

Handelshøyskolen BI - campus Stavanger

BTH 16131

Bacheloroppgave - Anvendt makroøkonomi

Bacheloroppgave

Hvilken rente eller renter har sterkest innvirkning på valutakursen?

Navn: Ravn Arvidsønn Lone-Hurum,
Ole Martin Bø, Viktor Barvik Andersen

Utlevering: 11.01.2021 09.00

Innlevering: 02.06.2021 16.00

Bacheloroppgave ved Handelshøyskolen BI

«Hvilken rente eller renter har sterkest innvirkning på valutakursen?»



BTH1613: Bacheloroppgave i Anvendt makroøkonomi

Handelshøyskolen BI, Campus Stavanger

Våren 2021

"Denne oppgaven er gjennomført som en del av studiet ved Handelshøyskolen BI. Dette innebærer ikke at Handelshøyskolen BI går god for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet, eller de konklusjoner som er trukket."

Forord

Denne oppgaven har til hensikt å oppsummere vår kunnskap innenfor anvendt makroøkonomi og fungerer som en konkluderende oppgave for vår tid ved Handelshøyskolen BI, Campus Stavanger. Vi er tre studenter med høy interesse for makroøkonomi og finans, og ønsket å skrive en oppgave som bærer relevans til begge disipliner. Dermed falt valget på å se på sammenhengen mellom rentenivåer og valutakurser.

Gjennom bachelorskrivingen har vi møtt nye og spennende – både teoretiske og økonometriske – utfordringer. Arbeidet med denne oppgaven har ført til ny kunnskap som har gitt oss mersmak i temaene som omhandler makroøkonomi og finans. Vi synes det var spennende å inkludere makroøkonomi, økonometri og finans i en og samme oppgave. Vi ser alle for oss at dette er noe vi vil ta med oss videre i utdanning og jobb.

Vi ønsker å rette en takk til vår veileder, Førsteamanuensis Lars Christian Bruno ved institutt for samfunnsøkonomi ved Handelshøyskolen BI, Campus Stavanger. Vi takker for en upåklagelig veiledning hvor vi har fått jevn oppfølging, samtidig som at vi har fått jobbet selvstendig og utforskende.

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	4
1.0 INNLEDNING	5
1.1 - MOTIVASJON.....	5
1.2 – PROBLEMSTILLING	6
1.3 – OPPGAVENS STRUKTUR	6
2.0 – PENGE- OG VALUTAMARKEDET	7
2.1 – PENGEMARKEDET	7
2.2 – VALUTAMARKEDET	9
2.2.1 – Valutamarkedet og handel av valuta	9
2.2.2 - Valutakurskanalen	10
2.3 - RENTER	10
2.3.1 – Renter og rentekurver.....	10
3.0 - TEORI	12
3.1 – RENTEPARITET OG ARBITRASJE PROFITT	12
3.2 – KRUGMAN – LIKEVEKTEN I VALUTA- OG PENGEMARKEDET	14
3.2.1 – Likevekt på kort sikt.....	14
3.2.2 – Likevekt på lang sikt	16
4.0 – METODE	18
4.1 – OVERSIKT OG FORKLARINGER.....	18
4.2 – STASJONÆRITET OG TIDSSERIEDATA	19
4.2.1 – Persistens og random walk.....	21
4.2.2 – Dickey Fuller test	22
4.2.3 - Augmented Dickey-Fuller Test	24
4.3 – HETEROSKEDASTISITET OG AUTOKORRELASJON	25
4.3.1 - Robuste standardfeil for Heteroskedastisitet.....	26
4.3.2 – Breusch-Godfrey test for autokorrelasjon	26
4.4 – KOINTEGRASJON.....	28
4.4.1 – Engle-Granger metoden	28
4.5 – EMPIRISK FREMGANGSMÅTE.....	29
5.0 – RESULTATER OG ANALYSE	30
5.1 – FREMGANGSMÅTE.....	30
5.2 – ANALYSE	30
5.2.1 – Valutakurskanalen.....	33
5.2.2 – Krugman	33
5.2.3 – Langsiktig effekt	34
5.2.4 – IBOR-rentene og NOWA sin manglende signifikans	35
5.2.5 – Hvorfor har korte renter en sterkere effekt enn lange renter?	36
6.0 – KONKLUSJON	39
6.0.1 – FORSLAG TIL VIDERE FORSKNING	41
7.0 – LITTERATUROVERSIKT	42
8.0 – APPENDIKS	46

Sammendrag

Vår bacheloroppgave tar utgangspunkt i data som omhandler renter og valutakurser fra januar 1990 til desember 2019. I oppgaven har vi sett på hvilke renter som har sterkest innvirkning på valutakursen. Datasettet vårt er delt opp i to, der vi først ser på den norske dollarkursen avhengig av nivået på flere norske renter, og etterpå ser på den norsk-svenske valutakursen avhengig av rentedifferansen mellom Norge og Sverige på de samme rentene. Resultatene blir analysert på den måte at de først blir sammenlignet med relevant teori for å sjekke om det foreligger en sammenheng. Videre argumenterer vi for årsaker som vi mener kan stå bak de resultatene som kommer frem i regresjonene.

Metodedelen av denne oppgaven tar først for seg de økonometriske kriteriene som må være til stede for at tidsserier skal kunne anvendes for regresjonsanalyse. Det blir gjort rede for hva stasjonæritet er samt kriteriene for at man skal kunne konkludere med at en tidsserie er stasjonær. Deretter følger en redegjørelse for ulike kilder til feiltolkning av regresjonsresultater samt hvordan man korrigerer for disse feilkildene.

Vårt hovedfokus i denne oppgaven har vært å analysere hvorvidt ulike renter har en ulik innvirkning på valutakursen. Først legger vi frem økonometriske resultater med tilhørende tolkninger, for så å drøfte årsaker til funnene i regresjonsanalysen vår. Gjennom argumentasjon i lys av ulike teorier har vi til slutt kunnet konkludere med at endringer i statskasseveksler med løpetid opp til ett år har sterkest innvirkning på endringer i valutakursen.

1.0 Innledning

1.1 - Motivasjon

I tiden etter andre verdenskrig har valutahandelen vokst enormt. Valutakursene blir bestemt løpende, og er avhengig av etterspørsel og tilbud (Steigum, 2018, s.382). Valutakursen er en viktig faktor for internasjonal handel og er av aktuell betydning for et lands økonomi. Valutakursen bestemmer volumet på handel, og endringer i valutakursen har en sterk påvirkning for konkurranseutsatte bedrifter i alle land. Siden valutakursen spiller en såpass sentral rolle for et lands økonomi, er valutakursen av sterk interesse for myndighetene så vel som eksport- og importbedrifter. Dette medfører at det knyttes interesse til hva som påvirker valutakursen.

Det finnes mange teorier som tar sikte på å forklare hva som bestemmer prisen på en valuta både på kort og lang sikt. Sentralbanker verden over driver en pengepolitikk med en bevisst intensjon om å styre sin valutakurs. Flere forskningsartikler forsøker å forklare hvordan valutakursen forholder seg til ulike markedsforhold. En sentral forklaringsvariabel som blir trukket frem i forskning er et lands rentenivå. Hacker (2012) og Hardouvelis (1988) peker på at på kort sikt vil renten ha en negativ sammenheng med valutakursen, mens på lang sikt vil ha en positiv sammenheng. Vi har sett på forskningsartikler som prøver å forklare endringer i valutakurser gjennom utvikling i rentenivåer, både innbyrdes i et land, men også gjennom rentedifferanser mellom ulike land. Felles for alle forskningsartikler vi har lest er at det ikke blir tatt særlig hensyn til rentenes løpetid. Hacker (2012) og Krugman (2015) benytter seg av en universell rente, mens Omer (2014) konsentrerer seg om den langsiktige effekten som udekket renteparitet dekker. Det vi vil finne ut av er hvordan valutakurser forholder seg til renter av ulik løpetid. Kan det være seg at det er en vesentlig forskjell på karakteristikkene ved ulike renter, og hvordan

valutakursen reagerer på dem? Vi har så langt ikke lyktes i å finne noen forskning som ser på dette som hovedtema.

Gjennom denne oppgaven ønsker vi å finne ut av hvorvidt det er noen renter som skiller seg vesentlig ut med tanke på hvordan valutakursen reagerer ved endringer i disse rentene. Videre ønsker vi å analysere de bakenforliggende årsakene til hvorfor det eventuelt foreligger en forskjell mellom ulike renter og deres innvirkning på valutakursen. Vi ønsker også å finne ut av om valutakursen reagerer annerledes ved endringer i disse rentene på kort og lang sikt.

1.2 – Problemstilling

På bakgrunn av motivasjonen vår har vi valgt å definere problemstillingen som;

Hvilken rente eller renter har sterkest innvirkning på valutakursen?

1.3 – Oppgavens struktur

Den første delen av oppgaven vil ta for seg en oversikt over de markedene som gjør seg gjeldene for problemstillingen. Markedene vi har valgt å presentere er penge- og valutamarkedet. Her vil vi gjøre rede for dynamikken i markedene, samtidig som å forklare ulike renter og renters funksjon i pengepolitikken. Videre skal vi gå gjennom relevant teori som er mer rettet mot selve problemstillingen. Renters effekt på både valuta- og pengemarkedet vil forklares – også grafisk.

I kapitlet om metode gjør vi rede for den kvantitative metoden vi har anvendt for å analysere dataene våre. Det vil bli gjennomgått kilder til feiltolkning av våre analyser, og hva konsekvensene av slike kilder til feiltolkning vil bety for vår data.

Til slutt vil resultatene og funnene bli presentert, med en tilhørende analyse. Analysen vil bestå av argumenter som har til hensikt å belyse mulige årsaker til resultatene våre.

2.0 – Penge- og valutamarkedet

2.1 – Pengemarkedet

Pengemarkedet omfatter ulike markeder for gjeld der aktører kan plassere og låne penger med inntil ett års løpetid (Norges Bank, 2017). De vanligste instrumentene i pengemarkedet er blant annet usikrede interbanklån, statskasseveksler og andre sertifikater. I 2020 var totale utlån i pengemarkedet på 100 milliarder norske kroner, og totale innlån lå på ca. 82 milliarder norske kroner. (Norges Bank, 2020a, s.19).

Pengemarkedet blir i hovedsak benyttet av aktører for å styre sin finansieringslikviditet (Norges Bank, 2017). I denne oppgaven har vi sett på rentene på tre forskjellige instrumenter innenfor pengemarkedet; NIBOR, NOWA og statskasseveksler med ulik løpetid.

Statskasseveksler er lån med inntil ett års løpetid, hvor hovedstolen blir betalt ved løpetidens slutt sammen med renter. Gjennom statskasseveksler kan staten styre sin kortsiktige likviditet. Utenlandske aktører utgjør en betydelig andel av investorene i statskasseveksler. Hovedsakelig utstedes statskasseveksler i norske kroner, og det er derfor nødvendig for utenlandske aktører å kjøpe norske kroner for å kunne investere i norske statskasseveksler. Øker etterspørselen etter norske statskasseveksler i utlandet vil det medføre at etterspørselen av norske kroner også øker. Denne mekanismen legger grunnlaget for hvordan et økt rentenivå i det norske pengemarkedet kan medføre en appresiering, og motsatt en depresiering av den norske kronen (Norges Bank, 2020d).

Et annet sentralt instrument i pengemarkedet er usikrede lån mellom banker, også kjent som interbanklån. To sentrale renter innenfor interbankmarkedet er Norwegian Overnight Weighted Average (NOWA) og Norwegian Interbank Offered Rate (NIBOR).

NOWA er et estimat for hvor høy rente banker ville tatt seg betalt for overnattlån. NOWA beregnes på grunnlag av transaksjonsdata fra

Norges Banks daglige rapporteringer av pengemarkedsdata, og er et volumvektet gjennomsnitt av renten på daglige transaksjoner (Norges Bank, 2020c). NOWA er kun for bruk mellom banker og er ikke tilgjengelig for andre aktører.

Norges Bank fører en innskuddspolitik for sine banker hvor bankene får rente på innskuddene tilsvarende foliorenten opp til en viss kvote. Overgår banken denne kvoten mottar de en lavere reserverente (Norges Bank, 2019b). Banker med negativ saldo i Norges Bank er forpliktet til å låne beløpet tilsvarende den negative saldoen. Da tilbyr Norges Bank sikrede dagslån til en rente på én prosentenheter høyere enn foliorenten (Norges Bank, 2020b). Hvis en bank har en negativ saldo i Norges Bank, mens en annen bank har innskudd som overgår innskuddskvoten for foliorenten, kan denne banken låne penger til den banken med negativ saldo til en rente lavere enn Norges Banks sikrede dagslån, men høyere enn reserverenten. Slik unngår banken med overskuddsinnskudd den relativt lave reserverenten, mens banken med negativ saldo unngår den relativt høye lånerenten til Norges Bank. Det er på bakgrunn av rentene på disse lånene at NOWA blir beregnet. NOWA er den renten som brukes bankene imellom ved denne dynamikken.

NIBOR er også en rente som tar utgangspunkt i interbanklån. NIBOR er en rente som har til hensikt å gjenspeile hva banker ville tatt seg betalt for usikrede lån mellom norske banker (Referanserenter, 2019). Det finnes en rekke NIBOR renter med ulik løpetid. NIBOR blir ofte brukt som en referanserente hvor man tar utgangspunkt i NIBOR pluss et risikopåslag.

2.2 – Valutamarkedet

2.2.1 – Valutamarkedet og handel av valuta

Et valutamarked er et marked hvor valuta selges og kjøpes. Det finnes ikke ett enhetlig marked for handel av valuta, men en verdensomspennende samling av ulike markeder. Prisen på en valuta uttrykkes gjennom valutakursen, og valutakursen uttrykker bytteforholdet mellom to ulike valutaer (Norges Bank, 2020a, s.35). Prisen på valuta bestemmes av tilbud og etterspørsel. Etterspørselen bestemmes av et komplekst mangfold av ulike forhold. Blant de viktigste forhold kan det nevnes internasjonal handel, lån og investeringer, bistand og rentebetalinger. Internasjonal handel spiller en viktig rolle for valutahandelen. Betalinger på tvers av landegrenser krever oppgjør i ulike valutaer, og dermed blir veksling av valuta sentralt for at disse betalingene skal kunne gjennomføres. Viktigheten av internasjonal handel når det kommer til valutamarkedet kan gjenspeiles gjennom summen av norsk eksport og import, som i 2019 utgjorde 70% av Norges BNP (NHO, 2019).

Valutamarkedet er verdens største marked målt gjennom volum. I april 2019 var den daglige omsetningen i det norske valutamarkedet på 257 milliarder kroner (Norges Bank, 2020a, s.37). Til sammenligning var den daglige omsetningen av aksjer på Oslo Børs i april 2019 på omtrent 4,5 milliarder norske kroner (Oslo Børs, 2019).

Valutahandel foregår overordnet på to forskjellige måter; spot og termin. Ved spothandel gjennomføres handelen innen 2 virkedager fra kontrakten inngås til transaksjonen er gjennomført, og valutaen blir handlet til dagens observerbare kurs. Ved terminhandel gjennomføres oppgjøret på et senere tidspunkt, og prisen på valutaen blir bestemt basert på spotkursen justert for rentedifferansen. Terminhandel er den mest brukte handelsformen for valuta og stod i april 2019 for 93 prosent av all valutahandel av den norske kronen (Norges Bank, 2020a, s.37).

2.2.2 - Valutakurskanalen

Valutakurskanalen beskriver effekten av renteendringer på valutakursen på kort sikt. Når et lands rentenivå øker, vil avkastningen på plasseringer i dette landet øke. Dermed vil landets valuta bli mer etterspurt, som medfører en appresiering av valutaen. Importerte varer blir billigere, og lokale varer blir dyrere for andre land (Norges Bank, 2019a).

2.3 - Renter

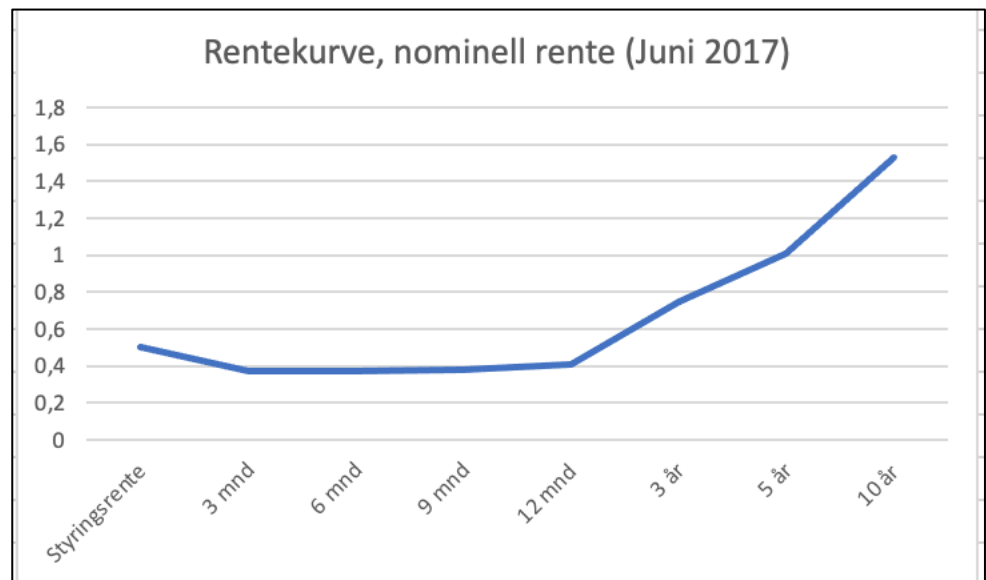
2.3.1 – Renter og rentekurver

«Renter er betaling for lån av penger målt i prosent per år.» (Steigum, 2018, s.374). Vi skiller mellom korte og lange renter. Korte renter er renten på pengeplasseringer i verdipapirer som har en løpetid på opptil to år. Et eksempel på korte renter er statskasseveksler. Følgelig vil lange renter være renten på pengeplasseringer i verdipapirer som har en løpetid på mer enn to år. Lange renter i Norge vil eksempelvis være statsobligasjoner med løpetid på tre, fem og ti år (Steigum, 2018, s.374). Statsobligasjoner er lån med løpetid på over ett år, der renter blir utbetalt i løpet av låneperioden hvorpå hovedstolen blir tilbakebetalt ved lånetidens opphør.

Rentenivået i et land vil som regel bli påvirket av endringer i pengepolitikken og styringsrenten. Det viser seg at løpetiden på rentene, utgjør en forskjell i henhold til hvordan de reagerer på pengepolitikk. Statskasseveksler, og andre korte renter med inntil to års løpetid vil reagere sterkere på endringer i pengepolitikken enn renter med lengre løpetid (Steigum, 2018, s.374). Lengre renter viser seg ifølge Steigum å være mer fristilt fra pengepolitikken, men følger fortsatt styringsrentens langsiktige trend (Steigum, 2018, s.375).

Rentenivået på pengeplasseringer vil variere, avhengig av tiden til forfall. Gjennom NOWA-renten har man forfall «overnatten», mens plasseringer med lange renter kan ha løpetid på flere år. En rentekurve er en grafisk illustrasjon som viser markedsrentene for pengeplasseringer med økende tid til forfall (Steigum, 2018, s.375). Det som viser seg, er at

markedsrentene for pengeplasseringer med kortest tid til forfall (overnatten til ca. 3 måneder) har høyere rente enn de kommende plasseringene, før de etter ca. 12 måneder øker igjen. Årsaken bak dette er at man antar at renten vil falle på kort sikt – dermed redusert markedsrente på pengeplasseringer med tid til forfall frem til ca. 1 år. Ved lange pengeplasseringer er det større usikkerhet for tiden frem til forfall, og pengene er mindre likvide. Dermed er det knyttet risiko- og likviditetspremie ved en slik plassering, som medfører høyere markedsrenter (Steigum, 2018, s.379).



Figur 1: Rentekurven, Steigum, 2018, s.376

3.0 - Teori

3.1 – Renteparitet og arbitrasje profitt

Teorien om renteparitet er viktig for å forstå sammenhengen mellom renter og valutakurser. Vi skiller mellom dekket og udekket renteparitet. Forskjellen er at man under udekket renteparitet sammenligner avkastningen av pengeplasseringer uten terminsikring, men en forventet spotkurs (Steigum, 2018, s.399). Kort forklart sier udekket renteparitet at når det foreligger en forskjell i renter mellom to land, må valutakursen justere seg slik at man ikke kan oppnå arbitrasje profitt. Arbitrasjeprofit er profitten man oppnår gjennom å utnytte renteforskjeller mellom to land.

Formelen for udekket renteparitet kan utledes som illustrert fra ligning 1 til ligning 5 (Steigum, 2018, s.399):

Ligning 1 sier at den forventede vekstraten g_E^e er gitt ved forventet spotkurs dividert på dagens kurs.

$$1 + g_E^e = \frac{E_1^e}{E_0} \quad (1)$$

For at to alternative pengeplasseringer skal kunne gi samme avkastning, må ligning 2 bli som nedenfor. Ligningen uttrykker at det innenlandske rentenivået er lik det utenlandske rentenivået multiplisert med forventet vekst i valutakursen.

$$1 + i = \frac{(1 + i^*)E_1^e}{E_0} \quad (2)$$

Videre skrives $\frac{E_1^e}{E_0}$ om til $(1 + g_E^e)$ gjennom å sette ligning 1 inn i ligning 2.

$$1 + i = (1 + i^*)(1 + g_E^e) \quad (3)$$

Deretter multipliseres leddene i ligning 3 ut og innenlandsk rente uttrykkes som nedenfor.

$$i = i^* + g_E^e + i^* g_E^e \quad (4)$$

Siste ledd i ligning 4 ses bort ifra fordi det er et produkt av to små tall (Steigum, 2018, s.400). Den endelige ligningen uttrykker at veksten i den forventede valutakursen er tilnærmet lik differansen mellom innenlandsk og utenlandsk rentenivå.

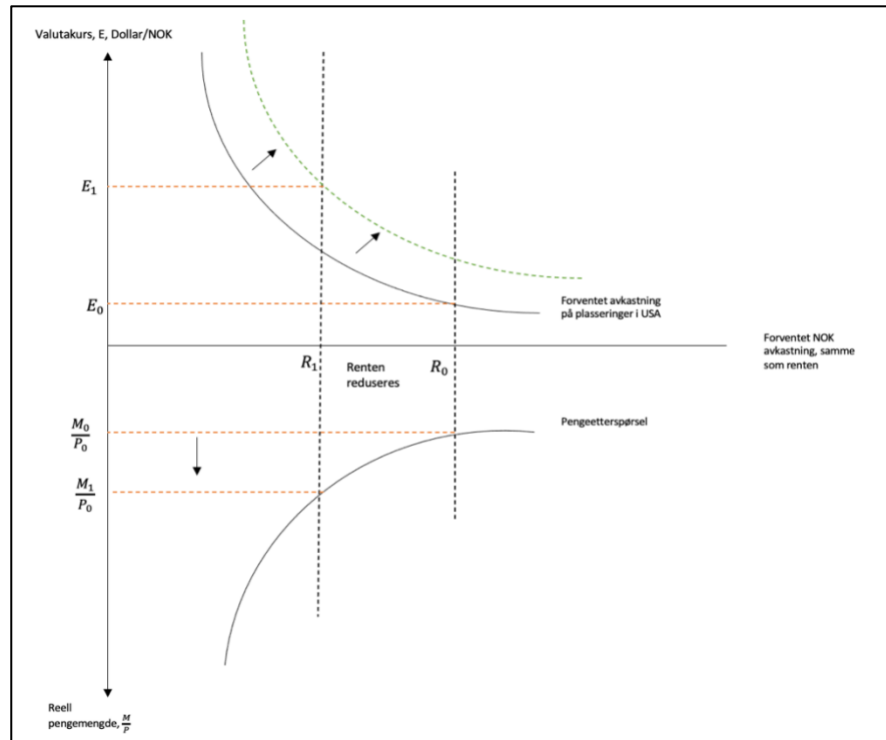
$$i - i^* \approx g_E^e \quad (5)$$

Intuisjonen i ligning 5 er at avkastningen i pengeplasseringer i ulike land skal utjevne hverandre gjennom en endring i valutakursen som følge av forskjellen i rentenivået mellom de respektive landene. Dermed vil valutakursen sørge for å utligne enhver sjanse for arbitrasjeprofit.

3.2 – Krugman – Likevekten i valuta- og pengemarkedet

3.2.1 – Likevekt på kort sikt

Krugmans teori om likevekt i valuta- og pengemarkedet ser på sammenhengen mellom avkastningen på pengeplasseringer i ulike land og den respektive valutakursen. Figur 2 tar utgangspunkt i innenlandsk rentenivå langs x-aksen, hvor to ulike sammenhenger mellom renten, valutakursen og pengeetterspørselen, blir beskrevet samtidig. Krugmans teori påstår at det er et inverst forhold mellom både rentenivå (R) og valutakurs (E), og rentenivå og reell pengemengde ($\frac{M}{P}$, pengemengde dividert med prisnivå). Dynamikken som fremgår av figur 2 viser at i valutamarkedet vil en reduksjon i det norske rentenivået medføre en økning i forventet avkastning på pengeplasseringer i USA, som forårsaker en økt etterspørsel etter amerikanske dollar som igjen medfører en appresiering av den norske dollarkursen. I pengemarkedet vil en reduksjon i rentenivået medføre en økt pengeetterspørsel. Når renten reduseres blir lån billigere, utlån øker og dermed øker også pengemengden. Den reelle pengemengden øker fordi prisnivået tilpasser seg etterskuddsvis og gradvis til den nye pengemengden og det økte prisnivået vil dermed reflekteres i den reelle pengemengden først etter en viss tid. Lønnsforhandlinger er en viktig faktor når det kommer til prisøkning, og skjer kun 1 gang i året. I tillegg tar det tid før markedet fanger opp den økte etterspørselen (Krugman et al., 2015). Man ser i figur 2 at pengemengden M_0 øker til M_1 , men at prisnivået forblir uendret.



Figur 2: Krugman på kort sikt - Hentet fra Krugman et al., 2015, s.402

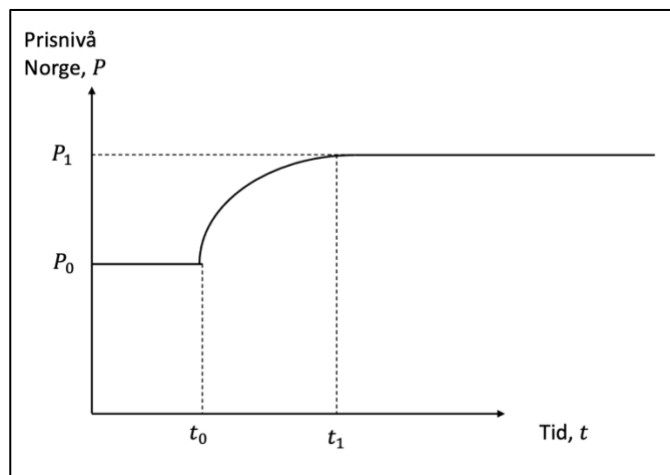
For å forhindre arbitrasje profitt sier Krugman (2015) at valutakursen må appresieres umiddelbart etter at Norge setter ned renten. Den umiddelbare appresieringen skal forhindre at besittere av norske kroner plasserer pengene sine i utlandet (her USA). Når valutakursen øker vil det være dyrere for nordmenn å handle dollar, og dermed vil den økte valutakostnaden utligne renteprofiten. Likevel vil funksjonen for forventet avkastning på plasseringer i USA skifte oppover ettersom at rentedifferansen har økt.

Som figur 2 viser vil den reduserte renten, den økte reelle pengemengden og en høyere forventet avkastning på pengeplasseringer i USA føre til en appresiering av valutakursen opp til E_1 . Oppsummert vil valutakursen på kort sikt øke dersom Norge setter ned sin rente.

3.2.2 – Likevekt på lang sikt

For å forstå Krugmans teori på lang sikt må man forstå kjøpekraftsparitet. Kjøpekraftsparitet sier at en endring i forholdet mellom to lands prisnivå må justeres av valutakursen slik at realvalutakursen forblir konstant. Realvalutakursen uttrykker valutakursen mellom to land, justert for de respektive landenes prisnivå. Kjøpekraftsparitet sier at realvalutakursen mellom to land skal være konstant over tid. Absolutt kjøpekraftsparitet sier at realvalutakursen over tid skal være lik 1, mens relativ kjøpekraftsparitet tillater en realvalutakurs ulik 1 (Steigum, 2018, s. 395-396).

Det som skiller likevekten på kort og lang sikt er at på lang sikt vil markedet forstå at det er mer penger i omløp, og dermed justerer prisnivået seg fra P_0 til P_1 . Som forklart under kort sikt tar det tid før prisnivået øker, som illustrert i figur 3:

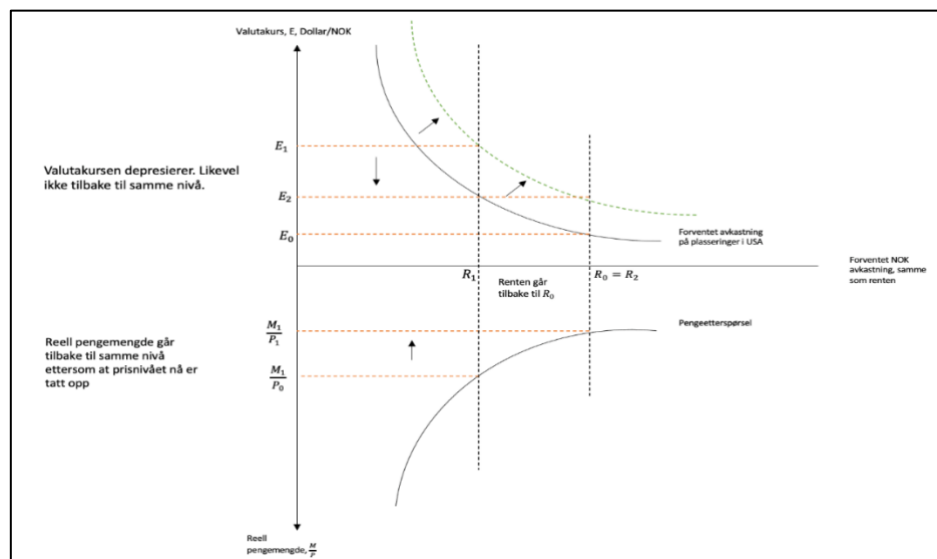


Figur 3: Prisnivå – Hentet fra Krugman et al., 2015, s.404

Det vi skal se på nå er hva som skjer på lang sikt. Nå som prisnivået har tatt seg opp har den reelle pengemengden gått tilbake til utgangspunktet dersom vi antar at $\frac{M_0}{P_0} = \frac{M_1}{P_1}$. Økt prisnivå vil gjennom pengepolitikken motsvares med en økt rente. Dermed er renten nå den samme som ved utgangspunktet ($R_0 = R_2$). Da vil valutakursen depresieres ettersom renten

i Norge øker – vi får en høyere forventet avkastning på norske plasseringer. Likevel vil ikke valutakursen depresiere helt ned til utgangspunktet.

Ut ifra figur 4 forklares depresieringen av valutakursen med at den forventede avkastningen på plasseringer i USA skifter utover, som fører til en valutakurs på E_2 . Kursen E_2 er høyere enn ved utgangspunktet (E_0), men lavere enn på kort sikt (E_1). Den intuitive forklaringen bak en appresiering av valutakursen på lang sikt er at prisnivået i Norge har økt. I utgangspunktet, ved et prisnivå lik P_0 , må man til eksempel betale 1 for en gitt handlekurv. Den reelle pengemengden kan da uttrykkes som $\frac{100}{1}$. På kort sikt øker pengemengden, men prisnivået forblir uendret. Dermed øker den reelle pengemengden til $\frac{200}{1}$. På lang sikt øker prisnivået til 2. Da vil den reelle pengemengden være lik utgangspunktet, da $\frac{200}{2} = \frac{100}{1}$. Likevel ser man at handlekurven som man betalte 1 for i utgangspunktet, betaler man nå 2 for. Det vil si at den norske kronen har halvert sin verdi. Teorien forutsetter at kjøpekraftsparitet gjelder. Dermed vil det økte innenlandske prisnivået føre til en appresiering av valutakursen, slik at realvalutakursen forblir konstant.



Figur 4: Krugman på lang sikt. Hentet fra Krugman et al., 2015, s.402

4.0 – Metode

4.1 – Oversikt og forklaringer

Vi har tatt en kvantitativ tilnærming til problemstillingen vår. Vi har brukt tidsseriedata med månedlig frekvens for å teste forholdet mellom valutakurser og renter. Data med informasjon om renter og valutakurser er hentet fra Norges Bank, Sveriges Riksbank og SSB. Rentene vi har sett på er statskasseveksler med løpetid fra tre til tolv måneder og statlige obligasjonsrenter som strekker seg fra tre til ti år. Alle observasjonene våre er månedlige gjennomsnitt på effektive renter. Vi har også sett på de norske og svenske referanserentene NIBOR og STIBOR samt den norske overnattenrenten NOWA. Vi har testet renters innvirkning på valutakursen på to måter; Den norske dollarkursen mot nivået på norske renter, og den norsk-svenske valutakursen mot differansen på tilsvarende renter i de to landene. Vi valgte amerikanske dollar fordi dollaren er den mest brukte valutaen i verden, og videre den svenske kronen siden Sverige er et naturlig land å sammenligne Norge med.

Her følger en oversikt over variablene vi har anvendt i vår kvantitative analyse.

Variabel	Beskrivelse	Variabelforkortning	Kilde
NOWA	Norsk overnatten-rente.	NOWA	Norges Bank (2021a)
NIBOR	3 måneders norsk interbank-rente	NIBOR	Norges Bank (2015) og SSB (2021)
STIBOR	3 måneders svensk interbank-rente	STIBOR	Sveriges Riksbank (2021)
Statskasseveksel 3 måneders	Norsk statskasseveksel med 3 måneders løpetid	SKV3	Norges Bank (2021a)
Statskasseveksel 6 måneders	Norsk statskasseveksel med 6 måneders løpetid	SKV6	Norges Bank (2021a)
Statskasseveksel 9 måneders	Norsk statskasseveksel med 9 måneders løpetid	SKV9	Norges Bank (2021a)
Statskasseveksel 12 måneders	Norsk statskasseveksel 12 måneders løpetid	SKV12	Norges Bank (2021a)
Statsobligasjon 3 års	Norsk statsobligasjon med 3 års løpetid	SOB3	Norges Bank (2021a)

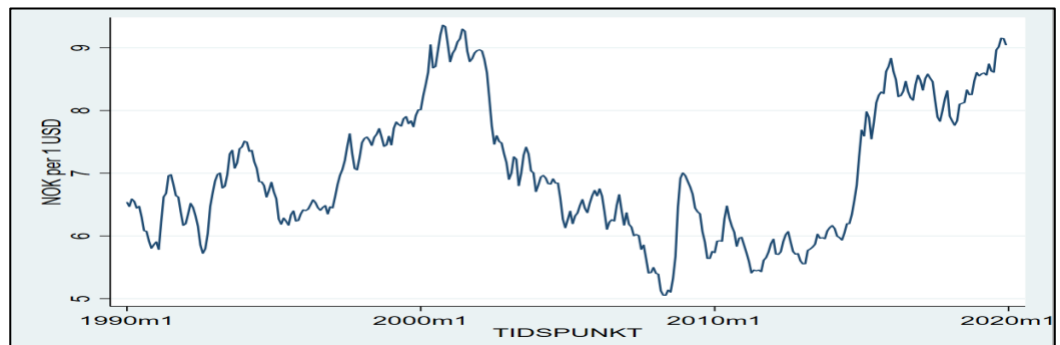
Statsobligasjon 5 års	Norsk statsobligasjon med 5 års løpetid	SOB5	Norges Bank (2021a)
Statsobligasjon 10 års	Norsk statsobligasjon med 10 års løpetid	SOB10	Norges Bank (2021a)
Dollarkursen	Prisen på én dollar uttrykt i norske kroner	USD	Norges Bank (2021b)
Den norsk/svenske valutakursen	Prisen på 100 svenske kroner uttrykt i norske kroner	ESEK	Norges Bank (2021b)
Rentedifferansen statskasseveksler 3 måneders	Differansen mellom norske og svenske statskasseveksler med 3 måneders løpetid	DSKV3	Norges bank (2021a)/Sveriges Riksbank (2021)
Rentedifferansen statskasseveksler 6 måneders	Differansen mellom norske og svenske statskasseveksler med 6 måneders løpetid	DSKV6	Norges Bank (2021a)/Sveriges Riksbank (2021)
Rentedifferansen statskasseveksler 12 måneders	Differansen mellom norske og svenske statskasseveksler med 12 måneders løpetid	DSKV12	Norges Bank (2021a)/Sveriges Riksbank (2021)
Rentedifferansen statsobligasjoner 5 år	Differansen mellom norske og svenske statsobligasjoner med 5 års løpetid	DSOB5	Norges Bank (2021a)/Sveriges Riksbank (2021)
Rentedifferansen statsobligasjoner 10 år	Differansen mellom norske og svenske statsobligasjoner med 10 års løpetid	DSOB10	Norges Bank (2021a)/Sveriges Riksbank (2021)
Differansen mellom NIBOR og STIBOR	Differansen mellom den norske og svenske 3 måneders pengemarkedsrenten	DIBOR	Norges Bank (2015) og SSB (2021)/Sveriges Riksbank (2021)

4.2 – Stasjonærhet og tidsseriedata

En tidsserie måler størrelsen av en variabel over en tidsperiode. Tidsseriedata bryter med en av de grunnleggende forutsetningene for Minste Kvadraters Metode (MKM), nemlig at rekkefølgen på dataene ikke skal være av betydning for resultatene av en regresjon (Mauritzen, 2020). Med andre ord, vi kan ikke ta et tilfeldig utvalg observasjoner og forvente det samme resultatet når vi jobber med tidsseriedata. Når vi arbeider med tidsserier, og ønsker å analysere trender og utviklinger over tid, er rekkefølgen på observasjonene av åpenbar relevans. For å korrigere for denne mangelen ved tidsseriedata, må vi forsikre oss om at tidsseriene vi arbeider med er stasjonære. Stasjonærhet er en egenskap ved tidsseriedata

som må være til stede for at man skal kunne stole på koeffisientene i en regresjon. Implikasjonene ved å overse dette kriteriet for tidsseriedata er at man risikerer å produsere spuriøse regresjoner, feil standardavvik og feil t-verdier. Mer formelt kan man si at *en tidsserie kan sies å være stasjonær hvis dens gjennomsnitt og varians er konstant over tid og at verdien av kovariansen kun avhenger av avstanden mellom to tidsperioder* (Gujarati, 2015, s.250, oversatt av forfatter).

For å forsikre oss om at resultatene fra en regresjon basert på tidsseriedata er til å stole på, må vi teste tidsseriene for stasjonærhet. Den første måten man kan teste for stasjonærhet på, er en visuell analyse. Det vil ofte være nokså innlysende om en tidsserie er stasjonær eller ikke (Mauritzen, 2020).



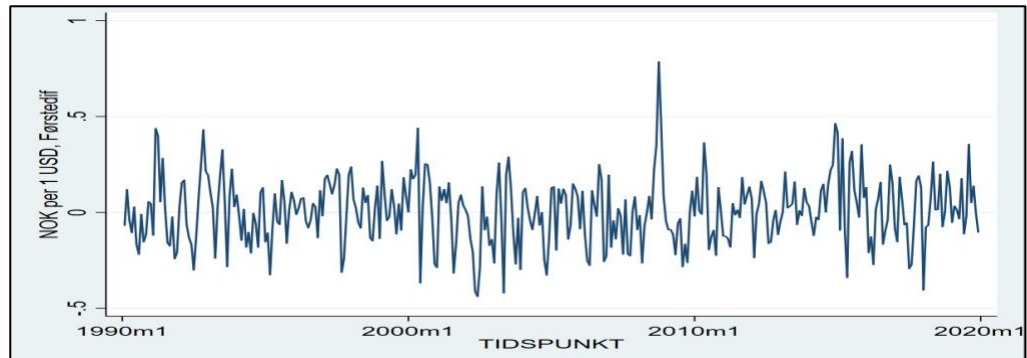
Figur 5: Utvikling norsk dollarkurs

Figur 5 og 6 viser utviklingen i den norske dollarkursen med data hentet fra Norges Bank (Norges Bank, 2021b). Ser vi på figur 5, som illustrerer utviklingen av dollarkursen på nivåform over en trettiårsperiode, ser vi at om vi måler gjennomsnitt, varians og standardavvik over forskjellige deler av tidsserien, vil utfallene bli ulike. Rent visuelt tyder dette på at denne tidsserien ikke er stasjonær. Blant de enkleste korrigeringsene for ikke-stasjonærhet er å endre dataene fra nivåform til førstedifferensiert form. Å endre en tidsserie til førstedifferensiert form kan uttrykkes slik:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad (6)$$

Ligning 6 sier at førstedifferansen av y_t kan skrives som y i den aktuelle perioden t fratrukket verdien av y i foregående periode (y_{t-1}).

Tar vi forrige tidsserie, NOK per 1 USD, på førstedifferensiert form og illustrerer den i et diagram, får vi følgende graf:



Figur 6: Den norske dollarkursen på førstedifferensiert form

Figur 6 illustrerer en mer stabil graf, hvor gjennomsnitt og varians holder seg konstant over tidsløpet.

Vi behøver imidlertid en mer formell test for å teste for stasjonæritet. Metoden man tester for stasjonæritet på er gjennom en Augmented Dickey-Fuller test. Det finnes to varianter av Dickey-Fuller testen; Dickey-Fuller test og Augmented Dickey-Fuller test (ADF). Før vi gjør rede for Dickey-Fuller testene er det imidlertid nødvendig å gjøre rede for to sentrale begreper; persistens og random walk

4.2.1 – Persistens og random walk

To sentrale begreper i relasjon til tidsseriedata er persistens og random walk.

Persistens er et begrep som relaterer seg til tidsrekker. Persistens tester for hvorvidt tidligere verdier av y har en innvirkning på y i denne tidsperioden. Persistens er i seg selv ikke et problem for tidsseriedata. Problemet med persistens knyttet til tidsseriedata oppstår først om en tidsserie er sterkt persistent. En måte å sjekke for persistens på er å sjekke verdien til koeffisientene i regresjonen. Hvis koeffisienten $\beta_t = 1$ sier vi at tidsserien

er sterkt persistent. Hvis koeffisientverdien til β_t er lik 1 betyr det at sjokket i den aktuelle perioden aldri vil dø ut. Hvis tidsserien vår er sterkt persistent, kan vi altså ikke bruke den. Vi ønsker med andre ord at tidsserien vår skal være svakt persistent. Hvis dataene våre er svakt persistente, betyr det at eventuelle sjokk som inntreffer, vil dø ut.

Den vanligste formen for en sterkt persistent tidsserie er en random walk tidsserie. Den enkleste av random walk modellene kan uttrykkes slik:

$$y_t = \phi_t y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Tolkningen her er at verdien av y i dag er lik verdien av y i forrige periode multiplisert med koeffisienten ϕ pluss et stokastisk (tilfeldig) feilledd, uttrykt gjennom ε_t . Denne typen persistens er det som legger grunnlaget for testen vi bruker for å teste for stasjonæritet, nemlig Dickey-Fuller, og Augmented Dickey-Fuller testen.

4.2.2 – Dickey Fuller test

I den enkle Dickey-Fuller testen antar man at den aktuelle tidsserien er en AR(1) prosess, en autoregressiv modell av første orden hvor variasjon i avhengig variabel y_t kan forklares ut ifra verdien av y_t tidsforskyvet en periode tilbake i tid y_{t-1} .

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Dickey-Fuller testen tester for hvorvidt den aktuelle tidsserien er en random walk. Her antar vi at y i periode t kan forklares ut ifra koeffisienten ϕ_t multiplisert med verdien av y tidsforskyvet en periode tilbake i tid til y_{t-1} pluss feilleddet ε i periode t . For at tidsserien skal være stasjonær må tidsserien være svakt persistent (Mauritzen, 2020). Persistens vil reflekteres gjennom koeffisienten ϕ . Hvis ϕ er lik eller større enn 1, vil implikasjonene være at virkningene av et sjokk fra tidligere perioder ikke vil dø ut. Dette bryter med en av de grunnleggende antakelsene om makroøkonomiske sjokk, nemlig at makroøkonomiske sjokk vil dø ut over

tid. En koeffisientverdi på 1 eller større vil dermed medføre sterk persistens i dataene, og det kan dermed tyde på at tidsserien vår ikke er stasjonær.

Vi kan ikke bruke vanlige t-tester for å teste for stasjonærhet, fordi en t-test vil kun være valid hvis den underliggende tidsserien er stasjonær (Gujarati, 2015, s.255). Vi må istedenfor bruke en tabell utviklet av Dickey og Fuller, nemlig tau (τ) testen, hvor testverdiene er utviklet og kalkulert gjennom en rekke simuleringer og moderne statistikkprogrammer (Gujarati, 2015, s.255).

Nullhypotesen i Dickey-Fuller-testen er som følger:

$$H_0: \phi = 1 \quad (9)$$

$$H_A: \phi < 1 \quad (10)$$

Videre trekker vi fra y_{t-1} på begge sider slik at vi får uttrykket;

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + (\phi_t - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Deretter definerer vi en ny variabel som vi kaller δ , som er lik $(\phi-1)$. Samtidig definerer vi endring i y_t som $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Nå har vi en ny ligning som vi skriver som;

$$\Delta y_t = \alpha + \delta_t y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Hvor Δy_t er endringen i y i periode t .

Her definerer vi en ny null- og alternativhypotese som lyder som følger;

$$H_0: \delta = 0 \quad (13)$$

$$H_A: \delta < 0 \quad (14)$$

Her følger at hvis vi beholder nullhypotesen, betyr det at tidsserien er ikke-stasjonær. Om vi forkaster nullhypotesen, kan vi konkludere med at tidsserien er stasjonær.

Logikken følger sådan fra ligning (9) og (10) samt (13) og (14) at dersom;

$$\phi = 1 \rightarrow \delta = 0$$

Og

$$\phi < 1 \rightarrow \delta < 0$$

Implikasjonene av hypotesen er at om vi beholder nullhypotesen, er tidsserien ikke-stasjonær, og vi kan ikke bruke tidsserien til lineær regresjon. Hvis vi derimot forkaster nullhypotesen, er tidsserien stasjonær, og vi kan bruke den til lineær regresjon.

4.2.3 - Augmented Dickey-Fuller Test

I den enkle Dickey-Fuller testen antar man at tidsserien er en enkel AR(1) prosess. I praksis er det derimot vanlig å anta at tidsserien er mer kompleks enn som så. Derfor anvender man en Augmented Dickey-Fuller test. Augmented Dickey-Fuller testen tillater å teste for tilstedeværelse av en «unit root» av ordenen AR(P) fremfor den enkle Dickey-Fuller testen som kun tester for tilstedeværelse av unit root av første orden (AR(1)).

Testen foregår på samme måte som den enkle Dickey-Fuller testen.

Først antar vi at tidsserien er en autoregressiv modell av orden P, AR(P), som generelt kan skrives som (Gujarati, 2015, s.258):

$$y_t = \phi_t y_{t-1} + \sum \phi_t y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Igjen er koeffisienten vi er interessert i ϕ . Hypotesetesten i seg selv er den samme som i den enkle Dickey-Fuller testen.

$$H_0: \phi = 1 \quad (9)$$

$$H_A: \phi < 1 \quad (10)$$

Igjen definerer vi en ny variabel kalt δ , som er lik $\phi - 1$, og vi får en ny regresjon uttrykt som

$$\Delta y_t = \delta_t \Delta y_{t-1} + \sum \delta_t \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Hvor endringen i y kan forklares ut ifra endringen av y av orden (p).

Null- og alternativtesten er som følger

$$H_0: \delta = 0 \quad (13)$$

$$H_A: \delta < 0 \quad (14)$$

Hvorpå samme logikk følger at hvis

$$\phi = 1 \rightarrow \delta = 0$$

Og

$$\phi < 1 \rightarrow \delta < 0$$

En beholdelse av nullhypotesen tilsier tilstedeværelse av en «unit root» og dermed ikke-stasjonæritet. Likeledes medfører en forkastelse av nullhypotesen at det ikke foreligger en unit root, og vi kan konkludere med at tidsserien er stasjonær.

4.3 – Heteroskedastisitet og autokorrelasjon

Blant de vanligste kildene til feiltolkning i lineær regresjon er heteroskedastisitet og autokorrelasjon i feilledet.

Ifølge Succarat (2018) innebærer «heteroskedastisitet at s^2 avhenger av verdien av en eller flere av forklaringsvariablene. At en modell i gjennomsnitt ikke er like presis for ulike verdier av X-ene er det definierende kjennetegnet på heteroskedastisitet». Den alvorligste konsekvensen av heteroskedastisitet er at F-tester og t-tester blir ugyldige (Succarat, 2018, s.136).

Autokorrelasjon i feilledet forekommer når det foreligger korrelasjon mellom feilledene i forskjellige perioder. Konsekvensene av autokorrelasjon i feilledet er blant annet at koeffisientene ikke er til å stole på, samt ukorrekte standardfeil og t-verdier. Konsekvensene av autokorrelasjon i feilledet medfører i neste rekke ugyldige F- og t-tester.

Vi har i denne oppgaven testet for autokorrelasjon i feilledet gjennom Breuch-Godfrey testen. Siden dataene våre er av månedlig frekvens har vi testet for autokorrelasjon i feilledet med Breuch-Godfrey opp til 12 lags.

4.3.1 - Robuste standardfeil for Heteroskedastisitet

Som nevnt testet vi for heteroskedastisitet i feilledet gjennom å anvende heteroskedastisitetsrobuste standardfeil. Gjennom å anvende heteroskedastisitetsrobuste standardfeil, tar man hensyn til eventuell heteroskedastisitet i modellen og man sikrer seg mot å trekke konklusjoner i hypotesetesting på feilaktig grunnlag. I praksis betyr dette at beregningen av standardfeilene blir estimert slik at de tar hensyn til eventuell heteroskedastisitet, slik at vi kan stole på de i t-tester (Succarat, 2018, s.136).

4.3.2 – Breusch-Godfrey test for autokorrelasjon

Som nevnt er fravær av autokorrelasjon i feilledet en forutsetning for at vi skal kunne stole på regresjonen vår. Måten vi har testet for autokorrelasjon i feilledet på er gjennom Breuch-Godfrey metoden. Breuch-Godfrey metoden tester for autokorrelasjon i feilledet gjennom å ta en opprinnelig regresjon, estimere feilledet, og deretter kjøre en ny regresjon med det estimerte feilledet som avhengig variabel. I denne

regresjonen inkluderer vi laggede verdier av feilleddet frem til den graden av autokorrelasjon vi ønsker å teste for.

Vi begynner med vår opprinnelige regresjon

$$y_t = B_1 + B_2X_2 + \dots + B_pX_p + u_t \quad (17)$$

Hvor avhengig variabel y_t forklares ut ifra variasjonen i X_2 frem til X_p . u_t er her feilleddet i modellen.

Vi estimerer feilleddet \hat{u}_t . Deretter kjører vi en ny modell med \hat{u}_t som avhengig variabel

$$\begin{aligned} \hat{u}_t = & A_1 + A_2X_2 + \dots + A_kX_{kt} + C_1u_{t-1} + C_2u_{t-2} \\ & + \dots + C_pu_{t-p} + \omega_t \end{aligned} \quad (18)$$

Koeffisientene vi her er interesserte i er C_1 frem til C_p . Nullhypotesen og alternativhypotesen i denne testen er som følger:

$$H_0: C_1 = 0, C_2 = 0 \dots \dots C_p = 0 \quad (19)$$

$$H_A: \text{En eller flere av påstandene i nullhypotesen er feil} \quad (20)$$

En beholdelse av nullhypotesen i denne testen medfører at vi konkluderer med at det ikke foreligger autokorrelasjon i feilleddet av noen orden. Forkaster vi derimot nullhypotesen medfører det at vi konkluderer med at det foreligger autokorrelasjon i feilleddet, og implikasjonene er at vi ikke kan stole på regresjonsmodellen.

Testuttrykket er F-fordelt. Testuttrykket til Breusch-Godfrey testen utregnes slik:

$$F = \frac{(R_{\hat{u}r}^2 - R_r^2)/m}{(1 - R_{\hat{u}r}^2)/(n-L)} \quad (21)$$

Der R_{ur}^2 uttrykker forklaringskraften til modellen vi ønsker å teste opp mot modellen med begrensinger som har en forklaringskraft som tilsvarer R_r^2 . Det kan nevnes her at R_r^2 alltid vil være lik null i denne testen (Succarat, 2018, s.160). m uttrykker antall påstander i nullhypotesen. n uttrykker antall observasjoner som brukes for å beregne testligningen, og L uttrykker beregnede parametere i testligningen (Succarat, 2018, s.160).

4.4 – Kointegrasjon

En av ulempene ved bruk av førstedifferensiering når vi korrigerer for ikke-stasjonæritet er at langsiktige sammenhenger mellom variabler kan falle bort (Wooldridge, 2003, s.615). For å omgå dette problemet kan man implementere en økonometrisk metode kalt for Kointegrasjon. To eller flere variabler er kointegrerte hvis det foreligger en lineær kombinasjon av variablene som er stasjonær (Fabozzi et al., 2014, s.195). Problemet med å bruke ikke-stasjonære tidsserier i MKM er at man risikerer å oppnå spuriøse regresjoner. Hvis variablene deler en felles stokastisk trend, kan vi komme oss forbi problemet med spuriøse regresjoner (Fabozzi et al., 2014, s.195). Hvis det foreligger en kombinasjon av variablene som er stasjonær, er altså variablene kointegrerte. Vi tar utgangspunkt i følgende ligning:

$$y_t = c + dx_t + e_t \quad (22)$$

Hvis vi finner ut at variablene y_t og x_t begge er I(1), nemlig at begge tidsseriene er ikke-stasjonære på opprinnelig form, men den førstedifferensierte av begge er I(0), altså stasjonære, kan vi sjekke om det foreligger en signifikant langsiktig sammenheng mellom dem. Skulle det foreligge en slik langsiktig sammenheng mellom de to tidsseriene sier vi at de er kointegrerte. Måten vi testet for kointegrasjon mellom variablene våre på var gjennom Engle-Granger metoden.

4.4.1 – Engle-Granger metoden

Engle-Granger metoden er en metode for å teste for kointegrasjon (Fabozzi et al., 2014, s.197). Vi begynner med å teste de aktuelle tidsseriene vi

ønsker å bruke for stasjonæritet. Om vi skulle komme frem til at tidsseriene begge er $I(1)$ på opprinnelig form, men $I(0)$ på førstedifferensiert form, kan vi fortsette til neste steg og estimere verdien av feilleddet ϵ_t , som er feilleddet i regresjonen med $I(1)$ – variablene. Deretter tester vi feilleddet for stasjonæritet gjennom en Dickey-Fuller eller en Augmented Dickey-Fuller test. Hvis feilleddet viser seg å være stasjonært, kan vi bruke feilleddet i regresjonen vår, og teste for sammenheng mellom x og y .

4.5 – Empirisk fremgangsmåte

Vi har produsert frem 11 signifikante lineære regresjoner basert på 2 ulike datasett, hvorav 8 regresjoner tilhører det første datasettet og 3 tilhører det andre. I det første datasettet bruker vi førstedifferansen av den norske dollarkursen som avhengig y -variabel, og de uavhengige x -variablene er førstedifferansen av forskjellige norske renter. I det andre datasettet er y -variabelen førstedifferansen av den norsk-svenske valutakursen. Våre uavhengige x -variabler er her førstedifferansen av rentedifferansen mellom norske og svenske renter (norsk rente fratrukket svensk rente).

Det vi tester for i de åtte første regresjonene, er hvorvidt endringen (førstedifferansen) i valutakursen kan forklares ut ifra endringen (førstedifferansen) i de norske rentene. I de resterende tre regresjonene tester vi for hvorvidt endringen i den norsk-svenske valutakursen kan forklares ut ifra endringen av rentedifferansen mellom norske og tilsvarende svenske renter.

5.0 – Resultater og analyse

5.1 – Fremgangsmåte

Før vi kunne produsere regresjoner testet vi for ulike feilkilder knyttet til dataene våre.

Vi måtte korrigere for ikke-stasjonæritet på samtlige variabler gjennom å ta førstedifferansen av dem. Deretter testet vi dem på nytt gjennom ADF-testen og alle viste seg da å være stasjonære.

Videre testet vi for autokorrelasjon i feilledet etter at regresjonene var produsert. Alle regresjonene viste seg å lide av autokorrelasjon i feilledet og vi korrigerer for dette ved å inkludere laggede y-variabler. For å forsikre oss mot heteroskedastisitet brukte vi heteroskedastisitetsrobuste standardfeil. Vi testet også for kointegrasjon gjennom Engle-Granger metoden. Resultatene fra Engle-Granger testene antydte at det ikke forelå noen langsiktig sammenheng.

5.2 – Analyse

Den generelle tendensen i våre funn er at en økning i rentenivået medfører en depresiering av valutakursen. Tendensen gjelder for begge datasettene. En annen tendens vi opplevde med våre data var at vi kun klarte å påvise kortsiktige sammenhenger mellom renteendringer og endringer i valutakursen. Vi ser også at det kun er statlige obligasjonsrenter og statskasseveksler som har en signifikant innvirkning på valutakursene. IBOR-rentene og NOWA viste seg å ikke være signifikante i våre analyser. I de følgende avsnittene vil vi tolke regresjonsligningene, og videre drøfte hvorvidt våre funn står i stil med økonomisk teori og forskning.

Første datasett

	(1) dEUSD	(2) dEUSD	(3) dEUSD	(4) dEUSD
dSKV3	-0.196** (-2.17)			
dSKV9		-0.239*** (-2.64)		
dSKV12			-0.237*** (-2.65)	
dSOB10				-0.129*** (-3.25)
_cons	0.00410 (0.37)	0.00393 (0.36)	0.00409 (0.38)	0.00165 (0.20)
<i>N</i>	203	203	203	357
<i>R</i> ²	0.154	0.175	0.178	0.150
adj. <i>R</i> ²	0.142	0.162	0.166	0.143
P-verdi for BG test, AR(1)	0,956	0,926	0,747	0,472
Antall lags	2	2	2	2

t statistics in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 1: Første datasett

	(1) dEUSD	(2) dEUSD	(3) dEUSD	(4) dEUSD
dSOB3	-0.0955*** (-2.85)			
dSOB5		-0.125*** (-3.18)		
L.dSOB5			-0.0981*** (-2.65)	
L.dSOB10				-0.0953** (-2.37)
_cons	0.00239 (0.29)	0.00171 (0.21)	0.00249 (0.30)	0.00260 (0.31)
<i>N</i>	357	357	357	357
<i>R</i> ²	0.148	0.153	0.143	0.139
adj. <i>R</i> ²	0.141	0.146	0.135	0.132
P-verdi for BG test, AR(1)	0,661	0,378	0,990	0,934
Antall lags	2	2	2	2

t statistics in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 2: Første datasett

Dersom vi ser på første regresjon i tabell 1 – statskasseveksler 3 mnd. – har vi en koeffisient på -0,196. Tolkningen er at dersom renten for statskasseveksler 3 mnd. øker med 1 prosentpoeng på én måned, vil den norske dollarkursen depresieres med 0,196 kroner.

Andre datasett

	(1) DIF ESEK	(2) DIF ESEK	(3) DIF ESEK
DIF_DSKV3	-3.133*** (-4.58)		
DIF_DSKV6		-3.186*** (-4.74)	
DIF_DSKV12			-2.780*** (-2.79)
cons	0.0676 (0.75)	0.0707 (0.78)	0.0630 (0.45)
<i>N</i>	203	203	87
<i>R</i> ²	0.197	0.190	0.241
adj. <i>R</i> ²	0.177	0.170	0.214
P-verdi for BG test, AR(1)	0,399	0,279	0,139
Antall lags	4	4	2

t statistics in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 3: Andre datasett

Dersom vi ser på første regresjon i tabell 3 – rentedifferansen mellom norske og svenske statskasseveksler 3 mnd. – har vi en koeffisient på -3,13. Tolkningen er at dersom rentedifferansen for statskasseveksler 3 mnd. øker med 1 prosentpoeng på én måned, vil den norsk-svenske valutakursen depresieres med 3,13 kroner. Det er verdt å nevne at den norsk-svenske valutakursen er uttrykt i 100 kroner. Dersom vi ser på valutakursen uttrykt i én krone fremfor hundre, vil vi oppleve en depresiering på 0,031 kroner.

Som det fremgår av tabell 1 og 2, er det statskasseveksler med 9 og 12 måneders løpetid som har den sterkeste innvirkningen på valutakursen. Variablene måler koeffisientverdier på henholdsvis -0,239 og -0,237. I andre datasett, illustrert i tabell 3 fremgår det at innvirkningen på valutakursen er ganske lik blant de ulike rentene. Det mest iøynefallende her er at samtlige av de signifikante rentene har en løpetid på et år eller mindre. Den samme tendensen gjør seg med andre ord gjeldende i begge datasett.

5.2.1 – Valutakurskanalen

Vi vet gjennom teorien om valutakurskanalen at en økt norsk rente der renten i andre land forblir uendret, vil føre til en redusert valutakurs. Våre inngående antakelser var at depresiering av valutakursen gjennom valutakurskanalen ville variere avhengig av hvilken rente vi så på. Våre funn støtter opp om denne antakelsen.

Fundamentet i teorien om valutakurskanalen er at en økt styringsrente vil medføre en økning i det generelle rentenivået i en økonomi. Som det fremgår av regresjonene våre, er det en negativ sammenheng mellom valutakursen og renten. Sammenhengen står i stil med teorien da en økning i rentenivået medfører en depresiering av valutakursen.

Den samme effekten av en renteendring på valutakursen som kommer frem av valutakurskanalen, peker også Hacker (2012) på. I denne artikkelen kommer det frem at når priser er faste på kort sikt vil man se en negativ effekt på valutakursen ved økning i innenlandsk rentenivå (Hacker et al., 2012). Den samme tendensen blir påpekt i Hardouvelis (Hardouvelis et al., 1988). Det som hverken valutakurskanalen, Hacker (2012) eller Hardouvelis (1988) ser på er om denne tendensen på kort sikt varierer ut ifra løpetiden på renten.

5.2.2 – Krugman

I lys av teorien til Krugman om likevekt i valuta- og pengemarkedet forventer vi en appresiering av valutakursen ved en nedgang i renten, og en depresiering av valutakursen ved en økning. Samtlige av regresjonsligningene våre påpeker som vist en negativ sammenheng mellom rentenivået og valutakursene. De beveger seg med andre ord inverst av hverandre. Dermed viser våre funn til at våre variabler, valutakurs og rente, beveger seg i henhold til Krugmans teori på kort sikt.

Til eksempel viser vi til ligning 23:

$$dEUSD_t = 0,00239 - 0,0955dSOB3_t + u_t \quad (23)$$

Denne regresjonsligningen beskriver variasjonen av endringen i den norske dollarkursen, ved endring i den norske treårige obligasjonsrenten. Tar vi utgangspunkt i en ett prosentpoengs endring i renten for en treårig statsobligasjon, medfører det en motsatt endring i dollarkursen på 9,55 øre.

5.2.3 – Langsiktig effekt

Vi har ikke klart å påvise noen signifikant langsiktig sammenheng mellom valutakursendringer og renteendringer. Ifølge Hacker (2012) vil det ofte være en positiv effekt på valutakursen på lang sikt ved en innenlandsk renteøkning, gitt at prisenivået etter hvert øker (Hacker et al., 2012). I det følgende skal vi drøfte hvorfor vi mener at vi ikke klarer gjennom våre datasett å påvise den samme effekten.

I lys av teorien om udekket renteparitet ville vi forventet en langsiktig appresiering av valutakursen hvis det innenlandske rentenivået var høyere sammenlignet med det utenlandske rentenivået. Omer (2014) har i sin artikkel sett på om udekket renteparitet holder. Funnene i artikkelen påstår Omer (2014) peker på at udekket renteparitet holder ved renter med løpetid på over 7 måneder (Omer et al., 2014). Renten som ble benyttet av Omer (2014) var London InterBank Offered Rate (LIBOR).

Det følger av ligning (5), at hvis $i > i^*$ forventer vi en økning i valutakursen. Vi har som nevnt ikke klart å påvise denne langsiktige sammenhengen i våre regresjonsanalyser. En av årsakene til dette mistenker vi skyldes at det meste av valutahandel gjennomføres på terminbasis heller enn spotbasis. Denne mistanken forsterkes av at 93% av all valutahandel handles på termin (Norges Bank, 2020a, s.37). Siden man i terminhandel fastsetter pris på valutaen basert på dagens valutakurs, og dagens rentenivå,

$$1 + i = \frac{(1 + i^*)F_0}{E_0} \quad (24)$$

mener vi at den langsiktige effekten som udekket renteparitet sier at skal forekomme, ikke lar seg bevises. Dermed mistenker vi at årsaken til at vi ikke kan bevise en sammenheng mellom renten og valutakursen på lang sikt, skyldes en ustrakt bruk av terminhandel.

En annen teori som kan forklare hvorfor vi ikke ser en langsiktig sammenheng er den langsiktige effekten mellom renter og valutaer som Krugman tar for seg. Den teorien sier at på lang sikt er renten den samme som ved utgangspunktet. Det er prisnivået som har tatt igjen den økte pengemengden. Det følger av kjøpekraftsparitet at ved økt innenlandsk prisnivå må valutakursen øke. Dermed er det ikke renten som har påvirket valutakursen på lang sikt, men prisnivået. Dynamikken som beskrives i Krugman mener vi derfor kan være en årsak til hvorfor vi ikke har klart å bevise noen sammenheng mellom renter og valutakurser på lang sikt.

En tredje årsak til at vi ikke klarer å påvise noen langsiktig sammenheng mistenker vi er fordi dataene inneholder for mye støy. I dette legges det at det kan tenkes at renter ikke er det eneste som har en innvirkning på valutakursen. Dermed mistenker vi at den langsiktige utviklingen av en valutakurs skyldes en mer kompleks og sammensatt gruppe årsaker som ikke lar seg påvises gjennom en enkel regresjonsanalyse av typen vi tar for oss i denne oppgaven. Eksempler på slike årsaker nevner Omer (2014) at kan være blant annet ulike transaksjonskostnader og ikke-optimal kapitalmobilitet (Omer et al., 2014, s.3708).

5.2.4 – IBOR-rentene og NOWA sin manglende signifikans

Hverken IBOR-rentene eller NOWA har vist seg å være signifikante i regresjonsanalysene våre. I utgangspunktet forventet vi at disse rentene skulle hatt en signifikant innvirkning, da IBOR og NOWA uttrykker en generell tendens til hvordan markedsrenten utvikler seg i en økonomi. Våre funn tyder derimot på at det er statskasseveksler og obligasjonsrenter som er best egnet til å forklare valutaens reaksjon på endringer i rentenivået.

Blant forklaringene til at hverken IBOR-rentene eller NOWA viser seg å være signifikante, er fordi ingen av de er tilgjengelige for publikum. NOWA er ikke tilgjengelig for publikum fordi NOWA-renten er et estimat for hvor høy rente banker ville tatt seg betalt for overnattelån. I og med at IBOR-rentene ikke er tilgjengelige for andre aktører enn banker, vil dette også gjelde for IBOR-rentene. Poenget her er at disse rentene foregår utelukkende mellom banker og er ikke tilgjengelige for andre aktører. Dermed mener vi at endringer i hverken IBOR-rentene eller NOWA vil medføre en direkte endring i valutakursen.

En annen årsak til hvorfor NIBOR viser seg å ikke være signifikant, kan skyldes, ifølge Høiens artikkel fra 2014, at interbanklån utover en dags løpetid er lite brukt (Høien, 2014, s.3). Det påpekes også i denne artikkelen på side 6 at banker heller benytter seg av utenlandske interbankmarkeder eller utsteder egne obligasjonslån for å sikre likviditeten på lengre sikt. Når en rente blir lite brukt, kan den antas å ha en lavere effekt. Derfor mener vi at begge disse faktorene bidrar til å videre svekke NIBOR sin relevans som påvirker for valutakursen.

5.2.5 – Hvorfor har korte renter en sterkere effekt enn lange renter?

Det fremkommer i både første- og andre datasett at statskasseveksler har sterkeste effekt på valutakursen i form av større koeffisient. I andre datasett finner vi ingen signifikante regresjoner som inneholder statsobligasjoner med en løpetid på tre, fem eller ti år. Årsakene kan være mange. I de følgende avsnittene skal vi diskutere årsakene som vi mener best kan forklare funnet.

Det første argumentet tar utgangspunkt i naturen ved våre regresjonsvariabler. Våre signifikante regresjoner er som nevnt basert på variabler på førstedifferensiert form, og er derfor antakeligvis best egnet til å forklare sammenhengen mellom valutakurser og renter på kort sikt. Denne antakelsen underbygges av at vi kun har klart å påvise kortsiktige sammenhenger mellom våre variabler. Vi antar videre da at våre

regresjoner ikke er egnet til å forklare noe langsiktig forhold mellom rentenivået og valutakursen.

For å bygge videre på drøftingen i overgående avsnitt, tar vi utgangspunkt i at korte renter er mer følsomme for endringer i pengepolitikken (Steigum, 2018, s.374). Den samme tendensen reflekteres i en ekstra dataanalyse vi har foretatt oss som ser på sammenhengen mellom foliorenten og de samme rentene som er benyttet i hoveddatasettene (Se vedlegg 1). Resultatene av denne analysen viste en markant større korrelasjon mellom endringer i foliorenten og endringer i korte renter (opptil 12 måneders statskasseveksler) enn mellom korrelasjonen mellom endringer i foliorenten og endringer i lange renter (statsobligasjoner). Med utgangspunkt i valutakurskanalen og denne tendensen i at det er korte renter som sterkest påvirkes av endringer i foliorenten, mener vi at dette kan være en forklaring på hvorfor vi ser at det er de korte rentene som har den sterkeste innvirkningen på valutakursen.

Som påpekt følger endringer i korte renter tettere endringer i foliorenten. Dette mener vi er et bevis på at korte renter sterkere uttrykker forventninger om utviklingen i økonomien, da valutakurskanalen peker på at foliorenten er et verktøy for å justere valutakursen. Dermed vil endringer i korte renter i større grad reflektere pengepolitikken gjennom valutakurskanalen enn hva som er tilfellet med lange renter. I tillegg til å følge trenden til foliorenten påpekes det i Steigum (2018) at utviklingen i rentenivået på lange renter følger et internasjonalt rentenivå og er dermed mer fristilt fra endringer i foliorenten (Steigum, 2018, s.375). Dermed mistenker vi at endringer i det lange rentenivået står mer fristilt, og dermed har en svakere samlet effekt på valutakursen. Foregående argument mener vi bidrar til å forklare hvorfor vi ikke ser noen signifikant sammenheng mellom den norsk-svenske valutakursen og rentedifferansen mellom norske og svenske obligasjonsrenter.

Et ytterligere argument bygger på elementene som inngår i markedsrentene. En stor del av renten består av renteforventninger. Den resterende delen består av risikopremie, som igjen deles opp i likviditetspremie, løpetidspremie og kredittpremie (Valseth, 2003). Renteforventningene blir anslått på bakgrunn av rentene i markedet i dag (Valseth, 2003). Som Steigum påpeker har lengre obligasjoner en stigende tendens (Steigum, 2018, s.379). Stigningen er et resultat av renteforventning, men også løpetids- og likviditetspremie. Det er klart at i lengre obligasjoner vil pengene være låst over en lengre periode (derav likviditetspremie) og inneholde en større risikopremie i og med at mye kan forandres i den lengre perioden. På bakgrunn av dette kan man anta at en endring i lange renter kan skyldes endringer i likviditets- og/eller risikopremien. Ved korte renter derimot, der likviditets- og risikopremien er lavere, kan det tenkes at endringen i rentenivået hovedsakelig skyldes en endret renteforventning. Det kan videre tenkes at endringer i rentenivået på korte renter vil gi en større utsikt på hvordan økonomien fremover vil se ut, sammenlignet med lange renter. Da er det naturlig å dra sammenhenger med valutakursen. Dersom endringer i korte renter gir en indikasjon på hvordan økonomien blir fremover, vil endringen medføre en justering av valutakursen. Derimot vil en endring i risikopremie ikke være en like god indikasjon på renteforventninger, og valutakursen vil muligens derfor ikke være like følsom for endringer i lange renter.

Som en motvekt til antagelsene gjort i avsnittet ovenfor, skriver Kloster (Akram et al., 2003, s.108) at også risikopremien har en innvirkning på kronekursen. I deres forskning fant de at risikopremien stod bak en del av styrkingen av kronen i 2001 til 2002. Da lengre obligasjoner har en større risikopremie, vil argumentet til Kloster (2003) være i favør av lange renter. Dermed er det ikke sikkert at korte renter har en større påvirkning på valutakursen. Selv om korte renter skulle være en tydeligere indikasjon på fremtidige økonomiske utsikter, viser Kloster (2003) til at endringer i risikopremien også påvirker valutakursen.

6.0 – Konklusjon

Gjennom våre regresjonsanalyser kan vi konkludere med at det er korte renter som har den sterkeste innvirkningen på valutakursen. Mer spesifikt viser det seg å være statskasseveksler med 9 og 12 måneders løpetid som har den sterkeste effekten på valutakursen. 3 måneders statskasseveksler viser seg også å ha en sterk innvirkning på kursen, men med en litt svakere koeffisient. Vi vil imidlertid påpeke at lange renter også har vist seg å ha en signifikant innvirkning på valutakursen, men dog med betydelig lavere koeffisientverdier.

Vi mener at endringer i korte renter sterkere uttrykker forventet utvikling i økonomien. Argumentet bygger på at korte renter har en lavere risikopremie. Da kan det antas at en endring i korte renter utelukkende skyldes endring i renteforventninger, mens endringer i lange renter kan også skyldes endringer i risikopremie. Likevel peker Kloster (2003) på at en endring i risikopremie også kan føre til svingninger i valutakursen.

Korte renter endrer seg i større grad i takt med foliorenten enn hva tilfellet er for lange renter. Lange renter følger samme trend som foliorenten, men det kan ifølge Steigum (2018) ikke utelukkes at lange renter i større grad utvikler seg også i takt med det internasjonale rentenivået. På bakgrunn av sistnevnte opplysninger utelukker vi ikke at lange renter derfor i mindre grad påvirker valutakursen da den ikke følger foliorenten like sterkt.

Samtlige sammenhenger vi har klart å bevise er av typen kortsiktige sammenhenger. Gjennom benyttelse av kointegrasjon har vi ikke klart å påvise noen langsiktig sammenheng mellom variablene slik som udekket renteparitet skulle tilsi. Årsakene kan være mange. Blant hovedhypotesene våre er en utstrakt bruk av terminhandel. Videre vil den langsiktige appresieringen forklares gjennom teorien til Krugman, der det vil være prisnivået som medfører appresieringen, i tråd med kjøpekraftsparitet. En tredje årsak til hvorfor vi mener at en langsiktig sammenheng ikke har latt

seg bevises er at dataene kan inneholde en stor mengde støy, og at eventuelle sammenhenger ikke blir fanget opp.

Blant dataene våre var det to renter som viste seg å ikke være signifikante, NIBOR og NOWA. Årsaken til dette mistenker vi blant annet skyldes at NIBOR og NOWA ikke er direkte tilgjengelig for publikum. NIBOR blir heller ikke direkte handlet for, men blir i hovedsak benyttet som en referanserente. En annen forklaring bak den manglende signifikansen til NIBOR kommer fram i Høien (2014) hvor det påpekes at NIBOR er en lite brukt rente.

Oppsummert tyder denne oppgaven på at det blant våre data er statskasseveksler med opp til ett års løpetid som har den sterkeste innvirkningen på valutakursen. Langsiktige sammenhenger har ikke latt seg påvise. Interbankrenter har i våre undersøkelser vist seg å ikke ha en signifikant innvirkning på valutakursen.

6.0.1 – Forslag til videre forskning

Som vist gjennom samtlige regresjonsligninger foreligger det et inverst forhold mellom endringer i valutakurs og endringer i renter. Det inverse forholdet står i stil med Krugman sin teori. Det vi imidlertid skulle likt å sett videre på er hvorvidt pengemengden og pengeetterspørselen reagerer på renteendringer. Gjennom regresjonsanalyse av sammenhengen mellom pengemengde og etterspørsel kunne vi testet ut Krugman sin teori i sin helhet. Dette ville vi gjerne sett videre på, men det faller utenfor rammene av vår problemstilling.

En videre undersøkelse vi skulle likt å foreta er en mer helhetlig undersøkelse av hva som påvirker valutakursen. Vi opplever en undersøkelse, som utelukkende ser på sammenhengen mellom valutakurser og renter, som ufullstendig for å forklare hele utviklingen i en valutakurs. Dette forsterkes også med forklaringskraften til regresjonene våre som i snitt befinner seg på rundt femten prosent. I en mer helhetlig undersøkelse ser vi for oss å inkludere variabler som inflasjon, oljepris, transaksjonskostnader, restriksjoner på kapitalbevegelser, offentlig forbruk, skatt og andre faktorer.

7.0 – Litteraturoversikt

- Akram, Q. F., Brunvatne, K. M., Eitrheim, Ø., Gulbrandsen, K., Kloster, A., Lokshall, R., ... & Torvik, R. (2003). *Hvilke faktorer kan forklare utviklingen i valutakursen?*. Norges Bank. [https://norges-bank-brage.unit.no/norges-bank-xmlui/bitstream/handle/11250/2506330/skriftserie_31.pdf?sequence=1](https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmlui/bitstream/handle/11250/2506330/skriftserie_31.pdf?sequence=1)
- Fabozzi, Frank J., et al. (2014). *The Basics of Financial Econometrics: Tools, Concepts, and Asset Management Applications*. John Wiley & Sons, Incorporated, ProQuest Ebook Central, <https://ebookcentral-proquest-com.ezproxy.library.bi.no/lib/bilibrary/detail.action?docID=1645271>.
- Gujarati, D. (2015). *Econometrics by example*. Palgrave Macmillan.
- Hardouvelis, G. A. (1988). Economic news, exchange rates and interest rates. *Journal of International Money and Finance*, 7(1), 23-35. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0261560688900034>
- Høien. (2014). *Nibor-mysteriet*. Handelshøyskolen BI, Senter for monetær økonomi (CME). <http://hdl.handle.net/11250/2367212>
- Kocenda, Evzen, and Alexandr Černý. (2014). *Elements of Time Series Econometric: An Applied Approach*. Charles University in Prague, Karolinum Press, ProQuest Ebook Central, <https://ebookcentral-proquest-com.ezproxy.library.bi.no/lib/bilibrary/detail.action?docID=3319724>.
- Krugman, P. R., Melitz, M. J., & Obstfeld, M. (2015). *International Economics*, Pearson.
- Mauritzen, J. (2020). *Stasjonæritet*. https://jmaurit.github.io/anvendt_macro/lab/stasjonæritet.html

- NHO (2019). *Tall og fakta om internasjonal handel og samarbeid*.
<https://www.nho.no/analyse/tall-fakta-internasjonal-handel-samarbeid/>
- Norges Bank. (2020a). *Det norske finansielle systemet*. En oversikt.
https://www.norgesbank.no/contentassets/19da0ced9a5643d3aa55e4efc325c3dc/dnfs_2020.pdf?v=02/11/2021122056&ft=.pdf
- Norges Bank. (2017). *Det norske finansielle systemet*. En oversikt.
https://www.norges-bank.no/contentassets/b61eb85db69a4a5aaf298f57cea0972b/det-norske-finansielle-systemet_2017.pdf?v=08/02/2017130908&ft=.pdf
- Norges Bank. (2020b). *Hvordan blir styringsrenten styrende?*
<https://www.norges-bank.no/kunnskapsbanken/styringsrenten/hvordan-blir-styringsrenten-styrende/>
- Norges Bank, (2019a). *Hvordan påvirker renten økonomien og inflasjonen?*.
<https://www.norges-bank.no/kunnskapsbanken/styringsrenten/hvordan-pavirker-renten-okonomien/>
- Norges Bank, (2019b). *Kvoter i systemet for styring av bankenes reserver*.
<https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Rundskriv/2019/2-kvoter/>
- Norges Bank. (2020c). *Prinsipper for beregning og publisering av Nowa*.
<https://www.norges-bank.no/tema/markeder-likviditet/nowa/prinsipper-for-beregning-og-publisering-av-nowa/>
- Norges Bank. (2015). *Short term interest rates*.
<https://www.norges-bank.no/en/topics/Statistics/Historical-monetary-statistics/Short-term-interest-rates/?fbclid=IwAR0VsPIvGXHmyAKVemDtrwxmJIITsb0QMxiDQct9H5oluKrXwOVPEygtNg>
- Norges Bank. (2020d). *Statsgjelden*. Årsrapport 2020.
https://www.norges-bank.no/contentassets/26bc0ac52f474217a273911fc8694ad4/stats-gjelden_arsrapport_2020.pdf?v=03%2F25%2F2021135523&ft=.pdf&fbclid=IwAR1MexvhnGQqT-g26s99_69CF4_spZe3opFcGniYs-n36hSHkSVyKaVgQlo

- Norges Bank. (2021a). *Rentestatistikk*.
<https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Rentestatistikk/>
- Norges Bank. (2021b). *Valutakurser*.
<https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/?tab=currency&id=USD>
- Omer, M., de Haan, J., & Scholtens, B. (2014). Testing uncovered interest rate parity using LIBOR. *Applied Economics*, 46(30), 3708-3723.
https://www-tandfonline-com.ezproxy.library.bi.no/doi/pdf/10.1080/00036846.2014.939375?needAccess=true&fbclid=IwAR0knNrmsEahvvFQQwH_nM9OEYNkdFe3qAsauuxszpLraIFG9hv64Owq_w0
- Oslo Børs (2019). *Månedstatistikk*.
[https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk/Maanedsstatistikk/\(index\)/0/\(year\)/2019?fbclid=IwAR3_gJAqdElpacwXrl3qhztpX5wBhJ5buLkx3y-JoaJHZZbLxrapBJHvyQ](https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk/Maanedsstatistikk/(index)/0/(year)/2019?fbclid=IwAR3_gJAqdElpacwXrl3qhztpX5wBhJ5buLkx3y-JoaJHZZbLxrapBJHvyQ)
- Referanserenter. (2019). *Om NoRe og Nibor*.
<https://www.referanserenter.no/om-nore-og-nibor/>
- Scott Hacker, R, Karlsson, Hyunjoo Kim, & Månsson, Kristofer. (2012). *The Relationship between Exchange Rates and Interest Rate Differentials: A Wavelet Approach*. *World Economy*, 35(9), 1162–1185.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2012.01466.x>
- Statistisk Sentral Byrå. (2021). *Statistikkbanken: Renter i banker og kredittforetak*. <https://www.ssb.no/statbank/table/10701>
- Succarat, G. (2018). *Metode og økonometri: En moderne innføring*. Fagbokforlaget
- Sveriges Riksbank. (2021). *Sök räntor & valutakurser*.
<https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser/>
- Valseth, S. (2003). Renteforventninger og betydningen av løpetidspremier.
<https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmlui/handle/11250/2503230>

Wooldridge, Jeffrey (2003), "*Introductory Econometrics*", Thomson
South-Western, s.391-423 og s.607-622

8.0 – Appendiks

	(1) dSEXVEKSEL	(2) dTOLVVEKSEL	(3) dFEMOBLIGASJ ON	(4) dTIOBLIGASJ ON
dFOLIO	0.697** (8.77)	0.637** (7.34)	0.122** (2.81)	0.0895* (2.31)
_cons	-0.00170 (-0.20)	-0.00183 (-0.20)	-0.0133 (-1.20)	-0.0146 (-1.43)
<i>N</i>	113	113	360	361
<i>R</i> ²	0.409	0.327	0.163	0.132
adj. <i>R</i> ²	0.404	0.321	0.156	0.127
Antall lags	0	0	2	1
<i>t</i> statistics in parentheses * <i>p</i> < 0.10, * <i>p</i> < 0.05, ** <i>p</i> < 0.01				

Vedlegg 1: Tilleggsregresjon

Forklaring av variabler i vedlegg 1:

Variabel	Beskrivelse	Kilde
dFOLIO	Førstedifferansen av månedlige observasjoner av den norske foliorenten	Norges Bank (2021a)
dSEXVEKSEL	Førstedifferansen av månedlige observasjoner av norske statskasseveksler med seks måneders løpetid	Norges Bank (2021a)
dTOLVVEKSEL	Førstedifferansen av månedlige observasjoner av norske statskasseveksler med tolv måneders løpetid	Norges Bank (2021a)
dFEMOBLIGASJON	Førstedifferansen av månedlige observasjoner av norske statsobligasjoner med fem års løpetid	Norges Bank (2021a)
dTIOBLIGASJON	Førstedifferansen av månedlige observasjoner av norske statsobligasjoner med ti års løpetid	Norges Bank (2021a)