



Handelshøyskolen BI - campus Bergen

# BTH 16131

Bacheloroppgave - Anvendt makroøkonomi

Bacheloroppgave

Følger renten på 10-årige statsobligasjoner i Tyskland den tilsvarende renten i USA, og hvorfor er dette eventuelt tilfellet?

Navn: Sven Erik Hebnes, Eskild Benestad

Utlevering: 06.01.2020 09.00

Innlevering: 03.06.2020 12.00

# Bacheloroppgave ved Handelshøyskolen BI

*Følger renten på 10-årige statsobligasjoner i Tyskland den tilsvarende renten i USA, og hvorfor er dette eventuelt tilfellet?*

**BTH 16131 – Anvendt makroøkonomi  
Økonomi og administrasjon**

**Innleveringsdato:**

**03.06.2020**

**Studiested:**

**BI Bergen**

*«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 er et resultat av vår interesse for makroøkonomi og finans. Oppgaven er skrevet som en del av vår bachelorgrad i økonomi og administrasjon ved Handelshøyskolen BI. Vi vil takke BI for tilgang til gode fasiliteter og relevant litteratur, samt vår veileder for god oppfølging gjennom semesteret.

Bacheloroppgaven har hjulpet oss til å forstå et spennende tema vi ikke hadde dybdekompetanse på før. Dette tror vi vil være til stor hjelp senere i arbeidslivet og på masterstudiet.

Til slutt vil vi også takke våre familier, medstudenter og forelesere ved Handelshøyskolen BI for all støtte og motivasjon gjennom bachelorstudiet.

## **Executive summary**

Denne oppgaven tar for seg rentebevegelsene på 10-årige statsobligasjoner i USA og Tyskland de siste 20 årene. Problemstillingen bygger på en hypotese om at den 10-årige renten i Tyskland følger den tilsvarende renten i USA. Det vil videre redegjøres for hvorfor det eventuelt er slik.

I vår presentasjon av tidligere forskning fokuseres det på ulike faktorer som kan forklare hvorfor de lange rentene følger hverandre, med grunnlag i forventningsteori og rentenes terminpremie. Videre vender forskningen seg mot økonomiske nyheters påvirkningskraft på de langsiktige obligasjonsrentene. Dette for å gi forståelse for Tysklands antatte avhengighet, og understøtte analyse senere i oppgaven.

All metode er utført i den økonometriske programvaren Stata. Hensikten er å teste hvorvidt variabelen DEML (den tyske renten) viser avhengighet til variabelen USDL (den amerikanske renten). Fra økonometrien fremkom det at variablene ikke viste avhengighet, og fra et økonometrisk perspektiv forkastes hypotesen om at Tyskland har fulgt USA de siste 20 årene.

Fra fremstillingen av de nominelle rentene i vårt utvalgte tidsintervall, ser man til tross for resultater i økonometri at rentene ser ut til å følge de samme bevegelsene. Det er derfor interessant å diskutere rentegrafen opp mot relevant teori som kan gi forståelse for rentenes mønster. Det fremkommer i analysen at rentenebevegelse ikke forklares av inflasjonsforskjeller i den grad teorien tilsier. Videre presenteres økonomiske hendelser de siste 20 årene, som et forsøk på å vise hvordan rentene tilsynelatende har en tendens til å svinge likt fra ulike sjokk. Denne fremstillingen tydeliggjør at rentene reagerer likt på økonomiske nyheter, selv om reaksjonene er av ulik styrke.

Anvendt økonometri og ytterligere analyse samsvarer ikke, og vi tar for gitt at økonometrien ikke har god nok validitet for å gi en avgjørende konklusjon. Det konkluderes derfor med at rentene viser avhengighet sett i lys av en rekke overnevnte faktorer i et komplekst marked.

## Innholdsfortegnelse

<b>Forord</b> .....	I
<b>Executive summary</b> .....	II
<b>Innholdsfortegnelse</b> .....	III
<b>Figurliste</b> .....	IV
<b>1.0 Introduksjon</b> .....	1
1.1 Formål og problemstilling.....	1
1.2 Struktur.....	2
<b>2.0 Teori</b> .....	2
2.1 Obligasjonsmarkedet.....	2
2.1.1 Obligasjoner.....	2
2.1.2 Primær og sekundærmarkedet for obligasjoner.....	3
2.1.3. Obligasjonspris og rentesetting.....	3
2.1.4 Yield to maturity og terminpremie.....	4
2.2 Korte og lange renter.....	5
2.3 Inflasjon.....	6
2.4 Paritetsregler.....	7
2.4.1 Renteparitet.....	7
2.4.2 Kjøpekraftsparitet.....	8
2.4.3 Realrenteparitet.....	9
<b>3.0 Tidligere forskning</b> .....	10
3.1 “The Comovement of US and German bond markets”.....	10
3.2 Nyheters påvirkning på de langsiktige obligasjonsrentene.....	11
<b>4.0 Metode</b> .....	13
4.1 Stasjonaritet i data.....	13
4.1.1 Augmented Dickey fuller test.....	13
4.1.2 First-difference test.....	14
4.2 Lineær regresjon.....	14
4.2.1 T-test.....	14
4.3 Test for autokorrelasjon.....	14
4.4 Korrigere autokorrelasjon.....	15
<b>5.0 Resultater og funn</b> .....	16
5.1 Stasjonaritet i data.....	16
5.2 Autokorrelasjon i modellen.....	16
5.3 T-test.....	16
<b>6.0 Analyse</b> .....	17
6.1 Inflasjonens effekt.....	18
6.1.1 Realrenten.....	21
6.2 Viktige hendelser (2000-2020).....	22
<b>7.0 Konklusjon</b> .....	24
<b>8.0 Litteraturliste</b> .....	25
<b>9.0 Vedlegg</b> .....	27

## Figurliste

Figur 1 - Price of Bonds.....	4
Figur 2 – Egen tilvirkning av rentene i perioden 2000-2020.....	17
Figur 3 – Inflasjon i USA og Tyskland 2000-2020.....	18
Figur 4 – Egen tilvirkning av rentene i perioden 2004-2008 .....	19
Figur 5 – Egen tilvirkning av rentene i perioden 2014-2020.....	20
Figur 6 – Egen tilvirkning av realrentene i perioden 2003-2020.....	21
Figur 7 – Egen tilvirkning av nominell rente inkludert viktige hendelser.....	22

## **1.0 Introduksjon**

### **1.1 Formål og problemstilling**

Rentesettingen i et land skal ifølge teorien ikke avhenge av andre land. Men ved analyse av rentedata mellom land ser man at renter kan vise en tendens til å følge samme mønster. Det er oftest mindre økonomier som importerer rentepolitikk fra større land med gode økonomiske utsikter. Landene som oppgaven tar for seg er begge store økonomier sett i verdensbildet, USA i større grad enn Tyskland. Dette gir et insentiv til å undersøke om Tyskland følger i spor av den ledende verdensøkonomien i deres rentesetting. Denne oppgaven tar utgangspunkt i data for renten på 10-årige statsobligasjoner i USA og Tyskland. Oppgavens formål er å teste om den 10-årige renten i de to landene følger samme trend, mer presist om renten i Tyskland følger den tilsvarende i USA. Det vil i stor grad legges vekt på analyse av rentebevegelser i henhold til teori.

***Følger renten på 10-årige statsobligasjoner i Tyskland den tilsvarende renten i USA, og hvorfor er dette eventuelt tilfellet?***

## 1.2 Struktur

Oppgaven introduseres med å fremlegge relevant teori for obligasjonsmarkedet og de tilhørende rentene. Videre vil det presenteres diskusjon rundt tidligere empiriske studier, som er relevant for oppgavens formål. Det vil vises til anvendt metode og våre økonometriske resultater og funn. Disse funnene vil settes opp mot teoretisk analyse og diskuteres etter grafene som videre blir presentert. Det vil avslutningsvis falle en konklusjon som skal svare på vår problemstilling.

## 2.0 Teori

### 2.1. Obligasjonsmarkedet

Obligasjonsmarkedet er et marked for verdipapir der man innhenter kapital som et alternativ til bankfinansiering. Markedet for statsobligasjoner er viktig for økonomien fordi det muliggjør at land kan låne penger for å finansiere sine aktiviteter, og fordi det er her rentene settes. (Mishkin, 2016, s. 49)

#### 2.1.1 Obligasjoner

En obligasjon er et verdipapir som omsettes for å inngå en låneavtale. Låntaker utsteder en obligasjon til en investor, og er forpliktet til å betale tilbake dette lånet innen forfall. Avtalen pålegger oftest også utstederen av obligasjonen til å utføre rentebetalinger på spesifiserte tidspunkt. Disse betalingene kalles kupongbetalinger (Bodie et al., 2014, s. 440). Prisen på obligasjoner bestemmes i markedet og avhenger av flere faktorer.

Obligasjoner bærer risiko i tre ulike ledd. Risikoen for at utstederen av obligasjonen ikke skal kunne tilbakebetale beløpet, kalles kredittrisiko (Bodie et al., 2014, s. 468). Obligasjonens renterisiko er risikoen knyttet uforutsette endringer i rentenivået, som bygger på en invers sammenheng mellom renter og obligasjonspris (Bodie et al., 2014, s. 516). Det er også en likviditetsrisiko ved å holde obligasjoner, da de ikke omsettes i like store kvantum som alternative verdipapir og dermed kan være vanskeligere å kvitte seg med (Bodie et al., 2014, s. 74).



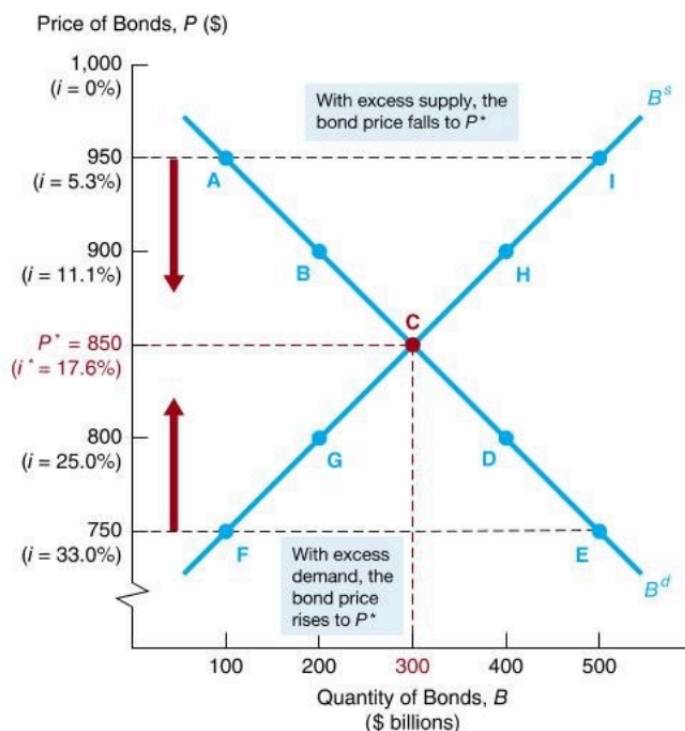
Statsobligasjoner utstedes av sentralbanken i et land for å få tilgang til kapital. I denne oppgaven brukes 10-årige statsobligasjoner utstedt av The Federal Reserve Bank i USA og Bundesbanken i Tyskland. Investeringer i statsobligasjoner kan anses som å låne et land penger. Renten på statsobligasjoner er derfor prisen et land er villig til å betale for å ta opp gjeld. Fordi kreditten ved kjøp av statsobligasjoner i USA og Tyskland garanteres av landenes sentralbanker, foreligger det ingen kredittrisiko.

### **2.1.2 Primær og sekundærmarked for obligasjoner**

Obligasjonsmarkedet består av to markeder, kalt primærmarkedet og sekundærmarkedet. I primærmarkedet utstedes obligasjoner til verdipapirforetak og banker. Når obligasjonene er utstedt forhandles de videre til andre aktører i sekundærmarkedet. Transaksjoner i sekundærmarkedet påvirker derfor ikke utstående mengde obligasjoner (Bodie et al., 2014, s. 446).

### **2.1.3 Obligasjonspris og rentesetting**

Når en obligasjon er utstedt styres prisen hovedsakelig av tilbud og etterspørsel. Når det er sagt, kan sentralbanken selv påvirke prisen ved å stramme inn pengepolitikken, eller ved å utføre store oppkjøp av obligasjoner for å presse ned de lange rentene, såkalt kvantitative lettelse. Dette så vi etter finanskrisen i 2008, da både den europeiske sentralbanken og The Federal Reserve Bank utførte kvantitative lettelse i obligasjonsmarkedet.



Figur 1, Price of Bonds (Mishkin, 2016, s. 135)

Prisen på en obligasjon korrelerer negativt med renten. Går renten opp, går prisen på obligasjonen ned. En generell regel sier at jo lengre levetid obligasjonen har, desto mer sensitiv er den for renteendringer (Bodie et al., 2014, s. 449). I figur 1 vises det inverse forholdet mellom prisen og renten, der overdrevet tilbud eller etterspørsel, korrigeres og fører til at modellen havner i likevekt. Siden renten som korresponderer til hver obligasjonspris også ligger på den vertikale akse, gir dette oss en modell for renten i likevekt, og med andre ord en modell for hvordan renten bestemmes. (Mishkin, 2016, s. 136)

#### 2.1.4 Yield to maturity og terminpremie

«Yield to maturity» (YTM) forklarer obligasjoners gjennomsnittlige avkastning og defineres som den renten som får nåverdien til obligasjonens betalinger til å samsvare med prisen (Bodie et al., 2014, s. 452). Den viser altså forventet avkastning ved å investere i en obligasjon og holde den til den skal innløses. YTM er ikke det samme som en obligasjons «current yield» som regnes ut ved å dividere obligasjonens årlige kuponbetalinger med obligasjonsprisen, og viser hvor stor del av investeringen som blir utbetalt i renter per år (Bodie et al., 2014, s. 452).

Obligasjonens terminpremie er det beløpet investor skal kompenseres med for å investere i obligasjoner med lengre levetid. Dette beløpet forklarer hvor mye større YTM er på en langsiktig obligasjon i forhold til en kortsiktig (Ebsim, 2019).

## 2.2 Korte og lange renter

Vi skiller mellom korte og lange renter. Renter på verdipapir som blir plassert i pengemarkedet med opp til to års løpetid kalles korte renter. Tilsvarende for lange renter gjelder obligasjonslån med mer enn to år til innfrielse (Steigum, 2014, s. 374).

Renten på langsiktige obligasjoner bestemmes av forventningen til de korte rentene ved obligasjonens forfall, såkalt forventningsteori. Forventningsteorien bygger på at renten på langsiktige obligasjoner skal være lik et vektet gjennomsnitt av de korte rentene frem til forfall. Den grunnleggende tankegangen bak forventningsteorien er at en investor ikke skal foretrekke å investere i en obligasjon med ulik levetid enn en annen, fordi de skal ha samme forventede avkastning (Mishkin, 2016, s. 172). Jo høyere renten på lange obligasjonslån er, desto lysere er utsikten for økonomien.

Ligning (1) forklarer forventningsteorien matematisk. Vi ser for enkelthets skyld på rentene fra ett til tre år, samt tar forbehold om at det ikke er noe usikkerhet knyttet til innfrielsen av de rentebærende verdipapirene (Steigum, 2014, s. 376).

$$(1) \quad i(2) \approx \frac{1}{2} [i(1) + i(1)_{+1}^e]$$

Ligning (1) forteller oss at markedsrenten for verdipapirer i dag med to års løpetid er lik den forventede avkastning om to år av å plassere i ett års verdipapirer to år på rad (Steigum, 2014, s. 376).

$$(2) \quad i(3) \approx \frac{1}{3} [i(1) + i(1)_{+1}^e + i(1)_{+2}^e]$$

Tilsvarende sier ligning (2) at markedsrenten i dag for verdipapirer med tre års løpetid er lik den forventede avkastningen om tre år av å plassere i ett års verdipapirer tre år på rad (Steigum, 2014, s. 376).

Vi kunne fortsatt opp til ti års obligasjonsrenter, men likningen hadde blitt for lang og omfattende- prinsippet er i midlertidig det samme. I vårt tilfelle for 10 årlige statsobligasjoner i USA og Tyskland ville markedsrenten i dag for disse verdipapirene med ti års løpetid være lik den forventede avkastningen om 10 år av å plassere i ett års verdipapir i ti år på rad.

### **2.3 Inflasjon**

I renteberegninger må det tas hensyn til inflasjon da denne er avgjørende for renter på langsiktige investeringer. Man bruker forventet inflasjon frem i tid som estimat når man skal sette rentene på obligasjonslånene. Inflasjon defineres som økning i konsumprisindeks (KPI) de siste tolv månedene i prosent av indeksverdien for tolv måneder siden (Steigum, 2018, s. 73). KPI er et mål for prisnivået på konsumvarer og tjenester som en vanlig husholdning etterspør (Steigum, 2018, s. 73). Både USA og Tyskland bruker inflasjonsstyring i deres pengepolitikk. Med inflasjonsstyring menes at sentralbanken i et land følger et mål for inflasjonen. Tanken er at landet skal oppnå langsiktig økonomisk vekst ved å holde prisstabilitet. Det vil si at myndighetene gir sentralbanken operasjonell uavhengighet (Steigum, 2018, s. 691).

For at inflasjonsmål skal kunne adopteres som pengepolitikk, er det avgjørende å ha et holdbart mål på inflasjonen. Siden prisendringer forekommer hyppig for noen av konsumprisindeksens elementer, som mat og energi, brukes ofte et mål som kalles kjerneinflasjon, der man ekskluderer de faktorene med spesielt høy volatilitet, for å få et mer nøyaktig mål på inflasjon. Det er ikke alltid like tydelig hvilke elementer som skal ekskluderes for å oppnå et pålitelig mål på inflasjon, på grunn av at land bruker ulike mål på kjerneinflasjon. (Silver, 2006)

For å simplifisere brukes det i denne oppgaven data for KPI uten korrigeringer eller forventning. Dette i mangel på historisk data for forventet inflasjon og ulikheter i mål på kjerneinflasjon land imellom.

## 2.4 Paritetsregler

### 2.4.1 Renteparitet

Teorien om renteparitet forklarer sammenhengen mellom utvikling i valutakurs og rentedifferanser mellom land. Renteparitet kan deles opp i to teorier: dekket og udekket renteparitet.

**Dekket renteparitet** sier at plassering i innenlandsk og utenlands valuta skal gi samme avkastning. Dette betyr at renten i «hjemlandet» skal være lik renten i utlandet pluss et termintillegg (Steigum, 2014, s. 399).

**Udekket renteparitet** går ut på at det skal være likegyldig om man veksler fra en valuta til en annen. Potensiell arbitrasjegevinst vil forsvinne som følge av at ulikt rentenivå i land vil nøytraliseres av endringer i valutakursene landene imellom (Steigum, 2014, s. 399).

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

Ligning (3) viser at plassering av penger i hjemlandet  $i$ , er tilnærmet lik plassering av penger i en utenlandsk valuta  $i^*$ , pluss den forventede vekstraten til spotkursen i løpet av ett år  $g_E^e$ .

Hvis den amerikanske renten er høyere enn den tyske, vil valutakursen forventes å stige. Da vil de som har plassert penger i USA, oppnå en forventet valutagevinst som oppveier rentetapet. For å oppsummere krever udekket renteparitet at hjemlandets rente skal være lik renten i det landet pluss forventet vekstrate til valutakursen til det andre landets pengeenhet. (Steigum, 2014, s. 400).

### 2.4.2 Kjøpekraftsparitet

Kjøpekraftsparitet omtales som «loven om en pris». Den sier at i konkurransepregede markeder hvor det ikke er transportkostnader eller handelsbarrierer, så skal identiske varer som blir solgt i forskjellige land ha lik pris målt i felles valuta (Krugman et al., 2015 s. 446).

$$(4) \quad P_i = EP_i^*$$

Likningen (4) viser at prisen i USA på vare  $i$  skal være lik prisen på samme vare i Tyskland uttrykt i amerikanske dollar, der  $E$  er nominell valutakurs.

**Absolutt kjøpekraftsparitet** sier at priser og valutakurser på lang sikt vil tilpasse seg slik at identiske varer får samme pris i hjemland og utland, hvis man måler i felles valuta (Steigum, 2014 s. 395). Man kan definere absolutt kjøpekraftsparitet ved at realvalutakursen alltid skal være lik 1,  $\varepsilon = 1$ .

Valutakursen blir lik forholdet mellom det innenlandske og det utenlandske prisnivået (Steigum, 2014 s. 395):

$$(5) \quad \varepsilon = \frac{EP^*}{P}$$

I likning (5) er valutakursen  $E$ . Den uttrykker prisen på utlandets valuta, mens  $P$  og  $P^*$  er henholdsvis prisnivåene i hjemlandet og utlandet.

**Relativ kjøpekraftsparitet** er en svakere variant av absolutt kjøpekraftsparitet. Teorien sier at realvalutakursen ikke nødvendigvis er lik 1, men at den er konstant over tid (Steigum, 2014 s. 396). Dette kan forklares ved Balassa-Samuelson-effekten, der personlige tjenester som krever nærhet til kundene, blir vesentlig dyrere i land med et høyt lønns og velstandsnivå enn i land med lavt. Relativ kjøpekraftsparitet kan uttrykkes i utgangspunkt av likning (4) på vekstform (Steigum, 2014 s. 396):

$$(6) \quad gE = \pi - \pi^*$$

Vekst i nominell valutakurs er uttrykt ved  $gE$ , hvilket er lik inflasjon i hjemlandet trukket fra utenlands inflasjon. Endring i nominell valutakurs skal tilsvare endring i inflasjon mellom de to landene.

### 2.4.3 Realrenteparitet

Realrenteparitet forklarer utviklingen i rentelikheter mellom land. Vi skiller mellom nominelle renter og reelle renter. Nominelle renter er renten basert på nominelle størrelser, mens realrenten er renten basert på reelle størrelser. Realrenten kan også defineres som nominell rente fratrukket inflasjon. Fordi realrenter er usikre, brukes det oftest forventet realrente i beregninger (Krugman et al., 2015, s. 473). Vi kan bruke betingelsene om renteparitet og kjøpekraftsparitet for å sammenligne realrentene i USA og Tyskland. Fisher-effekten er en økonomisk teori som omhandler sammenhengen mellom den nominelle renten, realrenten og inflasjonen.

$$(7) \quad r \approx i - \pi^e$$

Fisher-effekten sier at realrenten  $r$ , er lik den nominelle renten  $i$ , minus forventet inflasjon  $\pi^e$ . Dette fører til at realrenten vil synke når inflasjonen øker, hvis ikke den nominelle renten øker tilsvarende som inflasjonen. En god sammenligning for å vise differansen mellom realrentene kan uttrykkes som (Krugman et al., 2015 s. 452):

$$(8) \quad r - r^* \approx (i - i^*) - (\pi^e - \pi^{e*})$$

Venstre siden som er differansen i realrente mellom hjemland  $r$  og utland  $r^*$  er lik differansen mellom nominell rente i hjemland og utland minus differansen mellom forventet inflasjon i hjemland og utland. I landene der både relativ kjøpekraftsparitet og udekket renteparitet gjelder, vil realrentene bli tilnærmet like. Dette vil si at mulig arbitrasjegevinst vil forsvinne. Disse teoriene har forutsetninger som ikke nødvendigvis holder i praksis. I tilfellet under holder udekket renteparitet, mens teorien om kjøpekraftsparitet ikke holder. Med andre ord så tillater vi at realvalutakurser og forventede realvalutakurser kan

endre seg fra ett år til ett annet. Setter vi samme de to likningene over får vi realrentetrykket under: (Steigum, 2014 s. 401).

$$(9) \quad r - r^* \approx g_E^e + (\pi^{e^*} - \pi^e) \approx g_E^e$$

Når udekket renteparitet holder, er differansen mellom realrenten i hjemlandet og det andre landet tilnærmet lik forventet vekstrate til realvalutakursen i det andre landets valuta (Steigum, 2014, s. 401).

### 3.0 Tidligere forskning

#### 3.1 “The comovement of US and German bond markets”

Det vil i det følgende diskuteres hvilke faktorer som best kan forklare korrelasjon mellom renter med grunnlag i studiene «*The comovement of US and German bond markets*» og «*Is there excess comovement of bond Yields between countries?*» som baseres på testing av de korte rentene og terminpremiens effekt på 10-årige obligasjonsrenter. Det er vist at de lange rentene påvirkes av endringer i de korte rentene, også på tvers av markeder. Når lange renter korrelerer med hverandre, samtidig som vi vet at de avhenger av korte renter, kan en si at korrelasjonen mellom lange obligasjonsrenter i to land kan forklares gjennom den sammenfallende trenden i landenes korte renter. Når det er sagt er det også andre faktorer som kan forklare hvordan lange obligasjonsrenter svinger og følger samme trend, på tvers av land. (Engsted & Tanggaard, 2006)

Det kan diskuteres hvilke faktorer som best forklarer hvorfor de lange rentene har en tendens til å følge hverandre i Tyskland og USA. Den mest brukte teorien for hvorfor lange renter følger hverandre i følge Engsted og Tanggaard, er bevegelser i korte renter i henhold til forventningsteorien. Men det er også diskutert om terminpremiens har en sterkere effekt på de lange rentene enn hva de korte rentene har.

Fra Gregory D. Suttons studie «*Is there excess comovement of bond Yields between countries?*», undersøkes det om det er den sammenfallende trenden i korte obligasjonsrenter eller om det er like bevegelser i «terminpremiens» som



best forklarer korrelasjonen mellom lange obligasjonsrenter på tvers av land. Sutton konkluderer med at det er like bevegelser i terminpremien som har best forklaringskraft. Tom Engsted og Carsten Tanggaard sitt nyere studie «*The comovement of US and German bond markets*» konkluderer derimot med at terminpremien kun har en liten effekt, og at det heller er inflasjonsnyheter som virker å ha størst påvirkningskraft.

Fra dette forstår vi et det foreligger en viss usikkerhet over hvilke faktorer som i størst grad forårsaker at rentene tenderer til å korrelere, men at det er bred enighet i at det ser ut til at dette er tilfellet. Dette vil vi teste videre. (Engsted & Tanggaard, 2006)

### **3.2 Nyheters påvirkning på de langsiktige obligasjonsrentene**

Det vil her tas utgangspunkt i artiklene «*The effects of economic news on U.S. and German yields*» og «*WHICH NEWS MOVES THE EURO AREA BOND MARKET?*» som tester hvilke nyheter som har størst påvirkningskraft på de lange obligasjonsrentene i Tyskland, USA og euroområdet. Dette vil understøtte senere diskusjon om rentebevegelsene som konsekvens av viktige økonomiske hendelser.

Obligasjonsmarkedet er i like stor grad som resten av økonomien utsatt for uventede nyheter og prognoser fra sentralbankene. Det er derfor utført studier på sammenhengen mellom bevegelsene i obligasjonsmarkedet og økonomiske nyheter. Når man setter rentene for langsiktige obligasjoner er fremtidsbildet en avgjørende faktor. Nyheter om hvordan de økonomiske utsiktene vil se ut, vil derfor kunne påvirke rentene signifikant. I «*The effects of economic news on U.S. and German yields*» blir det undersøkt hvilke økonomiske nyheter som har størst påvirkning på de lange rentene i USA og Tyskland.

Det første man bemerker seg fra studiene er at økonomiske nyheter fra USA har stor påvirkning på begge markedene. Det er spesielt nyheter om arbeidsmarkedet, BNP og konsumentens oppfatning av økonomien som har signifikant påvirkningskraft. Tilsvarende nyheter fra den europeiske sentralbanken eller Bundesbanken har derimot lav påvirkning på det tyske

obligasjonsmarkedet, og ingen påvist effekt i USA. Man ville antatt at nyheter om de Tyske økonomiske utsiktene ville hatt stor påvirkningskraft for Tyskland, men slik er det ikke. Studiet viser faktisk at nyheter fra USA generelt, har mer signifikant påvirkning på det tyske markedet enn nyheter fra Tyskland og euroområdet. Fra dette forstår vi at rentene vil bevege seg tilnærmet likt som respons på økonomiske nyheter (Goldberg & Deborah, 2003).

Studiene viser at økonomiske nyheter fra USA har en direkte effekt på de tyske rentene allerede før den første timen etter publisering er passert. Dette støtter ytterligere hypotesen om avhengighet mellom de to landene (Goldberg & Deborah, 2003). Studiet "*WHICH NEWS MOVES THE EURO AREA BOND MARKET?*" viser at økonomiske nyhetene har en sterkere og mer langvarig effekt på volatiliteten til obligasjonens renter enn på selve obligasjonsprisen, hvilket er en interessant bemerkning (Andersson, Hansen & Sebestyen, 2006).

Disse resultatene bekrefter den sterke avhengigheten mellom de to markedene. Det er av interesse å stille spørsmålet om hvorfor rentene responderer likt til nyheter fra USA, samtidig som nyheter fra Tyskland har så lav påvirkningskraft.

Den lave påvirkningen fra tyske nyheter på den tyske obligasjonsrenten kan ha årsak i at landet er del av en større monetær union. Med dette menes at nyheter om Tyskland ikke vil gi et helhetlig bilde av eurosituasjonen, som er den mest interessante for markedsaktører. USAs rolle som en drivkraft i verdensøkonomien kan være årsaken til den høye følsomheten for nyheter derfra. Det kan virke som at jo mer synkroniserte de verdensøkonomiene blir, desto sterkere vil korrelasjonen i de lange rentene utvikle seg.

Selv om vi anerkjenner viktigheten av økonomiske nyheter på obligasjonsmarkedene, foregår det også store bevegelser som ikke har årsak i økonomiske nyheter. Det er vanskelig å lese av de rene rentene nøyaktig hva som har forårsaket bevegelsene, men ved å kombinere ulike faktorer kan man danne et bilde av hva rentebevegelsene gjenspeiler.

## 4.0 Metode

I analyse av sammenhengen mellom renten på 10-årige statsobligasjoner i USA og Tyskland har vi brukt data fra «Fred economic data». For å oppnå høyest mulig nøyaktighet i vår analyse har vi valgt å bruke månedlige observasjoner for rentene i et 20 års intervall, fra 2000 til 2020. Tester og regresjon er utført i den økonometriske programvaren Stata.

### 4.1 Stasjonaritet i data

#### 4.1.1 Augmented Dickey Fuller-test

For å kunne utføre en augmented dickey fuller (ADF) test må de månedlige renteobservasjonene omgjøres til en tidsserie. Hensikten med testen er å teste data for stasjonaritet. En stasjonær tidsserie betyr at den «ikke er eksplosiv, ikke har en bestemt trend, og at den ikke vandrer uten mål» (Hill et al., 2011). En ikke-stasjonær tidsserie kan dermed beskrives som en tidsserie som vandrer oppover og nedover i et bestemt mønster. En tidsserie som vandrer uten et mål kalles gjerne «random walk». Hvis det brukes ikke-stasjonære data i regresjon kan resultatene spuriøst indikere signifikante forhold, som egentlig ikke foreligger (Hill et al., 2011).

ADF-testen tester tidsserien for unit root. En unit root kan bli definert som at en modell har en innebygd tilfeldighet, hvor ett sett med like parameterverdier og innledende betingelser vil føre til ett sett av ulike resultater (Hill et al., 2011). For å få en bedre forståelse av en ADF-test, må man først forklare hva en Dickey Fuller-test er. Testen tar utgangspunkt i en autoregressiv modell av første orden som man ser av likning 10.

$$(10) \quad y_t = \rho y_{t-1} + v_t, \text{ der } |\rho| < 1$$

Null-hypotesen forklarer at det foreligger en unit root, mens alternativ hypotesen sier at dataene er stasjonære:  $H_0: \rho = 1$ ,  $H_A: \rho < 1$ . En Dickey-Fuller-test fungerer videre likt som en ordinær t-test, hvor man tester med 95% konfidensintervall og får en t-verdi og en p-verdi. Dette anvendes for å beslutte om variablene i datasettet er stasjonære eller har unit root. (Hill et al., 2011).

Utførelsen av en ADF-test er lik den i en vanlig dickey fuller test. Det anvendes en t-statistikk for å teste om null-hypotesen skal beholdes eller ikke. Det som skiller testene fra hverandre er at man i en ADF-test ikke trenger å teste modellen i første orden. Dette betyr at man sikrer seg at feilleddene ikke korrelerer med hverandre. (Hill et al., 2011). Har variablene unit root er tidsserien ikke-stasjonær og man må bruke en First-difference test for å gjøre variablene stasjonære.

#### 4.1.2 First-difference test

Anvender vi first-difference vil vi få en tidsserie som ser etter verdiendring fra forrige periode. Dette vil føre til at serien får en gjennomsnittslinje som verdien alltid går tilbake til. First-difference testen vises i likning 11.

$$(11) \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1} = v_t$$

Endringen i  $\Delta y_t$  er verdien av  $y$  i tidspunkt  $t$ , fratrukket verdien av  $y$  i tidspunkt  $t-1$ , altså i forrige periode.

## 4.2 Lineær regresjon

### 4.2.1 T-test

Når man har oppnådd stasjonaritet i data, er det mulig å foreta analysene av dataserien. En t-test er en statistisk hypotesetest som indikerer om en variabel er signifikant eller ikke. Anvender vi en t-test får vi en t-verdi som vil indikere om hypotesen oppgaven er basert på er gal eller ikke. Jo lenger t-verdien viker fra null, desto mindre sannsynlighet er det for at nullhypotesen er riktig (Sucarat, 2017). Når man anvender en t-test vil man få en kritisk verdi. Denne verdien er grensen til forkastningsområdet. Videre vil man få en sannsynlighetsverdi til variabelen, kalt p-verdi. Ut ifra et signifikantnivå som bruker å ligge på 95%, vil vi kunne forkaste eller beholde nullhypotesen.

### 4.3 Test for autokorrelasjon

For å teste om modellen i oppgaven lider av autokorrelasjon, tar vi i bruk en Durbin-Watson test. Durbin-Watson testen har som hensikt å oppdage eventuell autokorrelasjon i residualene. Etersom regresjonsproblemer med

tidsseriedata oftest involverer positiv autokorrelasjon, er hypotesen som vanligvis blir brukt i en Durbin-Watson test:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho > 0$$

Likning 12 viser hvordan teststatistikken som blir brukt i Durbin-Watson testen regnes ut.

$$(12) \quad d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

Her er  $e_i = y_i - \hat{y}_i$ , samtidig som  $y_i$  og  $\hat{y}_i$ , henholdsvis er den observerte og den predikerte verdien av responsvariabelen for den individuelle  $i$ . DW-statistikken blir mindre etter hvert som seriekorrelasjon øker (Montgomery et al., 2001).

I likning 13 forklares forholdet mellom  $\rho$  (rho) og DW-statistikken. Når  $d \approx 2$ , er  $\rho \approx 0$ , og når  $d < 2$  er  $\rho > 0$ . En utledning av formelen over gir følgende matematiske sammenheng mellom  $d$  og  $\rho$ :

$$(13) \quad d \approx 2(1 - \hat{\rho})$$

Når man har funnet verdien for  $d$  og  $\rho$  kan man utføre hypotesetesten:

$$H_0: \rho = 0, \text{ ingen autokorrelasjon}$$

$$H_1: \rho > 0, \text{ positiv autokorrelasjon}$$

$$H_1: \rho < 0, \text{ negativ autokorrelasjon}$$

#### 4.4 Korrigering av autokorrelasjon

Hvis modellen inneholder autokorrelasjon kan det anvendes ulike tester for å korrigere dette. Vi har valgt å bruke en iterativ Cochrane-Orcutt test. Dette innebærer at vi benytter en gjentagende Cochrane-Orcutt prosedyre for å korrigere for autokorrelasjon. Prosedyren gjennomføres ved at en del av det

ustandardiserte residualet av verdien til variabelen i forrige tidsperiode, trekkes fra verdien i nåværende periode (Harvey, 1990).

## 5.0 Resultater og funn

Vi skal i denne delen av oppgaven presentere resultatene fra anvendt økonometri i oppgaven.

### 5.1 Stasjonaritet i data

Det første steget i vår metode var å teste tidseriedataene for stasjonaritet. Dette gjorde vi ved å utføre en Augmented-Dickey Fuller test. Fra ADF-testen så vi at begge variablene hadde høyere p-verdi enn 0,05, hvilket betyr at begge hadde en unit root. For å fjerne unit rooten utførte vi en First-difference test. Vi gjennomførte videre en ny ADF-test med de nye førstedifferansevariablene som ble generert i first-difference testen. Dette gav p-verdier på mindre enn 0,05 for begge variablene, noe som betyr at vi med 95% sikkerhet har oppnådd stasjonaritet i variablene.

### 5.2 Autokorrelasjon i modellen

Neste steg var å test modellen for autokorrelasjon. Dette gjorde vi ved å utføre en Durbin-Watson test. Fra testen med de opprinnelige variablene fremkom en DW-statistikk på 0,458258, noe som tilsier sterk positiv autokorrelasjon i serien. For å fjerne autokorrelasjonen tok vi i bruk førstedifferanse variablene og fikk en DW-statistikk på 1,5767. Deretter utførte vi en Cochrane-Orcutt prosedyre for å justere modellen ytterligere for autokorrelasjon. Fra det nye Cochrane-Orcutt estimatet ble det observert en DW-statistikk på 1,9799 og en rho ( $\rho$ ) på 0,2150823. Dette tilsier at autokorrelasjonen i serien er tilnærmet fjernet.

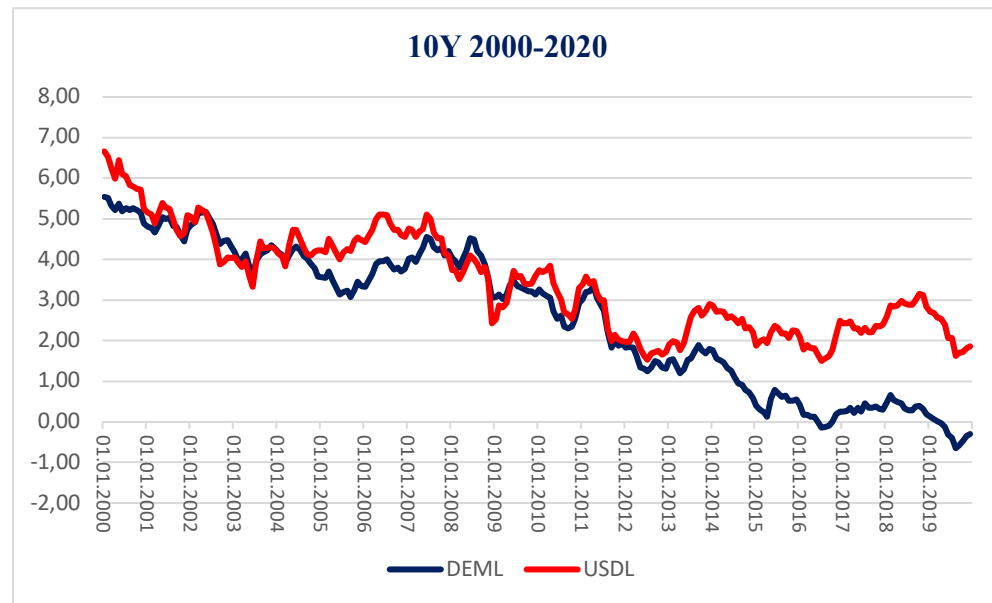
### 5.3 T-test

Ved bruk av førstedifferanse variablene justert for unit root og autokorrelasjon, utførte vi en t-test for å teste hypotesen i oppgaven.

Nullhypotesen i oppgaven baseres på at variabelen DEML ikke er signifikant påvirket av USDL. Fra t-testen fremkom det en t-verdi på -0,25, noe som vil si

at  $H_0$  beholdes og vi kan med 95% konfidens konkludere med at USDL ikke har en signifikant påvirkning på DEML, fra et økonometrisk perspektiv.

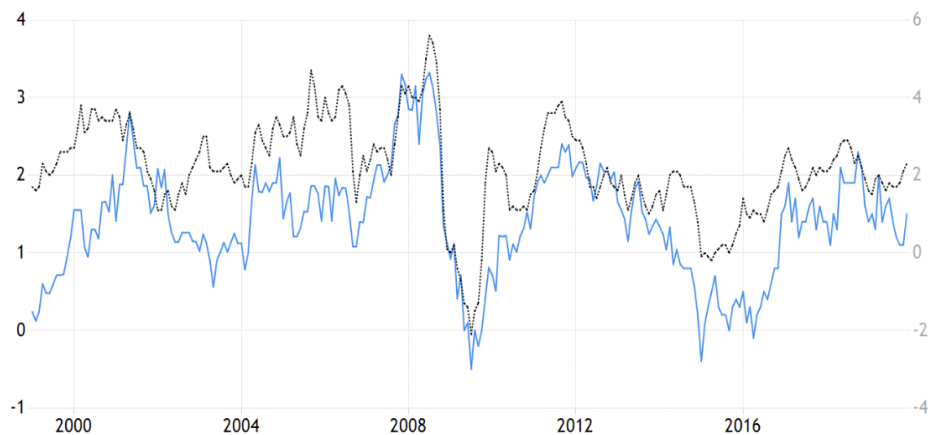
## 6.0 Analyse



Figur 2, Egen tilvirkning av rentene i perioden 2000-2020 (Fred, 2020)

I figuren over presenteres de nominelle rentene på 10årige statsobligasjoner for Tyskland (DEML) og USA (USDL) i perioden 2000-2020. Det vil i det følgende analyseres og diskuteres hvilke faktorer som kan være årsaken til at rentene har beveget seg i mønsteret figuren viser. Figuren bekrefter tidligere antakelser om at rentene kan ha tendenser til å bevege seg likt, til tross for funn under anvendt metode. For å få en bedre forståelse for disse svingningene vil det drøftes både makroøkonomiske teorier samt bli vist et bilde på hvordan rentene faktisk har utviklet seg som konsekvens av viktige økonomiske hendelser. For at dette skal være mulig å analysere er det viktig at vi får en dypere forståelse for hva som faktisk rører det langsiktige rentenivået på statsobligasjoner.

## 6.1 Inflasjonens effekt



Figur 3, Inflasjon i USA og Tyskland 2000-2020 (Trading economics, 2020)

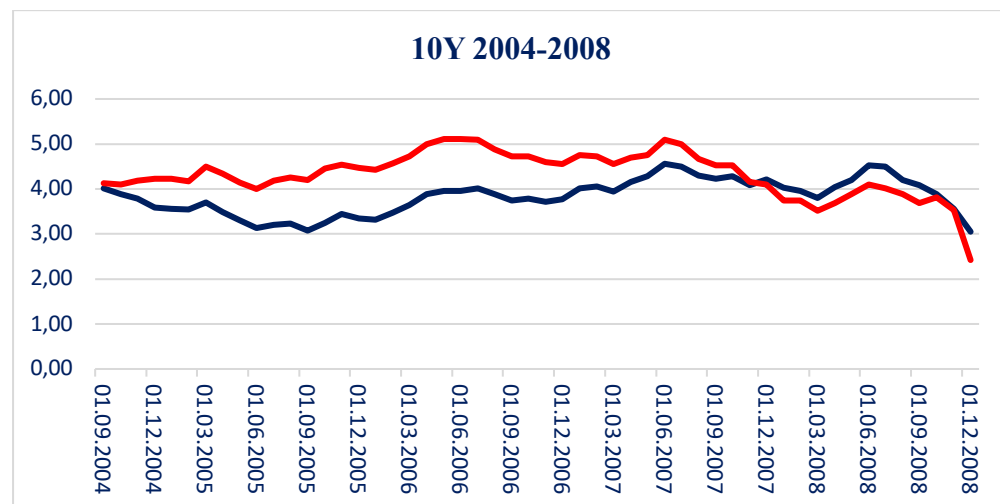
Grafen over viser inflasjon i USA (svart linje) og Tyskland (blå linje) over det bestemte tidsintervallet. Inflasjonen er målt som prosentvis endring fra det foregående året. I denne oppgaven diskuteres det om de nominelle rentene følger hverandre, da man kan se antydninger til dette i våre data. I henhold til teori skal nominelle renter følge hverandre mellom land, gitt at inflasjonen er lik, men fra figur 3 ser man at dette ikke er tilfellet.

Det første man legger merke til når man observerer grafen er en tydelig høyere inflasjon i USA i nesten hele tidsintervallet. Det kan se ut til at inflasjonen svinger likt i enkelte perioder, men det oppstår også store gap i inflasjon mellom landene. Det er interessant å bemerke seg hvor store inflasjonsforskjeller som kan oppstå mellom land som tilsynelatende holder et tilnærmet likt rentenivå. Store inflasjons forskjeller i perioder med like nominelle rentenivå vil føre til at de reelle rentene i landene divergerer. I perioder der forventet inflasjon har vært høy vil man anta at de lange rentene også har vært høye, samt der forventet inflasjon har vært lik, vil man forvente at de lange rentene har vært like. Så hvis det ene landets inflasjonsnivå har vært høyt, og det andre lavt, vil man ikke forvente en lik renteserie mellom landene. I perioder der den lange renten har vært lik i USA og Tyskland, kan det derfor tolkes som at den forventede inflasjonen har vært lik i disse periodene. Det er



derfor av interesse å diskutere hvorvidt forskjellen i lange renter i de to landene kan forklares av differansen i inflasjon.

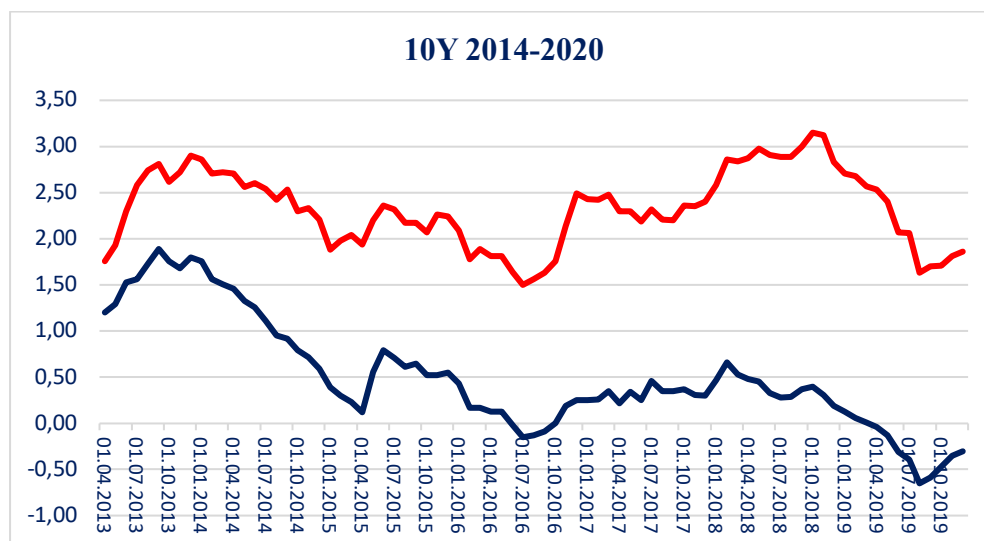
## 2005-2008



Figur 4, Egen tilvirkning av rentene i perioden 2004-2008 (Fred, 2020)

I perioden fra 2004 til 2007 kan man se fra figur 4 at de to rentene divergerer. Ser vi på inflasjonen i den samme perioden, foreligger et tilsvarende gap der inflasjonen gradvis divergerer frem til 2006 og etterhvert begynner å møtes igjen i 2007. USAs inflasjon opplever altså en liten økning mens Tyskland opplever nedgang, før inflasjonen i USA faller kraftig i 2006. I dette eksempelet reflekterer renten inflasjonsforskjellene ganske tydelig, da man kan se fra figur 4 at rentene opplever et ganske likt gap som inflasjonen. Dette gir bevis for at inflasjon kan ha en signifikant påvirkning på renteforskjellene mellom land.

## 2014-2020



Figur 5, Egen tilvirkning av rentene i perioden 2014-2020 (Fred, 2020)

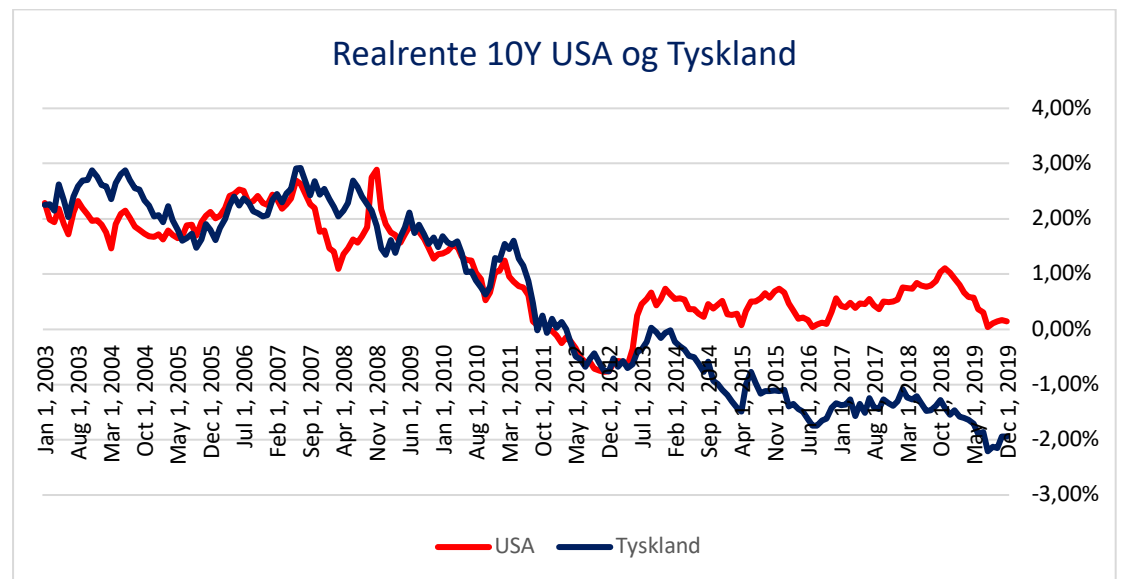
I perioden fra 2014 starter en lang og tydelig divergering mellom rentene. Fra grafen ser man at renten opplever et gap som skiller seg ut fra tidligere perioder, da det rentene ser ut til å legge seg mer stabilt på et ulikt nivå. Dette skal i teorien kunne forklares som at USA opplever en stabil økning i inflasjon som vedvarer fra 2014 og utover. Fra figur 3 ser vi at inflasjonen er høyere i USA, den oppnår et gap fra 2014 til 2016, for så å konvergere fra 2016 og utover. Leser vi av derimot av rentene, er det ingenting som tilsier at inflasjonen fra 2016 og utover har påvirkning. Fra 2016 blir tvert imot renteforskjellen enda større enn de foregående årene, hvilket trosser teori om at forventet inflasjon vil ha signifikant påvirkning på den langsiktige renten.

Fra disse to periodene ser man ulik effekt av inflasjonens påvirkning. Det er tydeligere i den første perioden at man kan forstå rentebevegelsene ut ifra inflasjon enn i den andre. En annen interessant bemerkelse fra periodene vi har studert, og spesielt fra 2014 og utover, er de korte bevegelsene i rentene. Selv om rentene ligger på ulike nivå, ser det ut til at de følger samme mønster. Hvis den amerikanske 10-åringen svinger oppover, kan det se ut til at den tyske følger bevegelsen. Da kan spørsmålet reises om hvorfor rentene ligger på så ulike nivå, men reagerer likt på økonomiske bevegelser. Når rentemønsteret er relativt likt samtidig som inflasjonen ikke kan understøtte dette mønsteret, gir

det grunnlag til å tro at det er andre faktorer som også signifikant påvirker rentene.

### 6.1.1 Realrenten

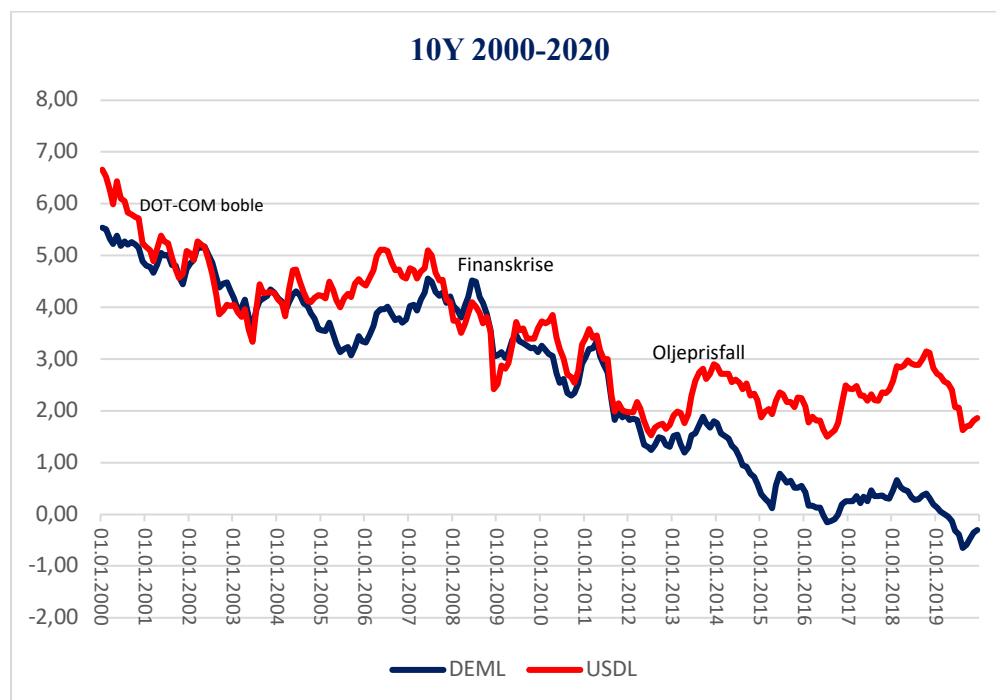
For å ytterligere vise hvordan inflasjonsforskjeller påvirker rentenivået, presenteres de reelle rentene fra perioden 2003 til og med 2019 i figur 6. Mangel på observasjoner før 2003 dannet grunnlaget for utvalgt tidsintervall.



Figur 6, Egen tilvirkning av realrente i perioden 2003-2020 (Bundesbank & multpl, 2020)

Teorien forklarer et perfekt marked der realrenten skulle vært tilnærmet lik i de to landene, noe som vil si at inflasjonsforskjellen som et produkt av det store gapet i nominelle renter skulle vært høyere. Det er interessant å bemerke seg at kurven for realrenten er tilnærmet lik den for nominell rente i perioden, men med en parallell forskyvning nedover på den loddrette aksene(renten). Denne korrigeringen skulle ifølge teori ført til at realrentene blir like, noe som ikke er tilfellet. Investorer kan derfor utnytte differansen i realrentene og handle etter andre regler enn det teorien tilsier. Siden disse investorene vokter markedene grundig, er de arbitrasjemulighetene som oppstår korte og svært små (Krugman et al., 2015, s. 381).

## 6.2 Viktige hendelser (2000-2020)



(Figur 7, Egen tilvirkning av nominell rente inkludert viktige hendelser (Fred, 2020))

Det vil her diskuteres de 10-årige obligasjonsrentenes reaksjon på viktige økonomiske hendelser i løpet av de siste 20 årene. Hver periode skal studeres individuelt for å gi innblikk i hvordan rentene oppførte seg.

### DOT-COM boblen

På 90-tallet var det rask økning i antall IT-selskaper. Det ble utført store investeringer i disse og aksjekurser ble overvurderte. Dette var i store trekk hovedgrunner til at det oppstod et krasj fra 2000 til 2003. (Attac Norge, «u.å.») IT-boblen forårsaket en økning i arbeidsledigheten i USA fra ca. 4% til 6%. Veksten i bruttonasjonalprodukt falt samtidig med ca. 2% i både USA og Tyskland (Zestos, 2016, s. 16). Fall i BNP og økning i arbeidsledighet i USA er nyheter som obligasjonsrentene er følsomme for både i USA og Tyskland. Vi ser av grafen at obligasjonsrentene har en negativ trend i perioden, den tyske noe mindre enn den amerikanske.

### Finanskrisen 2008

Mellom årene 2007 og 2009 ble økonomien i USA ført inn i en 18 måneders varig resesjon. Dette forårsaket at bruttonasjonalprodukt i USA falt med ca. 8 % og arbeidsledigheten nådde 10 % (Zestos, 2016, s. 16), hvilket betyr at mer enn 8 millioner amerikanere mistet jobben. Vi leser av figuren at nyhetene fikk obligasjonsrentene til å falle drastisk.

En tydelig effekt av finanskrisen er det langvarige fallet i rentenivået. Sentralbankene så behovet for å redusere lånekostnadene. Dette gjorde de ved å sette ned styringsrenten og ta i bruk kvantitative lettelsler. Disse tiltakene førte til frigjøring av midler, som videre ble utnyttet av investorer til å kjøpe statsobligasjoner. Effekten sentralbankene ville ha, var en reduksjon i obligasjonsrentene etter hvert som prisene økte. Kvantitative lettelsler og oppfatningen om at statsobligasjoner var den sikreste investeringen kan være grunner til at obligasjonsrenten i begge land fortsatte å synke. (Brett, 2017)

### **Oljeprisfallet 2014**

Det er omdiskutert hvorvidt etterspørselen etter olje har en effekt på obligasjonsmarkedet. Råoljen anses som en særdeles viktig råvare i verdensøkonomien, da den både brukes i produksjon og av husholdninger. Det er av interesse for oppgaven å se på svingninger i oljeprisens effekt på langsiktige obligasjonsrenter. Obligasjonsrenten i USA falt med 8 basispoeng når råoljeprisen falt med 10% i 2014, hvilket videre igangsatte et oljeprisfall det samme året. En studie utført i Australia viser at råoljeprisen på lang sikt vil ha signifikant påvirkning på langsiktige obligasjonsrenter i USA. Ettersom studiet hevder at prisen påvirker obligasjonsrenten i USA, vil det være sannsynlig at det samme gjelder Tyskland (Jiang, 2018). Fra grafen over ser vi at obligasjonsrenten i Tyskland faktisk faller kraftigere enn den amerikanske under oljeprisfallet i 2014.

For å oppsummere ser man at tidligere diskuterte empiriske studier om nyheters påvirkningskraft, ennå har relevans. Det er tydelig at den økonomiske effekten av nyheter i USA, påvirker bevegelser i den tyske renten.

## 7.0 Konklusjon

Under anvendt metode ble det gjort funn om at den 10-årige statsobligasjonsrenten i Tyskland ikke har fulgt renten på 10-årige statsobligasjoner i USA de siste 20 årene. Dette kan ha årsak i det store gapet som forekommer etter 2014. For å svare på oppgavens problemstilling vil det derfor være nødvendig å ta en forutsetning om å trosse resultater i metoden. Denne forutsetningen tas med grunnlag i vår analyse av det rene rentebildet. En viktig bemerkelse i oppgaven har vært forskjellen på teori og realitet. Ifølge teorien skulle korrelasjon i rentene kunne blitt forklart ved at inflasjonen er lik mellom landene, noe den ikke var. Inflasjonen har vist seg å ikke ha en like tydelig forklaringskraft på de nominelle rentebevegelser som teorien tilsier.

Oppgaven har videre tydeliggjort hvor komplekst obligasjonsmarkedet er, og hvor mange faktorer som spiller inn i rentesettingen. Det er få perioder i rentebildet som tydelig kan forklares av spesifikke faktorer i seg selv. Kompleksiteten fører til at man må undersøke og vise hensyn til flere faktorer for å få en forståelse av rentenes oppførsel.

En av oppgavens mest interessante bemerkelser er divergeringen etter 2014, der rentene stabilt la seg på ulike nivå men fortsatt så ut til å bevege seg i samme mønster. Dette kan tolkes som at de reagerer tilnærmet likt på økonomiske nyheter og understøtter vår antakelse om at rentenivået i Tyskland i stor grad beveger seg etter USA - uavhengig av egen situasjon. Enkelte hendelser som for eksempel oljeprisfallet, rammet Tyskland hardere. Dette kan ha årsak i at Tyskland i større grad er avhengige av et system. Bevegelser i Europa vil påvirke den tyske økonomien mer enn den amerikanske, som vist i tidligere forskning. USAs rolle som drivkraft i verdensøkonomien kan også være årsaken til den høye følsomheten for nyheter derfra.

Konklusjonen bærer dermed preg av at anvendt økonometri og ytterligere analyse ikke samsvarer. Vi må dermed ta for gitt at økonometrien ikke har god nok validitet for å gi en avgjørende konklusjon, og stole på funn i analyse. Det konkluderes med at rentene viser tydelig avhengighet, sett i lys av en rekke overnevnte faktorer i et komplekst obligasjonsmarked.

## 8.0 Litteraturliste

- Andersson, M., Hansen L. J., & Sebestyen, S. (2006). *Which News moves the euro area bond market?* European Central Bank. Hentet fra [https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp631.pdf?fbclid=IwAR0tgeAvpdfxN4oF30-UGA5dHkajxLcfOpFHqCwvaUj\\_VC2xnFfjhM8sYxA](https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp631.pdf?fbclid=IwAR0tgeAvpdfxN4oF30-UGA5dHkajxLcfOpFHqCwvaUj_VC2xnFfjhM8sYxA)
- Attac Norge. (u.å.) Finanskrisen – en tidslinje for vår tids økonomi. Hentet fra <https://attac.no/finanskrise/>
- Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. L. (2014). *Investments, Tenth Edition*. New York: McGraw-Hill Education.
- Bremnes, H. Gjerde, Ø. & Sættem, F. (2000). *Linkages among interest Rates in United States, Germany and Norway*.
- Brett, D. (2017, 9 august) The global financial crisis 10 years on: six charts that tell the story. Hentet fra <https://www.schroders.com/en/insights/economics/the-global-financial-crisis-10-years-on-six-charts-that-tell-the-story/>
- Deutsche Bundesbank (2020). Expected real interest rate Germany bonds with 10 year maturity. [https://www.bundesbank.de/dynamic/action/en/statistics/time-series-databases/time-series-databases/759784/759784?statisticType=BBK\\_ITS&listId=www\\_skms\\_realzinsen&treeAnchor=GELD&fbclid=IwAR2o3Rh4ANQ-exPQr7E4IDppXEMKilzZOVcPeVPP42-kJb6JFRjWB4erlMU](https://www.bundesbank.de/dynamic/action/en/statistics/time-series-databases/time-series-databases/759784/759784?statisticType=BBK_ITS&listId=www_skms_realzinsen&treeAnchor=GELD&fbclid=IwAR2o3Rh4ANQ-exPQr7E4IDppXEMKilzZOVcPeVPP42-kJb6JFRjWB4erlMU)
- Ebsim, M & Kozlowski, J. (2019, 3.oktober). How to calculate the term premium. Measuring Treasuries to track yield curve inversions. [Blogginnlegg]. Hentet fra <https://fredblog.stlouisfed.org/2019/10/how-to-calculate-the-term-premium>
- Engsted, T., Tanggaard, C. (2006) *The comovement of the US and German bond markets* Aarhus school of business.
- Federal reserve bank of St.louis. (2020). Long-term government bond yields: 10 year; Main (including benchmark for the United State and Germany. Hentet fra [https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01USM156N?fbclid=IwAR2UWPUw1uuyNfrYHhIKSUA\\_Cg12KIMCjhxva4THKK021WVMA07RM RtFEFg#0](https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01USM156N?fbclid=IwAR2UWPUw1uuyNfrYHhIKSUA_Cg12KIMCjhxva4THKK021WVMA07RM RtFEFg#0)
- Golberg, L., Deborah, L. (2003). What moves sovereign bond markets? The effects of economic news on U.S. and German yields. *Economics and Finance*. New York. Hentet fra [https://search-proquest-com.ezproxy.library.bi.no/docview/214211575?fbclid=IwAR3zdR5kBlAlGxyTcXcz9fR4VsbwHpQVPgKxXvLxwWLke-SWcV5uKsyXdgY&rfr\\_id=info%3Axri%2Fsid%3Aprimio](https://search-proquest-com.ezproxy.library.bi.no/docview/214211575?fbclid=IwAR3zdR5kBlAlGxyTcXcz9fR4VsbwHpQVPgKxXvLxwWLke-SWcV5uKsyXdgY&rfr_id=info%3Axri%2Fsid%3Aprimio)
- Harvey, C. A. (1990). *The Econometric analysis of time series. Second Edition*. Cambridge: The MIT Press
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2011). *Principles of econometrics (4th ed.)*. Hoboken, N.J: Wiley.
- Jiang, Haibo (2018, 16. januar) *Oil Prices, Bond Returns, and Expected Inflation*.

- Krugman, P. R., Obstfeld, M., Melitz, M. J. (2015). *International Economics. Theory and Policy. Tenth Edition*. Pearson Education Limited
- Mishkin, F. S. (2016) *The Economics of Money, banking, and Financial Markets. Eleventh Edition*. Person Education Limited.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A. and Vining, G. G. (2001). *Introduction to Linear Regression Analysis. 3rd Edition*, New York, New York: John Wiley & Sons
- Multpl. (2020). 10 year real interest rate by month in USA. Hentet fra <https://www.multpl.com/10-year-real-interest-rate/table/by-month>
- Silver, M. (2006). *Core inflation measures and Statistical issues in choosing among them*. International Monetary Fund.
- Steigum, E. (2018) *Moderne makroøkonomi 2. utgave*. Oslo: Gyldendal akademisk
- Sucarrat, G. (2017). *Metode og økonometri. En moderne innføring. 2 utgave*. Bergen: Fagbokforlaget
- Sutton, G. D. (2000). *Is there excess comovement of bond yields between countries?* Journal International Money and finance, 19, 363-376
- Trading economics. (2020). Germany and USA Inflation rate. Hentet fra [https://tradingeconomics.com/germany/inflation-cpi?fbclid=IwAR2o1GPe46YwwWcKV8BjzYjV\\_am7OH5gJUS3bXhoa2koywou339o8xyNu8k](https://tradingeconomics.com/germany/inflation-cpi?fbclid=IwAR2o1GPe46YwwWcKV8BjzYjV_am7OH5gJUS3bXhoa2koywou339o8xyNu8k)
- Zestos, K. Z. (2016). *The global Financial Crisis. From US subprime Mortgages to European Sovereign Debt*. New York: Routledge





## Vedlegg 5

```
. reg DEML USDL
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	240
Model	<b>600.923322</b>	<b>1</b>	<b>600.923322</b>	F(1, 238)	=	<b>972.61</b>
Residual	<b>147.046694</b>	<b>238</b>	<b>.617843254</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.8034</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.8026</b>
Total	<b>747.970016</b>	<b>239</b>	<b>3.12958166</b>	Root MSE	=	<b>.78603</b>

DEML	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
USDL	<b>1.28253</b>	<b>.0411242</b>	<b>31.19</b>	<b>0.000</b>	<b>1.201516</b>	<b>1.363544</b>
_cons	<b>-1.795553</b>	<b>.1499746</b>	<b>-11.97</b>	<b>0.000</b>	<b>-2.091001</b>	<b>-1.500106</b>

```
. estat dwatson
```

Durbin-Watson d-statistic( 2, 240) = .0458258

## Vedlegg 6

```
. reg diffDEML diffUSDL
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	239
Model	<b>3.73739419</b>	<b>1</b>	<b>3.73739419</b>	F(1, 237)	=	<b>500.63</b>
Residual	<b>1.76930447</b>	<b>237</b>	<b>.00746542</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
				R-squared	=	<b>0.6787</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.6773</b>
Total	<b>5.50669866</b>	<b>238</b>	<b>.023137389</b>	Root MSE	=	<b>.0864</b>

diffDEML	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
diffUSDL	<b>.595685</b>	<b>.0266231</b>	<b>22.37</b>	<b>0.000</b>	<b>.5432368</b>	<b>.6481333</b>
_cons	<b>-.0124716</b>	<b>.0056144</b>	<b>-2.22</b>	<b>0.027</b>	<b>-.0235322</b>	<b>-.001411</b>

```
. estat dwatson
```

Durbin-Watson d-statistic( 2, 239) = 1.576736

## Vedlegg 7

Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	238
Model	3.44539112	1	3.44539112	F(1, 236)	=	482.53
Residual	1.68509047	236	.007140214	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6716
				Adj R-squared	=	0.6702
Total	5.13048159	237	.021647602	Root MSE	=	.0845

diffDEML	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
diffUSDL	.5825499	.0265198	21.97	0.000	.5303042	.6347956
_cons	-.0130409	.0069971	-1.86	0.064	-.0268255	.0007438
rho	.2150823					

## Vedlegg 8

```
. ttest diffDEML == diffUSDL, unpaired
```

Two-sample t test with equal variances

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
diffDEML	239	-.0244351	.0098392	.1521098	-.0438181	-.0050522
diffUSDL	239	-.0200837	.0136076	.2103678	-.0468903	.006723
combined	478	-.0222594	.0083878	.1833851	-.0387411	-.0057777
diff		-.0043515	.0167921		-.0373473	.0286444

diff = mean(diffDEML) - mean(diffUSDL)	t = -0.2591	
Ho: diff = 0	degrees of freedom = 476	
Ha: diff < 0	Ha: diff != 0	Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 0.3978	Pr( T  >  t ) = 0.7956	Pr(T > t) = 0.6022