % av tilfellene målt ved MSE. For terminkursen ser vi at resultatene er omtrent det samme. Ingen horisonter skiller seg ut som bedre eller dårligere enn noen andre. GBPUSD er det valutakrysset banken gir dårligst prognoser, mens ingen valutakryss skiller seg ut i positiv forstand. På bakgrunn av disse resultatene konkluderer vi med at bank C gir dårligere prognoser enn både RW og terminkursen.

Målt ved DoC finner vi at bankens prognoser gjør det bedre enn tilfeldig gjetning i halvparten av tilfellene, men ingen av observasjonene er signifikante. Det kan derfor se ut til at banken spår retningen omtrent like godt som et myntkast. Det samme gjelder for terminkursen. Vi konkluderer derfor med at verken bankens prognoser eller terminkursen ikke er signifikant ulik tilfeldig gjetning.

4.2.4 Bank D

Fra Bank D har vi mottatt 2 rapporter per år fra 2003 til og med 2016. I tidsperioden har banken gitt prognoser på EURNOK, USDNOK, SEKNOK, EURGBP og USDJPY. Bank D har gjennom hele perioden gitt prognoser på 3, 6 og 12 måneders horisont, mens 24-måneders prognose kom fra midten av 2004.

MAE og MSE

Prognose mot random walk

Ved å analysere MAE ser vi at prognosen gir bedre resultater enn RW i 4 av 20 observasjoner (20 %). Ingen av disse er signifikante. RW er på sin side bedre enn bankens prognose i 16 av observasjonene (80 %), hvor 8 observasjoner (40 %) er signifikant bedre.

Om vi legger MSE til grunn, ser vi at prognosen er best i 3 av 20 tilfeller (15 %). Heller ikke her er noen av observasjonene signifikante. RW er best i 17 av observasjonene (85 %), hvorav 9 er signifikant bedre enn prognosen (45 %).

USDJPY er det valutakrysset der prognosene bommer mest relativt til RW. For USDNOK og SEKNOK ser det ut til at banken gir noe bedre prognoser på 12 og 24 måneders horisont, men dette resultatet er imidlertid ikke signifikant. EURNOK skiller seg ut ved at det er det eneste valutakrysset der det ikke er signifikante forskjeller mellom prognosen og RW på noen av horisontene, målt ved MAE. Ser vi på MSE, er RW signifikant bedre enn prognosen på 3-måneders horisont, mens det ikke er signifikant forskjell mellom RW og prognosen på de øvrige horisontene. Vi konkluderer med at bank D gir dårligere prognoser enn RW.

Prognose mot terminkurs

Dersom vi legger MAE til grunn, gir prognosen bedre resultater enn terminkursen i 3 av 20 tilfeller (15 %). 1 av disse er signifikante (5 %). Terminkursen er bedre i 17 av observasjonene (85 %), og av disse er 7 signifikante (35 %).

Ser vi på MSE finner vi omtrent samme resultat. Prognosen er bedre i 3 av tilfellene også her (15 %), og 1 er signifikant (5 %). Terminkursen er bedre enn prognosen i 17 tilfeller (85 %), og 9 av disse er signifikante (45 %).

Ser vi på valutakryss og prognosehorisonter finner vi samme resultater som ved RW. Basert på resultatene konkluderer vi med at bank D gir dårligere prognoser enn terminkursen.

Bank D	MAE				MSE			
	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	20		20		20		20	
Prognose best	4	20 %	3	15 %	3	15 %	3	15 %
Prognose best *	0	0 %	1	5 %	0	0 %	1	5 %
Prognose best **	0	0 %	1	5 %	0	0 %	1	5 %
Prognose best ***	0	0 %	0	0 %	0	0 %	1	5 %
Prognosen dårligst	16	80 %	17	85 %	17	85 %	17	85 %
Prognosen dårligst *	8	40 %	7	35 %	9	45 %	9	45 %
Prognosen dårligst **	6	30 %	6	30 %	6	30 %	7	35 %
Prognosen dårligst ***	4	20 %	4	20 %	2	10 %	3	15 %

Tabell 4.2.7: Bank D. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***.

DoC Bank D

Prognose mot tilfeldig gjetning

Bankens prognoser har truffet bedre enn tilfeldig gjetning i 10 av 20 observasjoner (50 %), og dårligere i 4 tilfeller (20 %). Dersom vi ser på resultatene justert for autokorrelasjon treffer banken bedre enn tilfeldig gjetning i 8 tilfeller (40 %), og dårligere i 6 tilfeller (30 %). I resterende observasjoner er prognosen lik tilfeldig gjetning. Det er imidlertid få av disse observasjonene som er signifikante. Vi har kun funnet 1 observasjon (5 %) hvor bankens prognoser er signifikant bedre enn tilfeldig gjetning, og 1 observasjon (5 %) hvor prognosene er dårligere enn tilfeldig gjetning. Ingen valutakryss eller prognosehorisont skiller seg ut i særlig grad. Resultatene tyder på at bank D er på samme nivå som tilfeldig gjetning hva gjelder valutakursutviklingens retning.

Terminkurs mot tilfeldig gjetning

Terminkursen treffer bedre enn tilfeldig gjetning i 17 tilfeller (85 %) og dårligere i 2 tilfeller (10 %) dersom vi ser på alle observasjoner. Justert for autokorrelasjon er terminkursen bedre i 17 av observasjonene (85 %) og dårligere i 1 observasjon (5 %). Terminkursen er signifikant bedre i 2 tilfeller (10 %), mens vi ikke finner signifikante resultater den andre veien. Tallene tyder på at terminkursen er bedre på retning enn tilfeldig gjetning.

Bank D	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	20		20	
DoC > 0.5	10	50 %	17	85 %
DoC < 0.5	4	20 %	2	10 %
DoC justert > 0.5	8	40 %	17	85 %
DoC justert < 0.5	6	30 %	1	5 %
DoC justert > 0.5 *	1	5 %	2	10 %
DoC justert > 0.5 **	1	5 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 *	1	5 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %

Tabell 4.2.8: Bank D. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

Oppsummering av bank D

Basert på målekriteriene MAE og MSE finner vi at bankens prognoser gjør det signifikant dårligere enn både RW og terminkurs i omtrent 40 % av observasjonene. Bankens prognoser er ikke signifikant bedre enn RW i noen tilfeller ved verken MAE eller MSE, mens den er signifikant bedre enn terminkursen i ett tilfelle. USDJPY er valutakrysset der banken har svakest prognoser relativt til RW. På EURNOK er banken imidlertid noe bedre, og her finner vi ingen signifikante forskjeller mellom RW og bankens prognoser. Det kan videre se ut til at banken er noe bedre på 12- og 24 måneders prognose, uten at dette resultatet er signifikant. På bakgrunn av disse resultatene konkluderer vi med at bank D generelt sett gir dårligere prognoser enn både RW og terminkursen.

Ved å se på prognosens retningsangivelse ser det ut til at bankens prognose presterer på samme nivå som tilfeldig gjetning. Ingen valutakryss eller horisonter skiller seg ut. Videre ser det ut til at terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning. Vi konkluderer med at bankens prognoser er på nivå med tilfeldig gjetning, mens terminkursen er bedre på retningen enn tilfeldig gjetning. Grunnet få signifikante observasjoner er resultatet imidlertid noe usikkert.

4.2.5 Konjunkturinstituttet

Fra Konjunkturinstituttet (KI) har vi mottatt filer med 4 rapporter per år fra 2003 til og med 2016. Prognosene er gitt ut i mars, juni, august og desember. I tidsperioden vil vi analysere prognosene på NOKSEK, EURUSD, USDSEK, USDJPY og GBPSEK. Vi har plukket ut prognoser på 3, 6 og 12 måneders horisont.

MAE og MSE

Prognose mot random walk

Hvis vi legger MAE til grunn, ser vi at KI sine prognoser gir bedre resultater enn RW i 13 av 15 observasjoner (87 %). 6 observasjoner er signifikante (40 %). RW er på sin side best i 2 av observasjonene (13 %), mens ingen av disse er signifikante.

Om vi legger MSE til grunn, ser vi at prognosen er best i 14 av 15 tilfeller (93 %). 3 av disse er signifikante (20 %). RW er best i 1 av observasjonene (7 %), men denne er ikke signifikant.

Undersøker vi horisontene ser det ut til at prognosene er best på 12 måneders horisont. Ved bruk av MAE er observasjonene for alle valutakryss signifikante, med unntak av USDJPY. USDJPY er det eneste valutakrysset der ingen av observasjonene er signifikante. Prognosene for de resterende valutakryssene er jevnt over bedre sammenlignet med RW. Vi konkluderer med at Konjunkturinstituttets prognoser er bedre enn random walk.

Prognose mot terminkurs

Dersom vi legger MAE til grunn, gir prognosen bedre resultater enn terminkursen i 10 av 15 tilfeller (67 %). 2 av disse er signifikante (13 %). Terminkursen er bedre i 5 av observasjonene (33 %), men ingen av disse er signifikante.

Ser vi på MSE finner vi omtrent samme resultat. Prognosen er bedre i 12 av 15 observasjoner (80 %), der 1 er signifikant (7 %). Terminkursen er bedre enn prognosen i 3 tilfeller (20 %), men heller ikke her har vi signifikante observasjoner.

Vi finner det samme mønsteret på valutakryss og horisonter som ved RW. Basert på resultatene ser det ut til at prognosene til KI er noe bedre enn terminkursen. Med få signifikante funn konkluderer vi imidlertid med at terminkursen og KI sine prognoser ikke er signifikant ulike.

Konjunkturinstituttet	MAE				MSE			
	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	15		15		15		15	
Prognose best	13	87 %	10	67 %	14	93 %	12	80 %
Prognose best *	6	40 %	2	13 %	3	20 %	1	7 %
Prognose best **	3	20 %	1	7 %	2	13 %	0	0 %
Prognose best ***	1	7 %	0	0 %	1	7 %	0	0 %
Prognosen dårligst	2	13 %	5	33 %	1	7 %	3	20 %
Prognosen dårligst *	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst ***	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %

Tabell 4.2.9: Konjunkturinstituttet. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***.

DoC Konjunkturinstituttet

Prognose mot tilfeldig gjetning

KI sine prognoser har truffet bedre enn tilfeldig gjetning i samtlige tilfeller dersom vi ser på alle observasjonene. Dersom vi ser på resultatene justert for autokorrelasjon treffer KI bedre enn tilfeldig gjetning i 12 tilfeller (80 %), og dårligere i 1 tilfelle (7 %). Ved 3 tilfeller (20 %) er KI sine prognoser signifikant bedre enn tilfeldig gjetning, mens vi ikke har signifikante resultater den andre veien. Ingen valutakryss eller prognosehorisont skiller seg ut i særlig grad. Vi konkluderer med at Konjunkturinstituttet er bedre på retning enn tilfeldig gjetning. Det er imidlertid verdt å påpeke at vi har få signifikante funn, noe som kan skyldes størrelsen på datasettet. Dette svekker resultatene noe.

Terminkurs mot tilfeldig gjetning

Terminkursen treffer bedre enn tilfeldig gjetning i 14 tilfeller (93 %) og dårligere i 1 tilfelle (7 %) dersom vi ser på alle observasjoner. Justert for autokorrelasjon er terminkursen bedre i 10 av observasjonene (67 %) og dårligere i 3 observasjoner (20 %). Terminkursen er signifikant bedre i 1 tilfelle (7 %), og signifikant dårligere i 2 tilfeller (13 %). Resultatene tyder på at terminkursen er bedre på retning enn tilfeldig gjetning.

Konjunkturinstituttet	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	15		15	
DoC > 0.5	15	100 %	14	93 %
DoC < 0.5	0	0 %	1	7 %
DoC justert > 0.5	12	80 %	10	67 %
DoC justert < 0.5	1	7 %	3	20 %
DoC justert > 0.5 *	3	20 %	1	7 %
DoC justert > 0.5 **	2	13 %	1	7 %
DoC justert < 0.5 *	0	0 %	2	13 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	2	13 %

Tabell 4.2.10: Konjunkturinstituttet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

Oppsummering av Konjunkturinstituttet

Konjunkturinstituttets prognoser er signifikant bedre enn RW i 40 % og 20 % av observasjonene ved henholdsvis MAE og MSE. Mot terminkurs er prognosene signifikant bedre i 13 % og 7 % basert på de samme målekriteriene. KI sine prognoser er ikke signifikant dårligere enn RW eller terminkurs i noen av observasjonene. Prognosene er jevnt over gode for alle valutakryss, men for USDJPY er det ingen signifikante observasjoner. Ser vi på horisonter, ser det ut til at 12 månedersprognosene er best, der vi finner signifikante observasjoner for samtlige valutakryss med unntak av USDJPY. På bakgrunn av disse resultatene konkluderer vi med at Konjunkturinstituttets prognoser er bedre enn RW, mens vi ikke finner noen forskjeller mellom prognosene og terminkurs.

Ser vi på prognosens retningsangivelse ser det ut til at Konjunkturinstituttets prognose presterer noe bedre enn tilfeldig gjetning. Ingen valutakryss eller horisonter skiller seg ut. For terminkursen har vi samme resultatet. Få signifikante observasjoner gjør resultatene imidlertid noe usikre.

4.3 Samlet analyse av aktørene

Vi vil i denne delen se på alle bankene samlet. Først vil undersøke resultatene for MAE og MSE, deretter prognosenes retningsangivelse målt ved DoC. Vi vil se på alle observasjoner samlet, og deretter gå i dybden på de ulike valutakryssene og prognosehorisontene. Der det er mulig vil vi sammenligne resultatene med Konjunkturinstituttet, for å se om det er forskjeller i prediksjonsevne mellom bankene og akademikerne. Siden vi har ulikt antall observasjoner per bank, vil vi vekte hvert valutakryss og horisont likt for alle bankene slik at ikke bankene får ulik vektlegging.

4.3.1 MAE og MSE

Prognose mot random walk

Totalt har vi 88 observasjoner for prognose målt mot RW. Dersom vi ser på MAE, gir bankene bedre prognoser enn RW i 15 % av observasjonene. Kun 3 % av observasjonene er signifikante. I 85 % av observasjonene gir banken imidlertid dårligere resultater enn RW. 48 % av observasjonene er signifikante.

MSE gir lignende resultater. Her er bankenes prognoser bedre enn RW i 11 % av observasjonene, og 2 % er signifikante. Prognosen er dårligere enn RW i 89 % av observasjonene, og her er 53 % signifikant dårligere. På bakgrunn av tallene konkluderer vi med at bankene generelt sett gir dårligere prognoser enn random walk.

Prognose mot terminkurs

Ved MAE er prognosene bedre enn terminkursen i 11 % av observasjonene. 3 % av observasjonene er signifikante. Terminkursen er imidlertid bedre i 89 % av tilfellene, og i 50 % av observasjonene er terminkursen signifikant bedre enn bankenes prognose.

Ved MSE får vi tilsvarende resultater, men her er terminkursen signifikant bedre i 57 % av observasjonene. Ikke overraskende gir RW og terminkurs omtrentlig de samme resultatene, noe som skyldes liten forskjell mellom RW og terminkurs, spesielt på de korteste horisontene. Vi konkluderer med at bankene generelt sett gir dårligere prognoser for fremtidig valutakurs enn terminkursen.

Bankene samlet	MAE				MSE			
	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	88		88		88		88	
Prognose best	13	15 %	10	11 %	10	11 %	10	11 %
Prognose best *	3	3 %	3	3 %	2	2 %	1	1 %
Prognose best **	1	1 %	1	1 %	1	1 %	1	1 %
Prognosen dårligst	75	85 %	78	89 %	78	89 %	78	89 %
Prognosen dårligst *	42	48 %	44	50 %	47	53 %	50	57 %
Prognosen dårligst **	35	40 %	37	42 %	35	40 %	36	41 %

Tabell 4.3.1: Bankene samlet. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankenes prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

For Konjunkturinstituttet viste resultatene at prognosene var bedre enn RW, mens vi ikke kunne finne noen forskjell mellom prognosene og terminkurs. På bakgrunn av dette konkluderer vi med at KI gir bedre prognoser enn bankene.

Fordelt på valutakryss

I denne delen vil vi se på hvert av de ulike valutakryssene hver for seg, og se om bankenes prognoser skiller seg ut for noen av disse. Resultatene er presentert i tabell 4.3.2. Vi velger å analysere valutakryss der minst 2 av bankene har gitt prognoser, og utelukker derfor valutakryss der vi har spesielt få observasjoner. Dette gjelder kryssene USDSEK, EURUSD og GBPUSD.

Resultatene viser at bankene er svært dårlige til å gi prognoser på USDJPY. Her gir RW bedre prognoser i alle tilfeller, og av disse er 82 % signifikante. De samme resultatene finner vi ved å sammenligne mot terminkurs. Basert på dette konkluderer vi derfor med at bankene gir signifikant dårligere prognoser enn både RW og terminkurs for USDJPY.

Også for valutakrysset EURGBP gir bankene svake prognoser. RW gir bedre prognoser i alle tilfeller, og av disse er 71 % signifikante ved MAE og 57 % ved MSE. Mot terminkursen ser vi det samme resultatet. Konklusjonen blir derfor at bankenes prognoser gjør det signifikant dårligere enn RW og terminkurs for EURGBP.

Videre finner vi at for EURSEK gir bankene dårligere prognoser enn RW ved samtlige observasjoner, og av disse er rundt 60 % signifikante. Vi finner omtrent de samme resultatene mot terminkursen. Vi konkluderer derfor med at bankene gir signifikant dårligere prognoser enn RW og terminkurs for EURSEK.

For USDNOK ser det også ut til at RW og terminkurs gir bedre prognoser enn bankene, der rundt halvparten av alle observasjoner er signifikante til fordel for både RW og terminkurs både ved MAE og MSE. Basert på dette konkluderer vi derfor med at bankene gir dårligere prognoser enn både RW og terminkurs for USDNOK.

For EURNOK ser det ut til at bankene gir svakere prognoser enn RW og terminkurs. Dette er spesielt tydelig ved MSE, der RW og terminkurs er signifikant bedre enn prognosen i over halvparten av observasjonene. Vi konkluderer med at bankene gir dårligere prognoser enn både RW og terminkurs for EURNOK.

For SEKNOK er resultatene noe uklare. Tallene tyder på at prognosen gjør det dårligere enn både RW og terminkurs. Vi finner imidlertid få signifikante resultater, og vi konkluderer derfor med at prognosen for SEKNOK ikke er signifikant ulik RW og terminkurs.

Oppsummert ser vi at bankene gir dårligere prognoser for USDJPY, EURGBP, EURSEK, USDNOK og EURNOK. For SEKNOK ser det ut til at bankene gir prognoser på samme nivå som RW og terminkurs. Konjunkturinstituttet ga ikke prognoser på disse valutakryssene, med unntak av USDJPY. For dette valutakrysset ga KI prognoser på samme nivå som RW og terminkurs. Det ser på bakgrunn av dette ut til at KI er bedre på USDJPY enn bankene, målt ved MAE og MSE.

USDJPY	MAE				MSE			
	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	17		17		17		17	
Prognose best	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best *	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	17	100 %	17	100 %	17	100 %	17	100 %
Prognosen dårligst *	14	82 %	14	82 %	14	82 %	14	82 %
Prognosen dårligst **	12	71 %	12	71 %	12	71 %	12	71 %
EURGBP	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
	Antall observasjoner	7		7		7		7
Prognose best	0	0 %	0	0 %	1	14 %	0	0 %
Prognose best *	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	7	100 %	7	100 %	6	86 %	7	100 %
Prognosen dårligst *	5	71 %	5	71 %	4	57 %	4	57 %
Prognosen dårligst **	2	29 %	4	57 %	2	29 %	3	43 %
USDNOK	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
	Antall observasjoner	14		14		14		14
Prognose best	3	21 %	1	7 %	3	21 %	1	7 %
Prognose best *	1	7 %	0	0 %	1	7 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	11	79 %	13	93 %	11	79 %	13	93 %
Prognosen dårligst *	6	43 %	9	64 %	6	43 %	8	57 %
Prognosen dårligst **	5	36 %	7	50 %	5	36 %	6	43 %

Tabell 4.3.2 A: Bankene samlet. Prognosefeil målt ved MAE og MSE fordelt på valutakryss for bankenes prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

SEKNOK	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	11		11		11		11	
Prognose best	6	55 %	4	36 %	4	36 %	4	36 %
Prognose best *	1	9 %	1	9 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	5	45 %	7	64 %	7	64 %	7	64 %
Prognosen dårligst *	2	18 %	2	18 %	2	18 %	2	18 %
Prognosen dårligst **	2	18 %	2	18 %	1	9 %	2	18 %
EURNOK	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	17		17		14		17	
Prognose best	3	18 %	1	6 %	1	7 %	1	6 %
Prognose best *	1	6 %	1	6 %	1	7 %	0	0 %
Prognose best **	1	6 %	1	6 %	1	7 %	0	0 %
Prognosen dårligst	14	82 %	16	94 %	13	93 %	16	94 %
Prognosen dårligst *	4	24 %	9	53 %	8	57 %	10	59 %
Prognosen dårligst **	2	12 %	5	29 %	4	29 %	5	29 %
EURSEK	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	6		6		6		6	
Prognose best	0	0 %	0	0 %	0	0 %	1	17 %
Prognose best *	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	6	100 %	6	100 %	6	100 %	5	83 %
Prognosen dårligst *	4	67 %	4	67 %	3	50 %	3	50 %
Prognosen dårligst **	4	67 %	4	67 %	0	0 %	1	17 %

Tabell 4.3.2 B: Bankene samlet. Prognosefeil målt ved MAE og MSE fordelt på valutakryss for bankenes prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

Fordelt på prognosehorisont

I det følgende vil vi se på prognosehorisonter, og undersøke om det finnes holdepunkter for å si om bankenes treffsikkerhet påvirkes av disse. Vi utelukker horisonter der kun 1 bank har gitt prognoser, og vi sitter derfor igjen med 3, 6 og 12 måneders horisont. Resultatene vises i tabell 4.3.3.

For 3 måneders horisont finner vi at bankene presterer dårligere enn RW og terminkurs i 95 - 100 % av alle observasjoner. Omtrent 65 - 70 % av observasjonene er signifikante gitt et 90 % konfidensintervall. På bakgrunn av dette konkluderer vi med at bankene gir signifikant dårligere prognoser enn RW og terminkurs ved 3 måneders horisont.

For 6 måneders horisont finner vi omtrent det samme resultatet. Bankens prognoser er dårligere enn RW og terminkurs i 80 - 90 % av observasjonene, og rundt halvparten av observasjonene er signifikant dårligere. På bakgrunn av dette konkluderer vi med at bankene gir signifikant dårligere prognoser enn RW og terminkurs ved 6 måneders horisont.

For 12 måneders horisont er bankenes prognoser signifikant bedre enn RW og terminkurs ved flere observasjoner, noe som tyder på at bankene treffer bedre sammenlignet med kortere horisonter. Likevel er flesteparten av de signifikante observasjonene til fordel for RW og terminkurs, noe som peker i retning av at bankene er svakere også på 12 måneder. Vi konkluderer derfor med at bankenes prognoser er dårligere enn RW og terminkurs på 12 måneders horisont, men at bankene ser ut til å være noe bedre sammenlignet med 3 og 6 måneders horisont.

Basert på dette ser det ut til at bankene gjør det bedre på lengre enn kortere horisonter. På de korteste horisontene er RW og terminkurs klart bedre, mens denne differansen målt ved prognosefeil reduseres ved prognoser for 12 måneders horisont. Til sammenligning var Konjunkturinstitutet signifikant bedre enn RW og terminkurs på 12 måneders horisont, mens det så ut til å være ganske jevnt med RW og terminkurs ved 3 og 6 måneders prognosehorisont. Det ser derfor ut til at KI er bedre enn bankene på samtlige av horisontene vi har analysert.

3 måneder	MAE				MSE			
	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	21		21		21		21	
Prognose best	1	5 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best *	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	20	95 %	21	100 %	21	100 %	21	100 %
Prognosen dårligst *	14	67 %	13	62 %	14	67 %	15	71 %
Prognosen dårligst **	10	48 %	11	52 %	6	29 %	9	43 %
6 måneder	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
	Antall observasjoner	21		21		21		21
Prognose best	4	19 %	2	10 %	2	10 %	2	10 %
Prognose best *	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognose best **	0	0 %	0	0 %	0	0 %	0	0 %
Prognosen dårligst	17	81 %	19	90 %	19	90 %	19	90 %
Prognosen dårligst *	9	43 %	8	38 %	12	57 %	13	62 %
Prognosen dårligst **	6	29 %	7	33 %	8	38 %	9	43 %
12 måneder	RW		Termin		RW		Termin	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%	Antall	%
	Antall observasjoner	21		21		21		21
Prognose best	6	29 %	6	29 %	7	33 %	6	29 %
Prognose best *	3	14 %	2	10 %	2	10 %	0	0 %
Prognose best **	1	5 %	0	0 %	1	5 %	0	0 %
Prognosen dårligst	15	71 %	15	71 %	14	67 %	15	71 %
Prognosen dårligst *	7	33 %	8	38 %	7	33 %	7	33 %
Prognosen dårligst **	6	29 %	8	38 %	5	24 %	7	33 %

Tabell 4.3.3: Bankene samlet. Prognosefeil målt ved MAE og MSE fordelt på prognosehorisonter for bankenes prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

4.3.2 DoC

Prognose mot tilfeldig gjetning

For bankene samlet sett har vi 88 observasjoner. Bankene har truffet bedre enn tilfeldig gjetning i 55 % av tilfellene, og dårligere i 35 %. I resterende observasjoner er prognosene på nivå med tilfeldig gjetning. Justert for autokorrelasjon har bankene truffet bedre enn tilfeldig gjetning i 48 % av tilfellene og dårligere i 41 %. Tallene tyder på at bankene er noe bedre enn tilfeldig gjetning. Likevel er bankens prognoser kun signifikant bedre i 3 % av tilfellene, mens de er signifikant dårligere i 5 %. Basert på disse funnene konkluderer vi med at bankenes prognoser samlet sett ikke er signifikant ulike tilfeldig gjetning. Til sammenligning så det ut til at Konjunkturinstitutet var bedre enn tilfeldig gjetning på retning, Det ser derfor ut til at bankene gir noe svakere prognoser på retning enn KI.

Terminkurs mot tilfeldig gjetning

Terminkursen har truffet bedre enn tilfeldig gjetning i 73 % av tilfellene og dårligere i 25 %. Justert for autokorrelasjon treffer terminkursen bedre i 65 % av tilfellene og dårligere i 23 % sammenlignet med tilfeldig gjetning. Terminkursen er signifikant bedre i 10 % av tilfellene og signifikant dårligere i 2 %. Vi konkluderer med at terminkursen er bedre på retningene enn tilfeldig gjetning, men grunnet få signifikante observasjoner er dette noe usikkert.

Bankene samlet	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	88		88	
DoC > 0.5	48	55 %	64	73 %
DoC < 0.5	31	35 %	22	25 %
DoC justert > 0.5	42	48 %	57	65 %
DoC justert < 0.5	36	41 %	20	23 %
DoC justert > 0.5 *	5	6 %	9	10 %
DoC justert > 0.5 **	4	5 %	3	3 %
DoC justert < 0.5 *	5	6 %	2	2 %
DoC justert < 0.5 **	1	1 %	2	2 %

Tabell 4.3.4: Bankene samlet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

Fordelt på valutakryss

I denne delen vil vi se på hvert av de ulike valutakryssene hver for seg, og undersøke om bankenes prognoser og terminkursen skiller seg ut for noen av disse. Resultatene er presentert i tabell 4.3.5A og B. Vi velger å analysere valutakryss der minst 2 av bankene har gitt prognoser, og utelukker derfor valutakryss der vi har spesielt få observasjoner. Dette gjelder kryssene USDSEK, EURUSD og GBPUSD.

Totalt sett finner vi svært få signifikante observasjoner målt ved DoC. På bakgrunn av dette kan det se ut til at det ikke er signifikant forskjell mellom bankenes prognoser og tilfeldig gjetning på noen av valutakryssene. Årsaken til dette kan være at vi har få observasjoner når vi justerer for autokorrelasjon. Vi ønsker likevel å presentere resultatene for de ulike horisontene og valutakryssene, da vi tror resultatene fanger opp en tendens.

For USDJPY finner vi at prognosen er bedre enn tilfeldig gjetning i 24 % og dårligere i 65 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. Ut fra dette kan det se ut til at prognosen for dette valutakrysset er svakere enn tilfeldig gjetning. Terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning i 53 % av tilfellene, og dårligere i 29 % av tilfellene. Det kan derfor se ut til at terminkursen er noe bedre enn tilfeldig gjetning på USDJPY.

For EURSEK ser vi at prognosen er bedre enn tilfeldig gjetning i 17 % og dårligere i 83 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. Det tyder derfor på at prognosen for EURSEK er svakere enn tilfeldig gjetning når det kommer til retning. Terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning i 83 % av observasjonene, mens den er dårligere i 17 %. Ut fra dette kan det se ut til at terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning også på EURSEK.

For EURNOK er prognosen bedre enn tilfeldig gjetning i 82 % og dårligere i 12 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. Dette peker i retning av at bankene er bedre på retning enn tilfeldig gjetning for dette valutakrysset. For terminkursen finner vi omtrent det samme resultatet.

For USDNOK er prognosen bedre enn tilfeldig gjetning i 50 % og dårligere i 36 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. Det kan med andre ord se ut til at bankene er noe bedre enn tilfeldig gjetning på USDNOK. Terminkursen er på sin side bedre enn tilfeldig gjetning i 79 % av tilfellene, og dårligere i 7 %. Det kan derfor se ut til at terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning på USDNOK.

For EURGBP er prognosen bedre enn tilfeldig gjetning i 29 % og dårligere i 29 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. Det ser derfor ikke ut til å være noen forskjell mellom bankenes prognoser og tilfeldig gjetning på dette krysset. Terminkursen er bedre i 86 % og dårligere i 14 % av observasjonene, så det kan derfor se ut til at terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning også på EURGBP.

For SEKNOK er prognosen bedre enn tilfeldig gjetning i 73 % og dårligere i 27 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. Tallene peker i retning av at bankene er bedre enn tilfeldig gjetning også på dette valutakrysset. For terminkursen finner vi omtrent det samme resultatet.

Oppsummert ser vi at bankene er svakere enn tilfeldig gjetning på USDJPY og EURSEK. Her viser størsteparten av observasjonene justert for autokorrelasjon at tilfeldig gjetning treffer bedre enn bankenes prediksjoner på retning. Videre ser vi at for EURNOK, USDNOK og SEKNOK er bankenes prognoser bedre enn tilfeldig gjetning. Det kan se ut til at bankene gir prognoser på samme nivå som tilfeldig gjetning på EURGBP. Terminkursen ser ut til å være bedre enn tilfeldig gjetning på samtlige av de valutakryssene vi har analysert. Dette kan indikere at rentedifferansen som terminkursen er basert på kan ha betydning for valutakursens utvikling.

Grunnet få signifikante observasjoner kan vi imidlertid ikke utelukke at prognosene treffer på omtrent samme nivå som et myntkast på noen av valutakryssene. Konjunkturinstituttet ga ikke prognoser på de nevnte valutakryssene, med unntak av USDJPY. For dette valutakrysset ga KI prognoser på samme nivå som tilfeldig gjetning. Det ser på bakgrunn av dette ut til at KI gir bedre prognoser på USDJPY enn bankene.

USDJPY	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Antall observasjoner	17		17	
DoC > 0.5	6	35 %	9	53 %
DoC < 0.5	9	53 %	5	29 %
DoC justert > 0.5	4	24 %	9	53 %
DoC justert < 0.5	11	65 %	5	29 %
DoC justert > 0.5 *	0	0 %	0	0 %
DoC justert > 0.5 **	0	0 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 *	2	12 %	1	6 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	1	6 %
EURSEK	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	6		6	
DoC > 0.5	1	17 %	5	83 %
DoC < 0.5	5	83 %	1	17 %
DoC justert > 0.5	1	17 %	5	83 %
DoC justert < 0.5	5	83 %	1	17 %
DoC justert > 0.5 *	0	0 %	0	0 %
DoC justert > 0.5 **	0	0 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 *	0	0 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %
EURNOK	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	17		17	
DoC > 0.5	15	88 %	12	71 %
DoC < 0.5	1	6 %	5	29 %
DoC justert > 0.5	14	82 %	12	71 %
DoC justert < 0.5	2	12 %	3	18 %
DoC justert > 0.5 *	1	6 %	4	24 %
DoC justert > 0.5 **	1	6 %	2	12 %
DoC justert < 0.5 *	0	0 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %

Tabell 4.3.5 A: Bankene samlet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning, fordelt på valutakryss. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

USDNOK	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	14		14	
DoC > 0.5	10	71 %	11	79 %
DoC < 0.5	4	29 %	3	21 %
DoC justert > 0.5	7	50 %	11	79 %
DoC justert < 0.5	5	36 %	1	7 %
DoC justert > 0.5 *	1	7 %	1	7 %
DoC justert > 0.5 **	1	7 %	1	7 %
DoC justert < 0.5 *	0	0 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %
EURGBP	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	7		7	%
DoC > 0.5	2	29 %	6	86 %
DoC < 0.5	2	29 %	1	14 %
DoC justert > 0.5	2	29 %	6	86 %
DoC justert < 0.5	2	29 %	1	14 %
DoC justert > 0.5 *	0	0 %	2	29 %
DoC justert > 0.5 **	0	0 %	2	29 %
DoC justert < 0.5 *	1	14 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %
SEKNOK	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	11		11	
DoC > 0.5	8	73 %	10	91 %
DoC < 0.5	3	27 %	1	9 %
DoC justert > 0.5	8	73 %	8	73 %
DoC justert < 0.5	3	27 %	2	18 %
DoC justert > 0.5 *	2	18 %	1	9 %
DoC justert > 0.5 **	1	9 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 *	1	9 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %

Tabell 4.3.5 B: Bankene samlet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning, fordelt på valutakryss. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

Fordelt på prognosehorisont

Vi vil i det følgende analysere prognosehorisontene hver for seg, og undersøke om det finnes holdepunkter for å si om bankenes treffsikkerhet på retningen påvirkes av hvilken horisont prognosen er for. Det samme undersøker vi for terminkursen. Vi utelukker horisonter der kun 1 bank har gitt prognoser, og vi sitter derfor igjen med 3, 6 og 12 måneders horisont. Resultatene vises i tabell 4.3.6.

Totalt sett finner vi svært få signifikante observasjoner målt ved DoC. På bakgrunn av dette kan det se ut til at det ikke er signifikant forskjell mellom bankenes prognoser og tilfeldig gjetning på noen av prognosehorisontene. Årsaken til dette kan være at vi har få observasjoner når vi justerer for autokorrelasjon. Vi ønsker likevel å trekke ut tendenser for de ulike horisontene.

På 3 måneders horisont ser vi at bankenes prognose er bedre enn tilfeldig gjetning i 67 % og dårligere i 29 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. Det ser derfor ut til at bankenes prognose er bedre enn tilfeldig gjetning på 3 måneders horisont. For terminkursen finner vi omtrent samme resultat.

På 6 måneders horisont ser vi at bankens prognose er bedre enn tilfeldig gjetning i 43 % og dårligere i 38 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. På bakgrunn av dette ser det ut til at bankene gir prognoser på samme nivå som tilfeldig gjetning. Terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning i 57 % av observasjonene, mens den ikke er dårligere i noen tilfeller. Dette tyder på at terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning på 6 måneders horisont.

På 12 måneders horisont ser vi at bankenes prognose er bedre enn tilfeldig gjetning i 43 % og dårligere i 48 % av observasjonene justert for autokorrelasjon. Det ser ut til at bankene gir prognoser jevnt med tilfeldig gjetning også her. Terminkursen er på sin side bedre enn tilfeldig gjetning i 52 % av tilfellene justert for autokorrelasjon, og dårligere enn tilfeldig gjetning i 5 % av tilfellene. Det kan derfor se ut til at terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning på 12 måneders horisont.

Oppsummert ser vi at bankene ser ut til å være bedre enn tilfeldig gjetning på 3 måneders horisont. På 6 og 12 måneders horisont kan vi imidlertid ikke finne tegn til at prognosene er ulik tilfeldig gjetning. Terminkursen ser ut til å være bedre enn tilfeldig gjetning på både 3, 6 og 12 måneders prognosehorisont. For Konjunkturinstituttet var det ingen prognosehorisonter som skilte seg ut i stor grad. Basert på resultatene ser det ikke ut til at prognosehorisonten har signifikant betydning for bankenes evne til å predikere retning. Terminkursen er imidlertid bedre enn tilfeldig gjetning på samtlige horisonter, noe som kan indikere at rentedifferansen terminkursen er basert på har betydning for valutakursutviklingen.

3 måneder	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	21		21	
DoC > 0.5	11	52 %	15	71 %
DoC < 0.5	9	43 %	6	29 %
DoC justert > 0.5	14	67 %	14	67 %
DoC justert < 0.5	6	29 %	7	33 %
DoC justert > 0.5 *	1	5 %	3	14 %
DoC justert > 0.5 **	1	5 %	1	5 %
DoC justert < 0.5 *	1	5 %	1	5 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	1	5 %
6 måneder	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	21		21	
DoC > 0.5	13	62 %	18	86 %
DoC < 0.5	6	29 %	2	10 %
DoC justert > 0.5	9	43 %	12	57 %
DoC justert < 0.5	8	38 %	0	0 %
DoC justert > 0.5 *	0	0 %	4	19 %
DoC justert > 0.5 **	0	0 %	2	10 %
DoC justert < 0.5 *	1	5 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %
12 måneder	DoC			
	Prognose		Termin	
	Antall	%	Antall	%
Valutakryss * horisonter	21		21	
DoC > 0.5	11	52 %	21	100 %
DoC < 0.5	6	29 %	0	0 %
DoC justert > 0.5	9	43 %	11	52 %
DoC justert < 0.5	10	48 %	1	5 %
DoC justert > 0.5 *	1	5 %	1	5 %
DoC justert > 0.5 **	1	5 %	1	5 %
DoC justert < 0.5 *	1	5 %	0	0 %
DoC justert < 0.5 **	0	0 %	0	0 %

Tabell 4.3.6: Bankene samlet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjetning, fordelt på prognosehorisonter. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.

4.3.2 Oppsummering av bankene

MAE/MSE

Resultatene fra analysen viser at bankene generelt sett ikke klarer å slå RW eller terminkurs. RW og terminkurs er signifikant bedre i omtrent halvparten av alle observasjoner, mens prognosen er signifikant bedre i omtrent 2 % av observasjonene. Bank C skiller seg ut som den banken med svakest prognoser. Konjunkturinstituttet på sin side ser ut til å slå RW, mens de er omtrent jevn gode med terminkursen. Dette peker i retning av at KI generelt sett gir bedre prognoser enn bankene. Vi konkluderer med at bankene samlet sett gir dårligere prognoser enn random walk og terminkursen.

Ved å undersøke prognosefeil fordelt på valutakryss finner vi at bankene gir dårligere prognoser enn random walk og terminkurs for USDJPY, EURGBP, EURSEK, USDNOK og EURNOK. For SEKNOK ser det ut til at bankene gir prognoser på samme nivå som RW og terminkurs. Konjunkturinstituttet ga ikke prognoser på disse valutakryssene, med unntak av USDJPY. For dette valutakryset ga KI prognoser på samme nivå som RW og terminkurs. Det ser på bakgrunn av dette ut til at KI er bedre på USDJPY enn bankene.

Videre undersøkte vi prognosefeil fordelt på horisontene 3, 6 og 12 måneder. Resultatene viser at bankenes prognoser er dårligere enn RW og terminkurs på samtlige horisonter. Det ser imidlertid ut til at banken er noe bedre på 12 måneders horisont sammenlignet med 3 og 6 måneder. Til sammenligning var Konjunkturinstituttet signifikant bedre enn RW og terminkurs på 12 måneders horisont, mens det så ut til å være ganske jevnt med RW og terminkurs ved 3 og 6 måneders prognosehorisont. Det ser derfor ut til at KI er bedre enn bankene på samtlige av horisontene vi har analysert. Resultatene viser at aktørene er noe bedre på 12 måneders prognosehorisont sammenlignet med 3 og 6 måneder, og vi konkluderer derfor med at prognosehorisont har betydning for prognosens treffsikkerhet.

DoC

Ved å undersøke prognosenes retningsangivelse finner vi at bankene er omtrent like treffsikre som et myntkast. Til sammenligning er Konjunkturinstituttet bedre enn tilfeldig gjetning. Dette indikerer at bankene gir dårligere retningsangivelser i sine prognoser enn KI. Vi konkluderer videre med at terminkursen treffer bedre på retningen sammenlignet med tilfeldig gjetning. Dette kan indikere at rentedifferansen terminkursen er basert på har betydning for valutakursutviklingen.

Ved å undersøke prognosenes retningsangivelse fordelt på valutakryss, fant vi svært få signifikante avvik. Likevel mener vi at vi kan se noen tendenser basert på resultatene. Tallene tyder på at bankene er svakere enn tilfeldig gjetning på USDJPY og EURSEK. Videre ser vi at for EURNOK, USDNOK, EURGBP og SEKNOK er bankenes prognoser bedre enn tilfeldig gjetning. Konjunkturinstituttet ga ikke prognoser på disse valutakryssene, med unntak av USDJPY. For dette valutakryset ga KI prognoser på samme nivå som tilfeldig gjetning. Det ser på bakgrunn av dette ut til at KI gir bedre prognoser på USDJPY enn bankene, målt ved DoC. Vi konkluderer med at retningsangivelsens treffsikkerhet varierer med valutakryss.

Vi undersøkte også prognosehorisontene hver for seg. Oppsummert ser vi at bankene ser ut til å være bedre enn tilfeldig gjetning på 3 måneders horisont. På 6 og 12 måneders horisont kan vi imidlertid ikke finne tegn til at prognosene er ulik tilfeldig gjetning. Det samme gjelder for terminkursen. For Konjunkturinstituttet var det ingen prognosehorisonter som skilte seg ut i stor grad. På bakgrunn av dette konkluderer vi med at prognosehorisont ikke har betydning for bankenes evne til å predikere retning.

4.4 Analyse av prognosens styrke

Konjunkturinstituttet er den eneste aktøren som generelt er bedre enn RW og terminkurs i sine prognoser, målt ved MAE og MSE. Årsaken til dette er uklar, men ved å observere prognosene til KI ser vi at de i hovedsak predikerer små utslag fra spotkurs på prognosetidspunktet i sine prognoser. Det er derfor interessant å undersøke hvor stor endring aktørene forventer i sine prognoser. Vi måler dette ved å se på absoluttverdien til endringen mellom spotkurs på tidspunktet prognosen ble utgitt og den aktuelle prognosen. For random walk vil denne endringen være 0 %.

Vi vil først gå gjennom resultatene til Konjunkturinstituttet, før vi sammenligner dette med hver bank. Tilslutt vil vi se på aktørene samlet, og sammenligne mot faktisk endring i valutakursene.

4.4.1 Konjunkturinstituttet

På 3 måneders sikt ser vi at KI spår en gjennomsnittlig endring på rett i underkant av 1 %. Endringen de forventer øker med horisonten, til 1,18 % og 1,87 % på henholdsvis 6 og 12 måneders prognose. I snitt forventer de en endring på 1,33 %. Resultatene er presentert i tabell 4.4.1.

Størst utslag i valutakursen spår de på USDJPY, med 1,84 %. Dette var også det eneste krysset der vi ikke kunne finne signifikante avvik mellom RW og KI sine prognoser. I resterende valutakryss fant vi at KI sine prognoser var bedre enn RW. Videre ser vi at EURUSD er det krysset de spår gjennomsnittlig lavest endring.

Konjunkturinstituttet				
Horisont/valutakryss	3 M	6 M	12 M	Snitt
USDJPY	1,1089 %	1,6105 %	2,8141 %	1,8445 %
EURUSD	0,7750 %	0,9696 %	1,4172 %	1,0539 %
NOKSEK	0,9451 %	1,1607 %	1,7475 %	1,2844 %
USDSEK	0,9410 %	1,1927 %	2,0112 %	1,3816 %
GBPSEK	0,9618 %	0,9535 %	1,3835 %	1,0996 %
Snitt	0,9464 %	1,1774 %	1,8747 %	1,3328 %

Tabell 4.4.1: Konjunkturinstituttet: predikert utslag per valutakryss/horisont.

4.4.2 Bank A

På 3 måneders sikt ser vi at banken spår en gjennomsnittlig endring på 2,67 %. Denne endringen øker til 3,52 % på 6 måneders horisont og videre til 4,38 % på 12 måneders horisont. For alle prognosehorisonter spår banken et gjennomsnittlig utslag i valutakursen på 3,52 %. Resultatene er presentert i tabell 4.4.2.

USDJPY er blant valutakryssene banken predikerer størst endring, og dette er også det krysset de gir klart svakest prognoser jfr. analysen i 4.2.1. EURNOK er det krysset banken predikerer minst endring, og analysen i 4.2.1 viste at banken ga bedre prognoser her relativt til andre valutakryss.

Sammenlignet med KI spår Bank A i snitt 2,64 ganger større endringer i valutakursen. Dette kan tyde på at Bank A overvurderer faktorene de vektlegger i sine prognoser, og at dette er med på å gi større prognosefeil.

Bank A				
Horisont/valutakryss	3 M	6 M	12 M	Snitt
USDJPY	3,3704 %	4,7120 %	6,3998 %	4,8274 %
USDNOK	3,5694 %	5,0511 %	6,6683 %	5,0963 %
EURNOK	1,9352 %	2,0381 %	2,0048 %	1,9927 %
GBPNOK	2,8987 %	3,6098 %	3,9502 %	3,4862 %
SEKNOK	1,5987 %	2,1639 %	2,9012 %	2,2213 %
Snitt	2,6745 %	3,5150 %	4,3849 %	3,5248 %

Tabell 4.4.2: Bank A: predikert utslag per valutakryss/horisont.

4.4.3 Bank B

I gjennomsnitt spår bank B en endring på 1,96 % på 3 måneders horisont. På 6 måneders horisont øker endringen til 3,21 %, mens den øker videre til 5,09 % på 12 måneders horisont. I snitt predikerer bank B en endring i valutakursene på 3,42 %. Resultatene er presentert i tabell 4.4.3.

USDJPY er krysset der bank B spår størst endring. For EURSEK og EURNOK spår banken minst utslag, i snitt en endring på rundt 2 %.

Sammenlignet med KI spår banken i snitt 2,57 ganger større endringer i valutakursen. Dette kan tyde på at også bank B overvurderer faktorene som vektlegges i prognosene.

Bank B				
Horisont/valutakryss	3 M	6 M	12 M	Snitt
EURUSD	2,2679 %	4,5486 %	7,6893 %	4,8353 %
USDJPY	3,4380 %	4,8801 %	7,6806 %	5,3329 %
EURNOK	1,6437 %	2,3381 %	3,1197 %	2,3671 %
EURGBP	1,3397 %	2,4316 %	3,9191 %	2,5635 %
EURSEK	1,1347 %	1,8306 %	3,0365 %	2,0006 %
Snitt	1,9648 %	3,2058 %	5,0890 %	3,4199 %

Tabell 4.4.3: Bank B: predikert utslag per valutakryss/horisont.

4.4.4 Bank C

På 3 måneders sikt ser vi at bank C spår en gjennomsnittlig endring på 2,74 %. Denne endringer øker til 3,83 % på 6 måneders horisont og videre til 5,12 % på 12 måneders horisont. For alle prognosehorisonter spår banken et gjennomsnittlig utslag i valutakursen på 3,90 %. Resultatene er presentert i tabell 4.4.4.

Også Bank C spår størst utslag i USDJPY. Her spår banken en endring på over 5 %. Generelt sett spår banken store utslag i alle valutakryss, og fra 4.2.3 så vi at bank C ga signifikant dårligere prognoser enn RW på tilnærmet alle valutakryss og horisonter.

Sammenlignet med KI spår banken i snitt 2,92 ganger større endringer i valutakursen. Dette kan tyde på at også bank C overvurderer faktorene som vektlegges i prognose. Bank C er den banken i undersøkelsen som predikerer størst gjennomsnittlig endring i valutakursene.

Bank C

Horisont/valutakryss	3 M	6 M	12 M	Snitt
USDJPY	3,0189 %	5,2752 %	7,1463 %	5,1468 %
GBPUSD	2,2925 %	3,4168 %	4,1750 %	3,2947 %
EURSEK	1,9183 %	2,7536 %	3,7807 %	2,8176 %
USDSEK	3,6848 %	4,7587 %	6,3994 %	4,9476 %
USDNOK	3,2860 %	3,9125 %	5,2562 %	4,1516 %
EURNOK	0,022623	0,0288436	0,0394573	0,03030797
Snitt	2,7438 %	3,8335 %	5,1172 %	3,8982 %

Tabell 4.4.4: Bank C: predikert utslag per valutakryss/horisont.

4.4.5 Bank D

I gjennomsnitt spår bank D en endring på 2,39 % på 3 måneders horisont. På 6 måneders horisont øker endringen til 3,27 %, mens den øker videre til 5,03 % på 12 måneders horisont. I snitt predikerer bank B en endring i valutakursene på 3,56 %. Resultatene er presentert i tabell 4.4.5.

USDNOK er krysset der bank D spår størst endring. For SEKNOK og EURNOK spår banken minst utslag, i snitt en endring på henholdsvis 2,22 % og 2,23 %. I 4.2.4 så vi at EURNOK var det eneste krysset der banken ikke var signifikant dårligere enn RW ved noen horisonter målt ved MAE.

Sammenlignet med KI spår banken i snitt 2,67 ganger større endringer i valutakursen. Dette kan tyde på at også bank D overvurderer faktorene som vektlegges i prognosene.

Bank D

Horisont/valutakryss	3 M	6 M	12 M	Snitt
EURNOK	1,6232 %	2,1038 %	2,9766 %	2,2345 %
USDNOK	3,3948 %	5,1056 %	7,4294 %	5,3099 %
EURGBP	1,8745 %	2,9006 %	4,5788 %	3,1180 %
USDJPY	3,0472 %	4,0296 %	7,7232 %	4,9333 %
SEKNOK	2,0134 %	2,2227 %	2,4193 %	2,2185 %
Snitt	2,3906 %	3,2725 %	5,0254 %	3,5628 %

Tabell 4.4.5: Bank D: predikert utslag per valutakryss/horisont.

4.4.6 Bankene samlet

Vi har sett at bankene i gjennomsnitt spår større utslag i valutakursene enn Konjunkturinstituttet. Dette kan tyde på at bankene overvurderer faktorene som vektlegges i prognosene. I gjennomsnitt predikerer bankene 2,7 ganger større utslag enn Konjunkturinstituttet.

	3 M	6 M	12 M	Snitt
Bankene samlet	2,4434 %	3,4567 %	4,9041 %	3,6014 %
KI	0,9464 %	1,1774 %	1,8747 %	1,3328 %
Forholdstall	2,58	2,94	2,62	2,70

Tabell 4.4.6: Forholdet mellom utslag i bankenes prognoser og KI sine prognoser.

Bank C er den banken som spår størst utslag. Bank C er også den eneste banken der resultatene analysen i 4.2 viste signifikant dårligere prognoser enn RW på tilnærmet alle valutakryss og horisonter. Videre så vi at USDJPY var det valutakrysset bankene i snitt spår størst utslag på. I snitt forventet bankene en endring på i overkant av 5 % på dette krysset. USDJPY er også det krysset bankene i snitt har størst prediksjonsfeil på. Basert på dette kan det se ut til at jo større avvik bankene predikerer, jo større avvik blir det mellom prognosene og oppnådd spotkurs. Tabell 4.4.7 viser gjennomsnittlig predikert utslag for alle bankene på et utvalg valutakryss.

Horisont/valutakryss	3 M	6 M	12 M	Snitt
USDJPY	3,22 %	4,72 %	7,24 %	5,06 %
SEKNOK	1,81 %	2,19 %	2,66 %	2,22 %
EURGBP	1,61 %	2,67 %	4,25 %	2,84 %
USDNOK	3,42 %	4,69 %	6,45 %	4,85 %
EURNOK	1,87 %	2,34 %	3,01 %	2,41 %
Snitt	2,38 %	3,32 %	4,72 %	3,48 %

Tabell 4.4.7: Predikert utslag for alle bankene på utvalgte valutakryss/horisonter.

Til sammenligning kan det være interessant å se hva den faktiske kursutviklingen har vært i perioden. Av tabell 4.4.8 ser vi at til USDJPY i snitt har endret seg 3,93 % på 3 måneders horisont. På 6 og 12 måneders horisont endrer valutakursen seg med henholdsvis 5,87 % og 8,4 %. Dette er større endringer enn det bankene har predikert, og dette gjelder for samtlige valutakryss. Dette viser at det ikke nødvendigvis er slik at bankene bør predikere mindre utslag for å gi bedre prediksjoner.

Horisont/valutakryss	3 M	6 M	12 M	Snitt
USDJPY	3,93 %	5,87 %	8,40 %	6,07 %
SEKNOK	2,64 %	3,51 %	4,51 %	3,55 %
EURGBP	2,91 %	4,43 %	6,63 %	4,65 %
USDNOK	4,61 %	6,77 %	9,34 %	6,91 %
EURNOK	2,71 %	3,58 %	5,36 %	3,88 %
Snitt	3,36 %	4,83 %	6,85 %	5,01 %

Tabell 4.4.8: Faktisk valutakursutvikling i perioden 2003-2016, daglige tall. Kilde: Bloomberg

Basert på denne analysen, samt resultatene fra analysen i 4.2, ser det ut til at prognoser som avviker mye fra prognosetidspunktets kurs resulterer i større prognosefeil enn prognoser som predikerer små utslag i valutakursen. Videre ser det ut til at de samtlige banker overvurderer betydningen av de faktorene de legger til grunn i prognosene, og at de muligens er tjent med å spå mindre utslag. Samtidig ser vi at den faktiske endringen i spotkursene er systematisk større enn det bankene predikerer. Dette indikerer at det kanskje ikke størrelsen på selve utslaget i prognosen som fører til økt prognosefeil, men det faktum at bankene bommer på retningen.

5. Overordnet konklusjon

I denne oppgaven har vi analysert valutaprognosene til 5 aktører i perioden 2003 til 2016. Aktørene har gitt prognoser på ulike valutakryss på horisonter fra 1-24 måneder. I undersøkelsen har vi analysert prognosene til Sydbank, DNB, Nordea og Danske Bank. Bankene er anonymisert i undersøkelsen, merket som bank A-D. I tillegg har vi analysert prognosene til Konjunkturinstitutet (KI), som er et statlig institutt for økonomisk forskning i Sverige.

Vi har undersøkt i hvor stor grad aktørene treffer i sine valutaprogner sammenlignet med terminkurs og random walk (RW). Først undersøkte vi aktørenes prognoser hver for seg, ved å måle både prognosefeil og prognosens retningsangivelse. Deretter samlet vi resultatene for alle bankene, både totalt sett og fordelt på valutakryss og prognosehorisonter. Disse resultatene sammenlignet vi der det var mulig med KIs resultater. Dette gjorde vi for å undersøke om det var systematisk forskjell mellom bankene og akademikerne. Tilslutt undersøkte vi om størrelsen på utslaget i valutakursen bankene predikerer har betydning for treffsikkerheten.

Ved å undersøke prognosefeil finner vi at bankene generelt sett ikke klarer å slå RW eller terminkurs. RW og terminkurs gir signifikant bedre prognoser i omtrent halvparten av alle observasjoner, mens prognosen på sin side er signifikant bedre i svært få observasjoner. Bank C skiller seg ut som den banken med svakest prognoser. KI ser på sin side ut til å gi systematisk bedre prognoser enn RW, mens de er jevn gode med terminkursen. Basert på dette konkluderer vi med at bankene generelt sett gir dårligere prognoser enn RW og terminkursen, og at KI gir bedre prognoser enn RW. Som en følge av dette ser det ut til at KI gir bedre prognoser enn bankene.

Ved å undersøke prognosefeil fordelt på valutakryss finner vi at bankene gir dårligere prognoser enn RW og terminkurs på valutakryssene USDJPY, EURGBP, EURSEK, USDNOK og EURNOK. For SEKNOK ser det ut til at bankene gir prognoser på omtrent samme nivå som RW og terminkurs. Videre fant vi at KI sine prognoser generelt sett er bedre på alle valutakryss sammenlignet med RW og terminkurs. Det ser på bakgrunn av dette ikke ut til at aktørenes treffsikkerhet påvirkes i stor grad av hvilket valutakryss som predikeres.

Videre undersøkte vi prognosefeil fordelt på horisontene 3, 6 og 12 måneder. Resultatene viser at bankenes prognoser er dårligere enn RW og terminkurs på samtlige horisonter. Det ser imidlertid ut til at prognosefeilen reduseres med økende horisont. På 12 måneder er bankene bedre enn på 3 og 6 måneder. Til sammenligning var KI sine prognoser signifikant bedre enn RW og terminkurs på 12 måneders horisont, mens prognosene virket å være jevn gode med RW og terminkurs ved 3 og 6 måneders prognosehorisont. Det ser derfor ut til at KI er bedre enn bankene på samtlige av horisontene vi har analysert. Vi konkluderer med at prognosens tidshorisont har betydning for treffsikkerheten.

Analysen av prognosenes retningsangivelse resulterer i få signifikante funn. Dette skyldes sannsynligvis få observasjoner i datasettet, som en følge av at vi har fjernet overlappende observasjoner for å unngå autokorrelasjon. Vi mener likevel at resultatene som fremkommer er interessante, og at de representerer en tendens. Undersøkelsen viser at bankene generelt sett spår riktig retning på samme nivå som et myntkast. For KI viser resultatene at de generelt sett gir bedre retningsangivelser enn tilfeldig gjetning, noe som indikerer at KI er bedre enn bankene på retningsangivelse. Videre konkluderer vi med at terminkursen generelt sett gir bedre retningsangivelser enn tilfeldig gjetning.

Videre dekomponerte vi retningsanalysen inn i valutakryss og prognosehorisonter. Fordelt på valutakryss ser det ut til at bankene gir svakere retningsangivelser enn tilfeldig gjetning på valutakryssene USDJPY og EURSEK. Videre finner vi at for EURNOK, USDNOK og SEKNOK er bankenes prognoser bedre enn tilfeldig gjetning. Terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning på samtlige av valutakryssene som ble analysert. Vi konkluderer med at treffsikkerheten på retningsangivelsen varierer med hvilket valutakryss som predikeres.

Resultatet for retningsangivelsen ble videre fordelt på prognosehorisonter. Resultatene viser at bankene er noe bedre enn tilfeldig gjetning på 3 måneders horisont. På 6 og 12 måneders horisont kan vi imidlertid ikke finne tegn til at prognosene er ulik tilfeldig gjetning. Terminkursen gir bedre retningsangivelser enn tilfeldig gjetning på alle prognosehorisontene. For KI var det ingen prognosehorisonter som skilte seg ut i stor grad. Vi konkluderer på bakgrunn av dette med at prognosehorisont ikke har signifikant betydning for retningsangivelsens treffsikkerhet.

Ved å undersøke prognosens styrke fant vi at bankene i snitt predikerer 2,7 ganger større utslag i valutakursene enn Konjunkturinstituttet. Bank C er den banken som spår størst utslag i valutakursen, og er også den eneste banken der prognosene er signifikant dårligere enn RW på tilnærmet alle valutakryss og horisonter. Videre fant vi at USDJPY var det valutakrysset bankene i snitt spår størst utslag på. Dette er også det krysset bankene i snitt har størst prediksjonsfeil på. På bakgrunn av dette ser ut til at prognoser med store utslag i valutakursen gir større prognosefeil enn prognoser med små utslag. Samtidig ser vi at den faktiske endringen i valutakursene er større for samtlige valutakryss enn det bankene predikerer. Dette indikerer at det kanskje ikke størrelsen på selve utslaget i prognosen som fører til økt prognosefeil, men det faktum at bankene bommer på retningen.

Samlet sett bekrefter resultatene tidligere undersøkelser som viser at det er svært vanskelig å predikere valutakurser. Dette kan tyde på at valutamarkedet er svært effisient; dagens valutakurser reflekterer all tilgjengelig informasjon. Målt ved prognosefeil gir bankene dårligere prediksjoner enn en naiv random walk-modell, og også dårligere prediksjoner enn terminkursen. Dette til tross for at fagmiljøet i bankene er sterkt. Resultatene viser at Konjunkturinstituttet predikerer jevnt over bedre enn random walk, noe som er et overraskende funn. Dette kan ha med at de predikerer valutakursutviklingen tett opp mot random walk. Treffsikkerheten på valutakursutviklingens retning forteller samme historien. Her tyder resultatene på at bankene gir prognoser på samme nivå som et myntkast, mens Konjunkturinstituttet gjør det bedre.

Innledningsvis stilte vi spørsmål ved hvordan sykkelforbundet kunne havne i en situasjon der de ser ut til å tape millioner på å ha utsatt å betale en lisensavgift, til tross for at de rådførte seg med en av landets største banker. Resultatene i denne oppgaven viser at det ikke finnes gode grunner til å stole på bankenes valutaprognoser. Prognosene er uegnet som beslutningsgrunnlag for både bedrifter og privatpersoner. Svaret på hovedproblemstillingen blir dermed at bankenes valutaprognoser er verdiløse.

6. Avsluttende kommentarer

Egne kommentarer til resultatene

Resultatene viser at bankene gjør det generelt sett dårligere enn random walk ved undersøkelser av prognosefeil. Videre ser det ut til at bankenes prognoser er på nivå med et mynkast når det kommer til retningen på valutakursutviklingen. En random-walk modell vil gi lavere prognosefeil over tid siden den ikke predikerer noe utslag overhodet. Overraskende nok oppnår Konjunkturinstituttet generelt sett lavere prognosefeil enn random walk. Dette kan forklares med at prognosene til KI ligger tett opp mot spotkurs på prognosetidspunktet, og at de således spår små utslag. Siden de er relativt sett bedre på retningen, kan dette føre til lavere prognosefeil enn random walk over tid.

Videre ser vi at aktørene er noe bedre enn RW på lengre prognosehorisonter sammenlignet med kortere horisonter, basert på prognosefeil. Dette er i tråd med flere av teoriene vi har presentert. Både rente- og kjøpekraftsparitet holder bedre på lengre sikt, og siden bankene til en viss grad tar dette med i utarbeidelsen av prognosene kan dette være en forklaring. Aktørene har videre vært dårligst til å gi prognoser på USDJPY. Dette har flere årsaker, men en årsak kan være trygg-havn prinsippet. Både JPY og USD blir sett på som trygge havner, så det kan være vanskelig å vurdere utviklingen til disse kryssene opp mot hverandre. Videre kan carry trade-strategien ha innvirkning på dette, da spesielt JPY er utsatt for slik spekulasjon.

Resultatene viser at terminkursen er bedre enn tilfeldig gjetning når det kommer til retningsangivelse. Dette peker i retning av at rentedifferansen som terminkursen er basert på kan ha betydning for valutakursutviklingen. Resultatene kan i så måte tolkes som en mild støtte for hypotesen om dekket renteparitet.

Bankene bruker store ressurser på makroøkonomisk analyse, inkludert prognostisering av valutakurser. Det er derfor naturlig å tro at de mener prognosene gir en god pekepinn på fremtidig valutakurs. Likevel kan en alternativ hypotese være at bankene er klar over de tidligere undersøkelsene som har vist at random walk er den beste modellen for å prognostisere valutakurser. Dersom denne hypotesen stemmer kan man spørre seg om hvorfor de forsøker seg

på noe annet enn nettopp dette – kan de ikke bare si at beste prediksjon for morgendagens kurs er dagens kurs? Det er sannsynligvis flere forklaringer til slik praksis. En mulig forklaring er at bankenes prognoser ofte blir omtalt i media, noe som er verdifullt for bankene. Dersom de spår små utslag vil medieoppmerksomheten mest sannsynlig reduseres. De største avisene vil tvilsomt lage store saker ut av at en bank spår at valutakursen vil være uendret til sommeren. Videre selger en del banker produkter som er ment å sikre mot valutasingninger, eksempelvis opsjoner, terminforretninger og mer strukturerte produkter. En kunde vil sannsynligvis vurdere slike produkter som mer aktuelt dersom vedkommende får indikasjoner på at valutakursen vil endres mye fremover. Dersom banken predikerer liten eller ingen endring vil behovet for slike produkter være mindre. Basert på denne hypotesen kan det se ut til at bankene kan ha en egeninteresse av å spå større utslag, selv om de vet at det kan føre til større feil i prognosene.

Sammenligning med tidligere forskning

Meese og Rogoff konkluderte i 1983 med at ingen modeller systematisk slår en naiv random walk-modell over tid. Våre funn viser at bankene generelt sett er svært dårlige til å predikere valutakursutviklingen, og er således i tråd med resultatene til Meese og Rogoff. Vi fant imidlertid at prognosene til Konjunkturinstituttet generelt sett ga bedre prognoser enn random walk i perioden 2003 til 2016, noe som er et svært overraskende funn.

Landberg og Tellesbø undersøkte i 2004 treffsikkerheten i valutaprognosene til fem nordiske banker. Prognosene er innhentet fra tidsperioden 1993 til 2003. Resultatet viser at bankene generelt sett gir dårligere prognoser enn RW basert på prognosefeil, og de er heller ikke bedre på retningsangivelse. Dette er i samsvar med våre undersøkelser. Landberg og Tellesbø undersøkte ikke prognosene til Konjunkturinstituttet.

Marthinsen og Rakli skrev i 2010 en oppgave som tok sikte på å undersøke treffsikkerheten i prognosene til skandinaviske aktører, på lignende måter som i denne oppgaven. Også her viser resultatene at bankenes prognoser blir slått av både terminkursen og random walk i de fleste tilfeller. Når det gjelder retningsanalysen fant de at bankene gjorde det litt bedre enn tilfeldig gjetning, men uten særlig signifikante kunne de ikke hevde at prognosene var systematisk bedre enn tilfeldig gjetning. Dette er i samsvar med funnene i denne oppgaven. Også Marthinsen og

Rakli hadde med Konjunkturinstituttets prognoser i analysen. Siden aktørene er anonymisert kan vi ikke sammenligne direkte, men ingen av aktørene i oppgaven skiller seg ut som spesielt gode. Siden vi finner at Konjunkturinstituttet gjør det bedre enn random walk, kan dette tyde på at de hadde bedre prognoser fra 2010 til 2016 enn i perioden fra 2000 til 2010. En årsak til dette kan være at prognosene under finanskrisen vektlegges i større grad i Rakli og Marthinsen sin undersøkelse enn i vår. Dette skyldes størrelsen på datasettet, noe som kan ha ført til at prognosene til KI sett under ett ble svakere sammenlignet med i vår oppgave.

Totalt sett ser vi en god del likheter mellom våre resultater og tidligere studier. Funnene som viser at Konjunkturinstituttet gjør det bedre enn random walk er imidlertid unikt, og svært overraskende.

Mulige svakheter ved oppgaven

Oppgaven består av valutakursprognoser i perioden 2003 til 2016 fra 5 aktører. Flere av datasettene er relativt små, med kun 2 årlige prognoser per valutakryss for noen av bankene. Dette fører til få observasjoner og vanskeligheter med å finne signifikante observasjoner. Spesielt gjelder dette for justert DoC, da vi har eliminert autokorrelasjon ved å fjerne overlappende observasjoner. Det er vanskelig å fastslå om manglende signifikante funn skyldes lite datasett, eller om bankenes prognoser faktisk er på nivå med tilfeldig gjetning.

En annen svakhet er at vi mottok prognosene fra de fleste aktørene i usystematiske intervaller. Optimalt sett burde mottatt rapportene på samme tidspunkt hvert år, for å få helt systematiske datasett. Dette har sannsynligvis ført til varierende autokorrelasjon i datasettet. Vi har forsøkt å fjerne autokorrelasjon i datasettene ved å bruke Diebold-Mariano testen, men dette kan ha svakheter nettopp på grunn av varierende autokorrelasjon. For DoC medførte ikke dette problemer, da vi fjernet overlappende observasjoner.

Videre er undersøkelsen ment å representere bankene i Skandinavia. Siden vi kun har analysert 5 aktører, kan det tenkes at dette ikke er representativt. Likevel er tre av de største bankene i Skandinavia med, og vi mener analysen er bred nok for å danne et bilde av kvaliteten på prognosene.

Spot- og terminkurser er hentet ut fra Bloomberg. Siden vi har antatt at prognosene faktisk kom ut på de dagene de er publisert, har vi matchet prognosedato med faktisk spot- og terminkurser. Videre har vi hentet ut en midtpris fra Bloomberg, noe som er snittet mellom lavest og høyest kurs den aktuelle dagen. I perioder med stor volatilitet i valutakursene kan det tenkes at dette er en mulig feilkilde. Videre er terminkursene knyttet opp mot USD. Siden vi analyserer valutakryss uten USD, måtte vi regne om terminkursen. Dette har ført til at utregningene av terminkurser består av mange steg, noe som øker risikoen for feil i utregninger. Vi har imidlertid sjekket dette mot andre kilder, og ikke funnet feil.

Konjunkturinstituttet gir ut prognoser i midten av hver måned, med prognosehorisont i starten av måneden. Det vil si at de ikke har rene 3, 6 og 12 måneders prognoser, men at dette er henholdsvis 2.5, 5.5 og 11.5 måneders prognoser. Dette kan føre til en fordel eller ulempe for prognosene, men over tid vil dette sannsynligvis utjevnes. I tillegg blir effekten av dette mindre på lengre prognosehorisonter, og vi har derfor valgt å utelate 1 måneders prognose. Samtidig er terminkursen sammenlignet på 3, 6 og 12 måneders horisont. Dette kan føre til en skjevhet i analysen.

Aktørenes prognoser ble stort sett sendt til oss som rapporter og vi måtte derfor manuelt taste prognosene inn i datasettet. Vårt datasett består av 5 forskjellige aktører med 2 til 6 prognoser for i snitt cirka 5 valutakryss per år over en periode på 15 år. I sum utgjør dette i underkant av 5 000 individuelle prognoser. En mulig feilkilde er at vi har tastet feil da vi manuelt la inn prognosene. For å forsøke å minimere denne feilkilden har vi undersøkt om et antall tilfeldige prognoser for hver aktør er korrekte. Alle prognosene vi undersøkte var korrekte. Vi undersøkte i tillegg datasettet for unaturlige høye og lave verdier ved hjelp av deskriptiv statistikk. Heller ikke slike observasjoner fant vi i det endelige datasettet.

Litteraturliste

- Abuaf, & Jorion. (1990, Mars). Purchasing Power Parity in the Long Run. *The Journal of Finance*, 157-174.
- Allen, L. (1997). Capital Markets and Institutions: A global view.
- Balassa, B. (1964, Desember). The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 6, 584-596.
- Bank of International Settlements. (2016). *BIS Statistics explorer: Table D11.3*. Hentet fra <http://stats.bis.org/statx/srs/table/d11.3?f=pdf>
- Bank of International Settlements. (2016). Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and OTC derivatives markets in 2016. s. 7. Hentet fra http://www.bis.org/statistics/d11_1.pdf
- Bank of International Settlements. (2016). Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and OTC derivatives markets in 2016. s. 7. Hentet fra http://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1612.pdf
- Bank of International Settlements. (2016). Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and OTC derivatives markets in 2016. s. 5. Hentet fra <http://stats.bis.org/statx/srs/table/d11.3?f=pdf>
- Bank of International Settlements. (2016). Triennial Central Bank Survey of foreign exchange and OTC derivatives markets in 2016. s. 7. Hentet fra http://www.bis.org/statistics/d11_1.pdf
- Breivik, S. R., & Aarø, J. T. (2017, September 26). Sykkel-VM gikk på valutasmell. *E24*. Hentet fra <https://e24.no/makro-og-politikk/valuta/sykkel-vm-gikk-paa-valutasmell-helt-utrolig/24149952>
- Cheung, Y.-W., Chinn, M. D., & Pascual, A. G. (2005). Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*(24), 1150-1175.
- Chicago Board Options Exchange. (2017). *Cboe Volatility Index®*. Hentet fra <http://www.cboe.com/products/vix-index-volatility/vix-options-and-futures/vix-index>
- Chinn, & Meredith. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered. *IMF staff papers*, 51(3), 409-430.
- Committeri, Rossi, & Santorelli. (1993). Tests of covered interest parity on the Euromarket with high quality data. *Applied Financial Economics*.
- Culbertson, J. M. (1960, Desember). Friedman on the Lag in Effect of Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 68, 617-621. Hentet fra <http://www.journals.uchicago.edu/doi/pdfplus/10.1086/258396>
- Deltastock. (2017). *Teknisk analyse*. Hentet fra https://www.deltastock.com/english/resources/daily_tech_analyses.asp

- Diebold, F., Husted, S., & Rush, M. (1991, December). Real Exchange Rates under the Gold Standard. *Journal of Political Economy*, 1252-1271.
- Doff, N., & Eder, M. (2017, juni 1). *Bloomberg QuixTake*. Hentet fra <https://www.bloomberg.com/news/articles/2017-06-01/carry-trade-defined-or-why-interest-rates-matter-quicktake-q-a>
- Dornbusch, R. (1976, Desember). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *The Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- Du, W., & Tepper, A. (2016). Deviations from Covered Interest Rate Parity.
- Evans, M. D., & Lyons, R. K. (2002, February). Order Flow and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 110(1), 170-180.
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2017). *CBOE Volatility Index: VIX*. Hentet fra <https://fred.stlouisfed.org/series/VIXCLS>
- Flatner, A. (2009). Norwegian krone no safe haven. *Economic Commentaries*(3). Hentet fra http://static.norges-bank.no/contentassets/e1043393ca0a413290137dd9450f31fd/en/norges_bank_commentary_03_2009.pdf?v=03/09/2017123129&ft=.pdf
- Frankel, J. A., & Rose, A. (1995). Empirical Research on Nominal Exchange Rates. *Handbook of International Economics*, 3, 1689-1729.
- Frenkel, J. A. (1978, Mai). Purchasing power parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920s. *Journal of International Economics*, 169-191.
- Froot, K. A., & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4, 179-192.
- Griffioen, G. A. (2003). Technical Analysis in Financial Markets. 33-93.
- Huizinga, J. (1987). An empirical investigation of the long-run behavior of real exchange rates. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 149-214.
- Investtech. (2017). Tekniske indikatorer. Hentet fra https://www.investtech.no/main/market.php?CountryID=1&p=staticPage&fn=helpItem&tbReport=h_IndicatorsMain
- Keynes, J. M. (1923). *A tract on monetary reform*. London: MacMillan and Co.
- King, M., & Rime, D. (2011, Mai/Juni). Algorithmic trading and FX liquidity. *CFA Publications*, 15-17. Hentet fra <https://www.cfapubs.org/doi/pdf/10.2469/cfm.v22.n3.5>
- Klovland, J. T. (2017). Forelesningsnotater i FIE422: internasjonale finansmarkeder og finansiell stabilitet.

- Landberg, M., & Tellesbø, Ø. (2004). Skandinaviske bankers valutakursprognoser - En empirisk analyse: Vet bankene hvor haren hopper? *Hovedoppgave ved Norges Handelshøyskole*.
- Levich, R. M. (2001). Kap 5: International Parity Conditions. I *International Financial Markets: Prices and policies*. McGraw-Hill/Irwin.
- Levich, R. M. (2011). Evidence on Financial Globalization and Crises: Interest Rate Parity. Hentet fra <http://people.stern.nyu.edu/rlevich/wp/RML-2011a.pdf>
- Macdonald, R. (1995). Long-Run Exchange Rate Modeling: A Survey of the Recent Evidence. *Staff Papers (IMF)*, 42, 437-489. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/pdf/3867529.pdf>
- MacDonald, R. (2007). Kap. 2: Purchasing power parity and the PPP puzzle og Kap. 9: Equilibrium exchange rates: Measurement and misalignment. I *Exchange Rate Economics, Theories and Evidence*. New York: Routledge.
- Mark, N. C. (1995, Mars). Exchange rates and fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. *The American Economic Review*, Vol. 85, No.1 , 201-218. Hentet fra <https://www3.nd.edu/~nmark/wrkpaper/Exchange%20Rates%20and%20Fundamentals.pdf>
- Marthinsen, H. S., & Rakli, K. (2010). Skandinaviske aktørers valutaprognoser - Empirisk analyse av perioden 2000-2010. *Masteroppgave ved Norges Handelshøyskole*.
- Meese, R., & Rogoff, K. (1988, September). Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period. *The Journal of Finance*, 43, 933-948.
- Meese, R., & Rogoff, K. S. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*(14), 3-24.
- Morningstar. (2017). *Morningstars ordliste*. Hentet fra <http://www.morningstar.no/no/glossary/102618/arbitrasje.aspx>
- Mussa, M. (1986). Nominal exchange rate regimes and the behaviour of real exchange rates: Evidence and implications. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 117-214.
- Neely, C. J., & Sarno, L. (2002). How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 51-74.
- Norges Bank. (2016). *Aktiviteten i det norske valuta- og derivatmarkedet i april 2016*. Hentet fra http://www.norges-bank.no/contentassets/3e6135522bd14ca497188d035c2f8957/valuta_og_derivatmarkedet_sept_2016.pdf
- Norges Bank. (2017). *Effektiv kronekurs*. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/statistikk/valutakurser/effektiv-kronekurs-beregnete-kurser/>
- Rime, D., & Sojli, E. (2006). Ordrestrømsanalyse av valutakurser. *Penger og Kreditt*(2), 110-115. Hentet fra http://www.norges-bank.no/globalassets/upload/import/publikasjoner/penger_og_kreditt/2006-02/rime.pdf

- Rogoff, K. S. (1996, Juni). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34, 647-668.
- Rogoff, K. S. (2002). Dornbusch`s Overshooting Model After Twenty-Five Years. *IMF Staff Papers*, 1-35.
- Rogoff, K. S., & Stavrakeva, V. (2008). The continuing puzzle of short horizon exchange rate forecasting. Working paper 14071. *National Bureau of Economic Research*.
- Romstad, M. E. (2008). Ordrestrømsanalyse. Et lyspunkt i valurakursteorien - teori og praktisk anvendelse. *Masteroppgave ved Norges Handelshøyskole*.
- Samuelson, P. A. (1964, May). Theoretical Notes on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, 145-154.
- Schwert, W. G. (1989, April). Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 7, No. 2, 147-159.
- Taylor, M. P. (1988). Covered interest arbitrage and market turbulence: An empirical analysis. *The Economist*, 89-90.
- The Economist. (1990). Schools brief: Why currencies overshoot. . *The Economist*, 89-90.
- Wooldridge, J. (2015). Chapter 11: Further issues in using OLS with time series data. I *Introductory econometrics - A modern approach* (ss. 354-356). Boston: Cengage Learning, Inc.
- Wooldridge, J. (2015). Chapter 11: Further issues in using OLS with time series data. I *Introductory economics - A modern approach* (s. 357). Boston: Cengage Learning, Inc.

Appendiks 1: MAE/MSE for alle aktører

Forholdstallet som vises i tabellene er regnet ut ved formlene vist i likning 4.2. Verdi lavere enn 1 betyr at bankens prognose er best, mens verdi større 1 betyr at RW/terminkurs er best. P-verdien er angitt under forholdstallene, og merket konfidensintervall 90 %, 95 % og 99 % med henholdsvis *, ** og ***.

Bank A: MAE/MSE

USDNOK	MAE		MSE		EURNOK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin		RW	Termin	RW	Termin
1 m	1,36472819	1,35190983	1,45385717	1,54961832	1 m	1,25262421	1,23024055	1,46320988	1,455662
	0.0022***	0.0026***	0.0135**	0.0122**		0.0029***	0.0054***	0.0139**	0.0151**
2 m	1,30048526	1,30731707	1,56018168	1,58905166	2 m	1,21925403	1,20109235	1,56174334	1,57774041
	0.0363**	0.0339**	0.0670*	0.0608*		0.0422**	0.0721*	0.0717*	0.0798*
3 m	1,12537714	1,13642519	1,30597505	1,33939394	3 m	1,09201919	1,12945422	1,28567852	1,39462249
	0.3175	0.2439	0.1370	0.0748*		0.3404	0.2025	0.056*	0.0175**
5 m	1,22330097	1,22458629	1,39678715	1,4201715	5 m	1,13375572	1,0733089	1,49442675	1,47562893
	0.0536*	0.0496**	0.0253**	0.0213**		0.1914	0.5038	0.0385**	0.0697*
6 m	0,99534678	1,01721014	0,96514882	1,03378747	6 m	0,9884696	1,05955056	1,11056811	1,27578947
	0.9703	0.8906	0.8017	0.8101		0.8993	0.5728	0.3753	0.0969*
11 m	1,13456221	1,17641437	1,11998541	1,1566855	11 m	1,0117935	1,00664158	1,16316858	1,17029973
	0.1723	0.0987*	0.4124	0.3194		0.9103	0.9587	0.3911	0.4520
12 m	0,79899891	0,8100222	0,71494362	0,78254824	12 m	0,82251185	0,91030685	0,74592944	0,94054748
	0.0818*	0.0538*	0.0722*	0.1141		0,0096***	0.2533	0.0061***	0.5120
GBPNOK	MAE		MSE		SEKNOK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin		RW	Termin	RW	Termin
1 m	1,30032206	1,29875352	1,48516579	1,4825784	1 m	1,34034417	1,32765152	1,4679616	1,44983462
	0.0050***	0.0051***	0.0359**	0.0357**		0.0013***	0.0017***	0.0308**	0.0351***
2 m	1,32223816	1,31132612	1,5884795	1,58354889	2 m	1,10662283	1,11394799	1,24891502	1,25896133
	0.0027***	0.0033***	0.0098***	0.0100***		0.3486	0.3361	0.2593	0.2523
3 m	1,36760716	1,39678581	1,60400167	1,61274099	3 m	0,98907325	1,01410788	1,01677501	1,05138768
	0.0098***	0.0033***	0.0064***	0.0027***		0.9242	0.9100	0.9272	0.7866
5 m	1,28789551	1,2936068	1,52720651	1,5232906	5 m	1,0992491	1,11823315	1,2557971	1,25488776
	0.0005***	0.0007***	0.0004***	0.0007***		0.2391	0.2041	0.1474	0.1693
6 m	1,07945472	1,15962343	1,20285176	1,29182317	6 m	0,87040558	0,89918167	0,79703264	0,84892541
	0.5058	0.1910	0.3437	0.1534		0.1835	0.3032	0.2788	0.3869
11 m	1,11224008	1,09745862	1,11654442	1,12850082	11 m	1,04438383	1,06149194	1,05791353	1,11589958
	0.1468	0.2081	0.3566	0.3426		0.5656	0.4326	0.6763	0.4388
12 m	0,8738286	0,92762399	0,73497726	0,83879781	12 m	0,80978763	0,83246322	0,70768688	0,7452655
	0.2993	0.5173	0.1448	0.3270		0.0719*	0.0855*	0.1543	0.1572
USDJPY	MAE		MSE						
	RW	Termin	RW	Termin					
1 m	1,29139645	1,25609756	1,65647582	1,61307784					
	0.0027***	0.007***	0.0028***	0.0041***					
2 m	1,56941896	1,57907692	2,41632413	2,43347132					
	0.0000***	0.0000***	0.0001***	0.0001***					
3 m	1,30068213	1,28559871	1,74974306	1,61221591					
	0.0765*	0.0912*	0.0455**	0.0817*					
5 m	1,6006086	1,6082553	2,31175973	2,32404848					
	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***					
6 m	1,45531003	1,39547755	1,77293659	1,81636727					
	0.0019***	0.0012***	0.0011***	0.0003***					
11 m	1,6893396	1,68164471	2,13557692	2,1500484					
	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***					
12 m	1,51810585	1,53344417	1,98915009	2,13540403					
	0.0001***	0.0000***	0.0002***	0.0000***					

Bank B: MAE/MSE

EURUSD	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,05392463 <i>0.6685</i>	1,0654599 <i>0.6039</i>	1,09562842 <i>0.6383</i>	1,11046154 <i>0.5796</i>
6 m	1,05658165 <i>0.7399</i>	1,10096227 <i>0.5623</i>	1,3000722 <i>0.4034</i>	1,36553921 <i>0.3256</i>
12 m	1,10860191 <i>0.6014</i>	1,14177186 <i>0.4952</i>	1,11530094 <i>0.7578</i>	1,19224806 <i>0.6181</i>
USDJPY	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,36229086 <i>0.0907*</i>	1,3264411 <i>0.0833*</i>	1,77684729 <i>0.0828*</i>	1,74083012 <i>0.0825*</i>
6 m	1,2110687 <i>0.4184</i>	1,1813105 <i>0.4290</i>	1,0665078 <i>0.8874</i>	1,10554682 <i>0.8133</i>
12 m	1,25539617 <i>0.2500</i>	1,28186174 <i>0.1457</i>	1,37445887 <i>0.3905</i>	1,41670798 <i>0.3193</i>
EURSEK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,4230563 <i>0.0330**</i>	1,45984598 <i>0.0225**</i>	1,94782374 <i>0.0557*</i>	2,00752299 <i>0.0493**</i>
6 m	1,17024687 <i>0.1562</i>	1,16762636 <i>0.1597</i>	1,35545385 <i>0.0642*</i>	1,35804356 <i>0.0714*</i>
12 m	1,08566643 <i>0.6080</i>	1,11969398 <i>0.4861</i>	0,86384545 <i>0.5032</i>	0,88148322 <i>0.5547</i>

EURNOK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,18355482 <i>0.0912*</i>	1,23003884 <i>0.0731*</i>	1,34385666 <i>0.1279</i>	1,42405063 <i>0.0895*</i>
6 m	1,24262422 <i>0.0809*</i>	1,22879079 <i>0.1236</i>	1,59570662 <i>0.0439**</i>	1,70717703 <i>0.0485**</i>
12 m	0,9739331 <i>0.8468</i>	0,98598786 <i>0.9276</i>	1,0195369 <i>0.8991</i>	1,1077044 <i>0.6234</i>
EURGBP	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,16336416 <i>0.0579*</i>	1,15775635 <i>0.0442**</i>	1,10077519 <i>0.3540</i>	1,10613437 <i>0.3128</i>
6 m	1,22947491 <i>0.0307**</i>	1,27305497 <i>0.0096***</i>	1,49257688 <i>0.0161**</i>	1,55438984 <i>0.0119**</i>
12 m	1,06970509 <i>0.2436</i>	1,14 <i>0.0126**</i>	0,95776193 <i>0.6514</i>	1,08920774 <i>0.3065</i>

Bank C: MAE/MSE

USDJPY	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,29249763 <i>0.0105**</i>	1,29588193 <i>0.0108**</i>	1,75958415 <i>0.0518*</i>	1,76762402 <i>0.0508*</i>
6 m	1,38082285 <i>0.0001***</i>	1,40203694 <i>0.0001***</i>	1,66414014 <i>0.0110**</i>	1,72245467 <i>0.0080***</i>
12 m	1,31207239 <i>0.0020***</i>	1,33325858 <i>0.0012***</i>	1,56631408 <i>0.0146**</i>	1,6580534 <i>0.0087***</i>
GBPUSD	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,63564236 <i>0.0000***</i>	1,61057692 <i>0.0000***</i>	2,37542998 <i>0.0024***</i>	2,38362919 <i>0.0022***</i>
6 m	1,3871889 <i>0.0000***</i>	1,38813283 <i>0.0000***</i>	1,59497207 <i>0.0002***</i>	1,6631068 <i>0.0000***</i>
12 m	1,20528771 <i>0.0033***</i>	1,22047244 <i>0.0022***</i>	1,34378093 <i>0.0077***</i>	1,4448386 <i>0.0017***</i>
EURNOK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,17305263 <i>0.1495</i>	1,18704729 <i>0.1353</i>	1,68560797 <i>0.0868*</i>	1,73247881 <i>0.0790*</i>
6 m	1,12206417 <i>0.2010</i>	1,11432326 <i>0.2762</i>	1,50060024 <i>0.0203**</i>	1,6066838 <i>0.0159**</i>
12 m	1,11815182 <i>0.2125</i>	1,14821509 <i>0.1878</i>	1,47208931 <i>0.0141**</i>	1,64001421 <i>0.0075***</i>

USDSEK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,38162879 <i>0.0014***</i>	1,38908283 <i>0.0014***</i>	2,01652893 <i>0.0034***</i>	2,03940299 <i>0.0032***</i>
6 m	1,13918807 <i>0.1139</i>	1,15692049 <i>0.0838*</i>	1,33715104 <i>0.0352**</i>	1,38336213 <i>0.0206**</i>
12 m	1,10992434 <i>0.1453</i>	1,1239297 <i>0.1132</i>	1,13530023 <i>0.2300</i>	1,18184278 <i>0.1221</i>
EURSEK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,36010363 <i>0.0169**</i>	1,34408602 <i>0.0223**</i>	1,92541197 <i>0.1036</i>	1,91285081 <i>0.1071</i>
6 m	1,29642445 <i>0.0278**</i>	1,28948375 <i>0.0348**</i>	1,53640615 <i>0.0764*</i>	1,52722444 <i>0.0812*</i>
12 m	1,24289157 <i>0.0310**</i>	1,23102625 <i>0.0448**</i>	1,26443682 <i>0.2137</i>	1,27795435 <i>0.1973</i>
USDNOK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,28837386 <i>0.0020***</i>	1,30322829 <i>0.0013***</i>	1,38932384 <i>0.0192**</i>	1,43740795 <i>0.0132**</i>
6 m	1,07828107 <i>0.2722</i>	0,9569161 <i>0.6696</i>	1,11332574 <i>0.2384</i>	0,82022236 <i>0.3451</i>
12 m	1,15530688 <i>0.0159**</i>	1,21375134 <i>0.0029***</i>	1,15142198 <i>0.0474**</i>	1,24377283 <i>0.0040***</i>

Bank D: MAE/MSE

EURNOK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,01874766 <i>0.8574</i>	1,03583683 <i>0.7521</i>	1,37140637 <i>0.0805*</i>	1,43495935 <i>0.0753*</i>
6 m	1,15237508 <i>0.1318</i>	1,17558213 <i>0.1275</i>	1,34803057 <i>0.1463</i>	1,44760101 <i>0.1229</i>
12 m	1,03442485 <i>0.7605</i>	1,06321467 <i>0.6294</i>	1,13718723 <i>0.3938</i>	1,28293316 <i>0.1971</i>
24 m	1,08784773 <i>0.5005</i>	1,18595371 <i>0.3586</i>	1,24350506 <i>0.1841</i>	1,659224442 <i>0.1220</i>
USDNOK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,12416515 <i>0.3052</i>	1,13868389 <i>0.2586</i>	1,362423 <i>0.1336</i>	1,418492785 <i>0.1200</i>
6 m	1,28795951 <i>0.0318**</i>	1,34679666 <i>0.0143**</i>	1,53746567 <i>0.0155**</i>	1,657783418 <i>0.0104**</i>
12 m	1,17479598 <i>0.3752</i>	1,21135029 <i>0.2531</i>	1,30944625 <i>0.3651</i>	1,427318296 <i>0.2292</i>
24 m	0,86824948 <i>0.3403</i>	0,63300448 <i>0.0143**</i>	0,66132879 <i>0.1527</i>	0,411883289 <i>0.0038***</i>
SEKNOK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,29655745 <i>0.0093***</i>	1,31124161 <i>0.0063***</i>	1,80895197 <i>0.0149**</i>	1,855750924 <i>0.0135**</i>
6 m	0,973178 <i>0.8188</i>	1 <i>0.9995</i>	1,12357808 <i>0.5995</i>	1,174594595 <i>0.4823</i>
12 m	0,95356442 <i>0.6973</i>	0,97113677 <i>0.8044</i>	0,86318759 <i>0.5123</i>	0,948837209 <i>0.8063</i>
24 m	0,94020262 <i>0.6244</i>	0,93420083 <i>0.6339</i>	0,86968725 <i>0.5581</i>	0,815413534 <i>0.4859</i>

EURGBP	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,4883592 <i>0.0017***</i>	1,47852423 <i>0.0022***</i>	2,14643932 <i>0.0522*</i>	2,22260689 <i>0.0489**</i>
6 m	1,2487015 <i>0.0851*</i>	1,24338302 <i>0.1043</i>	1,93214491 <i>0.0636*</i>	1,99762188 <i>0.0628*</i>
12 m	1,2605705 <i>0.0597*</i>	1,25020064 <i>0.0919*</i>	1,66754114 <i>0.0320**</i>	1,79742931 <i>0.0266**</i>
24 m	1,12734082 <i>0.3153</i>	1,16344561 <i>0.2402</i>	1,16837452 <i>0.3435</i>	1,34637648 <i>0.1373</i>
USDJPY	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	1,46081652 <i>0.0001***</i>	1,48769415 <i>0.0001***</i>	1,94247788 <i>0.0017***</i>	1,97493573 <i>0.0017***</i>
6 m	1,45410207 <i>0.0005***</i>	1,43633861 <i>0.0005***</i>	1,62789445 <i>0.0107**</i>	1,67913349 <i>0.0071***</i>
12 m	1,36378719 <i>0.0253**</i>	1,37427552 <i>0.029**</i>	1,93637145 <i>0.0088***</i>	1,96681223 <i>0.0106***</i>
24 m	1,14011516 <i>0.4159</i>	1,24267782 <i>0.2181</i>	1,40990099 <i>0.2275</i>	1,55401964 <i>0.1599</i>

Konjunkturinstitutet: MAE/MSE

EURUSD	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	0,97462959 <i>0.3798</i>	0,98100102 <i>0.4987</i>	0,96798228 <i>0.3834</i>	0,98990939 <i>0.8067</i>
6 m	0,98877638 <i>0.6625</i>	1,00946569 <i>0.7212</i>	0,92556054 <i>0.0453**</i>	0,96358543 <i>0.3611</i>
12 m	0,93428064 <i>0.0090***</i>	0,97407407 <i>0.3433</i>	0,87022079 <i>0.0032***</i>	0,92820218 <i>0.1368</i>
NOKSEK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	0,97089679 <i>0.5805</i>	0,98354474 <i>0.7434</i>	0,99856322 <i>0.9864</i>	1,00361011 <i>0.9618</i>
6 m	0,89770508 <i>0.0404**</i>	0,92363728 <i>0.0904*</i>	0,81351583 <i>0.0300**</i>	0,86849315 <i>0.0795*</i>
12 m	0,89257981 <i>0.0765*</i>	0,9209882 <i>0.1010</i>	0,86400258 <i>0.1756</i>	0,94070175 <i>0.4734</i>
GBPSEK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	0,92055059 <i>0.0565*</i>	0,93020986 <i>0.0765*</i>	0,88168558 <i>0.1084</i>	0,89107289 <i>0.1106</i>
6 m	0,95893303 <i>0.3609</i>	0,96003842 <i>0.3234</i>	0,90040858 <i>0.1782</i>	0,94278075 <i>0.3956</i>
12 m	0,88768378 <i>0.0105**</i>	0,91084457 <i>0.0320**</i>	0,90992293 <i>0.2988</i>	0,9718078 <i>0.7334</i>

USDJPY	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	0,94273248 <i>0.2598</i>	0,93940217 <i>0.2527</i>	0,99029126 <i>0.8709</i>	1,00492611 <i>0.9366</i>
6 m	1,00157704 <i>0.9695</i>	0,9981141 <i>0.9613</i>	1,00143266 <i>0.9766</i>	1,01598837 <i>0.7568</i>
12 m	1,03817556 <i>0.4368</i>	1,05993655 <i>0.2148</i>	0,95163934 <i>0.5422</i>	0,97727273 <i>0.7820</i>
USDSEK	MAE		MSE	
	RW	Termin	RW	Termin
3 m	0,96911085 <i>0.3868</i>	0,9693907 <i>0.3887</i>	0,94150299 <i>0.4960</i>	0,94675827 <i>0.5402</i>
6 m	0,95696058 <i>0.1747</i>	0,97176562 <i>0.3928</i>	0,9142315 <i>0.1631</i>	0,94046457 <i>0.3521</i>
12 m	0,92880479 <i>0.0657*</i>	0,9514712 <i>0.2293</i>	0,8895236 <i>0.1061</i>	0,92918262 <i>0.3119</i>

Appendiks 2: DoC for alle aktører

Tabellene viser DoC for bankenes prognoser og terminkursen. DoC over 0,5 indikerer at prognosene/terminkursen gjør det bedre enn tilfeldig gjetning. DoC under 0,5 indikerer at prognosene/terminkursen gjør det dårligere enn tilfeldig gjetning. P-verdien er angitt under DoC, og merket konfidensintervall 90 %, 95 % og 99 % med henholdsvis *, ** og ***.

Bank A: DoC

		Prognose		Termin				Prognose		Termin			
		Horisont	DoC	DoC*	DoC	DoC*			Horisont	DoC	DoC*	DoC	DoC*
USDJPY	1 m		0,5455	0,5455	0,3788	0,3788			1 m	0,8636	0,8636	0,4394	0,4394
				0.4644		0.0481**					0.000***		0.3285
	2 m		0,4200	0,4200	0,5600	0,5600			2 m	0,4800	0,4800	0,5400	0,5400
					0.2621		0.4016				0.7805		0.5768
	3 m		0,5588	0,5294	0,5294	0,4118			3 m	0,5588	0,6471	0,5882	0,6471
					0.8167		0.4836				0.2361		0.2361
	5 m		0,3800	0,2941	0,5000	0,5241			5 m	0,4800	0,2941	0,5800	0,6471
					0.0895*		0.8167				0.0895*		0.2361
	6 m		0,2647	0,2500	0,5294	0,5000			6 m	0,6765	0,6667	0,5882	0,6667
					0.0819*		1.0000				0.2657		0.2657
11 m		0,4000	0,3333	0,4800	0,4444			11 m	0,6200	0,8889	0,5400	0,4444	
				0.3466		0.7599				0.081*		0.7599	
12 m		0,3824	0,3333	0,6471	0,6667			12 m	0,5882	0,8333	0,6471	0,8333	
				0.4650		0.4650				0.1019		0.1019	
USDNOK	1 m		0,4697	0,4697	0,4394	0,4394			1 m	0,8485	0,8485	0,4848	0,4848
				0.6261		0.3285					0.000***		0.8077
	2 m		0,4000	0,4000	0,5200	0,5200			2 m	0,4800	0,4800	0,4000	0,4000
					0.1594		0.7805				0.7805		0.1594
	3 m		0,4000	0,5294	0,5882	0,5882			3 m	0,5294	0,5882	0,6176	0,7059
					0.8167		0.4836				0.4836		0.0895*
	5 m		0,4800	0,4118	0,4600	0,5882			5 m	0,4000	0,2353	0,5400	0,5294
					0.4836		0.4836				0.0239**		0.8167
	6 m		0,5882	0,5000	0,5294	0,5000			6 m	0,6176	0,5000	0,6471	0,5833
					1.000		1.0000				1.0000		0.5863
11 m		0,5600	0,5556	0,6200	0,8889			11 m	0,5400	0,5556	0,4400	0,3333	
				0.7599		0.0081***				0.7599		0.3466	
12 m		0,7941	0,6667	0,6471	0,5000			12 m	0,5294	0,5000	0,6176	0,5000	
				0.4650		1,0000				1.0000		1.0000	
EURNOK	1 m		0,5758	0,5758	0,3939	0,3939							
				0.221		0.0848							
	2 m		0,5600	0,5600	0,4600	0,4600							
					0.4016		0.5768						
	3 m		0,5294	0,5882	0,6471	0,6471							
					0.4836		0.2361						
	5 m		0,6200	0,6471	0,3600	0,3529							
					0.2361		0.2361						
	6 m		0,6765	0,6667	0,7059	0,7500							
					0.2657		0.0819*						
11 m		0,5800	0,6667	0,4800	0,5556								
				0.3466		0.7599							
12 m		0,5882	0,8333	0,6176	0,6667								
				0.1019		0.4650							

Bank B: DoC

	Horisont	Prognose		Termin	
		DoC	DoC*	DoC	DoC*
EURUSD	3 m	0,3846	0,3846	0,5769	0,5769
			0.2468		0.4436
	6 m	0,4615	0,4615	0,6538	0,6538
			0.7029		0.1184
	12 m	0,5000	0,6923	0,6154	0,4615
			0.1745		0.7938
USDJPY	3 m	0,5556	0,5556	0,4762	0,4762
			0.6507		0.8333
	6 m	0,5000	0,5000	0,5238	0,5238
			1.0000		0.8333
	12 m	0,5556	0,4444	0,5238	0,6667
			0.7599		0.3466
EURNOK	3 m	0,5769	0,5769	0,6923	0,6923
			0.4436		0.0476**
	6 m	0,5769	0,5769	0,6923	0,6923
			0.4436		0.0476**
	12 m	0,5385	0,6923	0,6154	0,5385
			0.1745		0.7938

	Horisont	Prognose		Termin	
		DoC	DoC*	DoC	DoC*
EURGBP	3 m	0,5385	0,5385	0,3846	0,3846
			0.7029		0.2468
	6 m	0,5385	0,5385	0,8846	0,8846
			0.7029		0.0000***
	12 m	0,4231	0,3846	0,9231	0,8462
			0.4273		0.0610*
EURSEK	3 m	0,3846	0,3846	0,6154	0,6154
			0.2468		0.2468
	6 m	0,3846	0,3846	0,5769	0,5769
			0.2468		0.4436
	12 m	0,4615	0,4615	0,6154	0,5385
			0.7938		0.7938

Bank C: DoC

	Horisont	Prognose		Termin	
		DoC	DoC*	DoC	DoC*
USDJPY	3 m	0,4459	0,4889	0,4933	0,4667
			0.8835		0.6598
	6 m	0,4133	0,3793	0,5600	0,5517
			0.1988		0.5874
	12 m	0,4861	0,4286	0,5867	0,5000
			0.6115		1.000
GBPUSD	3 m	0,4533	0,5333	0,4267	0,3333
			0.6598		0.0236**
	6 m	0,4533	0,4483	0,4667	0,5172
			0.5864		0.8564
	12 m	0,5000	0,4286	0,5200	0,5000
			0.6115		1.000
EURSEK	3 m	0,4667	0,4889	0,4533	0,4000
			0.8835		0.1826
	6 m	0,5067	0,6207	0,5467	0,5862
			0.1988		0.3623
	12 m	0,4800	0,4286	0,5600	0,5000
			0.6115		1.000

	Horisont	Prognose		Termin	
		DoC	DoC*	DoC	DoC*
USDSEK	3 m	0,4800	0,4444	0,4933	0,4667
			0.4623		0.6598
	6 m	0,5867	0,4728	0,5067	0,5862
			0.8564		0.3623
	12 m	0,6133	0,6429	0,5200	0,5000
			0.3019		1.0000
EURNOK	3 m	0,6267	0,6667	0,5333	0,5556
			0.0236**		0.4623
	6 m	0,6133	0,5517	0,4800	0,5517
			0.5864		0.5864
	12 m	0,5200	0,6429	0,5600	0,5000
			0.3019		1.000
USDNOK	3 m	0,5067	0,5111	0,5733	0,5333
			0.8835		0.6598
	6 m	0,5067	0,4483	0,5733	0,5517
			0.5864		0.5864
	12 m	0,5467	0,3514	0,7200	0,6429
			0.3019		0.3019

Bank D: DoC

		Prognose		Termin				Prognose		Termin				
		Horisont	DoC	DoC*	DoC	DoC*			Horisont	DoC	DoC*	DoC	DoC*	
EURNOK	3 m		0,5000	0,5000	0,6786	0,6786	USDJPY	3 m	0,5714	0,5714	0,5357	0,5357	143	
				1.000		0.0572*					0.4597		0.7127	
	6 m		0,5714	0,5714	0,6071	0,6071		6 m	0,3928	0,3929	0,5000	0,5000		
				0.4597		0.2643					0.2643		1.000	
	12 m		0,4643	0,2857	0,6071	0,5000	12 m	0,5000	0,4286	0,5357	0,5714			
				0.111		1.000				0.6115		0.6115		
	24 m		0,5200	0,3333	0,7143	0,7143	24 m	0,5714	0,5000	0,4800	0,5714			
				0.465		0.2894				1.000		0.7358		
USDNOK	3 m		0,5357	0,5357	0,5357	0,5357	SEKNOK	3 m	0,4643	0,4643	0,5714	0,5714		
				0.7127		0.7127					0.7127		0.4597	
	6 m		0,5357	0,5357	0,6071	0,6071		6 m	0,6071	0,6071	0,6786	0,6786		
				0.7127		0.2643					0.2643		0.0572*	
	12 m		0,6786	0,7857	0,7143	0,6429	12 m	0,6071	0,6429	0,5714	0,5714			
				0.0261**		0.3019				0.3019		0.6115		
	24 m		0,5000	0,5000	0,4286	0,4286	24 m	0,7500	0,8333	0,7200	0,8571			
				1.000		0.7358				0.1019		0.0465		
EURGBP	3 m		0,3571	0,3214	0,5714	0,5714								
				0.0572*		0.4597								
	6 m		0,5000	0,5000	0,5714	0,5714								
				1.000		0.4597								
	12 m		0,5000	0,5000	0,5357	0,5715								
				1.000		0.6115								
	24 m		0,5000	0,5000	0,6400	0,7143								
				1.000		0.2894								

Konjunkturinstitutet: DoC

		Prognose		Termin				Prognose		Termin				
		Horisont	DoC	DoC*	DoC	DoC*			Horisont	DoC	DoC*	DoC	DoC*	
EURUSD	3 m		0,5893	0,6429	0,5536	0,5714	USDSEK	3 m	0,5536	0,5714	0,4821	0,5000		
				0.0633*		0.3608					0.3608		1.0000	
	6 m		0,5536	0,5357	0,5357	0,5357		6 m	0,5714	0,5000	0,5357	0,4643		
				0.7127		0.7127				1.0000		0.7127		
	12 m		0,7143	0,5715	0,6250	0,4286	12 m	0,6071	0,7857	0,5893	0,4286			
				0.6115		0.6115				0.0261**		0.6115		
USDJPY	3 m		0,5893	0,5714	0,5357	0,5238	GBPSEK	3 m	0,6071	0,5952	0,5893	0,5952		
				0.3608		0.7619					0.2212		0.2212	
	6 m		0,5714	0,5714	0,5357	0,5000		6 m	0,5893	0,5000	0,5536	0,5357		
				0.4597		1.000				1.0000		0.7127		
	12 m		0,5179	0,2857	0,5536	0,6429	12 m	0,6071	0,7857	0,6250	0,7857			
				0.1110		0.3019				0.0261**		0.0261**		
NOKSEK	3 m		0,6071	0,5238	0,5536	0,5476								
				0.7617		0.5435								
	6 m		0,5893	0,5357	0,6429	0,5714								
				0.7127		0.4597								
	12 m		0,7500	0,7143	0,5714	0,6429								
				0.111		0.3019								

Appendiks 3: Valutakoder nevnt i oppgaven

Valutakode	Valuta
AUD	Australsk dollar
BRL	Brasiliansk real
CHF	Sveitsisk franc
DEM	Tyske mark
EME	Fremvoksende markeder (indeks)
EUR	Euro
GBP	Britiske pund sterling
JPY	Japanske yen
NOK	Norske kroner
NZD	Newzealandsk dollar
SEK	Svenske kroner
TRY	Tyrkisk lira
USD	Amerikansk dollar
ZAR	Sørafrikansk rand

EURNOK = NOK per EUR.

Figuroversikt

<i>Figur 2.1. Gjennomsnittlig daglig omsetning per år i billioner USD fordelt på ulike instrumenter. Kilde: BIS</i>	6
<i>Figur 2.3: Daglig omsetning i valutamarkedet fordelt på valutakryss. Kilde: BIS</i>	8
<i>Figur 2.2: Gjennomsnittlig daglig omsetning i milliarder USD fordelt på ulike aktører. Kilde: BIS</i>	8
<i>Figur 2.4: Daglig omsetning av valuta fordelt på valutapar (2016). Kilde: BIS</i>	9
<i>Figur 2.5: VIX-indeks 2003-2017. Rundt finanskrisen i 2008-2009 ser vi at indeksen viser svært høye verdier. Kilde: (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2017)</i>	10
<i>Figur 2.6 - Renteparitetslinjen</i>	14
<i>Figur 2.7 – Renteparitetslinje med transaksjonskostnader</i>	15
<i>Figur 2.8: Valutakursutvikling og gjennomsnitt, EURNOK og USDNOK. Kilde: Norges bank</i>	24
<i>Figur 2.9: Implikasjoner av Dornbusch modell fra 1976. Kilde: The Economist (1990)</i>	31
<i>Figur 2.10: Eksempel på teknisk analyse av Axactor AB. Kilde: Deltastock</i>	34

Tabelloversikt

Tabell 2.1: – Langsiktig test av UIP. Kilde: Chinn & Meredith (2004).....	19
Tabell 4.2.1: Bank A. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***. .	53
Tabell 4.2.2: Bank A. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	54
Tabell 4.2.3: Bank B. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***. .	57
Tabell 4.2.4: Bank B. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	58
Tabell 4.2.5: Bank C. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***. .	60
Tabell 4.2.6: Bank C. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	61
Tabell 4.2.7: Bank D. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***. .	63
Tabell 4.2.8: Bank D. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	64
Tabell 4.2.9: Konjunkturinstituttet. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankens prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 %, 95 % og 99 % markert med henholdsvis *, ** og ***.	67
Tabell 4.2.10: Konjunkturinstituttet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	68
Tabell 4.3.1: Bankene samlet. Oppsummert resultat av prognosefeil målt ved MAE og MSE for bankenes prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	70
Tabell 4.3.2 A: Bankene samlet. Prognosefeil målt ved MAE og MSE fordelt på valutakryss for bankenes prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	72
Tabell 4.3.2 B: Bankene samlet. Prognosefeil målt ved MAE og MSE fordelt på valutakryss for bankenes prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	73
Tabell 4.3.3: Bankene samlet. Prognosefeil målt ved MAE og MSE fordelt på prognosehorisonter for bankenes prognoser mot Random walk (RW) og terminkurs. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	75
Tabell 4.3.4: Bankene samlet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	76
Tabell 4.3.5 A: Bankene samlet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting, fordelt på valutakryss. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	79
Tabell 4.3.5 B: Bankene samlet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting, fordelt på valutakryss. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	80
Tabell 4.3.6: Bankene samlet. Oppsummering av DoC for bankens prognoser og terminkurs mot tilfeldig gjeting, fordelt på prognosehorisonter. Konfidensnivå på 90 % og 95 % markert med henholdsvis * og **.	83
Tabell 4.4.1: Konjunkturinstituttet: predikert utslag per valutakryss/horisont.	86
Tabell 4.4.2: Bank A: predikert utslag per valutakryss/horisont.	87
Tabell 4.4.3: Bank B: predikert utslag per valutakryss/horisont.	88
Tabell 4.4.4: Bank C: predikert utslag per valutakryss/horisont.	89
Tabell 4.4.5: Bank D: predikert utslag per valutakryss/horisont.	89
Tabell 4.4.6: Forholdet mellom utslag i bankenes prognoser og KI sine prognoser.	90
Tabell 4.4.7: Predikert utslag for alle bankene på utvalgte valutakryss/horisonter.	90
Tabell 4.4.8: Faktisk valutakursutvikling i perioden 2003-2016, daglige tall. Kilde: Bloomberg.....	91