

Predikering av aksjeavkastning med yield på langsiktige statsobligasjoner

En univariat regresjonsanalyse av hvorvidt yielden på langsiktige statsobligasjoner påvirker fremtidig aksjeavkastning på kort sikt

Helge Otterholm

Veileder

Valeri Zakamouline

Masteroppgaven er gjennomført som ledd i utdanningen ved Universitetet i Agder og er godkjent som del av denne utdanningen. Denne godkjenningen innebærer ikke at universitetet innestår for de metoder som er anvendt og de konklusjoner som er trukket.

Universitetet i Agder, 2013

Fakultet for økonomi og samfunnsvitenskap

Institutt for økonomi

Sammendrag

Den effektive markedshypotesen står for et perspektiv som betrakter aksjemarkedet for å være riktig priset til enhver tid. Etterslepene i prisene skal være så korte eller fraværende, avhengig av hvilken form av hypotesen som blir representert, at om denne hypotesen stemmer med virkeligheten så vil det være tilnærmet umulig å systematisk utnytte feilprising for eksempel ved hjelp av predikering av aksjeavkastning. I litteraturen har imidlertid mange forfattere funnet bevis for at det er mulig å systematisk oppnå en avkastning på aksjemarkedet som er høyere enn gjennomsnittet, mens andre har funnet bevis imot. Med andre ord så gir ikke spørsmålet om hvorvidt utviklingen i aksjepriser er mulig å forutse entydige svar. Denne oppgaven vil, med inspirasjon fra den utbredte oppfatningen av at forholdet mellom yield på langsiktige statsobligasjoner og aksjepriser bør være negativ, undersøke om aksjeavkastning kan predikeres av nettopp yielden på langsiktige statsobligasjoner. Undersøkelsene gjøres for elleve land over tolv ulike prediksjonshorisonter inntil ett år. Resultatene viser at yielden på langsiktige statsobligasjoner i USA har en predikerende evne spesielt på aksjeavkastningen i USA, men også for flesteparten av de andre landene.

Forord

Denne oppgaven inngår som avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon med spesialisering innenfor finansiell økonomi. Oppgaven er skrevet ved Universitetet i Agder våren 2013. Bakgrunnen for valget av tema er min generelle interesse for utviklingen i aksjemarkedet og makroøkonomiske sammenhenger, og et ønske om å få anvende økonometri på en interessant problemstilling.

Jeg vil rette en stor takk til min dedikerte veileder, professor Valeri Zakamouline, som hele tiden har vært konstruktiv i sine tilbakemeldinger og ikke minst vært en utmerket inspirasjonskilde.

Kristiansand, 3. juni 2013

Helge Otterholm

Innholdsfortegnelse

1	INNLEDNING	1
1.1	INTRODUKSJON	1
1.2	PROBLEMSTILLING	2
1.3	STRUKTUR	3
2	LITTERATUR OM SAMVARIASJON OG PREDIKERBARHET	3
2.1	SAMVARIASJON I AKSJEAVKASTNING OG YILDEN PÅ LANGE STATSOBLIGASJONER	3
2.2	YIELD PÅ LANGSIKTIGE STATSOBLIGASJONER SOM PREDIKTOR	4
2.3	THE FED MODEL	4
2.4	EFFEKTIV MARKEDSHYPOTESE	6
3	DATAMATERIALET OG VARIABLER	7
3.1	AVKASTNING	7
3.2	RELATIV ENDRING I YIELD PÅ LANGSIKTIGE STATSOBLIGASJONER	8
3.3	MOTIVASJON FOR VALG AV VARIABLER	9
3.3.1	HISTORISK AKSJEAVKASTNING I USA, NORGE OG SVERIGE	10
3.3.2	RELATIV ENDRING I LTY I USA, NORGE OG SVERIGE	15
4	METODE	23
4.1	FREMGANGSMÅTEN	23
4.2	LINEÆR REGRESJON	25
4.2.1	POPULASJONENS REGRESJONSLINJE	25
4.2.2	UTVALGETS REGRESJONSLINJE	26
4.3	MINSTE KVADRATERS METODE (OLS)	26
4.3.1	ANTAKELSER TIL GRUNN FOR MINSTE KVADRATERS METODE	28
4.4	HYPOTESETESTING	29
4.5	PREDIKTIV REGRESJON	30
5	RESULTATER	31
5.1	IMPLIKASJONER AV AUTOKORRELASJON OG HETEROSKEDASTISITET	33
5.2	RESULTATER MED HAC STANDARADAVVIK FOR RESIDUALENE	34
6	KONKLUSJON	45
7	REFERANSER	47

1 Innledning

1.1 Introduksjon

I økonomisk litteratur dreier en av de mest omstridte diskusjonene seg om hvorvidt fremtidig avkastning på aksjemarkedet er predikerbar eller ikke. Det finnes svært mange artikler som konkluderer med å ha funnet bevis for at ulike varianter av aksjeavkastning kan predikeres. Predikerbarheten i aksjemarkedet i en eller annen form har blitt testet på en tilnærmet utømmelig liste av mulige prediktive variabler, også kalt *prediktorer*. Påstandene om at man kan forutse utviklingen på aksjemarkedet går ikke upåaktet hen, og møter motstand ved at andre forfattere ikke finner tilsvarende bevis i sine undersøkelser.

Likevel må det kunne påstås at utviklingen i aksjemarkedet påvirkes i en eller annen grad av ulike finansielle, ikke-finansielle, finans- og pengepolitiske variabler. Et eksempel på en økonomisk variabel som er antatt å påvirke aksjemarkedet er *yield på langsiktige statsobligasjoner*¹. *The Fed Model*² gjenspeiler en oppfatning av at nivået på yielden man får på langsiktige statsobligasjoner danner et grunnlag for å vurdere om aksjepriser skal opp eller ned i fremtiden. Selv om det har blitt påpekt svakheter og mangler i modellen, kan man ikke se bort i fra at den belyser et interessant tema med mange dimensjoner. Intuisjonen bak et mulig kausalt forhold mellom yielden på langsiktige statsobligasjoner og aksjepriser kan være at investorer vil plassere kapitalen sin der avkastningen er best. Et høyere nivå på yielden man får ved å investere i langsiktige statsobligasjoner, alt annet like, vil gjøre aksjemarkedet til et relativt mindre attraktivt marked å investere i, og vice versa.

Dersom det eksisterer et negativt forhold mellom utviklingen i yielden på obligasjonsmarkedet og påfølgende utvikling i aksjeprisene, vil det være av stor interesse å finne ut hvor lang reaksjonstid investorene har fra en endring i nivået på yielden på de langsiktige obligasjonene oppstår, til investorene flytter kapitalen sin fra det ene markedet til fordel for det andre. I litteraturen er det normalt å predikere med daglige, månedlige, kvartalsvise, halvårlige, årlige, toårige, femårige, tiårige, og så videre, tidshorisonter. Tidshorisonter på inntil ett år faller inn i kategorien kortsiktige tidsfrekvenser. Det finnes ingen

¹ Begrepet yield på langsiktige statsobligasjoner blir her brukt i stedet for det engelske begrepet *long-term government bond yield*, i mangel på et like dekkende ord for yield på norsk.

² Se side 4 for en mer detaljert forklaring av *The Fed Model*.

entydige svar på hvilken tidshorisont som predikerer best, hverken av de som det er normalt å bruke, eller de som det er mindre normalt å bruke.

I dagens globaliserte finansmarkeder er det heller ikke gitt at investorer i et land som har investert i det lokale aksjemarkedet kun ser på yielden som man får på langsiktige statsobligasjoner i sitt eget land som en alternativ avkastning på kapitalen sin. Litteraturen gir ikke noe svar på hvilket lands yield på langsiktige statsobligasjoner som predikerer aksjemarkeder i forskjellige land best.

1.2 Problemstilling

I denne oppgaven er målet å undersøke om *aksjeavkastning* kan predikeres på kort sikt basert på univariate regresjonsanalyser med utgangspunkt i *yield på langsiktige statsobligasjoner*. Undersøkelsene vil i stedet for å se på selve *nivået* i yielden på langsiktige statsobligasjoner fokusere på *endringen* i variabelen. Ved å benytte endringene i nivåene over tid fanger man i større grad opp den dynamiske virkningen variabelen har på aksjeavkastningen enn når man bruker nivået i variabelen.

Prediksjonshorizonten begrenses til inntil ett år siden undersøkelsene tar utgangspunkt i kortsiktig prediksjon. Forslag til vanlige horisonter benyttet i litteraturen vil typisk være på én måned, kvartalsvise, halvårslige eller årlige. For å utelukke muligheten for å overse en bedre egnet prediksjonshorisont enn de typiske på kort sikt, vil det bli undersøkt for alle månedlige horisonter opp til og med tolv måneder. Det vil si summen av antall måneder fra én til tolv måneder.

Til slutt vil det også bli vurdert hvorvidt yielden på amerikanske eller lokale statsobligasjoner er best egnet til å predikere aksjeavkastningen i et gitt land.

Basert på innholdet over vil problemstillingen for oppgaven bli oppsummert av følgende spørsmål:

1. Kan endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner predikere aksjeavkastning på kort sikt?
2. Hvilken datafrekvens predikerer aksjeavkastningen best?
3. Hvilket lands yield på langsiktige statsobligasjoner predikerer avkastningen best?

1.3 Struktur

Kapittel 2 presenterer litteratur og tidligere studier som omhandler predikering av aksjeavkastning og ellers er relevant for oppgaven. Kapittel 3 presenterer og redegjør for datamaterialet som er blitt brukt i oppgaven. Eventuelle transformasjoner av datamaterialet blir forklart og motivert. Kapittel 4 forklarer fremgangsmåten nærmere og gir en kort innføring i prediktiv regresjon ved minste kvadraters metode. Kapittel 5 presenterer resultatene og diskuterer implikasjonene av disse. Kapittel 6 oppsummerer oppgaven og konkluderer basert på funnene i det foregående kapittelet.

2 Litteratur om samvariasjon og predikerbarhet

Dette kapittelet gjennomgår først tidligere studier som omhandler samvariasjon i aksjeavkastning og yield på langsiktige statsobligasjoner. Neste avsnitt vil ta for seg tidligere studier av predikerbarhet i aksjeavkastningen. Deretter vil *The Fed Model* og den effektive markedshypotesen bli gjennomgått.

2.1 Samvariasjon i aksjeavkastning og yelden på lange statsobligasjoner

Shiller og Beltratti (1992) observerte en negativ korrelasjon mellom aksjeavkastning og endring i langsiktige renter i USA for perioden 1871 til 1989, og i Storbritannia for perioden 1918 til 1989. Funnet stemmer overens med et enkelt argument som sier at det burde være et negativt forhold mellom disse størrelsene da nåverdimodeller vil forklare en invers bevegelse mellom aksjeavkastning og endring i langsiktige renter når den forventede fremtidige diskonteringsraten endres, alt annet like.

Durré og Giot (2007) undersøkte videre forholdet mellom aksjeavkastning og endring i yelden på langsiktige statsobligasjoner basert på kvartalsvis data fra tretten land i perioden 1973 til 2003 og fant en negativ og statistisk signifikant sammenheng på kort sikt men ikke på lang sikt. De pekte på at funnet som viste at yelden på langsiktige statsobligasjoner ikke har noe å si for aksjeprisene på lang sikt var i tråd med tidligere studier som hevdet at verdiforhold, for eksempel *price-earnings ratio*, er viktige for å vurdere aksjemarkedet med et langsiktig perspektiv. Fellestrekket til disse to artiklene er at de fokuserte på korrelasjon mellom aksjeavkastning og endring i yelden på langsiktige statsobligasjoner.

2.2 Yield på langsiktige statsobligasjoner som prediktor

Det fins mange potensielle prediktorer som er blitt hevdet å kunne predikere aksjeavkastning i litteraturen, eksempelvis dividendeavkastning (Campbell, 1987), *earnings yield*³ (Lamont, 1998), *book-to-market ratio* (Pontiff & Schall, 1998) og mange flere. Goyal og Welch (2008) argumenterte derimot for at et helt sett av tradisjonelle prediktorer feilet i å predikere egenkapitalpremie. Blant disse prediktorene var yielden på langsiktige statsobligasjoner. De konkluderte med at ingen av modellene de testet forklarte egenkapitalpremien godt nok - hverken for hele tidsperioden eller delperiodene datasettene var hentet fra. Metoden de brukte var blant annet prediktive regresjoner med månedlig, årlig og femårig datafrekvens.

Patelis (1997) undersøkte pengepolitikkenes påvirkning på fremtidig egenkapitalpremie⁴ basert på månedlig, kvartalsvis, årlig og toårig data for perioden 1962 til 1994. I undersøkelsen hans ble to ulike metoder benyttet hvor begge beviste at det var en sammenheng mellom pengepolitiske variabler og egenkapitalpremien. Blant annet viste den ene metoden at når datafrekvensen var månedlig så det var det en statistisk signifikant og positiv sammenheng mellom forventet fremtidig egenkapitalpremie og differansen mellom *federal funds rate*⁵ og yielden på langsiktige statsobligasjoner med ti år til forfall. Dette indikerer at en større differanse gir en forventning om en høyere fremtidig egenkapitalpremie, og vice versa. Alt annet like, impliserer dette egentlig at en lavere yield på langsiktige statsobligasjoner predikerer en høyere fremtidig egenkapitalpremie.

2.3 The Fed Model

The Fed Model sier at aksjer er riktig priset i markedet når *earnings yield*³ er lik yielden man får på langsiktige statsobligasjoner med ti år til forfall. Implikasjonen er at aksjeprisene er overvurdert når *earnings yield* er lavere enn yielden på de tiårige statsobligasjonene, og at de er undervurdert når *earnings yield* er høyere enn yielden på de tiårige statsobligasjonene. Argumentasjonen bak denne sammenhengen blir presentert i neste avsnitt. Modellen ble konstruert av daværende sjefsstrateg ved Prudential Securities, Ed Yardeni, og den fikk tilnavnet på grunn av en rapport som ble utarbeidet på vegne av den amerikanske

³ *Earnings yield* er et mål på lønnsomhet i form av et selskaps resultat etter skatt over de tolv siste månedene dividert på antall aksjer (*earnings per share – eps*) dividert på aksjeprisen (*eps/aksjepris*).

⁴ De engelske begrepene *excess returns* og *equity premium* blir her oversatt til egenkapitalpremie, som i artikkelen til Goyal og Welch (2008) er definert som differansen mellom aksjeavkastning og risikofri rente i form av renter på kortsiktige statsobligasjoner (mindre enn ett år til forfall) også kalt *T-bills* (*Treasury bills*).

⁵ *Federal funds rate* er den rentesatsen bankene står ovenfor når de låner penger seg imellom, og er satt av den amerikanske sentralbanken, The Federal Reserve Bank.

sentralbanken, *The Federal Reserve*, som påpekte det tette forholdet mellom de siste tiårenes *earnings yield* og yielden på statsobligasjoner med ti år til forfall.

Fordelen med modellen er at den har intuitiv argumentasjon, og er enkel å følge. Det er i hovedsak tre argumenter som taler for modellens validitet. Den første er at *earnings yield* burde følge yielden på obligasjonsmarkedet ettersom de konkurrerer om de samme investorene. Intuisjonen bak argumentet er implisitt gitt av modellen. Når yielden på tiårige statsobligasjoner eksempelvis stiger blir avkastningen i obligasjonsmarkedet relativt høyere enn *earnings yield*. Dermed vil obligasjonsmarkedet bli relativt mer attraktivt for investorer slik at etterspørselen på aksjemarkedet faller. Dette vil føre til lavere aksjepriser til det på nytt er likevekt mellom *earnings yield* og yielden på de tiårige statsobligasjonene. I motsatt tilfelle, når yielden på de tiårige statsobligasjonene faller, vil obligasjonsmarkedet bli mindre attraktivt for investorene relativt til aksjemarkedet. Den økte etterspørselen etter aksjer vil da drive aksjeprisene opp til *earnings yield* og yielden på de tiårige statsobligasjonene på nytt er like.

Det andre argumentet bygger på finansiell teori og sier at aksjepriser på et gitt tidspunkt gjenspeiler nåverdien av den forventede kontantstrømmen aksjen genererer i fremtiden. En lavere yield på langsiktige statsobligasjoner er i følge dette argumentet assosiert med en lavere diskonteringsrente. Et fall i diskonteringsrenten vil øke nåverdien av den fremtidige kontantstrømmen og gi en høyere aksjepris, som igjen vil gi lavere *earnings yield*, og vice versa.

Det tredje argumentet som ofte er blitt brukt for å validere *The Fed Model* er grafiske sammenligninger av historiske data på *earnings yield* og yielden på tiårige statsobligasjoner som helt klart indikerer en sterk korrelasjon og hatt en tilnærmet lik verdi siden omtrent midt på 1960-tallet.

Asness (2003) listet opp en rekke argumenter mot *The Fed Model* som predikerende modell. Først og fremst rettet han kritikk mot den grunnleggende feilen å sammenligne en avkastning målt i reell verdi (*earnings yield*) med en avkastning i nominell verdi (yield på obligasjoner) siden sammenligningen ikke nødvendigvis gir mening hvis inflasjon blir tatt med i vurderingen. Videre påpekte Asness at argumentet om at *earnings yield* synker og stiger med yielden på langsiktige statsobligasjoner kun er riktig dersom man antar at alt annet enn diskonteringsraten holdes likt. Han skriver at dersom man fjerner antakelsen om at alt annet er likt og inflasjonen og dermed rentenivået faller (her er det underforstått at rentenivået er

forbundet med et positivt forhold til inflasjon) vil riktignok nåverdien av fremtidige kontantstrømmer stige, men en mulig lavere nominell kontantstrøm vil oppheve effekten den initielle endringen i diskonteringsraten hadde på aksjeprisen. Med andre ord sier Asness at earnings yielden kan holde seg konstant selv om yielden på tiårige statsobligasjoner synker. Hva de empiriske argumentene angår viste Asness at indikasjonen på den sterke korrelasjonen kun går tilbake til midten av 60-tallet, og at grafene viser store sprik og ingen åpenbar samvariasjon mellom variablene i tiden før.

Artikkelen konkluderer med at *The Fed Model* ikke er noen god modell for å predikere realavkastningen på S&P 500 indeksen. Han testet dette ved hjelp av prediktiv regresjonsanalyse med både årlig, tiårlig og tyveårlig datafrekvens for perioden 1881 til 2001, samt gradvis kortere delperioder innenfor dette tidsrommet. Resultatene indikerte at den mer tradisjonelle modellen med earnings yield alene som prediktor ga en sterkere og mer presis prediksjonsmodell enn *The Fed Model*. I tolkningen av resultatet mente Asness at yielden på lange statsobligasjoner bare var et forstyrrende element når den ble inkludert i prediksjonsmodellen av realavkastning.

2.4 Effektiv markedshypotese

Den effektive markedshypotesen (EMH) sier at all tilgjengelig informasjon i finansmarkedet raskt og effektivt blir absorbert og reflektert i prisen på finansielle verdipapirer. Hypotesen kommer i tre versjoner. Den svake formen sier at all ny informasjon om finansielle verdipapirer blir absorbert og reflektert i prisene med en gang den blir tilgjengelig i form av at man kan finne historiske priser i ulike former for tilgjengelig data. Denne versjonen indikerer at det er lite å tjene på å prøve å finne overprisede eller underprisede verdipapirer siden slik informasjon er lett tilgjengelig og om det skulle finnes feilprising så ville denne vært utnyttet allerede og dermed ha korrigert prisen. Den mellomsterke formen sier at all tilgjengelig informasjon om fremtidige utsikter for finansielle verdipapirer allerede er reflektert i markedsprisen. Dette er informasjon som ikke er like lett tilgjengelig som eksempelvis historiske priser på et vilkårlig verdipapir er. Den sterke formen sier at priser på finansielle verdipapirer reflekterer all relevant informasjon. At all tilgjengelig informasjon i den mellomsvake formen supplert med innsideinformasjon allerede er reflektert i prisen, kan beskrive graden av priseffektiviteten i denne versjonen.

Budskapet EMH fremmer er at predikering av aksjepriser blir meningsløst ettersom det ikke vil finnes store nok etterslep i feilprising av veridpapirer til at det systematisk går an å berike seg på det.

3 Datamaterialet og variabler

I dette kapitlet vil datamaterialet, datakildene og variablene bli redegjort for. Transformasjoner av variabler er basert på månedlige originaldata. Kapitlet beskriver motivasjon for valg av variabler som vil bli brukt i regresjonsanalysen.

3.1 Avkastning

Den avhengige variabelen er *avkastning* (y) på et gitt utvalg av land sine respektive aksjeindekser som er representative for hvert lands totale aksjemarked. Landene som er inkludert består av Australia (*Aus*), Canada (*Can*), Frankrike (*Fra*), Italia (*Ita*), Japan (*Jap*), Spania (*Spa*), Sverige (*Sve*), Storbritannia (*UK*), Tyskland (*Tys*), og *USA*, hvor forkortelsene i parantes benyttes som notasjon i senket skrift for å indikere hvilket land den aktuelle variabelen gjelder for. De underliggende dataene for avkastningen for hvert av de nevnte landene vil bli gjort rede for under.

USA, Norge og Sverige: Uttrykk (1) viser hvordan avkastningen på USA, Norge og Sverige sine respektive aksjemarkedsindekser blir regnet ut som prosentvis endring i indeksverdien fra en gitt månedlig periode til den neste.

$$y_{L,t} = \frac{I_{L,t} - I_{L,t-1}}{I_{L,t-1}}, \quad L = USA, Nor, Sve \quad (1)$$

Symbolet I_t angir indeksverdien på aksjemarkedet i slutten av den månedlige perioden t , for eksempel januar 1931. Notasjon som blir brukt i senket skrift for å angi hvilken periode en observasjon gjelder for, vil eksempelvis være 1931m1 for januar 1931.

Aksjeindeksen for USA tilsvare S&P 500-indeksen og er hentet fra en oppdatert versjon av det samme datasettet som Goyal & Welch benyttet i sin berømte artikkel *A Comprehensive Look at The Empirical Performance of Equity Premium Prediction* (2008). Datasettet som er hentet, gjelder for tidsrommet januar 1919 til desember 2011.

Aksjeindeksen for Norge er hentet fra et datasett Jan Tore Klovland satte sammen da han skrev artikkelen *Historical Stock Price Indices in Norway, 1914-2003* (2004b). Denne aksjeindeksen skal være representativ for Oslo Børs og gjelder for tidsperioden januar 1921 til september 2001.

Sveriges aksjeindeks er hentet fra et datasett bestående av en børsindeks satt sammen av Waldenström. Datasettet brukte han til sin artikkel *Swedish Stock Prices and Returns and Bond Yields, 1856-2006* (2007) og gjelder for tidsrommet desember 1918 til desember 2006.

Australia, Canada, Frankrike, Italia, Japan, Storbritannia, Spania og Tyskland: Den månedlige markedsavkastningen til disse landene er hentet fra Kenneth French sin hjemmeside⁶ og vil på samme måte som USA, Norge og Sveriges aksjesavkastning representeres av notasjonen y_L . Datasettene som har blitt hentet for landene gjelder fra januar 1975 til desember 2011. Datasettene som er hentet for Canada og Spania gjelder fra henholdsvis januar 1977 og mars 1978. Databasen til Kenneth French har tilgjengelig data for månedlig markedsavkastning tilbake til januar 1975 for samtlige land, men for Canada og Spania så ligger begrensningen i tilgjengelig data på månedlige observasjoner på yield på langsiktige statsobligasjoner.

3.2 Relativ endring i yield på langsiktige statsobligasjoner

Den uavhengige variabelen er *relativ endring i langsiktige statsobligasjoner*, (x_L). Begrepet vil i denne oppgaven kalles yield på langsiktige statsobligasjoner. Med langsiktige statsobligasjoner menes det statsobligasjoner med ti år eller lengre tid til forfall. Uttrykk (3) viser hvordan den relative endringen i lty regnes ut.

$$x_{L,t} = \frac{lty_{L,t} - lty_{L,t-1}}{lty_{L,t-1}} \quad (2)$$

Forkortelsen $lty_{L,t}$ står for yielden på langsiktige statsobligasjoner i slutten av den månedlige perioden t i land L .

⁶ http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#International

Månedlige observasjoner av yielden på langsiktige statsobligasjoner i USA er hentet fra det samme datasettet som avkastningen til USA ble hentet fra (Goyal & Welch, 2008).

Månedlige observasjoner av yielden på norske langsiktige statsobligasjoner er hentet fra Jan Tore Klovlands datasett som han benyttet til sin artikkel *Bond Markets and Bond Yields in Norway 1820-2003* (2004a).

Månedlige observasjoner av yielden på svenske langsiktige statsobligasjoner er tatt fra det samme datasettet som Sveriges avkastning ble hentet fra (Waldenström, 2007).

Yielden på Australia, Canada, Frankrike, Italia, Japan, Spania, Storbritannia og Tyskland sine respektive langsiktige statsobligasjoner er hentet fra hjemmesiden til Federal Reserve Bank of St. Louis⁷.

3.3 Motivasjon for valg av variabler

I univariate regresjonsanalyser av lange tidsserier vil sammenfallende trender i den avhengige og uavhengige variabelen føre til sterk signifikans for den uavhengige variabelens effekt på den avhengige samt gi høy forklaringsgrad, selv om det i realiteten ikke nødvendigvis eksisterer noen kausal sammenheng. Resultatene for slike regresjonsanalyser vil fort bli uinteressante og meningsløse. I tillegg er bruk av variabler som sjelden krysser sin egen gjennomsnittsverdi ofte i strid med en av antakelsene som ligger til grunn for minste kvadraters metode⁸ om at variansen til den uavhengige variabelen skal være konstant⁹. Fokus vil derfor bli rettet på valg av avhengig og uavhengig variabel i denne delen av oppgaven. Det gjøres ved å presentere grafiske fremstillinger av historiske data på månedlige observasjoner av henholdsvis aksjeindeksene, den månedlige aksjeavkastningen, nivået i yield på langsiktige statsobligasjoner samt absolutt og relativ endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner fra en måned til den neste for USA, Norge og Sverige i den nevnte rekkefølgen. Grunnen til at disse tre landene blir valgt ut for å motivere valget av variablene er at de aktuelle datasettene gjelder for nesten en hundreårsperiode, i motsetning til de resterende landene hvor datasettene gjelder for de siste fire tiårene.

⁷ <http://research.stlouisfed.org/fred2/categories/32264>

⁸ Minste kvadraters metode er den norske oversettelsen av *ordinary least squares* (OLS). For en mer detaljert forklaring av denne regresjonsmetoden, se side 26.

⁹ Antakelse iii på side 28.

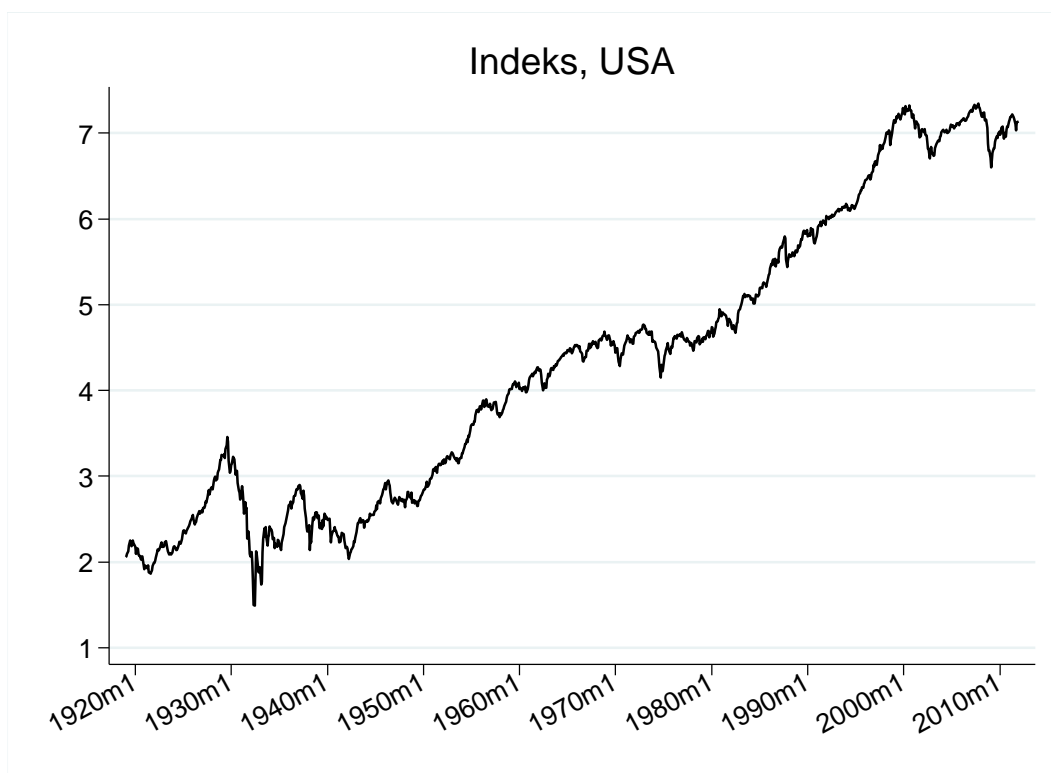
3.3.1 Historisk aksjeavkastning i USA, Norge og Sverige

Først vil valget av aksjeavkastningen som uavhengig variabel bli motivert ut fra grafiske fremstillinger av utviklingen i aksjeindeksene og aksjeavkastningen over de aktuelle tidsrommene fra omtrent 1920 og inn i det første tiåret på 2000-tallet og hvordan de kan karakteriseres.

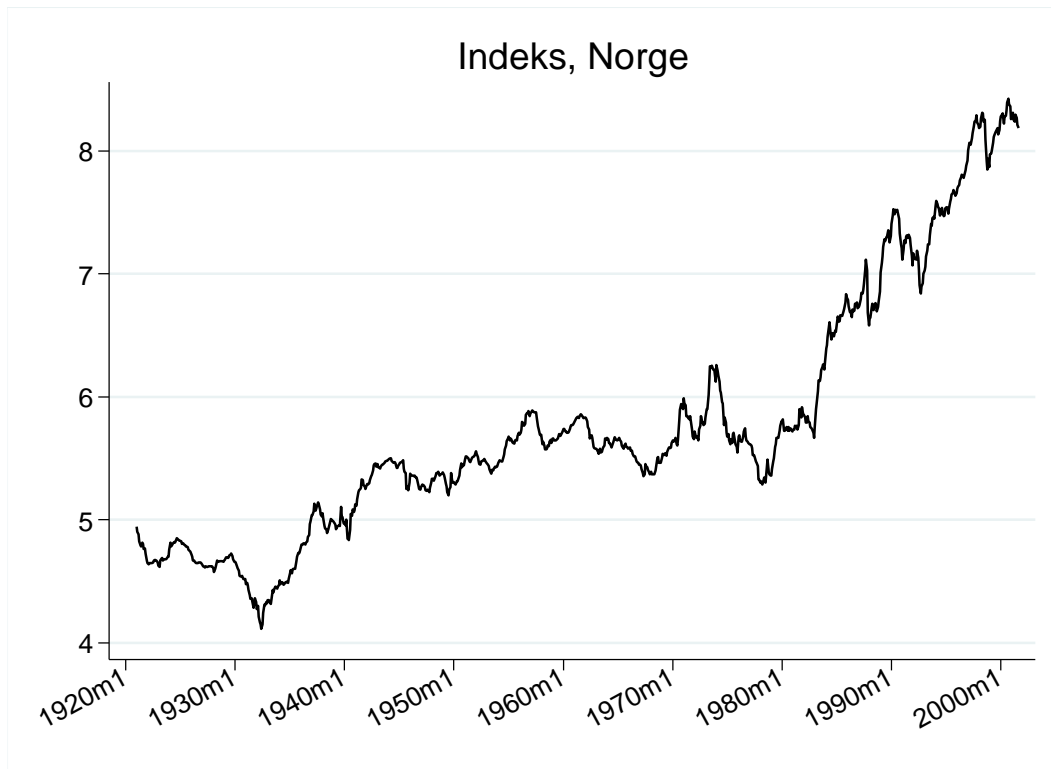
3.3.1.1 Aksjeindekser

Under er markedsindeksene for USA, Norge og Sverige fremstilt i logaritmisk skala i henholdsvis Figur 1, Figur 2 og Figur 3. Man kan se at grafene mer eller mindre følger en lik utvikling i den langsiktige trenden.

USA: I Figur 1 ser vi at grafen over logaritmen til indeksverdiene i USA fra 1919 til 2011 på lang sikt viser en jevn stigning fra like etter 1940 og frem til 2011. Dette tilsvarer en konstant prosentvis vekst eller eksponentiell langtidsvekst i de uskalerte indeksverdiene. Grafen viser også tydelig det store fallet i indeksen forbundet med aksjekaraket i USA som slo ut i 1929.



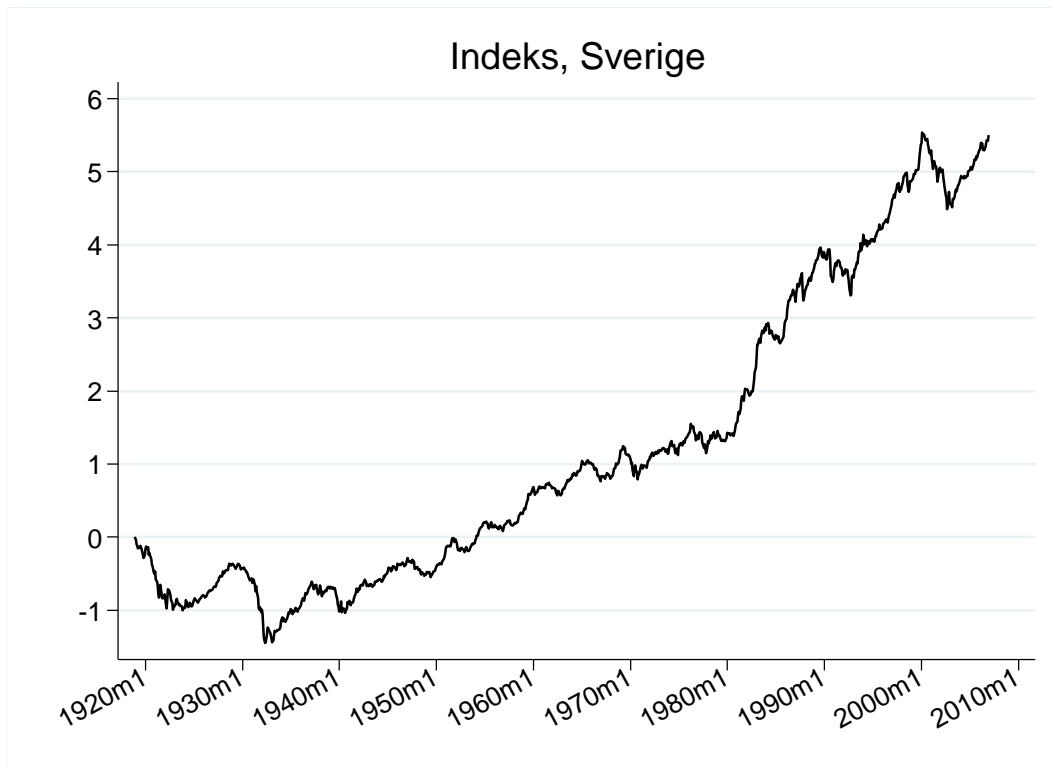
Figur 1: Historiske månedlige indeksverdier for aksjeprisene i USA, 1919-2011, logaritmisk skala



Figur 2: Historiske månedlige indeksverdier for aksjeprisene i Norge, 1921-2001, logaritmisk skala

Norge: Grafen for Norges indeksverdier i Figur 2 viser en relativt jevn langsiktig stigning fra begynnelsen av 1930-tallet til begynnelsen av 1970-tallet, da indeksen får en påfølgende nedgang frem til siste halvdel av 1970. Denne tilbakegangen kan kanskje forklares av at den norske økonomien var sårbar for den første oljekrisen i 1973 da oljeprisen steg kraftig etter betydelige kutt i oljeproduksjonen fra OPEC. Etter denne lavkonjunktoren ser vi at den langsiktige konstante veksten i den norske aksjeindeksen tok seg opp, slik at indeksverdien nådde et høyere nivå enn tidligere observert mot slutten av datasettet i 2001. Det lave nivået i første halvdel av 1930-tallet var på grunn av *The Great Depression* som fulgte aksjekrakket i USA i 1929.

Sverige: Figur 3 viser at utviklingen i den svenske aksjeindeksen oppgitt i logaritmisk skala viser en konstant prosentvis vekst på lang sikt fra omtrent midten av 1930-tallet og frem til 1980. Etter dette ser vi at det skjer et positivt skifte i den langsiktige konstante veksten frem til 2006. Nedgangen i veksten i første halvdel av 30-tallet er i kjølvannet av aksjekrakket i USA i 1929.

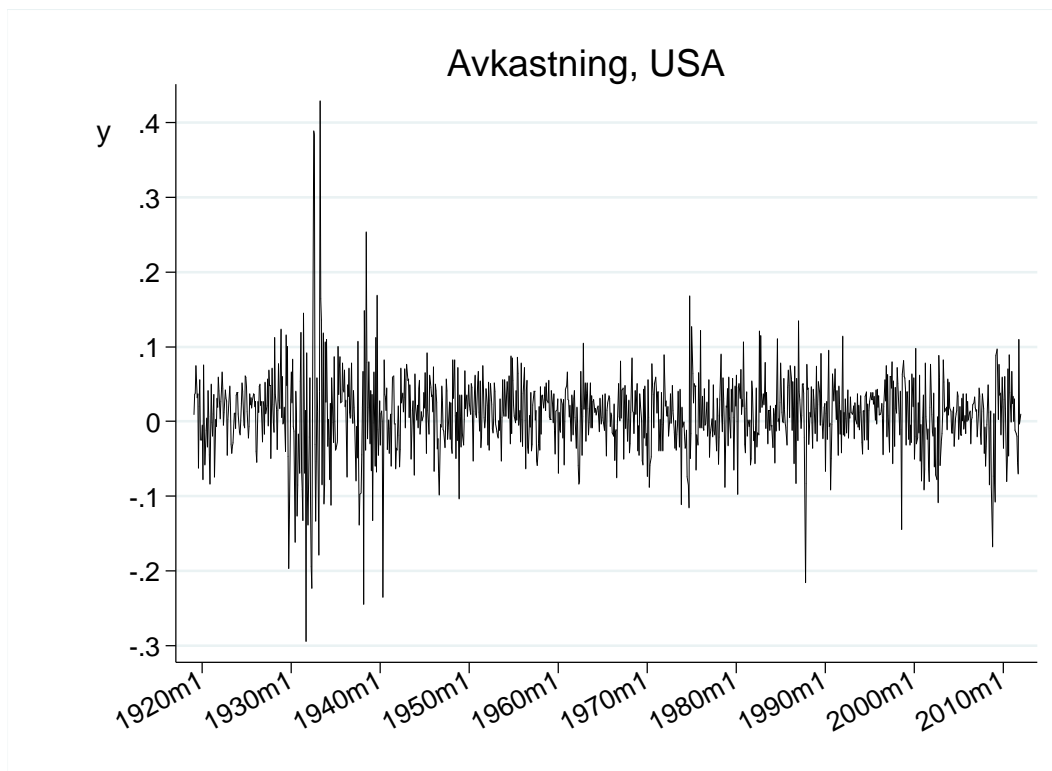


Figur 3: Historiske månedlige indeksverdier for aksjeprisene i Sverige, 1919 – 2006, logaritmisk skala

Oppsummert kan man karakterisere grafene som eksponentielt voksende langs en mer eller mindre sammenfallende trend fra omtrent det laveste nivået i begynnelsen av 1930-tallet og frem mot årtusensiftet. Dette er en karakteristikk som strider mot den nevnte grunnleggende OLS-antakelsen iii⁹ om konstant varians.

3.3.1.2 Avkastning

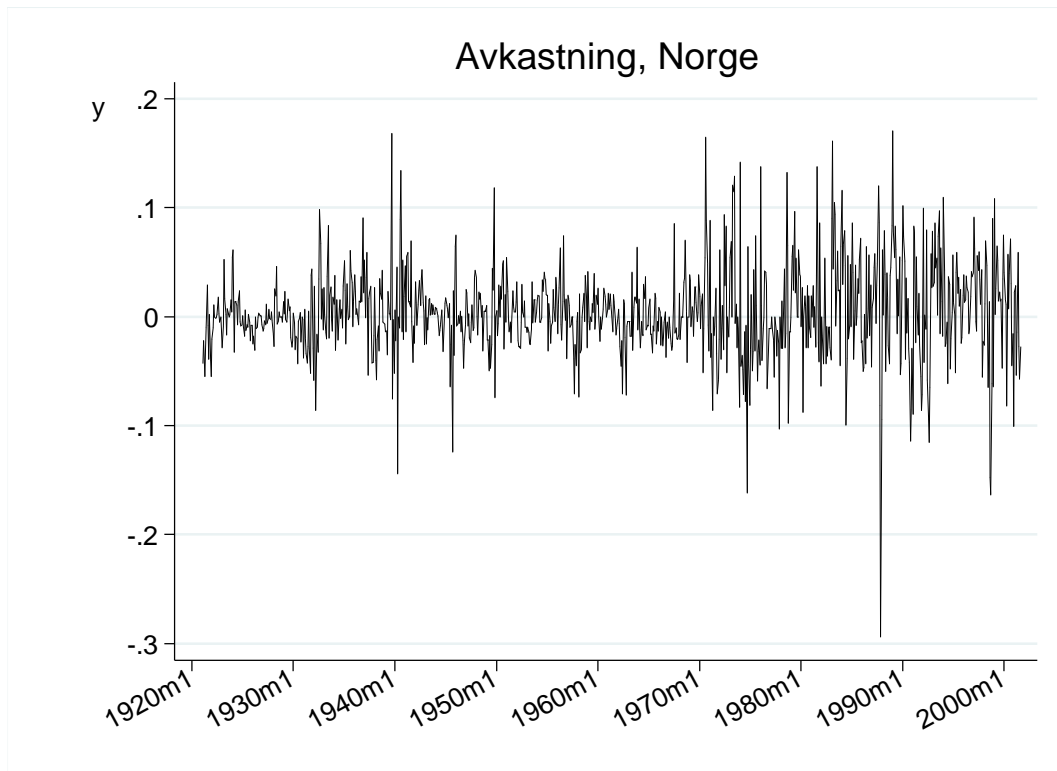
For å bli kvitt den distinkte trenden som aksjeindeksene til USA, Norge og Sverige tilsynelatende følger, kan man se på de månedlige endringene i observasjonene av indeksverdiene for de tilgjengelige datasettene som vist i uttrykk (1). Datasettene for den månedlige avkastningen, y , i USA, Norge og Sverige er vist grafisk i Figur 4, Figur 5 og Figur 6.



Figur 4: Månedlig avkastning i USA, 1919 - 2011

USA: Vi ser av figur 4 at den aksjeavkastningen i USA var spesielt volatil fra slutten av 1920-tallet og frem til 1940-tallet. Fra 1940 til begynnelsen av 1970 følger en periode hvor aksjeavkastningen hadde en konstant spredning rundt sin gjennomsnittlige verdi. De påfølgende fire tiårene ser det ut til at aksjeavkastningens spredning rundt gjennomsnittsverdien blir større. Innenfor denne førtiårsperioden fremkommer kortere perioder med relativt store endringer i aksjeavkastningen som er sammenfallende med den første oljekrisen på begynnelsen av 1970-tallet, det store kjente fallet på Dow Jones og resten av verdens aksjebørser i oktober 1987, også kjent som *Black Monday*, dotcom-boblen rundt årtusenskiftet og omsider finanskrisen i siste halvdel av 00-tallet.

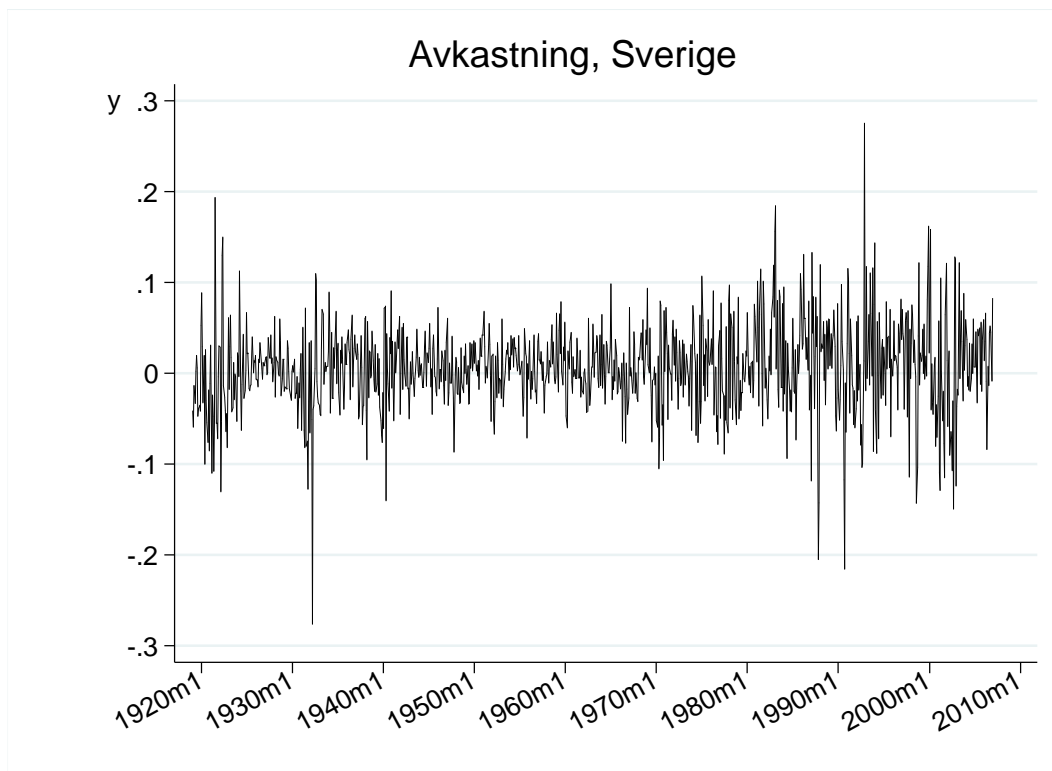
Norge: Avkastningen på Norges aksjeindeks vist i Figur 5, indikerer i likhet med avkastningen i USA større volatilitet omtrent fra 1930 til 1940. I motsetning til USA har Norge i følge grafen hatt en lengre periode med svært volatil aksjeavkastning fra 1970-tallet og frem til 2001. Grafen viser en ekstrem observasjon i siste halvdel av 80-tallet i form av en negativ avkastning på nesten 30% ($y_{Nor,1987m11} = -29,35\%$) som er den påfølgende perioden etter *Black Monday*.



Figur 5: Månedlig avkastning i Norge, 1921 – 2001

Sverige: Sveriges avkastning ser periodevis volatil ut fra omtrent 1920 til 1940 med en relativt ekstrem observasjon i første halvdel av 1930-tallet som sammenfaller med *The Great Depression*. Deretter følger en periode med tilsynelatende konstant variasjon i avkastningen fra omtrent begynnelsen av 1940 til omtrent slutten av 1970-tallet før den gradvis ser ut til å bli mer volatil omtrent fra rundt 1980 til begynnelsen av 00-tallet da volatiliteten ser ut til å avta igjen. Dette mønsteret sammenfaller i en viss grad med både USA og spesielt Norges avkastning.

Oppsummert ser aksjeavkastningen i USA, Norge og Sverige ut til å ha en ujevn variasjon i spredningen av aksjeavkastningen rundt gjennomsnittsverdien. Ser man vekk fra de mer eller mindre ekstreme observasjonene, som forøvrig tenderer til å ha sammenfalt med kjente økonomiske kriser og hendelser, ser variasjonen ut til å være ganske jevn for hele tidsserien.



Figur 6: Månedlig avkastning i Sverige, 1918 til 2006

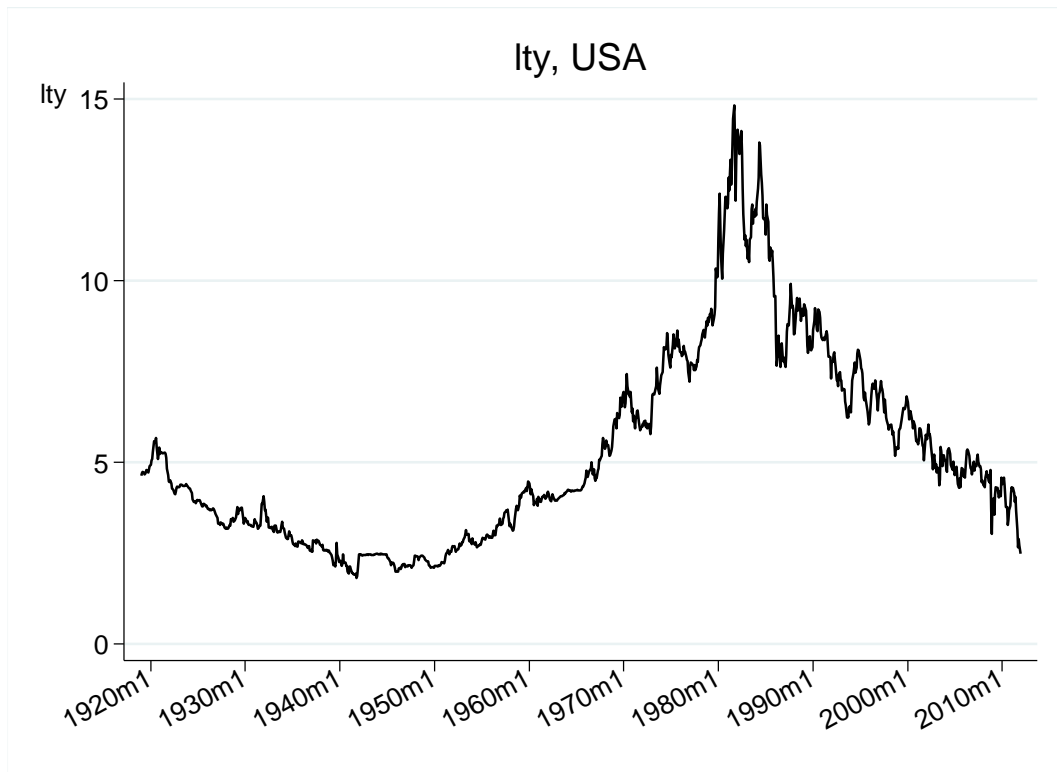
3.3.2 Relativ endring i lty i USA, Norge og Sverige

3.3.2.1 Yield på langsiktige statsobligasjoner

Ser man på de underliggende dataene for relativ endring i yelden på langsiktige statsobligasjoner (x) i USA, Norge og Sverige i henholdsvis Figur 7, Figur 8 og Figur 9, så indikerer grafene at yelden i de langsiktige statsobligasjonene beveger seg langs en trend som er felles for landene. Trenden er fallende fra omtrent 1920 til 1940 med unntak av i Norge hvor yelden på de langsiktige statsobligasjonene synker frem til omtrent 1950-tallet. Deretter stiger trenden eksponentielt frem til omtrent midten av 1980-tallet da nivået omsider faller igjen.

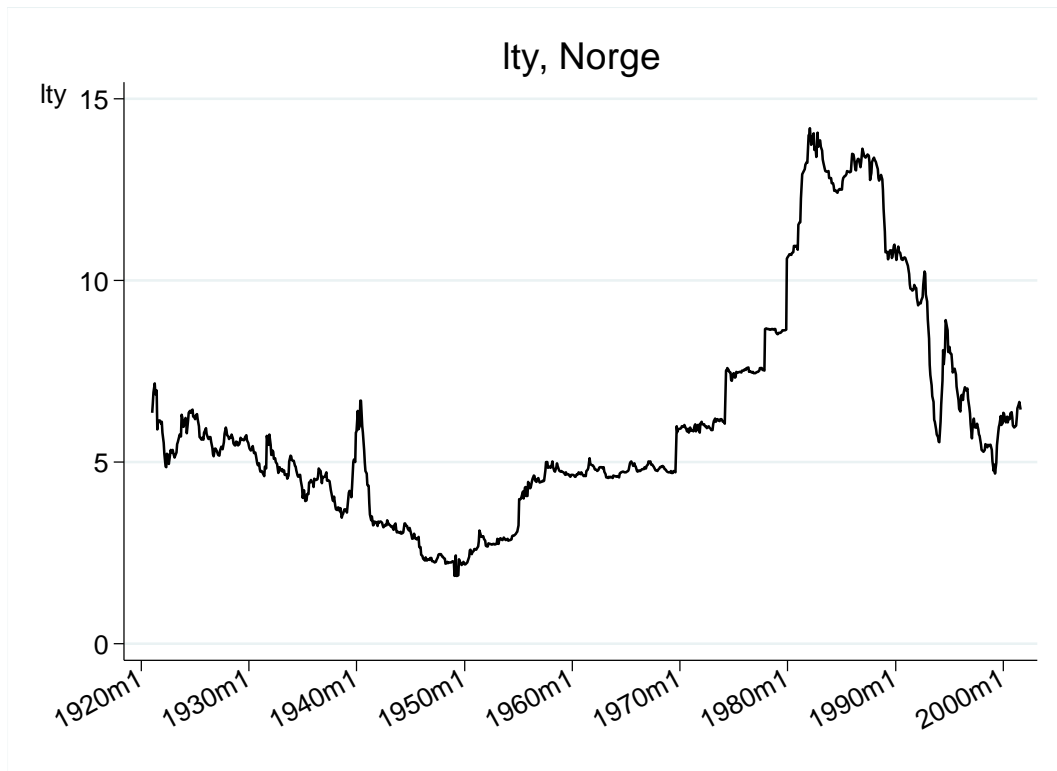
USA: Vi ser fra Figur 7 at yelden på de amerikanske langsiktige statsobligasjonene, etter et par tiår tilsynelatende fulgte en jevn nedadgående trend fra 1919, steg eksponentielt på lang sikt fra like under 2% i første halvdel av 1940 og frem til første halvdel av 1980-tallet hvor nivået var på knappe 15%. I perioden fra midten av 1960-tallet og frem til toppen i første halvdel av 1980-tallet steg inflasjonen i den amerikanske økonomien raskt, og en del av denne

kan forklares av de to første oljekrisene på 70-tallet med høye oljepriser og inflasjon. I de påfølgende tiårene ser yielden på de langsiktige statsobligasjonene ut til ha vært relativt volatil mens den fulgte en nedadgående lineær trend tilbake til rundt 2,5% i slutten av 2011.



Figur 7: Månedlige observasjoner av årlig yield på langsiktige statsobligasjoner i USA, 1919-2011

Norge: Figur 8 viser at yielden på norske langsiktige statsobligasjoner på lang sikt økte eksponentielt langs en bratt trend fra rundt 2% i siste halvdel av 1940-tallet og frem til knappe 15% i første halvdel av 1980-tallet, hvor den falt ned til datasettets initielle nivå på rundt 5% mot slutten av 1990-tallet.



Figur 8: Månedlige observasjoner av årlig yield på langsiktige statsobligasjoner i Norge, 1921-2001



Figur 9: Månedlige observasjoner av årlig yield på langsiktige statsobligasjoner i Sverige, 1918-2006

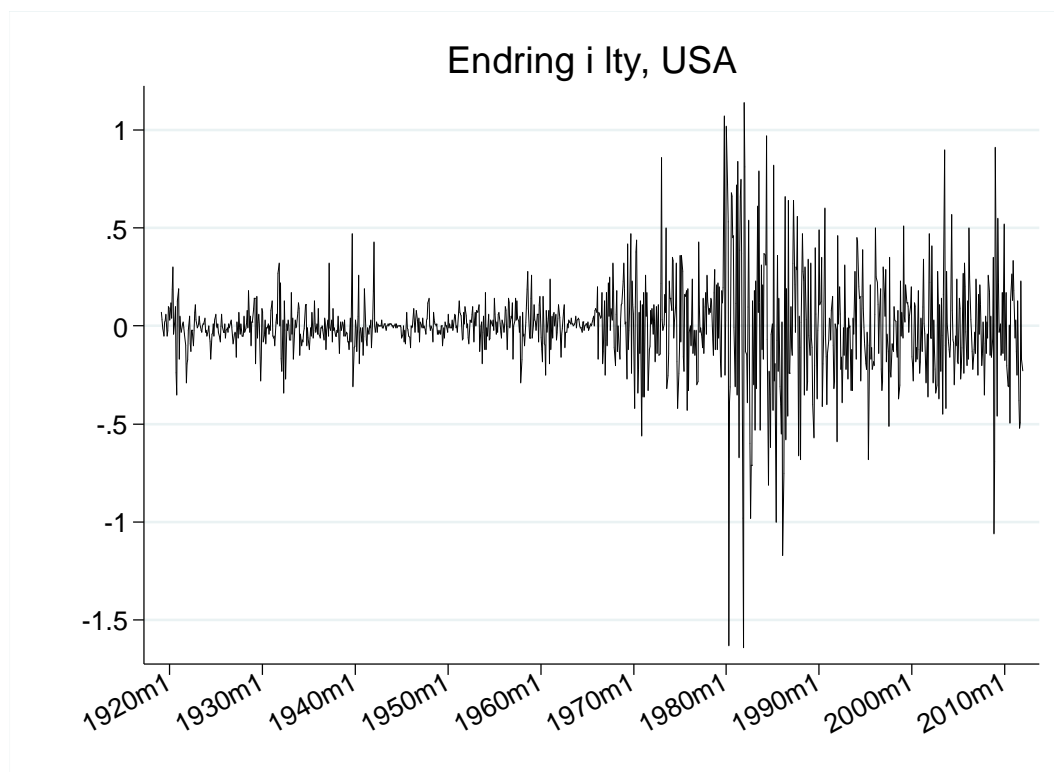
Sverige: Figur 9 viser at grafen for yielden på Sveriges langsiktige statsobligasjoner i stor grad ligner på tilsvarende graf for både USA og Norge. På lang sikt ser yielden på de svenske

statsobligasjonene ut til å stige eksponensielt fra omtrent 2,5% like før 1940-tallet til sitt høyeste nivå like under 15% i første halvdel av 1980-tallet. Derfra følger den en nedadgående trend frem til 2006. For den svenske yielden kan det påpekes at den har vært i større grad volatil i den nedadgående trenden de siste tiårene enn hva tilfellet var for USA og Norge i Figur 7 og Figur 8.

Oppsummerer man grafene i Figur 7, Figur 8 og Figur 9 som viser utviklingen i yielden på de langsiktige statsobligasjonene i henholdsvis USA, Norge og Sverige, er det åpenbare likhetstrekk i hvordan yielden faller fra begynnelsen av datasettet frem til rundt 1940-tallet, hvor den så stiger eksponentielt frem til første halvdel av 1980-tallet og deretter faller langs en relativt jevn trend ned mot det initielle nivået i slutten av tidsserien. Denne karakteristikken er ikke ønskelig i en uavhengig variabel da den strider mot antakelsen om konstant varians.

3.3.2.2 Endring i yield på langsiktige statsobligasjoner

En mulig uavhengig variabel å bruke for å predikere avkastningen er endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner fra en måned til den neste. Som nevnt under gjennomgangen av motivasjonen for valg av aksjeavkastning som variabel, vil man ved å bruke endring i nivået på variabelen bli kvitt de distinkte trendene i tilhørende graf. Figur 10, Figur 11 og Figur 12 viser endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner i USA, Norge og Sverige.

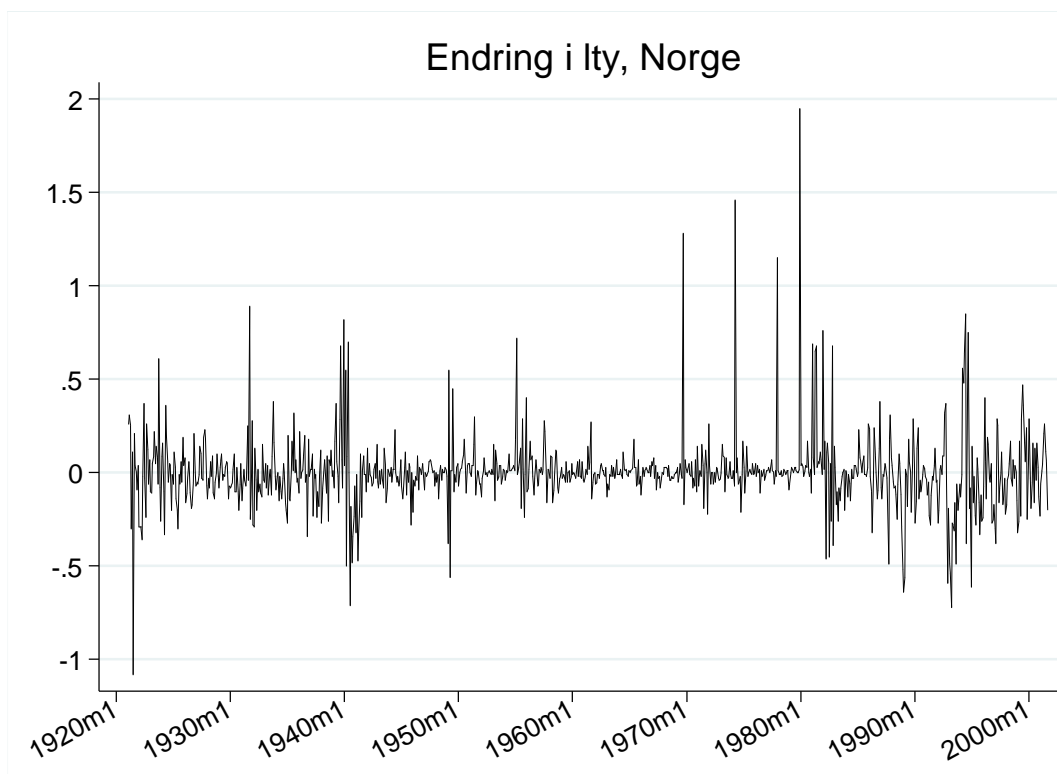


Figur 10: Månedlig endring i yield på langsiktige statsobligasjoner i USA, 1919-2011, målt i prosentpoeng

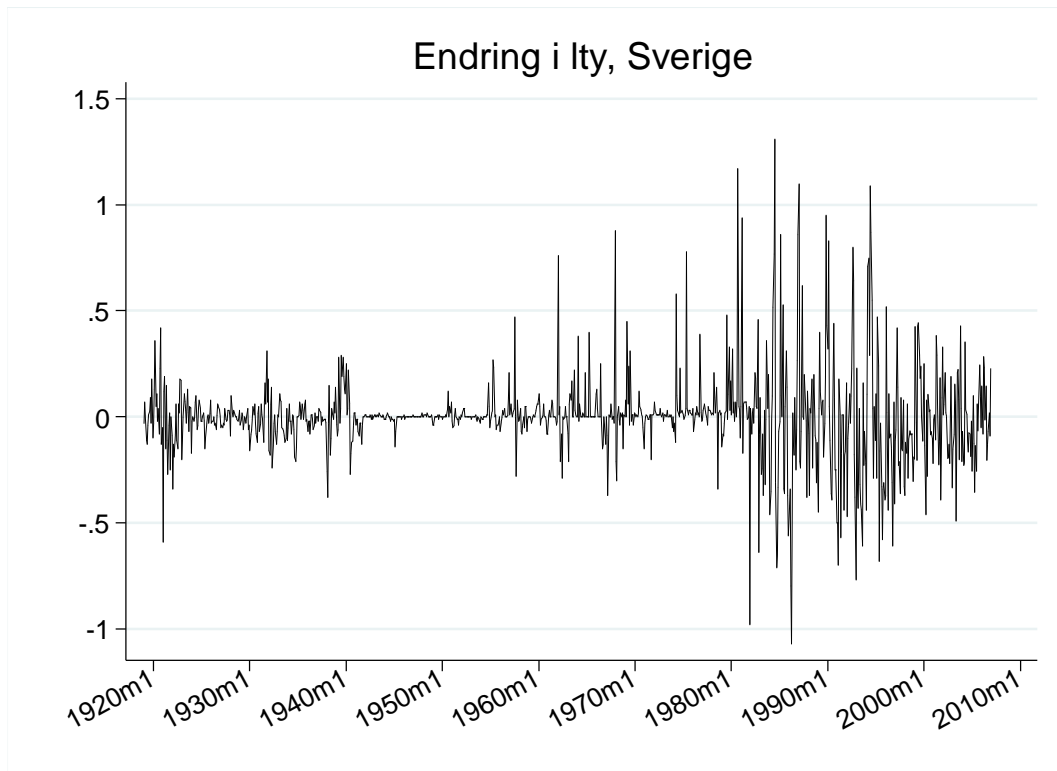
USA: Man kan tydelig se en indikasjon på større varians i de månedlige observasjonene over siste halvdel av tidsserien i Figur 10.

Norge: Relativt til endringene man så i yielden på langsiktige statsobligasjoner i USA ser vi av Figur 11 at endringene i yielden på de norske statsobligasjonene sett over hele tidsserien gir et jevnere inntrykk, selv om det også her er klare indikasjoner på høyere varians de to første tiårene og spesielt fra slutten av 60-tallet og frem til 2001.

Sverige: Grafen fra Figur 12 indikerer at variasjonen i endringene i yielden på de svenske statsobligasjonene er større fra omtrent 1960-tallet og frem til omtrent tusenårsskiftet enn perioden før 1960.



Figur 11: Månedlig endring i yield på langsiktige statsobligasjoners i Norge, 1921-2001, målt i prosentpoeng



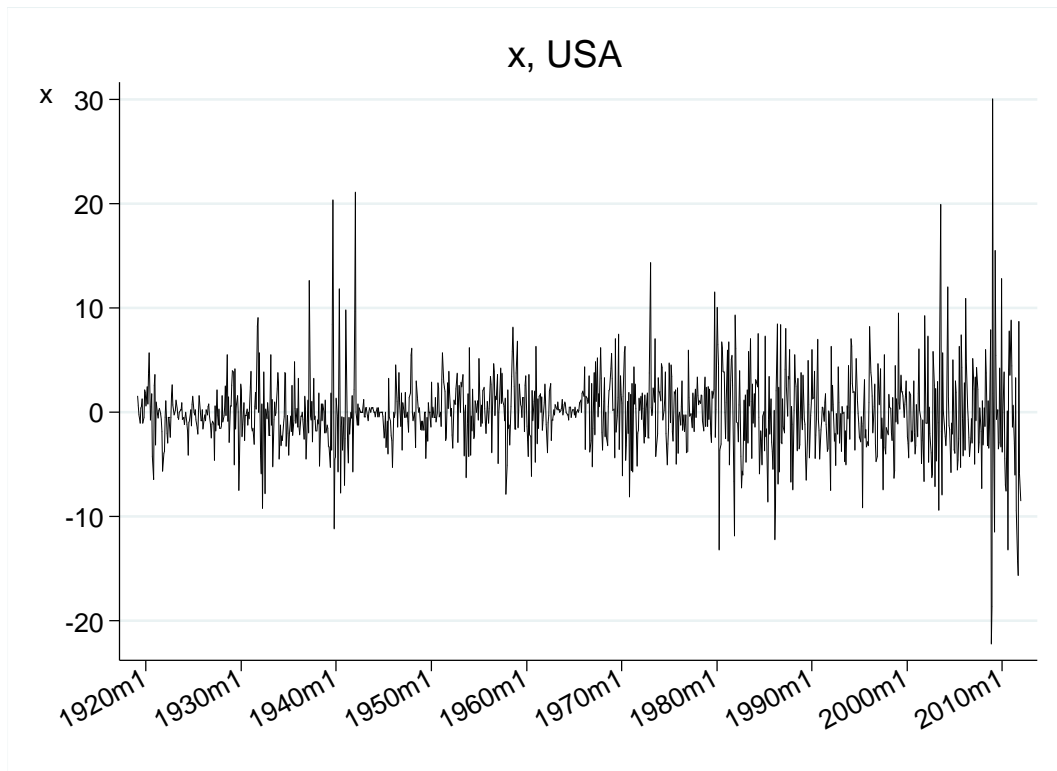
Figur 12: Månedlig endring i yield på langsiktige statsobligasjoner i Sverige, 1918-2006, målt i prosentpoeng

Av Figur 10, Figur 11 og Figur 12 kan man oppsummere at grafene for endringen i yielden på de langsiktige statsobligasjonene i USA, Norge og Sverige indikerer at tidsseriene ikke imøtekommer OLS-antakelsen om konstant varians og dermed ikke egner seg spesielt godt som prediktor av den uavhengige variabelen.

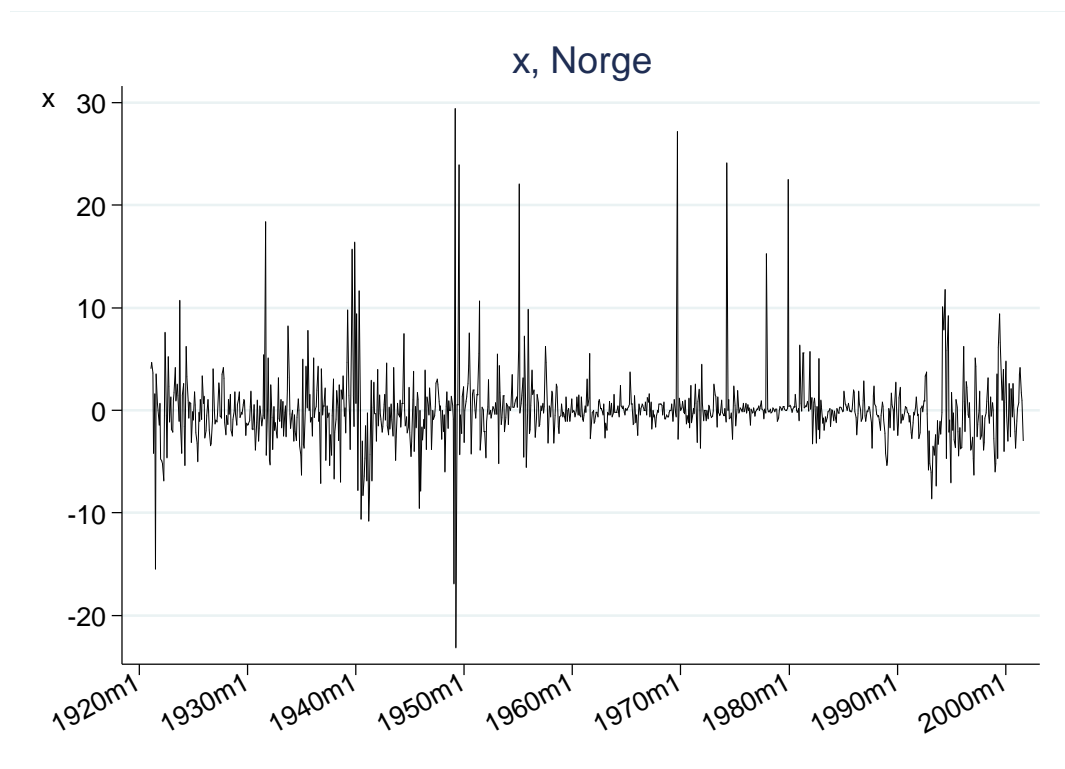
3.3.2.3 Relativ endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner

Etttersom grafene over endring i yielden målt i prosentpoeng for USA, Norge og Sverige antyder tidsvarierende volatilitet, kan problemet med ujevn spredning av variasjon i variabelen reduseres ved å skalere endringen i yielden observert i slutten av den månedlige perioden t med yielden på langsiktige statsobligasjoner observert i slutten av forrige periode ($t - 1$), slik som vist i uttrykk (2). Når man regner ut den relative endringen i yield på langsiktige statsobligasjoner som vist i uttrykk (2) vil man ta med i betraktningen hvor stor endringen er i forhold til nivået yielden på de langsiktige statsobligasjonene lå på. Dette vil forhåpentlig jevne ut variasjonen grafene for den absolute endringen i yielden på langsiktige statsobligasjoner viste. Figur 13, Figur 14 og Figur 15 viser den relative endringen i yielden på langsiktige statsobligasjoner, (x).

USA: Man ser av Figur 13 at volatiliteten i tidsserien for x relativt sett er jevnere enn hva tilfellet er når endringen i yield blir målt i prosentpoeng.



Figur 13: Relativ endring i yield på langsiktige statsobligasjoner i USA, 1919-2011, målt i prosent

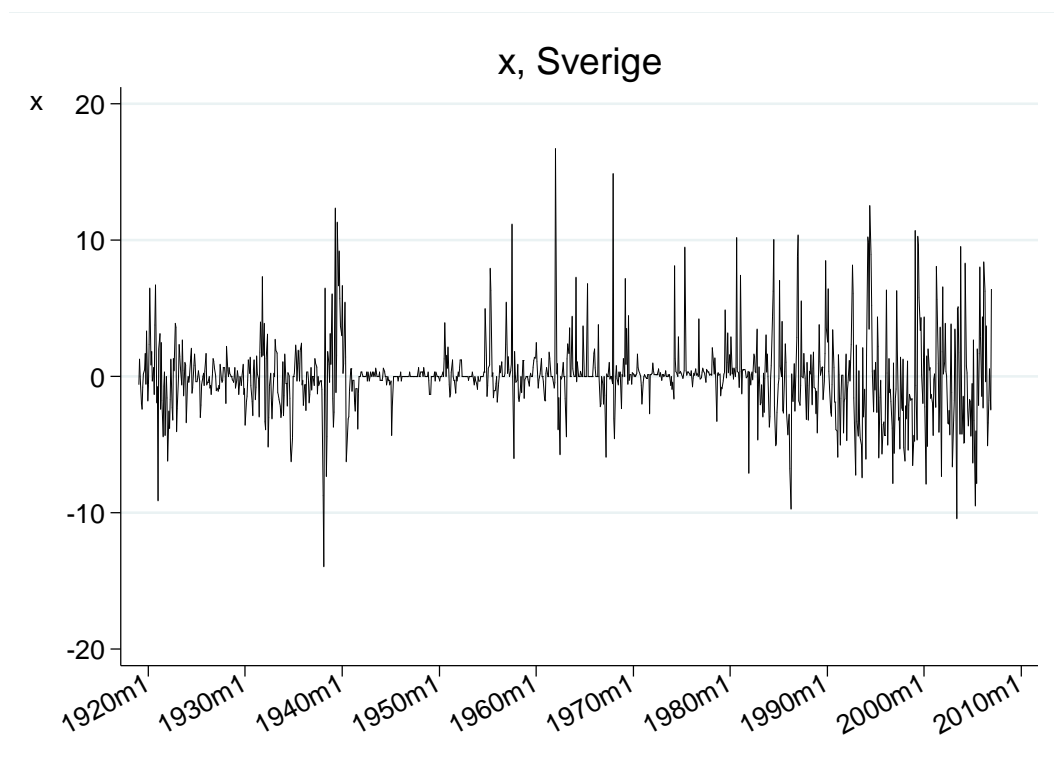


Figur 14: Relativ endring i yelden på langsiktige statsobligasjoner i Norge, 1921-2001, målt i prosent

Norge: Figur 14 viser en periodevis volatil tidsserie for relativ endring i yelden på norske langsiktige statsobligasjoner. Spesielt fremstår grafen volatil fra 1921 til midten av 1950-tallet

hvor det følger en periode med lavere svingninger og innslag av ekstreme observasjoner frem til begynnelsen av 1990-tallet, da det følger en tiårsperiode med relativt større grad av volatilitet.

Sverige: I Figur 15 fremkommer det et mønster i tidsserien som ser ut til å ha en variasjon som er jevnere fordelt sett under ett, enn tilsvarende for de to andre landene. Man kan trekke frem perioden fra begynnelsen av 1980-tallet og ut til 2006 som mer volatil enn for resten av tidsserien.



Figur 15: Relativ endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner i Sverige, 1918-2006, målt i prosent

Ved å se på relativ endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner ser variabelens variasjon ut til å bli jevnere fordelt over perioden. Man kan fortsatt peke på visuelle indikasjoner på ujevn varians over tid, men denne variabelen blir lagt til grunn for regresjonsanalysene av aksjeavkastningen. I neste kapittel vil uttrykk (3) og (4) som viser hvordan den månedlige endringen i yield på langsiktige statsobligasjoner og den månedlige aksjeavkastningen vil bli brukt i ulike grader av glidende gjennomsnitt og «glatte ut» variasjonene ytterligere desto lenger det glidende gjennomsnittet er.

4 Metode

I denne delen av oppgaven vil fremgangsmåten og metoden som skal brukes for å finne ut om det går an å predikere fremtidig avkastning basert på historiske verdier av relativ endring i yield på langsiktige statsobligasjoner bli gjennomgått. Deretter vil det følge en gjennomgang av lineær regresjon.

4.1 Fremgangsmåten

For alle landene blir det gjennomført lineære univariate regresjonsanalyser for å avdekke om det kan identifiseres en predikerbarhet i aksjeavkastning på kort sikt basert på historiske observasjoner av den relative endringen i yielden på langsiktige statsobligasjoner. Regresjonsanalysene blir utført med tolv ulike tidshorisonter på inntil ett år, for å finne den prediksjonsmodellen som er mest presis.

For landene USA, Sverige og Norge, hvor datasettene strekker seg over omtrent 90 år, blir det først gjort regresjonsanalyse for datasettet over hele tidsperioden. Deretter blir datasettene for hvert av disse landene delt opp i tre like store delperioder som testes tilsvarende for å sjekke om resultatet er robust.

En oversikt over inndelingen av datasettene for USA, Norge og Sverige er presentert under.

Land	Total periode	1. delperiode	2. delperiode	3. delperiode
USA	1919-2011	1919-1949	1950-1980	1981-2011
Norge	1921-2001	1921-1947	1948-1974	1975-2001
Sverige	1918-2006	1918-1948	1949-1977	1978-2006

For Australia, Canada, Frankrike, Tyskland, Spania, Italia, Storbritannia og Japan blir det imidlertid gjennomført regresjonsanalyse på datasettene for hvert land kun over de totale tidsperiodene som strekker seg fra 1975 til 2011. Disse landenes datasett er hentet for perioder som strekker seg over et betydelig kortere tidsspenn og er av samme størrelsesorden som den tredje delperioden for USA, Norge og Sverige er og resultatene kan følgelig sammenlignes med resultatene som fremkommer fra dem.

Det testes om hvorvidt avkastningen i hvert av landene kan predikeres basert på historiske verdier av relativ endring i renter på langsiktige statsobligasjoner i både det aktuelle landet (x_{Lokal}), men også USA (x_{USA}). Dette er gjort for å fange opp en eventuell effekt den relative endringen i yielden på amerikanske langsiktige statsobligasjoner kan ha på det lokale

aksjemarkedet i de andre landene, da det ikke er gitt at det kun er yielden på lokale statsobligasjoner som kan ha noe å si for aksjeavkastningen i et land.

Ovenfor er det blitt gjort rede for de ulike datasettene som er benyttet til å beregne henholdsvis månedlig avkastning, y_L , og relativ endring i renter på langsiktige statsobligasjoner, x_L . I litteraturen er det ikke noe konkret svar på hvilken datafrekvens som er best å bruke ved predikering av ulike økonomiske variabler. Man kan bruke eksempelvis daglige, månedlige, kvartalsvise, halvårlige og årlige data. Siden datasettene som er hentet er månedlige blir dataseriene for y_L og x_L testet med tolv forskjellige frekvenser for å finne ut hvilken som passer best. Dette blir gjort ved at k observasjoner av henholdsvis y og x summeres og deretter normaliseres ved at summene blir dividert på den gitte k igjen, slik som vist i ligning (3) og ligning (4). Y_t og X_t er et glidende gjennomsnitt av k månedlige observasjoner av x og y . Med andre ord kan k tolkes som prediksjonshorisont i regresjonsanalysen. Når k er lik 1, er x og y lik henholdsvis X og Y .

Glidende gjennomsnitt av aksjeavkastning baseres på k månedlige observasjoner:

$$Y_t = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k y_{t+i} \quad (3)$$

Glidende gjennomsnitt av yield på langsiktige statsobligasjoner baseres på k månedlige observasjoner:

$$X_t = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k x_{t-i} \quad (4)$$

hvor $k = 1, 2, 3, \dots, 12$.

4.2 Lineær regresjon

Resterende del av inneværende kapittel tar en kort gjennomgang av regresjonsanalyse og er primært basert på informasjon hentet fra *Introductory Econometrics for Finance* av Brooks (2008).

Den klassiske regresjonsmodellen med to variabler er et svært nyttig verktøy for å kunne identifisere og kvantifisere sammenhenger mellom ulike variabler basert på tilgjengelig data. I modellen antas det at det eksisterer en lineær og kausal sammenheng mellom to variabler, Y og X . Ligning (5) beskriver denne sammenhengen:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (5)$$

Her er Y den avhengige variabelen som skal forklares av X , som er den uavhengige variabelen. Koeffisientene α og β er henholdsvis skjæringspunktet og stigningstallet til Y , og er de sanne, men ukjente, populasjonsparametrene. Betegnelsen ε_i er et feilledd som tar høyde for andre variabler og usystematiske forhold som kan gi utslag i verdien på Y_i . Feilleddet er implisitt antatt å være kvantitativt lite, ellers burde flere uavhengige variabler bli inkludert i regresjonen for å forklare avviket. Betegnelsen n står for størrelsen på utvalget, eller med andre ord antall observasjoner (Brooks, 2008).

4.2.1 Populasjonens regresjonslinje

Over flere observasjoner forventes feilleddet ε å være lik null. Da kan den forventede verdien av Y uttrykkes slik som vist i ligning (6):

$$E[Y] = \alpha + \beta X \quad (6)$$

Differansen mellom den faktiske og den forventede verdien av Y tilsvarer feilleddet:

$$Y_i - E[Y_i] = \varepsilon_i \quad (7)$$

4.2.2 Utvalgets regresjonslinje

Siden koeffisientene α og β er ukjente, er populasjonens regresjonslinje også ukjent. For å estimere α og β må man ta utgangspunkt i tilgjengelig datamateriale for variablene Y og X for et gitt utvalg. Den estimerte sammenhengen kalles utvalgets regresjonslinje og kan uttrykkes slik som vist i ligning (8):

$$\hat{Y} = a + bX \quad (8)$$

Her er \hat{Y} den estimerte verdien av Y , mens a og b er estimater på de sanne men ukjente koeffisientene α og β . Når a og b er estimert, kan vi finne verdien av \hat{Y} for hver og en observasjon. Differansen mellom den faktiske og den estimerte verdien av Y kalles *residualer* og er symbolisert med bokstaven e , som vist i ligning (9):

$$Y_i - \hat{Y}_i = e_i, \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (9)$$

4.3 Minste kvadraters metode (OLS)

Observasjonene av verdiene på Y og X i det gitte utvalget, vil danne en spredning av koordinater over en todimensjonal graf. Minste kvadraters metode (*Ordinary Least Squares - OLS*) estimerer den rette linjen som i spredningsområdet vil minimere den totale summen av de kvadrerte residualleddene. Denne summen, S , kan uttrykkes ved hjelp av ligning (10):

$$S = \sum e_i^2 = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum (Y_i - a - bX_i)^2 \quad (10)$$

Det summeres for alle i , det vil si alle observasjonene i utvalget. For å minimere denne summern deriveres S med hensyn på henholdsvis a og b .

$$\frac{\partial S}{\partial a} = -2 \sum (Y_i - a - bX_i) = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial S}{\partial b} = -2 \sum X_i(Y_i - a - bX_i) = 0 \quad (12)$$

Disse førsteordensbetingelsene kan forenkles til to uttrykk som kalles *normalligninger* av *OLS regresjonsanalyse med to variabler*:

$$\sum Y_i = na + b \sum X_i = 0 \quad (13)$$

$$\sum X_i Y_i = a \sum X_i + b \sum X_i^2 = 0 \quad (14)$$

Settes ligning (13) og (14) lik hverandre, kan man løse for de to ukjente estimatene a og b . Disse kalles *OLS-estimatene* av α og β :

$$b = \frac{\sum(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum(X_i - \bar{X})^2} \quad (15)$$

$$a = \bar{Y} - b\bar{X} \quad (16)$$

Her betyr \bar{Y} gjennomsnittlig verdi av alle Y_i i utvalget, og \bar{X} betyr den gjennomsnittlige verdien av alle X_i i utvalget.

4.3.1 Antakelser til grunn for minste kvadraters metode

I den klassiske regresjonsmodellen med to variabler blir den avhengige variabelen, X , antatt å

- i. være ikke-stokastisk,
- ii. ha verdier som er faste i repeterende utvalg,
- iii. ha en varians, $V(X)$, som tilnærmer seg en fast konstant størrelse, V^* , når n går mot uendelig,

mens feilleddet ε er antatt å besitte følgende egenskaper:

- I. Forventet verdi av feilleddet er lik null,

$$E[\varepsilon_i] = 0, \quad \text{for alle } i \quad (17)$$

- II. Konstant varians for alle feilledd,

$$V[\varepsilon_i] = E(\varepsilon_i - E[\varepsilon_i])^2 = E[\varepsilon^2] = \sigma^2, \quad \text{for alle } i \quad (18)$$

- III. Kovariansen mellom feilleddene skal være lik null,

$$Cov[\varepsilon_i, \varepsilon_j] = E[(\varepsilon_i - E[\varepsilon_i])(\varepsilon_j - E[\varepsilon_j])] = E[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0, \quad \text{for alle } i \quad (19)$$

*

- IV. Feilleddene er normalfordelt

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (20)$$

4.4 Hypotesetesting

For denne oppgaven dreier hypotesetestingen seg om hvorvidt den sanne men ukjente β er lik null eller ikke. $\beta \neq 0$ impliserer at Y påvirkes av X , mens $\beta = 0$ betyr det motsatte. Først settes en *nullhypotese* H_0 opp mot en *alternativ hypotese* H_1 :

$$H_0: \beta = 0 \quad \text{mot} \quad H_1: \beta \neq 0 \quad (21)$$

Testobservatoren, TS , er forholdstallet mellom OLS-estimatet b og dets estimerte standardavvik, $\hat{\sigma}_b$, som vist i ligning (22).

$$TS = \frac{b}{\hat{\sigma}_b} \quad (22)$$

Testobservatoren har en t-fordeling med $n - 2$ frihetsgrader, og blir vurdert mot en *kritisk t-verdi*. Den kritiske t-verdien, som blir bestemt av størrelsen på n og et valgt signifikansnivå, angir hvor grensen går for hva som blir betraktet som en tilstrekkelig stor absoluttverdi for TS til å kunne forkaste nullhypotesen. For å avgjøre om man skal forkaste nullhypotesen følger man følgende beslutningsregel:

Hvis absoluttverdien til TS er større enn *kritisk t-verdi*, forkastes H_0 . Hvis ikke dette er tilfelle, må H_0 bli stående. Dersom H_0 forkastes, er det den alternative hypotesen H_1 som gjelder.

Man kan også benytte *p-verdier* for å ta en beslutning om hvorvidt den estimerte β er statistisk signifikant, for et gitt signifikansnivå. P-verdien angir sannsynligheten for at observasjonene i datasettet er forenlig med nullhypotesen. Beslutningsregelen som følger er:

Hvis *p*-verdien er mindre enn signifikansnivået, forkastes H_0 . Hvis ikke dette er tilfelle, må H_0 bli stående. Dersom H_0 forkastes, er det den alternative hypotesen H_1 som gjelder (Thomas, 2005).

4.5 Prediktiv regresjon

Gjennomgangen av den klassiske regresjonsmodellen ovenfor var en presentasjon av regresjon i sin mest generelle form. Datasettene som blir brukt i denne oppgaven for å undersøke predikerbarheten i aksjeavkastning, er tidsseriedata. Derfor er nødvendig å presentere dem i kronologisk rekkefølge. Vi vil finne ut om det er mulig å predikere Y_t basert på X_{t-1} ved hjelp av en regresjonsligning vist i uttrykk (23).

$$Y_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (23)$$

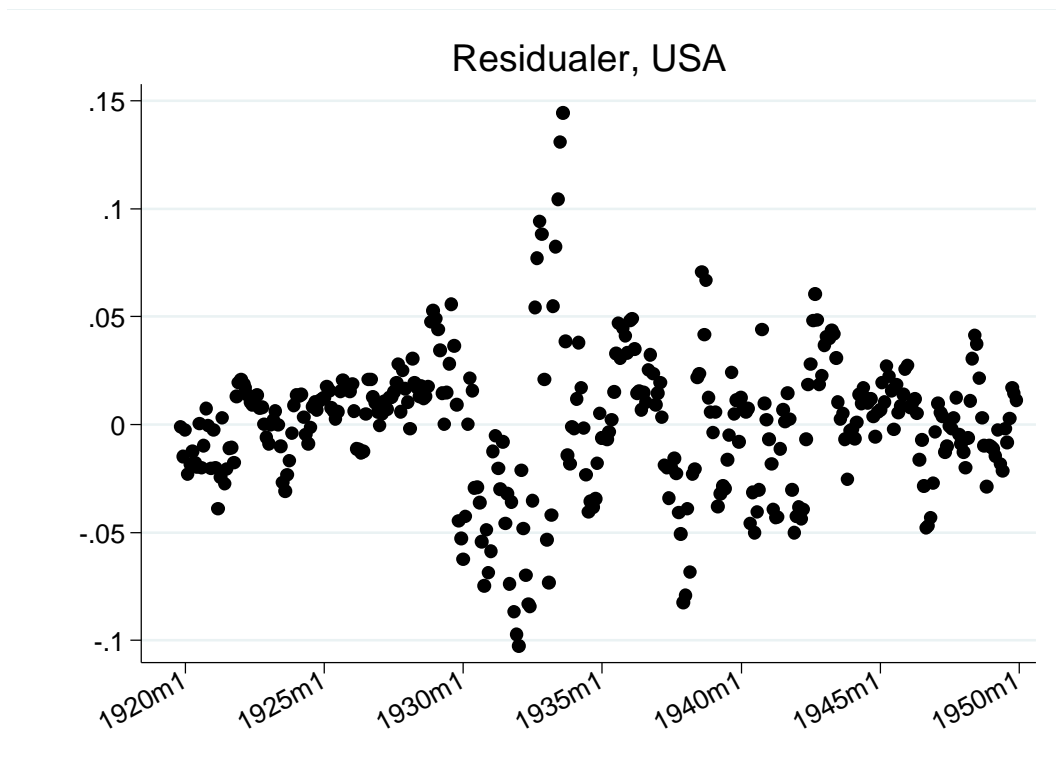
Substitueres uttrykk 3 og 4 inn for Y_t og X_{t-1} får vi uttrykk (24) nedenfor.

$$\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k y_{t+i} = \alpha + \beta \left(\frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} x_{t-i} \right) + \varepsilon_t \quad (24)$$

Som nevnt tidligere vil k her variere fra 1 til 12 slik at Y og X er to overlappende tidsserier med unntak av når k er lik 1.

5 Resultater

Resultatene for de ulike landene varierer når man benytter minste kvadraters metode, men for de datasettene der hvor de estimerte β -koeffisientene er statistisk signifikante, er det stor fare for at regresjonen bryter med de grunnleggende antakelsene om at kovariansen mellom residualene skal være lik null, og at residualenes varians skal være konstant. Med andre ord er det fare for at beslutningene blir feilaktige på grunn av autokorrelasjon og heteroskedastisitet i residualene. Figur 16 viser plottene til residualene som blir generert når man gjør regresjon av den første delperioden av datasettet til USA med en k lik 5. Grafen viser en struktur og varierende spredning i residualene som antyder problemer med autokorrelasjon og heteroskedastisitet.



Figur 16: Residualer for regresjonen til USA's første delperiode, $k = 5$, 1919-1949

For å bevise autokorrelasjon i residualene vist i Figur 16 kan en *Durbin-Watson test* brukes. Nullhypotesen i testen påstår ingen autokorrelasjon ($\rho = 0$), mens alternativhypotesen sier at autokorrelasjonen ikke er lik null ($\rho \neq 0$).

$$H_0: \rho = 0 \quad \text{mot} \quad H_1: \rho \neq 0 \quad (25)$$

Med 1% signifikansnivå forkastes H_0 , da teststatistikken på 0,4 er langt mindre enn Durbin-Watson sin nedre kritiske verdi, d_L . Dette betyr at det er en positiv autokorrelasjon i residualleddene slik som grafen i Figur 16 antyder. For resten av resultatene vil det bli antatt at det er autokorrelasjon i residualleddene, siden de glidende gjennomsnittene i variablene X og Y inneholder kontinuerlig overlappende observasjoner av x og y , med unntak av når k er lik 1.

Videre kan det testes for heteroskedastisitet i residualene som er vist i Figur 16, ved hjelp av *Whites test*¹⁰. Nullhypotesen sier at feilleddene er homoskedastiske, mens alternativhypotesen sier at de er heteroskedastiske.

$$H_0: V[e_t] = \sigma^2 \quad \text{mot} \quad H_1: V[e_t] = \sigma_t^2 \quad (26)$$

For å finne teststobservatoren for *Whites test* må man først kvadrere de estimerte residualene, og kjøre en regresjonsanalyse på en tilleggslikning med den uavhengige variabelen og den kvadrerte uavhengige variabelen fra den originale regresjonslikningen fra uttrykk (24). Hadde det vært flere uavhengige variabler i den originale regresjonslikningen måtte de blitt inkludert i tilleggslikningen på samme måte, samt at kryssproduktet mellom variablene måtte ha blitt inkludert (Brooks, 2008). Tilleggslikningen som følger uttrykk (24) er gitt i uttrykk (27):

$$e^2 = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^2 + v_t \quad (27)$$

Testobservatoren finner man ved å multiplisere forklaringsgraden som fremkommer av denne regresjonen med antall observasjoner i tidsserien (TR^2).

Beslutningsregelen for denne testen er at man forkaster nullhypotesen i uttrykk (26) dersom TR^2 gir en høyere verdi enn den kritiske verdien, gitt av en tabell med oversikt over χ^2 -fordelingen, for et valgt signifikansnivå og antall frihetsgrader. Antall frihetsgrader er lik antall koeffisienter i tilleggslikningen, unntatt skjæringspunktet α_0 . (Brooks, 2008).

¹⁰ Se (White, 1980) for opprinnelig litteratur.

Med eksempelet for residualene vist i Figur 16 forkastes nullhypotesen siden testobservatoren som fremkommer av *Whites test* viser en verdi på 7,24 som er større enn χ^2 -verdien på 5,99 når signifikansnivået er lik 5% og man har to frihetsgrader. Det vil si at datasettet brukt i første delperiode for USA genererer bevis for at antakelsen om homoskedastisitet i residualene for k lik 5 i første delperiode ikke holder.

Av Tabell 1 fremkommer det at heteroskedastisitet i residualene for ulike k kan være et problem i forhold til statistiske beslutninger både for den totale perioden og delperiodene i regresjonsanalysene av USA's avkastning.

Periode	k											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1919-2011	4.94	2.75	1.50	1.24	4.74	6.88	0.82	0.26	0.85	2.18	2.59	3.20
1919-1949	5.03	0.22	0.91	2.10	7.24	11.14	7.45	4.93	1.48	0.13	0.08	0.24
1950-1980	0.08	5.12	4.06	14.97	8.44	6.67	5.56	9.55	13.68	10.24	10.93	6.99
1981-2011	7.16	18.38	0.37	2.06	4.07	3.09	2.31	2.78	6.48	4.62	4.41	3.16

Tabell 1: *Whites test* testobservatorer (TR^2) for USA's datasett. Testobservatorene uthevet med fet skrift har verdier høyere enn den kritiske χ^2 -verdien med to frihetsgrader og 5% signifikansnivå (5,99) og gir bevis for heteroskedastisitet i residualene for tilhørende k .

5.1 Implikasjoner av autokorrelasjon og heteroskedastisitet

Dersom man estimerer med minste kvadraters metode når residualene er heteroskedastiske kan standardavvikene til de estimerte koeffisientene (a og b) i utvalgets regresjonslinje, som ble vist i ligning (9), være feil og medføre feilaktige beslutninger i hypotesetester. For a vil bruddet på den grunnleggende antakelsen om homoskedastisitet (III) normalt medføre et større standardavvik. Effekten på det estimerte standardavviket til b er at det vil bli for lite dersom det er en positiv sammenheng mellom residualenes varians og en kvadrert uavhengig variabel i tilleggsligningen i uttrykk (27) man benytter når man utfører *Whites test*-prosedyren. Dersom det er en negativ sammenheng mellom de sistnevnte størrelsene vil det estimerte standardavviket bli for stort. I praksis så er det ofte et negativt forhold mellom residualenes varians og kvadrerte uavhengige variabler i tilleggsligningen i uttrykk (27) (Brooks, 2008:135). Dermed er tilfellet med underdrevet standardavvik et sannsynlig problem for beslutningstaking ved regresjonanalyse av eksempelvis første delperiode av det amerikanske datasettet i USA som residualene vist i Figur 16 var hentet fra. Når det estimerte

standardavviket for en koeffisient er mindre enn det egentlig burde være, så er sjansen større for at konfidensintervallet til den estimerte koeffisienten ikke dekker null, selv om det egentlig skulle gjort det. Dermed øker sjansen for at det oppstår feilaktige forkastninger av nullhypoteser, og signifikansen av effekten en uavhengig variabel har på den avhengige blir overvurdert.

Problemet med å ignorere positiv autokorrelasjon i residualene er at estimert standardavvik til b blir mindre og bidrar til å øke sannsynligheten for å forkaste en nullhypotese som er sann (Brooks, 2008).

Oppsummert så er autokorrelasjon et problem for samtlige land siden variablene er basert på overlappende observasjoner av x og y , som vist i uttrykk (3) og (4). I tillegg ble det i Tabell 1 påvist problemer med heteroskedastisitet for det amerikanske datasettet både for hele perioden og i delperiodene ved ulike k . Det er ikke utenkelig at dette resultatet også kan gjelde for resten av landene, siden de ulike grafene over datasettene til USA, Norge og Sverige har likhetstrekk og sammenfaller i stor grad.

*Newey-West-prosedyren*¹¹ vil bli brukt til å redusere sjansen for å ta feilaktige beslutninger i regresjonsanalysen. Prosedyren blir brukt for å produsere heteroskedastisitets- og autokorrelasjonskonsistente (*Heteroscedastic and Autocorrelation Consistent - HAC*) standardavvik. Disse HAC-standardavvikene til residualene blir større enn standardavviket til residualene som blir generert når regresjon med minste kvadraters metode gjennomføres selv om det er heteroskedastisitet og autokorrelasjon i residualene (Brooks, 2008). Nullhypotesenes p -verdier korrigeres til et høyere nivå og vesentlig færre nullhypoteser blir forkastet. Det vil si at sjansen for at man konkluderer med at en koeffisient er statistisk signifikant, selv om den egentlig ikke er det, reduseres. Neste avsnitt vil

5.2 Resultater med HAC standardavvik for residualene

USA: For datasettet til USA viser resultatene i Tabell 2 en signifikant negativ sammenheng mellom Y_t og X_{t-1} for hele perioden, fra 1919 til 2011, når variablene er regnet med en k lik 4, 5, 6, 7 og 8. Forklaringsgraden for denne perioden er størst ved en fem måneders horisont og viser en verdi på 5%. For første delperiode, fra januar 1919 til desember 1949, viser resultatene at det er en statistisk signifikant og negativ sammenheng mellom variablene når k

¹¹ Se Newey & West (1987) for opprinnelig litteratur.

er lik 5 og 6. Forklaringsgraden her er 6% for begge horisonter. For den andre delperioden, fra 1950 til 1980, fremkommer det av resultatene at det er en negativ og statistisk signifikant sammenheng for alle k , bortsett fra når k er lik 2. Her er det verdt å merke seg at forklaringsgraden er størst og lik 10% når datafrekvensen er lengst og lik 11 og 12. Derneft faller den til 8% for en k lik 5 og 10. Forklaringsgraden er relativt høy også når k er lik 4, 6 og 9, hvor den viser 6%. I den tredje delperioden, fra 1981 til 2011, er sammenhengen negativ og statistisk signifikant når k er lik 5, 6 og 7. Forklaringsgraden er i følge resultatene lik 4% for alle de signifikante koeffisientene.

Oppsummerer man resultatet for hele tidsserien fra 1919 til 2011 i Tabell 2 kan man trekke fram at koeffisientene for den totale perioden er negativ og statistisk signifikant når k er lik 4, 5, 6, 7, og 8. I de tre delperiodene er det kun når k er lik 5 og 6 at alle viser negative og statistisk signifikante koeffisienter samtidig. Resultatene for regresjonsanalysene for hele perioden er dermed mest robust for disse to horisontene. Forklaringsgraden viser 5%, 6%, 8% og 4% for henholdsvis total periode, og de tre delperiodene i kronologisk rekkefølge når k er lik 5. Forklaringsgraden i tilsvarende rekkefølge når k er lik 6 er henholdsvis 4%, 6%, 6% og 4%. Av forklaringsgraden å dømme vil derfor prediktoren med en k lik 5 predikere marginalt bedre enn en k lik 6.

Resultatet viser med andre ord at den beste horisonten mellom 1 og 12 måneder for å predikere aksjeavkastningen på det amerikanske aksjemarkedet er 5 måneder, med en 6 måneders horisont som en god nummer to. Siden de tre kortere delperiodene ga de samme resultatene som den totale perioden indikerer det at resultatet for er robust for hele perioden. Et interessant trekk ved koeffisientene for det glidende gjennomsnittet på 5 og 6 måneder i de tre delperiodene er at de blir mindre over tid. Koeffisientene som ble estimert for variabler med eksempelvis en k lik 5 har en verdi som viser -0,54 i første delperiode, -0,41 i andre, og -0,21 i siste delperiode Dette kan tyde på at den relative endringen i yielden på de amerikanske langsiktige statsobligasjonene hadde en større effekt på avkastningen i USA i den første delperioden og at denne effekten har avtatt gradvis over tid mot slutten av 1900-tallet og inn i 2000-tallet.

Periode		k											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1919-2011	b	-0.06	-0.04	-0.11	-0.22	-0.33	-0.32	-0.29	-0.24	-0.20	-0.16	-0.13	-0.11
	p-verdi	0.16	0.51	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.06	0.17	0.25	0.33
	R ²	0.00	0.00	0.01	0.02	0.05	0.04	0.03	0.02	0.01	0.01	0.01	0.00
1919-1949	b	0.05	-0.04	-0.22	-0.35	-0.56	-0.55	-0.47	-0.40	-0.31	-0.17	-0.08	-0.03
	p-verdi	0.71	0.78	0.09	0.08	0.04	0.04	0.08	0.19	0.33	0.59	0.80	0.93
	R ²	0.00	0.00	0.01	0.02	0.06	0.06	0.04	0.03	0.02	0.00	0.00	0.00
1950-1980	b	-0.20	-0.08	-0.19	-0.35	-0.41	-0.35	-0.33	-0.32	-0.36	-0.43	-0.49	-0.50
	p-verdi	0.00	0.03	0.05	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.04	0.02	0.01	0.01
	R ²	0.02	0.00	0.02	0.06	0.08	0.06	0.05	0.05	0.06	0.08	0.10	0.10
1981-2011	b	-0.06	-0.03	-0.03	-0.12	-0.21	-0.23	-0.22	-0.15	-0.09	-0.05	-0.04	-0.02
	p-verdi	0.24	0.74	0.70	0.09	0.01	0.01	0.01	0.10	0.38	0.66	0.78	0.89
	R ²	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.04	0.04	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00

Tabell 2: Regresjonsresultater for aksjeavkastningen i USA. Symbolet b er den estimerte koeffisienten β og er skrevet med senket skrift som angir for hvilket lands uavhengige variabel den er estimert for. Koeffisientene b som er skrevet med fet skrift indikerer at de er statistisk signifikante med et 5% signifikansnivå. P-verdier under 5% indikerer statistisk signifikante koeffisientestimer b og R² viser forklaringsgraden for de ulike tidshorisontene k.

Norge: Resultatene i Tabell 3 som viser sammenhengen mellom den norske avkastningen og endring i yield på langsiktige statsobligasjoner i Norge, viser koeffisientene at det er en statistisk signifikant og negativ sammenheng mellom $Y_{Nor,t}$ og $X_{Nor,t-1}$ for hele perioden januar 1921 til september 2001, når variablene er regnet med en k lik 1. Forklaringsgraden er relativ lav og viser 1%. I den første delperioden, hvor datasettet strekker seg fra januar 1921 til desember 1947, blir ingen av nullhypotesene som sier at b_{Nor} er lik null, forkastet siden p-verdien for alle datasettene, uansett hvilken grad av glidende gjennomsnitt variablene har, er større enn signifikansnivået på 5 %. Regresjonsanalysen av den andre delperiodens datasett fra januar 1948 til desember 1974 viser koeffisientene i resultatet en positiv og statistisk signifikant sammenheng mellom $Y_{Nor,t}$ og $X_{Nor,t-1}$ når k er lik 9, 10, 11 og 12. Dette er et resultat som står i kontrast til forventningene om en negativ sammenheng. Regresjonsanalysen av observasjonene fra den tredje delperioden, januar 1975 til september 2011, resulterer i koeffisienter som påviser en negativ og statistisk signifikant sammenheng mellom $Y_{Nor,t}$ og $X_{Nor,t-1}$ når k er lik 1, 2, 3, 4, 5 og 6. Forklaringsgraden viser imidlertid ingen spesielt høye nivåer for noen av de signifikante koeffisientene og ligger på 2% og 3%.

Resultatene i Tabell 3 viser at ingen av koeffisientene b_{USA} er statistisk signifikante for den totale perioden 1921 til 2001, og kan dermed ikke påvise noen sammenheng mellom $Y_{Nor,t}$ og $X_{USA,t-1}$. For den første og den andre delperioden, fra henholdsvis 1921 til 1947 og 1948 til 1974, viser resultatene heller ingen statistisk signifikante b_{USA} -koeffisienter. Ikke før i den siste delperioden som strekker seg fra 1975 til 2001 viser resultatene en statistisk signifikant b_{USA} når k er lik 5. Denne koeffisienten har en negativ verdi på -0,29 og en forklaringsgrad på 3%.

Periode		k											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1921-2001	b_{Nor}	-0.10	-0.08	-0.10	-0.12	-0.10	-0.07	-0.05	-0.01	0.02	0.04	0.07	0.08
	p-verdi	0.00	0.09	0.09	0.07	0.17	0.33	0.57	0.86	0.84	0.63	0.45	0.37
	R^2	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	b_{USA}	0.07	0.04	0.01	-0.07	-0.15	-0.18	-0.16	-0.13	-0.11	-0.12	-0.13	-0.13
	p-verdi	0.16	0.40	0.89	0.40	0.10	0.08	0.14	0.23	0.33	0.33	0.32	0.33
	R^2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01
1921-1947	b_{Nor}	-0.07	-0.04	-0.03	-0.04	0.00	0.03	0.06	0.09	0.11	0.15	0.17	0.18
	p-verdi	0.34	0.57	0.66	0.69	0.97	0.80	0.63	0.42	0.28	0.18	0.15	0.18
	R^2	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.05	0.05
	b_{USA}	0.03	0.02	0.00	-0.05	-0.13	-0.16	-0.14	-0.10	-0.07	-0.02	0.03	0.03
	p-verdi	0.75	0.75	0.98	0.65	0.41	0.36	0.41	0.51	0.60	0.86	0.82	0.83
	R^2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
1948-1974	b_{Nor}	-0.04	0.05	0.03	-0.02	-0.04	0.01	0.13	0.21	0.34	0.41	0.43	0.39
	p-verdi	0.43	0.56	0.79	0.91	0.76	0.90	0.26	0.09	0.02	0.01	0.01	0.01
	R^2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	0.05	0.06	0.07	0.06
	b_{USA}	0.04	0.08	0.15	0.12	0.08	0.01	0.00	0.00	-0.04	-0.11	-0.18	-0.21
	p-verdi	0.65	0.43	0.32	0.52	0.65	0.94	0.98	0.99	0.84	0.59	0.44	0.41
	R^2	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01
1975-2001	b_{Nor}	-0.28	-0.28	-0.30	-0.28	-0.24	-0.23	-0.24	-0.23	-0.23	-0.24	-0.21	-0.17
	p-verdi	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.04	0.06	0.11	0.12	0.11	0.17	0.28
	R^2	0.02	0.02	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01
	b_{USA}	0.12	0.05	-0.04	-0.16	-0.29	-0.29	-0.25	-0.21	-0.17	-0.17	-0.19	-0.18
	p-verdi	0.14	0.60	0.67	0.16	0.04	0.08	0.17	0.27	0.40	0.39	0.36	0.37
	R^2	0.01	0.00	0.00	0.01	0.03	0.03	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

Tabell 3: Regresjonsresultater for aksjeavkastningen i Norge for hele perioden og tre delperioder. Symbolet b er den estimerte koeffisienten β og er skrevet med senket skrift som angir for hvilket lands uavhengige variabel den er estimert for. Koeffisientene som er skrevet med fet skrift indikerer at de er statistisk signifikante for et 5% signifikansnivå. P-verdier under 5% angir statistisk signifikante koeffisientestimer og R^2 viser forklaringsgraden ved de ulike tidshorisontene k .

Basert på resultatene for regresjonsanalysen av den norske avkastningen, ser hverken den relative endringen i yielden på norske eller amerikanske langsiktige statsobligasjoner ut til å kunne predikere den norske avkastningen. Riktignok viser b_{Nor} en negativ og statistisk signifikant verdi når variablene blir regnet med en k lik 1, men denne har en tilhørende relativt lav forklaringsgrad på 1%. Regresjonene med yielden på de norske langsiktige statsobligasjonene gir tvetydige resultater i form av både positive og negative verdier av b_{Nor} i henholdsvis den andre og tredje delperioden. Grunnen til denne tvetydigheten er ukjent og vil ikke vurderes videre siden man forventer en negativ sammenheng. Regresjonene med yielden på de langsiktige statsobligasjonene i USA, viser kun en statistisk signifikant effekt på den norske avkastningen i tredje delperiode når k er lik 5, og koeffisienten har negativt foregn.

Sverige: Resultatene i Tabell 4 som viser sammenhengen mellom den svenske avkastningen $Y_{Sve,t}$ og endring i yield på langsiktige statsobligasjoner i Sverige $X_{Sve,t-1}$ viser at koeffisientene er negativ men ikke statistisk signifikant for noen k i den totale perioden 1918 til 2006. I den første delperioden er koeffisienten b_{Sve} negativ og statistisk signifikant når variabelene er regnet med k er lik 3, 4, 5, 6 og 7. Forklaringsgraden i denne delperioden er relativt høy og viser en verdi på 8% for k lik 5. Koeffisienten b_{Sve} er negativ og statistisk signifikant i andre delperiode når k er lik 12 og har en forklaringsgrad på 6%. I den tredje delperioden, fra 1978 til 2006, viser resultatene at ingen av b_{Sve} -koeffisientene for de forskjellige k var statistisk signifikante.

Ser man på resultatene som viser sammenhengen mellom den svenske avkastningen $Y_{Sve,t}$ og endring i yield på langsiktige statsobligasjoner i USA $X_{USA,t-1}$ i Tabell 4 ser man negative og statistisk signifikante koeffisienter b_{USA} i den totale perioden fra 1918 til 2006 når variablene er regnet med k lik 3, 4, 5 og 6. Den første delperioden viser ingen statistisk signifikans for b_{USA} for noen horisonter. I både den andre og tredje delperioden observeres negative og statistisk signifikante b_{USA} -koeffisienter. I den andre delperioden fra 1949 til 1977 er de negative og statistisk signifikante når variablene regnes med k lik 3, 4 og 5, og med høyest forklaringsgrad på 5% når k er lik 4. I den tredje delperioden, fra 1978 til 2006, viser resultatene en negativ og statistisk signifikant b_{USA} -koeffisient når variablene regnes med en k lik 2. Forklaringsgraden på 1% er relativt lav.

Periode		k											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1918-2006	b_{Sve}	-0.06	-0.11	-0.11	-0.11	-0.10	-0.09	-0.12	-0.14	-0.16	-0.18	-0.18	-0.17
	p-verdi	0.31	0.11	0.19	0.26	0.36	0.37	0.26	0.16	0.10	0.07	0.08	0.12
	R^2	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
	b_{USA}	0.01	-0.09	-0.16	-0.24	-0.27	-0.24	-0.20	-0.17	-0.16	-0.18	-0.19	-0.19
	p-verdi	0.79	0.12	0.03	0.01	0.01	0.04	0.09	0.17	0.21	0.20	0.18	0.21
	R^2	0.00	0.00	0.01	0.02	0.03	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
1918-1948	b_{Sve}	-0.03	-0.20	-0.30	-0.39	-0.40	-0.36	-0.32	-0.29	-0.27	-0.23	-0.19	-0.14
	p-verdi	0.85	0.15	0.03	0.01	0.01	0.01	0.03	0.06	0.10	0.16	0.25	0.39
	R^2	0.00	0.01	0.04	0.07	0.08	0.07	0.06	0.05	0.04	0.03	0.02	0.01
	b_{USA}	0.06	-0.01	-0.13	-0.20	-0.27	-0.30	-0.32	-0.35	-0.38	-0.41	-0.43	-0.45
	p-verdi	0.51	0.88	0.25	0.19	0.18	0.14	0.07	0.07	0.05	0.05	0.05	0.06
	R^2	0.00	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.04	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06
1949-1977	b_{Sve}	0.01	-0.11	-0.18	-0.20	-0.24	-0.27	-0.33	-0.37	-0.39	-0.42	-0.45	-0.47
	p-verdi	0.90	0.20	0.12	0.13	0.08	0.09	0.09	0.09	0.08	0.07	0.05	0.04
	R^2	0.00	0.00	0.01	0.01	0.02	0.02	0.03	0.04	0.04	0.05	0.05	0.06
	b_{USA}	0.05	0.00	-0.18	-0.29	-0.28	-0.24	-0.18	-0.15	-0.18	-0.20	-0.23	-0.23
	p-verdi	0.43	0.97	0.04	0.01	0.02	0.07	0.27	0.40	0.36	0.31	0.27	0.28
	R^2	0.00	0.00	0.02	0.05	0.04	0.03	0.02	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02
1978-2006	b_{Sve}	-0.09	-0.06	0.00	0.48	0.09	0.08	0.04	0.00	-0.04	-0.08	-0.10	-0.11
	p-verdi	0.23	0.51	0.99	0.70	0.53	0.58	0.76	0.99	0.75	0.53	0.46	0.47
	R^2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
	b_{USA}	-0.03	-0.18	-0.18	-0.27	-0.28	-0.23	-0.17	-0.11	-0.07	-0.08	-0.09	-0.08
	p-verdi	0.66	0.05	0.14	0.07	0.09	0.20	0.37	0.58	0.74	0.69	0.65	0.68
	R^2	0.00	0.01	0.01	0.02	0.03	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabell 4: Regresjonsresultater for aksjeavkastningen i Sverige. Symbolet b er den estimerte koeffisienten β og er skrevet med senket skrift som angir hvilket lands uavhengige variabel den er estimert for. Koeffisientene som er skrevet med fet skrift indikerer at de er statistisk signifikante med 5% signifikansnivå. P-verdier under 5% angir statistisk signifikante koeffisientestimer b og R^2 viser forklaringsgraden de ulike tidshorisontene k gir.

Oppsummert kan ikke resultatene i Tabell 4 påvise at de relative endringene i yielden på svenske og amerikanske langsiktige statsobligasjoner fremstår som en spesielt god prediktor for den svenske aksjeavkastningen over den totale perioden. Et interessant funn i resultatene er imidlertid at koeffisientene for X_{Sve} er statistisk signifikante i de to første delperiodene mens koeffisientene for X_{USA} er statistisk signifikante i de to siste delperiodene. Funnet kan kanskje tolkes dit hen, eller forklares av, at svenske investorer har vridt investeringer sine fra svenske og over til amerikanske statsobligasjoner over de tre delperiodenes tidsløp og dermed reagerer i større grad på utviklingen i det amerikanske obligasjonsmarkedet. I likhet med resultatene for den amerikanske avkastningen ser vi at de negative og statistisk signifikante

koeffisientene for de tre delperiodene blir mindre desto nærmere delperiodens tidsintervall kommer opp mot i dag. Dette støtter opp om indikasjonen på at relative endringer har mindre å si for utviklingen aksjekursen i nyere tid relativt til tidligere på 1900-tallet.

Resultater for de resterende landene vises i Tabell 5.

Australia: Resultatet viser at koeffisienten til X_{Aus} er negativ og statistisk signifikant når det blir tatt glidende gjennomsnitt av de 7, 8 og 9 siste observasjonene til variablene. Her er forklaringsgraden 3% for alle de signifikante koeffisientene.

Koeffisientene for X_{USA} er negative og statistisk signifikante når variabelen blir regnet med en k lik 5, 6 og 7, samt når horisonten er månedlig ($k = 1$). Her er forklaringsgraden høyere enn tilfellet for endringen i yield på australske statsobligasjoner, og ligger på 5% både når k er lik 6 og 7. I tillegg er koeffisienten større for X_{USA} . Alt i alt kan dette tyde på at endring i yelden på de amerikanske langsiktige statsobligasjonene har hatt mest å si for avkastningen i det australske aksjemarkedet og er best å bruke for kortsiktig prediksjon.

Canada: Resultatene viser ingen statistisk signifikante koeffisienter hverken for X_{Can} eller X_{USA} .

Frankrike: Det franske datasettet viser at både X_{Fra} og X_{USA} har hatt signifikant effekt på den franske avkastningen for den angitte perioden. Koeffisientene for X_{Fra} er negative og statistisk signifikante når variablene blir regnet ut med glidende gjennomsnitt av fra og med 4 til og med 12 månedlige observasjoner. Forklaringsgradens største nivå er 6% og fremkommer ved de fem lengste horisontene når k er lik 8, 9, 10, 11 og 12.

Ifølge resultatene er sammenhengen mellom den franske avkastningen $Y_{Fra,t}$ og $X_{USA,t-1}$ negativ og statistisk signifikant for denne perioden når variablene er regnet en med k lik 5 og 6. Forklaringsgraden er 3% og dermed bare halvparten av forklaringsgraden den relative endringen i franske statsobligasjoner. Den beste prediktoren for fransk avkastning i den aktuelle perioden blir derfor endring i yield på franske langsiktige statsobligasjoner med enten 8, 9, 10, 11 eller 12 måneders horisont.

Italia: Det italienske datasettet viser i testene at det er en negativ og statistisk signifikant sammenheng mellom både X_{Ita} og X_{USA} og den italienske aksjeavkastningen. For X_{Ita} gjelder dette når variablene er regnet ut med k lik 7, 8, 9, 10, 11 og 12. Den høyeste

forklaringsgraden er 6% og fremkommer når variablene er regnet med en tolv måneders horisont. Koeffisienten er også relativt stor (-0,43).

Koeffisienten til X_{USA} er negativ og statistisk signifikant kun når variablene blir utregnet en k lik 5. Resultatet indikerer dermed at en relativ endring i italienske langsiktige statsobligasjoner med en k lik 12 er den beste tidsfrekvensen å benytte for prediksjon av den italienske avkastning innenfor den aktuelle perioden.

Japan: Japans avkastning for den gitte perioden viser kun en statistisk signifikant sammenheng med X_{USA} , og ikke med X_{Jap} . Sammenhengen er negativ og statistisk signifikant når variablene blir utregnet med k lik 5, 6, og 7. Forklaringsgraden er 3% og størst når k er lik 7. Dette kan tyde på at japanske investorer i større grad er vridd mot amerikanske langsiktige statsobligasjoner enn japanske som alternativ til det japanske aksjemarkedet.

Spania: Testene som gjøres på det spanske datasettet viser at landets avkastning Y_{Spa} ikke har noen statistisk signifikant sammenheng med X_{Spa} for noen av de tolv ulike gradene av glidende gjennomsnitt. Det ble derimot påvist en negativ og statistisk signifikant sammenheng mellom den spanske avkastningen Y_{Spa} og X_{USA} når k er lik 1. Forklaringsgraden er kun 2%. Dette tyder på at i den aktuelle perioden er ikke relativ endring i yield på amerikanske eller spanske langsiktige statsobligasjoner noen særlig god prediksjonsmodell for den spanske avkastningen.

Tyskland: For det tyske datasettet viser resultatene at det er en negativ og statistisk signifikant sammenheng mellom den tyske avkastningen Y_{Tys} og relativ endring i rentenivået på både tyske og amerikanske langsiktige statsobligasjoner, X_{Tys} og X_{USA} . Den negative og statistisk signifikante sammenhengen med X_{Tys} påvises når variablene blir beregnet med k lik 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11 og 12. Den største forklaringsgraden er 7% og oppnås ved en horisont på 7, 8 og 11 måneder. Sammenhengen mellom Y_{Tys} og X_{USA} er negativ og statistisk signifikant når variablene blir regnet ut med glidende gjennomsnitt av henholdsvis de 5, 6 og 7 neste månedlige observasjonene. For samtlige av disse horisontene er forklaringsgraden 4%. Resultatene for perioden kan dermed tyde på at den tyske avkastningen i størst grad predikeres av relativ endring i yelden på tyske langsiktige statsobligasjoner med glidende gjennomsnitt av de 11 foregående månedene.

Storbritannia: Testene for det britiske datasettet over den gitte tidsperioden viser en negativ og statistisk sammenheng mellom $Y_{UK,t}$ og $X_{USA,t-1}$ når variablene blir utregnet med k lik 5 og 6. Forklaringsgraden er 2% for begge horisontene. For koeffisientene til X_{UK} påvises ingen statistisk signifikant sammenheng for noen grad av glidende gjennomsnitt i variablene.

Oppsummert viser resultatene for regresjonsanalysene av Australia, Canada, Frankrike, Italia, Japan, Spania, Storbritannia og Tyskland at varierende resultater. Fire av landene (Australia, Frankrike, Italia og Tyskland) sine aksjeavkastninger ser ut til å bli påvirket av tidligere observasjoner av både den lokale uavhengige variabelen, X_{Lokal} , og den amerikanske, X_{USA} siden det observeres statistisk signifikante og negative koeffisienter, både b_{Lokal} og b_{USA} . Det er verdt å merke seg at resultatene for tre av disse landene igjen (Frankrike, Italia og Tyskland) viser at den lokale aksjeavkastningen påvirkes av den lokale uavhengige variabelen for relativt mange forskjellige horisonter og har relative høye verdier på forklaringsgraden. Tre av landene (Japan, Spania og Storbritannia) sine aksjeavkastninger ser ikke ut til å bli påvirket av endringen i yielden på langsiktige statsobligasjoner utstedt i sine egne land, X_{Lokal} , men viser statistisk signifikante og negative b_{USA} for ulike k . I kun ett av landene (Canada) ser ikke aksjeavkastningen ut til å bli påvirket av hverken X_{Lokal} eller X_{USA} siden ingen av p-verdiene er under signifikansnivået på 5%. Resultatene for alle landene sett under ett, og på tvers av om de estimerte koeffisientene er for den lokale eller amerikanske uavhengige variabelen, så er det når variablene er regnet med en k lik 5 at flest koeffisienter er negative og statistisk signifikante.

		1975 (eller senere) - 2011											
k		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Australia	b _{Aus}	0.11	0.01	0.02	0.01	-0.06	-0.15	-0.20	-0.21	-0.22	-0.22	-0.21	-0.18
	p	0.11	0.85	0.79	0.95	0.48	0.09	0.03	0.04	0.04	0.06	0.09	0.16
	R ²	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02
	b _{USA}	-0.11	-0.05	-0.03	-0.13	-0.22	-0.27	-0.29	-0.24	-0.21	-0.20	-0.19	-0.17
	p	0.03	0.46	0.71	0.11	0.01	0.01	0.01	0.07	0.17	0.25	0.30	0.34
	R ²	0.01	0.00	0.00	0.01	0.03	0.05	0.05	0.03	0.02	0.02	0.02	0.01
Canada	b _{Can}	-0.09	-0.10	-0.07	-0.09	-0.16	-0.16	-0.14	-0.09	-0.06	-0.06	-0.08	-0.08
	P	0.11	0.24	0.40	0.35	0.16	0.23	0.36	0.58	0.72	0.74	0.62	0.61
	R ²	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	b _{USA}	-0.05	-0.04	0.00	-0.05	-0.12	-0.11	-0.09	-0.01	0.04	0.05	0.04	0.05
	p	0.34	0.48	0.95	0.49	0.14	0.27	0.43	0.94	0.78	0.73	0.79	0.74
	R ²	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Frankrike	b _{Fra}	-0.11	0.02	-0.16	-0.23	-0.26	-0.29	-0.33	-0.35	-0.36	-0.36	-0.36	-0.35
	p	0.13	0.86	0.11	0.03	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
	R ²	0.01	0.00	0.01	0.03	0.03	0.04	0.05	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
	b _{USA}	-0.07	-0.03	-0.05	-0.18	-0.27	-0.27	-0.23	-0.18	-0.15	-0.11	-0.09	-0.08
	p	0.23	0.73	0.55	0.08	0.02	0.04	0.09	0.19	0.33	0.48	0.60	0.65
	R ²	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.03	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00
Italia	b _{Ita}	0.05	-0.14	-0.20	-0.23	-0.30	-0.30	-0.33	-0.34	-0.35	-0.37	-0.41	-0.43
	P	0.64	0.17	0.08	0.09	0.05	0.06	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.03
	R ²	0.00	0.01	0.01	0.02	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.05	0.06
	b _{USA}	-0.07	-0.08	-0.13	-0.24	-0.30	-0.25	-0.15	-0.06	0.06	0.17	0.22	0.24
	P	0.37	0.43	0.26	0.06	0.03	0.13	0.45	0.82	0.84	0.58	0.49	0.44
	R ²	0.00	0.00	0.01	0.02	0.03	0.02	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01
Japan	b _{Jap}	-0.01	0.01	0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.03	-0.04	-0.05	-0.06	-0.07	-0.08
	P	0.66	0.78	0.85	0.96	0.92	0.82	0.72	0.60	0.47	0.38	0.25	0.16
	R ²	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01
	b _{USA}	-0.01	0.05	0.00	-0.12	-0.21	-0.22	-0.24	-0.21	-0.21	-0.21	-0.22	-0.23
	P	0.80	0.42	0.95	0.12	0.02	0.04	0.05	0.13	0.22	0.28	0.29	0.26
	R ²	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
Spania	b _{Spa}	-0.08	-0.13	0.16	-0.16	-0.17	-0.17	-0.16	-0.18	-0.21	-0.23	-0.26	-0.30
	P	0.30	0.19	0.12	0.13	0.12	0.12	0.12	0.11	0.09	0.12	0.13	0.12
	R ²	0.00	0.01	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.04	0.05
	b _{USA}	-0.16	-0.07	-0.01	-0.09	-0.19	-0.19	-0.17	-0.11	-0.08	-0.08	-0.12	-0.15
	P	0.01	0.41	0.93	0.33	0.06	0.12	0.20	0.05	0.64	0.67	0.57	0.47
	R ²	0.02	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Storbritannia	b _{UK}	-0.06	0.00	0.01	-0.06	-0.07	-0.07	-0.05	-0.01	-0.02	-0.02	-0.01	-0.19
	P	0.28	0.96	0.94	0.45	0.40	0.42	0.63	0.89	0.85	0.87	0.94	0.85
	R	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	b _{USA}	-0.04	-0.11	-0.09	-0.15	-0.16	-0.14	-0.11	-0.07	-0.04	-0.03	-0.01	0.01
	P	0.43	0.13	0.15	0.05	0.04	0.11	0.20	0.40	0.68	0.77	0.93	0.92
	R ²	0.00	0.01	0.01	0.02	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Tyskland	b _{Tys}	0.01	0.01	-0.11	-0.20	-0.26	-0.30	-0.33	-0.33	-0.34	-0.34	-0.34	-0.34
	P	0.92	0.93	0.22	0.06	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	R ²	0.00	0.00	0.01	0.03	0.04	0.06	0.07	0.07	0.06	0.06	0.07	0.06
	b _{USA}	-0.11	-0.03	-0.03	-0.16	-0.28	-0.29	-0.28	-0.22	-0.13	-0.06	0.01	0.05
	P	0.06	0.70	0.68	0.07	0.01	0.01	0.02	0.10	0.34	0.64	0.96	0.70
	R ²	0.01	0.00	0.00	0.01	0.04	0.04	0.04	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00

Tabell 5: Resultater fra regresjonsanalysene for Australia, Canada, Frankrike, Italia, Italia, Japan, Spania,

(Forts.) Storbritannia og Tyskland sin aksjeavkastning. Symbolet b er den estimerte koeffisienten β og den senkede skriften angir hvilket lands uavhengige variabler den har blitt estimert for i regresjonsanalysen. Koeffisientene som er skrevet med fet skrift indikerer statistisk signifikans for et 5% signifikansnivå. P-verdier under 5% gir statistisk signifikante koeffisientestimer b og R^2 viser forklaringsgraden ved de ulike tidshorizontene k .

Som det ble redegjort for i kapittel 4, er aksjeindeksene og yelden på de langsiktige statsobligasjonene for USA i denne oppgaven hentet fra samme datasett som Goyal og Welch (2008) brukte da de foretok sine undersøkelser av hvorvidt en rekke av de mest brukte variablene i litteraturen kunne predikere egenkapitalpremien på aksjeindeksen som tilsvarer S&P 500. Basert på deres resultat konkluderte de med at yelden på langsiktige statsobligasjoner ikke kunne predikere egenkapitalpremien på aksjeindeksen som ble brukt i denne oppgaven. Dette avviker fra resultatene i denne oppgaven som for den amerikanske aksjeavkastningen fant at ved å se på endringen i yelden på langsiktige statsobligasjoner i USA kan predikere på kort sikt. Dette funnet gikk igjen for både hele perioden og de tre delperiodene.

Med tanke på videre forskning kunne det vært interessant å undersøke hvorfor resultatene for det norske datasettet avviker fra USA og ikke minst Sverige sine resultater, med tanke på både X_{Lokal} og X_{USA} sin evne til å predikere den aksjeavkastningen i det aktuelle landet. Det kan undersøkes videre om investorene i Norge var mer orientert mot langsiktige statsobligasjoner i andre land, eksempelvis Sverige, Storbritannia eller Tyskland, ihvertfall for den første halvdel av 1900-tallet. Et annet forskningsområde kan være den avtakende koeffisientverdien man observerer over delperiodenes kronologiske rekkefølge. Et annet spørsmål som melder seg når man ser på resultatet er hvilke faktorer som spiller inn for om aksjeavkastningen i nyere tid i et gitt land er mest påvirket av yelden på langsiktige statsobligasjoner i eget land eller i USA.

6 Konklusjon

Denne oppgaven undersøker om det er predikerbarhet i aksjeavkastningen til elleve forskjellige land på kort sikt med utgangspunkt i yield på langsiktige statsobligasjoner. Datasettene strekker seg over et tidsrom på i underkant av hundre år for tre av landene, og over nesten 40 år for de åtte andre. Undersøkelsene ser også på tolv forskjellige tidshorisonter innenfor den kortsiktige avgrensningen på ett år i predikeringen.

Basert på regresjonsanalysene av aksjeavkastningene i USA, Norge og Sverige så viser resultatene at det er den amerikanske aksjeavkastningen som i størst grad er predikerbar over den totale perioden. Med endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner som prediktor for den amerikanske avkastningen, fremstår en prediksjonshorison på fem måneder som den med høyest forklaringsgrad. Resultatene av delperiodene i USA, Norge og Sverige viser at effekten som endring i yielden på langsiktige statsobligasjoner har hatt på aksjeavkastningen, har vært avtakende over den totale perioden i form av at verdien i de statistisk signifikante koeffisientene har beveget seg nærmere mot null over tid. I tillegg tyder resultatene for det svenske datasettet i de tre delperiodene på at investorer i Sverige i større grad reagerer på utviklingen i yielden på de amerikanske langsiktige statsobligasjonene og i mindre grad på utviklingen i yielden på statsobligasjonene i sitt eget land. Resultatene for datasettene til de åtte andre landene støtter oppunder påstanden om at endringen i yielden på langsiktige statsobligasjoner i USA har en bedre evne til å predikere lokal aksjeavkastning i nyere tid enn endring i yielden på langsiktige lokale statsobligasjoner. Støtten fremstår i form av at koeffisientene til endring i yielden på amerikanske langsiktige statsobligasjoner for syv av de åtte landene har negativt fortegn og er statistisk signifikante, mot at kun halvparten av landene har en aksjeavkastning som påvirkes av statistisk signifikante og negative koeffisienter for endring i yielden på lokale langsiktige statsobligasjoner.

7 Referanser

- Asness, C. (2003). Fight the Fed model: the relationship between stock market yields, bond market yields, and future returns. *Bond Market Yields, and Future Returns (December 2002)*.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2 ed.). New York: Cambridge University Press.
- Campbell, J. Y. (1987). Stock returns and the term structure. *Journal of financial economics*, 18(2), 373-399.
- Durré, A., & Giot, P. (2007). An International Analysis of Earnings, Stock Prices and Bond Yields. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(3-4), 613-641. doi: 10.1111/j.1468-5957.2007.02010.x
- Goyal, A., & Welch, I. (2008). A Comprehensive Look at The Empirical Performance of Equity Premium Prediction. *Review of Financial Studies*, 21(4), 1455 - 1508.
- Klovland, J. T. (2004a). Bond markets and bond yields in Norway 1820 - 2003. *1819 - 2003*, 99.
- Klovland, J. T. (2004b). Historical stock price indices in Norway 1914 - 2003. *1819 - 2003*, 329.
- Lamont, O. (1998). Earnings and expected returns. *the Journal of Finance*, 53(5), 1563-1587.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple , Positive Semi - Definite , Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703.
- Patelis, A. D. (1997). Stock return predictability and the role of monetary policy. *the Journal of Finance*, 52(5), 1951-1972.
- Pontiff, J., & Schall, L. D. (1998). Book-to-market ratios as predictors of market returns. *Journal of financial economics*, 49(2), 141-160.
- Shiller, R. J., & Beltratti, A. E. (1992). Stock prices and bond yields: Can their comovements be explained in terms of present value models? *Journal of Monetary Economics*, 30(1), 25-46.
- Thomas, R. L. (2005). *Using Statistics in Economics*. New York: McGraw-Hill Education (UK) Limited.
- Waldenström, D. (2007). Swedish stock prices and returns and bond yields, 1856-2006.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity - Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817.